

投稿：論文

コホート出生率決定要因の再検討 ——都道府県パネルデータによる実証分析——

牧田 修治*¹, 豊田 哲也*², 奥嶋 政嗣*², 水ノ上 智邦*³

抄 録

本研究では、コホート出生率の決定要因について、先行研究の変数の作成方法や推定方法を検討した上で、女性のライフステージにおける就業行動の影響が明らかになるように分析した。この結果、生涯未婚率、女性就業率、女性実質賃金率が影響を与えていることが明らかとなった。ただ、女性のライフステージで影響は異なり、25歳～29歳では女性就業は完結出生力に対してプラスに影響し、競合関係にあると考えられてきた女性の就業と出産が両立できる関係になっている。一方で、30歳～34歳では依然として両者の間は競合関係になっているとみられ、第2子以降の多子出産の困難性の可能性が考えられる。なお、本研究では推定に使用するデータの適切性を検討した上で推定した結果、先行研究とは異なる結果が得られた。

キーワード：完結出生力、生涯未婚率、女性就業率、女性賃金率、都道府県パネルデータ

社会保障研究 2024, vol. 8, no. 4, pp. 505-523.

I はじめに

「人口動態統計」（厚生労働省）によると、わが国の合計特殊出生率は2005年に1.26まで低下した後は上昇に転じ、2015年には1.45まで回復した。しかし、翌年から再び低下し2021年には1.30となっている¹⁾。

合計特殊出生率は再生産年齢である15歳から49歳の出生率を合計した指標であり、河野（2007）によると、出生率の水準を表す指標として最もよ

く用いられ、容易に計算され、出生力の一番新しい状況をいち早く表現できるというメリットがある。しかし、この指標は出生のタイミングという側面を捨象して計算されているために、このタイミングが変化しただけでも変動するというデメリットを持っている。すなわち、結婚・出産のタイミングが変化しただけで一生の出生数には変化はないという場合であっても、言わば見せかけの変動が生じてしまうことから、合計特殊出生率の変動だけをみて出生率の傾向を論ずるのは性急であると考えられる。

*¹ 徳島県政策創造部 企画幹

*² 徳島大学大学院社会産業理工学研究部 教授

*³ 就実大学経営学部 教授

¹⁾ 合計特殊出生率は、期間合計特殊出生率とコホート合計特殊出生率があるが、本研究では、特に断らない限り期間合計特殊出生率の意味で使用する。

一方で、同じ年に出生したコーホートについて計算されたコーホート合計特殊出生率（以下、単にコーホート出生率とする）では、時間経過に沿ってコーホートの出生率を順次計算して合計するために、このようなデメリットはない。したがって、廣嶋（1999, 2011）が指摘するように、合計特殊出生率の動きをみる場合、その背景にあるコーホート出生率がどう変化しているのかということが重要な論点になる。『合計特殊出生率について』（厚生労働省）で「①期間合計特殊出生率の年次推移（年齢階級別内訳）」と「②各世代（コーホート）別にみた母の年齢階級別出生率」を併せてみると、1982年～86年出生コーホートでは一つ前のコーホートの出生率を上回っている一方で、1987年～91年出生コーホートより若いコーホートでは、一つ前のコーホートの出生率を下回っている。合計特殊出生率の2005年以降の上昇とその後の低下は、1970年代から1980年代前半の出生コーホートの出生率の上昇とこれより若いコーホートの出生率の低下が反映されているとみることできる²⁾。ただし、コーホート出生率では若い世代の出生率が将来どのようになるのかということは不明であり、これを知るためにはコーホートが完結するまでの長い時間を待たなければならないというデメリットがある（河野（2007））。そこで、本研究ではコーホート出生率の変化の手がかりをつかむために、コーホート出生率の決定要因を解明したい。ただ、コーホート出生率の決定要因を分析した比較的最近の研究では、変数の作成方法や推定方法など、結論に至るプロセスで

検討の余地を残していると考えられる。このため、本研究ではまずこれらの点を検討する。

併せて、女性の就業と出産の関係についても焦点を当てる。両者の間には競合関係があると考えられてきたが、最近の実証分析結果によるとこの関係に変化がみられる³⁾。若い世代では、制度変更などによって就業環境が変化し、就業と結婚・出産の両立が可能となっている可能性があることから、2020年に実施された「国勢調査」（総務省）の結果を利用して、より若い世代のデータを加えて両者の関係を実証的に明らかにすることには意義があると思われる⁴⁾。

本研究の構成は以下の通りである。まず次節で先行研究を紹介する。出生率に関しては豊富な研究の蓄積があるが、ここでは主にコーホート出生率に関する比較的最近時の先行研究を紹介するとともに、結論に至るプロセスについて検討する。続く3節では推定式と推定に使用する変数について説明する。4節で推定結果を報告し、最後に結論を述べる。

II 先行研究

コーホート出生率に関する最近の主な研究としては、集計データを利用して完結出生力を分析した堤（2011）、足立・中里（2017）のほか、マイクロデータを利用してコーホート別の有子確率を分析した是川（2019）がある⁵⁾。

堤（2011）は、完結出生力に対する未婚化、晩婚化、夫婦の出生力の影響を分析するために、完

²⁾ 令和3年（2021）人口動態統計（確定数）の概況の参考資料「合計特殊出生率について」（mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei21/dl/tfr.pdf（2023年4月13日最終確認））を参照。

³⁾ 伊達・清水谷（2004）のサーベイでは、わが国のほぼすべての実証結果で女性の就業によって出産が抑制されることが示されているとしていたが、相川ほか（2022）のサーベイでは、女性の就業率については、出生率プラスの影響を及ぼすという結果とマイナスの影響を及ぼすという結果が混在しているとしている。

⁴⁾ 1986年の男女雇用機会均等法の施行によって男女の雇用機会・待遇の均等推進に法的根拠が与えられ、1997年の同法改正によって努力義務であった募集・採用、配置・昇進における女性差別が禁止となった。また、1992年に育児休業法が制定されたことによって就業継続できる環境整備が促進され、1995年に介護休業も含めて育児・介護休業法に改正されるなど、女性の就業と子育ての両立のための環境整備がなされてきた（濱田（2015, 2018））。2020年実施の「国勢調査」（総務省）では、この時期に就職した世代を含む1981年～85年出生コーホートまでのデータが利用できる。本研究では、このコーホートまでを分析の対象としている。

⁵⁾ 堤（2011）では「完結出生率」という用語を使用し、足立・中里（2017）は「完結出生力」という用語を使用している。本稿では「完結出生力」で統一することとする。

結出生力を生涯未婚率、平均結婚年齢、有配偶出生率の3つの要因に分解し、さらにこの3つの変数を女性賃金率などで説明するというモデル体系を想定し、1970年から1990年の間に20歳～24歳になる5つのコーホートを対象として都道府県別のクロスセクション回帰分析を行った。分析の結果、すべてのコーホートについて、生涯未婚率および平均結婚年齢が有意にマイナス、有配偶出生率は有意にプラスとなり予想通りの結果が得られたとしている。また、女性賃金率については平均結婚年齢を上昇させる要因となっていると報告しており、この経路で完結出生力を低下させる要因だと考えられる。

足立・中里（2017）でも都道府県別データを使用し、1985年から1995年の間に20歳～24歳となる3つのコーホートを対象に完結出生力の決定要因を分析している。コーホートごとのクロスセクション回帰分析、3つのコーホートを統合したプールド回帰分析、二元配置固定効果モデルによる分析を行った結果、すべての推定で有意な結果となった生涯未婚率と女性賃金率が完結出生力の決定要因だとしている。なお、女性就業率については、一部の推定で有意な結果とならなかったことから、完結出生力の決定要因とみなすことは留保している⁶⁾。

是川（2019）は、「出生動向基本調査」（国立社会保障・人口問題研究所）のマイクロデータを利用

して、40歳～49歳時点の女性の有子確率を分析した。分析では、女性の就業環境が制度変更によって大きく変化していることから、この変化に応じてコーホートを4つに区分し、40歳～49歳時点の子どもの有無と結婚決定時の就業状態の2つの変数を被説明変数としたbivariate probit modelによる分析を行った⁷⁾。分析の結果、入職時に男女雇用機会均等法が施行済みであった1964年～70年出生コーホートでは、結婚決定時に正規公務員や学歴が大卒の場合に競合関係がみられるものの、その他の就業状態や学歴では競合関係はみられないこと、また、より若い世代でも競合関係がみられないことを報告している⁸⁾。

堤（2011）と足立・中里（2017）では生涯未婚率と女性賃金率が完結出生力の決定要因であるという点でおおむね一致している。ただし、変数の作成方法や推定方法の点で検討の余地を残していると考えられる。

まず、変数の作成方法、具体的には完結出生力と女性就業率の作成方法について検討しよう。堤（2011）および足立・中里（2017）は、ともに「人口動態統計」（厚生労働省）から得られる出生数（確定数）を「国勢調査」（総務省）の女性人口（総人口）で除して出生率を算出している⁹⁾。しかし、「人口動態統計」の出生数（確定数）は、日本における日本人を対象としているため、出生率を算出する際には日本人女性人口を使用することが妥当

