

特集：少子・超高齢・人口減少社会の人口移動—第7回人口移動調査の結果から—（その2）

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—

小池 司 朗

今日までの諸外国を中心とする研究において、非大都市圏から大都市圏への移動者の出生力は非大都市圏滞在者の出生力と比較して低いことが明らかにされており、その要因を説明する仮説として、個人属性の違いであるとする Selection、移動後の諸環境への適応によるものであるとする Adaptation、移動に伴う出生行動の断絶であるとする Disruption などが挙げられている。本稿においては「第7回人口移動調査」のデータを用い、主に非大都市圏から大都市圏への移動者に着目して仮説の検証を試みた。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、移動類型別の子ども数を算出したところ、非大都市圏から大都市圏への移動者の出生力が最も低かった。子ども数を従属変数とした移動類型別の重回帰分析などを実行した結果、上記移動者の低出生力の要因として、Selection と Adaptation の影響が大きいと推察された一方で、Disruption については初婚直後におけるごく限定的な影響が観察されるにとどまった。

I. はじめに

任意の地域の人口は、出生・死亡・移動によって変動するが、そのなかで人口分布の変化に対して最も大きな影響を及ぼすのは一般的に移動である。その一つの理由は、出生と死亡が一地域で完結する事象であるのに対し、移動は出発地と到着地の二地域に関連する事象であることによる。当然ながら、移動によって出発地では人口が減少する一方で、到着地では人口が増加することになる。もう一つのより大きな理由は、移動は人口構造の変化を通して、出生・死亡にも影響をもたらすという点である。「日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）」においては、今後、大都市圏において高齢者人口が大幅に増加すると推計されているが（国立社会保障・人口問題研究所 2013）、その最大の要因は、主として高度経済成長期に非大都市圏から大都市圏に移動した若年層が高齢化することによる。また、出生率の低い大都市圏において未だ自然増減率がプラスとなっている地域が多いのは、若年層の継続的な流入によって、非大都市圏と比較して相対的に若い人口構造が維持されているためである。移動は若年層を中心として発生するため、短期的にはとくに出生の分布に対する影響が大きく、このことから地域別の社会増減率と自然増減率は比較的高い正の相関を示す。こうして移動は、移動者本人による人口分布の変化のみならず、次世代以降の人口分布も変化させる要因となる（小池 2006a）。出身地別の人口に着目す

ると、今日までの人口移動傾向を反映し、大都市圏においては大都市圏出身者の割合が増加している（清水 2010）。近年においても、非大都市圏から大都市圏への移動は卓越しており、大都市圏における大都市圏出身者割合の増加は今後も継続すると考えられる。

その一方で、大都市圏と非大都市圏の出生力の較差は依然として存在している。厚生労働省による「人口動態統計月報年計（概数）」によれば、平成24（2012）年の全国の合計特殊出生率（TFR）は1.41であったが、都道府県別にみると、最高の沖縄県（1.90）から最低の東京都（1.09）まで大きな較差がある。出生力の高い非大都市圏から出生力の低い大都市圏への人口移動により、出生力の地域間較差は縮小するようにも思われるが、そうした傾向は戦後において1970年代前半の一時期を除いて認められず、諸外国においても先進国・発展途上国を問わず大都市圏の低出生力が際立っているケースが目立つ。これは、非大都市圏から大都市圏への移動者の出生力が、何らかの要因によって押し下げられている可能性を示唆するものであるといえる。

非大都市圏出身者のなかで、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で、出生力に違いはみられるのか。大都市圏居住者のなかで大都市圏出身者と非大都市圏出身者の間ではどうであろうか。これらについて明らかにし、その要因を分析することは、地域別の出生力較差について考察するうえで、また移動が地域人口に及ぼす影響を包括的に捉えるうえで、必要不可欠であると考えられる。以下ではまず、人口移動が出生力に及ぼす影響に関する仮説と研究動向について触れる。続いて、平成23（2011）年に実施した「第7回人口移動調査」の結果を利用し、近年のわが国における移動類型別の出生力の分析を行うと同時に、その要因等について考察する。

II. 移動が出生力低下に及ぼす影響の仮説

移動が出生に与える影響を分析した研究は、主に移動者の出生力を様々な個人属性と絡めて分析するという観点から海外では盛んに行われており、近年においても数多くの研究例がみられる。各国の調査データからは、ほぼすべての研究において、非大都市圏から大都市圏への移動者の出生力は、非大都市圏での滞留者や非大都市圏内での移動者の出生力と比較して低いという結果が得られており、その要因として以下の4つの仮説が提示されている¹⁾（Kulu 2006）。

