

## 市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析

加藤 久和\*<sup>1</sup>

### 要 約

わが国の合計特殊出生率をみると、比較的高い地域がある一方、非常に低い地域もあるなど大きな差が生じている。とりわけ市区町村別にみれば出生率のばらつきはさらに大きくなる。また、近年、活発な議論が行われた地方消滅の議論の背景には、東京圏など都市部で合計特殊出生率が低いという事実が取り上げられていた。本稿の目的はこうした地域別にみた出生率の違いの要因を探ることであり、とりわけ出生率と人口密度との関係を検証することにある。

地域別の出生率格差の背景には複雑な要因が存在するが、都市部での低出生率は両立支援、育児資源、住宅スペースなどの諸問題から生じていると考えられる。また、子どもを持つことの直接的なコストや就業と出産・育児の両立可能性は居住地に影響を受ける要因である。本稿では人口密度をこうした要因の代理変数として捉えている。これまで、出生率と人口密度との関係について、理論的に整理を行った研究はそれほど多くなく、また日本を対象とした実証分析も少ない。そこで、一定の条件の下では地方における最適子ども数は都市部よりも多くなるというモデルの結論を踏まえ、市区町村を対象とした実証分析を行った。市区町村別の合計特殊出生率については、小地域での安定したデータを得るためにベイズ推定を採用した厚生労働省「人口動態統計特殊報告」を用いた。

初めに、人口密度やその他の経済社会変数が市区町村別の合計特殊出生率に有意に影響を与えているかを、上記1,890のサンプルから検証した。その結果、人口密度が高い市区町村ほど合計特殊出生率は低いことや、女性が就業している割合が高い市区町村ほど出生率が高いということなどが計測された。また、純転入率が高い市区町村ほど出生率が高い傾向があるという結果も得られた。さらに、データが利用可能な1,742のサンプルを用いて保育所整備率、児童福祉費比率など少子化対策と関連する指標と合計特殊出生率の関係を実証したところ、正で統計的に有意な係数が得られた。なお、一時点のクロスセクション・データであるので因果関係としては捉えられないことに留意する必要がある。

次に、2005年と2010年の間の合計特殊出生率の変化を取り上げた。両年での市区町村別合計特殊出生率を比較するには、その間に合併がなく行政区画が同一の市区町村を選ぶ必要があるが、その条件に合った1,601の市区町村では、2010年の合計特殊出生率が2005年よりも上昇した市区町村は1,187、低下した市区町村は352などであった。これをもとに、2010年の合計特殊出生率を2005年の人口密度等への回帰や、二時点間のデータをパネル化して推定を行ったが、いずれにおいても合計特殊出生率に対して人口密度は負の、また女性の労働力率は正の係数が得られている。また、人口密度が上昇した市区町村とそうでない市区町村に分割し、二時点間において人口密度の上昇が出生率にどのような影響

\* 1 明治大学政治経済学部教授

を及ぼしたかを推定したところ、人口密度が上昇した市区町村では平均して合計特殊出生率が0.091低下したものの、平均因果効果を考慮すると0.05の低下にとどまっていることがわかった。

キーワード：合計特殊出生率，人口密度，女性労働力率

JEL Classification：J13, J21

## I. はじめに

わが国の合計特殊出生率（TFR）を地域別にみると、比較的高い地域がある一方、非常に低い地域もあるなど大きな差が生じている。2015年の都道府県別の合計特殊出生率をみても、最も高い沖縄県の1.94と最も低い東京都の1.17では0.77ポイントもの差がある。さらに市区町村別にみれば出生率のばらつきはさらに大きくなる。本稿の目的はこうした地域別にみた出生率の違いの要因を探ることであり、とりわけ出生率と人口密度との関係を検証することにある。出生率の動向に影響を与える要因は多様であるが、その中でも子どもを持つことの直接的コストや就業と出産・育児の両立可能性などはその居住地に大きく影響されるものであり、人口密度をその代理変数として扱い、分析を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。はじめに地域別出生率に格差が生じる理由を整理し、こ

れに関する先行研究等の紹介を行うとともに、実証分析の背景となる仮説やモデルを示す。次いで、2010年時点の1,893の市区町村を対象に出生率と人口密度の関係を軸に、出生率の違いの説明を試みる。また、保育所整備などの少子化対策に関連する指標が地域別出生率の差と関わっているかどうかについても検討する。さらに、2010年と2005年の二時点間で比較可能な1,601の市区町村を取り上げて、合計特殊出生率の変化についても実証分析を試みている。

実証分析を通じて、高い人口密度を有する市区町村ほど、その合計特殊出生率は低いという関係が検証された。もちろん、検証に用いた一時点のクロスセクション・データからは両者の因果関係を主張することは難しいが、この結果は今後の地域別出生率格差の要因研究においても参考になると考えている。

## II. 出生率と人口密度の関係

本章では地域別出生率の格差の現状を整理するとともに、地域別の出生率の差が生じる理由を人口密度とそれに関する要因に求め、以下に続く実証分析の背景を示す。

### II-1. 地域別出生率の格差と“地方消滅”論議

わが国の合計特殊出生率は1975年に2.0を割り込んだ後、傾向的に低下し2005年には1.26にまで低下した。その後、2015年に1.46まで上昇したものの、人口の置換え水準である2.07

には程遠い水準にある。出生数もここ数年、100万人をわずかに上回る程度であり、少子化は依然として深刻な状況にある。

少子化の状況、合計特殊出生率の水準は地域によって大きく異なる。一般に地域別の出生率をみると地方に比べ都市部では相対的に低い。こうした出生率格差に加え、若者を中心とした都市部への人口移動が少子化の直接的な要因ではないものの、間接的に出生率の低下を後押ししているという見方もある。日本創生会議(2014)のレポートを契機に、都市部への人口移動と出生率低下の関係が議論されるようになった。すなわち、人口再生産を担う年齢に相当する若者が、出生率が相対的に高い地方から出生率が相対的に低い都市部、とりわけ東京圏に移動することによって、全国的な出生率の水準を低下させる効果があるというものである。さらに、地方から若者が移動することで、相対的に出生率が高い地方においても出生数自体が低下し、そのことが地方の市町村の人口再生産を難しくさせることになる。増田(2014)に代表される「地方消滅」という議論は、地方から20~39歳女性が半減することによって当該市町村の人口は急速に減少し、将来的には市町村が持続不能になる、というものである。日本創生会議(2014)の試算によれば896の市町村が消滅危機にあるとされる。

地方消滅の議論の背景には、東京圏(東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県)など都市部で合計特殊出生率が低いという事実がある。2015年の東京圏の合計特殊出生率をみると、東京都は1.17と47都道府県の中で最も低く、神奈川県と埼玉県は1.34、千葉県が1.35といずれも全国の1.46を大きく下回っている。こうした地域別出生率の格差にはどのような理由があるのだろうか。出生率低下の要因解明には二つのアプローチがありうる。ひとつは婚姻の状況と出生率を結びつける議論である。わが国の場合、出生と結婚は密接に結びついており、未婚化・晩婚化が出生行動に影響しているというアプローチである。有配偶者の割合が出生に影響を与え