⁶⁾ 足立・中里（2017）では、「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。」(p.85)としている。

⁷⁾ 是川（2019）では「出生動向基本調査」の第11回から第15回のマイクロデータを、男女雇用機会均等法成立前に入職、育児休業法成立以前に第1子の出産・育児期となった1947年～55年生コーホート、男女雇用機会均等法成立以前に入職、育児休業法成立前後に第1子の出産・育児期となる1955年～64年生コーホート、入職時には男女雇用機会均等法が施行済み、第1子の出産・育児期には育児休業法が施行済みと考えられる1964年～70年生コーホート、入職時に男女雇用機会均等法、育児休業法が施行済みの1970年～75年生コーホートの4つのコーホートに分けて分析している。

⁸⁾ 是川（2019）によると、1970年～75年出生コーホートでは大卒者であることや結婚決定時に安定的な職業をしていることは、有意にマイナスの影響を与えなくなると同時に、一部では有意でないものの符号がプラスに転じる学歴や就業状態の変数もあること、さらに1970年～79年出生コーホートと分析対象を拡張させた場合では大学卒業者で有子確率を高める結果となったことを報告している。

⁹⁾ 堤（2011）の完結出生力の作成方法の説明では「各5歳階級の女性の出生数を、各5歳階級の女性数で除した各5歳階級別出生率を累積し」と記されており、総人口を使用していると明記しているわけではない。ただ、例えば1961年～65年出生コーホートの完結出生力の平均は「1.7423」で、足立・中里（2017）の「1.742」と同じ値であった。なお、日本人女性を使用した同じ出生コーホートの完結出生力の平均は1.760である。

である¹⁰⁾。推定を行う場合には、このことが推定式の右辺にも影響する。左辺と右辺を整合させるために、例えば生涯未婚率など女性人口を使用する変数は日本人女性人口を使用することが適切である。また、足立・中里(2017)では35歳～39歳の女性人口でウェイト付けした推定を行っているが、このウェイトも日本人女性人口を用いることが適切であろう¹¹⁾。

女性就業率について「国勢調査」(総務省)で20歳～24歳の推移をみると、1995年から前の調査年に比べて低下し始めている¹²⁾。これは、主に女性の進学率上昇によって20歳～24歳の年齢階級に占める学生の割合が上昇したためだと考えられることから、単純に就業者数を人口で除して就業率を算出すると過小になる¹³⁾。宇南山(2011)は、「国勢調査」(総務省)のデータを使って女性の労働力率を算出する際に、労働力人口に非労働力人口の「通学」を加える修正を行っている¹⁴⁾。就業率でもこのような修正が必要であろう。

次に推定方法について、堤(2011)ではクロスセクション分析、足立・中里(2017)では、これ

に加えてプールド回帰分析を行い、これらの推定結果に基づいて結論を導いている。しかし、山口(2016)が指摘するように、地域固有の要因を考慮しない推定では、これに起因する見せかけの相関が生じる可能性がある。したがって、推定にはパネルデータを用いた固定効果モデルを採用することが望ましいと考えられる¹⁵⁾。

女性の就業と出産との関係は、これまで競合関係にあると考えられてきた。例えば、大沢(1993)や松浦・滋野(1996)では、1960年から1990年にかけての時系列データを使用して、出生率に対して女性の就業率や賃金率が有意にマイナスの関係であることを実証的に示している¹⁶⁾。かつては25歳～29歳の年齢階級では結婚・出産のために離職することから、就業率は低下しM字のくぼみを形成していた。しかし、近年M字のくぼみが解消されつつある。「国勢調査」(総務省)を利用して、宇南山(2011)と同様の修正を行った上でコーホートの20歳～24歳から25歳～29歳の女性就業率の変化をみると、25歳～29歳の就業率と20歳～24歳の就業率との差が縮小していることがわかる

¹⁰⁾「人口動態調査」(厚生労働省)の「利用上の注意」には、確定数の集計客体は「日本における日本人」と記されている(mhlw.go.jp/toukei/list/81-1b.html#10(2023年4月12日最終確認))。なお、東北大学の報道資料『「2011年の出生率、本当は大部分の県で上昇または横ばい」-厚生労働省による合計特殊出生率の計算方法の問題点を改善-』(2012年6月12日)では、厚生労働省公表の都道府県別合計特殊出生率の計算方法について同様の指摘を行っている。指標作成や変数作成の際のデータの適否は意外と見過ごされている可能性がある。

¹¹⁾女性の総人口と日本人人口の乖離は年を追って大きくなっている。例えば「国勢調査」(総務省)で、47都道府県の35歳～39歳の女性総人口と日本人女性の乖離率の平均は、2000年で1.526%、2010年で2.040%、2020年で4.631%である。なお、乖離率は(総人口-日本人人口)/日本人人口×100で計算した。

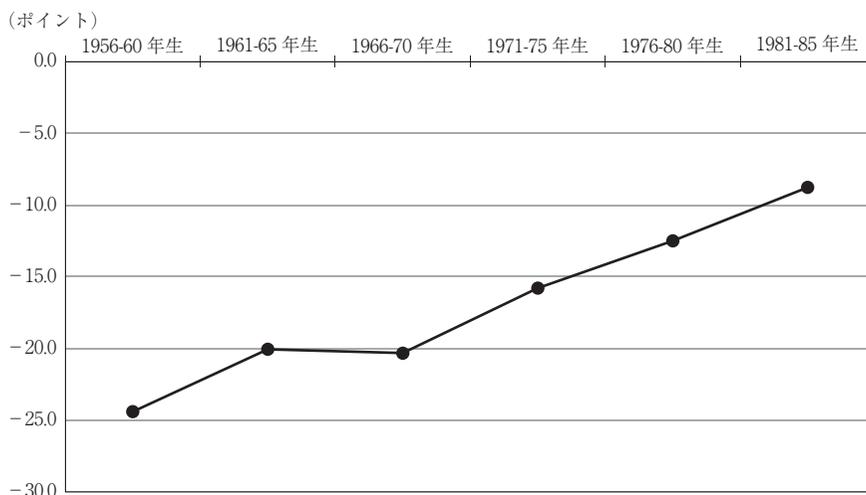
¹²⁾就業者数を総人口で除した女性就業率は、1985年が69.7%、1990年が72.2%、1995年が69.1%、2000年が62.2%と、1995年から、前の調査年に比べて低下している。なお、2020年は59.7%である。

¹³⁾「国勢調査」の労働力状態では、「通学のかたわら仕事」をしている者は就業者に分類され、「通学」している者は非労働力人口に分類される。「通学のかたわら仕事」と「通学」の合計が学生と考えられることから、女性について20歳～24歳の年齢階級で両者の合計を人口で除した比率を計算すると、1980年は12.8%、1990年は15.4%、2000年は21.8%、2010年は28.1%、2020年は27.2%と上昇傾向にある。また、「通学」を人口で除した比率も、1980年から10年ごとに2020年までの推移は、11.0%、12.4%、16.6%、19.9%、17.1%と上昇している。

¹⁴⁾なお、「通学」者は学校を卒業すれば全員が就業者になることを前提としていることには留意が必要である。

¹⁵⁾足立・中里(2017)では固定効果モデルによる推定を行っているが、検定でクラスター標準誤差を使用していない。標準誤差については分散不均一性と都道府県レベルでの系列相関を考慮したクラスター標準誤差を使用することが望ましい。クラスター標準誤差を使用しない場合は、使用した場合に比べてt値が大きくなり、統計的有意性が過大に評価される可能性がある(西山ほか(2019))。

¹⁶⁾大沢(1993)は1960年～1980年の時系列データを使用して、合計特殊出生率および母親の年齢階級別出生率に対して、女性賃金率と女性就業率の交差項の影響を二段階最小2乗法によって分析し、賃金上昇による女性就業率の上昇が出生率を抑制する方向に働いていることを実証的に明らかにした。松浦・滋野(1996)では、交差項とせず女性賃金率と就業率を分けて、1972年～1991年の時系列データを使用し三段階最小2乗法によって分析した結果、女性の就業と出産が代替的な関係となっていることを明らかにした。



出所：総務省統計局「国勢調査」。

図1 女性就業率の変化（同一コホートの25歳～29歳と20歳～24歳の差分）

(図1)。足立・中里(2017)では女性就業率について、各コホートの20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳の4つの年齢階級の平均を採用していることから、M字型カーブの解消というライフステージにおける就業率の変化が完結出生力に与える影響を十分にとらえられていない可能性がある。本研究では、この平均女性就業率を各コホートの20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳の年齢階級別女性就業率に変えることによって、ライフステージにおける女性の就業行動が完結出生力に与える影響を明らかにしたい。

なお、牧田・水ノ上(2021)によると、合計特殊出生率の高い県の特徴として子どもを3人以上出産する多子出産が多いことを指摘している。このことは、比較的早いタイミングでの結婚が完結出生力に対してプラスに影響することを示唆している。本研究では、堤(2011)、足立・中里(2017)が採用している平均結婚年齢と併せて結婚のタイミングが明確となる変数も検討する。

