

# 都市化と出生率との関係性に関する 研究レビューと基礎的分析

久司 駿三<sup>1</sup>・室町 泰徳<sup>2</sup>

<sup>1</sup>学生会員 東京工業大学修士 環境社会理工学院都市環境工学コース  
(〒226-8502 横浜市緑区長津田町 4259)  
E-mail: kyuji.s.aa@m.titech.ac.jp

<sup>2</sup>正会員 東京工業大学准教授 環境社会理工学院都市環境工学コース  
(〒226-8502 横浜市緑区長津田町 4259)  
E-mail: muromachi.y.aa@m.titech.ac.jp

日本のみならず出生率の低さが問題となっている国や都市は少なくない。極度に低い出生率は近未来の都市構造にも大きな影響を与え、持続可能性をも危うくする可能性がある。出生率は居住地の人口密度や労働環境といった都市指標、国内や国際的な都市部への移住の影響を受けていると考えられている。本研究では、都市化と出生率との関係性に関する研究レビューを行い、都市化が出生率に与える影響の可能性を検討した。国際的な移住に関する既往の研究では、移住前よりも移住後の出生率が低い場合は移住先の出生率傾向に近づく適応仮説と移住前の出生率傾向の影響を受ける社会化仮説が多く見られ、移住先の滞在期間が長いほど社会化仮説の影響が薄れ適応仮説の影響が強くなること等が示されている。さらに、日本を対象とした出生率に関する調査データの分析結果から、過去の居住地履歴における人口密度と出生率との関係性が示された。

**Key Words:** 出生率、都市化、既往研究レビュー、移住

## 1. 研究の背景と目的

第二次世界大戦以降、先進国を中心に合計特殊出生率の低下が問題視されてきている。世界銀行<sup>1)</sup>によれば世界の平均合計特殊出生率は1960年の4.98から2018年の2.42まで減少している。合計特殊出生率の低下は人口減少を引き起こすと同時に年少人口・生産年齢人口割合を低下させ、近未来の都市構造に大きな影響を与えると考えられる。先進国では人口の集中する都市部で合計特殊出生率が低い場合が多く見られ、居住地の人口密度や労働環境といった都市指標、国内や国際的な都市部への移住の影響を受けていると考えられている。

世界銀行によればヨーロッパ地域の2018年時点での合計特殊出生率は1.53と、人口置換水準を大きく下回っている。家族給付の水準が高く、少子化対策の成功例として多く取り上げられているフランスでも2018年時点では1.88となっている。

日本は近年多少の回復傾向は見られたが、2018年時点での合計特殊出生率が1.42と欧米先進国と比べても低い水準で推移している。総務省統計局によれば、日本の総人口は2008年の128,084千人をピークに減少し

ており、2019年には126,167千人、前年比-0.22%と今世紀最大の減少率となっている<sup>2)</sup>。また、国立社会保障・人口問題研究所の日本の将来推計人口によれば、中位推計において日本の2050年の人口は101,923千人(ピークから20.4%減)、2100年の人口は59,718千人(同53.4%減)と予測されている<sup>3)</sup>。日本は東京都市部に若年層を中心に人口が集中しているが、東京都市部の合計特殊出生率は低く、東京一極集中が日本全体としての人口減少の一因であるという指摘もある。

本研究では都市化と出生率との関係性に関する既往研究レビューを行い、都市化が出生率に与える影響の可能性を検討した後に、日本を対象とした出生率に関する調査データの分析結果から、過去の居住地履歴における人口密度と出生率との関係性を明らかにすることを目的としている。

## 2. 既往研究レビュー

本研究でレビューを行う既往研究を表-1に示す。それぞれ分析の対象国、分析の中で都市化に関わる変数とそれ以外の変数を表記している。表には分析に人口などで定義された居住地の規模に関する変数を含んだ

