

人口集中が少子化に与える因果関係の推定

倉内 萌乃香¹・瀬木 俊輔²

¹学生会員 神戸大学 大学院工学研究科市民工学専攻 (〒657-0013 神戸市灘区六甲台町 1)

E-mail: 227t114t@stu.kobe-u.ac.jp

²正会員 工博 神戸大学准教授 大学院工学研究科市民工学専攻 (〒657-0013 神戸市灘区六甲台町 1)

E-mail: segi@people.kobe-u.ac.jp

現在、日本では少子化や都市部への人口集中が大きな問題となっている。一般に、都市部の合計特殊出生率は地方に比べて低いことが知られており、実際、東京の出生率は日本で最も低い。このことにより、今後都市化が進むことで出生率が低下することを危惧する声もある。しかし、東京の出生率の低さは、子供を産まないからではなく、結婚しないことが大きな原因であると指摘する人もいる。そこで本研究では、結婚率を共変数として考慮し、人口集中が合計特殊出生率に及ぼす因果効果を推定する。さらに本研究では、出生率の低いタイプの人々が人口密度の高い場所を好む可能性、つまり、出生率の低いタイプの人々の割合と人口密度の間に正の相関がある可能性を考慮する。この場合、出生率が低いタイプの人々の割合を共変数として含めずに回帰分析を行った場合に生じる欠落変数バイアスの影響を排除するために、固定効果モデルを用いている。その結果、婚姻率や省略された変数のバイアスを考慮しても、人口集中は出生率を低下させることが示された。

Key Words: *fertility decline, population density, marriage rate*

1. はじめに

現在、少子化と都市部への人口集中が日本の大きな課題となっている。一般的には合計特殊出生率は地方部に比べ都市部で低いことが知られており、実際に東京都の出生率は全国で最も低くなっている。また、都市部への人口集中に関しては、戦後三大都市圏でほとんどの期間において転入超過となっていて、この傾向は今後も続くことが予測されている。これらのことから、今後都市化が加速することで出生率の低下をもたらすのではないかと危惧する声が挙げられている。平成 26 年の日本創生会議による「ストップ少子化・地方元気戦略」¹⁾では、出生率を上げるためには地方から若者が大都市へ流出する「人の流れ」を変えることが重要だと結論付けられている。特に東京一極集中が少子化に拍車をかけたと述べられており、これらの結論は人口密度が高いほど出生率が低いという相関関係から示されたものである。また、加藤 (2017)²⁾は 2005 年と 2010 年のデータから、人口密度が高まった市町村ほど合計特殊出生率が低下していることを推測した。その他にも人口密度と出生率の関係を検証した研究はいくつか行われている。

しかしながら、上に述べた提言を批判的に検証した研究も少なくない。中川 (2015)³⁾は東京の出生率の低さは「子供を産まない」のではなく、「結婚しない」ことが大きく影響していることを示した。その上で東京を効率的な結婚市場と捉え、東京都は未婚者を引き付け、カップルとして周辺県へ送り出す機能を果たしていると考察した。

以上の背景を踏まえ、本研究では人口密度が合計特殊出生率に与える因果関係を検証することを目的とする。人口密度と出生率もつ負の相関関係を示した研究はいくつか挙げられるが、これは必ずしも人口密度が出生率に影響を与えているとは言い切れない。観測不能な共変数による欠落変数バイアスが生じている可能性を考慮しなければならない。例えば、子供を欲しいと思わない女性はより良い仕事を求め雇用の機会が多い都市部を選ぶ傾向があるとしよう。これは出生率が低いタイプの人々が、人口密度が高い場所を好んでおり、出生率の低いタイプの人々の割合と人口密度の間に正の相関が存在することを意味する。この時、出生率の低いタイプの人々の割合を共変数に含めずに回帰分析を行うと欠落変数バイアスが生じて、人口密度と出生率の間に負の相関関係が検出され

る。本研究ではこのような欠落変数バイアスの影響を排除するために、固定効果モデルを用いる。これによって、時間による変動の無い共変量の影響を除いた分析が可能となる。

また、中川(2015)³⁾が指摘するように、東京の出生率の低さは東京の未婚率の高さを反映しているだけである可能性がある。そこで、本研究では婚姻率を共変量として考慮したうえで人口集中が合計特殊出生率に与える因果関係を推定したいと考えた。具体的には、各市町村の合計特殊出生率を被説明変数、対数をとった人口密度と女性の有配偶者率を説明変数としたモデルを用いる。

