

論文

出生率の都道府県差に関する要因分析

——都道府県別コーホート合計出生率を用いた実証分析——

鷺 見 英 司

概 要

本稿では、『人口動態統計』より得た各年の母親の年齢各歳別出生数と『国勢調査』より得た年齢区分別女性人口等から、都道府県の1966-70年生から1991-95年生までのコーホート合計出生率とコーホート別女性既婚率等を独自に構築し、2010年以降に都道府県別期間合計出生率の西高東低が鮮明になった要因をパネルデータ分析（固定効果推定）とその推定結果を用いて明らかにした。主な分析結果は以下の通りである。第1に、出生率の地域差を説明する要因は、都道府県間で大きく異なっており、女性既婚率だけでなく、都道府県の社会環境や固有の固定効果も大きな影響を与えている。特に、固定効果が西日本では出生率に対してプラスで、東日本ではマイナスに寄与していること、また、九州・沖縄地方のように女性既婚率が都道府県平均より低くても固定効果が出生率の押し上げに大きく寄与している地域があることが確認された。第2に、2010年以降の期間合計出生率の西高東低は、東日本では新しいコーホート（1991-95年生や1981-85年生）ほど女性既婚率が相対的に大きく低下し、20歳代と30歳代の出生率を低下させた一方で、九州や中国地方の西日本では、新しいコーホートの女性既婚率が高く維持されたり、相対的に上昇したことが主な要因である。

I. はじめに

わが国の期間合計特殊出生率（Period Total Fertility Rate：PTFR、以下、期間合計出生率）は、2015年の1.45をピークに低下傾向に転じ、2021年には1.30となった。『人口動態統計』（厚生労働省）によれば、コロナ禍で婚姻件数が減少傾向にあることが確認されており、今後さらなる出生率の低下が予想される¹⁾。期間合計出生率は国や地方自治体において、出生動向を示す情報として一般的に用いられているものの、少子化や地域差の発生要因に関する情報を得るには有益とは言えない。河野(2007)は、期間合計出生率の問題点として、まったく異なる各コーホートの15歳から49歳までの年齢別出生率を、あたかも特定のコーホートが順次出産したかのように見せている見かけ上の数値であると指摘している。そもそも期間合計出生率は、各コーホートの15歳から49歳までの年齢別出生率を合計して算出されているが、ほとんどの地域では、年齢別出生率も、それらをコーホート別に合計したコーホート合計

¹⁾ 『人口動態統計』では、「当月分を含む過去1年間の動向」が公表されており、本稿執筆時点で公表されている2022年3月までの過去1年間で見ると、出生数は2019年の同月比89.9%、婚姻件数は2019年の同月比89.6%の水準である。

出生率 (Cohort Total Fertility Rate : CTFR) も公表されることなく、活用もされていない。

わが国の都道府県レベルのデータを用いた出生率の要因分析には、米谷(1995)、堤(2011)、近藤(2014)、足立・中里(2017)等の多数の研究蓄積があるものの、米谷(1995)や近藤(2014)等の多くの研究では期間合計出生率が用いられ、コーホート合計出生率が用いられている研究は、堤(2011)と足立・中里(2017)等の一部に限定されている。後者の研究では、『人口動態統計』(厚生労働省)と『国勢調査』(総務省)から算出した都道府県別コーホート合計出生率が用いられており、堤(2011)は、1946-50年生から1966-70年生までの五つのコーホートの20-24歳から35-39歳までのコーホート合計出生率を用いた47都道府県のクロスセクション分析を行い、生涯未婚率の上昇が有意に出生率の低下に寄与することを明らかにしている。足立・中里(2017)は、1961-65年生から1971-75年生までの三つのコーホートの20-24歳から35-39歳までのコーホート合計出生率を用いた47都道府県のパネルデータ分析によって、生涯未婚率と女性賃金率が出生率に有意に負の影響をもたらしており、女性就業率(社会進出)や晩婚化が出生率には影響していないことを明らかにしている²⁾。ただし、これまでの研究では、近年におけるわが国の期間合計出生率の変化、たとえば、図1のように2010年から2020年にかけて都道府県の期間合計出生率が西高東低の現象を示すようになった要因は明らかにされていない³⁾。

そこで、本稿では、堤(2011)と足立・中里(2017)に基づき、1966-70年生から1991-95年生までの六つのコーホートを対象とした、都道府県別コーホート合計出生率を算出し、期間合計出生率に西高東低の現象が発生した要因を明らかにすることを目的とする。

本稿の構成は以下の通りである。第Ⅱ節では、コーホート合計出生率の規定要因に関する回帰モデル

図1 都道府県別期間合計出生率の比較

(a) 2010年

(b) 2020年



出所：厚生労働省「人口動態統計」より、ArcGISを用いて作成。

²⁾ 市町村を対象とした少子化の要因に関する研究も存在するが、コーホート合計出生率ではなく、ある期の女性15-49歳人口に対する出生数の割合である総出生率(Gross Fertility Rate:GFR)や期間合計出生率が用いられている。たとえば、阿部・原田(2008)では1998-2002年の5年平均期間合計出生率、宮本・荒渡(2013)では2005年の総出生率、中澤・矢尾板・横山(2015)では、2005年の総出生率と期間合計出生率、加藤(2017)では2010年の期間合計出生率(ベイズ推定)が用いられている。

³⁾ 鷲見(2022)によれば、1.57ショック後の1990年の低出生率地域は首都圏や関西圏、北海道といった大都市を含む都道府県であり、その他の地域では期間合計出生率は1.5を上回っていた。しかし、2010年になると西高東低の傾向が現れ、2020年には山形県、福島県、群馬県を除く(関東以東の)東日本の都道府県で1.4を下回り、この傾向が鮮明になった。

とデータ、分析結果について説明する。第Ⅲ節では、前節の分析結果に基づいて、コーホート合計出生率の都道府県差（平均値からの乖離）の要因と西高東低の要因を明らかにする。第Ⅳ節では、本稿のまとめと課題について述べる。

Ⅱ. 実証分析

1. 分析モデルと結果

(1) 対象コーホート

本稿では、1966-70年、1971-75年、1976-80年、1981-85年、1986-90年及び1991-95年の各出生年のコーホートを対象として、「20歳代まで」と「30歳代」及び「30歳代まで」の合計出生率を決定する要因を明らかにする。それぞれのコーホート合計出生率を被説明変数とした分析モデルをA、B及びCとする。したがって、コーホートと年齢区分の関係を示した表1の通り、分析モデルAは1966-70年生から1991-95年生までのコーホートが15-19歳から25-29歳に到達するまでの合計出生率、モデルBは1966-70年生から1981-85年生までのコーホートの30歳代における合計出生率、モデルCは1966-70年生から1981-85年生までのコーホートが15-19歳から35-39歳に達するまでの合計出生率が対象である⁴⁾。

(2) 回帰モデル

以下では、コーホート合計出生率を被説明変数として、女性既婚率や女性結婚年齢等の女性行動要因等が、各コーホートの出生行動に影響を与えたかどうかを定量的に分析する。そのための推定モデルは、都道府県の固定効果の存在を前提とした[1]式の通りである。

$$CTFR_{j,q} = \alpha + \sum \beta_m FV_{j,q}^m + \sum \gamma_i CV_{j,q}^i + \sum \pi_j Coh_{jt} + \theta_q + \epsilon_{j,q} \quad [1]$$

CTFR：コーホート合計出生率、*FV*：女性行動変数、*CV*：コントロール変数

Coh：コーホートダミー

j：生年コーホート、 θ ：固定効果、*q*：都道府県、 ϵ ：誤差項

表1 コーホートと年齢区分の関係、対象年、分析モデルの関係

コーホート 年齢区分	1966-70年生	1971-75年生	1976-80年生	1981-85年生	1986-90年生	1991-95年生	モデル	
15-19歳	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	A	C
20-24歳	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年		
25-29歳	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年		
30-34歳	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年		B	
35-39歳	2005年	2010年	2015年	2020年				

4) 本調査で用いるコーホート合計出生率は、母の年齢が15歳から39歳までに生まれた子ども数を対象としたものである。なお、『人口動態統計』で2016年から2020年までの母の年齢区分別出生数をみると、15歳から39歳の母の出生数が全出生数の94.2%であることから、この年齢の範囲に限定したとしても分析上の問題は生じないと考えられる。

ここで、 α 、 β 、 γ 、 π 、 θ は推定すべきパラメーターである。 θ は固定効果であり、これは出生率に影響を与える各都道府県固有の要因が存在するかどうかを統計的に推定するものである。

分析に用いる変数は、国勢調査が実施された各時点の年齢区分別データをコホート単位で集計したものをを用いる。つまり、女性変数だけでなくコントロール変数も、各コホートの女性の到達年齢までの期間（たとえば1971-75年生が35-39歳に到達した場合であれば、同コホートが15-19歳から35-39歳となる1990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における各変数の平均値を用いている。

