

特集Ⅱ：第8回人口移動調査の結果から（その3）

2 地域モデルを用いた大都市圏出生者割合の分析

清水昌人・小池司朗

本研究では2地域人口モデルにより人口移動と出生の変化が大都市圏生まれの割合の推移に与える影響を検討した。モデルでは第8回人口移動調査のデータに基づいて出生地別・居住地別の流出率と子ども女性比を14通りに設定し、大都市圏出生者の人口と彼らが大都市圏居住者に占める割合を50年後まで計算した。その結果、以下の点が明らかになった。第一に、流出率と子ども女性比の実績値（一部は補正值）を一定として計算すると、大都市圏出生者の割合は一定期間後に上昇に転じた。第二に、当該割合を下げる方向に率や比の初期値を変えて固定した場合でも、割合はいずれ上昇した。第三に、割合を下げる方向に率や比を継続的に変化させると、割合は早くから低下傾向を示した。第四に、多くのケースでは流出率よりも子ども女性比の設定のほうが大都市圏出生者割合の変化に影響していたが、なかには子ども女性比の効果がほとんど見られない場合もあった。

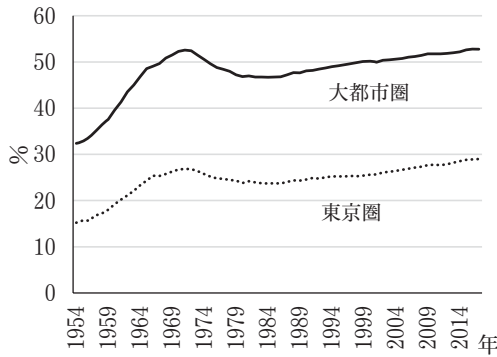
キーワード：大都市圏生まれ，2地域モデル，流出率，子ども女性比

I. 導入

地域人口の既存研究においては、大都市圏生まれの人口の規模や割合は、日本の地域人口の変動を直接的・間接的に規定する要素の一つと考えられている。例えば、大江(1995)は東京圏の人口変動を分析するなかで、高度経済成長期などにおける人々の流入と再生産行動が彼らの子世代における東京圏出生者を増加させ、人口の地域分布の変化に寄与したことを明らかにした(黒田(1976)も参照)。また、中澤(2010 p.25)は国勢調査データを分析し、団塊ジュニアは団塊の世代などに比べ東京圏居住割合が幼少時より上昇していること、彼らは親世代の郊外化を反映して東京圏の郊外地に多く住み、都市の人口分布構造に影響を与えたことなどを示した。周知のように、日本では出生地の統計が限られているため、大都市圏生まれの人口やその分布などを扱った研究例は多くない。しかし、「東京一極集中」など、人口分布に関連した問題が依然として高い関心を集めていることを踏まえると、地域人口の研究においては今後もこうした出生集団の動きに注目していく必要がある。

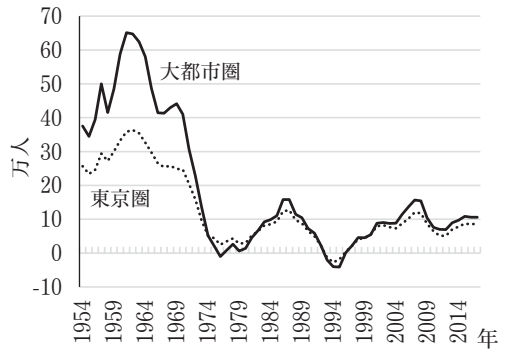
一方、こうした大都市圏出生者の人口研究においては、以前から地域分布の状態やその影響が検討されてきたことは確かだが、例えばより根本的な、彼らの人口規模や割合がどのような人口学的メカニズムにより決まるのかといった問題については、これまでほとんど明らかになっていない。上でも触れたが、従来の研究では大都市圏出生人口の規模・割合を規定する要素として、流入者の多さや彼らによる人口の再生産行動が想定されてきた

図1 大都市圏および東京圏における出生者数の割合



資料：人口動態調査

図2 大都市圏および東京圏における流入超過数



資料：住民基本台帳人口移動報告，人口統計資料集

(例えば大江 1995 pp.7-9, 井上 2002 p.63, 井上 2016 p.119). しかし人口移動の影響については、大都市圏での出生割合の変化が年齢総数の純移動数の変化とあまり対応していないことから分かる通り(図1, 2参照), いまだに不明な点が多い. また, 地域別出生の分析では通常, 当該地域の出生水準やその地域差が問題になるが, 従来の分析ではそうした点もあまり注目されてこなかった. 一般に地域の出生規模の決定過程は, 移動と出生が相互に規定関係にあるため, かなり複雑とされている(小池(2014)参照). また, 地域全体の出生率は親の出生地の構成などに影響されるが(つまり流入者と地元生まれでは出生率が同じとは限らない), 親の出生地の構成は祖父母世代の移動経験に影響されているため, 出生規模の決定の過程自体も多世代にわたる. それゆえ, 大都市圏出生者の規模や割合の変動メカニズムをより深く理解するためには, 移動と出生の状態を把握することはもちろん, 両者の相互作用を長期的に観察することが求められる. また, そうした観察を行う際には地域別の統計が比較的限られていることから, 既存統計の検討だけでなく, 何らかのモデルを使った分析なども必要になる.

本研究では, 移動と出生が大都市圏での出生者割合を変化させる過程を捉えるため, 大都市圏/非大都市圏の2区分に基づく比較的簡易な2地域人口変動モデルを作成し, 複数の条件下における当該割合の推移を観察する. 具体的には, 大都市圏居住者に占める大都市圏生まれの割合(以下, 「大都市圏出生者割合」と略す)に着目し, 近年上昇を続けているこの割合が移動率と出生率を変化させた場合にどう変化するか, どのような条件が揃えばこの上昇傾向は止まるのか, といった問題を検討する. また, こうした結果をもとに移動率と出生率と与える影響の相違点や両者の相互関係などについても考察を加える. 以下では, 基本的なデータとして利用する「第8回人口移動調査」の内容に触れたあと, モデルの基本的な構成や本稿で用いる仮定設定などを説明する. 次に, 計14パターンの仮定値による計算結果を観察し, 人口移動と出生が大都市圏出生者割合の変化に与える影響を検証する.

