

---

## 特 集 III

---

### 第 8 回人口移動調査の結果から (その 4)

# 東京大都市圏と非東京大都市圏および 全国の結婚出生力に対する人口移動の影響

山内昌和<sup>1)</sup>・小池司朗・鎌田健司・中川雅貴

本稿は、東京大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の4都県のことで、東京圏とする）と非東京大都市圏（東京大都市圏以外の43道府県のことで、非東京圏とする）、全国の結婚出生力に対する人口移動の影響を検討したものである。分析に用いたのは第8回人口移動調査の個票であり、そのうち世帯主ないし世帯主の配偶者であって夫婦とも初婚の1940-1969年出生コーホートの女性のケースである。分析結果を踏まえて次のように考察した。東京圏の結婚出生力は非東京圏よりも低かった。その背後には、非移動者や圏内移動者の結婚出生力の地域差があった。また、東京圏の転入者と非東京圏の転入者の結婚出生力は東京圏の非移動者や圏内移動者と同水準であったのに対し、非東京圏の非移動者や圏内移動者よりも低かったため、転入超過となる東京圏の結婚出生力は人口移動によってほとんど変化しない一方で、転入超過となる非東京圏の結婚出生力は上昇するというメカニズムがみられた。さらに、属性を統制した場合、非東京圏の転入者の結婚出生力は東京圏の非移動者や圏内移動者よりも高く、東京圏の転入者の結婚出生力は非東京圏の非移動者や圏内移動者と同水準であったことから、人口移動は全国の結婚出生力を上昇させていた。このような結婚出生力に対する人口移動の影響は1940-1949年や1950-1959年出生コーホートに顕著であった一方で、1960-1969年出生コーホートでは上記のメカニズムに加えて移動者の結婚出生力が非移動者より低くなる傾向があり、人口移動は地域差を保ちつつ東京圏、非東京圏、全国の結婚出生力を低下させていた。

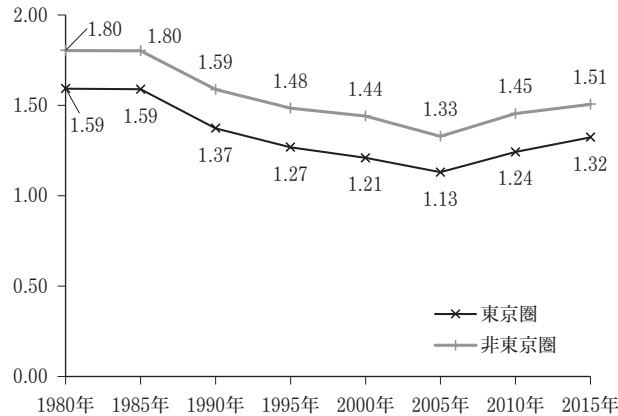
【キーワード】 結婚出生力 人口移動 東京大都市圏 非東京大都市圏 第8回人口移動調査

## I. はじめに

東京大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の4都県のことで、以下では東京圏とする）の合計出生率は、1980年代以降、非東京大都市圏（東京大都市圏以外の43道府県のことで、以下では非東京圏とする）よりも低いまま推移してきた（図1）。東京圏の合計出生率は2015年に1.32であり、非東京圏の1.51に比べて0.19ポイント低い。しかもこの

1) 早稲田大学教育・総合科学学術院

図1 東京圏と非東京圏の合計出生率



資料：国勢調査，人口動態調査

注：人口は国勢調査の国籍不詳を按分した日本人の女性人口，出生数のうち年齢不詳は45-49歳女性の出生数に含めて計算した値

ような合計出生率の地域差は，ほぼ一定で推移している。

他方，東京圏では長らく転入超過の傾向が続いている。長期の趨勢を観察できる住民基本台帳人口移動報告の日本人の値をみると，1994年と1995年を除いて，統計を取り始めた1954年以降は転入超過であった。2010年代後半においても東京圏は10万人を越える転入超過数を記録しており，最新の2019年の転入超過数は145,576人であった（総務省統計局2020）。

このような2つの指標の動きは，東京圏への人口集中と低い出生率があいまって日本の人口減少を加速させていることを示唆するが，果たして東京圏の低い合計出生率と転入超過との間にはどのような関連があるのだろうか。また，こうした人口移動は非東京圏や全国の合計出生率にいかなる影響をおよぼしているのだろうか。

この問いを掘り下げるにあたり，本稿では出生力（fertility）を規定する人口学的な要因である結婚力（nuptiality）と結婚出生力（marital fertility）のうち，後者の結婚出生力に限定してアプローチする。その理由は，結婚と出生が密接に関連する日本のような社会の出生力を理解する上で，結婚出生力と結婚力を区別し，それぞれを規定するメカニズムを明らかにすることが有用と考えるからである。なお，結婚力については別稿で詳細に検討する予定である。

本稿の具体的な課題は，東京圏と非東京圏，全国の結婚出生力に対する人口移動の影響を明らかにすることである。そのために，最初に東京圏と非東京圏の結婚出生力の差異を，続いて人口移動と結婚出生力との関係を検討し，それらを踏まえて最後に東京圏，非東京圏，全国の結婚出生力に対する人口移動の影響を考察する。

以下，Ⅱで既存研究を整理した上で，Ⅲでデータと分析モデルについて述べる。Ⅳで東京圏と非東京圏の結婚出生力の差異ならびに人口移動と結婚出生力との関係についての分

析結果を提示し、Vで東京圏、非東京圏、全国の結婚出生力に対する人口移動の影響について考察し、最後にVIで全体をまとめる。

## II. 既存研究の整理

東京圏と非東京圏の結婚出生力の差異について、山内（2016）はまとまった検討を行った。同研究によれば、分析対象となった1948-1962年出生コーホートの有配偶女性の平均子ども数は東京圏で1.96人、非東京圏で2.16人であり、有配偶女性の社会人口学的な属性を統制しても両地域の有配偶女性の平均子ども数には統計的に有意な差があることが示された<sup>2)</sup>。すなわち東京圏の結婚出生力は非東京圏よりも低く、その差は地域によって異なる人口構造、換言すれば構成効果（compositional effect）のみで説明できるものではなく、地域特有の価値意識や人間関係、制度や機会などの地理的環境に由来する文脈効果（contextual effect）も影響していることが明らかになったのである。

しかしながら同研究は、人口移動の影響を分析モデルの中に明示的に含めていなかった。同研究で構成効果に関連する社会人口学的な変数として分析モデルに投入されたのは出生コーホート、学歴、結婚年齢に関する変数のみであり、人口移動に関連する変数は含まれていない。東京圏に転入者が多いことを考えると、同研究で示された文脈効果の存在は人口移動の影響を考慮しなかったためである可能性があり、再検討が必要といえよう。

ただし欧州諸国を対象とした研究では、人口移動の影響を明示的に分析モデルに含めた場合でも、出生力<sup>3)</sup>の地域差は構成効果のみでは説明できず、文脈効果の影響は存在するという知見が得られている（Kulu 2013, Fiori et al. 2014）。例えば Kulu（2013）は、フィンランドの出生登録のデータを利用し、第一子から第三子までの出生確率の地域差（地域区分は capital city, other cities, towns, rural areas and small towns の4類型）と文脈効果の関係を検討した。その結果、移動経験の有無を含む様々な社会人口学的な変数を統制した場合でも、文脈効果の影響で capital city において第一子の出生確率が低く、rural areas and small towns で第二子や第三子の出生確率が高くなっていた。