表-1 既存研究

対象国	都市化に関する変数	その他変数	筆者
居住地の都市規模に関わる変数を含む分析			
日本	居住地の規模	コーホート,教育,結婚年齢	山内 昌和(2016)
フィンランド	居住地,住居,移住	結婚年齢,年齢,子供年齢,配偶関係,収入	H. Kulu / E. J. Boyle(2009)
中国	居住地の規模,平均保育施設数,環境評価,平均子供数	年齢,教育,職業	Hongsheng Chen, Xingping Wang, Zhigang Li, Zhenjun Zhu(2019)
日本	居住地の規模	結婚年齢,学歴,労働,親との同居	佐々井 司(2007)
親の支援や保育環境に関わる変数を含む分析			
欧州	労働市場	祖父母支援,年齢,宗教,子供の有無,子育て支援	Kristen Harknett・Francesco C. Billari・Carla Medalia (2014)
ドイツ	住居の種類	配偶関係,年齢,収入,子供数	Sophia Schmitz (2020)
日本	女性の就業率,保育定員数,	第一子出生から経過年数,第一子出生年齢,学歴,労働,母親との同居	鎌田 健司(2012)
移住と出生率に関する分析			
日本	住宅の種類,母居住地	年齢,初婚年齢,初婚後年数,居住都道府県数,教育,配偶関係,健康状態	小池 司朗(2014)
イタリア	居住地の規模	コーホート,教育,出生年	Roberto Impicciatore・Giuseppe Gabrielli・Anna Paterno(2020)
エストニア	居住地の規模,移住歴	出生年,配偶関係,家族形態,教育,雇用	HILL KULU(2005)
ドイツ		教育,配偶者の教育,出生年,出生間隔,移住	Nadja Milewski(2010)
イギリス		労働,配偶関係,祖父母支援,家族形態,年齢,宗教,子供の有無	Ben Wilson(2019)

研究・変数に夫婦の親の子育て支援や、同居・近居、地域の保育環境などを含んだ研究・主に都市部への移住と出生率の関係に関する研究をまとめている。居住地の都市規模に関わる変数を含む分析を行っている研究では、各国の都市部と地方部との地域の違いが出生率に影響を与えているかどうかを確認できる。研究の多くは地域の人口規模によって都市部や農村部といった分類を行い変数に組み込んでいる。この変数が出生力に負の影響を示す場合、人口の多い発展した地域での居住は出生率低下につながる可能性を示唆していることになる。

山内(2016)<sup>4)</sup>は日本を対象に東京大都市圏と非東京大都市圏とで分類を行い、平均子供数などの変数から出生率の地域差を分析している。平均子供数を目的変数としたポアソン回帰分析では出生コーホート、学歴、結婚年齢などの変数を制御した場合でも東京大都市圏の平均子供数が小さくなるのが分かった。次に第一子から第三子までそれぞれ各段階の出生確率を二項ロジスティック回帰分析を用いて比較したところ、第三子の出生確率においてのみ東京大都市圏と非東京大都市圏で有意な差が現れた。これらの分析結果から学歴などの構成効果のほかの東京都市圏の環境の効果によって第三子以降の出生が発生しにくい可能性が示唆された。

H. Kulu ら(2009)<sup>5)</sup>はフィンランドにおいて都市部より周辺郊外の方が出生率が高いことに注目し、この出生率差の要因を分析した。5段階に分けた居住地などを説明変数に、各出生段階の発生確率を目的変数として多変量イベントヒストリー分析を行ったところ、首都・都市部の出生確率が低く、農村部と郊外の出生確率が高くなった。その要因としては収入などの経済的な特徴や住宅の種類などの影響が見られた。また出生順位が高くなるほど出生率の地域差が大きくなる傾向が確認された。

Hongsheng ら(2019)<sup>6)</sup>は中国において地域の社会的・経済的要因の出生意識へ与える影響を明らかにするために、地域を都市部とそれ以外に分類し分析を行った。地域の環境評価や平均子供数などの意識に関わる説明変数を含み、出生意識を目的変数としたマルチレベルロジスティック分析を行ったところ、都市部は出生意識が低く、周辺環境や平均子供数は出生意識に正の影響を与えることが分かった。都市部では子供は負担という考えが強く、農村部では労働力という考えが浸透していることが要因であると推察された。

佐々井(2007)<sup>7)</sup>は日本において夫婦出生力に地域格差が存在している要因が夫婦の構成属性の違いによるものか地域固有の特性によるものかを分析した。日本を9つの地域に分け、それぞれの出生力に関する指標に