II. 人口変動モデルの作成

1. 基礎データ

今回の分析では、人口モデルから得られる値が過度に非現実的にならないようにするため、モデルに投入する基礎的な値に実績の値を用いることにした。具体的には、モデルで使う年齢別人口、出生率、および移動率の初期値は「第8回人口移動調査」の集計結果から、また生残率は厚生労働省の都道府県別生命表（平成22, 27年）から得ることにした。前者の「第8回人口移動調査」について簡単に触れると、この調査は国立社会保障・人口問題研究所が2016年に行った配票自計式の全国サンプル調査であり、計48,477世帯の各世帯員からこれまでの居住地や移動経験などのデータが集められている（ただし、熊本地震の影響で調査時に熊本県と由布市に住んでいた人は調査されなかった¹⁾。今回は、そうしたデータのなかから、各個人の i) 出生地（生まれたときの親の常住地）、ii) 現住地（調査時点の居住地）、iii) 調査の5年前の居住地、iv) 世帯主の子ども（別居子を含む）の出生地と現住地のデータを取り上げ、年齢別・居住地域別の移動率と子ども女性比を計算した。ただし、今回の分析では男性の地域別移動のデータと他の移動統計（総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」）との間にやや乖離が見られたため、本稿では女性の分析結果のみを示している。

2. モデルの構成

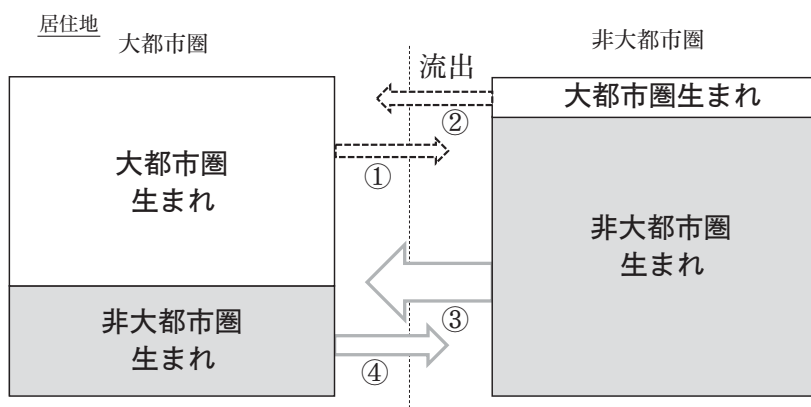
(1) 概要

本稿で用いる2地域人口変動モデル（以下、2地域モデル）とは、2つの地域の人口が（主として地域間移動を通して）互いに影響を与えながら変化していくというモデルであり、地域人口の変動モデルとしては比較的単純な部類に属する（Rogers 1990参照）。ここでは上述したデータからある程度細かい値が入手できたため、年齢別の流出率と生残率、および子ども女性比を使ったごく簡単な2地域モデルを採用した。ただし、本稿の目的は出生地別の人口割合の観察なので、今回の分析では2地域の人口を単に居住地だけではなく出生地別にも分け、それぞれの人口集団の規模が時間とともに変化していくモデルを使うことにした。図3にモデルの簡単なイメージを示した。ここでは、ある年齢層の出生地・居住地集団別の人口とそれらの流出のみを図示しているが、実際のモデルでは年齢別（5歳別、5-9歳～70歳以上）の流出率と生残率、および子ども女性比を設定して次期の各集団の人口を計算する。また、観察対象である大都市圏での出生者の割合（大都市圏居住者に占める割合）は、図のような4集団のうち大都市圏に居住する2集団（大都市圏生まれ、非大都市圏生まれ）の人口を使って計算している。

以下では、地域区分や率、シナリオなど、モデルで使う具体的な設定について述べる。

1) 調査の詳細は国立社会保障・人口問題研究所（2018）を参照されたい。

図3 2地域人口変動モデルにおける流出のパターン



* 各集団による死亡、出生は表示していない。流出の番号(①~④)については本文参照。

(2) 地域区分

地域区分は大都市圏、非大都市圏の2区分とした。大都市圏の範囲は1都2府8県²⁾、非大都市圏はそれ以外の36県とした。この地域区分は、出生地や各時点での居住地など、ここで参照する地域すべてに適用する³⁾。また、これら2地域以外の地域(国外)については今回のモデルでは扱わない。したがって今回の分析は、国内における国内出生者の人口変動に限定したものであることになる。

(3) 移動率、出生率、生残率の基準値

今回のモデルでは、移動率や出生率を変化させた場合に大都市圏出生者の割合がどう変わるかを観察するのだが、率を変化させる際にはまず出発点となる値が必要になる。ここではそうした基準となる値として、上述のとおり調査データと既存統計による実績値を使うことにした。具体的には、それぞれ以下のような値を基準として利用した。まず移動率については、移動調査の出生地、調査の5年前の居住地、調査時点の居住地のデータを参照して、出生地別、5年前の居住地別に過去5年間の年齢別流出率を計算した。図3に即して例をあげると、左上の集団、つまり大都市圏生まれで5年前の居住地が大都市圏だった人々では、5年後(調査時点)に非大都市圏にいた人(矢印)を5年間の流出者として、 $\text{流出率} = \text{流出者} \div \text{人口} (= \text{大都市圏生まれで5年前に大都市圏居住の人})$ とした。また、 $(1 - \text{流出率})$ を残留率(5年前と同一地域にいた率)とした。これらの年齢別流出率と残留率は、出生地別、5年前の居住地別の4集団についてそれぞれ計算されるので、モデルでは移動関連の率として計8つの率が設定される。ただし、これらの率のなかには調査で観測された移動者数が非常に小さい年齢層の率があるため、その場合には前後の年

2) 埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、岐阜県、愛知県、三重県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県。

3) 人口移動調査のデータには、調査時点で熊本県にいた人はデータに含まれないが、熊本県で生まれて調査時点で他地域に住んでいた人は含まれる。

表1 母親と子どもの居住歴の組み合わせ

母親 (15-49歳)			子ども (0-4歳)			
			出生		現在	
出生	5年前	現在	M	N	M	N
M	M	M	○		○	
		N		○		○
M	N	M	○		○	
		N		○		○
N	M	M	○		○	
		N		○		○
N	N	M	○		○	
		N		○		○

資料：第8回人口移動調査

○はデータ上で出現した組み合わせを示す。Mは大都市圏、Nは非大都市圏。

年齢層の率と平均した値を基準値としている⁴⁾。

出生率に関しては、一部の居住経歴別集団で年齢別の観測数が非常に小さくなっているため、居住経歴別の子ども女性比を使うことにした。この計算では、はじめに調査データに基づき表1のような形式で母親の居住経歴別の子ども(0-4歳)の数を集計した。ここでは、母親は続柄が「世帯主」か「世帯主の配偶者」の15-49歳の女性、子どもは続柄が「世帯主の子」(同居子)、および世帯主の別居子の男女(0-4歳)とした。次に、表1の居住経歴別の子どもの数は続柄や不詳回答などの関係から調査データ全体における居住経歴別の0-4歳の人数とは一致しないため、前者が後者に合致するよう一律に補正し、さらにその人数と居住経歴別の女性の人数(15-49歳、上述の母親だけでなく未婚者等もすべて含む)との比を計算して子ども女性比の基準値とした。ただし、今回は女性人口だけを扱うので、子ども女性比から得られる0-4歳人口は性比で調整した。性比には日本の将来人口推計で使われた値(105.2)を用いた(国立社会保障・人口問題研究所 2017)。