(3) 変数

ここでは被説明変数と説明変数について詳述する。各変数の記述統計量は表2の通りである。

①被説明変数

各コホートの女性が「20歳代まで」と「30歳代」及び「30歳代まで⁵⁾」の年齢区分に到達するまでのコホート合計出生率(CTFR)を、被説明変数とする。各都道府県の1966-70年生から1991-95年生までのコホート合計出生率は、『人口動態統計』より得た各年の母親の年齢各歳別出生数と『国勢調査』より得た都道府県別の年齢5歳階級別女性人口を用いて独自に構築した⁶⁾。

②説明変数

説明変数には、コホート別に定義された女性行動変数 FV (女性既婚率、女性平均結婚年齢、女性

表2 記述統計量

変数名		N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
コホート合計出生率	20歳代まで	282	0.748	0.146	0.309	1.125
	30歳代	188	0.714	0.075	0.546	0.957
	30歳代まで	188	1.506	0.139	1.065	1.933
女性既婚率	25-29歳	282	41.567	6.460	24.820	58.240
女性平均結婚年齢		282	23.620	0.213	22.918	24.191
女性実質賃金率		282	1.246	0.119	0.929	1.582
男女所得比		282	1.169	0.062	1.048	1.333
DID人口比率		282	51.161	18.639	24.500	98.480
第一次産業就業者比率		282	6.636	3.688	0.400	16.480
女性既婚率	35-39歳	188	70.014	3.772	61.770	80.170
女性平均結婚年齢		188	26.402	0.623	25.167	28.306
女性実質賃金率		188	1.444	0.153	1.186	2.060
男女所得比		188	1.348	0.085	1.194	1.578
DID人口比率		188	51.110	18.626	24.500	98.290
第一次産業就業者比率		188	7.090	3.845	0.400	16.480

5) これを足立・中里(2017)では完結出生力と定義している。ただし、通常、完結出生力は、女性が49歳までに出生した子どもの数(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。

6) コホート合計出生率の構築方法についての詳細は、鷲見(2022)を参照。

実質賃金率及び男女所得比) とコントロール変数 CV (人口集中地区 (DID) 人口比率と第一次産業就業者比率) を用いる。なお、モデル B では、20 歳代までの出生率をコントロールするために、各コーホートの 25-29 歳時点までの合計出生率を説明変数に加えている。

1) コーホート女性既婚率

女性既婚率の上昇は出生率に対して正の影響を与えると期待される。女性既婚率は各コーホートの各年齢区分時点の女性人口に対する既婚女性人口の割合として定義され、『国勢調査』より得た都道府県別の年齢 5 歳階級別女性人口と既婚女性人口を用いて構築した。

2) コーホート女性平均結婚年齢

晩婚化を表す指標として、平均結婚年齢があり、これは各コーホートの女性がある年齢区分までに平均的に何歳で結婚したかを表すものである。平均結婚年齢の上昇は出生率を低下させる可能性がある。堤 (2011) と足立・中里 (2017) に基づき、例えば、 t 年に 35-39 歳に到達するコーホートの女性平均結婚年齢は [2] 式の通り定義される。

$$\begin{aligned} \text{第 } j \text{ コーホート別平均結婚年齢 }_t = & \\ & \frac{[20(S_{j,t-15}^{20-24} - S_{j,t-20}^{15-19}) + 25(S_{j,t-10}^{25-29} - S_{j,t-15}^{20-24}) + 30(S_{j,t-5}^{30-34} - S_{j,t-10}^{25-29}) + 35(S_{j,t}^{35-39} - S_{j,t-5}^{30-34})]}{[(S_{j,t-15}^{20-24} - S_{j,t-20}^{15-19}) + (S_{j,t-10}^{25-29} - S_{j,t-15}^{20-24}) + (S_{j,t-5}^{30-34} - S_{j,t-10}^{25-29}) + (S_{j,t}^{35-39} - S_{j,t-5}^{30-34})]} \quad [2] \end{aligned}$$

$S_{j,t}^{35-39}$: t 年において 35-39 歳となる女性既婚率

$S_{j,t}^{35-39} - S_{j,t-5}^{30-34}$: 同コーホートの $t - 5$ 年から t 年にかけての女性既婚率の上昇分

3) コーホート女性実質賃金率

足立・中里 (2017) 等では、子育ての機会費用の代理変数として、女性賃金率が用いられている。女性賃金率は、まず、『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、毎年の一般労働者の年齢区分別所定内給与額を所定内労働時間で除して各年齢階級別の名目賃金率を算出し、それを消費者物価指数 (持家の帰属家賃を除く総合: 2015 年基準) で実質化した。つぎに、コーホートごとに各年齢階級別の実質賃金率の平均値を算出し、それを女性実質賃金率のデータとした。女性賃金率の上昇による出生率への効果には、代替効果 (出産・育児の機会費用を高めて出生行動を抑制する効果) と所得効果 (所得の増加が出生行動を促す効果) が存在するため、符号は確定しない。

4) コーホート別男女所得比

男性所得の増加は、出産・育児に必要な家計の経済力の強化を通じて出生率を高める効果が期待できる。本来は男性所得自体を用いることが望ましいが、都道府県単位で男性所得と女性所得及び女性賃金率の間には高い相関関係が確認されることから、足立・中里 (2017) 等では、男性の所得の影響を考慮する変数として、男性の所得を女性の所得で除した値 (男女所得比) が採用されている。男性と女性のそれぞれの所得は『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) から得られた男女別・年齢区分別の所定内給与額をコーホート別・年齢区分別に平均化した値を用いた。

5) コーホートダミー変数

コーホート間の出生行動の違いを考慮するために、コーホートダミーを説明変数として考慮する。1966-70 年生コーホートをリファレンスとしている。

6) コントロール変数

出生率の都道府県差を説明する社会環境要因として、人口集中地区(DID)人口比率(以下、DID人口比率)と第一次産業就業者比率を考慮する。なお、DID人口や第一次産業就業者数のデータは『国勢調査』より得た。

まず、都道府県内の人口分布が人口集中地区(DID)に集まっている地域ほど、人口密度が高く、都市化が進展しているため、DID人口比率は都市化度を示す指標として用いられる。都市化によって地価が上がり、保育スペース等の保育サービスの供給費用が上昇するため、家計にとっての費用負担が上昇し、また、育児のための居住費用(追加的な居住スペースに係る家賃等の費用)が高まる。このように都市化によって、子育て費用が高まると、出産が抑制される⁷⁾。また、物理的コストだけでなく、大都市では常に子どもの生活音を周囲に気遣いながら生活しなければならず、精神的負担を負う。つぎに、都道府県内の第一次産業就業者割合が高い地域ほど、出産・子育てが行いやすい地域と考えられる。農村地域では、親族内の血縁関係が相対的に強固に維持されており、子育てへの親族からのサポートを得られやすい。また、農作業や水管理等の共同作業を通じた農業従事者間の関わりや信頼関係の構築、地域社会における共同作業や行事等への社会参加の機会が多く、地域住民同士の多くが、互いに顔の見える関係にある。そのため、子育てに関する近隣住民からのサポートが得られやすいなど、子育てがしやすい環境にある。農村地域では社会や住民が持つ社会関係資本(ソーシャル・キャピタル)が出産・子育てを都市部と比較して容易にしていると考えられる。

2. 分析結果

分析結果は表3に示す通りである。F検定、Breusch-Pagan検定、Hausman検定の結果、すべての分析モデルにおいて、固定効果推定が選択された。ただし、ここでは各都道府県固有の効果を示す固定効果 θ は掲載を省略している。

女性行動変数に着目して推定結果を分析モデル別(到達年齢区分別)にまとめると以下の通りである。

①「20歳代まで」の出生行動

分析モデルAでは、20歳代までのコーホート合計出生率に対して、女性既婚率はプラス、女性の平均結婚年齢はマイナス、男女所得比はプラスに有意に寄与することが確認された。

②「30歳代」の出生行動

分析モデルBでは、20歳代までのコーホート合計出生率をコントロールしたうえで、30歳代のコーホート合計出生率に対して、女性既婚率は有意にプラス、女性の実質賃金率は有意にマイナスに寄与することが確認された。

③「30歳代まで」の出生行動

分析モデルCでは、30歳代までのコーホート合計出生率に対して、女性既婚率は有意にプラス、女性平均結婚年齢と女性実質賃金率は有意にマイナスに寄与することが確認された(いずれも1%有意水準で帰無仮説を棄却)。

パネルデータ分析の結果から、出生行動を規定する主な要因をまとめると以下の通りである。

1. 女性既婚率の上昇は、出生率を高める主要因である。

⁷⁾ 加藤(2017)等では、人口密度が子どもを持つことの費用の代理変数として用いられている。加藤(2017)では人口密度が出生率と負の相関関係があることが示されている。

表3 コーホート別出生率の規定要因（固定効果推定の結果）

	[A] 20歳代まで	[B] 30歳代	[C] 30歳代まで
女性既婚率	0.0182 [19.217]***	0.0162 [8.387]***	0.0262 [15.493]***
女性平均結婚年齢	-0.0428 [-2.469]**	0.0190 [1.510]	-0.0365 [-2.877]***
女性実質賃金率	-0.0569 [-1.079]	-0.0795 [-2.063]**	-0.1444 [-3.228]***
男女所得比	0.1491 [2.200]**	-0.0607 [-1.152]	-0.0797 [-1.282]
DID 人口比率	-0.0000 [-0.017]	-0.0019 [-1.631]	-0.0028 [-1.884]*
第一次産業就業者比率	0.0125 [5.873]***	0.0046 [1.165]	0.0088 [2.368]**
20歳代 CTFR		-0.4550 [-6.447]***	
1971-75年生	-0.0361 [-3.444]***	-0.0042 [-0.378]	-0.0321 [-2.534]**
1976-80年生	-0.0007 [-0.038]	0.0473 [2.600]**	0.0252 [1.190]
1981-85年生	0.0495 [3.202]***	0.0912 [4.382]***	0.0879 [3.543]***
1986-90年生	0.0636 [3.749]***		
1991-95年生	0.0427 [2.326]**		
定数項	0.7977 [1.864]*	-0.3294 [-0.974]	1.0123 [2.891]***
N	282	188	188
F値	1,285.0	377.3	326.8
Adj_R2	0.980	0.952	0.939
F test	40.17***	19.26***	100.74***
PB test	359.94***	46.98***	216.11***
Hausman test	38.62***	86.50***	25.88***

注：固定効果は省略，[]内はz値，* p<0.10，** p<0.05，*** p<0.01.