ついて分析した。戦後からの時系列にそって比較分析したところ安定して北海道や南関東の出生数が少ないことが分かった。また完結出生数と合計特殊出生率の傾向が完全には一致していないことから未婚者割合などによってのみで出生力が規定されていないことが分かった。次に完結出生数を用いて多変量重回帰分析を行ったところ、妻の就業や人口集中地区割合が大きな影響を示した。

居住地と都市に関する研究ではいずれの研究でも都市部の方が出生率が低くなる結果を示していた。また第三子以降など出生順位が高くなるほど地域差が大きくなる傾向も確認された。都市部では子供を多く持つことが負担となる環境である可能性が考えられる。

親の支援や保育環境に関わる変数を含む分析を行っている研究では、子育てのしやすさが出生率に影響を与えるかどうかを確認できる。地域別の子育て支援の違いや保育施設数、親からの子育て支援があるか、親と同居または近居しているかなど金銭的あるいは物理的支援が存在する環境にあるかどうかを示す変数を組み込んでいる。この変数が出生力に正の影響を示す場合、出生後に子育てがしやすいと思える環境にいることが出生率上昇につながる可能性があることを示唆している。

Kristen ら(2014)<sup>8)</sup>はヨーロッパ諸国において家族からの支援が出生率に与える影響を分析した。出生と出生意志を目的変数とし、各国の子育て支援制度や労働市場状況、各個人が親夫婦から子育てに関する支援を受けているかどうかなどを説明変数として重回帰分析を行った。分析の結果、子供を持っていない人よりもすでに子供を持っている人の方が各変数の有意性が高かった。親からの支援は予想に反し、出生に負の影響を示す結果となった。第一子に関してはあまり周辺環境の影響はなく、また親からの支援は逆に親の介護という要素も含まれており出生を阻害している可能性が考えられた。

Sophia(2020)<sup>9)</sup>はドイツにおいて政府からの育児に対する公的資金援助が母親の主観的幸福度にどのような影響を及ぼすかを分析した。ドイツには3歳以上の子供が学校に入学するまでの期間の保育施設利用に公的支援を行うカットオフルールが存在する。この制度の影響を見るために一時的に制度が導入された期間とそれ以外の期間の比較を重回帰分析を用いて行った。分析の結果、制度の導入は幸福度を上昇させ、またパートタイムに割く時間や収入が有意に増加することが分かった。

鎌田(2012)<sup>10)</sup>は日本において地域における女性の就業状況や保育を中心とした子育て環境が出生率に与える影響を分析した。第二子出生の有無を目的変数に夫婦

の母親との同居状況や地域の就業率や潜在保育定員率などを説明変数としてマルチレベル分析を行った。分析の結果、親との同居や、潜在保育定員数などは有意に正の影響を示した、これらの結果から保育サービスの充実が出生率上昇には重要だという事が示唆された。

保育環境と出生率の関係については、多くの場合で保育環境の充実や親家族からの支援が受けやすい状況がプラスの働きをする結果を示した。しかし、親との同居は介護によるマイナスの影響も考えられるので必ずしも出生行動を促進するわけではない可能性に留意する必要がある。

移住と出生率に関する分析を行っている研究では、移住が出生率に与える様々な仮説の検証を行っている。移住と出生率の間には、移住前の社会規範が強く影響する社会化仮説、移住後の社会規範に適應する適応仮説、移住行動そのものによって出生行動が妨げられる破壊仮説、移住行動と出生率には直接の関係がなく移住行動を行う者のそのものの属性が出生率に影響する選択仮説などが存在する。各国の移住と出生率の間に存在する仮説を検証し、特徴を把握することは都市部への移住が出生力に与える影響を正確に掴むことにつながると考えられる。