2. 既往研究のレビュー

(1) 出生率と人口密度に関する先行研究

出生率と人口密度の関係を検証した先行研究として加藤(2017)²⁾、Lutz et. al. (2006)⁴⁾、Zhen et. al. (2012)⁵⁾が挙げられる。

加藤(2017)²⁾は、まず 2010 年の各市町村のデータを用いて人口が高い市町村ほど合計特殊出生率が低いことを示した。一地点のデータでは因果関係を検証できないため、次に各市町村の 2005 年・2010 年時点のデータを用いて人口密度が合計特殊出生率に及ぼす影響を推定した。その結果として、人口密度が高まった市町村ほど合計特殊出生率が低下したことを推測し、人口密度は出生率を引き下げる方向で働いていることを示した。この研究では、残された課題の一つとして、本当に人口密度が出生率の有力な説明変数であるかはより長い期間を含むデータセットを用いることが必要だと述べられている。

Lutz et. al. (2006)⁴⁾は多くの動物において密度が出生率低下の重要な決定変数になっていることを述べ、人間の出生率も人口密度に依存することを検証した。この研究では 1995 年・2000 年の各国の出生率と人口密度のデータを用いており、地域間によって差はあるものの人口密度と出生率の間に一貫した負の関係があることを示した。さらにこの研究では個人の理想的な子供の数に関するデータを用いることで、人口密度が低い場所で出生の選好が高まることを示唆した。この要因として本文では、人口密度が高い場所で育児コストが増加して出生率の選好が下がるという経済的要因(Becker, 1991⁶⁾; Kaplan & Lancaster, 2000⁷⁾)や、密度が高い場所で生理的ストレスが増大し出生率低下に繋がる心理的要因(Aitken & Baker, 1987⁸⁾)が挙げられている。

Zhen et. al. (2012)⁵⁾は、都市化が過去の中国の出生率にどれほど貢献したかを説明し、将来の出生率にどれほど影響するかを推測した。中国でも日本と同様に出生率

は低下しており、都市部の方が農村部よりも出生率が低い傾向にある。近年は、出生率はやや回復したものの、都市部の農村部の差は縮まっていない。しかし、中国では政府が一人っ子政策を行い、意図的に出生率低下に介入した背景がある。この研究では、出生率の低下には政府の介入と都市化の両方の影響がある中で都市化の影響がどれほどかを推定した。まず過去の出生率に関しては主に農村部の出生率低下が全体の出生率低下を占めており、主に一人っ子政策が原因だと示された。しかしながら、近年(1982 年から 2008 年)に限ると都市化が出生率を下げる原因となっていることが示された。将来の出生率予測に関しては、都市化が進めば進むほど出生率が下がることが推定されている。

(2) 婚姻率に着目した先行研究

中川(2015)³⁾は東京一極集中が日本の出生率を引き下げているという仮説を批判的に検証している。東京都の未婚率が他の地域に比べ非常に高くなっていることに着目し、東京都の出生率が低いことを「子供を産まない」のではなく「結婚しない」ことが原因だと述べた。さらに、東京都とその他地域の移動世帯のデータから、東京都が 1 人世帯を多く受け入れ、2 人以上世帯を多く送り出していることを明らかにした。これは多くの未婚者が結婚相手を見つけるために大都市に転入し、出会ったカップルが結婚すると、出産のために周辺の県へ転出することを示唆している。この研究では、東京が効率的な結婚市場としての機能を果たしていることを示し、東京都への人口集中が日本全体の出生率の低下に招来しているとする議論は限定的にとらえるべきだと主張した。

(3) 居住地選択に関する先行研究

居住地選択と出生の選好に関する既往研究として溝上ら(2013)⁹⁾と由井ら(2007)¹⁰⁾が挙げられる。

溝上ら(2013)⁹⁾は熊本市で「まちなか居住環境に関する意識調査」を通して、まちなか居住志向をもった郊外居住者の特性を明らかにした。これは、まちなか居住促進のための居住環境整備施策を提案することを目的としている。世帯構成については、郊外志向は夫婦世帯や夫婦と子供世帯が多くを占めているのに対して、まちなか志向の世帯主年齢は 30 歳までの世代の割合が多く高齢世帯はほとんどいない。また、郊外志向の単身世帯の割合が約 5%であるのに対して、まちなか志向の単身世帯の割合は 30%にのぼっている。さらに、郊外志向者は永住目的で積極的に郊外を選択しているのに対し、まちなか志向者は一時的に郊外に住まいを構えていると推測されている。