III 推定式とデータ

1 推定式

女性の就業と出産に関する分析ではButz・Wardモデルが代表的な実証モデルとして使用されてきた。Butz and Ward(1979)では、妻の賃金率の変化によって有配偶女性の雇用割合が変化すると想定されていることから、わが国でも大沢(1993)のように女性就業率と女性賃金率の交差項を説明変数とする先行研究もある。しかし、女性就業率の変化は、雇用制度の変更によって仕事と結婚・出産が両立しやすい就業環境になることなどによって生じることも考えられるため、松浦・滋野(1996)や足立・中里(2017)のように交差項とせず、女性就業率と女性賃金率とを分けて推定し、女性の社会進出と結婚・出産の機会費用の影響を分析したい。また、松浦・滋野(1996)が指摘するように、第1子の出産時期、第1子と第2子の出産間隔を何年にするかという出産のタイミングは女性の年齢と就業状況に影響されることから、女性就業率、女性賃金率は年齢階級別の変数とする。

推定方法は、都道府県別の疑似パネルデータを作成し、35歳～39歳の日本人女性人口によって

	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年
20歳～24歳 (上付添字) t-15 (下付添字)	1961年～ 65年出生 コホート	1966年～ 70年出生 コホート	1971年～ 75年出生 コホート	1976年～ 80年出生 コホート	1981年～ 85年出生 コホート			
25歳～29歳 (上付添字) t-10 (下付添字)		1961年～ 65年出生 コホート	1966年～ 70年出生 コホート	1971年～ 75年出生 コホート	1976年～ 80年出生 コホート	1981年～ 85年出生 コホート		
30歳～34歳 (上付添字) t-5 (下付添字)			1961年～ 65年出生 コホート	1966年～ 70年出生 コホート	1971年～ 75年出生 コホート	1976年～ 80年出生 コホート	1981年～ 85年出生 コホート	
35歳～39歳 (上付添字) t (下付添字)				1961年～ 65年出生 コホート	1966年～ 70年出生 コホート	1971年～ 75年出生 コホート	1976年～ 80年出生 コホート	1981年～ 85年出生 コホート

注：足立・中里 (2017) 図3 (72ページ) を参考にして作成した。

図2 ラグ付き変数の添字とコホートの出生年の対応

ウェイト付けした上で、二元配置固定効果モデルによって①式を推定する¹⁷⁾。なお、下付添字*i*は都道府県を表し*t*は年 (西暦) を表す。したがって、*i*=1,2,...,47である。後述するように、①式で用いる変数は「国勢調査」(総務省) を使用するために5年ごととなる。推定期間は、足立・中里 (2017) の推定結果と比較するために、まず、足立・中里 (2017) と同じ*t*=2000年, 2005年, 2010年の3期間で推定する。次いで2020年までデータを追加して*t*=2000年, 2005年, 2010年, 2015年, 2020年の5期間で推定する。

$$CFR_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta_t + \gamma UNMAR_{it} + \eta MAR_{it} + \theta_1 EMP_{it-15}^{20-24} + \theta_2 EMP_{it-10}^{25-29} + \theta_3 EMP_{it-5}^{30-34} + \theta_4 EMP_{it}^{35-39} + \lambda_1 WAGE_{it-15}^{20-24} + \lambda_2 WAGE_{it-10}^{25-29} + \lambda_3 WAGE_{it-5}^{30-34} + \lambda_4 WAGE_{it}^{35-39} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \dots \dots \textcircled{1}$$

CFR_{it} : *i*県の*t*年の完結出生力

UNMAR_{it} : *i*県の*t*年の生涯未婚率

MAR_{it} : *i*県の*t*年の平均結婚年齢ないしは結婚経験率変化比

EMP_{it-15}²⁰⁻²⁴ : *i*県の*t*-15年の20歳～24歳の女性就業率

EMP_{it-10}²⁵⁻²⁹ : *i*県の*t*-10年の25歳～29歳の女性就業率

EMP_{it-5}³⁰⁻³⁴ : *i*県の*t*-5年の30歳～34歳の女性就業率

EMP_{it}³⁵⁻³⁹ : *i*県の*t*年の35歳～39歳の女性就業率

WAGE_{it-15}²⁰⁻²⁴ : *i*県の*t*-15年の20歳～24歳の女性実質

賃金率

WAGE_{it-10}²⁵⁻²⁹ : *i*県の*t*-10年の25歳～29歳の女性実質賃金率

WAGE_{it-5}³⁰⁻³⁴ : *i*県の*t*-5年の30歳～34歳の女性実質賃金率

WAGE_{it}³⁵⁻³⁹ : *i*県の*t*年の35歳～39歳の女性実質賃金率

X_{it} : *i*県の*t*年のコントロール変数

a : 定数項 , *α_i* : 個別効果 , *β_t* : 時点効果 , *ε_{it}* : 誤差項

2 分析対象となるコホート

分析対象となるコホートは、1961年～65年出生コホート (1985年に20歳～24歳, 2000年に35歳～39歳となるコホート) から1981年～85年出生コホート (2005年に20歳～24歳, 2020年に35歳～39歳となるコホート) の5つのコホートである。

推定に使用する変数は各出生コホートの年齢階級別データを使って作成されるが、①式では下付添字*t*で表しているために、特にラグ付き変数について出生コホートの何歳が何年に当たるのかということが分かりにくい。そこで改めて、図2を使ってこの対応関係について説明しよう。

図2は、表側に①式のラグ付き変数の上付添字

¹⁷⁾ 具体的には、35歳～39歳の日本人女性人口の平方根の逆数を使用してウェイト付けした。詳しくは鹿野 (2015) p.195を参照。

と下付添字、表頭に年（西暦）を配置し、それぞれのセルにはコーホートの出生年を記している¹⁸⁾。例えば、2000年は1961年～65年出生コーホートが35歳～39歳となる年であるので、図2では表頭の「2000年」と表側の「35歳～39歳（上付添字）、t（下付添字）」とが交差するセルに「1961年～65年出生コーホート」と記入することでこのことを示している。つまり、「出生コーホートの何歳が何年か」ということは、図2でみれば「1961年～65年出生コーホートの35歳～39歳は2000年（t）に当たる」となる。同様に各セルと表側、表頭との対応関係をみれば「1961年～65年出生コーホートの30歳～34歳は1995年（t-5）に当たる」、「1961年～65年出生コーホートの25歳～29歳は1990年（t-10）に当たる」、「1961年～65年出生コーホートの20歳～24歳は1985年（t-15）に当たる」とわかる。

ラグ付き変数の出生コーホートの年齢と年（西暦）の対応関係について女性就業率（EMP）を例に説明しよう。t=2000年の場合では、 EMP_{it}^{20-24} は「i県の1985年の20歳～24歳の女性就業率」であり、図2を使ってコーホートの出生年に対応させると「i県の1961年～65年出生コーホートの20歳～24歳の女性就業率」ということになる。同様に、 EMP_{it}^{25-29} は「i県の1990年の25歳～29歳の女性就業率」であり「i県の1961年～65年出生コーホートの25歳～29歳の女性就業率」に、 EMP_{it}^{30-34} は「i県の1995年の30歳～34歳の女性就業率」で「i県の1961年～65年出生コーホートの30歳～34歳の女性就業率」に対応する。女性実質賃金率も同様である。

ラグ付きでない変数、すなわち完結出生力、生涯未婚率、平均結婚年齢、結婚経験率変化比の年（西暦）とコーホートの出生年の対応についても図2で説明すると、例えばt=2000年の場合には表側の「t」と表頭の「2000年」が交差するセル「1961年～65年出生コーホート」の変数という意味である。 CFR_{it} を例にすると、i県のt=2000年のCFRは、i県の1961年～65年出生コーホートの完結出

生力という意味であり、i県のt=2005年はi県の1966年～70年出生コーホート、i県のt=2010年はi県の1971年～75年出生コーホート、i県のt=2015年は1976年～80年出生コーホート、i県のt=2020年はi県の1981年～85年出生コーホートの完結出生力の意味である。生涯未婚率、平均結婚年齢、結婚経験率変化比も同様である。

3 データと変数の作成方法

推定に使用する変数は、基本的には足立・中里（2017）で使用された変数と同じ変数とする。すなわち、被説明変数は完結出生力とし、説明変数として生涯未婚率、平均結婚年齢、女性就業率、女性実質賃金率のほか、コントロール変数として男女所得比、潜在的保育所定員率、DID人口比率、第一次産業就業者比率を採用する。このほか、女性の学歴および有効求人倍率もコントロール変数として採用する。有効求人倍率は、就業率が就業状態を表すほか地域の景気情勢を反映している面もあることから、これをコントロールするために加えることとした。また、平均結婚年齢の代わりに、20代と30代の結婚経験率変化の比をとった変数も採用する。20代という比較的早いタイミングで結婚することが、完結出生力にプラスに影響するかどうかを明らかにしたい。