小池(2014)<sup>4)</sup>は日本を大都市圏と非大都市圏に分け、それぞれ出身地と現在の居住地で4つの移住パターンを設定し、主に非大都市圏出身者の中で、非大都市圏に居住し続けた人々と大都市圏へ移動した人々との間の出生力の違いとその要因について分析を行った。各移住パターンの平均子供数を比較すると、非大都市圏から大都市圏へ移住した人は元々大都市圏に居住していた人よりも子供数が少ないという結果が得られた。その要因を探るために主要属性の比較を行ったところ、持家(戸建)の割合が低い、最終学歴が「大学・大学院」の割合が高いなどの特徴が見られた。これにより非大都市圏の滞在者と移住者の間で元々の属性の違いが存在するという選択仮説が支持される結果となった。次に平均子供数を従属変数とした重回帰分析を行ったところ、非大都市圏から大都市圏へ移住した人は他の移住パターンと異なり住宅種類や母親居住地などで有意性が見られず、年齢・初婚年齢等でのみ有意となる変数が存在した。母親の居住地が離れているなどが所与の条件となり、あらかじめそれを前提とした子供数を計画していることが考えられ、大都市圏の規範に適應する適応仮説も支持された。

Robert ら(2020)<sup>5)</sup>はイタリアとイタリアへ移住する人の多いアルバニア・モロッコ・ウクライナの移住と出生に関するデータを用いて、マルチプロセスを取り入れたハザードモデルによってイタリア滞在者と移住者の比較分析を行った。移住者と非移住者では第一子出

生が移住者の方が遅くなる傾向があり、単純に比較分析を行った場合非移民の出生の評価が正しくなくなる可能性があったため、第一子出生に関するバイアスを制御することの出来るマルチプロセスモデルを採用している。また、イタリア移住後の経過年数、移住までの年数をそれぞれ事変変数として用いたモデルを用いることで移住前後の出生行動についても分析を行った。分析の結果、第一子に関してはウクライナ出身者で、移民と非移民の差が大きくなった。第二子、第三子においてはアルバニアの移民が非移民に比べて出生ハザードが低くなった。ウクライナは第三子におけるイタリア滞在者との差がほとんどなく、移民の影響は第二子までに強い影響を示すことが分かった。事変変数を加えた分析の結果からアルバニアにおいて、移住後3年をピークにイタリア居住者よりも出生確率が高いが、第二子・第三子と時間が経過するほどイタリア滞在者の傾向に漸近していくことが分かった。モロッコにおいてはどの出生においても安定して高い値を示しており、時間による漸近は見られなかった。一方でウクライナは第一子から出生確率が低く、第二子第三子においてもかなり低い値を示している。以上の結果から、モロッコの移民は出生順の傾向が出身国のものと似ており、社会化仮説を支持しているものと思われた。アルバニアの移民は第一子においては社会化仮説の傾向が見られるが、第二子・第三子ではイタリアの非移民の傾向に近く、適応仮説を支持している結果となり、ウクライナの移民は唯一移住直前と比べて移住後のハザードが減少しているため、破壊仮説を支持している結果となった。

Nadja(2010)<sup>6)</sup>はドイツ社会経済パネル(GSOEP)を用いて西ドイツの移住と出生の関係を明らかにすることを目的とした研究である。親が移住者であるまたは15歳未満で移住してきた人を2世代目、それ以外の移住者を1世代目と分類し、移住者の中でも1世代目と2世代目の出生の違いについて分析した。第一子の出生は移住や個人属性の影響を受けにくい傾向があるため、第二子・第三子の出生についてのみ分析した。分析の結果、西ドイツの滞在者と比較したとき第二子・第三子ともに2世代目と有意な差は見られなかった。1世代目に関しては前の出生を移住前の国で行っていた人の出生確率が有意に高い結果となった。これらの結果から適応仮説が支持された。

Hi11(2005)<sup>7)</sup>はエストニアを人口規模で農村地域・中小規模の町・大都市の3つに地域を分類したうえで、それぞれの地域間の移動と出生の関係性を分析した。エストニア在住の14歳以上女性の出生・世帯・住宅のデータから第一子から第三子までの出生を目的変数、居住と移住を説明変数として分析を行った。居住と出



生の関係を見ると都市部の滞在者はその他の地域に比べ、全ての出生で出生確率が低く、出生順位が高くなるほど地域差が大きくなることが判明し、適応仮説が支持された。また、移住者は移住先にかかわらずその地域の出生力と似た傾向になることが分かった。また移住後の時間経過と出生の関係を見ると、都市部へ移住してきた人にも移住後半年近くの出生確率が減少しており限定的な破壊仮説を支持する結果となった。