由井ら(2007)¹⁰⁾は、女性世帯をシングル女性世帯・子どものいない共働き世帯・子どものいる共働き世帯に分けて、それぞれの居住地選択で重視される項目のアンケー

トを行うことにより働く女性の居住地選択を考察した。結果としては、シングル女性と子どものいない共働き世帯は駅への近さや価格・家賃、職場の近さを重視しているのに対して、子どものいる共働き世帯は価格・家賃や住宅の広さ・間取り、駅への近さに加えて親元への近さを重視していることが述べられている。また、この研究では女性の社会進出とも関連する晩婚化・非婚化の動きによって都心居住の需要が高まっていることも示唆されている。

3. モデルの説明とデータの整理

(1) モデルについて

本研究では、研究対象地域を日本全国の各市町村、研究対象期間を 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年とする。市町村の区分は現在のものに合わせ、合併前の市町村に関しては合併後の市町村に直して計算している。合計特殊出生率を被説明変数、人口密度と女性の有配偶者率を説明変数として以下のようなモデルを仮定した。

$$Y_{it} = ax_{1it} + bx_{2it} + cz_i + d + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y は合計特殊出生率、 x_1 は人口密度を対数に変換したもの、 x_2 は女性の有配偶者率の指標、 z は出生率が高いタイプの人の割合、 ε は誤差項となっている。また、 i は各市町村を区別する添え字、 t は時間を区別する添え字となっている。 a, b, c, d は定数である。 z は本来は時間変化するものであるが、本研究では時間変化しないものと仮定して、これにより式(1)を固定効果モデルにより推定することが可能となる。

(2) 変数の説明

a) Y (合計特殊出生率) の算出方法

本研究では、独自に計算した合計特殊出生率を用いている。人口動態統計^{11)~14)}のデータは人口が少ない市町村のデータの不安定性を緩和するためにベイズ推定を用いている。これは市町村の合計特殊出生率とその市町村が属する都道府県の合計特殊出生率の値に近づくような加工を行うものなので、今回の分析に用いるのは不適切である。そこで今回は市町村の実態に近いデータを扱うために各市町村の出生数と女性人口、各都道府県の年齢階層別の合計特殊出生率のデータを用いて、合計特殊出生率を計算した。出生率・出生数に関するデータは人口動態調査^{11)~14)}のものを用い、女性人口に関するデータは国勢調査^{15)~18)}のものである。2000 年・2005 年・2010 年・2015 年の 4 時点のデータを収集した。

$$Y_{it} = \frac{B_{it}^c}{\sum_{m=1}^7 R_{(10+5m)it}^p P_{(10+5m)it}^c} R_{it}^p \quad (2)$$

- Y_{it} : 市町村の合計特殊出生率
- R_{it}^p : 市町村の属する都道府県の合計特殊出生率
- B_{it}^c : 市町村別の出生数
- $R_{(10+5m)it}^p$: 当該市町村の属する都道府県の(10 + 5m)歳から(14 + 5m)歳の出生率 (1 ≤ m ≤ 7)
- $P_{(10+5m)it}^c$: (10 + 5m)歳から(14 + 5m)歳の市町村の女性人口 (1 ≤ m ≤ 7)

仮に市町村の年齢階層別の出生率と、その市町村の属する都道府県の年齢階層別の出生率の比が全ての階層について等しければ、(2)式から計算される合計特殊出生率は正確な値となる。表 1 に例を挙げる。A 県は B 市が属する都道府県であり、 α は正の実数である。

表 1 年齢階層別出生率の例

	A 県	B 市
15~19 歳の出生率	1.0	1.0 α
20~24 歳の出生率	1.5	1.5 α
...
40~44 歳の出生率	0.5	0.5 α
45~49 歳の出生率	0.25	0.25 α

b) x_1 (人口密度) の算出方法

人口密度に関しては人口を可住地面積で除している。人口データは国勢調査^{15)~18)}のものを用い 2000 年・2005 年・2010 年・2015 年の 4 時点でのデータを収集した。可住地面積に関しては 2000 年から 2015 年において大きな変化はないと仮定して、統計でみる市町村のすがた 2017¹⁹⁾ の 2015 年時点でのデータを用いている。