ることは明らかであろう。例えば東京都の場合、25~29歳女性の未婚率は68.3%と47都道府県の中で最も高い。また、神奈川県は64.7%、埼玉県は63.2%、千葉県は62.5%と全国平均の61.3%と比べるといずれも高い水準にある(総務省統計局「平成27年国勢調査」による)。この未婚率の相対的な高さが東京圏での低出生率に影響しているということである。しかし婚姻動向を出生の決定要因とすると、それでは晩婚化等はなぜ生じたのか、というさらなる要因を追及する必要がある、そうでなければ問題を出生から結婚に置換えただけにすぎなくなる。

もう一つのアプローチは経済社会環境から少子化問題に迫る方法である。子どものコストの上昇や女性の就業と出産・育児との両立の困難、失業率や非正規就業など若者を取り巻く雇用環境の悪化などである。また、就業環境や両立支援とも関連するが保育所や親・地域など育児資源の供給も出生行動に影響を与えていると考える。加えて、都市部での高い地価は居住スペースの制約をもたらし、持とうとする子どもの数の制約要因になりうるなど、地価や住宅スペースも出生行動に影響を与えられる。

本稿では地域における出生率の格差を後者のアプローチ、すなわち経済社会の状況の違いから説明することを目的としている。地域における出生率格差の背景には複雑な要因が存在するが、都市部での低出生率は両立支援、育児資源、住宅スペースなどの諸問題から生じているという立場に立つということである。

## II-2. 人口密度と出生率の関係—都道府県レベルからの観測

出生率に影響を及ぼす経済社会の要因は多様であり、また両立支援の難しさや育児資源の有無など地域レベルでの客観的な数値として観測することが難しいものも多い。しかしこうした諸要因の代理変数として考えられるのが人口密度である。

近年の少子化の要因は晩婚化や未婚化にあるとする見方が多い。もちろんそうした側面があ

ることは否定しないが、結婚と子どもを持つことの決断は分離しているわけではなく、両者はある意味では同時に決定される。結婚の決断は結婚後のライフパスに対する期待等を考慮したものであり、子どもを持つこともそのひとつである<sup>1)</sup>。そのため、結婚や子どもを持つことの要因を社会経済環境に求めることが必要になる。

こうした視点から少子化の要因を探ると、おおむね次の四つになると考えられる。第一は子どもを持つことの費用の上昇である。子どもを育てる際の直接的なコスト（衣食住）や教育費等の上昇が少子化をもたらしたというものである。第二は就業と出産・育児の両立を可能とする社会システム・制度が十分には整備されていないということである。このことは女性にとって就業と子どもを持つことを選択を強いるものとなり、子どもを持つことのコストを高めることにもつながる。第三は家計の所得である。これは現在時点のみならず、将来の家計所得に対する期待が重要な要因となる。イースタリンらの相対所得仮説で説明されるように、若い家族は将来所得に明るい期待を持つことができれば子どもを持つ契機となる。第四は若年層を中心とした雇用情勢の悪化である。若者にとって非正規就業が増加するなど不安定な雇用が増えているが、雇用が安定しない限り、家族形成に躊躇するであろう。この他にも結婚や出生などに対する価値観の変化なども出生率低下に影響していると考えられる。

以上の少子化の要因、すなわち出生率に影響を与える要因の中で、子どもを持つことの直接的な費用や就業と出産・育児の両立可能性は居住地に影響を受ける要因である。出生率の地域別の違いを明らかにするためにはこれらの要因に焦点を絞る必要がある。しかしながらその要因は多岐にわたりどのような変数を実証分析で

用いることが適切かは試行錯誤に委ねられる場合が多い。

人口密度はこの二つの要因の代理変数として考えられる。都市部と地方を比較すると都市部のほうが労働力や資本等が集中しており、効率性が高く、それが高い所得につながっていると考えられる。これは集積の経済、もしくは正の経済外部性として理解される。人口密度はこうした集積の度合いを示す変数となる。しかし、一方で人口密度が高い地域ほど地価が高く、多人数で居住するコストも高い。また住宅コスト等が高いため居住スペースも制約され、こうした側面からも持つ子どもの数の制約になる。

女性などの就業と出産・育児との両立にも人口密度が高い都市部は不利な影響をもたらす。具体的には、高い住宅コストなどにより居住地の郊外化と長時間通勤をもたらす、あるいは高い地価を考慮すればより効率的な土地利用が必要となり保育施設の供給不足が生じる、公園など子どもに必要な環境が提供できない、などである。ちなみに、通勤時間をみると全国では27.6分（中位数）であるのに対し、関東大都市圏では44.9分である。また、1時間以上の通勤をしている世帯主の割合は全国で14.7%であるのに対し、関東大都市圏では29.0%にのぼる（総務省統計局「平成25年住宅・土地統計調査」による<sup>2)</sup>）。

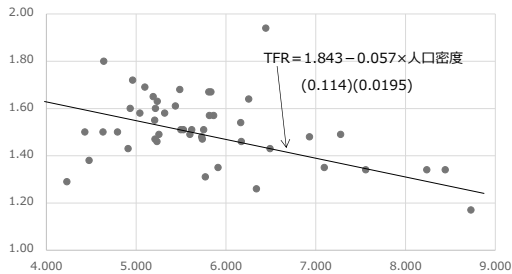
このように人口密度が高いほど子どもを持つ環境は相対的に悪化すると考えられる。本研究の目的はこのことを市町村レベルで検証することにあるが、その前にこの事実の確認として、都道府県レベル及びアメリカ合衆国の州レベルで出生率と人口密度の間の単純な負の関係が成立しているかを確認しておこう。

図1-1は2015年時点の47都道府県の合計特殊出生率と人口密度（対数値）の関係を示したものであるが、人口密度の係数は統計的に有

1) 松田他（2015）では、未婚者の結婚意欲と出生意欲は同時性が高いと分析している。また、加藤（2016）ではOECD諸国では第一子出産年齢と出生率に相関がみられないことから同様な点を強調している。

2) 関東大都市圏はさいたま市、千葉市、東京都特別区部、横浜市、川崎市、相模原市を指す。

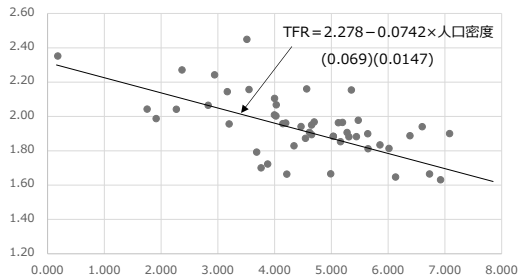
図 1-1 47 都道府県の TFR と人口密度 (2015 年)



(注) カッコ内は標準誤差

(出所) 総務省統計局「国勢調査」, 厚生労働省「人口動態統計」

図 1-2 アメリカ 50 州の TFR と人口密度 (2010 年)