ところで、結婚出生力の地域差を理解する上では、人口移動と結婚出生力との関係を明らかにすることも有用である。なぜなら、移動者と非移動者の結婚出生力の差異というのは、結婚出生力の地域差に影響するからである。

人口移動と出生行動との関係については既に一定の研究蓄積がある。とりわけ途上国から先進国に流入した移民や、途上国における農村から都市へ流入した人びとの出生行動についての研究が進められてきた（Kulu 2006）。日本では決して多くの研究があるわけではないが、小池（2006, 2009, 2014）は大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、

2) 同研究では、追加出生がほとんど生じない45歳以上の有配偶女性の平均子ども数を結婚出生力の主要な指標とみなした分析が行われた

3) 欧州では結婚と出生が日本のように明確に関連するわけではないことから、当該地域を対象とした研究では結婚出生力と結婚力を区別せずに出生力について直接検討することが多い。

岐阜県、愛知県、三重県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県の11都府県）と非大都市圏との間の移動類型別に結婚出生力を検討した。これら小池の一連の研究は、日本の国内人口移動者と結婚出生力との関係について検討した貴重な成果である。

このうち最も新しい小池（2014）は、既婚女性を対象として出生地と初婚直後の居住地に基づいた移動類型を設定し、移動類型別に平均子ども数を算出し、非大都市圏から大都市圏への移動者の平均子ども数が最も少ないことを明らかにした。さらに、そのような現象が生じるメカニズムについての検討も行った。具体的には、人びとの移動経験と出生行動に関する4つの仮説（adaptation, socialization, selection, disruptionの各仮説）のうち、adaptation, selection, disruptionの3つの仮説の妥当性について分析したのである<sup>4)</sup>。その結果、非大都市圏から大都市圏に移動した既婚女性の平均子ども数が少なくなるのはselection仮説やadaptation仮説が当てはまる可能性を論じた。

ただし小池（2014）は、上記3つの仮説をそれぞれ異なる枠組みで分析しており、分析方法には改善の余地が残されていた。例えばselection仮説の分析では、移動類型別に社会人口学的属性の違いを示すにとどまっていた。また、socialization仮説についてはそもそも検討の対象からは外されていた。したがって、日本の国内人口移動と結婚出生力との関係については十分に明らかになっているとは言えず、検討の余地が残されている。

以上の研究動向を踏まえて、本稿では最初に、移動経験の有無を含めて社会人口学的な変数を統制したときに、東京圏と非東京圏の間には有配偶女性の平均子ども数に差があるかどうかを検討する。続いて、東京圏と非東京圏との間の移動類型別に有配偶女性の平均子ども数にどのような差がみられるのか、もし差があるとすればそこにはどのようなメカニズムがあるのかを検討する。その上で、東京圏、非東京圏、全国の結婚出生力に対する人口移動の影響について考察する。

### III. 方法

#### 1. データ

本稿で分析に用いるのは、国立社会保障・人口問題研究所が2016年に実施した第8回人口移動調査の個票である<sup>5)</sup>。人口移動調査は国立社会保障・人口問題研究所が近年は5年

4) これら4つの仮説の詳細と既存研究についてはKulu（2005）や小池（2014）にゆずり、ここではその概要のみを記すと次のようになる。まずadaptation, socialization, selectionの各仮説は基本的に移動元と移動先の社会で人びとの出生行動が異なることを前提にしている。その上で、adaptation仮説とは、移動者は移動先の社会に適応するため、移動者の出生行動は移動先の社会の構成員と同じものになるというものである。socialization仮説とは、移動者は移動元の社会で社会化されるため、移動者の出生行動は移動元の社会の構成員と同じものになるというものである。selection仮説とは、移動者と非移動者はそもそも異なる行動規範を有する存在であるために移動者の出生行動は移動元のみならず移動先の社会の構成員とも異なるというものである。最後のdisruption仮説は、移動元と移動先の社会で人びとの出生行動が異なるかどうかは問わないが、移動という経験が出生行動を阻害するために移動経験者には非移動経験者よりも子ども数が少なかったり、出生タイミングが遅れたりといった影響がみられるというものである。

5) 個票の再集計は、統計法に基づき国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「社会保障・人口問題基本調査 第8回人口移動調査」（代表者：林玲子）の一部として実施した。

に1度実施している反復横断調査であり、これまで8回にわたって実施されてきた。第8回人口移動調査の目的は、生涯を通じた人口移動の動向を明らかにし、将来の移動可能性を見通すための基礎データを得ることである。調査の概要と主要な結果については報告書を参考にされたい（国立社会保障・人口問題研究所 2018）。

本稿では、この第8回人口移動調査の個票データのうち、世帯主ないし世帯主の配偶者であって夫婦とも初婚の1969年出生コーホートの女性のケースとした。ただし、同ケースのうち使用する変数に欠損がないケースに限定した（ケースの総数は12,201）。このように対象を限定したのは、追加出生がほとんどないと考えられる夫婦間での出生について分析するためである。

なお第8回人口移動調査は、都道府県別にウェイトを加味して集計する標本設計が採用された。このため本稿でも集計や分析の結果を示す際には、ケース数についてはウェイトを加味しない値とともにウェイトを加味した場合の構成比を示し、分析の結果はウェイトを加味したもののみを示す。

## 2. 分析方法

本稿では2つの分析を行う。分析1では、移動経験の有無を含めて社会人口学的な変数を統制したときに、東京圏と非東京圏との間には有配偶女性の平均子ども数に差があるかどうかを検討する。分析2では、社会人口学的な変数を統制したときに、移動種類の違いが有配偶女性の平均子ども数にどのような影響を及ぼしているのかを検討する。

分析モデルは、いずれも子ども数を被説明変数とする疑似尤度を用いたポワソン回帰である。ポワソン回帰は、子ども数などの非負の整数を被説明変数とする計数データの分析に用いられるものである。ただし、ポワソン分布には平均と分散が等しいという制約があることから、有配偶女性の子ども数のように分散が平均よりも小さくなる過小分散（underdispersion）の場合、通常のポワソン回帰をそのまま適用することは適切ではない。そこで本稿では石井（2013）に倣い、McCullagh and Nelder（1989）の疑似尤度を用いたポワソン回帰による分析を行った。これは、過小・過大を表すパラメータ $\phi$ を用い、被説明変数の期待値を $\lambda_i$ とした場合に分散を $\phi \lambda_i$ として、期待値と分散が等しいという制約条件を緩めて推定を行うものである。この場合、推定される係数は通常のポワソン回帰と同じ結果となるが、標準誤差の推定値や $p$ 値は異なる<sup>6)</sup>。

分析1と分析2で推定するのは下記の3つのモデルである。

$$\text{モデル1} \quad y_i = \alpha_1 + \beta_1 \cdot EV_i + e_{1i}$$

$$\text{モデル2} \quad y_i = \alpha_2 + \beta_2 \cdot EV_i + \beta_3 \cdot CV_i + e_{2i}$$

$$\text{モデル3} \quad y_i = \alpha_3 + \beta_4 \cdot EV_i + \beta_5 \cdot CV_i + \beta_6 \cdot EV_i \cdot CV_i + e_{3i}$$

$y$ ：被説明変数， $EV$ ：説明変数， $CV$ ：統制変数， $\alpha$ ：切片， $\beta$ ：係数， $e$ ：誤差， $i$ ：個人

6) 本稿では、統計ソフトウェア R version 3.0.2 を使用して集計や推定の作業を行った。

このうちモデル1は説明変数のみを投入したモデル、モデル2はモデル1に統制変数を加えたモデル、モデル3はモデル2に説明変数と統制変数の交互作用を加えたモデルである。