最後に、生残率は都道府県別生命表(厚生労働省)の静止人口から計算した。計算にあたっては、まず平成22年と平成27年の女性の静止人口を用いて都道府県別、年齢5歳階級別の生残率を計算したあと、それらの値を各年の都道府県別、年齢別の国勢調査人口(年齢不詳案分済みの基準人口)で重み付けして大都市圏と非大都市圏(熊本県は除く)の年齢別生残率を得た。その後は、2カ年の値を直線補間して移動調査の調査時点と5年前の中間時点の生残率を推定し、この値を地域別生残率の基準値とした。

4) 第8回人口移動調査では調査対象の抽出率が都道府県間で同じではないため、ここでは都道府県別の人口で重み付けした集計結果を用いて計算を行っている。また、今回の集計では流出の年齢別の観測数は全体に少なく、一桁のケースもあるため、ここでの「実績」値は統計学的にはかなり不安定なものとなっている。なお、平均値による補正は、流出率が大きく変わる年齢層の前後で行うのは不適当なため、観測数が少なくても補正しなかった年齢層もある。

(4) 計算の期間

計算の期間は出発点から50年後までとした。また、大都市圏における大都市圏出生者割合の観察は出発点を0期として1期（5年後）から10期（50年後）までの各時点（5年ごと）で行うこととした。

(5) シナリオ

今回の分析では以下のようなシナリオのモデルを検討した（表2）。

第一に、各集団の流出率、子ども女性比、生残率の実績値を固定するモデルを作成した。これは移動率や出生率の変化の効果を見る際の基準となるモデルなので、ここでは基盤モデルと呼ぶ。

第二に、基盤モデルで得られた大都市圏出生者割合を踏まえて、これを低下させるような方向に率・比の初期値を変え、以後一定とするモデルを作成した（率一定モデル）。一般に、大都市圏出生者割合を下げるには大都市圏に住む大都市圏出生者が減るか、大都市圏に住む非大都市圏出生者が増えればよいと考えられる。そこで、まず流出率については1) 大都市圏に住む大都市圏出生者の流出率を上げ、2) 大都市圏に住む非大都市圏出生者の流出率を下げることにした。また、非大都市圏居住者では3) 大都市圏出生者の流出率（＝大都市圏への流入）を下げ、4) 非大都市圏出生者の流出率（＝同）を上げることにした。この4つの設定はここでは同時に行うとともに、率を上昇・低下させる程度は基準値の±5%と±10%の2通りとした。さらに、流出率を操作する年齢は長距離移動の活発な15-39歳に限定し、上下させた率は観察の全期間で一定とした。残留率は、基準値の場合と同様、 $(1 - \text{流出率})$ とし、流出率の設定に合わせて設定し直した。

次に、子ども女性比では大都市圏出生者割合を下げるため、1) 大都市圏出生の子どもの値（表1の左半分）を下げ、2) 非大都市圏出生の子どもの値（表1の右半分）を上げた。上下の幅は流出率と同様、基準値の±5%と±10%とし、全期間で値を固定した。

生残率は大都市圏出生者割合に及ぼす影響が相対的に小さいと考えられるため、今回は基準値のまま全期間一定とした。この生残率の設定は後の2つのモデルでも同様にした。

第三に、率一定モデルの状態から率・比が大都市圏出生者割合をさらに低下させる方向に変わった場合の状況を見るため、率一定モデルの率を1期以降も変化させていくモデルを作成した（率変化モデル）。率・比を変化させる方向は、率一定モデルで基準値から上昇させているケースは上昇方向、低下させている場合は低下方向とした。また、変化させ

表2 各モデルの条件設定

モデル	率の設定	
	初期値（0→1期）	1→2期以降
I 基盤	基準値（実績値）	初期値を固定
II 率一定	基準値の±5%、±10%	初期値を固定
III 率変化	基準値の±5%、±10%	1期前の率の±5%、±10%
IV 率低下	基準値の-5%、-10%	1期前の率の-5%、-10%

る程度は流出率，子ども女性比とも，率一定モデルで±5%とした場合は前の期の値の±5%，±10%の場合は同様に±10%とした．例をあげると，率を5%上昇させる場合には0期→1期の値が率一定モデルで基準値×1.05となっているので，1期→2期は基準値×1.05×1.05とした．さらに2期→3期は基準値×1.05×1.05×1.05とし，続く期間でも順次同じように計算した．

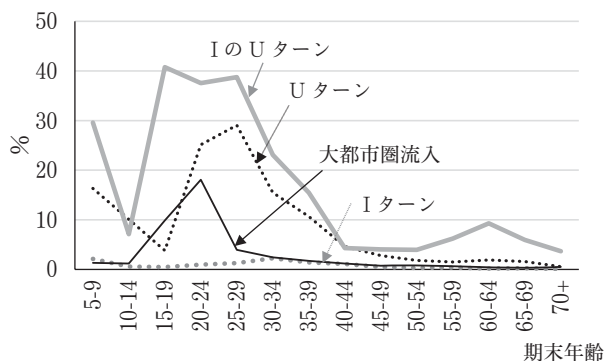
最後に，以上の3つのモデルとは別に全集団の流出率と子ども女性比を順次低下させるモデルを作成した（率低下モデル）．これは，全集団の率・比を一方方向に変えた場合にどうなるかを見るための試みだが，少なくとも現在は出生率が継続的に上昇する状況にはないため，ここでは低下した場合のみを検討することにした．率・比の設定の方法は率変化モデルで率・比を低下させた場合と同じとした．ただし，試験的に-5%のケースを検討したところ変化がそれほど大きくなかったことから，ここでは-10%の計算のみを行った．

III. 結果

1. 年齢別流出率と子ども女性比の実績値

モデル別の計算結果を見る前に，年齢別流出率と子ども女性比の実績値（一部は補正值）を確認する．図4に居住経歴別集団の年齢別流出率を示した．ここでは居住経歴の表記の煩雑さをさけるため，図の4集団の移動に簡易的な呼称を付している．この図によれば，値が全体として最も高いのは「IのUターン」（「Iターン者のUターン」の意，出生時に大都市圏，調査5年前には非大都市圏に住む人々（Iターン者）の再移動）であった．とくに15-29歳（期末時の年齢）の流出率は高く，40%前後に達していた．また，「Uターン」（出生時に非大都市圏，5年前には大都市圏に住む人々の再移動）でも値は高く，20歳代の流出率は25~29%程度だった．一方，その他の集団については，「大都市圏への流