- 女性平均結婚年齢は「30歳代」の出生行動に対してのみ有意な影響を与えていないが、これは30歳代では晩婚化のために遅れて出産したグループがいる一方で、出産をしなかった（できなかった）グループが存在するためと推察される。
- 女性実質賃金率は、「20歳代まで」の出生行動に影響を与えていないが、「30歳代」や「30歳代まで」の分析では有意に出生率に負の影響を与えている。これは年齢（勤続年数）の上昇やキャリアアップ

プと共に実質賃金率が上昇するために、子育ての機会費用が高まり、出生行動に負の影響をもったと推察される。

4. 男女の所得比は「20歳代まで」の出生率のみに有意に正の影響を与えており、これは、20歳代での出産には男性の経済力が重要であることを示唆している。
5. DID人口比率は「30歳代まで」の出生率には有意に負の影響を与え、第一次産業就業者比率は「20歳代まで」と「30歳代まで」の出生率に有意に正の影響を与えている。このことから、地域の社会環境が出生率に一定の影響を与えていることが確認される。

Ⅲ. 出生行動の都道府県間差の要因分析

1. 地域差要因の導出方法

本節では、各都道府県のコーホート合計出生率とその都道府県平均値からの差である「出生率差」を、女性行動変数 FV (女性既婚率、平均結婚年齢及び女性実質賃金率等)、コントロール変数 CV (都道府県の社会環境)、都道府県の固定効果 θ によってどの程度説明できるかを、前節の推定結果を用いて定量的に明らかにする。

分析の手順は以下の通りである。まず、第 j コーホートの第 q 都道府県のコーホート合計出生率 ($CTFR_{j,q}$) とその都道府県平均値 (\overline{CTFR}_j) と差である出生率差を、[1] 式のパラメーターを推定値 ($\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$, $\hat{\pi}$, $\hat{\theta}$) で表現した [3] 式と、[3] 式に各変数の都道府県平均値 (\overline{FV} , \overline{CV}) を代入した [4] 式との差をとった [5] 式の通り定義する。つぎに、[5] 式に実際のパラメーターの推定値と各変数の値を代入することで、出生率差に対する各説明変数の効果の大きさを算出する。

$$CTFR_{j,q} = \hat{\alpha} + \sum \hat{\beta}_m FV_{j,q}^m + \sum \hat{\gamma}_l CV_{j,q}^l + \sum \hat{\pi}_j Coht_j + \hat{\theta}_q + \hat{\epsilon}_{j,q} \quad [3]$$

$$\overline{CTFR}_j = \hat{\alpha} + \sum \hat{\beta}_m \overline{FV}_j^m + \sum \hat{\gamma}_l \overline{CV}_j^l + \sum \hat{\pi}_j Coht_j \quad [4]$$

$$(CTFR_{j,q} - \overline{CTFR}_j) = \sum \hat{\beta}_m (FV_{j,q}^m - \overline{FV}_j^m) + \sum \hat{\gamma}_l (CV_{j,q}^l - \overline{CV}_j^l) + \hat{\theta}_q + \hat{\epsilon}_{j,q} \quad [5]$$

2. 出生率の地域差と女性既婚率の関係

以下では、「20歳代まで」、「30歳代」及び「30歳代まで」の合計出生率について、出生率差が女性既婚率によってどの程度説明できるかを明らかにする。そのために、図2から図4の横軸には都道府県別のコーホート合計出生率と都道府県平均との差である出生率差、縦軸には [5] 式から算出した各コーホートの都道府県別女性既婚率とその都道府県平均値との差によって説明できる出生率差の大きさ (以下、既婚率効果⁸⁾) を示している。

第1象限は都道府県平均値より高い女性既婚率が出生率の引き上げ要因 (つまり、既婚率効果が正) となっているグループである。第2象限は女性既婚率が平均値より高いため、出生率の引き上げ要因となっているものの、出生率が都道府県平均値よりも低いグループである。第3象限は平均値より低い女

⁸⁾ 図2(a)から、東京都の1981-85年生の「20歳代まで」の出生率と都道府県平均との差 (出生率差) は -0.325 であり、出生率差を女性既婚率で説明できる部分 (既婚率効果) は、回帰分析によって得られた女性既婚率の係数 0.0182 (表3参照) と同コーホートの女性既婚率の都道府県平均値との差 -11.491 との積である -0.209 となる。

性既婚率が出生率の引き下げ要因（つまり、既婚率効果が負）となっているグループである。第4象限は平均値より低い女性既婚率が、出生率の引き下げ要因となっているものの、出生率が平均値よりも高いグループである。

原点を通る直線（45度線）上では出生率差と既婚率効果が同一水準であり、既婚率効果で出生率差をすべて説明できる。第1象限と第2象限の45度線よりも下側の領域では、出生率差が既婚率効果だけでは説明できず、（後述の通り）女性既婚率以外の要因が出生率を押し上げている。他方で、上側の領域では、既婚率効果が出生率差を上回っているため、他の要因が出生率を押し下げている。第3象限と第4象限の45度線よりも下側の領域では、既婚率効果は出生率差を押し下げる方向に作用するが、その他の要因が出生率を押し上げる方向に作用している。上側の領域では、出生率差が既婚率効果だけでは説明できず、女性既婚率以外の要因が出生率を押し下げている。例えば、図2(a)から第3象限の東京都の出生率差 -0.33 について見ると、既婚率効果は -0.21 （64%分⁹⁾）であり出生率差のすべてを説明できない。つまり、これ以外の要因が 0.12 （残り36%分）だけ出生率を都道府県平均値より低めている。

以下では、「20歳代まで」、「30歳代」及び「30歳代まで」の出生行動を既婚率効果から明らかにする。

① 「20歳代まで」の出生行動

図2(a)と図2(b)には、1981-85年生と1991-95年生の二つのコーホートの「20歳代まで」の出生率差と既婚率効果を示している。図2(b)より、1991-95年生について見ると、第1象限には東北、中国、四国、九州地方の県が主に位置している。これらの県は平均よりも高い既婚率が高い出生率につながっている。そのうち、45度線よりも下側の領域に属する県が多く、これらの地域では女性既婚率以外（結婚年齢の若さや社会環境等）の要因が出生率の押し上げ要因となっている。第2象限には北関東、北陸、中部地方の県が多く属している。これらの県では女性既婚率は都道府県平均よりも高いが、既婚率以外の要因によって、出生率が都道府県平均よりも低くなっている。第3象限には人口100万人超の大都市を抱える都道府県（東京都、大阪府、京都府、北海道、宮城県、福岡県）が属している。これらは、福岡県を除いて45度線よりも上側の領域に属していることから、都道府県平均よりも低い女性既婚率に加えてその他の要因によって、出生率が都道府県平均よりもさらに低くなっている。第4象限に属する沖縄県は、女性既婚率は都道府県平均よりも低いですが、これ以外の要因によって、出生率が都道府県平均よりもかなり高くなっている。

図2(a)と図2(b)の比較から、1991-95年生に起こった（1981-85年生との）主な変化は、第1に、東北地方の各県が第3象限の方向にシフトしたこと、第2に、北関東の県が第1象限から第2象限の方向に移動したこと、第3に、九州地方の5県が第4象限から第1象限に移動したことである。