まず Selection（Selectivity）は、移動者が出発地の地域のランダムサンプルではないとする仮説である。すなわち移動者の属性は、もともと一般的な出発地の人々の属性とは異なっており、到着地の人々の属性に近いとする（Kulu 2005）。たとえば非大都市圏から大都市圏への移動者は、非大都市圏滞留者と比較して晩婚・高学歴であるなどの特徴があり、移動前の段階から、少ない子ども数を望む大都市圏滞留者と同様のライフスタイル

1) 諸外国の研究においては、都市部を urban areas、農村部を rural areas と表現しているが、本稿では前者を大都市圏、後者を非大都市圏と表記する。また、migrants を移動者、non-migrants（または natives, stayers）を滞留者と、それぞれ表記することとする。

を指向する傾向が強いとされる。この仮説に基づけば、移動は出生力に対して直接的な影響をもたらさず、出生力の差異は単に個人属性の違いに帰着されることになる。

Disruption は、移動の際に一時的に配偶者と別々に暮らすことや、出生のタイミングを移動後に遅らせることなどにより、移動者の出生力が移動しない人の出生力よりも低くなるとする仮説である (Chattopadhyay et al. 2006)。この仮説は、移動そのものが出生に及ぼす直接的・身体的な影響に着目したものであるといえる。

Socialization は、子どもの頃に過ごした社会的環境が出生力に対して決定的な影響を及ぼすとする仮説である。すなわち、子ども時代に触れていた価値観や規範が各人の物事に対する考え方を形成し、それが出生力にも当てはまるとする。この仮説によれば、移動者の出生力は移動前の居住地で観察されている出生力に近い水準となり、転入先で観察されている出生力への変化は、次世代になってはじめて起こるとされる (Kulu 2005)。

最後に Adaptation は、主に社会学的な観点から、人が転入先の居住地における家族形態などの社会的・文化的な規範に適應するものであるとし、早かれ遅かれ、移動者の出生力は転入先で観察されている出生力に近づくとする仮説である。たとえば農村から都市への移動者は、都市部において豊富な雇用や教育の機会に触れると同時に、子育てによって失われる機会費用の大きさなどから、それらに適應する形で出生力が低下するものと仮定される。Socialization とは異なり、Adaptation では、出生力の変化は移動者本人の世代から直ちに起こるとされる (Kulu 2005)。

Ⅲ. 各仮説に関する研究動向

これまで多くの国と地域において、滞留者と移動者の出生力差に関して調査データを用いた仮説の検証が行われており、得られている結果も様々である。

本テーマが設定された初期の段階においては、Socialization を支持する研究が比較的多くみられる (Goldberg 1959, Freedman and Slesinger 1961, Duncan 1965)。このなかで、Freedman and Slesinger (1961) は、アメリカ国内でかつては観察されていた収入・教育と出生力との負の相関が、大都市圏出身者に限った場合、解消されていることを明らかにしている。一方、都市化の初期段階では、以前からの大都市圏滞留者と非大都市圏から大都市圏への移動者の間で大きな出生力較差が存在していたことを指摘し、明確には表現していないものの、Socialization の存在を窺わせている。その後、Socialization を取り上げた研究はほとんどみられなくなったが (Kulu 2005)、ブラジルの国内移動者と滞在者の比較分析を行った Hervitz (1985) は、限定的ながら Socialization を支持しており、近年では、イタリアにおけるパネル調査データにイベントヒストリー分析を適用した Gabrielli et al. (2007) において、Selection とともに Socialization を支持する結果が得られている。

一連の初期の研究の後に行われた研究において、最も支持を集めているのが Adaptation である (Myers and Morris 1966, Goldstein 1973, Hiday 1978, Farber and Lee