主要な変数である完結出生力、生涯未婚率、平均結婚年齢、結婚経験率変化比、女性就業率、女性実質賃金率の作成方法とデータの出所について以下で説明する。なお、女性就業率と女性賃金率は20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳の年齢階級別の変数である。このほかの変数については文末の（補論）で説明する。

完結出生力（CFR）

完結出生力は、「人口動態統計」（厚生労働省）の1985年から2020年の5年ごとの母親の年齢階級別出生数と「国勢調査」（総務省）の1985年から2020年の年齢階級別日本人女性人口を使って作成する。具体的には、母親の年齢階級別出生数を年

¹⁸⁾ 分析に使用する変数は、「国勢調査」（総務省）を使用するために、表頭の年（西暦）は5年刻みとなる。

年齢階級別日本人女性人口で除した値を5倍して年齢階級別出生率とし、各出生コーホートの20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳の年齢階級別出生率を累積した値とする¹⁹⁾。なお、2015年と2020年の女性人口は不詳補完値を使用している²⁰⁾。

生涯未婚率 (UNMAR)

生涯未婚率は、「国勢調査」(総務省)の2000年から2020年の未婚者数(日本人女性)と日本人女性人口を使って、35歳～39歳の未婚者数(日本人女性)を同じ35歳～39歳の日本人女性人口で除した未婚率とする²¹⁾。なお、2015年と2020年の女性人口は不詳補完値を使用している。生涯未婚率が上昇すれば完結出生力が低下すると考えられることから、予想される符号はマイナスである。

平均結婚年齢 (MAR)

平均結婚年齢は、「国勢調査」(総務省)の1980年から2020年の有配偶者数(日本人女性)と日本人女性人口を使って作成する。まず、有配偶者数(日本人女性)を日本人女性人口で除して、各出生コーホートの15歳～19歳、20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳の5つの年齢階級の有配偶率を作成する。次いで、各出生コーホートで、一つ上の年齢階級との差分、例えば20歳～24歳の有配偶率と15歳～19歳の有配偶率との差分をとり、20、25、30、35のウェイトをそれぞれの差

分に掛けてこれを分子とする。分母は、各出生コーホートの35歳～39歳と15歳～19歳の有配偶率の差分とする。そして、この両者の比をとる。これが平均結婚年齢である²²⁾。なお、2015年と2020年の女性人口は不詳補完値を使用している。平均結婚年齢の上昇は晩婚化が進むことを意味することから、予想される符号はマイナスである。

結婚経験率変化比 (MAR)

結婚経験率変化比は、「国勢調査」(総務省)の1980年から2020年までの配偶関係(日本人女性)と日本人女性人口を使用して、各出生コーホートの20代の結婚経験率の変化(差分)を30代の結婚経験率の変化(差分)で除す、すなわち「20代の結婚経験率変化/30代の結婚経験率変化」という比をとって作成する。20代の結婚経験率の変化は、25歳～29歳の結婚経験率と15歳～19歳の結婚経験率の差分をとる。また、30代の結婚経験率変化は35歳～39歳と25歳～29歳の結婚経験率の差分をとって作成する。結婚経験率は、有配偶者数、死別者数、離別者数の合計を日本人女性人口で除して求める。なお、2015年と2020年は不詳補完値を使用している。20代という早いタイミングでの結婚が多子出産を可能にすると考えられることから、結婚経験率変化比が上昇すれば完結出生力は上昇すると考えられる。したがって、予想される符号はプラスとなる。

¹⁹⁾ 岡崎(1993)によると、完結出生力は子どもを産み終わったコーホートの最終的な出生率だと説明されている(p.46)。本研究では、このような一般的な完結出生力の定義と異なり、堤(2011)、足立・中里(2017)に倣って、20歳～24歳から35歳～39歳までの年齢階級別出生率の合計を完結出生力と定義している。

²⁰⁾ 「国勢調査」(総務省)では、調査票が回収されない場合、もしくは回収された調査票に未記入などの不備がある場合、集計表では当該項目が「不詳」と記録される。総務省統計局では2020年(令和2年)国勢調査の集計に当たり、主な項目の集計結果(原数値)に含まれる「不詳」をあん分等によって補完した「不詳補完値」を提供している。また、2015年国勢調査についても同様の方法による「不詳補完値」を提供している。本研究では、不詳補完値が公表されている項目については、この不詳補完値を使用する。「不詳補完値」の算出方法については「令和2年及び平成27年国勢調査に関する不詳補完結果(参考表)について」(総務省統計局)(stat.go.jp/data/kokusei/2020/kekka.html)を参照のこと。なお、出生率を算出する際に「不詳」は次のように影響する。例えば、20歳～24歳の出生率は、「人口動態統計」の母親の年齢が20歳～24歳の出生数を「国勢調査」の20歳～24歳の日本人女性人口で除して算出するが、不詳がある場合には(20歳～24歳の日本人女性人口+不詳者)となることから、不詳補完値を用いない場合には出生率が過大に算出することになる。

²¹⁾ 一般には、生涯未婚率とは50歳時の未婚者割合と考えられるが(岡崎(1993) p.72)、ここでも堤(2011)、足立・中里(2017)に倣って35歳～39歳の未婚率を生生涯未婚率とする。

²²⁾ 平均結婚年齢の作成方法は堤(2011)、足立・中里(2017)と同様の方法である。

女性就業率（20歳～24歳，25歳～29歳，30歳～34歳，35歳～39歳，EMP）

女性就業率は，「国勢調査」（総務省）の1985年から2020年の日本人女性就業者数と非労働力人口の内訳項目である「進学」，日本人女性人口を使って20歳～24歳から35歳～39歳までの4つの年齢階級について作成する²³⁾。具体的には，各年齢階級別に日本人女性就業者数に同じ年齢階級の非労働力人口の内訳項目である「進学」を加えて，これを日本人女性人口で除して作成する²⁴⁾。予想される符号は先験的には定まらず，マイナスであれば女性の就業と出産との関係は競合的だと判断される。

女性実質賃金率（20歳～24歳，25歳～29歳，30歳～34歳，35歳～39歳，WAGE）

女性実質賃金率は，1985年から2020年の「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省），「消費者物価指数」（総務省）を使って20歳～24歳から35歳～39歳までの4つの年齢階級について作成する。まず，「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省）から得られる一般労働者（女性）の所定内給与額（企業規模計（10人以上，産業計）を所定内実労働時間数で除して女性賃金率を作成し，次いで消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）で実質化する。予想される符号は先験的には定まらず，プラスであれば女性実質賃金率の上昇による所得の増加の効果が出産の機会費用の増大による代替効果を上回ると解釈し，マイナスであれば，出産の機会費用の増大による代替効果が所得効果を上回ると解釈される。

4 女性就業率，女性実質賃金率の記述統計

表1に主要変数の記述統計が示されている。ここでは，このうち，女性就業率，女性実質賃金率の記述統計を概観しておこう。

年齢階級別女性就業率は，一般に新卒の年齢となる20歳～24歳が最も高く，25歳～29歳，30歳～34歳で低下し，35歳～39歳で再び上昇する。1961年～65年出生コーホートの平均をみると，20歳～24歳で0.807と高く，その後25歳～29歳で0.606，30歳～34歳で0.547と低下し，35歳～39歳で0.625と上昇している。ただ，出生コーホート別にみると，出生コーホートが若くなるにつれて25歳～29歳以降の年齢階級では上昇している。最も若い1981年～85年出生コーホートでは25歳～29歳，30歳～34歳のくぼみがほぼ解消されている。最小値の県は出生コーホート別でも年齢階級でも異なるが，25歳～29歳，30歳～34歳では奈良県や兵庫県，大阪府，東京都といった都市部の地域となっている。最大値も出生コーホートや年齢階級で異なるが，山形県や島根県が多く，このほか表1には示されていないが，福井県や石川県など北陸地方で就業率が高い傾向がみられる。

年齢階級別女性実質賃金率は一般に年齢が上がるにつれて上昇する。出生コーホート別にみると，出生コーホートが若くなるにつれてすべての年齢階級で上昇しているが，特に20歳～24歳，25歳～29歳の年齢階級で上昇している。最大値はどの年齢階級でもほぼ東京都であり，どの出生コーホート，どの年齢階級でも千葉県，神奈川県や大阪府など都市部が上位に多い。一方で，最小値については出生コーホートにかかわらず20歳～24歳では沖縄県が最小値となっている。その他の年齢階級では，青森県が最小値となっている場合が多

²³⁾ 「国勢調査」（総務省）では，労働力状態について国籍別の不詳補完値は公表されていない。宇南山（2022）では，2000年から2020年までの「国勢調査」の調査年ごとに，年齢，婚姻状態，国籍，労働力状態という項目別の不詳割合をまとめて，一般に2010年から不詳割合が上昇していること，年齢や国籍が不詳である者は依然として無視できるが労働力状態不詳の割合が特に高く，2015年で年齢不詳が1.14%，国籍不詳が0.83%に対して労働力状態不詳が5.67%と5%を超えていることを報告している（2020年の労働力状態不詳割合は示されていない）。本研究での女性就業率は不詳補完値を使用していないために観測誤差が大きい可能性があることに留意が必要である。