② 「30歳代」の出生行動

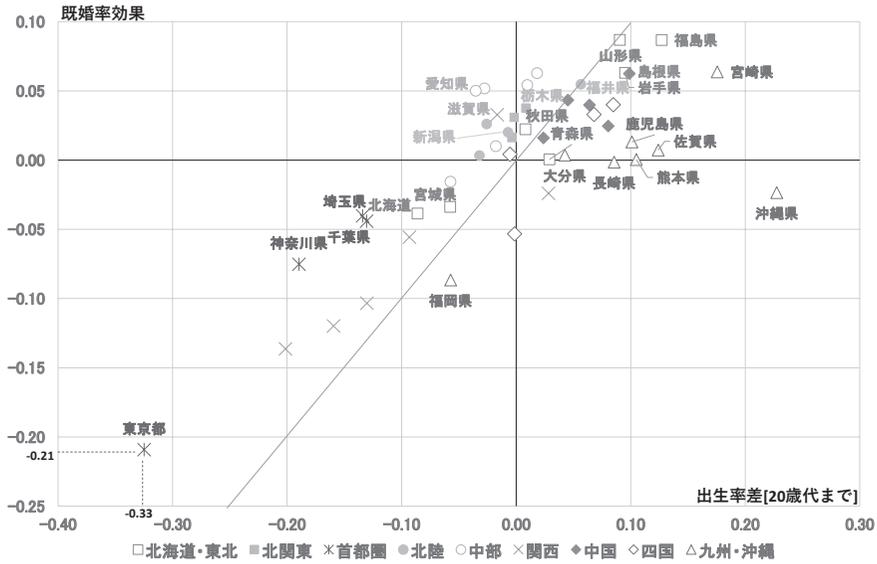
図3(a)と図3(b)には、1971-75年生と1981-85年生の二つのコーホートの「30歳代」の出生率差と既婚率効果を示している。図3(b)より、1981-85年生について見ると、第1象限には中部地方、北陸地方の県が主に位置している。第2象限には山形県、北関東、埼玉県と千葉県、第3象限には北海道、東北地方、東京都、関西地方と四国地方の都道府県、第4象限には九州・沖縄地方の県が多く属している。

図3(a)と図3(b)の比較から、1981-85年生に起こった（1971-75年生との）主な変化を確認すると、第1に、出生率差が北陸3県（新潟県除く）と九州・沖縄の各県で右方シフトしたのに対して、その他の

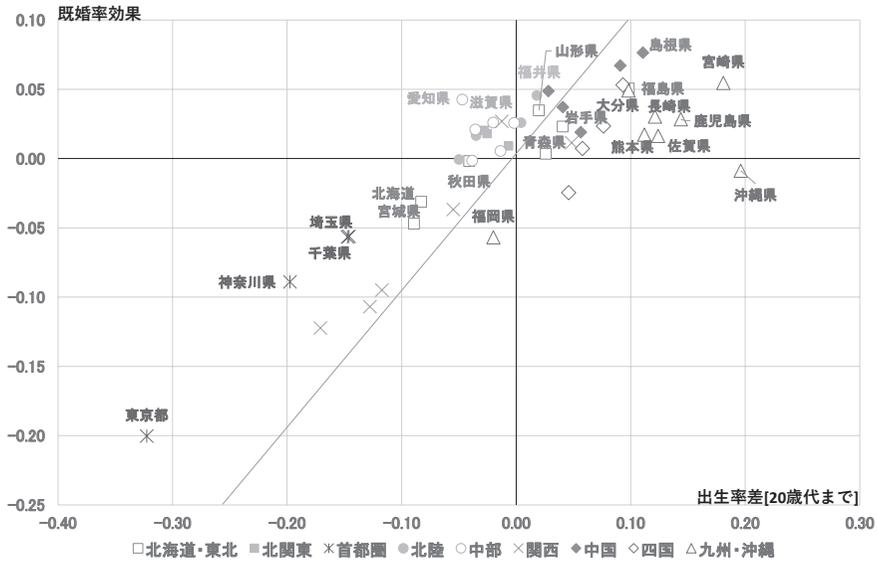
⁹⁾ 脚注8の通り、東京都の1981-85年生の「20歳代まで」の出生率差は -0.325 であり、これを既婚率効果 -0.209 で説明できる割合は64.4%（ $-0.209/-0.325$ ）となる。

図2 「20歳代まで」の出生率差と既婚率効果の関係

(a) 1981-85年生



(b) 1991-95年生



注：表3の推定結果より作成。

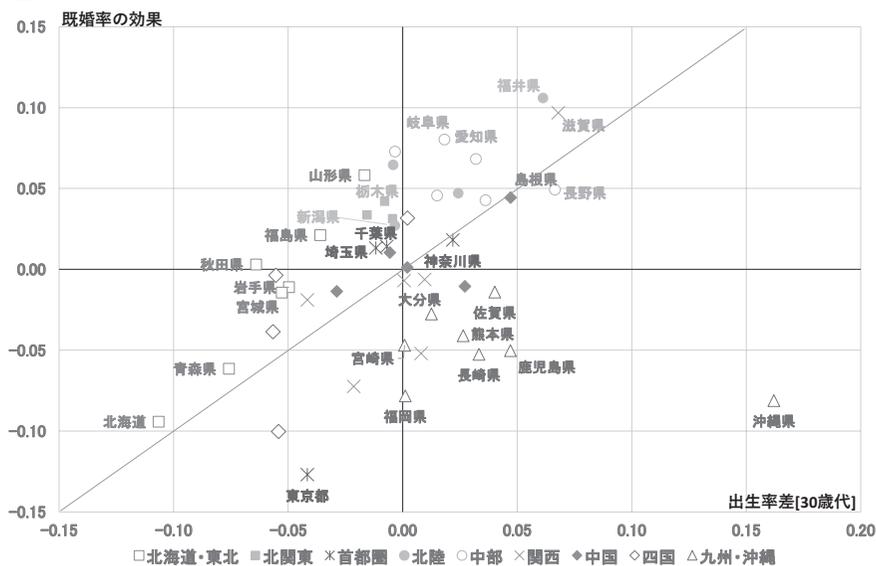
多くの都道府県で左方シフトしたことである。第2に、東北地方は山形県を除く5県が第3象限に位置したことである。

③ 「30歳代まで」の出生行動

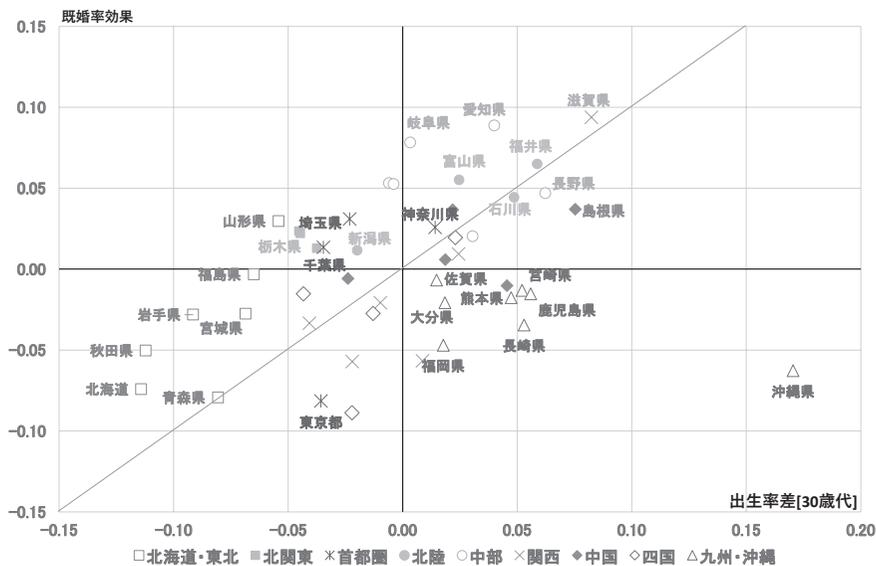
図4(a)と図4(b)には「30歳代まで」の出生率差と既婚率効果を、1971-75年生と1981-85年生の二つのコーホートについて示している。図4(b)より、1981-85年生について見ると、第1象限には、北陸地方、

図3 「30歳代」の出生率差と既婚率効果の関係

(a) 1971-75年生



(b) 1981-85年生



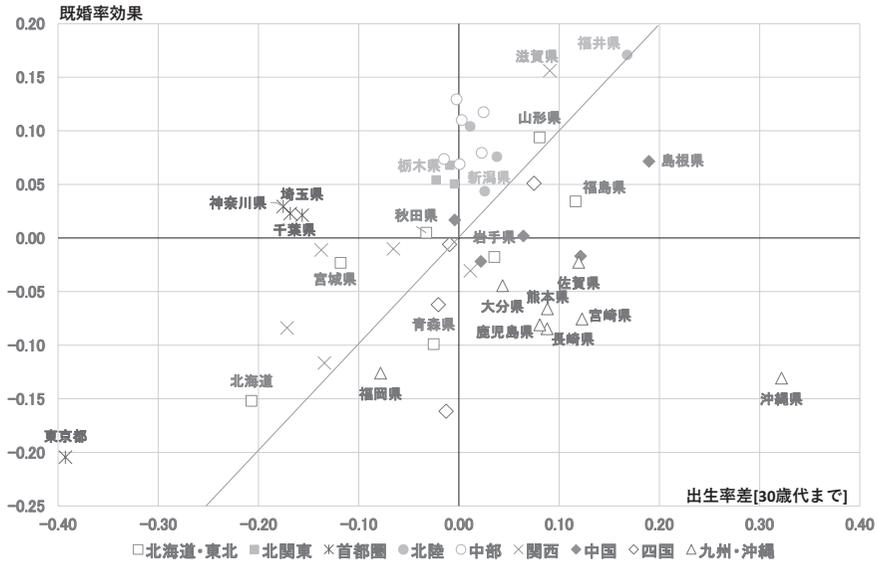
注：図2と同じ。

中部地方、中国地方の県が位置している。第2象限には東京圏の3県、既婚率も出生率も低い第3象限には、人口100万人超の大都市を抱える都道府県と北東北の県、第4象限には九州・沖縄地方が主に位置している。