図4 出生地別・居住地別集団の流出率（基盤モデルの初期値）



資料：第8回人口移動調査
 率は期末人口を使い，流出者÷（流出者+残留者）×100で計算．
 一部の値は補正済み．各流出の名称については本文の説明を参照．

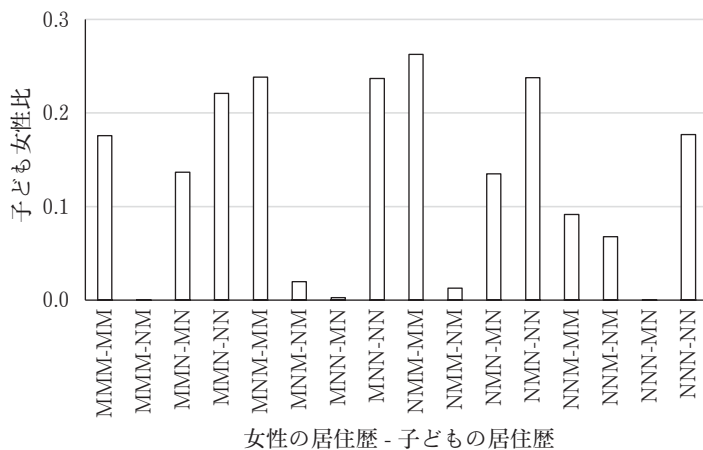
出」(出生は非大都市圏、5年前も非大都市圏に住む集団の流出)で20歳代前半の流出率が比較的高かったが(18%),その他の年齢では全体に値が低かった。また、「Iターン」(出生は大都市圏、5年前も大都市圏に住む集団の流出)では流出率が非常に低く、最も高い30-34歳でも2.2%に留まっていた。

図4の移動率には人口移動研究にとって示唆的な点がいくつかあるが、本稿のテーマとの関連ではとくに人口規模と流出率の間に逆相関がある点が指摘できる。すなわち、4つの移動の間には「IのUターン」と「Uターン」がそれぞれ「Iターン」者と「大都市圏への流出」者から発生する、という関係があるが、この後2者の集団は元の集団の流出率が比較的低いため、人口規模が相対的に小さい。それゆえ、「IのUターン」と「Uターン」は移動率が高くても人口規模自体は小さく、結果的に着地の人口に与える影響は低くなる。とくに「IのUターン」に関しては元の人口規模が非常に小さいため、モデルの計算結果に与える影響も率の水準から想像されるほど高くはない。

子ども女性比(子どもは男女含む)については、図5に女性と子どもの居住経歴の組み合わせごとの値を示した。これによれば、子ども女性比と女性の居住経歴との関係はかなり複雑であり、値が高いケースでも低いケースでも、女性の出生地や居住地が非大都市圏の場合もあれば非大都市圏の場合もある。また、子どもの居住経歴との組み合わせでは、女性の居住経歴が同じ場合でも子どもの経歴ごとに値が大きく異なる場合も少なくない。図を見る限りでは、全体として特定の傾向を見出すことは難しいといえる。

子ども女性比がこのような特徴を示す理由は、今回は検討していないため、ここでは詳しく示すことができない。ただ、統計処理上の点に限って言えば、指標やデータに関するいくつかの問題が指標の値に影響したであろうことは指摘できる。例をあげると、図5からも示唆されるように、分母人口の年齢構造は集団によりかなり異なっている(とくに最近

図5 女性と子どもの居住歴別の子ども女性比(基盤モデルの初期値)



資料：第8回人口移動調査
居住歴の凡例は表1参照。

移動した集団)。しかし、子ども女性比では年齢構造の影響が補正されないため、こうした年齢構造の違いが値の高低を大きく左右した可能性がある。また、今回は女性3時点、子ども2時点の計5時点の居住経歴で集団を細かく分けたため、分母、あるいは分子で対象者数が非常に少ない場合がある。したがって、こうした統計上の問題も今回の結果に一定の影響を与えたと考えられる（注3参照）⁵⁾。

2. シナリオ別の計算結果

(1) 基盤モデル

図6に実績値を一定とした基盤モデルの結果を3種類の方法で示した。まず、図6-aに0期、5期（25年後）、10期（50年後）の3つの期における大都市圏出生者割合の年齢パターンを示した。これによれば、年齢別の大都市圏出生者割合は各期とも40歳代までは基本的に似たパターンを示していた。すなわち、10歳代前半まで高かった割合が20歳代までに低下、それから回復し、後は（0期では上下の幅が大きいがおおむね横ばいになるかやや低下する、というパターンが3つの期に共通して見られた。しかし、値の水準自体は0-4歳から70歳以上までほぼすべての年齢で後の期ほど高くなっており、とくに高い年齢層では上昇幅が大きかった。

次に、年齢別の割合の推移を細かく把握するため、例として30-34歳時点の割合を1期ごとに示した（図6-b）。このグラフによれば、大都市圏出生者割合は常に上昇していたわけではなく、1期から4期にかけては割合がやや低下していた。しかし4期以降は反転し、10期までほぼ直線的に上昇していた。

最後に、コーホートを単位として加齢に伴う大都市圏出生者割合の推移を見ると（図6-c）、-1期（図の注参照）から2期の各時点で0-4歳だった4コーホートではいずれにおいても値が一旦下がり、その後上昇に転じていた。ただし、細かく観察すると値の水準は各コーホートで少しずつ異なっており、少なくとも15歳以上では後のコーホートほど年齢別割合の水準が高くなっていった（30-34歳の値は図6-bの5期から8期に該当）。

以上の結果から、実績の移動率や出生率が同じ水準で推移すると一定の時期以降（25年後など）であれば大都市圏出生者割合は現在よりも全体に高くなること、また同様に一定の時期以降は少なくとも一部の年齢（30-34歳など）の割合は上昇し続けること、などが明らかになった。また、コーホート単位では加齢に伴って割合が上昇しつづけることはないが、少なくとも20歳代前半以降に一旦上昇するパターンは維持されることも示唆された。

(2) 率一定モデル

基盤モデル以外の結果については、紙幅の都合により30-34歳時点の割合とコーホート単位の割合の推移（2期に0-4歳のケース）のみを図化した。はじめに、初期値を大都市圏出生者割合を下げる方向に変えて以後一定とする「率一定モデル」の計算結果を示した

5) こうした点を踏まえると、今回の子ども女性比を既存研究（例えば小池（2014））と比較することは難しいと思われる。

(図7). この図によれば、流出率の初期値のみを変えた場合、件の割合は30-34歳時点、コーホート単位のいずれのケースでも基盤モデルより低下した(図7(1)). また、低下の幅は率を5%変えるよりも10%変えたほうが大きかった。しかし、30-34歳時点の値が4期以降に上昇することは基盤モデルと変わらなかった。また、コーホート単位の観察でも、20-24歳以降の上昇幅は基盤モデルよりは緩和されたものの、上昇すること自体はやはり変わらなかった。

次に、子ども女性比の初期値のみを変えると、30-34歳時点の大都市圏出生者割合は7期からしか低下しないが、その変化の幅は、5%、10%いずれの設定でも流出率を変えたときよりやや大きかった(図7(2)). この傾向はコーホート単位で見た場合でも同じだった。しかしその一方、上述のような割合の上昇傾向自体は、30-34歳での割合、コーホート単位の推移のいずれの場合においても基本的に変わらなかった(30-34歳時点の値は一旦低下のあと、コーホートでは20-24歳以降の動向)。