分析1では、説明変数が文脈効果に関する現住地の変数、統制変数が構成効果に関する変数となる。このうち文脈効果については、現住地が東京圏の場合を1とするダミー変数であり、現住地が非東京圏の場合を基準カテゴリとしている。

それに対して統制変数には、社会人口学的な変数である出生コーホート、学歴、結婚年齢<sup>7)</sup>の他に、移動経験に関する変数を用いた。このうち出生コーホートについては10年ごとのダミー変数とし、1940-1949年出生コーホートを基準カテゴリとした（以下、それぞれ1940-1949年出生、1950-1959年出生、1960-1969年出生と記す）。学歴については中学・高校を表すダミー変数とし、専門学校・短大・大学・大学院等を基準カテゴリとした（以下、それぞれ中学・高校、短大・大学等とする）。結婚年齢については、24歳までに結婚を基準カテゴリとするダミー変数とし、25-27歳で結婚、28-30歳で結婚、31歳以上で結婚の各カテゴリを作成した（以下、それぞれ24歳以下、25-27歳、28-30歳、31歳以上とする）。

残る移動経験については、現住県と出身県（中学校卒業時点で居住していた県のこと）を利用してダミー変数を作成した<sup>8)</sup>。具体的には、現住県と出身県が同じ、現住県と出身県は異なるがどちらも東京圏または非東京圏、現住県と出身県が異なっていてどちらか一方が東京圏でもう一方は非東京圏の3つに区分し（以下、出身県と現住県が同じ、出身県と現住県が違う（同じ圏域）、出身県と現住県が違う（異なる圏域）、出身県と現住県が同じを基準カテゴリとするダミー変数とした）。

この分析1では、説明変数である現住地に関する変数の影響の仕方を観察することによって、文脈効果の有無を検証することが主たる関心事項となる。仮に説明変数が統計的に有意であれば文脈効果が存在することを意味し、有意でなければ文脈効果は認められないことになり、東京圏と非東京圏の間にみられる有配偶女性の平均子ども数の差は構成効果のみで説明できることになる。

分析2では、説明変数が移動経験に関する変数、統制変数が社会人口学的な変数となる。このうち統制変数である社会人口学的な変数は、分析1で用いた、出生コーホート、学歴、結婚年齢に関する変数とした。

それに対して移動経験については、現住県と出身県を利用してダミー変数を作成した。具体的には、東京圏居住で出身県と現住県が同じ（以下、東京圏の非移動者）、東京圏居住で出身県も東京圏だが現住県と出身県は異なる（以下、東京圏の圏内移動者）、東京圏

---

7) 社会人口学的な変数としてこれらの3つを用いたのは、第8回人口移動調査で夫婦の子ども数との因果を想定できるものであり、山内（2016）とも共通するからである。

8) 移動類型の設定で現住県と出身県のみを用いたのは、本稿の分析に適うものに加え、後述のように分析に必要なケース数を確保できる移動類型という点を考慮したからである。また出身県として出生時点ではなく中学校卒業時点で居住していた県を用いたのは、個人の価値意識の形成は社会化と深く関わっており、その場合の地理的環境を表す変数としては出生時点よりも中学校卒業時点で居住していた県の方がふさわしいと考えたからである。

居住で出身県は非東京圏（以下、東京圏の転入者）、非東京圏居住で出身県と現住県が同じ（以下、非東京圏の非移動者）、非東京圏居住で出身県も非東京圏だが現住県と出身県は異なる（以下、非東京圏の圏内移動者）、非東京圏居住で出身県は東京圏（以下、非東京圏の転入者）の6つに区分し、非東京圏の非移動者を基準カテゴリをとするダミー変数とした。

この分析2では、移動経験に関する6つのカテゴリ変数の影響の仕方を観察することによって、前章で指摘した4つの仮説の妥当性を明らかにすることが主たる関心事項となる。そのため4つの仮説の妥当性について、あらかじめ次のような判断基準を設定しておく。

まず adaptation, socialization, selection の各仮説の前提となる移動元と移動先の社会で人びとの出生行動が異なることについては、社会人口学的変数を統制したときに「東京圏の非移動者」と「非東京圏の非移動者」との間に有配偶女性の平均子ども数に統計的に有意な差があることを確認する。

その上で adaptation 仮説については、社会人口学的変数を統制したときに「東京圏の非移動者」と「東京圏の転入者」との間に有配偶女性の平均子ども数に統計的に有意な差がない場合、あるいは「非東京圏の非移動者」と「非東京圏の転入者」との間に有配偶女性の平均子ども数に統計的に有意な差がない場合にこの仮説が当てはまるとみなす。その理由は、移動元の社会と移動先の社会で出生行動が異なっていて、なおかつ移動者の出生行動が移動先の社会と同じ場合に移動者は移動先の社会に適応したとみなせるからである。

次に socialization 仮説について検討する。この仮説は adaptation 仮説が成り立たないことに加えて、社会人口学的変数を統制したときに「非東京圏の非移動者」と「東京圏の転入者」との間に有配偶女性の平均子ども数に統計的に有意な差がない場合、あるいは「東京圏の非移動者」と「非東京圏の転入者」との間に有配偶女性の平均子ども数に統計的に有意な差がない場合に当てはまるとみなす。その理由は、移動元の社会と移動先の社会で出生行動が異なっていて、なおかつ移動者の出生行動が移動元の社会と同じ場合に移動者は移動元の社会で社会化したとみなせるからである。

続いて selection 仮説について検討する。この仮説は adaptation 仮説が成り立たないことに加えて、社会人口学的変数を統制したときに「非東京圏の非移動者」と「東京圏の転入者」との間に有配偶女性の平均子ども数に統計的に有意な差がある場合、あるいは「東京圏の非移動者」と「非東京圏の転入者」との間に有配偶女性の平均子ども数に統計的に有意な差がある場合に当てはまるとみなす。その理由は、移動元の社会と移動先の社会で出生行動が異なっていて、なおかつ移動者の出生行動が移動元の社会とも移動先の社会とも異なる場合に移動者は非移動者とは異なる行動規範を有するとみなせるからである。

最後の disruption 仮説については、先に論じた移動元と移動先の社会で人びとの出生行動が異なるかどうかの前提条件とは無関係である。この仮説については、社会人口学的変数を統制したときに「東京圏の非移動者」や「非東京圏の非移動者」に比べて、それ以外のカテゴリで有配偶女性の平均子ども数が少なくなる場合に当てはまるとみなす。その理由は、移動を経験した場合に平均子ども数が少なくなるのであれば人口移動は出生行動

を阻害しているとみなせるからである。なお disruption 仮説については、小池（2014）が指摘するように、出生のタイミングが数年程度遅れるものの平均子ども数には影響しないような短期的な影響もありうるが、本稿ではあくまでも平均子ども数への影響のみを観察する。

## IV. 結果

### 1. 東京圏と非東京圏の有配偶女性の平均子ども数

単純集計の結果を整理したのが表1である。12,201のケース数のうち「東京圏」に比べて「非東京圏」のケース数が約10倍となっているのは、第8回人口移動調査では人口規模の小さい「非東京圏」の都道府県で多くのケースを確保することで都道府県別の集計を可能にするような標本設計の方針が取られたからである。結果として「東京圏」のケース数は、属性別にみていくとかなり限られたものになっている。