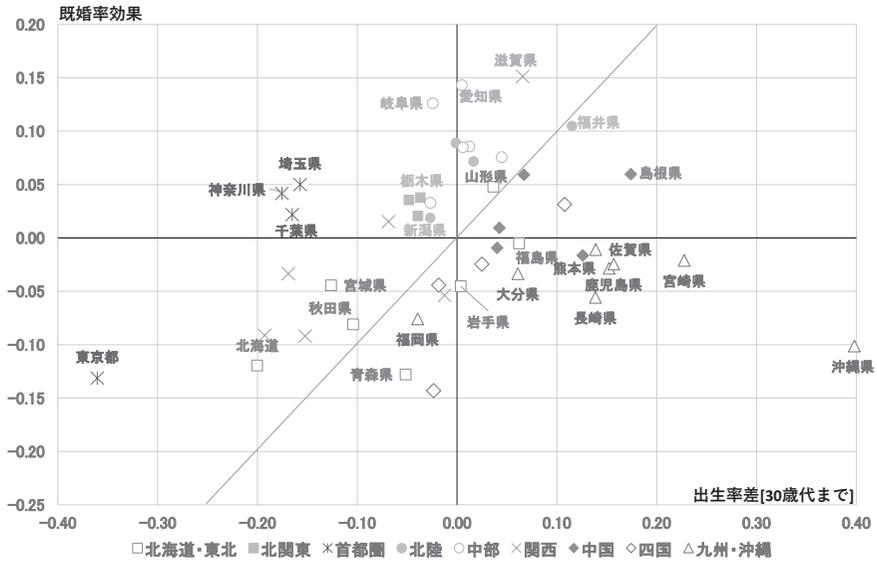
図4(a)と図4(b)の比較から、1981-85年生に起こった(1971-75年生との)主な変化を確認すると、第1に、九州・沖縄の各県で出生率差が右方シフトしたことで、第2に、東北や北関東の各県が左下方にシ

図4 「30歳代まで」の出生率差と既婚率効果の関係

(a) 1971-75年生



(b) 1981-85年生



注：図2と同じ。

フトし、秋田県が第3象限、福島県が第4象限に位置したことである。

本小節の分析から明らかになった点をまとめると以下の通りである。第1に、出生率の地域差を説明する主要因は、女性既婚率であることが明らかになった。特に、第1象限と第3象限に属する都道府県では、既婚率効果が出生率差（各都道府県の出生率の都道府県平均との差）をかなり説明している。第2に、出生率の地域差を説明する要因は、都道府県間で大きく異なっていることが明らかになった。具体的には、

第2象限に属する県が一定数存在しており、これらの県では女性既婚率は都道府県平均よりも高いものの、その他の要因が出生率を押し下げている。他方で、第4象限には、女性既婚率は都道府県平均よりも低い、その他の要因が出生率を大きく押し上げている九州地方、沖縄県の各県が存在している。第3に、「30歳代」と「30歳代まで」の出生行動では、東北地方（特に北東北）の各県が（大都市圏の都道府県のように）第3象限に位置するようになったことが、西高東低の要因となっていることが推察される。図3(b)と図4(b)を見ると、1981-85年生では出生率差がマイナスの領域（図の左部）に東日本の都道府県が多く分布し、プラスの領域（図の右部）には西日本の府県が多く分布していることが確認できる。

3. 出生率の地域差と西高東低の要因

これまでの分析では、既婚率効果だけでなく、それ以外の要因も出生率の都道府県差に影響していることが明らかになった。以下では、既婚率効果に加えて、それ以外の要因の都道府県別の違いから、西高東低が現れた要因を具体的に明らかにする。そのために、「既婚率」、「結婚年齢」、「所得比」、「実質賃金率」、「固定効果」および「その他」の各要因に分けて、1971-75年生、1981-85年生、1991-95年生の各コーホートの出生行動から西高東低の要因を分析する。

図5から図7には、東日本と西日本の各県における二つのコーホートの出生率差と各要因の効果が棒グラフで示されており、これらの合計が折れ線グラフで示される□点の水準と一致するように作成されている¹⁰⁾。各図には、統計的に有意な関係を持った説明変数、具体的には「20歳代まで」（図5）は「既婚率」、「結婚年齢」、「所得比」、「固定効果」及び「その他」、「30歳代」（図6）は「既婚率」、「実質賃金率」、「固定効果」及び「その他」、「30歳代まで」（図7）は、「既婚率」、「結婚年齢」、「実質賃金率」、「固定効果」及び「その他」の効果が図示されている。なお、「その他」には、DID人口比率と第一次産業就業者比率が表す社会環境のほか、推定誤差等の影響が含まれている。

東日本はもともと期間合計出生率が低かった東京圏や100万人以上の政令指定都市を抱える北海道と宮城県を除く、2020年において1.4を下回った青森県、岩手県、秋田県、栃木県、新潟県、西日本は2020年において1.6を上回り、過去10年間で出生率の水準が維持された福井県、島根県、長崎県、宮崎県、鹿児島県を対象としている。対象県の2010年から2020年の期間合計出生率の変化をみると、青森県は-0.05（1.38から1.33）、岩手県は-0.13（1.46から1.33）、秋田県は0.01（1.31から1.32）、栃木県は-0.10（1.44から1.34）、新潟県は-0.08（1.43から1.35）であり、東日本各県は低下傾向にあった。他方で、福井県は0.00（1.61から1.61）、島根県は0.01（1.68から1.69）、長崎県は0.03（1.61から1.64）、宮崎県は0.00（1.68から1.68）、鹿児島県は0.01（1.62から1.63）となり、西日本各県の2020年までの10年間の期間合計出生率は維持されている。

「20歳代まで」の出生行動の分析は1981-85年生と1991-95年生、「30歳代」と「30歳代まで」は1971-75年生と1981-85年生の二つのコーホートを対象としている。1991-95年生と1981-85年生は、それぞれ2020年時点で25-29歳と35-39歳を迎えたコーホートであり、前者を2010年に25-29歳を迎えた1981-85年生、後者を2010年に35-39歳を迎えた1971-75年生のコーホートと比較することで、2010年以降に都道府県別期間合計出生率が西高東低になった要因が明らかになると期待される。

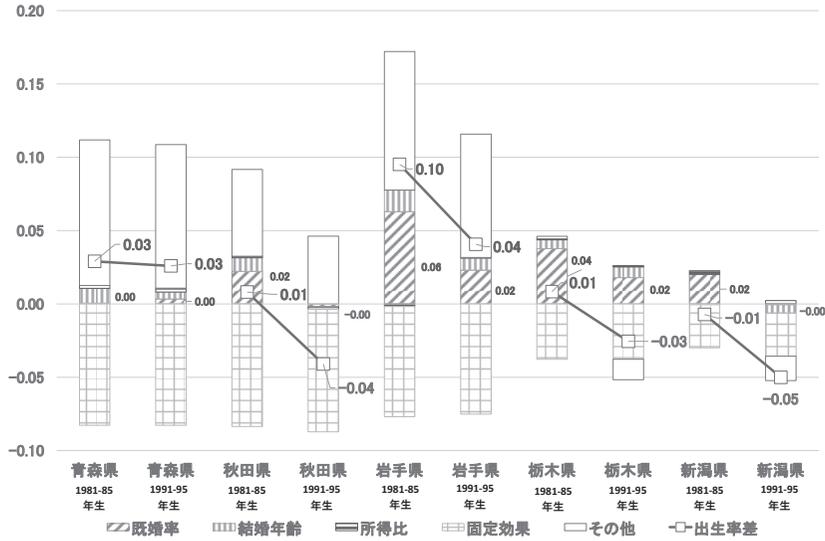
¹⁰⁾ 1971-75年生と1981-85年生の各コーホートの合計出生率の都道府県平均値は、「20歳代まで」（15-19歳から25-29歳時点）は0.786と0.715、「30歳代」（30-34歳から35-39歳時点）は0.671と0.786、「30歳代まで」（15-19歳から35-39歳時点）は1.457と1.502である。1981-85年生と1991-95年生の各コーホートの合計出生率の都道府県平均値は、「20歳代まで」（15-19歳から25-29歳時点）は0.715と0.631である。