(出所) U.S.A Census Bureau

意で負の値が得られている。また、図 1-2 は 2010 年時点のアメリカの 50 州を対象に同様な計測を行った結果である。これについても人口密度の係数は統計的に有意で負の値が計測された。Kato (2014) では、これ以外にも対象を OECD 加盟国という国レベルにした場合も、また東京都内の市町村を対象にした場合にも同様の結果が得られることを示している。

出生率と人口密度の関係については、国レベル、また都道府県や州レベルでは以下で示すようにいくつかの分析がなされているものの、日本の市町村まで含めた検証は近藤 (2014) などを除き皆無と言ってよい。しかし近藤 (2014) では出生率に影響を与える可能性を持つ他の変数の制御が十分でない。本稿は人口密度のみならず他の出生率に影響を及ぼす要因も明示的に示して、市町村レベルでの実証研究を行うことが目的である。

### II-3. 出生率と人口密度に関する先行研究

出生率と人口密度に関係性に関する他の先行研究について簡略に触れておきたい。

Lutz and Qiang (2002) では、これまで人口学研究の文脈の中では出生率と人口密度に関してシステマティックな研究がほとんどなされていないが、実証的な側面からは国レベルのデータを用いて出生率と人口密度の間に負の関

係があるという研究が多数報告されているとしている。さらに、1800~1860 年にかけてのアメリカの州を例にとった日本の経済学者である安場保吉の研究が紹介されており<sup>3)</sup>、安場の研究でも出生率の決定要因のうちでも最も重要なものが人口密度であるとしている。Lutz and Qiang (2002) は人口密度を都市化の指標として位置づけ、187 の国を対象に 1960~90 年までの 5 年おきに人口密度を説明変数の一つとして用いて、合計特殊出生率と負の関係があることを確認している。

Lutz et.al. (2006) では、人口密度と出生率の負の関係をさらに生物一般にも拡張してとらえ、生物の密集度とその増加率の関係は生物人口学 (population biology) の核心であると述べている。Lutz et.al. (2006) は、続けて人類の人口密度と出生率の関係に戻り、発展途上国を含む 145 カ国についての 1960 年から 2000 年までの 5 年ごとの人口密度と出生率の平均値及びパネル化したデータを用いて、両者の関係を探った。結果として彼らは両者の間の、統計的に有意で負の関係を報告している。

Sato (2007) は二期間の世代重複モデルを用いて、都市部の集積の経済と混雑現象を導入して出生率と人口移動の関係を理論的に探っている。その中で、集積の経済は出生率に対して所得効果と代替効果を持ち、前者は正の、後者は

3) 実際の文献の確認はできなかったため、参考文献ではなく出所をここに記しておく。Yasuba, Yasukichi (1962), *Birth rates of the white population in the United States, 1800-1860*, Baltimore: Johns Hopkins Press.

負の効果を出生率に対して持つなどの理論的整理を与えている。また、都市の集積の経済との関連から人口密度と出生率については、2000年時点における47都道府県を対象に両者に負の関係が観測されるとしている。なお、Ishida et.al. (2015)でも世代重複モデルを用いて理論的に出生率と人口密度の関係を探っている。

Croix and Gobbi (2016)では、出生率と人口密度の関係をマルサスの人口論にまで遡及して捉え、高い人口密度の土地では農業所得が低くなり、その結果、他の地域と比べると結婚や出産が遅れることで負の関係が生じたと論じている。現代的な視点からは、所得は集積の経済があるところほど高く、しかし出生率は所得が高いほど低くなる傾向があるので両者に負の関係が見いだせるとしている。また、子どもを持つことの選好度合いが低い人々は高い所得が得られる都市に移住するが、子どもを持つ選好度合いが高い人々は子育て費用が低い地方に移住するとし、これが出生率と人口密度の負の関係をもたらしていると説明している。すなわち、彼らは人口密度は出生率を決定する要因ではないが、どこに人々が住むかを決定させる要因であると位置づけている。

その他、人口学の研究では地域別の出生率の決定要因として人口密度が都市化の代理変数として使われることも多い(Lutz and Qiang (2002)で多数紹介されている)が、子どもを持つことのコストや女性の就業環境からのアプローチとして人口密度を用いている先行研究は多くない。本稿はその意味で独自の視点を持つとともに、わが国のこれまでの実証分析でも数少ない市町村を対象とした分析であることを強調しておきたい。

#### II-4. 出生率と人口密度を結ぶモデル

出生率と人口密度との関係について、人口密度を都市化の代理指標と捉えるなど実証分析の報告は見られるものの、理論的に整理を行った研究はそれほど多くない。以下のモデルは、Croix and Gobbi (2016)を参考に、本稿の目

的に即した形で修正を行ったものである。

個人は消費と子どもから効用を得るとする。ただし、モデルを単純化するため、子どもの数だけを取り上げ、質については考慮しない。所得は消費と子どもを持つためのコストに使われるとすると、効用最大化問題は以下のように示される。

$$\begin{aligned} \max \quad & u = \ln c + \gamma \ln(n) \\ \text{s.t.} \quad & y = c + \delta n \end{aligned} \quad (1)$$

ここ $c$ は一人当たり消費額、 $n$ は子ども数、 $y$ は一人当たり所得であり、 $\gamma$ は子どもに対する選好度合い、また $\delta$ は子ども一人当たりの子育て費用とする。

このとき、子育て費用 $\delta$ は一人当たり所得と人口密度の関数として表現できるとする。すなわち、

$$\delta = \lambda p^\alpha y \quad (2)$$

である。人口密度 $p$ が高い地域ほど地価も高く、そのため保育資源の供給コストや居住のためのコスト（家賃や住宅スペース等）が高くなるなど、子育て費用が高いことが考えられる。また所得が高いほど子育て費用も多くなると考える。 $\lambda$ は人口密度や所得と子育て費用を結ぶパラメータであり、これはどの地域でも一定であると仮定する。

子育て費用を二つの地域U、Rで比較しよう。二つの地域をUとRとし、Uは都市部、Rは地方とする。(2)式から、二地域での子育て費用を比較すると、

$$\frac{\delta_U}{\delta_R} = \left( \frac{p_U}{p_R} \right)^\alpha \frac{y_U}{y_R} \text{ となるが、こ}$$

こで  $\frac{p_U}{p_R} > 1$  であれば、 $\frac{\delta_U}{\delta_R} > \frac{y_U}{y_R}$  が成立する。

さて、(1)で示された静学的な効用最大化問題を解いて、子ども数に関する最適解を求めると

$$n^* = \frac{\gamma}{\delta(1+\gamma)} y \quad (3)$$

となる。都市部Uと地方Rにおける子ども数をそれぞれ $n_U$ 、 $n_R$ とし、これを比較すると

$$n_R^* - n_U^* = \frac{\gamma}{1+\gamma} \left[ \frac{y_R}{\delta_R} - \frac{y_U}{\delta_U} \right]$$