²⁴⁾ なお，「国勢調査」（総務省）では，1995年までは国籍別の労働力状態のデータが公表されていない。このため，女性就業率は1995年までの就業率は外国人を含むデータで作成し，2000年以降に日本人女性のデータで作成した。

表1 主要変数の記述統計

		1961年～65年出生 コーホート (t=2000年)	1966年～70年出生 コーホート (t=2005年)	1971年～75年出生 コーホート (t=2010年)	1976年～80年出生 コーホート (t=2015年)	1981年～85年出生 コーホート (t=2020年)	
完結出生力	平均	1.760	1.563	1.455	1.470	1.501	
	標準偏差	0.146	0.131	0.118	0.118	0.128	
	最小値	1.255 (東京都)	1.127 (東京都)	1.081 (東京都)	1.144 (東京都)	1.173 (東京都)	
	最大値	2.033 (沖縄県)	1.809 (沖縄県)	1.743 (沖縄県)	1.814 (沖縄県)	1.878 (沖縄県)	
生涯未婚率	平均	0.124	0.174	0.214	0.240	0.248	
	標準偏差	0.026	0.023	0.024	0.026	0.025	
	最小値	0.078 (福井県)	0.124 (福井県)	0.166 (福井県)	0.200 (福井県)	0.209 (岐阜県)	
	最大値	0.224 (東京都)	0.243 (東京都)	0.289 (東京都)	0.333 (東京都)	0.335 (東京都)	
平均結婚年齢	平均	25.292	25.756	26.218	26.763	27.030	
	標準偏差	0.338	0.336	0.391	0.455	0.447	
	最小値	24.686 (沖縄県)	25.160 (青森県)	25.476 (青森県)	25.815 (福島県)	26.225 (岩手県)	
	最大値	26.405 (東京都)	26.966 (東京都)	27.551 (東京都)	28.239 (東京都)	28.378 (東京都)	
結婚経験率変化比	平均	2.453	1.933	1.620	1.323	1.201	
	標準偏差	0.368	0.215	0.187	0.199	0.180	
	最小値	1.492 (東京都)	1.238 (東京都)	1.034 (東京都)	0.770 (東京都)	0.701 (東京都)	
	最大値	3.289 (福井県)	2.247 (青森県)	2.034 (福島県)	1.829 (福島県)	1.606 (福島県)	
女性就業率	20歳～24歳 (t-15)	平均	0.807	0.844	0.831	0.818	0.797
		標準偏差	0.040	0.030	0.028	0.028	0.031
		最小値	0.665 (沖縄県)	0.731 (沖縄県)	0.712 (沖縄県)	0.700 (沖縄県)	0.676 (沖縄県)
		最大値	0.883 (山形県)	0.908 (山形県)	0.879 (山形県)	0.861 (石川県)	0.838 (福井県)
	25歳～29歳 (t-10)	平均	0.606	0.641	0.673	0.693	0.710
		標準偏差	0.061	0.044	0.036	0.034	0.034
		最小値	0.504 (和歌山県)	0.554 (和歌山県)	0.599 (和歌山県)	0.624 (沖縄県)	0.650 (大阪府)
		最大値	0.773 (山形県)	0.758 (山形県)	0.762 (山形県)	0.765 (山形県)	0.777 (鳥根県)
	30歳～34歳 (t-5)	平均	0.547	0.575	0.615	0.650	0.688
		標準偏差	0.075	0.062	0.055	0.052	0.055
		最小値	0.401 (奈良県)	0.451 (奈良県)	0.523 (大阪府)	0.561 (大阪府)	0.571 (東京都)
		最大値	0.720 (山形県)	0.717 (山形県)	0.731 (山形県)	0.753 (鳥根県)	0.792 (鳥根県)
	35歳～39歳 (t)	平均	0.625	0.637	0.657	0.701	0.711
		標準偏差	0.073	0.062	0.062	0.063	0.067
		最小値	0.472 (奈良県)	0.515 (奈良県)	0.531 (神奈川県)	0.552 (東京都)	0.558 (東京都)
		最大値	0.768 (山形県)	0.760 (山形県)	0.766 (鳥根県)	0.817 (鳥根県)	0.814 (鳥根県)
女性実質賃金率	20歳～24歳 (t-15)	平均	0.676	0.889	1.035	1.081	1.110
		標準偏差	0.070	0.086	0.082	0.080	0.087
		最小値	0.557 (青森県)	0.754 (沖縄県)	0.877 (沖縄県)	0.882 (沖縄県)	0.943 (沖縄県)
		最大値	0.848 (東京都)	1.087 (東京都)	1.224 (東京都)	1.268 (東京都)	1.345 (東京都)
	25歳～29歳 (t-10)	平均	1.024	1.176	1.224	1.255	1.291
		標準偏差	0.128	0.117	0.105	0.110	0.111
		最小値	0.797 (秋田県)	0.967 (青森県)	1.051 (青森県)	1.090 (青森県)	1.079 (青森県)
		最大値	1.332 (東京都)	1.450 (東京都)	1.462 (千葉県)	1.573 (東京都)	1.613 (東京都)
	30歳～34歳 (t-5)	平均	1.284	1.346	1.363	1.373	1.345
		標準偏差	0.161	0.158	0.135	0.143	0.139
		最小値	1.007 (青森県)	1.100 (青森県)	1.136 (青森県)	1.128 (青森県)	1.092 (岩手県)
		最大値	1.702 (東京都)	1.745 (東京都)	1.808 (東京都)	1.870 (東京都)	1.777 (東京都)
	35歳～39歳 (t)	平均	1.415	1.433	1.449	1.406	1.457
		標準偏差	0.193	0.166	0.154	0.150	0.137
		最小値	1.128 (秋田県)	1.140 (青森県)	1.150 (青森県)	1.199 (鳥取県)	1.283 (青森県)
		最大値	1.998 (東京都)	2.027 (東京都)	1.977 (東京都)	1.962 (東京都)	1.966 (東京都)

出所：厚生労働省「人口動態統計」「賃金構造基本調査」、総務省統計局「国勢調査」。

い。また、下位では出生コホートにかかわらず岩手県や鳥取県などが比較的多くみられる。

IV 推定結果

1 3期間による推定結果

表2には推定期間が2000年、2005年、2010年の3期間の推定結果が示されている。推定(1)は足立・中里(2017)の推定結果を転載したものである²⁵⁾。推定(2)は、推定(1)と同じ推定式であるが、女性の総人口を日本人女性人口に変えて変数を作成するとともに、ウェイトについても日本人女性人口を使用した推定結果である。推定(3)は、推定(2)の平均女性就業率と平均女性実質賃金率を年齢階級別に変え、コントロール変数として女性の学歴と有効求人倍率を加えた推定結果である。推定(4)は、推定(3)の平均結婚年齢を結婚経験率変化比に変えた推定結果である。

まず推定(2)をみると、推定(1)では有意となっていた生涯未婚率、平均結婚年齢が有意な結果ではなくなった一方で、平均女性就業率が1%水準で有意にプラスという結果となった。適切なデータを使用して推定し、クラスターを考慮した標準誤差によって有意性を判断した結果、完結出生力の決定要因として重要だとみられる変数の有意性が異なることとなった。このほか、男女所得比、第一次産業就業者比率の結果も推定(1)と異なっている。

推定(3)では、女性就業率が25歳～29歳で有意にプラス、女性実質賃金率が30歳～34歳で有意にマイナスとなり、その他の年齢階級では有意な結果とはならなかった。説明変数として平均値を採用した推定では不明であったが、変数を年齢階級別に変えたことによって、25歳～29歳の女性就業率、30歳～34歳の女性実質賃金率が完結出生力に影響することが明らかになった。

推定(4)では、結婚経験率変化比が1%有意水準で有意にプラスという結果となった。20代という比較的早いタイミングでの結婚が完結出生力を上昇させることを示している。

2 5期間による推定結果と結果の解釈

表3には、表2の推定(3)、推定(4)の推定期間をt=2000年、2005年、2010年、2015年、2020年の5期間に拡張した推定結果が示されている。なお、参考として固定効果と時点効果を除いた推定結果として推定(7)、推定(8)が示されている²⁶⁾。

推定(5)では、生涯未婚率が1%有意水準で有意にマイナス、25歳～29歳の女性就業率が5%有意水準で有意にプラス、30歳～34歳の女性実質賃金率が1%有意水準で有意にマイナスの結果となった。このほか、DID人口比率が5%有意水準で有意にマイナス、25歳～29歳時点の有効求人倍率が1%有意水準で有意にプラスとなった。

推定(6)では、生涯未婚率が1%有意水準で有意にマイナス、25歳～29歳の女性就業率が5%有意水準で有意にプラス、30歳～34歳では10%有意水準で有意にマイナスとなった。また、30歳～34歳の女性実質賃金率が5%有意水準で有意にマイナスという結果となった。