Ben(2019)<sup>9)</sup>はイギリスを対象地として移住者特有の出生期間のずれを考慮に入れたコーホートアプローチを用いて滞在者と移住者の出生関係について分析を行った。イギリスに最低 5 年以上滞在した 40~70 歳女性の子供数を出生率と定義し、カウント回帰モデルを用いて比較分析した。国別の比較分析結果から、イギリスの出生率と比べ、バングラディッシュ、パキスタン、ジャマイカ、インドが高く、アフリカが同程度、ヨーロッパや北米、東アジアが低い出生率を示した。また年齢別に見るといずれの国の出身者でも 40 歳以降に移住してきた人はイギリスよりも出生率が高いが、年齢が若い時代に移住してきた人ほどイギリス出身者との差は小さいことがわかった。これは社会化仮説と適応仮説の影響が大きいことを示している。国・移住年齢別に見るとアフリカやヨーロッパ、東アジアでは移住年齢による差が小さかった。一方でバングラディッシュなどは年齢でグラフの形状が異なるほどの違いが見られ、全体的にイギリスより出生率の高い国で移住年齢による差異が大きい傾向が見られた。これらの差異は元々の出身国の出生率が移住先の国の出生率より低い場合、社会化仮説や適応仮説の影響をほとんど受けない可能性を示唆していると思われる。

これらの研究から国際的な移住では、移住前よりも移住後の出生率が低い場合は移住先の出生率傾向に近づく適応仮説と移住前の出生率傾向の影響を受ける社会化仮説が多く見られ、移住先の滞在期間が長いほど社会化仮説の影響が薄れ適応仮説の影響が強くなること等が示されている。また国内間の都市部への移住は日本のように選択仮説の影響が見られたり、エストニアのように破壊仮説の影響が見られるなど国際的な移動と傾向が違う可能性が示唆された。

### 3. 日本国内のデータを用いた分析

日本国内の移住と出生の関係性を明らかにするために、「都市化と少子化の関係性に関する調査」と題し、ネットリサーチ会社マクロミルに委託して取得した web 調査データを用いて分析を行った。調査対象者は、① 女性、② 30 歳以上~49 歳以下、③ 北海道・山形県・埼玉県・東京都・山梨県・岐阜県・愛知県・大阪府・奈

良県・山口県・長崎県・沖縄県に居住する人であり、各都道府県 100 サンプル計 1200 サンプルとした。①②は、出生に関するデータを得るために適切な対象者とするために設定した。③は、都道府県ごとの転入超過数、合計特殊出生率、婚姻率のばらつきを考慮し、かつ都道府県相互の位置関係や経済規模などを考慮して設定した。

質問項目は、国立社会保障・人口問題研究所が行っている全国調査のうち、「第 15 回出生動向基本調査」、「第 8 回人口移動調査」、「第 6 回全国家庭動向調査」、および既往の研究において婚姻と出生に影響を与え得ると判断された主な項目を参考に、表-2 のように設定した。居住地の項目に関してはより詳細な地域の特徴データを取得するために町丁字の地域単位まで回答してもらっている。また、引越しによる移動、すなわち居住地履歴については、調査対象者に過去を振り返って回答してもらっている。回答の正確性を考慮し、また、進学に伴う引越しが初めての引越しである場合が多いことを踏まえ、中学卒業以降に一年以上の居住期間を伴う引越しを対象として過去の居住地履歴を調査した。そして、各居住地に関して、住宅種類、世帯人数などを尋ねている。

調査は 2020 年 1 月 24 日~27 日の期間に行い、合計で 1236 サンプルの回答を得た。そのうち本研究では、回答の整合性などに問題のない 1088 サンプルを分析に用いた。さらに、各居住地の特徴を表す指標として、可住地面積人口密度、駅までの距離、事業所密度、保育施設密度を設定した。

可住地面積人口密度は、国勢調査町丁字等別境界データ(2015, 2010, 2005, 2000 年)から各小地域の面積と人口

表-2 web 調査の質問項目

<b>一般項目</b>
年齢
出身地, 出身地住宅種類
配偶者の有無と時期
本人と配偶者の労働時間, 通勤時間
世帯年収
出生の有無と時期
自身の居住都道府県の婚姻率・出生経験率の予想
<b>過去の各居住地に関する項目</b>
居住地, 居住時期
居住地住宅種類, 世帯人数, 部屋数
通勤・通学交通手段