1984, Hervitz 1985, Lee and Pol 1993, McKinney 1993, Brockeroff and Yang 1994, Brockeroff 1995, Umezaki and Ohtsuka 1998, Lindstorm 2003, Michielin 2004, Kulu 2005, Kulu 2006, Werwath 2011, Eryurt and Koç 2012, Singh et al. 2012). これらのなかには、他の仮説と併せて支持されているものも含まれているが、多くの研究において Adaptation が支持される根拠となっているのは、移動者の出生行動の変化である。たとえば農村から都市への移動者は、第1子出生など、結婚後の早い段階では農村の出生パターンに近いものの、その後のパリティでは出生タイミングが遅れるようになり、次第に都市的な出生パターンに近づくことが示されている。エストニアにおける調査データに多変量解析を適用した結果、移動者の Adaptation を支持するに至った Kulu (2005) は、こうした傾向を説明する要因として、農村と都市の間の住宅事情の違いや、家族観を中心とする価値観の変化を挙げている。

一方、Selection を支持する研究も目立っている (Goldstein and Goldstein 1981, Murphy and Sullivan 1985, McKinney 1993, White et al. 1995, Lindstorm 2003, Chattopadhyay et al. 2006, Kulu 2006, Gabrielli et al. 2007, Werwath 2011). たとえば、ガーナにおける人口と保健のサーベイ (DHS : Demographic and Health Survey) データを利用して分析を行った Chattopadhyay et al. (2006) では、移動者の出生力が移動後だけでなく移動前から到着地の出生力水準に近いことなどから、Selection を支持している。また Gabrielli et al. (2007) では、さらなる精緻な研究の必要性について触れつつも、移動流のタイプによる出生力の違いは、女性の雇用や教育水準などの属性によって一定程度説明されるとし、この点は Adaptation より Selection の影響が大きいことを示す根拠であるとしている。

Disruption についても、一定の影響を認める研究が多く報告されている (Goldstein 1973, Goldstein and Goldstein 1981, Hervitz 1985, McKinney 1993, Brockeroff and Yang 1994, White et al. 1995, Chattopadhyay et al. 2006, Kulu 2006). たとえば、オーストリアとポーランドの大都市への移動者について Disruption の影響を見いだした Kulu (2006) は、その要因として、移動直後においては都市での生活の適応に最大限の精力を注ぐ傾向があることなどを挙げている。一方、Disruption の影響は、単に出生のタイミングが遅れるだけの一過性のもので長続きすることではなく (Lindstorm and Saucedo 2002), 後にキャッチアップが行われる可能性も指摘されている (Lee and Pol 1993). また、グアテマラにおける移動者と滞在者の出生力の比較分析を行った Lindstorm (2003) によれば、Disruption による移動者の出生力低下は認められず、第一子に関しては、むしろ出生ハザードの上昇がみられるとしている。さらに、旧西ドイツとオランダにおける家族形成と家の所有権について研究を行った Mulder and Wagner (2001) も、無子の夫婦が家の所有のために移動した直後においては、第一子の出生確率が上昇することを指摘している。このように、Disruption には対立する見解も一部で得られている。

このほか、大都市圏への移動が移動者の出生力低下に及ぼす影響はほとんどないとする

研究もみられる (Bacal 1988, Guo 2007). 北京において農村からの移動者の出生力の分析を行った Guo (2007) は, 移動者の大幅な出生力低下は非現実的であると推察し, その理由として, 当初から北京に居住する人々の出生力低下に大きな影響をもたらした老齢年金の給付やヘルスケアのサポートが, 移動者は享受できないという制度面の問題を指摘している. また中国湖北省において, 非大都市圏から大都市圏への一時的移動者 (temporary migrants) の出生力を, 大都市圏に永住した人々の出生力等と比較して分析を行った Yang (2000) は, 第1子に関しては一時的移動者の出生力は低く, Adaptation や Disruption の影響が観察されるものの, 第2子に関してはいわゆる「一人っ子政策」から逃れようとする Detachment 効果により, 一時的移動者の出生力上昇がみられるとしている.

上で取り上げた研究は, 主に国内人口移動者を対象としたものであるが, 国際人口移動者についても上記の各仮説を検証するという枠組みで, 多くの研究が行われている. これらにおいては, Socialization を支持する研究 (Rosenwaite 1973, Stephen and Bean 1992, Kahn 1994), Selection を支持する研究 (Lindstrom and Giorguli 2002), Adaptation を支持する研究 (Andersson 2004) など, 研究によって主として支持する仮説が異なっている. また Disruption については, 一定の影響を認める研究 (Stepehn and Bean 1992) と, その影響を否定する研究 (Singley and Landale 1998, Andersson 2004) の双方が存在する. 前者の研究では, 年齢の若い女性に対してのみ Disruption の影響が観察されるが, その要因は必ずしも明確でないとしている. 後者の2つの研究においては, いずれも移動者の第一子出生リスクが移動の直後で上昇していることが, Disruption を否定する論拠となっている.