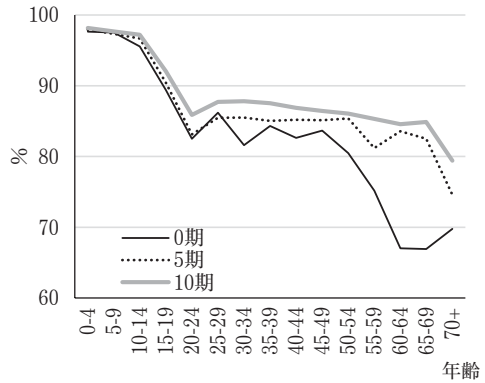
第三に、流出率と子ども女性比を同時に変えた場合(図7(3))には図7(1)と(2)のグラフをほぼ合成したような割合になり、基盤モデルからは値がかなり大きく低下した。10%変化させるケースでは、30-34歳の10期の割合は約4%ポイント、コーホートの40-44歳時の割合でも4%ポイントほど基盤モデルより値が低くなっていた。ただ、やはりこの場合でも割合の基本的な上昇傾向が大きく変わることはなかった。

(3) 率変化モデル

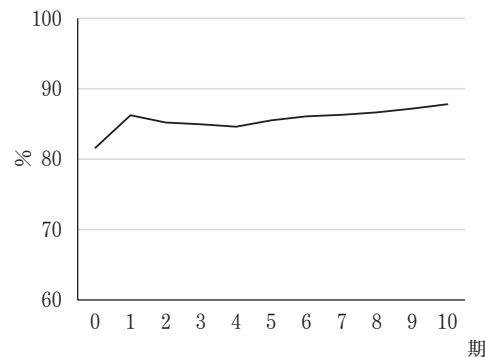
図8に流出率や子ども女性比を大都市圏出生者割合を下げる方向に変化させ続ける「率

図6 大都市圏における大都市圏出生割合の推移(基盤モデル)

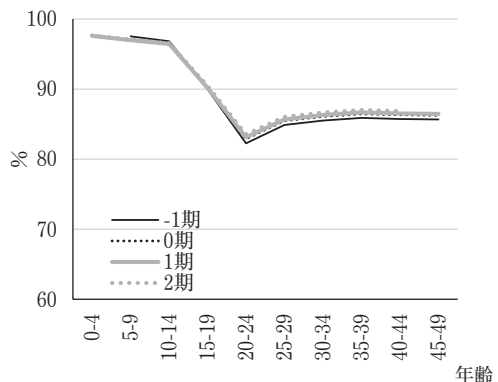
a. 年齢別の割合(0, 5, 10期)



b. 30-34歳時の割合



c. コーホート(各期の0-4歳)における割合の推移

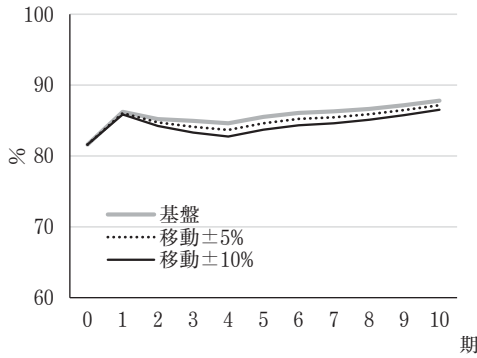


資料：第8回人口移動調査
「-1期」は0期に5-9歳だったコーホートを指す。

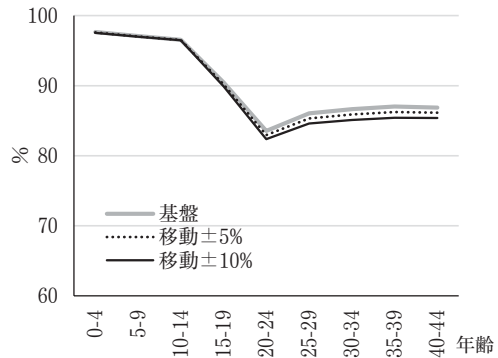
図7 大都市圏における大都市圏出生割合の推移（率一定モデル）

(1)流出率の初期値のみ変化させた場合

a. 30-34歳時の割合

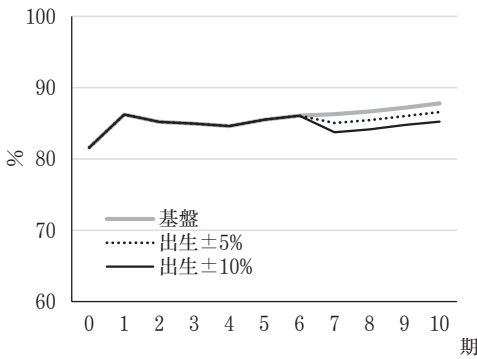


b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

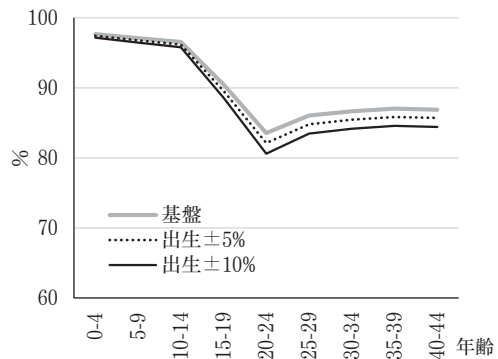


(2)子ども女性比の初期値のみ変化させた場合

a. 30-34歳時の割合

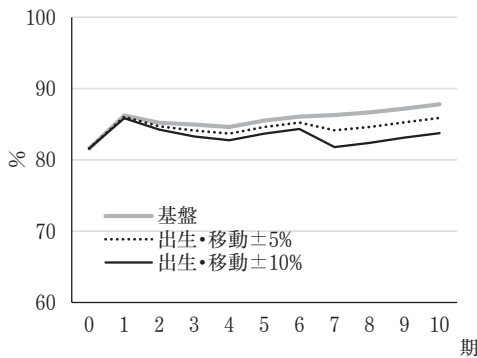


b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

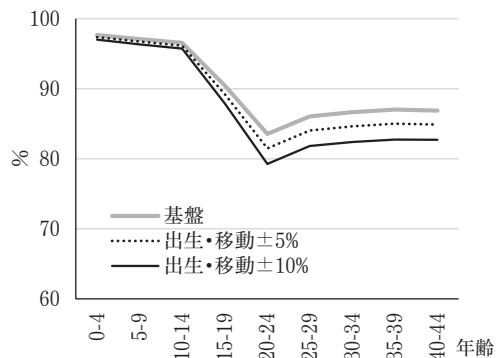


(3)流出率と子ども女性比の初期値を同時に変化させた場合

a. 30-34歳時の割合



b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移



資料：第8回人口移動調査

モデルの説明は本文参照。凡例の「移動」は流出率、「出生」は子ども女性比を指す。

変化モデル」の結果を示した。まず、流出率のみを変化させた場合、30-34歳時点の大都市圏出生者割合は基盤モデルで4期以降に上昇していたのとは異なり、1期以降一貫して低下した(図8(1))。その結果、基盤モデルとの差は率一定モデルよりもかなり大きくなり、10期の値は基盤モデルに比べて±5%のケースで約7%ポイント、±10%のケースで14%ポイント低くなった。一方、コーホート単位の観察では基盤モデルと違って20-24歳以降の上昇がほとんど見られなくなり、とくに±10%のケースでは20歳代後半から30歳代後半にかけて割合が低下した。また、40-44歳時点の割合も基盤モデルより大きく低下した(±10%の場合、約12%ポイント低下)。