のデータを取得し、また、国土数値情報の森林データ(2015 年)から森林面積データを取得し、国勢調査町丁字

等別境界データが存在する各4年分において小地域面積から森林面積を差し引くことで可住地面積を算出、人口データと合わせて可住地人口密度を算出した。

駅までの距離は、国土数値情報の鉄道データ(2020年から1970年までの10年おき)から鉄道駅までの距離を算出した。事業所密度は、経済センサス基礎調査結果(2014, 2009年)と事業所・企業統計調査結果(2006, 2001, 1996, 1991, 1986, 1981年)から事業所数データを入手、各6年分可住地面積を用いて事業所密度を算出した。経済センサス基礎調査と事業所・企業統計調査は調査方法に違いがあり、時間変化を分析する事は推奨されていないが、単純な事業所数に関しては両調査で大きなズレが見られなかったことから本研究では連続したデータとして扱う。保育施設密度は、国土数値情報の福祉施設データ(2015年)のうち「幼稚園」、「保育所」、「へき地保育所」の施設数データを取得し、可住地面積を用いて保育施設密度を算出した。可住地面積人口密度、駅までの距離、事業所密度変数に関して婚姻や出生などのイベント直前年のデータが存在しない場合はその前後のデータが存在する年の線形補間値を用いた。

ハザードモデルを用いて、個人レベルで婚姻、第一子出生、第二子出生の動向に影響を与える要因を分析する。出生に関する研究では、特定の年齢を超えた女性のデータを用いることが多い。これはある年齢での平均出生数などを用いると、出生時期の個人差を考慮に入れることができないためである。しかし、特定の年齢を超えた女性の出生データが十分に入手できない場合、このような手法の適用は困難となる。そこで本研究においては、ハザードモデルの一種である離散時間ロジットモデルを用いる。ハザードモデルとは婚姻や出生などの特定のイベントに対し、そのイベント発生の要因を分析する手法である。

ハザードモデルではサンプル数、パネル数、イベント数が影響する。本研究ではweb調査結果をもとに、イベントとして婚姻・第一子出生・第二子出生の3種類設定している。サンプル数は、特定のイベントの発生条件を満たしているサンプル数を指し、各イベント発生条件はそれぞれ20歳・婚姻・第一子出生とした。パネル数は、サンプルがイベント発生条件を満たしてからイベント発生、もしくは調査時点までのパネルデータ数を指す。イベント数は、イベント発生条件を満たしたサンプルのうち、実際にイベント発生まで至ったサンプル数を指す。

離散時間ロジットモデル式は以下の通りである。

$$\ln[\lambda_t/(1-\lambda_t)] = \lambda_0 + x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \dots + x_n\beta_n$$

$\lambda$  : イベント発生確率,  $x$  : 説明変数,  $\beta$  : 説明変数の回帰係数,  $\lambda_0$  : ベースラインハザード (時間変数)

本研究では、ベースラインハザードに年齢を用いて分析を行った。また自身の居住する都道府県の婚姻率・出生率の予想値と実際の婚姻率と出生経験率を平成27年度の国勢調査から算出し、その差分を変数として用いている。これら二つの変数は相関が高かったため、同時には使用せず婚姻要因分析では婚姻率の予想値差分、第一子・第二子要因分析では出生経験率の予想値差分を用いた。さらにサンプル数の偏りを制御するために各サンプルの調査時の居住都道府県における30~50歳女性人口比を平成27年度の国勢調査から算出し重みづけを行っている。モデルのパラメータ推定結果を表-3に示す。