このように, 各研究の間でときに矛盾する仮説が支持される結果が得られている理由として, 時代や移動流の捉え方の違いに加え, 分析手法の違いも挙げられる (Kulu 2005). 分析に用いられているデータも国や地域によって様々であり, データ上の制約から, 設定可能な分析の枠組みに自ずと限界があることも一因に挙げられるだろう.

筆者はこれまで, 第5回と第6回の人口移動調査データを利用し, 移動が出生行動に及ぼす影響について分析を行った (小池 2006b, 小池 2009). 双方の分析結果からは, Selection・Adaptation・Disruption のいずれの影響も認められたが²⁾, このうち Disruption の影響は一時的であり, Adaptation の影響が最も大きいと推察された. しかし, いずれもサンプル数等の問題等から分析の枠組みは限られており, 時の経過とともに状況が変化している可能性もある. 以下では「第7回人口移動調査」データを利用し, とくに非大都市圏から大都市圏への移動者を中心に据えて, Selection・Adaptation・Disruption の影響について可能な限り検証を試みることにする. なお, 本稿に示された結果には, 統計法第32条に基づき調査票情報を二次利用した.

2) 複数世代間のデータやパネルデータ以外では分析が困難な Socialization の検証は行っていない.

IV. 移動類型別の出生力

具体的な分析に入る前に、調査データから移動類型別の出生力を概観する。まず全国を大都市圏（U）と非大都市圏（R）に二分したうえで、出生地と現住地から移動パターンを「R（出生地）→R（現住地）」、「R→U」、「U→R」、「U→U」の4つに分類し、各パターン別の平均子ども数を算出した³⁾（表1）。算出にあたっては、続柄が世帯主または配偶者で初婚後15年以上が経過した既婚の女性を対象とし⁴⁾、調査時の年齢から初婚時の年齢を差し引いた値を初婚後の年数とした。

表1 出生地→現住地に基づく移動類型別子ども数
（初婚後15年以上の既婚女性について）

U→U	U→R	R→U	R→R	(人) 全体
2.024	2.149	2.028	2.198	2.116

※U：埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫
R：上記以外の道県

※子ども数不詳を除いて算出した値
資料：第7回人口移動調査

本表によれば、平均子ども数が多い順に、「R→R」、「U→R」、「R→U」、「U→U」となっており、諸外国での既往研究で示されているのと同様、「R→U」の出生力は「R→R」の出生力よりも低い結果となった。ただし、第5回調査と第6回調査からほぼ同様の条件により算出した結果では、「R→U」は「U→U」よりも平均子ども数が少なくなっていたが（小池 2006b, 小池 2009）、今回調査ではわずかながら値が逆転することとなった。

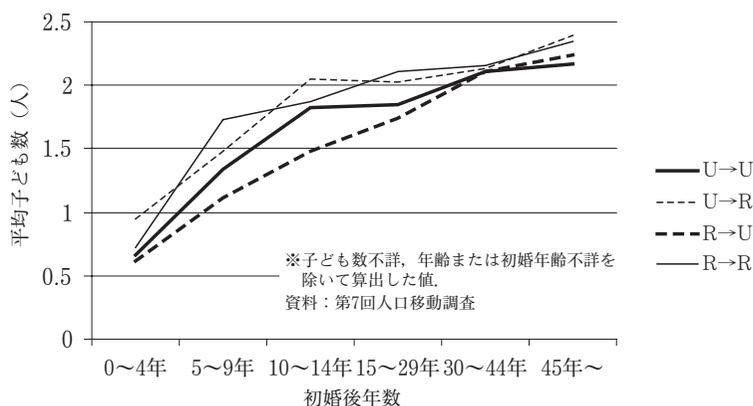
一方、初婚後15年未満の既婚女性も含め、15年未満については初婚後の年数を5年ごと、15年以上については15年ごとに区切り、各区分について平均子ども数を算出すると（図1）、「R→U」の平均子ども数が「U→U」よりも多いのは初婚後45年以上の女性のみであり、その他の年数では15年未満を含め、すべて「U→U」の平均子ども数を下回っている。一方、現住地が非大都市圏である「R→R」および「U→R」の平均子ども数は、すべての年数で「U→U」および「R→U」を上回る結果となった⁵⁾。