子ども数の平均値は、全体で2.05人であり、「東京圏」で1.90人、「非東京圏」で2.11人であり、前者が後者より0.21人少ない。このような地域差は多くの属性で共通し、同一の属性で比較すると「東京圏」の方が「非東京圏」より0.1~0.2人程度少ない。

多変量解析の結果を整理したのが表2である。説明変数のみのモデル1では、「東京圏」は統計的に有意である。ただし、「東京圏」の係数の絶対値は切片の値に比べると小さい<sup>9)</sup>。

説明変数と統制変数からなるモデル2でも「東京圏」は統計的に有意であるが、係数の絶対値は切片の値に比べると小さい。統制変数についてみると、いずれも統計的に有意であった。このうち移動経験の変数については、「出身県と現住県が違う（同じ圏域）」、「出身県と現住県が違う（異なる圏域）」ともに統計的に有意であり、後者の「出身県と現住県が違う（異なる圏域）」の方が係数の絶対値は大きかったが、「東京圏」の係数の絶対値に比べれば小さかった。なお、「東京圏」よりも係数の絶対値が大きかったのは結婚年齢の「25-27歳」、「28-30歳」、「31歳以上」のみであった。

交互作用を含むモデル3についてみると、「東京圏」の主効果および、「東京圏」の交互作用項のうちの結婚年齢が「31歳以上」と移動経験が「出身県と現住県が違う（異なる圏域）」でいずれも統計的に有意となっていたが、係数の絶対値は切片の値に比べると小さい。また「東京圏」の交互作用項のうちの移動経験が「出身県と現住県が違う（異なる圏域）」については、「出身県と現住県が違う（異なる圏域）」の主効果を考慮すると、東京圏では主効果と交互作用項とが打ち消し合う形となっている。つまり、東京圏では移動経験の違いは平均子ども数にほとんど影響していない。この他、交互作用項を含め説明変数や統制変数の中で係数の絶対値が「東京圏」よりも大きいのは結婚年齢の主効果のうちの「28-30歳」と「31歳以上」であった。またこの「31歳以上」の係数の絶対値は、投入され

9) ここで切片との比較をするのは、モデルから推定される平均子ども数への影響の大きさを理解するためである。



た変数の中では例外的に切片にかなり近い値を示した。

以上を踏まえるならば、東京圏と非東京圏の間にみられる有配偶女性の平均子ども数の差は構成効果のみで説明できるものではなく、文脈効果の影響が存在するということになる。

表1 東京圏と非東京圏別の子ども数の平均値と標準偏差

属性	全体			
	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差
全体	12,201	100.0	2.05	0.87
出生コーホート				
1940-1949年出生	3,858	31.8	2.11	0.78
1950-1959年出生	4,673	35.8	2.14	0.85
1960-1969年出生	3,670	32.4	1.89	0.95
学歴				
中学・高校	7,505	57.9	2.12	0.84
専門・短大・大学等	4,696	42.1	1.96	0.90
結婚年齢				
24歳以下	6,779	51.9	2.23	0.80
25-27歳	3,463	29.5	2.05	0.80
28-30歳	1,253	11.6	1.80	0.92
31歳以上	706	7.0	1.16	0.96
移動経験				
出身県と現住県が同じ	9,280	66.6	2.08	0.88
出身県と現住県が違う（同じ圏域）	2,287	21.6	2.03	0.87
出身県と現住県が違う（異なる圏域）	634	11.8	1.91	0.84

属性	東京圏				非東京圏			
	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差
全体	1,138	100.0	1.90	0.84	11,063	100.0	2.11	0.88
出生コーホート								
1940-1949年出生	365	32.1	1.99	0.73	3,493	31.7	2.16	0.80
1950-1959年出生	358	31.1	2.03	0.84	4,315	37.7	2.18	0.85
1960-1969年出生	415	36.8	1.72	0.90	3,255	30.7	1.97	0.97
学歴								
中学・高校	560	48.0	2.00	0.81	6,945	61.9	2.15	0.85
専門・短大・大学等	578	52.0	1.82	0.86	4,118	38.1	2.04	0.92
結婚年齢								
24歳以下	521	45.0	2.11	0.75	6,258	54.7	2.27	0.81
25-27歳	353	31.4	1.92	0.75	3,110	28.7	2.11	0.82
28-30歳	153	13.5	1.71	0.89	1,100	10.9	1.84	0.94
31歳以上	111	10.1	1.17	0.97	595	5.7	1.15	0.96
移動経験								
出身県と現住県が同じ	514	45.8	1.91	0.88	8,766	75.0	2.12	0.87
出身県と現住県が違う（同じ圏域）	224	19.2	1.86	0.77	2,063	22.6	2.09	0.89
出身県と現住県が違う（異なる圏域）	400	35.0	1.92	0.83	234	2.4	1.88	0.91

注1：ケース数1は個票のケースの数を、ケース数2はウェイトを加味したケース数の分布（単位は%）を表す

注2：平均値と標準偏差はウェイトを加味した値である

表2 分析1の推定結果

変数等	モデル1		モデル2		モデル3	
	$\beta$	SE	$\beta$	SE	$\beta$	SE
現住地 (ref.非東京圏)						
東京圏	-0.103 ***	0.009	-0.058 ***	0.010	-0.088 ***	0.024
出生コーホート (ref.1940-1949年出生)						
1950-1959年出生			0.030 **	0.009	0.023 *	0.011
1960-1969年出生			-0.034 ***	0.010	-0.027 *	0.012
学歴 (ref.短大・大学等)						
中学・高校			0.016 *	0.008	0.009	0.010
結婚年齢 (ref.24歳以下)						
25-27歳			-0.071 ***	0.009	-0.068 ***	0.010
28-30歳			-0.195 ***	0.013	-0.197 ***	0.016
31歳以上			-0.622 ***	0.020	-0.662 ***	0.026
移動経験 (ref.出身県と現住県が同じ)						
出身県と現住県が違う (同じ圏域)			-0.016 +	0.009	-0.018 +	0.011
出身県と現住県が違う (異なる圏域)			-0.032 *	0.014	-0.098 **	0.030
現住地×出生コーホート						
東京圏×1950-1959年出生					0.026	0.021
東京圏×1960-1969年出生					-0.020	0.022
現住地×学歴						
東京圏×中学・高校					0.025	0.018
現住地×結婚年齢						
東京圏×25-27歳					-0.008	0.020
東京圏×28-30歳					0.010	0.028
東京圏×31歳以上					0.103 *	0.041
現住地×移動経験						
東京圏×出身県と現住県が違う (同じ圏域)					0.010	0.022
東京圏×出身県と現住県が違う (異なる圏域)					0.083 *	0.035
切片	0.747 ***	0.004	0.807 ***	0.011	0.815 ***	0.012
-2Log-likelihood	5879024.2		5357963.5		5351095.1	
Pseudo R-squared	0.009		0.096		0.098	

有意確率 \*\*\* : 0.001, \*\* : 0.01, \* : 0.05, + : 0.1

Pseudo R-squared は Heinzel and Mittlböck (2003) よるもので次式による。

$1 - (Df + k) / Dn$

Df : モデルの-2Log-likelihood, Dn : 説明変数を投入しない場合の-2Log-likelihood, k : 説明変数の数,  $\phi$  : 散布度パラメータ (dispersion parameter)