3つの要因分析全てにおいて世帯人数の基準からの多さ(婚姻は1人、第一子は2人、第二子は3人が基準)が正に有意となった。特に第一子第二子の出生に関わる要因については高い有意性を示した。これは夫婦以外にも家庭内に子育てを手伝う事の出来る存在が出生行動を促していることが考えられる。年齢においても3つの要因分析で有意性を示しているが、婚姻では正、出生では負の値を示している。これは婚姻に関しては年齢が高くなるほど婚姻機会が増加するが、出生行動に関しては身体的な制約から年齢の増加が負の影響を与えるためだと考えられる。初婚年齢は第一子のみ正の有意性を示している。初婚年齢が高いほど結婚から年月をおかずに出生行動に移るが、第二子に関しては大きく影響しないことが考えられる。収入は第二子においてのみ負に有意であった。所得が上がるほど機会損失を避けるなどで出生行動を控える可能性が示唆された。移動に鉄道を使用しているかどうかは婚姻と第二子の一部で有意であった。移動に鉄道を用いる人は出生行動に負の影響を与える。婚姻率の予想値と実際値差は、実際の婚姻率よりも低く予想している人ほど出身地、現住地、過去平均ごとに与えた都市指標に関しては、可住地人口密度がいずれの要因分析においても負に有意を示す部分があった。また事業所密度においても婚姻と第二子で負の有意性を示しており、小地域単位で見た時も都市化の進んだ地域に住んでいる事や生まれ育ったことは出生率に対して負の影響を及ぼす可能性が示唆された。保育所密度においては第二子でのみ正の有意性を見せている。第二子以降はより一層保育環境が重要視されることを示唆している。

表-3 要因分析

変数	婚姻			第一子			第二子		
	現在地	出身地	過去平均	現在地	出身地	過去平均	現在地	出身地	過去平均
Constant	-4.989	-5.309	-5.087	0.542	0.679	0.776	1.725	1.690	1.658
年齢	0.050	0.048	0.052	-0.241	-0.236	-0.233	-0.106	-0.101	-0.105
初婚年齢				0.183	0.179	0.175	0.012	0.009	0.017
労働時間 妻 10 <sup>-1</sup>	-0.148	-0.137	-0.144	-0.068	-0.071	-0.069	0.009	0.006	0.007
夫労働時間 夫 10 <sup>-1</sup>				0.054	0.060	0.063	0.000	0.002	0.001
収入 10 <sup>-2</sup>				-0.004	0.007	0.008	-5.530	-4.503	-4.554
賃貸	0.926	1.049	0.912	0.139	0.099	0.101	-0.314	-0.300	-0.318
部屋数	0.233	0.291	0.264	-0.014	-0.017	-0.031	-0.437	-0.408	-0.435
世帯人数	0.129	0.154	0.140	0.447	0.430	0.425	0.404	0.374	0.381
鉄道ダミー	-0.446	-0.419	-0.407	0.003	-0.020	-0.011	-0.381	-0.207	-0.263
婚姻率予想値差	-0.016	-0.016	-0.015						
出生経験率予想差				-0.003	-0.003	-0.002	-0.005	-0.005	-0.005
	現在地	出身地	過去平均	現在地	出身地	過去平均	現在地	出身地	過去平均
可住地人口密度 10 <sup>-4</sup>	-0.240	0.076	-0.428	0.033	-0.156	-0.256	0.112	-0.286	-0.143
駅までの距離 10 <sup>-4</sup>	-0.026	0.006	0.003	0.022	-0.009	-0.011	-0.011	0.012	0.011
事業所密度 10 <sup>-1</sup>	-0.001	-0.840	0.001	0.000	-0.102	-0.001	-0.003	0.365	0.000
保育所密度 10 <sup>-2</sup>	0.765	0.001	0.783	0.058	0.197	0.046	0.283	0.561	0.273
サンプル数	256	256	256	525	525	525	426	426	426
パネル数	2904	2904	2904	1616	1616	1616	1923	1923	1923
イベント数	202	202	202	346	346	346	275	275	275
自由度	11	11	11	14	14	14	14	14	14
カイ二乗値	74.39	71.38	73.45	177.10	181.45	181.63	158.85	161.61	154.68
		:1%有意			:5%有意			:10%有意	

### 3. おわりに

本研究では主に都市への国際的な移住と生率の関係をテーマにした既往研究レビューと日本国内の個人レベルのweb調査結果をもとにした出生要因分析から、都市化と出生率の関係について検討した。