3) 一般に人口移動研究においては、出生地よりも中学卒業時の居住地を出身地とする既往研究が多くみられる（江崎 2007, 清水 2010など）。今回調査においても中学卒業時の居住地の設問があり、出身地として中学卒業時の居住地を設定することも可能であるが、出生地の設問と比較して回答率が低いこと、また今回調査においては中学卒業時の居住地の分布が出生地の分布と非常に近いことから、本稿では出生地を出身地とみなして分析を行った。

4) 2010年に実施された「第14回出生動向基本調査」によれば、結婚持続期間が10～14年と15～19年の女性の平均子ども数はほぼ横ばいで推移しており、初婚後15年においては概ね出生行動を終えていると判断できる（国立社会保障・人口問題研究所 2012）。

5) 同じ移動類型別に年齢別の未婚者割合を算出すると、サンプル数の少ない「U→R」を除けば、すべての年齢階級において「R→U」の未婚者割合が最も低くなっており、とくに「U→U」との間では各年齢階級で大きな差がある。このことから、「R→U」と「U→U」を比較すると、婚姻出生力は「R→U」の方が低いものの、婚姻力は「R→U」で逆に高くなっていると推察される。

図1 出生地→現住地に基づく移動類型別，初婚後年数別，平均子ども数



以上のように，初婚後15年以上の既婚女性全体については，「R→U」の平均子ども数が「U→U」をわずかに上回ったが，初婚後の年数別にみると初婚後15年未満の既婚女性も含めて45年未満ではすべて「R→U」の平均子ども数が「U→U」を下回った。この要因として大都市圏への移動時期の違いが考えられる。すなわち「R→U」に属して初婚後の年数が長い人々は，同一カテゴリーの初婚後の年数が短い人々と比較して，子どもを出生した時期の居住地は非大都市圏であった可能性が高くなる。その場合，出生地と現住地からみれば「R→U」に属していたとしても，本分析の主旨からは「R→R」に区分されるべきことになる。同様に，「R→R」に属していても，子どもを出生した時期の居住地が大都市圏であれば，本分析の主旨からは「R→U」に区分されるべきとなる。こうした点から，移動類型は出生地と子どもを出生した時期における地域との間で設定されることが望ましいが，子どもの出生時期における詳細な移動パターンは本調査から把握することはできず，類型の精緻な区分は実質的にも分析上も困難である。

そこで，既婚女性の子どもの出生地分布から，移動類型の再設定を試みることにした。人口移動調査では，すべての世帯員について，ライフイベントごとの居住地について尋ねており，そのなかに初婚直後の居住地に関する設問がある。現住地と比較して，初婚直後の居住地は子どもを出生した時期の居住地に近い可能性があり，その場合は現住地よりもむしろ初婚直後の居住地に基づいて移動類型を設定した方が合理的と考えられる。さらに今回調査においては，同居している世帯員全員に加え，別居している子どもの出生地も尋ねており，すべての子どもについて出生地の分布を把握することが可能である。これらのデータから算出した「出生地→現住地」別，および，「出生地→初婚直後の居住地」別の子どもの出生地分布を表2に示した。本表によれば，両者の分布に大きな差はないものの，出生地が非大都市圏である「R→U」および「R→R」をみると，子どもの出生地の割合は，いずれも現住地より初婚直後の居住地の方が高い。また「U→R」において，非大都市圏での出生割合は初婚直後の居住地の方が高くなっている。こうしたことから，主に子どもを出生した時期の居住地としては，現住地より初婚直後の居住地の方がより適切と考