$$x_{1it} = \ln \left(\frac{M_{it}^c}{H_i^c} \right) \quad (3)$$

- x_{1it} : 市町村別人口密度
- M_{it}^c : 市町村別人口
- H_i^c : 市町村別可住地面積

c) x_2 (女性の有配偶者率の指標) の算出方法

女性の有配偶者率の指標の計算では、出生率で重みづけをした市町村別の女性人口と配偶者有の女性人口を用いる。具体的には(7)式を(5)・(6)式に代入したのちに、(5)・(6)式を(4)式に代入して算出する。重み付き女性人口の定義式が変わることを防ぐため、2000 年・2005 年・2010 年・2015 年で同一の重みを用いた(式 7)。

$$x_{2it} = \frac{W_{it}^{bc}}{W_{it}^{ac}} \quad (4)$$

$$W_{it}^{ac} = \sum_{m=1}^7 R_{(10+5m)}^j P_{(10+5m)it}^c \quad (5)$$

$$W_{it}^{bc} = \sum_{m=1}^7 R_{(10+5m)}^j Q_{(10+5m)it}^c \quad (6)$$

$$R_{(10+5m)}^j = \frac{\sum_{t=1}^4 B_{(10+5m)(1995+5t)}^j}{\sum_{t=1}^4 P_{(10+5m)(1995+5t)}^j} \quad (1 \leq m \leq 7) \quad (7)$$

x_{2it} : 女性の有配偶者率の指標

W_{it}^{ac} : 市町村別の重み付き女性人口

W_{it}^{bc} : 市町村別の重み付き有配偶者女性人口

$R_{(10+5m)}^j$: 全国の(10 + 5m)歳から(14 + 5m)歳の

出生率 (1 ≤ m ≤ 7)

$P_{(10+5m)it}^c$: (10 + 5m)歳から(14 + 5m)歳の市町村の女性人口 (1 ≤ m ≤ 7)

$Q_{(10+5m)it}^c$: (10 + 5m)歳から(14 + 5m)歳の市町村の有配偶者女性人口 (1 ≤ m ≤ 7)

$B_{(10+5m)(1995+5t)}^j$: 全国の(10 + 5m)歳から(14 + 5m)歳の(1995 + 5t)年の出生数

$P_{(10+5m)(1995+5t)}^j$: 全国の(10 + 5m)歳から(14 + 5m)歳の(1995 + 5t)年の女性人口

(3) パネルデータの整理

上で算出したデータを用いてパネルデータを作成する。全国の1741市町村のうち、データの欠損がみられた9つの市町村を除き、1732の市町村データを用いた。データ欠損がみられた主な要因としては、2011年の原子力発電事故に伴い福島県の一部で避難指示が出たことで2015年の女性人口が著しく小さい値となり、出生率が正しく計算出来なかったことが挙げられる。1732市町村に対してそれぞれ2000年、2005年、2010年、2015年のデータを使用した。

表2にパネルデータの一部を示す。

y, x_1, x_2 はそれぞれ上で導出した合計特殊出生率、人口密度を対数に変換したもの、女性の有配偶者率の指標を表している。 i は市町村を区別する数字であり、表2のなかでは、1: 北海道札幌市, 2: 北海道函館市, 3: 北海道小樽市, …, 1732: 沖縄県与那国町となっている。 t は時間を区別する数字となっており、1が2000年、2が2005年、3が2010年、4が2015年を意味している。

表2 検証に用いたパネルデータ

i	t	y	x_1	x_2
1	1	1.074165	8.328055	0.455416
1	2	0.988983	8.359649	0.417824
1	3	1.110884	8.376876	0.420891
1	4	1.210062	8.396955	0.442302
2	1	1.147098	7.773858	0.460394
2	2	1.098866	7.737004	0.435877
2	3	1.219317	7.684194	0.440876
2	4	1.278753	7.635944	0.460206
3	1	1.066238	7.537315	0.424428
3	2	0.957059	7.47907	0.405663
3	3	1.172186	7.404367	0.424428
3	4	1.205949	7.325508	0.424095
...
1732	1	2.227036	5.023405	0.545864
1732	2	1.793815	4.992701	0.511406
1732	3	2.483937	4.912148	0.533466
1732	4	1.450485	5.018534	0.558044