次に、子ども女性比のみを変化させた場合を見ると、30-34歳時点の割合はやはり大きく低下していた(図8(2))。例えば、10期時点の割合は流出率を変えた場合より高い水準にとどまったが(基盤モデルとの差は±5%で約5%ポイント、±10%で約12%ポイント)、変化が始まってからの1期間あたりの低下幅はむしろ流出率の場合よりも大きかった。一方、コーホート単位で見た場合には割合の水準はそれなりに大きく低下したが、図7とは異なり、低下幅は流出率を変えた場合より小さかった。また、20-24歳以降に値が回復する傾向も維持されたままだった。

流出率と子ども女性比を同時に変えた場合については、率一定の場合と同様、グラフは図8(1)と(2)を合わせたような形状になり、大都市圏出生者割合は大幅に低下した(図8(3))。30-34歳時の割合は1期以降ほぼ一貫して低下したが、7期以降はとくに大きく低下した。その結果、10期の値は基盤モデルに比べ±5%のケースで約14%ポイント、±10%のケースでは約32%ポイント低くなった。また、コーホート単位では20歳代後半以降で値がほとんど回復せず、かつ値の水準も大きく低下した。±10%の設定によれば、40-44歳時点の割合は基盤モデルより約20%ポイント低くなっていた。

(4) 率低下モデル

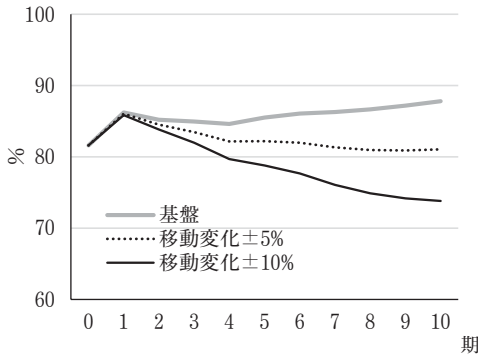
「率低下モデル」では率・比の初期値を基準値の-10%、その後の変化幅も-10%に設定して計算した(図9)。まず、30-34歳時の割合ではどの条件でも4期までの値は基盤モデルとほぼ同じだったが、それ以降は2つのケース(流出率のみを変えた場合、流出率と子ども女性比を同時に変えた場合)で割合の上昇が目立った。ただし、子ども女性比のみを変えた場合には基盤モデルと値が変わらなかった。この後者の結果は、少なくとも今回の観察期間では出生の程度を一律に下げても割合に変化がほぼ生じないことを示唆していると考えられる。

次に、コーホート単位のグラフを見ると、ここでも上記と同様の変化が起きていた。すなわち、基盤モデルと違う値が示されたのは流出率、および流出率と子ども女性比を同時に変えた場合のみだった。この2ケースでは10歳代後半以降、基盤モデルよりも大都市圏出生者割合が高くなっていた。また、20歳代後半以降では値がほぼ一定の水準にとどまるなど、割合の推移のパターンも基盤モデルとは異なっていた。