であるが、 $\frac{\delta_U}{\delta_R} > \frac{y_U}{y_R}$ であれば、

$$n_R^* > n_U^* \quad (4)$$

となる。これにより、地方Rにおける最適子ども数は都市部Uよりも多いということが導かれ

る。したがって、人口密度が高いほど最適な子ども数が少なくなることから、ここまで述べてきたように人口密度と出生率の負の関係を想定することができる。

### Ⅲ. 市町村別合計特殊出生率の分析

本章では、近年の市町村別の合計特殊出生率に関し、ここまで議論してきた人口密度を含め、その決定要因について検証する。はじめに使用するデータについて紹介するとともに、市町村別出生率の分布の状況を示す。それを踏まえ、市町村別出生率の決定要因を探る。

#### Ⅲ-1. 出生率データの利用可能性とベイズ推定

市区町村別の合計特殊出生率については、厚生労働省が「人口動態統計特殊報告 人口動態保健所・市区町村別統計」（以下、「人口動態保健所・市区町村別統計」とする）において試算を公表している。一般に合計特殊出生率はある年の特定の地域における女性の年齢別出生率を15歳から49歳まで合計したものである。こうした地域別の統計においては、その地域の規模が小さくなるにつれ出生などのイベントの発生確率は不安定となることから、合計特殊出生率のような統計データを計算することは難しい。そのため「人口動態保健所・市区町村別統計」では、国勢調査の年を含む前後5年間の出生数をもとに、ベイズ推計を利用して地域ごとの15歳から49歳までの女性の年齢5歳階級別出生率を推定し、さらにそれを5倍したものをその地域の合計特殊出生率としている。今回は、平成20～24年（2008～2012年）の合計特殊出生率を用いて分析を行う。なお、基礎となる女

性の年齢階級別人口は2010年の総務省統計局「国勢調査」に基づく。

上述したように、市町村など小地域での出生率等は偶然のわずかな出生数の変動によって、出生率は大きく動いてしまう。そのため、「人口動態保健所・市区町村別統計」では小地域での安定した合計特殊出生率を求めるため、ベイズ推定を採用している<sup>4)</sup>。

「人口動態保健所・市区町村別統計」による推定の概要は以下のとおりである。

- ①市町村ごとに、15～49歳女性の5歳階級別出生数と女性人口を求め、その比率から5歳階級別出生率の5年間の平均値を計算する。さらに、出生数と女性人口について、その市町村が所属する都道府県の合計値を求める。
- ②市町村の5歳階級別の女性人口をウエイトとして、5歳階級別出生率に関して当該都道府県の重み付き平均値と分散を求める。これは都道府県別の5歳階級別出生率を市町村の単純な平均値ではなく、女性人口というウエイトを加味して求めるためのステップである。なお、この5歳階級別出生率を5倍したものがその都道府県の合計特殊出生率の推定値になる。
- ③この都道府県別重み付き出生率の平均値を用いて、市町村ごとの合計特殊出生率のベイズ推定を行う。基本的には都道府県別の5歳階級別出生率がベータ分布にしたがうと仮定

4) 詳細については藤田（2015）が詳しい。

し、上で求めた重み付き平均値と分散からベータ分布のパラメータを計算する。このパラメータを $\alpha$ 、 $\beta$ とするとベータ分布は $Be(\alpha, \beta)$ であり、期待値は $\alpha / (\alpha + \beta)$ になる。これがベイズ推定における事前分布となる。

- ④最後に、ベイズ更新ルールの考え方をを用いて、①で求めた市町村ごとの5歳階級別出生数 $r$ と女性人口 $n$ を用いて、その地域での5歳階級別出生率 $b$ を

$$b = \frac{\alpha + r}{\alpha + \beta + n} \quad (5)$$

として求め、これから当該市町村の合計特殊出生率の推定値を計算する。

以下では、ベイズ推定により計算された2008～2012年の合計特殊出生率の値を2010年のデータとして扱うこととする。

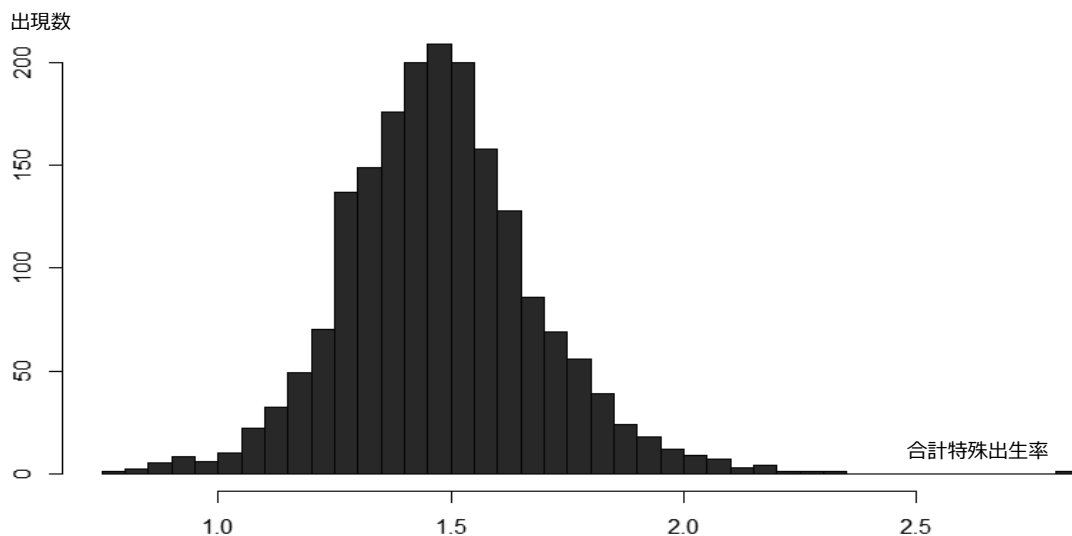
### Ⅲ－２．市区町村別合計特殊出生率の分布

2010年の市区町村別合計特殊出生率の分布を示しておこう。図2は、前記「人口動態保健所・市区町村別統計」から得られる1,893の市区町村<sup>5)</sup>（東京都特別区の23区、政令指定都市の区は別々の行政区を含む）の合計特殊出生率の分布、表1は基本統計量を示したものである。

2010年の市区町村別合計特殊出生率の平均値は1.47であった。これは2010年の全国の合計特殊出生率1.39と比べると高いが、これは人口のウエイトが大きい都市部の出生率が相対的に低いことによるものと考えられる。市区町村別の合計特殊出生率の中央値は1.47と平均値と等しく、また標準偏差は0.207であった。

対象とした1,893の市区町村で合計特殊出生率が最も高かったのは、鹿児島県伊仙町の2.81

図2 合計特殊出生率の分布（市区町村）



(出所) 厚生労働省「人口動態保健所・市区町村別統計」

表1 合計特殊出生率の基本統計量（市区町村）

最小値	第1分位	中央値	第3分位	最大値	平均値	歪度	尖度	標準偏差
0.77	1.34	1.47	1.59	2.81	1.47	0.39	4.58	0.207