以上のように、推定(4)で有意にプラスであった結婚経験率変化比が有意でなくなった一方で、推定(5)、推定(6)ともに生涯未婚率が有意な結果となった。表1をみると、出生コホートが若くなるにつれて結婚経験率変化比は低下しており、最も若い出生コホートの平均は1.201となっている。また、最小値(東京都)は1976年～80年出生コホートから1.0を下回っており、都市部を中心に1.0を下回る地域も増えている状況で、30代という比較的遅いタイミングでの結婚が若い出生コホートで増え続けていると言える²⁷⁾。金子(2004)は、結婚時期が遅くなれば、高

²⁵⁾ 足立・中里(2017)の表7「35～39歳女性人口による加重：あり」(10)(p.86)を転載している。

²⁶⁾ 推定(7)と推定(8)は、①式が固定効果、時点効果を外した推定でも決定係数が高いこと、また、固定効果、時点効果を含めない推定は、結論をミスリードする可能性があることを示している。

²⁷⁾ 結婚経験率変化比が1.0を下回っているのは、1976年～80年出生コホートでは東京都、奈良県、京都府、1981年～85年出生コホートでは、東京都、奈良県、京都府、大阪府、埼玉県、神奈川県である。

表2 推定結果 (3期間)

推定期間：t=2000年，2005年，2010年の3期間（1961年～65年出生コーホートから1971年～75年出生コーホート）
被説明変数：完結出生力

(説明変数)	推定 (1)	推定 (2)	(説明変数)	推定 (3)	推定 (4)
生涯未婚率	-0.893 ** (0.348)	-1.065 (0.663)	生涯未婚率	-0.835 (0.657)	-0.381 (0.570)
平均結婚年齢	-0.038 * (0.022)	-0.040 (0.032)	平均結婚年齢	-0.056 (0.043)	
平均女性就業率	-0.136 (0.206)	0.877 *** (0.283)	結婚経験率変化比		0.079 *** (0.028)
平均女性実質賃金率	-0.419 ** (0.175)	-0.499 ** (0.220)	女性就業率 (20歳～24歳)	-0.097 (0.683)	0.137 (0.569)
男女所得比	-0.149 (0.161)	-0.394 ** (0.163)	(25歳～29歳)	0.655 * (0.349)	0.826 ** (0.350)
潜在的保育所定員率	-2.108 ** (0.829)	-2.152 ** (0.914)	(30歳～34歳)	-0.054 (0.323)	-0.351 (0.397)
DID人口比率	-1.514 *** (0.342)	-1.382 *** (0.410)	(35歳～39歳)	0.083 (0.342)	-0.102 (0.332)
第一次産業就業者比率	2.294 *** (0.458)	1.158 (1.060)	女性実質賃金率 (20歳～24歳)	-0.008 (0.237)	0.053 (0.224)
定数項	4.943 *** (0.748)	4.249 *** (0.860)	(25歳～29歳)	-0.172 (0.150)	-0.151 (0.142)
			(30歳～34歳)	-0.231 *** (0.075)	-0.233 *** (0.073)
			(35歳～39歳)	-0.094 (0.070)	-0.058 (0.058)
			男女所得比	-0.399 ** (0.154)	-0.363 ** (0.137)
			潜在的保育所定員率	-1.428 (0.854)	-0.602 (0.847)
			DID人口比率	-1.525 *** (0.412)	-1.300 *** (0.410)
			第一次産業就業者比率	1.051 (1.157)	1.484 (1.019)
			女性の学歴 短大卒	-0.420 (0.335)	-0.240 (0.309)
			大学・大学院卒	0.280 (0.776)	0.234 (0.683)
			有効求人倍率 (20歳～24歳)	0.020 * (0.001)	0.023 ** (0.010)
			(25歳～29歳)	0.015 (0.019)	0.000 (0.018)
			(30歳～34歳)	0.038 (0.032)	0.028 (0.028)
			(35歳～39歳)	0.004 (0.025)	0.001 (0.025)
			定数項	4.992 *** (1.132)	2.839 *** (0.884)
固定効果	yes	yes	固定効果	yes	yes
時点効果	yes	yes	時点効果	yes	yes
決定係数	0.993	0.9999	決定係数	0.9999	0.9999
観測数	141	141	観測数	141	141

- 注：1. 推定 (1) は、足立・中里 (2017) の表7に掲載されている推定結果 (10) を転載している。
2. 推定 (1)、推定 (2) の平均女性就業率の分子は女性就業者数を使用しており、推定 (3)、推定 (4) の女性就業率の分子は女性就業者数と非労働力人口の内訳項目の「通学」の合計を使用している。
3. 推定 (1) の決定係数は自由度調整済決定係数である。
4. 表中の推定 (1) のカッコ内は標準誤差、推定 (2)～(4) のカッコ内はクラスター標準誤差である。
5. 表中***は1%有意水準で有意、**は5%有意水準で有意、*は10%有意水準で有意であることを示している。

表3 推定結果（5期間）

推定期間：t=2000年，2005年，2010年，2015年，2020年の5期間（1961年～65年出生コホートから1981年～85年出生コホート）

被説明変数：完結出生力

(説明変数)		推定 (5)	推定 (6)	推定 (7)	推定 (8)
				(参考)	(参考)
生涯未婚率		-2.846 *** (0.410)	-2.610 *** (0.363)	-3.652 *** (0.464)	-3.862 *** (0.494)
平均結婚年齢		0.016 (0.027)		0.062 ** (0.026)	
結婚経験率変化比			0.021 (0.023)		-0.101 *** (0.037)
女性就業率	(20歳～24歳)	-0.402 (0.423)	-0.282 (0.394)	-1.910 *** (0.569)	-1.852 *** (0.555)
	(25歳～29歳)	0.685 ** (0.314)	0.756 ** (0.323)	1.458 *** (0.443)	1.229 *** (0.430)
	(30歳～34歳)	-0.392 (0.300)	-0.514 * (0.290)	-0.051 (0.541)	0.163 (0.542)
	(35歳～39歳)	-0.027 (0.204)	-0.007 (0.219)	-0.634 (0.567)	-0.609 (0.533)
女性実質賃金率	(20歳～24歳)	-0.151 (0.097)	-0.150 (0.105)	-0.195 (0.149)	-0.206 (0.149)
	(25歳～29歳)	-0.090 (0.088)	-0.084 (0.086)	-0.048 (0.123)	-0.054 (0.121)
	(30歳～34歳)	-0.148 *** (0.053)	-0.140 ** (0.053)	-0.275 *** (0.098)	-0.238 ** (0.094)
	(35歳～39歳)	-0.095 (0.059)	-0.088 (0.057)	-0.208 *** (0.073)	-0.212 *** (0.072)
男女所得比		-0.148 (0.184)	-0.148 (0.170)	-0.704 *** (0.249)	-0.694 ** (0.261)
潜在的保育所定員率		-0.060 (0.433)	-0.069 (0.423)	0.228 (0.240)	0.227 (0.240)
× 調査方法変更 ダミー		5.988 (13.108)	8.716 (12.558)	-8.663 (13.324)	-13.729 (14.476)
DID人口比率		-0.527 ** (0.228)	-0.492 ** (0.238)	-0.066 (0.127)	-0.053 (0.122)
第一次産業就業者比率		0.704 (0.719)	1.028 (0.676)	-0.264 (0.554)	-0.351 (0.546)
女性の学歴	短大卒	-0.406 (0.190)	-0.334 (0.209)	0.326 (0.342)	0.278 (0.331)
	大学・大学院卒	-0.031 (0.280)	0.076 (0.280)	-0.099 (0.293)	0.019 (0.264)
有効求人倍率	(20歳～24歳)	-0.005 (0.015)	-0.006 (0.015)	0.042 * (0.023)	0.035 (0.024)
	(25歳～29歳)	0.034 *** (0.012)	0.030 ** (0.013)	0.035 * (0.020)	0.047 ** (0.023)
	(30歳～34歳)	0.017 (0.021)	0.024 (0.020)	-0.023 (0.025)	-0.019 (0.024)
	(35歳～39歳)	0.033 (0.023)	0.036 (0.023)	0.029 (0.028)	0.024 (0.030)
定数項		2.785 *** (0.814)	2.905 *** (0.542)	3.351 *** (0.737)	5.097 *** (0.724)
固定効果		yes	yes	no	no
時点効果		yes	yes	no	no
決定係数		0.9999	0.9999	0.9986	0.9986
観測数		235	235	235	235

注：1. 表中のカッコ内はクラスター標準誤差。

2. 表中***は1%有意水準で有意，**は5%有意水準で有意，*は10%有意水準で有意であることを示している。

年齢での結婚確率の低さによって、そうでなければ生じたであろう結婚そのものの遺失が生じる可能性があり、この結婚の遺失が生涯未婚率を上昇させコーホート出生率を下げることになるだろう、と考察していた。本研究での推定結果は、このような考察を実証的に示したものと解釈できる。なお、推定(6)の係数を使用した場合、生涯未婚率の1%の上昇によって完結出生力は0.026低下する。