えられる。そこで以下では、「出生地→初婚直後の居住地」に基づいて再設定した移動類型により分析を行うこととする。

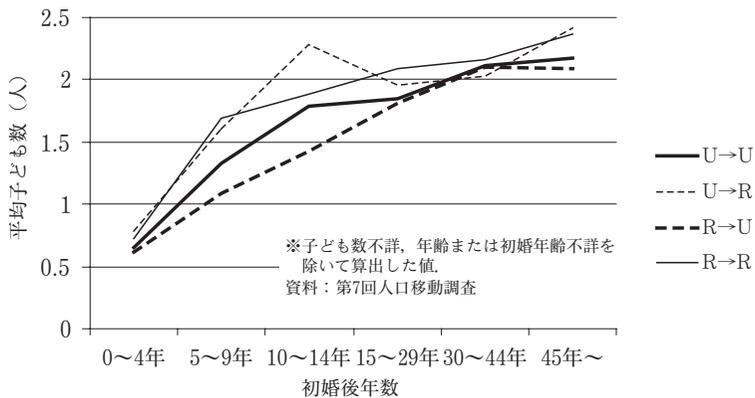
表2 移動類型別、子どもの出生地分布
(出生地→現住地および出生地→初婚直後の居住地)

	「U」・「R」：現住地			
	U→「U」	U→「R」	R→「U」	R→「R」
子どもの出生割合 (U)	97.9	34.4	86.6	4.8
子どもの出生割合 (R)	2.1	65.6	13.4	95.2
	「U」・「R」：初婚直後の居住地			
	U→「U」	U→「R」	R→「U」	R→「R」
子どもの出生割合 (U)	97.5	21.0	87.8	2.9
子どもの出生割合 (R)	2.5	79.0	12.2	97.1

※子どもの出生地不詳を除いて算出した値
資料：第7回人口移動調査

再設定された移動類型別の平均子ども数を、図1と同様に初婚後の年数別にみたのが図2である。本図によれば、すべての年数カテゴリーにおいて「R→U」の平均子ども数は「U→U」を下回っており、初婚後45年以上においても値が逆転している。また「R→R」の平均子ども数は、すべての年数カテゴリーにおいて「R→U」および「U→U」よりも多くなっており、「U→R」の平均子ども数も30～44年を除いて「R→U」・「U→U」を上回っている。ただし「U→R」は、初婚後の年数別に区切るとサンプル数が少なくなるために平均子ども数のバラツキが大きくなっており、とくに30～44年の値はサンプル誤差による影響も考えられる。

図2 出生地→初婚直後の居住地に基づく移動類型別、初婚後年数別、平均子ども数



以上より、子どもの出生時の居住地が大都市圏であった人についてみると、ほぼ一貫して非大都市圏出身者「R→U」の平均子ども数が大都市圏出身者「U→U」の平均子ども数を下回っており、初婚後の年数が短いほどその差が拡大する傾向が認められる。第5回・

第6回調査においてもほぼ同様の傾向がみられており、これは何らかの要因によって「R→U」の出生力が押し下げられている可能性を示しているといえる。

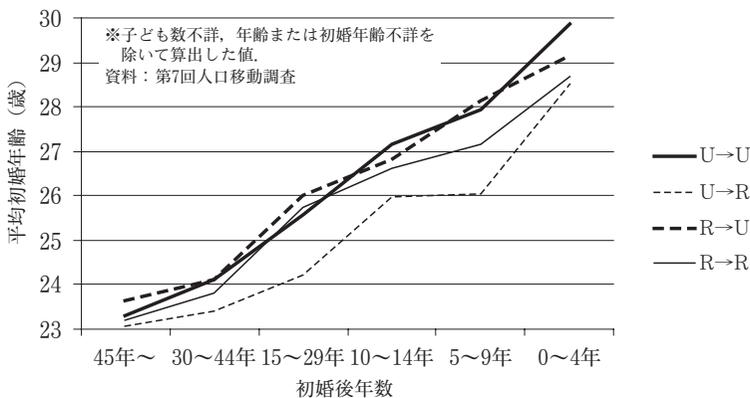
V. 移動類型別の属性

移動類型別の出生力の差についての分析はVI章で行うが、本章ではまず、類型別の属性について観察することとする。移動類型ごとの属性が大きく異なる場合、出生力の差は上記仮説のうち Selection によってもたらされている可能性が指摘できる。以下では、平均初婚年齢・離別割合・住宅・教育（最終学歴）を抽出し、移動類型別の差異を観察する。