## 2. 移動類型別の有配偶女性の平均子ども数

単純集計の結果を整理したのが表3である。子ども数の平均値は、全体で2.05人(表1)であり、「東京圏の非移動者」で1.91人、「東京圏の圏内移動者」で1.86人、「東京圏の転入者」で1.92人、「非東京圏の非移動者」で2.12人、「非東京圏の圏内移動者」で2.09人、「非東京圏の転入者」で1.88人であった。このように「非東京圏の非移動者」や「非東京圏の圏内移動者」で全体の値よりも多く、それ以外で少ないという傾向は多くの属性で共通している。

表3 移動類型別の子ども数の平均値と標準偏差

属性	東京圏の非移動者				東京圏の圏内移動者				東京圏の転入者			
	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差
全体	514	100.0	1.91	0.88	224	100.0	1.86	0.77	400	100.0	1.92	0.83
出生コーホート												
1940-1949年出生	138	27.8	1.99	0.81	70	29.2	1.97	0.69	157	39.2	1.99	0.67
1950-1959年出生	163	31.4	2.02	0.85	61	27.5	1.95	0.86	134	32.8	2.08	0.81
1960-1969年出生	213	40.8	1.76	0.93	93	43.3	1.73	0.75	109	28.0	1.64	0.96
学歴												
中学・高校	262	49.1	2.03	0.86	92	40.1	1.89	0.80	206	50.8	2.00	0.75
専門・短大・大学等	252	50.9	1.79	0.89	132	59.9	1.84	0.75	194	49.2	1.84	0.89
結婚年齢												
24歳以下	223	42.5	2.11	0.82	95	41.7	2.04	0.64	203	50.1	2.15	0.71
25-27歳	163	32.5	1.92	0.77	70	31.6	2.04	0.68	120	29.9	1.86	0.75
28-30歳	78	15.2	1.81	0.92	31	13.5	1.61	0.77	44	11.3	1.59	0.89
31歳以上	50	9.8	1.15	1.00	28	13.2	1.12	0.86	33	8.8	1.24	1.02

属性	非東京圏の非移動者				非東京圏の圏内移動者				非東京圏の転入者			
	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差	ケース数1	ケース数2	平均値	標準偏差
全体	8,766	100.0	2.12	0.87	2,063	100.0	2.09	0.89	234	100.0	1.88	0.91
出生コーホート												
1940-1949年出生	2,738	30.6	2.17	0.79	689	35.2	2.15	0.82	66	30.2	2.09	0.81
1950-1959年出生	3,439	37.8	2.19	0.85	791	37.4	2.17	0.87	85	35.0	1.98	0.82
1960-1969年出生	2,589	31.5	2.00	0.96	583	27.4	1.92	0.98	83	34.8	1.59	0.99
学歴												
中学・高校	5,645	63.2	2.17	0.85	1,177	58.5	2.12	0.85	123	53.9	1.97	0.86
専門・短大・大学等	3,121	36.8	2.05	0.90	886	41.5	2.05	0.95	111	46.1	1.77	0.95
結婚年齢												
24歳以下	5,023	54.9	2.28	0.80	1,144	55.5	2.25	0.83	91	41.3	2.07	0.68
25-27歳	2,423	28.6	2.12	0.81	597	28.2	2.05	0.84	90	35.7	2.04	0.88
28-30歳	851	10.7	1.86	0.94	216	11.0	1.84	0.89	33	15.5	1.38	1.07
31歳以上	469	5.8	1.17	0.94	106	5.2	1.11	1.01	20	7.4	1.07	0.95

注1：ケース数1は個票のケースの数を、ケース数2はウェイトを加味したケース数の分布(単位は%)を表す

注2：平均値と標準偏差はウェイトを加味した値である

注3：全体の値は表1を参照のこと

多変量解析の結果を整理したのが表4である。説明変数のみのモデル1では、「非東京圏の圏内移動者」を除いて統計的に有意であり、それらの係数はいずれも-0.1程度で、その絶対値は切片の値に比べると小さかった。

説明変数と統制変数からなるモデル2では、全ての変数が統計的に有意であった。このうち説明変数に関しては、「非東京圏の圏内移動者」の係数が-0.01程度である以外は-0.06~-0.10程度であり、いずれもその絶対値は切片の値に比べると小さかった。統制変数については、出生コーホートや学歴に関する変数の係数が-0.03~0.03程度であったのに対し、結婚年齢に関する変数の係数の絶対値は大きく、とりわけ「28-30歳」では0.19、「31歳以上」では0.62であった(ただし、いずれも符号は負)。この「31歳以上」の係数の絶対値は、投入された変数の中では例外的に切片にかなり近い値を示した。

表 4 分析 2 の推定結果

変数等	モデル 1		モデル 2		モデル 3	
	$\beta$	SE	$\beta$	SE	$\beta$	SE
移動類型 (ref.非東京圏の非移動者)						
東京圏の非移動者	-0.106 ***	0.012	-0.068 ***	0.012	-0.117 ***	0.031
東京圏の圏内移動者	-0.133 ***	0.018	-0.077 ***	0.018	-0.079 +	0.044
東京圏の転入者	-0.100 ***	0.013	-0.081 ***	0.013	-0.037	0.032
非東京圏の圏内移動者	-0.015	0.011	-0.018 +	0.011	0.040	0.027
非東京圏の転入者	-0.123 ***	0.031	-0.097 **	0.030	-0.005	0.085
出生コーホート (ref.1940-1949年出生)						
1950-1959年出生			0.030 ***	0.009	0.032 **	0.012
1960-1969年出生			-0.033 ***	0.010	-0.010	0.014
学歴 (ref.短大・大学等)						
中学・高校			0.016 +	0.008	0.018	0.011
結婚年齢 (ref.24歳以下)						
25-27歳			-0.071 ***	0.009	-0.065 ***	0.012
28-30歳			-0.194 ***	0.013	-0.192 ***	0.018
31歳以上			-0.622 ***	0.020	-0.656 ***	0.029
移動類型×出生コーホート						
東京圏の非移動者×1950-1959年出生					0.019	0.030
東京圏の圏内移動者×1950-1959年出生					-0.012	0.046
東京圏の転入者×1950-1959年出生					0.032	0.031
非東京圏の圏内移動者×1950-1959年出生					-0.028	0.025
非東京圏の転入者×1950-1959年出生					-0.099	0.074
東京圏の非移動者×1960-1969年出生					-0.007	0.031
東京圏の圏内移動者×1960-1969年出生					-0.042	0.045
東京圏の転入者×1960-1969年出生					-0.086 *	0.036
非東京圏の圏内移動者×1960-1969年出生					-0.057 *	0.029
非東京圏の転入者×1960-1969年出生					-0.177 *	0.082
移動類型×学歴						
東京圏の非移動者×中学・高校					0.060 *	0.025
東京圏の圏内移動者×中学・高校					-0.015	0.038
東京圏の転入者×中学・高校					-0.024	0.028
非東京圏の圏内移動者×中学・高校					-0.039 +	0.023
非東京圏の転入者×中学・高校					-0.006	0.068
移動類型×結婚年齢						
東京圏の非移動者×25-27歳					-0.005	0.027
東京圏の圏内移動者×25-27歳					0.074 +	0.040
東京圏の転入者×25-27歳					-0.063 *	0.031
非東京圏の圏内移動者×25-27歳					-0.025	0.025
非東京圏の転入者×25-27歳					0.055	0.070
東京圏の非移動者×28-30歳					0.071 +	0.038
東京圏の圏内移動者×28-30歳					-0.023	0.058
東京圏の転入者×28-30歳					-0.083 +	0.047
非東京圏の圏内移動者×28-30歳					0.001	0.037
非東京圏の転入者×28-30歳					-0.161	0.103
東京圏の非移動者×31歳以上					0.089	0.056
東京圏の圏内移動者×31歳以上					0.071	0.071
東京圏の転入者×31歳以上					0.142 *	0.062
非東京圏の圏内移動者×31歳以上					-0.037	0.064
非東京圏の転入者×31歳以上					0.038	0.159
切片	0.753 ***	0.005	0.808 ***	0.011	0.799 ***	0.014
-2Log-likelihood	5871829.8		5355885.9		5334154.8	
Pseudo R-squared	0.010		0.097		0.100	