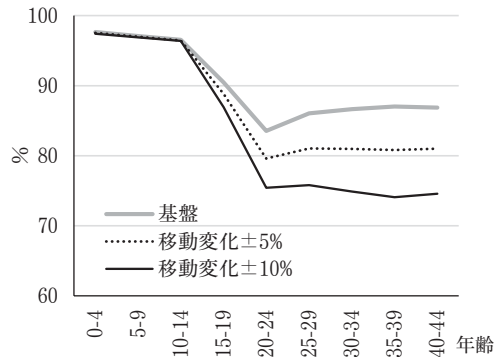
図8 大都市圏における大都市圏出生割合の推移（率変化モデル）

(1)流出率のみ変化させ続けた場合

a. 30-34歳時の割合

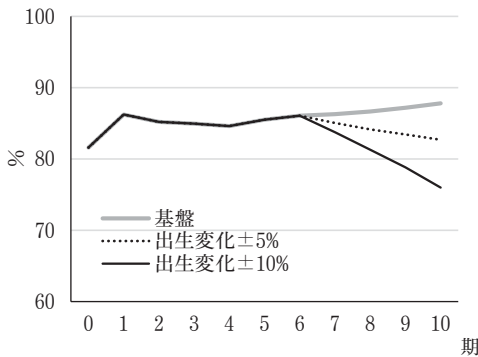


b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

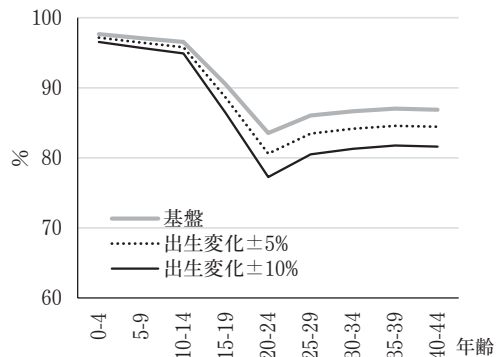


(2)子ども女性比のみ変化させ続けた場合

a. 30-34歳時の割合

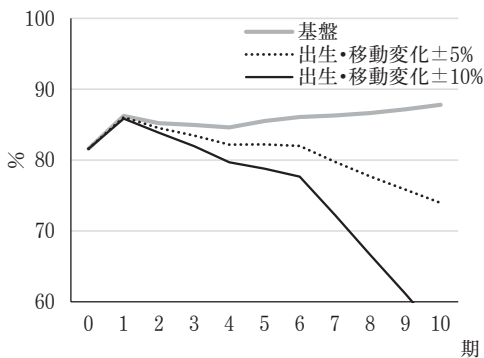


b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

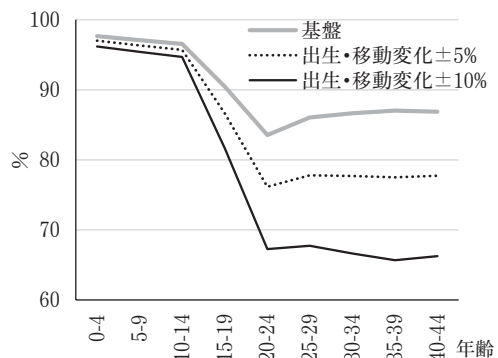


(3)流出率と子ども女性比を同時に変化させ続けた場合

a. 30-34歳時の割合



b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

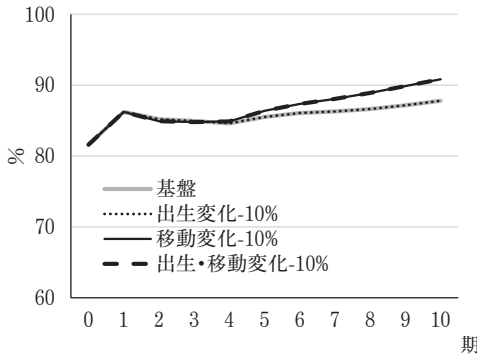


資料：第8回人口移動調査

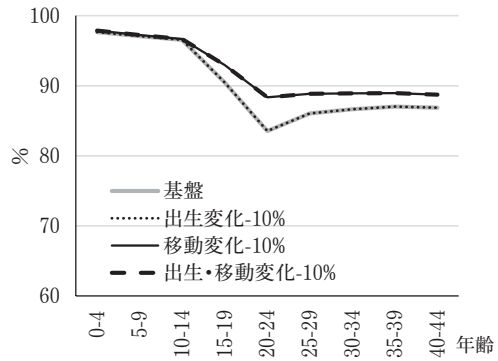
モデルの説明は本文参照。凡例の「移動」は流出率、「出生」は子ども女性比を指す。

図9 大都市圏における大都市圏出生割合の推移（率低下モデル）

a. 30-34歳時の割合



b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移



資料：第8回人口移動調査

モデルの説明は本文参照。凡例の「移動」は流出率、「出生」は子ども女性比を指す。

IV. 考察

上の分析のなかでは、4つのモデル、計14パターンのグラフの観察により、大都市圏出生者割合の変動過程を規定する具体的な要素や条件のいくつかが示された。以下ではそうしたもののなかから、①大都市圏出生者割合を下げるための条件、および②移動と出生が及ぼすそれぞれの効果、の2点を取り上げ、前項の結果を整理するとともに若干の考察を加える。また、分析結果を見る際の注意点として今回のモデルの技術的な問題点も指摘する。

はじめに割合を下げる条件についてだが、今回は基盤モデルから「大都市圏出生者割合はいずれ0期の値を上回る」「その後は継続的に上昇する」という結果が得られている。そこで、この結果をどうしたら変えられるかを考えると、基本的には2つの条件が想起できる。まず、率一定モデルのように流出率か子ども女性比の初期値を変えれば、各期の割合は基盤モデルよりも下がる。この場合、初期値の設定にもよるが、大都市圏出生者割合をより長期間にわたって0期の水準よりも低下した状態にとどめることができる。一方、より根本的に「継続的に上昇する」状況を変えるには、流出率や子ども女性比を継続的に変化させるという方法がある。この場合、率・比の変化の程度は一定水準以上でなければならないだろうが、今回の結果によれば少なくとも5年間で±5%変われば割合の上昇傾向は抑制しうる。ただし、こうした方法については、実際には率変化モデルのような状況が簡単には起こりえないという問題がある⁶⁾。それゆえ、理論的にはともかく、現実的に

6) 圏域単位で年齢別流出率の長期的な推移を観察した研究例は、統計データが不足しているためもあり、現状ではほぼ存在しない。ただし、図2や国立社会保障・人口問題研究所（2013）の分析などを踏まえると、一般に地域間の移動率が数十年にわたって一方向に変化するという事態は容易には想像しがたい（国立社会保障・人口問題研究所（2013 p.4）は、「市区町村別・男女年齢別の純移動率は、一時的な要因によって大きく変化することがあるため、一定の規則性をみいだすことが難しい」としている）。

は割合の長期的な上昇傾向が変わる可能性は高くないともいえる。

次に、移動と出生の効果に関しては、今回の分析では流出率と子ども女性比がともに大都市圏出生者割合の水準に影響を与えていることが示された。冒頭で述べたように、従来の研究では大都市圏出生者の量や割合を変化させる要因として、大都市圏への流入者と彼らの再生産にのみ言及する傾向があった。しかし、今回の仮想的な分析では出生率の水準も大都市圏出生者割合の高低に関係があり、その効果の大きさも流出率のそれを上回る場合があることが示された。また、上でグラフを見た際には触れなかったが、図1のグラフ(大都市圏出生割合の推移)と今回の結果を比べると、こうした出生の効果は必ずしも仮想的な条件下でのみ発生するとは限らないことも示唆される(例えば、図1における1970年代後半の割合の低下には図7(2)-aのグラフの動きに似た部分があるため、この時期の出生の水準の変化が割合の推移を規定していた可能性も小さくはない)。ただその一方、今回の分析では出生率の効果が常に有効なわけではないことも明らかになっており、例えばコーホートにおける20歳代後半以降の割合の回復傾向などは、移動率が変わることでも変化しなかった。また、図9で見たように出生率がすべての集団で一律に低下した場合には、50年程度の期間では割合の推移傾向に差が生じなかった⁷⁾。したがって、出生の効果は従来想定されていた以上に複雑であることは確かだが、その詳細については今後さらに検討が求められる。

最後に、結果の解釈に関わる技術的なこととして、今回のモデルにおける集団構成と出生率の問題点を指摘する。まず集団の構成については、率や比を当てはめる各集団の居住経歴が各々の期の直近の経歴しか反映できていない、という問題がある。例をあげると、2期の人口の推定には各集団の出生時、0期、および1期の居住地に基づいた集団分類が使われるが、次の3期の推定には出生時、1期、2期の居住地による集団が使われ、0期の居住地は考慮から外される。そのため、例えば1期の時点ではUターン者だった人(経歴ではNMN)は2期に非大都市圏にいれば経歴がNNNとなり、非大都市圏にずっと住んでいた人たちと同じ扱いになる。これはつまり、今回のモデルでは経歴が異なる人たちに同一の率・比(移動、出生)を適用している場合があることを意味している。今回の分析結果を解釈する際には、こうした技術的な限界も十分に踏まえておく必要がある。

一方、出生率に関しては、実績値を確認した箇所でも示したとおり、子ども女性比に対する人口の年齢構造の影響をどう捉えるかが課題となる。繰り返しになるが、子ども女性比という指標は15-49歳を一括した人口を分母にしている。そのため、ある2つの集団で年齢別の出生率が同じだった場合でも、年齢構造が違えば子ども女性比は別の値を示しうるし、逆に子ども女性比が同じだったとしても、年齢別の出生率が同じになるとは限らない⁸⁾。今回のモデルでは率・比をさまざまに変化させているため、0期以降の各時点での