5) 神奈川県相模原市、岡山県岡山市、熊本県熊本市は市単位の値のみが公表されている。



であった。これに次いで合計特殊出生率が高かったのは沖縄県久米島町2.31、沖縄県宮古島市2.27、沖縄県宜野座村2.20、長崎県対馬市と鹿児島県徳之島町の2.18などであった。以下も鹿児島県や沖縄県など九州地方の島しょ部に属する市町村で出生率が高い傾向がみられる。ちなみに、九州地方を除いた市区町村では滋賀県栗東市が1.99と最も高く、次いで京都府福知山市の1.96、福井県おおい町の1.94などが続いている。

反対に、1,893の市区町村の中で合計特殊出生率が最も低かったのは京都市東山区の0.77であった。これに次いで出生率が低かったのは東京都豊島区の0.81、大阪府豊能町の0.82、東京都中野区と新宿区の0.85などとなっている。

### Ⅲ-3. 出生率に影響を及ぼす諸要因

ここでは、市区町村別の合計特殊出生率の決定要因に関する分析を行う。

日本の地域別データを用いた出生率の分析は数多く行われているが、しかし市区町村別fデータを用いた分析は意外に数が少なく、筆者の知る限り阿部・原田(2008)、宮本・荒渡(2013)や前述の近藤(2014)などに限られる。阿部・原田(2008)は、全国3,234の市区町村を対象に分析を行っており、地域の所得と女性賃金の高さはTFRに負の影響をもたらすこと、また地価等についても負の影響をもたらすなどの実証結果を得ている。また、宮本・荒渡(2013)は市レベルのデータを用いて所得補助などによる出生率への寄与を検証している。ただし、両者とも人口密度に関しては考慮されていない。一方、近藤(2014)の分析は出生率と人口密度の相関の計測を行っているが、出生率に影響を与えると考えられる他の要因の制御がなされていない。ちなみに、都道府県別データを用いた分析(クロスセクションもしくはパネルデータ)は多数あり、多くが女性の就業と出生率の関係などを探っている。

本稿の主たる目的は出生率と人口密度の関係を探ることであるが、しかし出生率はさまざま

な経済社会の要因によって影響を受ける。そのためコントロールすべき変数を用意しておく必要がある。これについては、主として三つの主要な変数を導入する。

第一は、近年、話題となっている女性の就業と出生率との関係である。都道府県データなどを用いると両者には正の相関があるとする結果が多数報告されている(例えば宇南山(2009)など)。この点を解釈すると、女性が働きやすい環境にあるほど就業と出産・育児の両立が可能となり、その結果出生率が高まるということとなる。ただし、この点に関してはいくつかの批判もある。その中でも第一次産業が相対的に盛んな都道府県ほど、家計の構成員の多くが就業しており、そうした都道府県での出生率が高い可能性がある、という指摘がある。そのため、推定においては産業構造をコントロールする必要性がある。とりわけ、市区町村別の出生率では第一次産業に特化した町村も考えられることから、こうした点の考慮は欠かせないであろう。

第二は、人口移動の影響である。一般的に人口移動は20~30歳代に多く見られるが、移動の主たる理由は就業や進学である。転入数が多いということは、それだけその市区町村に若者を引き付ける高等教育機関や企業が多いということであり、したがって若い人口が増え、家族形成や子どもを持つ層が多いと考えられる。ただし、冒頭でも述べたように東京圏、とりわけ東京都への若い人口の流入は多いが、しかし出生率は高くはない。こうした傾向が一般的であるのかどうか、確認する必要がある。

第三は、育児環境の整備である。1990年代の初めから政府はさまざまな少子化対策を講じ、保育環境等の整備にも力を入れてきた。こうした政策によって保育所が充実してきたものの、都市部には依然として待機児童が多い状況が改善できない市区町村もある。いずれにせよ、出生率のばらつきには保育環境の違い等が影響しているか否かを探ることは重要である。

なお、推定に利用するデータセットについて

述べておきたい。育児環境の代理変数として用いている児童福祉費や待機児童数などは特別区や指定都市等の行政区ごとには取りまとめられていないため、指定都市が条例で定める区を行政区域として含めるデータセット①と、指定都市をひとつの行政区域として扱うとともに欠損値が多い市区町村を除いたデータセット②の二つを用いることとした。データセット①のサンプル数は1893、データセット②のサンプル数は1,742となる。そのため、育児環境整備の変数を含める推定はデータセット②を用いて推定を行うこととする。

### Ⅲ－４．推定結果（１）出生率に人口密度が及ぼす影響

人口密度やその他の経済社会変数は市区町村別の合計特殊出生率に有意に影響を与えているのだろうか。まずはこの点を明らかにしたい。

推定において被説明変数はこれまで述べてきた2010年の合計特殊出生率である。説明変数としては人口密度、女性労働力率、第一次産業就業者比率、それに純転入率を用いる。このうち人口密度は2010年時点の総人口をその市区町村の可住地面積で除した値を用いる。女性労働力率についてはその市区町村の労働力人口を15～64歳の女性人口で除した値を、第一次産業就業者比率は男女合計の第一次産業就業者数を就業者数の合計で除した値とした。また、純転入率は全年齢層における純転入数（転入数か

ら転出数を引いたもの）を総人口で除した値としている。いずれの変数も2010年時点のものであり、総務省統計局「国勢調査」から得ている。

表2は説明変数の基本統計量を示したものである。人口密度の平均値は1,888.0人、また中央値は588.5人と両者に大きな差がある。女性労働力率の平均値は73.3%、中央値は72.6%とほぼ等しい。人口の純移動率は平均値が-2.54%で標準偏差は0.67%などとなっており、多くの市区町村で人口の転出が転入を上回っていることを示している。なお、女性労働力率の最大値が220%となっているが、これは新潟県粟島浦村の値である。粟島浦村では労働力人口が132人であるのに対し、15～64歳人口は60人しかいないため、このような値となっている。ちなみに、粟島浦村の65歳以上人口比率は44.5%であり、第一次産業就業者比率も33.8%と高い。

図3は合計特殊出生率と人口密度との散布図を示したものであり、表3はその他の説明変数を加えて最小二乗法によって推定を行った結果である<sup>6)</sup>。表3をもとに推定結果を示しておく。表3の（１）の説明変数は人口密度のみであり、図3に対応している。人口密度の係数は-0.046であり1%有意水準で統計的に有意であった。さらに（２）から（５）までは説明変数に順次、女性労働力率等を増やしていったものであるが、いずれのケースにおいても人口密