有意確率 \*\*\* : 0.001, \*\* : 0.01, \* : 0.05, + : 0.1

Pseudo R-squared は Heinzel and Mittlböck (2003) よりのもので次式による。

$1 - (Df + k \phi) / Dn$

Df : モデルの-2Log-likelihood, Dn : 説明変数を投入しない場合の-2Log-likelihood, k : 説明変数の数,  $\phi$  : 散布度パラメータ (dispersion parameter)

交互作用を含むモデル3についてみると、説明変数の主効果で統計的に有意であったのは「東京圏の非移動者」と「東京圏の圏内移動者」であり、これらの係数の絶対値は切片の値に比べると小さかった。説明変数の交互作用項をみると、特徴的なのは「東京圏の転入者」、「非東京圏の圏内移動者」、「非東京圏の転入者」で出生コーホートの「1960-1969年」との交互作用項が統計的に有意であり、係数の絶対値は切片の値に比べると小さかったが符号はいずれも負であった。その他では、統計的に有意となった交互作用項はいくつかみられるものの、係数の絶対値は総じて小さかった。その中で係数の絶対値が大きかったのは結婚年齢の主効果のうちの「28-30歳」と「31歳以上」であり、とくに「31歳以上」の係数の絶対値は切片にかなり近い値を示した。

以上の結果を4つの仮説との関係で整理すると次のようになる。まず adaptation, socialization, selection の各仮説の前提については、モデル3で「東京圏の非移動者」の係数は負で統計的に有意であったことから、「非東京圏の非移動者」に比べて「東京圏の非移動者」の有配偶女性の平均子ども数は少ない。つまり、adaptation, socialization, selection の各仮説の前提は成り立っていると考えられる。

その上で、モデル3で「東京圏の転入者」の係数は統計的に有意でなかったことから、「東京圏の転入者」に socialization 仮説が当てはまると考えられる。つまり、「東京圏の転入者」の有配偶女性は東京圏に適応しているのではなく、移動元で社会化されて身につけた出生行動を保持しているとみなせる。また、同じくモデル3の「非東京圏の転入者」の係数は統計的に有意でなかったことから、「非東京圏の転入者」に adaptation 仮説が当てはまると考えられる。つまり、「非東京圏の転入者」の有配偶女性は非東京圏に適応していると考えられるのである。

最後に disruption 仮説については、モデル3の「東京圏の転入者」、「非東京圏の圏内移動者」、「非東京圏の転入者」で出生コーホートの「1960-1969年」との交互作用項、ならびに「東京圏の圏内移動者」の主効果の係数はいずれも統計的に有意な負の値であったことから、少なくとも1960年代出生コーホートについては、移動経験がある場合に平均子ども数が少なくなるような傾向があり、disruption 仮説が当てはまると考えられる。また、「1960-1969年」との交互作用項のうち「東京圏の転入者」と「非東京圏の転入者」については係数の絶対値が「東京圏の非移動者」の主効果の係数の絶対値と同水準であることから、東京圏と非東京圏の圏間の移動者で平均子ども数がよりいっそう少なくなりやすいといえよう。

## V. 結婚出生力の地域差と人口移動の関係についての考察

分析結果を改めて整理する。まず分析1では、表1に示したように、東京圏の有配偶女性の平均子ども数は1.90人で非東京圏よりも0.21人少なかった。このような地域差は、山内(2016)と整合的なものであった。なお、山内(2016)と本稿では、例えば東京圏の有配偶女性の平均子ども数が前者で1.96人に対して後方で1.90人となるといった差異は存在

するが、それは集計対象の違いや標本誤差に由来するものであると考えられる。

また分析1では、移動経験を統制しても東京圏の有配偶女性の平均子ども数は非東京圏に比べて少なく、文脈効果が存在することが明らかになった。このことは、欧州諸国を対象とした研究結果とも整合的である (Kulu 2013, Fiori et al. 2014)。

さらに、分析1のモデル3の交互作用の結果から、東京圏では移動経験の違いが平均子ども数にほとんど影響していないことも明らかになった。この結果は、東京圏の有配偶女性の結婚出生力は、移動経験の違いによる差が小さいことを示すものである。したがって、かつて山内 (2016) は非東京圏よりも東京圏の結婚出生力が低くなるメカニズムとして、住宅等の継承可能な資産や出産・子育てに関する支援を親族から得にくいことで東京圏の転入者の平均子ども数が東京圏の非移動者や圏内移動者よりも少ない可能性に言及したが、その点についての言及は妥当性を欠くものであった可能性が高い<sup>10)</sup>。

続いて分析2では、主としてモデル3の結果から次の4つのことが明らかになった。第1に、東京圏の非移動者と非東京圏の非移動者の平均子ども数は異なっており、前者の方が後者よりも少なかった。第2に、非東京圏の転入者と非東京圏の非移動者の平均子ども数は同水準であり、前者が非東京圏に適応したという adaptation 仮説が成り立っていた。第3に、東京圏の転入者と非東京圏の非移動者の平均子ども数は同水準であり、前者が非東京圏で社会化されたという socialization 仮説が成り立っていた。第4に、1960-1969年 出生コーホートでは移動経験がないケースよりもあるケースの方が平均子ども数は少なく、人口移動が出生行動を阻害するという disruption 仮説が成り立っていた。これらの結果は、小池 (2006, 2009, 2014) では部分的に示唆されていたものをより明確化したものといえる。

以上の結果のうち第1の結果については、分析1の結果である文脈効果の存在と密接に関連していると考えられる。東京圏と非東京圏の有配偶女性の多くはそれぞれの地域の出身者であり、今回の集計対象のケース数から東京圏の有配偶女性に占める東京圏の転入者、非東京圏の有配偶女性に占める非東京圏の転入者の割合はそれぞれ35.0%、2.4%である (表1)。したがって、出身地と現住地が同じ人びとというのは両地域の多数派であり、それらの人びとの出生行動の違いが文脈効果となって表れている可能性がある。

結婚出生力に対する人口移動の影響という点については、非東京圏の転入者と東京圏の転入者では異なっていた。前者の非東京圏の転入者に関しては、adaptation 仮説が当てはまったことからわかるように、非東京圏には転入者が子どもをもちやすくなるような何らかのメカニズムが存在する可能性がある。ただし表3や表4のモデル1からわかるように、非東京圏の転入者の平均子ども数は、非東京圏の非移動者や圏内移動者に比べて少な

10) ここで指摘した以外にも山内 (2016) は次の3点を指摘しており、それらの妥当性は今回の分析結果とも齟齬があるわけではない。1点目は、東京圏には多様な価値意識をもつ人びとが存在しているので希望する子ども数が少ないということである。2点目は、東京圏には社会的威信の高い地位達成を実現することに価値を見いだす人が多く、子どもにもそうした地位達成を期待して教育投資が多くなるため、少ない子ども数の方が合理的であるということである。3点目は、子どものいる世帯の郊外居住が一般的な東京圏では仕事と家庭の役割を果たすための時間の制約が大きく、少ない子ども数の方が合理的であるということである。