① 「20歳代まで」の出生行動

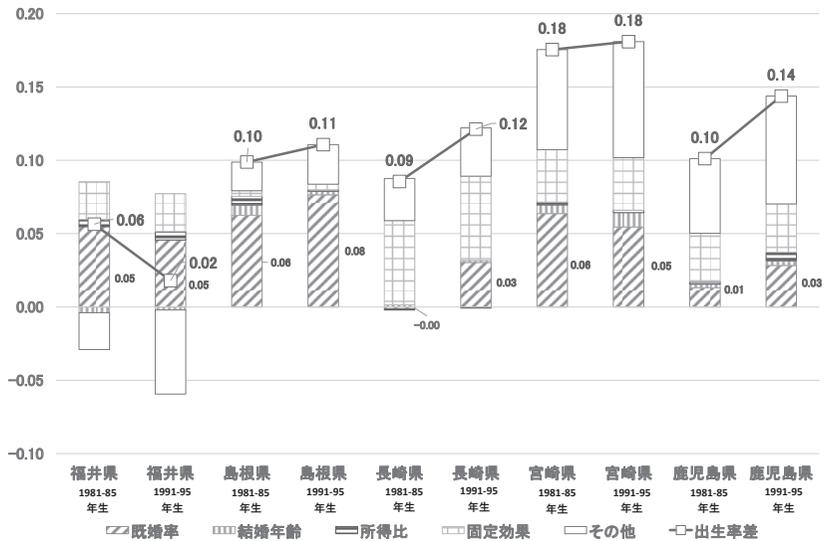
図5(a)より、東日本（北東北3県と栃木県、新潟県）における「20歳代まで」の出生率差とその要因を2020年時点の1991-95年生と2010年時点の1981-85年生とで比較する¹¹⁾。図5(a)を見ると、青森県

図5 東日本と西日本の「20歳代まで」の出生率差と要因

(a) 東日本



(b) 西日本



注1) 1981-85年生(2010年の25-29歳)と1991-95年生(2020年の25-29歳)の比較。

注2) 図の太字の値は出生率差, 細字の値は既婚率効果の大きさである。

11) 図2では、1981-85年生は北東北3県と栃木県が第1象限、新潟県が第2象限に位置していたが、1991-95年生は青森県と岩手県は第1象限に止まったものの、栃木県が第2象限、秋田県と新潟県が第3象限(左下方)にシフトしたことが確認された。

以外の4県では、1991-95年生の出生率差が1981-85年生よりも顕著に低下したことが確認できる。秋田県では出生率差が1981-85年生の0.01から1991-95年生は-0.04へと顕著に低下している。これは1981-85年生では既婚率効果と結婚年齢がそれぞれ0.02と0.01だけ出生率差に対してプラスに寄与していたが、1991-95年生はこれらの効果は消えてしまった（それぞれ-0.00, -0.00）ことに起因している¹²⁾。岩手県でも出生率差が1981-85年生の0.10から1991-95年生は0.04に顕著に低下したが、その要因は、既婚率効果が0.06から0.02に低下したことによる。栃木県と新潟県でも同様の傾向が確認できる。新潟県の場合、1981-85年生ではプラスに寄与していた女性既婚率が1991-95年生ではマイナスに転じたことによって、出生率差が-0.01から-0.05へとマイナス幅が拡大した。

他方、西日本では、図5(b)を見ると、福井県以外の4県で、1991-95年生の出生率差が1981-85年生よりも上昇したことが確認できる¹³⁾。また、どの県においても、1991-95年生では既婚率効果がプラスで維持されており、出生率差の押し上げに寄与している。これは、図5(a)で見た東日本の各県とは対照的である。

20歳代までの出生行動をまとめると、東日本の県では、1991-95年生ほど女性既婚率が都道府県平均値よりも相対的に低下したことによって、既婚率効果が低下した。これが1991-95年生の出生率差を小さくしたり、秋田県、栃木県のようにマイナスに転じる要因となった。西日本の県では、東日本とは反対のことが起こり、1991-95年生ほど、女性既婚率が都道府県平均値よりも相対的に上昇（既婚率効果が上昇）したことによって、出生率差が上昇した。他方で、既婚率効果以外の要因のうち、コーホート間で結婚年齢や男女所得比には変化が見られず、その他に区分された地域の社会環境要因の影響は一部の県でしか確認されないことから、2010年以降に出生率の西高東低をもたらした直接的な要因とまでは言えない。

②「30歳代」の出生行動

図6(a)より、東日本の「30歳代」の出生率差を2020年時点の1981-85年生と2010年時点の1971-75年生とで比較すると、すべての県で、1981-85年生の出生率差が1971-75年生よりも低下（マイナス幅が拡大）したことが確認できる¹⁴⁾。これは、北東北の3県すべてで1981-85年生の既婚率効果のマイナス幅が拡大し、また、栃木県や新潟県でも1981-85年生のプラスが縮小したためである。

他方、西日本では、図6(b)を見ると、1991-95年生の出生率差が1981-85年生よりも上昇したことが確認できる（ただし、福井県は同水準）。福井県や島根県では女性既婚率のプラスの効果が縮小したものの、高く維持され、九州地方ではマイナスの寄与が縮小した結果、プラスの出生率差が拡大する方向で作用している¹⁵⁾。例えば、宮崎県の1981-85年生は1971-75年生と比較すると、既婚率効果が-0.05から-0.01に縮小したことが影響して、出生率差が0.00から0.05に上昇している。

12) 秋田県の1981-85年生の各要因の効果はそれぞれ女性既婚率0.02, 結婚年齢0.01, 所得比0.00, 固定効果-0.08, その他0.06であり、これらを合計した出生率差は0.01である。1991-95年生の各要因の効果はそれぞれ女性既婚率-0.00, 結婚年齢-0.00, 所得比-0.00, 固定効果-0.08, その他0.05であり、これらを合計した出生率差は-0.04である。

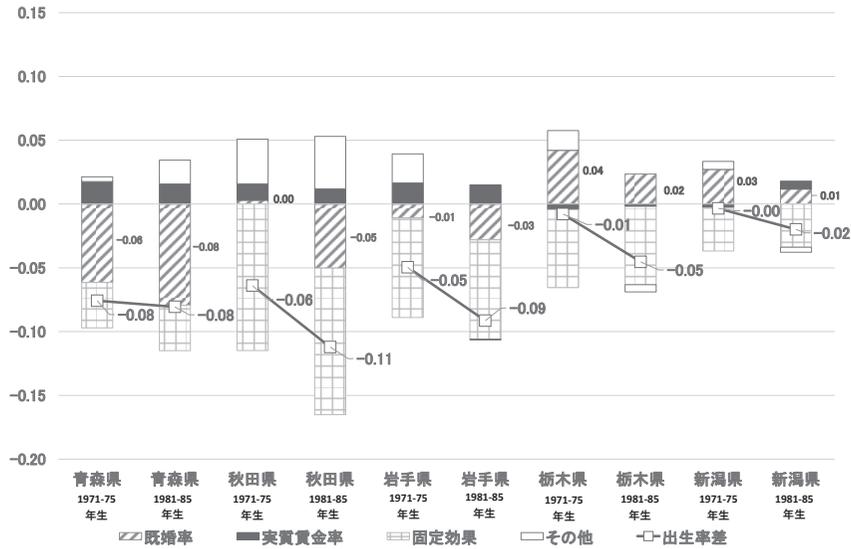
13) 図2では、1981-85年生は福井県、島根県、宮崎県、鹿児島県が第1象限、長崎県が第4象限に位置していたが、1991-95年生はすべての県が第1象限に位置し、右上方にシフトしたことが確認された。

14) 図3では、1971-75年生は秋田県、栃木県、新潟県が第2象限、青森県と岩手県が第3象限に位置していたが、1981-85年生は栃木県と新潟県が第2象限に止まったものの、北東北3県が第3象限（左下方）にシフトしたことが確認された。

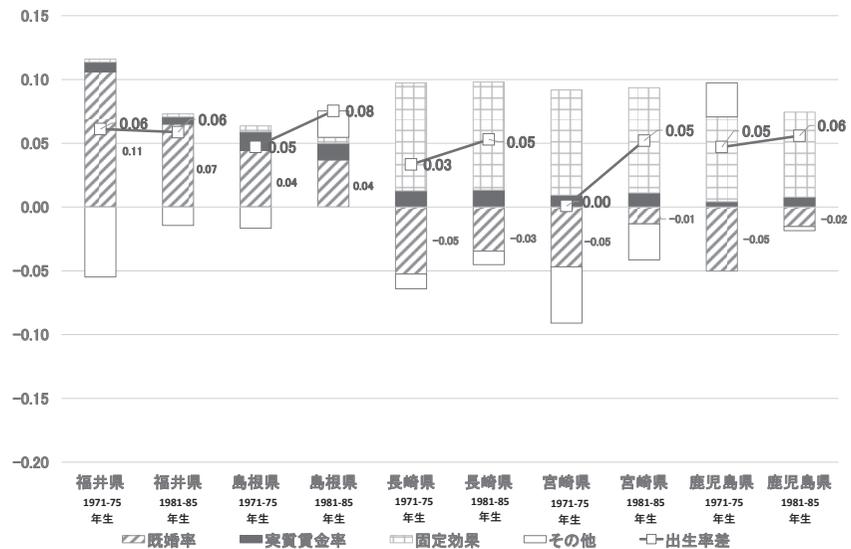
15) 図3では、1981-85年生も1971-75年生も、福井県と島根県が第1象限に位置していた。長崎県、宮崎県、鹿児島県は第4象限に位置していたが、1981-85年生では第4象限の右上方にシフトしたことが確認された。