25歳～29歳の女性就業率が有意にプラスの結果となった。この年齢階級で就業と出産が両立する関係になっていると判断できる。女性就業率が上昇しM字のくぼみが解消されつつあるが、この上昇が出産の抑制要因ではなく完結出生力を上昇させる要因になっている。是川(2019)では、1964年～70年出生コーホートの一部で競合関係がみられるものの、より若い世代で競合関係がみられないとしていた。本研究の結果はこの結果とおおむね整合的だと言えよう。なお、推定(6)の係数を使用した場合、25歳～29歳の女性就業率1%の上昇によって完結出生力は0.008上昇する。生涯未婚率の完結出生力に対する影響に比べればやや限定的だと考えられる。

一方で、30歳～34歳の女性実質賃金率が有意にマイナスとなった。また、推定(6)では女性実質賃金率に加えて女性就業率でも有意にマイナスである。出産の機会費用の増大が完結出生力に対してマイナスに影響しているとともに、この年齢階級での女性の就業が困難である可能性も示している。山崎(2020)は、2012年と2019年の女性就業率と正規雇用率の変化を比較して、30歳以上の上昇は非正規雇用が中心で、正規雇用率は20代後半でピークを迎えたのち低下を続ける「L字カーブ」という状況だと指摘している。このような状況にもかかわらず、守泉(2012)によると女性の非正規雇用者には仕事と家庭の両立支援の制度的保護が適用されていない。また、30歳～34歳が第2子以降の出生率が最も高くなる年齢であることを考

えると、この推定結果は、女性が就業と第2子以降の出産との間で依然として二者択一の選択に直面している可能性を示唆していると考えられる²⁸⁾。

コントロール変数では、都市化の代理変数であるDID人口比率が有意にマイナスとなった。完結出生力が低い地域は東京都をはじめとした都市部に多いが、このような知見と整合的であろう。また、25歳～29歳の有効求人倍率が有意にプラスという結果となった。25歳～29歳の景気情勢が完結出生力に対して重要であり、好景気であれば完結出生力を上昇させる要因となっている。

有意な結果は得られなかったが、潜在的保育所定員率の推定結果について言及しておこう。出生率に対する保育所整備の効果について、Fukai(2017)は2000年、2005年、2010年の3期間の市区町村のパネルデータを分析してプラスの効果があるという結論を得ている。ただ、Fukai(2017)では25歳～39歳の年齢階級別出生率を分析対象としている点が本研究とは異なることに加え、有意にプラスの結果が得られたのは限定的な地域である。したがって、本研究のように都道府県全体の完結出生力を分析対象とした場合では、保育所整備のプラス効果は依然として確認できないと解釈できる。

V 結論

本研究では、完結出生力に関する先行研究の変数の作成方法、推定方法を検討した上で、まず、先行研究の推定結果と比較するために、先行研究と同じ2000年、2005年、2010年の3期間で推定し、次に2015年、2020年を加えた5期間、47都道府県の疑似パネルデータによる二元配置固定効果モデルによって完結出生力の決定要因について分析した。分析の結果は次のようにまとめることができよう。

まず、先行研究と本研究との推定結果の比較によれば、推定に使用するデータの適切性を誤った

²⁸⁾ 「人口動態統計」(厚生労働省)で母親の年齢階級別で出生順位別出生率(47都道府県の平均)をみると、例えば、1981年～85年出生コーホートの第2子出生率の最も高い年齢階級は30歳～34歳であり、第3子以降出生率でも30歳～34歳が最も高い。

場合には、適切なデータに基づいた推定とは異なる推定結果となり、結論をミスリードする可能性がある。推定に使用する統計データの適切性の検討は意外に見過ごされる可能性があり、軽視すべきではないと思われる。

次に、本研究の推定によれば、完結出生力に対して生涯未婚率がマイナスに、25歳～29歳の女性就業率がプラスに、30歳～34歳の女性実質賃金率がマイナスに影響を与えていることが明らかになった。結婚のタイミングが遅れ生涯未婚率の上昇につながり、これが完結出生力を低下させる要因となっており影響も大きい。女性の就業と出産の関係については、ライフステージで異なる。25歳～29歳の女性の就業は、かつては、出産とは両立が難しいと考えられていたが、雇用制度の変更などを背景に、女性就業率の上昇が完結出生力を上昇させるという関係に変化している。一方で、30歳～34歳での就業は、機会費用の増大を通じて完結出生力を低下させる関係にある。これには、女性の雇用形態や第2子以降の出産タイミングも影響している可能性がある。

最後に、今後の課題について簡単に触れたい。本研究ではデータの制約から女性の就業を正規雇用者と非正規雇用者に分けて分析していない。しかし、女性の就業と出産の関係がライフステージで異なることの背景として女性就業の雇用形態の違いが考えられる。雇用形態別に改めて検証する必要がある。女性の就業と子育ての両立のための雇用制度の変更も影響している可能性がある。雇用形態と併せて制度変更の影響も分析する必要がある。また、第1子と第2子以降の出産に影響を与える要因も異なる可能性があることから、出生順位別出生率の決定要因を明らかにすることも重要であろう。

(補論) 変数の作成方法とデータ

本文で説明されていない男女所得比、潜在的保育所定員率、DID人口比率、第一次産業就業者比

率、女性の学歴、有効求人倍率について説明する。なお、表4に記述統計が示されている。

男女所得比

男女所得比は、1985年から2020年の「賃金構造基本調査」(厚生労働省)から得られる5年ごとの男女別所定内給与額(企業規模計・産業計)を所得の代理変数として、コーホートごとに給与額の平均をそれぞれ求め、男性所得を女性所得で除して求める²⁹⁾。

潜在的保育所定員率

潜在的保育所定員率は、1985年から2020年の「社会福祉施設等調査報告」(厚生労働省)から得られる5年ごとの保育所定員数を、1985年から2020年の「国勢調査」(総務省)から得られる20歳～39歳の女性人口(総人口)で除して算出し、同一コーホートの20歳～24歳から35歳～39歳までの各年齢階級での潜在的保育所定員率を平均して算出される。例えば、1981年～85年生コーホートの場合は、2005年に20歳～24歳(2020年に35歳～39歳)であるから、まず、2005年の保育所定員数を2005年の20歳～39歳の女性人口で除して2005年の潜在的保育所定員率を算出する。2010年、2015年、2020年も同様の方法によって各年の潜在的保育所定員率を算出する。そして、2005年、2010年、2015年、2020年の潜在的保育所定員率の平均を求める。これが1981年～85年生コーホートの潜在的保育所定員率となる。なお、2015年と2020年の女性人口は不詳補完値を使用している。なお、「社会福祉施設等調査」は2009年および2012年に調査方法が変更されている。この調査方法の変更に対して、2010年、2015年、2020年を含むコーホートの潜在的保育所定員率の場合は1、それ以外は0のダミー変数を作成し、ダミー変数と潜在的保育所定員率の交差項も推定に使用する。

DID人口比率

²⁹⁾ 足立・中里(2017)では、本来は男性所得自体を利用することが望ましいが、男性所得と女性賃金率との間に高い相関関係があることから、小椋・ディークル(1992)に倣ってこの変数を採用したと説明している。本研究でもこれに倣って採用する。

表4 コントロール変数の記述統計

		1961年～65年 出生コーホート (t=2000年)	1966年～70年 出生コーホート (t=2005年)	1971年～75年 出生コーホート (t=2010年)	1976年～80年 出生コーホート (t=2015年)	1981年～85年 出生コーホート (t=2020年)	
男女所得比	平均	1.313	1.283	1.228	1.192	1.166	
	標準偏差	0.043	0.034	0.030	0.028	0.027	
	最小値	1.212	1.211	1.155	1.118	1.104	
	最大値	1.402	1.348	1.283	1.253	1.232	
潜在的保育所定員率	平均	0.145	0.149	0.153	0.171	0.199	
	標準偏差	0.051	0.052	0.052	0.056	0.058	
	最小値	0.054	0.055	0.060	0.075	0.102	
	最大値	0.271	0.268	0.265	0.290	0.324	
DID人口比率	平均	0.488	0.500	0.508	0.514	0.523	
	標準偏差	0.186	0.187	0.187	0.188	0.188	
	最小値	0.243	0.245	0.247	0.246	0.247	
	最大値	0.977	0.979	0.980	0.981	0.983	
第一次産業就業者比率	平均	0.099	0.084	0.073	0.065	0.060	
	標準偏差	0.050	0.043	0.038	0.035	0.033	
	最小値	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004	
	最大値	0.193	0.165	0.144	0.132	0.125	
女性の学歴	短大卒	平均	0.281	0.303	0.326	0.312	0.299
		標準偏差	0.043	0.041	0.041	0.030	0.029
		最小値	0.176	0.208	0.240	0.246	0.252
		最大値	0.371	0.393	0.415	0.378	0.382
	大学・大学院卒	平均	0.103	0.124	0.146	0.202	0.257
		標準偏差	0.036	0.036	0.038	0.055	0.074
		最小値	0.051	0.072	0.093	0.123	0.151
		最大値	0.213	0.243	0.274	0.381	0.488
有効求人倍率	20歳～24歳 (t-15)	平均	0.724	1.543	0.743	0.642	0.915
		標準偏差	0.339	0.570	0.248	0.188	0.283
		最小値	0.180	0.480	0.180	0.280	0.400
		最大値	1.410	2.620	1.210	1.100	1.670
	25歳～29歳 (t-10)	平均	1.543	0.743	0.642	0.915	0.533
		標準偏差	0.570	0.248	0.188	0.283	0.104
		最小値	0.480	0.180	0.280	0.400	0.310
		最大値	2.620	1.210	1.100	1.670	0.790
	30歳～34歳 (t-5)	平均	0.743	0.642	0.915	0.533	1.174
		標準偏差	0.248	0.188	0.283	0.104	0.219
		最小値	0.180	0.280	0.400	0.310	0.840
		最大値	1.210	1.100	1.670	0.790	1.750
35歳～39歳 (t)	平均	0.642	0.915	0.533	1.174	1.192	
	標準偏差	0.188	0.283	0.104	0.219	0.177	
	最小値	0.280	0.400	0.310	0.840	0.810	
	最大値	1.100	1.670	0.790	1.750	1.640	