い一方で、東京圏の非移動者や圏内移動者とは同水準である。このことは分析1のモデル3で、「出身県と現住県が違う（異なる圏域）」の主効果の係数が統計的に有意な負の値となっていたことと関連していると考えられる。したがって、東京圏から非東京圏への人口移動がなかった場合に比べると、東京圏にとってみれば同水準の結婚出生力の人びとが流出したために同地域の結婚出生力は変化しなかった反面、非東京圏にとってみれば結婚出生力の低い人びとが流入したために同地域の結婚出生力は低くなったと考えられる。また、非東京圏には転入者が子どもをもちやすくなるような何らかのメカニズムが存在する可能性があり、属性を統制した場合には非東京圏の転入者は東京圏の非移動者よりも結婚出生力は高いことから、全国の結婚出生力は高くなったといえよう。

後者の東京圏の転入者については socialization 仮説が当てはまっており、東京圏には転入者が子どもをもちにくくなるようなメカニズムがあるわけではない。ただし表3や表4のモデル1からわかるように、東京圏の転入者の平均子ども数は非東京圏の非移動者や圏内移動者に比べて少ない一方で、東京圏の非移動者や圏内移動者とは同水準であった。このことは、分析1のモデル3で「出身県と現住県が違う（異なる圏域）」の主効果を考慮すると、東京圏では主効果と交互作用項とが打ち消し合ってしまう移動経験の違いは平均子ども数にほとんど影響しないことになったと考えられる。したがって、非東京圏から東京圏への人口移動がなかった場合に比べると、非東京圏にとってみれば結婚出生力の低い人びとが流出したために同地域の結婚出生力は高まった反面、東京圏にとってみれば同じような結婚出生力の人びとの流入で東京圏の結婚出生力は変化しなかったと考えられる。また、属性を統制した場合には東京圏の転入者は非東京圏の非移動者と同程度の結婚出生力であったことから、全国の結婚出生力への影響は生じなかったといえよう。

以上を踏まえ、東京圏が転入超過であり非東京圏は転出超過であることから、人口移動は東京圏と非東京圏の結婚出生力の差を拡大させた可能性がある。ただし、このような結婚出生力に対する人口移動の影響というのは1940-1949年や1950-1959年出生コーホートに顕著であり、1960-1969年出生コーホートでは disruption 仮説が当てはまっており、移動経験者の結婚出生力は低下し、地域差は保たれたまま東京圏、非東京圏、全国の結婚出生力も下がることになった。表5は、分析2のモデル3の推定結果をもとに1940-1949年出

表5 分析2のモデル3から推定される平均子ども数

移動類型	1940-1949年	1960-1969年
	出生コーホート	出生コーホート
東京圏の非移動者	1.98	1.94
東京圏の圏内移動者	2.05	1.95
東京圏の転入者	2.14	1.95
非東京圏の非移動者	2.22	2.20
非東京圏の圏内移動者	2.31	2.16
非東京圏の転入者	2.21	1.83

注：学歴は短大・大学等、結婚年齢は24歳以下の場合の推定値である。

生コーホートと1960-1969年出生コーホートの有配偶女性の平均子ども数を移動累計別に整理したものである。同表の結果から明らかなように、移動経験のない場合には出生コーホート間で平均子ども数の差は僅かであるのに対し、移動経験のある場合には1960-1969年出生コーホートで平均子ども数が少なくなっている。その傾向は、東京圏の転入者と非東京圏の転入者で顕著であった。

これまで結婚出生力の地域差と人口移動の関係について考察してきたが、最後に結婚年齢と結婚出生力の関係について言及しておきたい。IVで示したように、分析1と分析2のモデル3で統計的に有意であり、なおかつ係数の絶対値が大きいのは結婚年齢の「28-30歳」や「31歳以上」であった。そのことは、結婚出生力に対する影響力という点では地域や移動経験よりも結婚年齢の方が大きいということを示唆する。この点は、表1や表3にも表れている。新しい出生コーホートほど結婚年齢が上がっていることが結婚出生力におよぼす影響は山内（2016）でも論じたが、本稿の結果もそれと整合的なものといえよう。

## VI. おわりに

本稿は、東京大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の4都県のことで、本稿では東京圏とする）と非東京大都市圏（東京大都市圏以外の43道府県のことで、本稿では非東京圏とする）、全国の結婚出生力に対する人口移動の影響を検討したものである。具体的な課題は、第1に移動経験の有無を含めて社会人口学的な変数を統制したときに、東京圏と非東京圏との間には有配偶女性の平均子ども数に差があるのかどうかを検討することであり、第2に東京圏と非東京圏との間にみられる移動類型別に有配偶女性の平均子ども数にどのような差がみられるのか、もし差があるとすればそこにはどのようなメカニズムがあるのかを検討することである。分析に用いたのは第8回人口移動調査の個票であり、そのうち世帯主ないし世帯主の配偶者であって夫婦とも初婚の1940-1969年出生コーホートの女性のケースである。

その結果、第1の課題については、移動経験を統制しても東京圏の有配偶女性の平均子ども数は非東京圏に比べて少なく、文脈効果が存在することが明らかになった。第2の課題については、①東京圏の非移動者と非東京圏の非移動者とでは平均子ども数は異なっており、前者の方が少なかった、②非東京圏の転入者と非東京圏の非移動者とでは平均子ども数は同水準であり、前者が非東京圏に適応したという adaptation 仮説が成り立つ、③東京圏の転入者と非東京圏の非移動者とでは平均子ども数は同水準であり、前者は非東京圏で社会化されたという socialization 仮説が成り立つ、④1960-1969年出生コーホートでは移動経験がないケースよりもあるケースの方が平均子ども数は少なく、人口移動が出生行動を阻害するという disruption 仮説が成り立つ、ということが明らかになった。

これらの結果を踏まえて、東京圏および非東京圏、全国の結婚出生力と人口移動の関係について次のように考察した。東京圏の結婚出生力は非東京圏よりも低かった。その背後には、非移動者や圏内移動者の結婚出生力の地域差があった。また、東京圏の転入者と非



東京圏の転入者の結婚出生力は東京圏の非移動者や圏内移動者と同水準であったのに対し、非東京圏の非移動者や圏内移動者よりも低かったため、転入超過となる東京圏の結婚出生力は人口移動によってほとんど変化しない一方で、転出超過となる非東京圏の結婚出生力は上昇するというメカニズムがみられた。さらに、属性を統制した場合、非東京圏の転入者の結婚出生力は東京圏の非移動者や圏内移動者よりも高く、東京圏の転入者の結婚出生力は非東京圏の非移動者や圏内移動者と同水準であったことから、人口移動は全国の結婚出生力を上昇させていた。このような結婚出生力に対する人口移動の影響は1940-1949年や1950-1959年出生コーホートに顕著であった一方で、1960-1969年出生コーホートでは上記のメカニズムに加えて移動者の結婚出生力が非移動者よりも低くなる傾向があり、人口移動は地域差を保ちつつ東京圏、非東京圏、全国の結婚出生力を低下させていた。