図6 東日本と西日本の「30歳代」の出生率差と要因

(a) 東日本



(b) 西日本



注1) 1971-75年生(2010年の35-39歳)と1981-85年生(2020年の35-39歳)の比較。

注2) 図の太字の値は出生率差、細字の値は既婚率効果の大きさである。

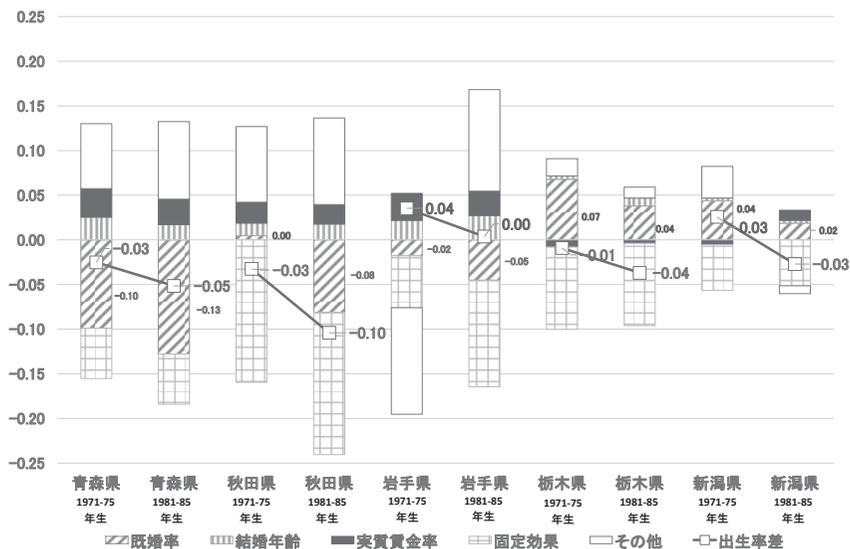
30歳代の出生行動をまとめると、西高東低の要因は「20歳代まで」と同様に既婚率効果の変化によって説明できる。また、既婚率効果以外の要因は、コーホート間で結婚年齢や機会費用には大きな変化が確認されないことから、2010年以降に出生率の西高東低をもたらした直接的な要因とまでは言えない。

③「30歳代まで」の出生行動

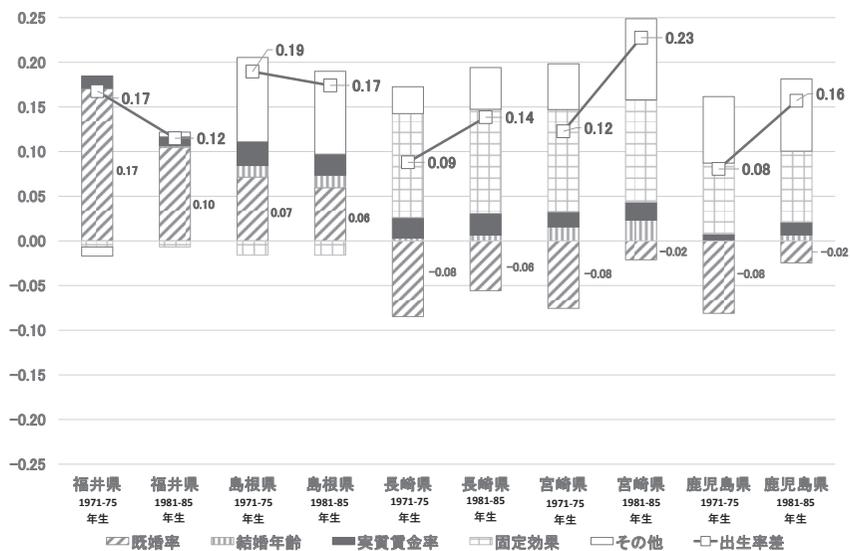
図7(a)より、「30歳代まで」の出生率差を2020年時点の1981-85年生と2010年時点の1971-75年生と

図7 東日本と西日本の「30歳代まで」の出生率差と要因

(a) 東日本



(b) 西日本



注1) 1971-75年生(2010年の35-39歳)と1981-85年生(2020年の35-39歳)の比較。

注2) 図の太字の値は出生率差、細字の値は既婚率効果の大きさである。

で比較すると、東日本のすべての県で、1981-85年生の出生率差が1971-75年生よりも低下(マイナス幅が拡大)したことが確認できる¹⁶⁾。1981-85年生では、北東北の既婚率効果のマイナス幅が顕著に拡大し、

¹⁶⁾ 図4では、1971-75年生は新潟県が第1象限、秋田県と栃木県が第2象限、青森県が第3象限、岩手県が第4象限に位置していたが、1981-85年生は新潟県が第2象限、秋田県が第3象限にシフトしたことが確認された。

また、栃木県や新潟県でもプラス幅が縮小したため、出生率差のマイナス幅が拡大している。特に秋田県では、既婚率効果がプラスからマイナスに転じたため、出生率差が1971-75年生の-0.03から1981-85年生では-0.10となった。西日本では、図7(b)を見ると、九州地方の県で、1991-95年生の出生率差が1981-85年生よりも既婚率効果のマイナスの寄与が縮小することによって上昇したことが確認できる。

30歳代までの出生行動からも、西高東低の要因は「20歳代まで」と「30歳代」と同様に説明することができる。

以上のように、2010年から2020年にかけての都道府県別期間合計出生率の西高東低の傾向は、全国的に女性既婚率が低下するなかで、東日本の各県における20歳代と30歳代の女性既婚率が顕著に低下した一方で、西日本では女性既婚率が維持されたり上昇したため、東日本の出生率の低下と西日本の上昇がもたらされたことによって説明できる¹⁷⁾。西日本の特徴を詳しく見ると、福井県や島根県では女性既婚率が高く維持されて、出生率へのプラスの効果が維持された一方で、もともと30歳代の女性既婚率が都道府県平均値より低かった九州地方では平均値との差が縮小したため、既婚率効果が30歳代では出生率差を押し下げる効果が縮小した。

他方で、既婚率効果以外の結婚年齢、男女所得比、機会費用や社会環境要因（その他要因）については、コーホート間で顕著な変化は確認されず、2010年から2020年にかけての西高東低への変化を直接的に説明するものではないことが明らかになった¹⁸⁾。

IV. おわりに

本稿では、『人口動態統計』より得た各年の母親の年齢各歳別出生数と『国勢調査』より得た都道府県別の年齢5歳階級別女性人口、既婚女性人口等の変数を用いて、各都道府県の1966-70年生から1991-95年生までのコーホート合計出生率とコーホート別女性既婚率等を独自に構築し、2010年以降に都道府県別期間合計出生率の西高東低が鮮明になった要因をパネルデータ分析（固定効果推定）を用いて明らかにした。

主な分析結果をまとめると以下の通りである。

第1に、都道府県別期間合計出生率の近年における西高東低の現象は、20歳代と30歳代で共通して、西日本の九州や中国地方の各県で、新しいコーホート（1991-95年生や1981-85年生）の女性既婚率が相対的に上昇したのに対して、東日本の各県で低下したことに起因している。とりわけ、東北地方ではこの低下傾向が鮮明に表れた。また、女性既婚率以外の結婚年齢や機会費用等の要因については、コーホート間で顕著な変化は確認されず、西高東低への変化を直接説明するものではないことが明らかになった。

第2に、出生率の地域差を説明する要因は、都道府県間で大きく異なり、コーホート合計出生率を女性既婚率が説明する程度（既婚率効果）は地域によって差があるだけでなく、女性既婚率以外の要因の説明力も地域によって異なっており、都道府県の社会環境や地域固有の固定効果が大きな影響を与えていることが明らかになった。例えば、島根県の「30歳代まで」の出生率差を見ると、女性既婚率だけでなく、結婚年齢、実質賃金率（機会費用）及び地域の社会環境が出生率を押し上げている¹⁹⁾。また、地域固有の固定

17) 分析対象県の20歳代と30歳代の女性既婚率と都道府県平均値との差については補論で詳細に説明している。

18) なお、推定上、固定効果は都道府県間では異なるが同一県内のコーホート間では一定の値をとる。

19) 島根県の1981-85年生コーホートは、都道府県平均との出生率差0.17を女性既婚率(0.06)が34%程度(0.06/0.17)、結婚年齢(0.01)が6%程度(0.01/0.17)、賃金率(0.02)が12%程度(0.02/0.17)、社会環境(0.09)が53%程度(0.09/0.17)を説明している。

表4 地域ブロック別固定効果（平均値）

	[A] 20歳代まで	[B] 30歳代	[C] 30歳代まで
北海道・東北	-0.06	-0.05	-0.08
北関東	-0.03	-0.06	-0.09
首都圏	-0.03	-0.01	-0.01
北陸	0.00	-0.03	-0.04
中部	-0.03	-0.04	-0.07
関西	0.02	0.02	0.04
中国	0.02	0.02	0.02
四国	0.00	-0.01	-0.01
九州・沖縄	0.07	0.10	0.14

注：表の固定効果の値は単純平均で算出している。

効果が、九州・沖縄地方のように（女性既婚率が平均より低くても）出生率の上昇に大きく寄与している地域がある一方で、東北地方のようにマイナスに寄与している地域があることが明らかになった。