本研究の主な結果としては、まず既往研究レビューより、人口の多い都市部に居住することは子供を多く持つことを阻害する可能性が示唆された。また保育環境の充実は出生率に正の影響を与えるが、親との同居は正と負のどちらの影響も考えられた。国際的な都市への移住は適応仮説と社会化仮説の影響が大きく、移住先の滞在期間が長くなるほど適応仮説の影響が増え、社会化仮説の影響が小さくなる事が分かった。また国内移動においては選択仮説や破壊仮説など国際的な移動ではあまり見られない影響も見られた。Web調査結果をもとにした要因分析においては小地域という比較的細かい範囲においても周辺環境の保育施設や都市指標が出生行動に影響することが分かった。特に可住地人口密度は婚姻や第二子要因分析において負の影響を示しており、過度な人口集中は出生率を引き下げる可能性があることが分かった。

### 参考文献

- 1) The world bank, Fertility rate, total (births per woman), <https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN?locations=FR-US-GB-DE-XC>, 2020年9月21日
- 2) 国立社会保障・人口問題研究所(2017), 日本の将来推計人口
- 3) 日本創成会議(2014), ストップ少子化・地域元気戦略
- 4) 山内 昌和(2016), 東京大都市圏に居住する最終的な子ども数はなぜ少ないのか, 人口問題研究, Vol.72(2), pp.73-98
- 5) H. Kulu & P. J. Boyle(2009), High Fertility in City Suburbs: Compositional or Contextual Effects?, European Journal of Population, Vol.25,157-174
- 6) Hongsheng Chen, Xingping Wang, Zhigang Li, Zhenjun Zhu(2019), The Impact of Neighborhood Environment on Women's Willingness to Have a Second Child in China, The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing, Vol.56,1-8
- 7) 佐々井 司(2007), 夫婦出生力の地域間格差に関する研究, 人口問題研究, Vol.63(3), pp.3-23
- 8) Kristen Harknett・Francesco C. Billari・Carla Medalia(2014), Do Family Support Environments Influence Fertility? Evidence from 20 European Countries, Eur J Population, Vol30,1-30
- 9) Sophia Schmitz(2020), The Impact of Publicly Funded Childcare on Parental Well Being: Evidence from Cut Off Rules, European Journal of Population, Vol,36,171-196
- 10) 鎌田 健司(2012), 地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究, 人口問題研究, Vol69(1),42-66

- 11) 高山憲之・小川 浩・吉田 浩・有田富美子・金子能宏・小島克久(2000), 結婚・育児の経済コストと出生力, 人口問題研究, Vol.56(4), 1-18
- 12) Roberto Impicciatore, Giuseppe Gabrielli & Anna Paterno(2020), Migrants' Fertility in Italy: A Comparison Between Origin and Destination, European Journal of Population, Vol.36, 799-825
- 13) Nadja Milewski(2010), Immigrant fertility in West Germany: Is there a socialization effect in transitions to second and third births? Fécondité des immigrées en Allemagne de l'Ouest: existe-t-il un effet de la socialization dans le passage du premier au deuxième enfant et dans celui du deuxième au troisième enfant?, European Journal of Population, Vol. 26, 297-323
- 14) Hill Kulu(2005), Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined, European Journal of Population, Vol. 21, 51-87
- 15) Ben Wilson(2020), Understanding How Immigrant Fertility Differentials Vary over the Reproductive Life Course, Vol.36, 465-498

(Received July 1, 2020)  
(Accepted November 1, 2020)

## URBANIZATION AND TOTAL FERTILITY RATE: REVIEW AND PRELIMINARY ANALYSIS

Shunzo KYUJI and Yasunori MUROMACHI

In this study, we first reviewed preceding studies on the relationship between urbanization and total fertility rate. In previous studies on international migration, there are many adaptation hypotheses that approach the birth rate tendency of the destination when the birth rate after migration is lower than that before migration, and socialization hypothesis that is influenced by the birth rate tendency before migration. It has been shown that the longer the period of stay, the less the influence of the socialization hypothesis and the stronger the influence of the adaptation hypothesis. By conducting a web survey on an individual level related to marriage and birth, we also obtained a living place biography, and analyzed it by associating it with data representing the characteristics of the place. The results of the analysis using the hazard model suggested the possibility of influence of local characteristics in the place of birth on the marriage and the birth of the first child. Moreover, the density of childcare facilities for the second child was found consistently positive.