以上の考察を踏まえて、政策への示唆について触れておきたい。本研究で明らかになったように、東京圏から非東京圏への移動者の結婚出生力には adaptation 仮説、非東京圏から東京圏への移動者の結婚出生力には socialization 仮説、1960-1969年出生コーホートの移動者には disruption 仮説が成り立っていた。このことは、結婚出生力に対する人口移動の影響は短絡的に想定できるものではないことを示している。つまり、結婚出生力と人口移動の関係は単純なものではなく、非東京圏から東京圏への人口移動を抑制し、東京圏から非東京圏への人口移動を促進すれば東京圏、非東京圏、日本の結婚出生力が上昇するであろうと安易に推論してはならないということである。また、本稿では深く掘り下げたわけではないが、結婚出生力を低下させる効果としては人口移動よりも結婚年齢の方が大きかったことから、結婚出生力の規定要因として人口移動の影響は相対的に小さく、人口移動を促進ないし抑制することによる日本の結婚出生力への効果はかなり限定的であると考えられる。これらのことを踏まえると、1章の冒頭で示した東京圏の低い合計出生率と高水準の転入超過という2つの事象について、東京圏の転入超過が止むならば合計出生率は上昇するだろうといった類いの短絡的な想定は慎むべきであろう。

今後の課題として3点あげておきたい。1点目は、分析対象をひろげることである。本稿が対象にしたのは追加出生がほとんどないと考えられる1960年代出生コーホートまでの有配偶女性であった。1970年代以降の出生コーホートや有配偶の男性を対象にすることで、子どもを産み育てている若年層や男女の違いを分析に含めることができる。また、本稿では移動類型の設定を出身県と現住県のみに基づいているが、可能な範囲で細分化する必要もあるだろう。それによって、学術的な理解を深めることや、より包括的な政策提言につなげることが可能であろう。

2点目は、東京圏の結婚出生力が非東京圏よりも低いことの背後にある文脈効果の具体的なメカニズムの解明である。詳細なメカニズムが解明されることで、東京圏と非東京圏の結婚出生力の地域差は改善が望ましいものかどうかを判断することが可能になる。例えば山内ほか（2020）では、沖縄県の結婚出生力が本土よりも高いのは沖縄県に特有の3つの家族観が人びとの出生行動に影響を及ぼし、それが文脈効果となって表れていることを明らかにした上で、沖縄県は本土の少子化対策のモデルにはならないことを論じた。

3点目は、結婚力について検討することである。本稿が対象にしたのは結婚出生力であり、日本の低出生力に及ぼす影響力という点では結婚力に比べて小さい（余田・岩澤2018）。結婚力についても地域差や人口移動との関連性について分析を進め、理解を深める必要がある。さらに、結婚出生力と結婚力それぞれの理解を深めた後に、出生力の地域差や人口移動との関連性について考察していく必要がある。

（2020年3月26日 査読終了）

#### 付記

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「社会保障・人口問題基本調査 第8回人口移動調査」（代表者：林玲子）およびJSPS 科研費基盤研究（C）「人口移動が結婚・出生に及ぼす影響に関する地理学的研究」（研究代表者：山内昌和，課題番号：17K01241，研究期間：2017年4月1日-2020年3月31日）の助成を受けたものである。

#### 文献

- 石井太（2013）「出生動向基本調査と国民生活基礎調査とのデータマッチングを用いた子ども数の分析」『人口問題研究』第69巻第2号，pp.53-73.
- 小池司朗（2006）「出生行動に対する人口移動の影響について—人口移動は出生率を低下させるか？—」『人口問題研究』第62巻第4号，pp.3-19.
- 小池司朗（2009）「人口移動と出生行動の関係について—初婚前における大都市圏への移動者を中心として—」『人口問題研究』第65巻第3号，pp.3-20.
- 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（2018）『2016年社会保障・人口問題基本調査 第8回人口移動調査報告書』調査研究報告資料第36号.
- 総務省統計局（2020）『住民基本台帳人口移動報告 2019年結果 結果の概要』（<https://www.stat.go.jp/data/idou/2019np/kihon/pdf/gaiyou.pdf>：最終閲覧日2020年4月2日）
- 山内昌和（2016）「東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数はなぜ少ないのか—第4回・第5回全国家庭動向調査を用いた人口学的検討—」『人口問題研究』第72巻第2号，pp.73-98.
- 山内昌和・西岡八郎・江崎雄治・小池司朗・菅桂太（2020）「沖縄県の合計出生率はなぜ本土よりも低いのか」『地理学評論 Series A』93巻2号，pp.85-106.
- 余田翔平・岩澤美帆（2018）「期間合計出生率の趨勢とその背景—社会経済発展，ジェンダーレジーム，生殖技術に着目して—」『人口問題研究』第74巻第3号，pp.205-223.
- Fiori, F., Graham, E. and Feng, Z. (2014) "Geographical Variations in Fertility and Transition to Second and Third Birth in Britain," *Advances in Life Course Research*, Vol. 21, pp.149-167.
- Heinzl, H. and Mittlböck, M. (2003) "PseudoR-Squared Measures for Poisson Regression Models with Over- or Under Dispersion," *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 44, No. 1-2, pp.253-271.
- Kulu, H. (2005) "Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined," *European Journal of Population*, Vol. 21, No. 1, pp.51-87.
- Kulu, H. (2006) "Fertility of Internal Migrants: Comparison between Austria and Poland," *Population, Space and Place*, Vol. 12, No. 3, pp.147-170.
- Kulu, H. (2013) "Why do Fertility Levels Vary between Urban and Rural Areas?" *Regional Studies*, Vol. 47, No. 6, pp.895-912.
- McCullagh, P. and Nelder, J. A. (1989) *Generalized Linear Model*, 2nd ed., Chapman & Hal/CRC.

# Migration Effects on Marital Fertility in the Tokyo Metropolitan Area, the Non-Tokyo Metropolitan Area, and Japan

YAMAUCHI Masakazu, KOIKE Shiro, KAMATA Kenji  
and NAKAGAWA Masataka

This study aims to analyze the effects of internal migration on marital fertility in the Tokyo Metropolitan Area (TMA), including Saitama, Chiba, Tokyo, and Kanagawa prefecture, the non-Tokyo Metropolitan Area (non-TMA), and Japan as a whole. This study is based on retrospective microdata from the Eighth National Survey on Migration conducted by the National Institute of Population and Social Security Research in 2016. The extract used in the study includes the birth and migration histories of 12,201 married women in first marriages born from 1940 to 1969. The main results of our study can be summarized as follows:

First, marital fertility differences were found between the TMA and non-TMA. For example, married women born from 1940 to 1969 in the TMA had 1.90 children on average, 0.21 less than those in the non-TMA. These differences were related to the marital fertility differences of non-migrants between the TMA and non-TMA.

Second, a comparison among the non-migrants and in-migrants in both the non-TMA and TMA showed that non-migrants in the non-TMA had higher marital fertility. This reveals that the positive effects of internal migration on marital fertility existed in the non-TMA with negative net migration rates but not in the TMA with positive net migration rates.

Third, we observed elevated marital fertility among in-migrants in the non-TMA who adopted the fertility behavior that dominates at the non-TMA and that in-migrants in the TMA exhibit marital fertility levels similar to the non-migrants in the non-TMA. This means that internal migration has positive effects on marital fertility in Japan as a whole.

Fourth, we found that the marital fertility of migrants born from 1960 to 1969 is lower than that of migrants born from 1940 to 1959 and non-migrants born between 1960 and 1969. In contrast to married women born between 1940 and 1959, internal migration has negative effects on the marital fertility of women born from 1960 to 1969 in the TMA, the non-TMA, and Japan as a whole.

**【Keywords】** marital fertility, migration, Tokyo metropolitan area, non-Tokyo metropolitan area, Eighth National Survey on Migration