固定効果の地域間の分布を確認するために、表4には地域ブロック別に各分析モデル（A, B, C）の固定効果の平均値を示している。

表4からすべての年齢区分で、固定効果がプラスの県は関西以西に、マイナスの県は東日本に偏って分布していることが確認できる。松田（2013）は九州・沖縄、中国、四国地方は出産や子育てに価値を置く規範意識が高い地域であると指摘している²⁰⁾。西日本におけるこうした規範意識が地域の固定効果であると解釈することができる²¹⁾。ただし、固定効果もまた西高東低となっていることの分析と解釈については、今後の課題である。

補論．東日本と西日本の対象県における女性既婚率と都道府県平均との差

ここでは、第Ⅲ節において分析対象とした東日本と西日本の各県における、25-29歳時点と35-39歳時点の女性既婚率とその都道府県平均との差を、補表を用いて詳細に説明する。

まず、補表(a)より、1991-95年生の25-29歳の女性既婚率を1981-85年生と比較すると、東日本の青森県は-2.6%ポイント（38.6%から36.0%）、岩手県は-4.9%ポイント（42.0%から37.1%）、秋田県は-4.0%ポイント（39.8%から35.7%）、栃木県は-3.8%ポイント（40.6%から36.8%）、新潟県は-3.9%ポイント（39.6%から35.8%）であり、すべての県で低下した。西日本では、福井県は-3.2%ポイント（41.5%から38.3%）、島根県は-1.9%ポイント（42.0%から40.0%）、長崎県は-1.0%ポイント（38.5%から37.5%）、宮崎県は-3.2%ポイント（42.0%から38.8%）、鹿児島県は-1.9%ポイント（39.3%から

²⁰⁾ 松田（2013）p.165. これは2012年の内閣府の報告書『都市と地方における子育て環境に関する調査報告書』の調査結果に基づいて説明されたものである。

²¹⁾ 西日本の対象県には含まれていないが、沖縄県では突出して固定効果が大きい。「30歳代まで」の分析結果では沖縄県の固定効果は0.49であった。沖縄県の出生率が高い要因として、山田（2020）は、雇用環境や所得水準が低くても、親族間の助け合いの習慣が強く、女性が子育てしやすい環境にあることを指摘している。

補表 東日本と西日本の対象県における女性既婚率と都道府県平均との差

(a) 25-29 歳における女性既婚率

	女性既婚率			女性既婚率の都道府県平均との差		
	1981-85 年生 ①	1991-95 年生 ②	差 ②-①	1981-85 年生 ③	1991-95 年生 ④	差 ④-③
青森県	38.6	36.0	-2.55	0.03	0.19	0.16
岩手県	42.0	37.1	-4.90	3.46	1.27	-2.19
秋田県	39.8	35.7	-4.03	1.22	-0.10	-1.32
栃木県	40.6	36.8	-3.79	2.07	0.99	-1.08
新潟県	39.6	35.8	-3.85	1.11	-0.03	-1.14
福井県	41.5	38.3	-3.21	3.01	2.51	-0.50
島根県	42.0	40.0	-1.94	3.43	4.20	0.77
長崎県	38.5	37.5	-0.96	-0.08	1.67	1.75
宮崎県	42.0	38.8	-3.21	3.50	3.00	-0.50
鹿児島県	39.3	37.4	-1.87	0.72	1.56	0.84

(b) 35-39 歳における女性既婚率

	女性既婚率			女性既婚率の都道府県平均との差		
	1971-75 年生 ①	1981-85 年生 ②	差 ②-①	1971-75 年生 ③	1981-85 年生 ④	差 ④-③
青森県	65.8	63.3	-2.55	-3.79	-4.89	-1.10
岩手県	68.9	66.4	-2.50	-0.68	-1.73	-1.05
秋田県	69.8	65.0	-4.73	0.18	-3.10	-3.28
栃木県	72.2	69.6	-2.59	2.59	1.45	-1.14
新潟県	71.3	68.9	-2.40	1.67	0.72	-0.95
福井県	76.1	72.2	-3.97	6.53	4.01	-2.52
島根県	72.3	70.4	-1.90	2.73	2.28	-0.45
長崎県	66.4	66.0	-0.34	-3.24	-2.13	1.11
宮崎県	66.7	67.3	0.63	-2.89	-0.81	2.08
鹿児島県	66.5	67.2	0.71	-3.10	-0.94	2.16

注：女性既婚率は単位：％。

37.4%) でありすべての県で低下した。このように、どの県も 1991-95 年生の 25-29 歳の女性既婚率は 1981-85 年生よりも低下したが、西日本のほうが低下幅が抑制されたことが確認できる。

女性既婚率の都道府県平均との差を見ると、東日本では、1981-85 年生はすべての県でプラスで平均値よりも高かったが、1991-95 年生では秋田県と新潟県がマイナスに転じたことが確認できる。二つのコーホートの差 (④-③) から確認できるように、青森県以外の 4 県では、1991-95 年生は 1981-85 年生よりも、都道府県平均との差 (プラス値) が縮小したり、マイナスに転じた。西日本では、1981-85 年生は長崎県だけがマイナスであり、1991-95 年生ではすべての県でプラスであったことが確認できる。二つの

コーホートの差(④-③)からも確認できるように、福井県と宮崎県では都道府県平均との差(プラス値)が縮小したものの、他の3県では反対に1991-95年生のほうが1981-85年生よりもプラス幅が拡大した。

つぎに、補表(b)より、1981-85年生の35-39歳の女性既婚率を1971-75年生と比較すると、東日本の青森県は-2.6%ポイント(65.8%から63.3%)、岩手県は-2.5%ポイント(68.9%から66.4%)、秋田県は-4.7%ポイント(69.8%から65.0%)、栃木県は-2.6%ポイント(72.2%から69.6%)、新潟県は-2.4%ポイント(71.3%から68.9%)であり、すべての県で低下した。西日本の福井県は-4.0%ポイント(76.1%から72.2%)、島根県は-1.9%ポイント(72.3%から70.4%)、長崎県は-0.3%ポイント(66.4%から66.0%)、宮崎県は0.6%ポイント(66.7%から67.3%)、鹿児島県は0.7%ポイント(66.5%から67.2%)であり、宮崎県と鹿児島県ではむしろ上昇するなど、女性既婚率の低下が相対的に抑制された。

女性既婚率の都道府県平均との差を見ると、東日本では、1971-75年生は青森県と岩手県でマイナスで、他の3県はプラスであったが、1981-85年生では秋田県がさらにマイナスに転じたことが確認できる。二つのコーホートの差(④-③)からも確認できるように、1981-85年生は1971-75年生と比較すると、すべての県で平均値と差が悪化(マイナス幅が拡大、プラス幅が縮小)した。西日本では、1971-75年生も1981-85年生も福井県と島根県でプラス、九州地方の3県はマイナスであったことが確認できる。二つのコーホートの差(④-③)からもわかるように、前者の場合、1981-85年生ではプラス幅が縮小し、後者ではマイナス幅が縮小した。つまり、福井県と島根県では1981-85年生の女性既婚率は依然として都道府県平均値よりも高いが、1971-75年生よりは低下した。他方、九州地方の3県では1981-85年生の女性既婚率は依然として都道府県平均値よりも低いが、1971-75年生より改善(上昇)した。

参考文献・参考資料

- 足立泰美・中里透(2017)「出生率の決定要因：都道府県データによる分析」『日本経済研究』No75, pp.63-91.
- 阿部一知・原田泰(2008)「子育て支援策の出生率に与える影響：市区町村データ分析」『会計検査研究』第38号, pp. 1-16.
- 加藤久和(2017)「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析」『フィナンシャル・レビュー』No.131, pp. 6-23.
- 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), pp.109-125.
- 河野稠果(2007)『人口学への招待 少子・高齢化はどこまで解明されたか』中公新書.
- 鷺見英司(2022)「コーホート合計出生率から見た少子化と地域差」『経済集志』第92-2号, pp.151-173.
- 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.159-174.
- 中澤克佳・矢尾板俊平・横山彰(2015)「子育て支援に関わる社会インフラの整備とサービスに関する研究—出生率・子どもの移動に与える影響と先進事例検討—」『フィナンシャル・レビュー』No.124, pp. 7-28.
- 松田茂樹(2013)『少子化論 なぜまだ結婚・出産しやすい国にならないのか』勁草書房.
- 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』No.68, pp.70-87.
- 山田昌弘(2020)『日本の少子化対策はなぜ失敗したか』光文社新書.
- 米谷信行(1995)「我が国の出生率低下の要因分析—都道府県データに基づくクロスセクション分析—」『フィナンシャル・レビュー』No.34, pp.68-90.
- 厚生労働省『人口動態調査』(昭和56年～令和2年)
(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/81-1a.html> : 2022年8月16日最終確認)
- 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』
(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/chinginkouzou.html> : 2022年8月16日最終確認)
- 総務省統計局『国勢調査』(昭和60年, 平成2年, 平成7年, 平成12年, 平成17年, 平成22年, 平成27年, 令和2年)
(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search?page=1&toukei=00200521> : 2022年8月16日最終確認)
- 総務省統計局『消費者物価指数』
(<https://www.stat.go.jp/data/cpi/> : 2022年8月16日最終確認)