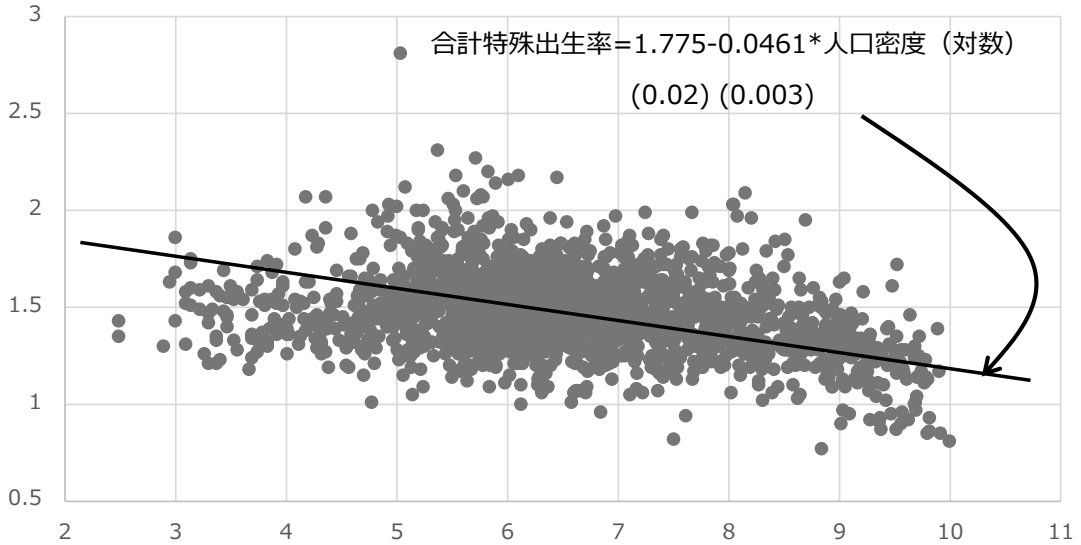
表2 説明変数の基本統計量（1）

	最小値	最大値	中央値	平均	標準偏差
人口密度（人）	12	21,881	588.5	1,880.0	3,178
女性労働力率	52.2%	220.0%	72.6%	73.3%	10.3%
第一次産業就業者比率	0.0%	75.6%	7.2%	10.5%	10.6%
人口純移動率	-3.69%	7.03%	-0.26%	-2.54%	0.672%

（出所）総務省統計局「国勢調査」

6) 表3の（１）のケースのサンプル数は1,890と図2のデータ数と異なるが、これは神奈川県相模原市について市全域の人口密度を用いているためである。

図3 合計特殊出生率と人口密度（2010年）



(注) データ等は本文参照。

表3 市区町村別出生率の推定結果（1）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
定数項	1.775*** (0.021)	1.488*** (0.066)	1.509*** (0.067)	1.471*** (0.066)	1.493*** (0.067)	1.703*** (0.020)	1.371*** (0.062)	1.365*** (0.065)
人口密度（対数）	-0.046*** (0.003)	-0.033*** (0.004)	-0.035*** (0.005)	-0.027*** (0.005)	-0.030*** (0.005)	-0.035*** (0.003)	-0.020*** (0.004)	-0.014*** (0.005)
女性労働力率		0.273*** (0.059)	0.273*** (0.059)	0.223*** (0.064)	0.222*** (0.064)		0.320*** (0.056)	0.251*** (0.061)
第一次産業就業者比率				0.143** (0.072)	0.144** (0.072)			0.189*** (0.065)
人口純移動率			0.014* (0.007)		0.014* (0.007)			0.011 (0.007)
修正済み決定係数	0.099	0.108	0.109	0.110	0.110	0.060	0.075	0.079
F統計量	207.72	115.64	77.58	78.53	59.27	121.54	78.00	41.52
サンプル数	1890	1890	1888	1890	1888	1890	1890	1888

(注) 被説明変数は合計特殊出生率である。カッコ内は標準誤差。

表内の\*\*\*は1%有意, \*\*は5%有意, \*は10%有意であることを示す。

度はマイナスの係数で統計的に有意な結果が得られている。このことから人口密度が高い市区町村ほど合計特殊出生率は低いという結果が確認されたことになる。表3の(6)から(8)のケースは人口密度をウエイトとして加重回帰を行った結果であるが、その場合も人口密度の係数は負で統計的に有意であった。

次に、女性の労働力率の結果を見ておこう。

表3の(2)~(5)のケース及び(7), (8)のケースではいずれも正の係数が計測され、統計的に有意であった。このことは、女性が就業している市区町村ほど出生率が高いことである。一方、これは産業構造の違い、すなわち第一次産業就業者比率が高いことによる影響ではないかという指摘もあるが、(4), (5)のケースでは第一次産業就業者比率を説明変数に

加えてその影響をコントロールしており、その係数は統計的に有意であり、女性労働力率の係数もその絶対値は（2）、（3）の結果と比べて約0.05ポイント低下しているものの同様に統計的に有意であった。最後に人口の純移動率をみると（3）、（4）、（8）では正の値が得られているが、（8）では有意な結果となっていない。しかしながら係数は正であり、（3）、（5）の結果から純転入率が高い市区町村ほど出生率が高い傾向があると考えられる。

なお注意すべきは、一時点のクロスセクション・データであることから、決して因果関係を示しているものではないということである。（1）式から導かれた人口密度と出生率の関係にしても因果関係を説明しているのではなく、静学的な関係性を示しているに過ぎない。したがって、女性労働力率が高いことが高い出生率をもたらしているという解釈はさらなる検証が必要である。

### Ⅲ-5. 推定結果（2）市区町村別出生率と少子化対策

市区町村別の出生率について、人口密度や女性労働力率以外にも影響を与える要因は無数にある。その中で、少子化対策に関わる変数を選択し、これらと合計特殊出生率との関係についての計測結果を示しておきたい。ただし、市区町村別データという性質上、得られる変数に限界があることや、指定都市単位でしか得られない変数があること、また市区町村の中には欠損値があるものなどから、前項と異なり1,742のサンプルを含むデータセット②を用いることとする。

使用する変数は人口密度、女性労働力率に加え、児童福祉費比率、保育所整備率、待機児童数である。いずれの変数も2010年時点の値を用いている。児童福祉費比率は、その市区町村の児童福祉費の値を一般財源で除した値とし

た。一般財源を母数としたのは、一般財源は使途が特定されないことからその市区町村の児童福祉費への力点がより明確に示されると考えたためである。出所は総務省「地方財政状況調査（市町村別決算状況調）」による。保育所整備率は、保育所在所児数を0～5歳人口で除した値としている。保育所在所児数は厚生労働省「社会福祉施設等調査」から、また0～5歳人口は総務省統計局「国勢調査」による。待機児童数は厚生労働省「保育所入所待機児童数調査」からデータを得ている。これらの説明変数の基本統計量は表4にあるとおりである。人口密度や女性労働力率に関しては表2にあるデータセット①と比べてやや変わっているが大きな違いはないと考える。

推定結果は表5にある。ケース（1）は合計特殊出生率を人口密度と女性労働力率の上に回帰した結果であるが、これは表3の（2）のケースに対応する。人口密度の係数は-0.020であり、表3の（2）の-0.033とやや変化しているもの同様に負で統計的に有意な結果が得られている。女性労働力率に関してはその推定された係数は0.328で表3と結果である0.273よりも大きな値となっているが、これも正で有意な結果であった。推定された係数の大きさの違いは、ここで用いたデータセットが指定都市全体を一つの行政区域としていること、そもそも指定都市の全国に占める人口シェアがおおよそ2割あることなどによるものと考えられる。

表5のケース（2）～（5）までは人口密度と女性労働力率に加え、保育所整備率、児童福祉費比率、待機児童数を説明変数に加えた結果である<sup>7)</sup>。いずれのケースにおいても保育所整備率、児童福祉比率は正で統計的に有意な係数が得られているが、待機児童数については有意な結果は得られていない。なお、保育所整備率、児童福祉費比率などと合計特殊出生率は同一時点のデータであり、したがって因果関係として