4. パネルデータを用いた検証

本章では、人口密度が合計特殊出生率に影響を与えているかを検証する。

本章では、第3章で整理したパネルデータを用いて分析を行う。その中でもPooled OLS(集計最小二乗法)・変量効果モデル(ランダム効果モデル)・固定効果モデルの3つの手法を用いる。それぞれについて以下に述べる。

(1) Pooled OLS(集計最小二乗法)を用いた検証

a) Pooled OLSについて

Pooled OLSとは、パネルデータにおいて固有効果がないという仮定の下でOLS(最小二乗法)を用いた推定法である。この推定法では、(1)式の z_i がすべての i について等しいと仮定している。これは、出生率が高いタイプの人の割合がすべての市町村について等しいと仮定することを意味している。

b) Pooled OLSの検証結果

Pooled OLSにより推定したパラメータの推定結果を表7に示す。 x_1 において有意水準0.1%で帰無仮説が棄却され、有意に負となる結果となった。 x_2 については有意水準0.1%で帰無仮説が棄却され、有意に正となる結果となった。

表 7 Pooled OLS の推定結果

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Intercept	0.0230811	0.0370273	0.6234	0.5331
x_1	-0.0102892	0.0025941	-3.9664	7.371e-05
x_2	2.9139376	0.0538841	54.0779	<2.2e-16

c) Pooled OLS による検証の考察

表 7 の結果より、女性の婚姻率を共変量として考慮したうでも人口密度が合計特殊出生率に負の影響を及ぼしていることがわかる。これにより、人口密度が高くなることは合計特殊出生率の低下を引き起こすことが示唆された。具体的には、人口密度(x_1)は対数をとっているため、人口密度が 1%上昇することで合計特殊出生率は 0.0102892 だけ下がることが推定された。しかしながらこの検証方法の課題として、出生率が高いタイプの人の割合がすべての市町村で等しいとしていることが挙げられる。

(2) ランダム効果モデル(変量効果モデル)を用いた検証

a) ランダム効果モデルについて

ランダム効果モデルの概要や推定方法については、山本(2015)²⁰を参照している。

ランダム効果モデルでは、時間を通して変化しない固有効果を考慮して推定することが可能になる。本研究では、出生率が高いタイプの人の割合が市町村ごとに異なることを考慮することが出来る。

まず、ランダム効果モデルを適用するために下の(8)式のように F_i を定義し、(1)式を(9)式のように書き換える。ここで、 F_i を固有効果と呼ぶ。ランダム効果モデルでは、固有効果が説明変数と独立である(相関がない)ことを仮定して推定を行っている。本研究においては、出生率が高いタイプの人の割合と人口密度に相関がないと仮定している。

$$F_i = cz_i + d \quad (8)$$

$$Y_{it} = ax_{1it} + bx_{2it} + F_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

b) ランダム効果モデルのメリット

ランダム効果モデルで推定を行うメリットとして、固有効果を考慮できることが挙げられる。Pooled OLS を用いた推定では、すべての市町村において出生率が高いタイプの人の割合が等しいと仮定したが、ランダム効果モデルでは各市町村で異なることを考慮しているため、より実態に近い検証が出来る。

c) ランダム効果モデルの検証結果

ランダム効果モデルにより推定したパラメータの結果を表 8 に示す。 x_1 において有意水準 0.1%で帰無仮説が棄却され、有意に負となる結果となった。 x_2 については有意水準 0.1%で帰無仮説が棄却され、有意に正となる結果となった。

表 7 Pooled OLS の推定結果

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
Intercept	0.0602016	0.0441554	1.3634	0.1727559
x_1	-0.0115702	0.0034305	-3.3727	0.0007444
x_2	2.8588647	0.0628385	45.4955	<2.2e-16

d) ランダム効果モデルによる検証の考察

表 8 の結果より、固有効果を考慮したうでも人口密度が合計特殊出生率に負の影響を及ぼしていることがわかる。具体的には、人口密度が 1%上昇するごとに合計特殊出生率は 0.0115702 下がることが推定された。この検証方法の課題としては、出生率が高いタイプの人の割合と人口密度がもつかもしい関係が無視してしまっていることが挙げられる。