出所：総務省統計局「国勢調査」、厚生労働省「賃金構造基本調査」「社会福祉施設等調査報告」「一般職業紹介状況」。

都市化の程度を表す指標として、各都道府県人口の集中地区（DID）人口比率を採用する。これは、1985年から2020年の「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

都道府県の人口で除して算出した。推定に利用するDID人口比率は、各コーホートの女性が20歳～39歳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人口比率の平均とした。な

お、2015年と2020年の人口は不詳補完値を使用している。

第一次産業就業者比率

第一次産業就業者比率は地域の産業構造を表す変数として採用し、1985年から2020年の「国勢調査」(総務省)から得られた各都道府県の第一次産業就業者数を当該都道府県の就業者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ホートごとに計算した平均を使用した。

女性の学歴

1980年から2020年の「国勢調査」(総務省)を使って、最終学校の種類より、都道府県別の25歳～29歳の短大卒業者と大学・大学院卒業者を25歳～29歳の回答総数で除した比率をその出生コホートの学歴変数とした³⁰⁾。例えば、1981年～85年生では2010年に25歳～29歳であるから、この2010年の「国勢調査」のデータを使用して算出する。なお、「国勢調査」の教育に関する調査が行われるのは10年に1度の調査で、西暦の下一桁が5年の「国勢調査」では調査が行われない。この場合は、前後の調査年の平均を用いた。例えば、1976年～80年生コホートは2005年に25歳～29歳であるから学歴データが存在しない。このため、2000年の25歳～29歳と2010年25歳～29歳の平均を用いる。

有効求人倍率

女性就業率は女性の就業状況を示す変数であるが、循環的な景気変動の影響を受ける可能性がある。地域の景気変動の影響をコントロールするために、1985年から2020年の「一般職業紹介状況」(厚生労働省)から得られる都道府県別有効求人倍率を使用する。具体的には、各コホートの20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳にその年齢階級に対応する年の有効求人倍率(年平均)を使用する。例えば、1961年～65年出生コホート(t=2000年)は1985年に20歳～24歳で

あるから、この20歳～24歳の女性就業率に含まれている景気変動をコントロールするために1985年の有効求人倍率を使用する。同出生コホートは1990年に25歳～29歳であるから1990年の有効求人倍率(年平均)を使用する。同様に1995年に30歳～34歳であるから1995年の、2000年に35歳～39歳であるから2000年の有効求人倍率(年平均)を使用する。

謝辞

本研究に対して、本誌2名の匿名レフェリー及び「とくしまEBPM評価会議(議長:浅子和美一橋大学名誉教授)」の各委員(浅子和美先生、伊藤修一郎先生、鹿野繁樹先生、小巻泰之先生、村澤康友先生、横山由紀子先生)から貴重なコメントを頂きました。記して謝意を表します。また、本研究は、総務省「統計データ利活用推進事業」の成果の一部であることを明記します。なお、本稿における見解はすべて著者に帰するものであり、著者が所属する組織の見解を表すものではない。

参考文献

- 相川哲也・酒田元洋・古矢一郎・角田リサ・長沼裕介・立石憲彰・新藤宏聡(2022)「少子化対策と出生率に関する研究のサーベイ—結婚支援や不妊治療など社会動向の変化と実証分析を中心とした研究の動向—」ESRI Research Note No.66, 内閣府経済社会総合研究所。
- 足立泰美・中里透(2017)「出生率の決定要因—都道府県別データによる分析」、『日本経済研究』, No.75, pp.63-91。
- 宇南山卓(2011)「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所整備」、『日本経済研究』, No.65, pp.1-22。
- (2022)「国勢調査」、『日本労働研究雑誌』, No.741, pp.6-9。
- 大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働 日米の比較研究』, 日本経済評論社。
- 岡崎陽一(1993)『人口分析ハンドブック』古今書院。
- 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要因」、『日本経済研究』, No.22, pp.46-76。
- 金子隆一(2004)「少子化の人口学的メカニズム」、『人口学ライブラリー1 少子化の人口学』(大淵・高橋編著), 原書房, pp.15-36。
- 鹿野繁樹(2015)『新しい計量経済学』, 日本評論社。

³⁰⁾ 教育に関する質問については不詳が多いことから、人口を使用しないで回答総数を使用した。

- 河野 稔果 (2007) 『人口学への招待』, 中公新書。
- 是川 夕 (2019) 「有配偶女性の人的資本, 及び初期キャリアが出生力に及ぼす影響—女性就業と出生力の関係の再検討—」, 『人口問題研究』, 第75巻第1号, pp.1-25。
- 伊達雄高・清水谷論 (2004) 「日本の出生率低下の要因分析: 実証研究のサーベイと政策的含意の検討」 ESRI Discussion Paper Series No.94, 内閣府経済社会総合研究所。
- 堤 静子 (2011) 「少子化要因としての未婚化・晩婚化—都道府県コホートによる分析—」, 『季刊 社会保障研究』, Vol.47, No.2, 159-174。
- 西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮 (2019) 『計量経済学』, 有斐閣。
- 濱田桂一郎 (2015) 『働く女子の運命』, 文春新書。
- (2018) 『日本の労働法政策』, 独立行政法人労働政策研究・研修機構。
- 廣嶋清志 (1999) 「結婚と出生の社会人口学」, 『講座社会学2 家族』 (目黒・渡辺編), 東京大学出版会, pp.21-57。
- (2011) 「近年の出生率反転の分析: 結婚と産み方のどちらが変わったか」, ESTRELA, 203, 財団法人統計情報研究開発センター, pp.2-9。
- 牧田修治・水ノ上智邦 (2022) 「合計特殊出生率の上位県と下位県の特徴」『分析実践! EBPM推進事業報告書』徳島県政策創造部, pp.5-22。
- 松浦克己・滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の配分』, 日本評論社。
- 守泉理恵 (2012) 「女性就業と子育て支援」, 『人口学ライブラリー10 少子化と若者の就業行動』 (小崎・牧野編著), 原書房, pp.75-102。
- 山口慎太郎 (2016) 「差の差法で検証する『保育所整備』の効果」『IWANAMI DATA SCIENCE』Vol.3, pp.112-128。
- 山崎史郎 (2020) 『人口戦略法案』, 日本経済新聞出版。
- Butz, William P. and Michael P. Ward (1979), “The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility,” *American Economic Review*, Vol.69, No.3, pp.318-328.
- Fukai, Taiyo (2017), “Childcare Availability and Fertility: Evidence from Municipalities in Japan,” *Journal of The Japanese and International Economics*, 43, pp.1-18.

(まきた・しゅうじ)
 (とよだ・てつや)
 (おくしま・まさし)
 (みずのうえ・ともくに)

Revisiting Determinants of Completed Cohort Fertility -An Empirical Study by means of Panel Data by Prefecture-

MAKITA Shuuji^{*1}, TOYODA Tetsuya^{*2},
OKUSHIMA Masashi^{*2}, MIZUNOUE Tomokuni^{*3}

Abstract

In this study, we analyzed the determinants of completed fertility by examining methods of formulating and estimating variables employed in previous research. Our analysis aimed to elucidate the impact of employment-related decisions across women's various life stages. The analysis revealed that the percentage of women who remained unmarried, the female employment rate, and female wages impacted completed fertility. However, the impact differed by life stage. Among women aged 25-29 years, female employment positively impacted completed fertility. This suggests the potential compatibility of female employment and childbearing, which have traditionally been considered to be incongruous. By contrast, the two still appear to be incongruous for women aged 30-34 years, suggesting possible difficulties in having multiple births after the second child. Furthermore, thorough examination indicated that the data used in the estimations may have been equivocated. Consequently, the conclusions may be misleading, which should not be taken lightly.

Keywords : Completed Cohort Fertility, The Percentage of Women who Remained Unmarried, The Female Employment Rate, Female Wages, Panel Data by Prefecture

^{*1} Managing Director of Planning, Policy Studies Department, Tokushima Prefecture

^{*2} Professor, Graduate School of Technology, Industrial and Social Sciences, Tokushima University

^{*3} Professor, Faculty of Business Administration, Shujitsu University