7) 当初、待機児童を保育所等のキャパシティや0～5歳人口で除した比率、あるいは待機児童がその市区町村にいるかどうかのダミー変数等を用いたが、符号がプラス、もしくは有意でないなどの結果となった。

市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析

表4 説明変数の基本統計量(2)

	最小値	最大値	中央値	平均	標準偏差
人口密度(人)	12	21,881	529.0	1,388.2	2,486
女性労働力率	52.2%	220.0%	73.4%	74.1%	10.2%
児童福祉比率	0.0%	100.2%	17.1%	17.6%	10.2%
保育所整備率	0.0%	133.9%	41.8%	43.1%	20.3%
待機児童数(人)	0	475	6	13.0	25.7

(出所) 本文参照。

表5 市区町村別出生率の推定結果(2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
定数項	1.372*** (0.068)	1.417*** (0.069)	1.448*** (0.069)	1.478*** (0.069)	1.453*** (0.069)	1.059*** (0.045)	1.102*** (0.047)
人口密度(対数)	-0.020*** (0.005)	-0.022*** (0.005)	-0.048*** (0.006)	-0.046*** (0.006)	-0.047*** (0.006)		
女子労働力率	0.328*** (0.060)	0.215*** (0.065)	0.254*** (0.065)	0.256*** (0.065)	0.340*** (0.059)	0.547*** (0.053)	0.443*** (0.060)
保育所整備率		0.113*** (0.026)	0.083*** (0.026)	0.083*** (0.026)			0.096*** (0.026)
児童福祉費比率			0.444*** (0.072)	0.456*** (0.072)	0.499*** (0.071)	0.165*** (0.056)	0.128** (0.056)
待機児童数				-0.0003 (0.0002)	-0.0003 (0.0002)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0002)
修正済み決定係数	0.071	0.080	0.100	0.100	0.095	0.067	0.074
F統計量	67.19	51.68	49.23	39.81	46.94	42.71	35.62
サンプル数	1742	1742	1742	1742	1742	1742	1742

(注) 被説明変数は合計特殊出生率である。カッコ内は標準誤差。

表内の\*\*\*は1%有意, \*\*は5%有意, \*は10%有意であることを示す。

解釈することは難しい。反対に、出生率が高く子どもの数が多い市区町村ほど保育所整備率が高くなるという逆の因果も排除できない。そのため、保育所整備率が高いと出生率が高いということではなく、保育所整備率が高い市区町村では高い出生率が観察されると考えるべきである。

表5のケース(6)と(7)は人口密度を除

いて推定した結果である。女子労働力率の係数は0.4~0.5と(2)~(5)のケースに比べ上昇している。また、保育所整備率、児童福祉費比率についても正で統計的に有意な値が得られた。この両ケースでは待機児童数はマイナスで有意な係数が計測され、待機児童数の多い市区町村ほど合計特殊出生率は低いという状況が示されている。

## Ⅳ. 二時点間の合計特殊出生率の変化

2010年時点の市区町村の合計特殊出生率をみると、人口密度が高い地域ほど低いという結果が得られた。しかしこれはある一時点のクロスセクション・データからの結果によるものであって、時系列的な要因を考慮できないため、あくまでも相関関係という観測事実でしかない。そこで、本章では2005年と2010年間の合計特殊出生率の変化を取り上げ、時間とともに出生率はそのような要因で変化したかを議論したい。

### Ⅳ-1. データセットと二時点間の合計特殊出生率

2005年と2010年の市区町村別合計特殊出生率を比較するには、両年で合併がなく行政区域が同一の市区町村を選んでデータベースを作る必要がある。正確には2005年10月1日時点の国勢調査の調査時以降に市区町村合併を行ったことで、二時点のデータが比較できない自治体を除外した（合計特殊出生率だけでなく、女子労働力率等分析に用いる変数が二時点間で比較可能な市区町村を選んでいる）。その結果、1,601の市区町村（前章では1,893の市区町村）を対象に二時点間のパネルデータを作成した<sup>8)</sup>。

二時点間のデータを比較する際に留意すべきは、この間に全国的に合計特殊出生率が上昇している点である。2005年に1.26であった合計特殊出生率は2010年には1.39にまで上昇している。ちなみに、2005年の1.26という合計特殊出生率の水準は戦後最低の水準であった。図4は、ここで使用する1,601の市区町村の合計特殊出生率の二時点の値を示したものである。

図の中の直線は45度線であり、これより上にある市区町村は2005年よりも2010年の合計特殊出生率が高かったところである。ちなみに、2010年の合計特殊出生率が2005年よりも上昇した市区町村は1,187、低下した市区町村は352、変わらなかった市区町村は62であった。なお平均値は2005年1.41、2010年1.47、また中位値は2005年1.41、2010年1.46であった。

図5は、市区町村別の合計特殊出生率の分布についてカーネル密度推定を行った結果である。2010年の分布のほうが2005年の分布よりも右方にシフトしていることは明らかである。なお、両年の標準偏差は2005年0.208、2010年0.214とほぼ同じであった。

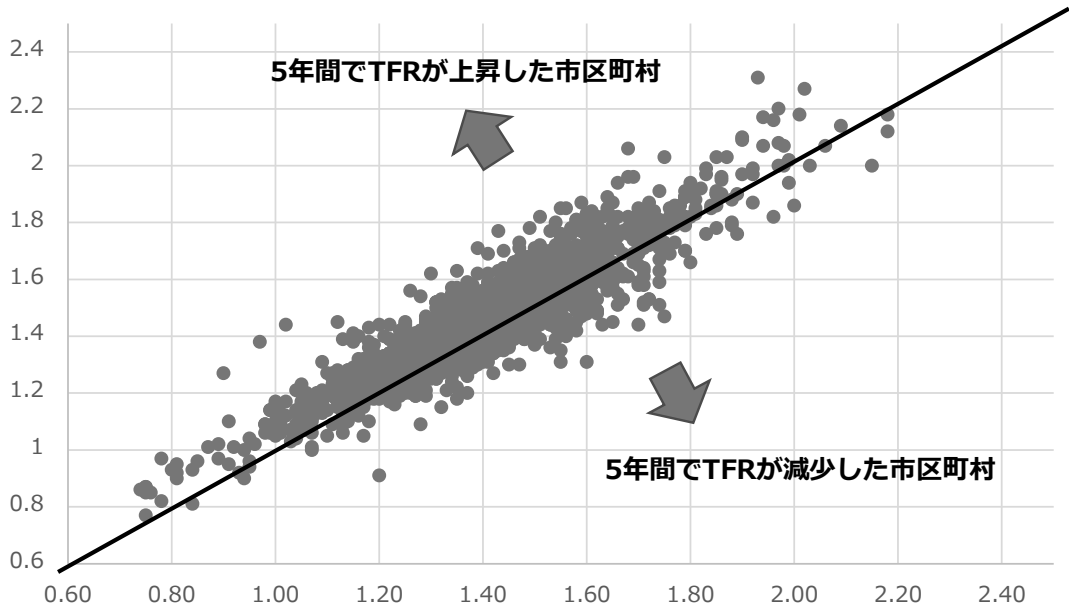
### Ⅳ-2. 二時点のデータを用いた推定

二時点間のデータを利用して、合計特殊出生率と人口密度の関係についてさらに分析を試みる。最初に、2010年の合計特殊出生率を2005年の人口密度等の上に回帰する。同時点間の推定では両者の間に有意な関係が得られても、因果関係を想定することはできない。そのため、説明変数の時点を過去にずらして両者の関係を確認する。表6の（1）～（3）がその結果である。