(3) 固定効果モデルを用いた検証

a) 固定効果モデルについて

固定効果モデルの概要や推定方法については、山本(2015)²⁰を参照している。

固定効果モデルも上に述べた変量効果モデルと同様に、時間を通して変化しない固有効果を考慮して推定することが可能である。変量効果モデルとの違いとしては、固定効果モデルでは固有効果と説明変数に相関があることを想定していることが挙げられる。

b) 固定効果モデルのメリット

固定効果モデルで推定を行うメリットとして、欠落変数バイアスが生じにくいことが挙げられる。欠落変数バイアスとは、被説明変数の説明変数として本来含めるべきものが欠落している、かつ、その欠落変数がほかの説明変数と相関している場合に推定パラメータに一致性が得られないことを指す。固定効果モデルでは、時間を通して変化しない要因はすべて固有効果 F_i として除去されるため、欠落変数バイアスが生じにくい。

本研究では、出生率が高いタイプの人の割合を欠落変数とみなす。出生率が高いタイプの人の割合(子供が欲しいと思う人の割合)は出生率に影響を与えるが、各市町村の出生率が高いタイプの人の割合を観測することは出来ない。また、子供が欲しいと思わない女性はより良い仕事を求め雇用の機会が多い都市部を選ぶ傾向があると考えると、出生率が高いタイプの人の割合と人口密度

に負の相関があることがいえる。ここで出生率が高いタイプの人の割合を、時間を通じて変化しないと仮定することにより、固有効果を除去することが出来る。

c) 固定効果モデルの検証結果

固定効果モデルにより推定したパラメータの推定結果を表9示す。 x_1 において有意水準5%で帰無仮説が棄却され、有意に負となる結果となった。 x_2 においては有意水準0.1%で帰無仮説が棄却され、有意に正となる結果となった。

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
x_1	-0.072846	0.034973	-2.0829	0.03731
x_2	2.779079	0.108754	25.5539	<2e-16

d) 固定効果モデルによる検証の考察

表9より、女性の有配偶者率による影響と、出生率が高いタイプの人の割合 z_i が市町村ごとに異なることを考慮したうえで、人口密度は合計特殊出生率に負の影響を与えることが示された。具体的には、人口密度(x_1)は対数をとっているため、人口密度が1%上昇するごとに合計特殊出生率は 0.072846 下がるのが推定された。この検証方法の課題としては、出生率が高いタイプの人の割合の時間変化が考慮されていないことが挙げられる。

(4) Pooled OLSと固定効果モデルの比較

Pooled OLS と固定効果モデルのどちらを用いることが適切かを検定する方法として F 検定を用いる。F 検定とは、固有効果がすべてゼロであるという帰無仮説を検定するためのものである。検定した結果、統計量の F 値は 2.5008、p 値は 2.2e-16 よりも小さい値となり、Pooled OLS が棄却された。

(5) 変量効果モデルと固定効果モデルの比較

ランダム効果モデルと固定効果モデルのどちらを用いることが適切かを検定する方法としてハウスマン検定を用いる。ハウスマン検定とは、固有効果と説明変数に相関がないという帰無仮説を検定するものである。検定の結果、統計量のカイ二乗値は 7.8168、p 値は 0.02007 となり、ランダム効果モデルが棄却された。この結果は、人口密度と出生率が低いタイプの人の割合に相関があることを示している。

5. おわりに

(1) 結論

本研究では、婚姻率を共変量として考慮し、出生率が高いタイプの人の割合を固有効果として考慮することで、

人口集中が合計特殊出生率に与える因果関係を推定した。その結果、各市町村の婚姻率を考慮したうえで人口密度の上昇が合計特殊出生率に負の影響をもたらすことが示された。近年日本では東京をはじめとする都市部への人口集中が進んでいるが、これは都市部での出生率の低下をさらに加速させることが想定される。今後日本の少子化問題を解決するうえで、地方のインフラ開発や企業誘致を進め、地方への人口移動を目指すことが有効であると考えられる。

(2) 今後の課題

今回は出生率が高いタイプの人の割合を時間変化しないものと仮定して、固定効果モデルを用いた分析を行った。しかしながら、女性の社会進出や高学歴が進むにしたがって、出生率が高いタイプの人の割合は変化している可能性がある。また、本研究の対象期間に東日本大震災が起こったが、これも被災地域の出産意欲に影響を与えているかもしれない。時間によって変化する要因がもたらす逆の因果関係に対処する手法として、操作変数法が挙げられる。今後は操作変数法と固定効果モデルを組み合わせることでさらに精度の高い結果が得られるのではないかと考える。また、本研究は簡易なモデルを仮定したが、説明変数を増やすことでどのようなメカニズムで人口密度の高さが出生率の低さに影響しているのかを今後推定していきたい。説明変数としては、子育てコストや地価、インフラ整備の指標などを考えている。