7) この点は、割合への影響が出生率の変化そのものというよりは、変化の地域差により生じることを示している。

8) 子ども女性比の問題としては、年齢構造の影響の他にも、そもそも純粋な出生指標ではない(出生から0～4歳までの人口移動と死亡の影響が含まれる)という問題もある。

年齢構造は0期とは異なっている。しかし、子ども女性比の設定ではこうした年齢構造の変化を考慮せず、単に初期値を固定ないしは上げ下げしているにすぎない。したがって、もし仮に年齢構造の影響を除いて各期の合計出生率を計算することが可能だったとすれば、その合計出生率では元々の想定（「出生率一定」など）とは違う動きが見られる、という可能性もないわけではない。このように、モデルの想定が実際の計算で必ずしもうまく表現しきれないという問題は、データが限定されている状況を踏まえれば、ある程度避けられないものではある。ただし、出生の効果をより正確に捉えるのであれば、今後は別の出生指標の利用可能性を検討するような試みも必要になると思われる。

V. まとめ

本研究では、大都市圏居住者に占める大都市圏生まれの割合（「大都市圏出生者割合」）に着目し、移動と出生の条件の変化がこの割合の長期的な変動にどう影響するかを検討した。具体的には、第8回人口移動調査のデータを元に簡単な2地域人口変動モデルを作成し、大都市圏出生者割合が出生地別・居住地別集団の流出率および子ども女性比の各種設定に応じてどのように推移するかを観察した。4種類のモデルで計14パターンの仮定を設定し、5年おきに50年後までの計算を行ったところ、以下の結果が得られた。

まず、1つめの基盤モデルでは、調査データから得られた実績の率・比（一部は補正值）を一定として計算を行った。その結果、30-34歳時点の大都市圏出生者割合は、長期的には上昇傾向を示した。また、コーホート単位で観察すると、例えば2期に0-4歳だったコーホートでは大都市圏出生者割合が20歳代前半まで低下し、その後はやや回復していた。

2つめの率一定モデルでは、各集団に適用する率・比の初期値を大都市圏割合を低下させる方向に変化させ、以後はその値を一定とした。このモデルでは30-34歳時の大都市圏出生者割合は基盤モデルに比べてやや低下したが、割合の長期的な上昇傾向は変化しなかった。また、コーホート単位でも割合の水準は全体に低下していたが、20-24歳時以降における割合の回復傾向は基盤モデルと同様に観察された。一方、移動と出生が与えた影響をみると、両者の間にはやや差があり、流出率よりも子ども女性比を変えた場合のほうが割合の低下が大きかった。

3番目の率変化モデルでは、率・比の初期値は率一定モデルと同じにした上で、以後の率・比を大都市圏出生者割合を下げる方向に変化させ続けた。ここでは30-34歳時での割合は基盤モデルに比べて大幅に低下し、長期的にも低下の傾向が続いた。また、コーホート単位でも割合の水準は大きく下がった。ただし、20-24歳以降における割合の回復傾向については、流出率を変えると回復がほぼ見られない状態になったものの、子ども女性比を変えただけでは基本的に変化しないままだった。

最後の率低下モデルでは各集団の流出率と子ども女性比の初期値をすべて低下させ、かつその後も継続的に低下させ続けた。このモデルによれば、流出率を低下させた場合には30-34歳時での割合は基盤モデルよりも上昇した。しかし、子ども女性比を変えた場合に

は、割合は基本的に基盤モデルと同じ値となった。このように子ども女性比の影響が見られない状況は、コーホート単位の結果でも同様に観察された。

以上の結果から、大都市圏における大都市圏出生者の割合は現状の移動と出生の条件が継続した場合にはいずれ上昇すること、こうした傾向は初期値を変えただけでは変わらないが、流出率と子ども女性比を特定の方向に変化させ続けると変わること、などが明らかになった。また、移動と出生が割合の推移に与える影響を見ると、今回の設定では出生の影響が移動のそれを上回る場合が多かったが、移動を変えることでしか割合が変化しない例も示された。今後の研究においては、データ処理やモデルの問題点の改善、他の条件による試算などを積み重ねることで、大都市圏出生者割合の変動過程をより詳細に把握することが可能になると思われる。

本研究の概要は、日本人口学会2019年度第一回東日本地域部会（2019.11.24）で発表しました。ご意見、ご提案をいただいた方々に御礼申し上げます。

第8回人口移動調査の調査票情報は統計法第32条の規定にしたがって利用しました。

参考文献

- 井上孝（2002）「人口学的視点からみたわが国の人口移動転換」荒井良雄・川口太郎・井上孝編『日本の人口移動—ライフコースと地域性—』古今書院，pp.53-70.
- 井上孝（2016）「ポスト人口転換期の人口移動」佐藤龍三郎・金子隆一編著『ポスト人口転換期の日本』原書房，pp.111-133.
- 大江守之（1995）「国内人口分布変動のコーホート分析」『人口問題研究』第51巻第3号，pp.1-19.
- 小池司朗（2014）「人口移動が出生力に及ぼす影響に関する仮説の検証—「第7回人口移動調査」データを用いて—」『人口問題研究』第70巻第1号，pp.21-43.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『日本の地域別将来推計人口—平成22（2010）～52（2040）年—（平成25年3月推計）』（人口問題研究資料第330号）.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『日本の将来推計人口—平成29年推計』（人口問題研究資料第336号）.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『第8回人口移動調査—報告書』（人口問題研究資料第340号）.
- 中澤高志（2010）「団塊ジュニア世代の東京居住」『家計経済研究』第87号，pp.22-31.
- Rogers, A. (1990) "Requiem for the Net Migrant," *Geographical Analysis*, Vol. 22, No. 4, pp.283-300.

Simulations of Changes in the Proportion of Metropolitan-Born Population Using Bi-Regional Demographic Models

SHIMIZU Masato and KOIKE Shiro

This study used bi-regional demographic models to simulate the impacts of migration and fertility on the changing proportions of metropolitan-born population in Japan. In these simulations, 14 patterns of age-specific outmigration rates and child-woman ratios (according to birthplace, current residence, and residence 5 years earlier) were used to observe changes in the proportion of metropolitan-born population among metropolitan residents over the next 50 years. There are four main findings. First, when outmigration rates and child-woman ratios were fixed at the initial levels, based on data from the Eighth National Survey on Migration, the proportion of metropolitan-born population eventually rose. Second, when the initial rates/ratios were changed in a way that decreased the proportion of metropolitan-born population and fixed at $\pm 5\text{-}10\%$ of the initial rates/ratios, the proportion eventually rose. Third, when the rates/ratios were continuously changed over the whole period in a direction that decreased the proportion of metropolitan-born population, the proportion declined on a long-term base. Fourth, changes in the child-woman ratio had generally larger impacts on the proportion of metropolitan-born population. However, there were also some cases where the effect of migration was much larger.

Keywords: metropolitan-born population, bi-regional model, outmigration rate, child-woman ratio