推定された係数をみると、人口密度の係数はいずれのケースにおいても負で統計的に有意であった。また、係数の大きさを表3のケース（1）～（3）と比べても大きな違いはない。また、女子労働力率についても統計的に有意な正の係数を得ており、これも表3の結果と大きな違いはなかった。ちなみに表6の（4）は

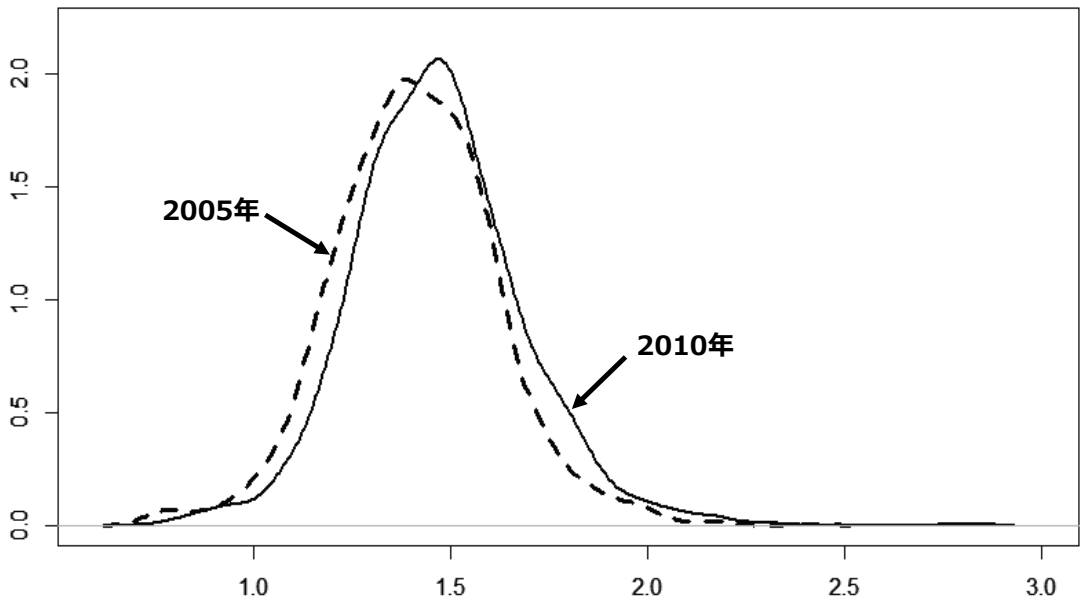
8) 合計特殊出生率は、正確には2003～2007年のベイズ推定値と2008～2012年のベイズ推定値を利用し、これらを2005年、2010年の値としている。そのため、後述するように2005年の合計特殊出生率の市区町村平均値は1.41と全国の1.26に比べ高くなっている。

図4 2005年と2010年のTFR



(注) サンプル数は1601 (2005~2010年にかけて合併がなかった市区町村)

図5 合計特殊出生率の密度推定 (2005年と2010年)



(注) 点線が2005年、実線が2010年のカーネル関数を用いた密度推定である。

2010年の1,601のサンプルを用いた場合、また (5) は2005年の1,600のサンプルを用いた場合の推定結果であるが、いずれの結果も (3)

と大きく変わっていない。

次に二時点間のデータをパネル化して推定を行った結果がケース (6) と (7) である。





この結果から、人口密度が上昇した市区町村では平均して合計特殊出生率が0.091低下したものの、平均因果効果を考慮すると0.05の低下にとどまっていることがわかる。

ここでは、差分の差分手法が想定する、コントロールされた政策実施群とそうでない群に分割するというのではなく、人口密度が上昇したか否か、を基準にサンプルを分けているため、推定式の解釈は難しい。さらに、差分の差分手法を適用するには、平行トレンド仮定と共通ショック仮定の二つの仮定が必要となるが、この点に関しても留意すべき点がある。平行ト

レンド仮定については、人口密度が変化しない場合、どの市区町村においても2005年の合計特殊出生率は2010年にかけて同じように上昇したと考える。共通ショック仮定は人口密度以外の合計特殊出生率に影響を与える要因がすべての市区町村に同じように働いているという仮定である。出生率に影響をもたらす要因は多岐にわたり、したがって共通ショック仮定は実際には成立していないことも危惧される。この点が市区町村データを用いる際の限界であるとも考えられる。

## V. おわりに

1.57ショックにより出生率の低下問題が認識されるようになってすでに四半世紀が経過している。この間の研究の積み重ねで分かってきたことの一つは、少子化問題は複雑に絡み合った要因によって引き起こされたものであり、解決は容易ではないということである。一方、冒頭でも述べたように日本創生会議（2014）の指摘から東京一極集中が少子化を促す側面が明らかになり、これにより新たに人口密度という視点から少子化問題を考える切り口が生まれた。本稿はその試みを市区町村にまで広げて検証を行ったものである。

2010年時点の市区町村別データセットを作成し、出生率と人口密度の関係を計測したところ、人口密度が高い市区町村ほど合計特殊出生率は低いことが示された。これは検証仮説と整合的な結果であり、都心部など人口密度の高い地域の低出生率を説明するひとつの論拠となる。また、近年議論されている女性の労働参加と出生率の関係についても両者には正の関係があることや保育所整備率など少子化対策と関連する資源に多くを費やしている市区町村ほど出生率が高いなどの結果を得ることができた。さ

らに2005年と2010年時点の合計特殊出生率の変化についても、両年の間に合併がなかった市区町村を対象に検討したところ、この間に合計特殊出生率が上昇した市区町村は多かったものの、人口密度は出生率を引き下げる方向で働いていることなどを示すことができた。

もちろん残された課題は多い。第一に、本稿では主として用いたのは一時点のクロスセクション・データであり、その性質上、因果関係の特定化を行うことは難しく、人口密度が出生率を引き下げた要因とまで指摘することはできていない。第二に、二時点間の出生率の変化の把握を試みたが、しかしその間の説明変数（人口密度）はコントロール可能なものではないことから、出生率の変化を十分に説明することは難しいままである。第三は、少子化が継続している期間において本当に人口密度が有力な説明要因であるかはより長い期間を含むデータセットが必要である。第四は、人口移動と出生率の関係を明示的に組み込めなかった点がある。本稿でも人口移動を取り入れる試みを行ったが、有意な結果が得られず今回は断念している。最後に、少子化対策に関連する変数の多様化・精