参考文献

- 1) 日本創生会議・人口減少問題検討分科会 (2014) 「ストップ少子化・地方元気戦略」、2014年5月8日、https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/future/0718/shiryu_07.pdf
- 2) 加藤 久和：市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 3, 6-23, 2017.
- 3) 中川 雅之：結婚市場としての東京:少子化対策としての地域政策(特集 明日の地方創生を考える), 土地総合研究 23.3, 59-71, 2015.
- 4) Lutz, W., Testa, M.R., & Penn, D.J.: Population Density is a Key Factor in Declining Human Fertility, *Popul Environ* 28, 69-81, 2006
- 5) Guo, Z., Wu, Z., Schimmele, C. M., & Li, S.: The effect of urbanization on China's fertility, *Population Research and Policy Review* 31.3, 417-434, 2012.
- 6) Becker, G. S.: A treatise on the family. Cambridge, MA: Harvard University Press., 1991
- 7) Kaplan, H. S., & Lancaster, J. B. (2000). The evolutionary economics and psychology of the demographic transition to low fertility. In *Adaptation and human behavior* (pp. 283-322), Routledge, 2000

- 8) Aitken, R. J., & Baker, M. A. Oxidative stress and male reproductive biology. *Reproduction, Fertility and Development*, 16(5), 581–588, 1987
- 9) 溝上 章志, 藤見俊夫, 内添啓太: まちなか居住促進のための選好セグメントの分離とその特性分析, 土木学会論文集 D3(土木計画学)692, 121-134, 2013
- 10) 由井 義通, 若林 芳樹, 中澤 高志, 神谷浩夫, 働く女性の居住地選択と都市空間, *E-journal GEO* 2.3, 139-152, 2007
- 11) 平成 12 年人口動態調査, 確定数
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei00/index.html>
閲覧日:2021 年 10 月 15 日
- 12) 平成 17 年人口動態調査, 確定数
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei05/index.html>
閲覧日:2021 年 10 月 15 日
- 13) 平成 22 年人口動態調査, 確定数
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei10/index.html>,
閲覧日:2021 年 10 月 15 日
- 14) 平成 27 年人口動態調査, 確定数
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei15/index.html>,
閲覧日:2021 年 10 月 15 日
- 15) 平成 12 年国勢調査結果, 総務省統計局
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200521&tstat=00000030001>
閲覧日:2021 年 10 月 15 日
- 16) 平成 17 年国勢調査結果, 総務省統計局
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200521&tstat=000001007251>
閲覧日:2021 年 10 月 15 日
- 17) 平成 22 年国勢調査結果, 総務省統計局
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200521&tstat=000001039448>
閲覧日:2021 年 10 月 15 日
- 18) 平成 22 年国勢調査結果, 総務省統計局
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200521&tstat=000001080615>
閲覧日:2021 年 10 月 15 日
- 19) 統計でみる市町村のすがた 2017, 総務省統計局
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datatable&toukei=00200502&tstat=000001102475&cycle=0&tclass1val=0>
閲覧日:2021 年 11 月 20 日
- 20) 山本 勲: 実証分析のための計量経済学 正しい手法と結果の読み方, 中央経済社, pp180-193, 2015

Examining the causal effect of population concentration on fertility decline

Honoka KURAUCHI, Shunsuke SEGI

Currently, the declining birth rate and the concentration of population in urban areas have become major issues in Japan. It is generally known that the total fertility rate is lower in urban areas than in rural areas, and in fact, the fertility rate in Tokyo is the lowest in Japan. This has led some people to fear that the accelerated urbanization in the future will lead to a decline in the fertility rate. However, some people suggest that the low fertility rate in Tokyo is not due to the fact that people do not have children, but that it is largely due to the fact that people do not get married. In this study, we estimate the causal effect of population concentration on the total fertility rate by considering the marriage rate as a covariate. Furthermore, this study considers the possibility that people with low fertility type prefer places with high population density and that there is a positive correlation between the proportion of people with low fertility type and population density. In this case, a fixed-effects model is used to eliminate the effect of the omitted variable bias that would occur if the regression analysis were conducted without including the proportion of people with low fertility as a covariate. The results of this study showed that even after accounting for marriage rates and omitted variable bias, population concentration reduces fertility.