1. 平均初婚年齢（図3）

初婚年齢は子ども数を規定する大きな要素であり、一般には初婚年齢が若いほど子ども数が多くなるという明瞭な関係がある（国立社会保障・人口問題研究所 2012）。平均初婚年齢を移動類型別にみると、初婚後15年以上では「U→R」で低いものの、「R→R」・「R→U」・「U→U」の間で目立った差が認められないが、15年未満では「U→R」・「R→R」の平均初婚年齢が「R→U」および「U→U」よりも相当程度低くなっている。また「R→U」と「U→U」を比較すると、初婚後15年以上では若干ながら「R→U」の方が高いが、15年未満では「U→U」の方が高めに推移しており、継続的な傾向は見いだせない。こうしたことから、「R→U」と「U→U」の出生力の差が、平均初婚年齢の違いによってもたらされている可能性は低いといえる。とくに初婚後の年数が短いカテゴリーにおいて、「U→U」の初婚年齢の方が高い傾向があるにもかかわらず、平均子ども数は「R→U」を大きく上回っている点は注目に値する。

図3 移動類型別、初婚後年数別、平均初婚年齢



2. 離別割合（表3）

今回の分析では既婚者を対象としているため、そのなかには離別者・死別者が含まれている。一般に配偶関係が離別・死別の場合、出生力は低下することが知られているが、出生力に対してとくに影響が大きいのは離別である。既婚者に占める離別者の割合が移動類型別に異なる場合、そのような配偶関係の違いが平均子ども数の差に影響を与えている可能性がある。

表3から明らかなように、初婚後15年以上では移動類型別の離別割合にほとんど差はなく、15年未満についても差は小さく収まっている。15年未満では、出生力の高い「R→R」および「U→R」の離別割合がやや高くなっていること、本表には掲載していないが、死別者の割合も差異が非常に小さいことなどから、移動類型別の配偶関係の違いが出生力の差に及ぼす影響は認められないといえる。

表3 移動類型別、初婚後年数別、離別者の割合
(%)

移動類型	初婚後年数	
	15年以上	15年未満
U→U	6.2	3.6
U→R	6.2	6.2
R→U	6.8	4.7
R→R	5.9	5.9

資料：第7回人口移動調査

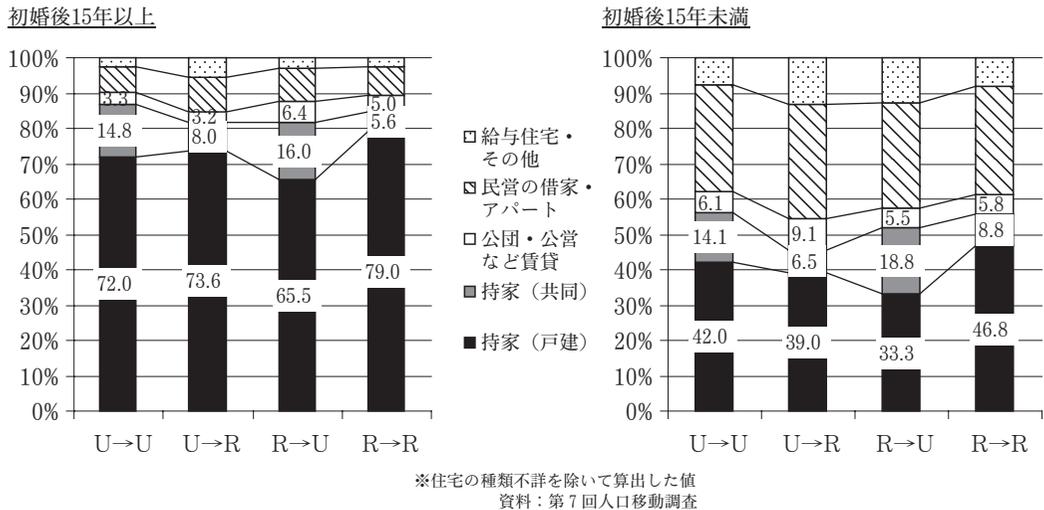
3. 住宅（図4）

第5回調査データを分析した小池（2006b）によれば、調査時点の住宅の種類が共同の持家や賃貸など戸建の持家以外である人については、戸建の持家に居住する人と比較して平均子ども数が有意に少ないという結果が得られている。その要因として、共同の持家や賃貸などは戸建の持家と比較して居住面積が限定されるために子育て環境が厳しいことが考えられる。内閣府編（2005）においても、予定子ども数が理想子ども数を下回る理由の一つとして「住宅が狭いから」が取り上げられており、その回答割合は大都市圏ほど高くなっていることが指摘されている。住宅の種類が移動類型別に異なる場合、その点が平均子ども数の差の一因となっている可能性がある。ただし、本調査で尋ねているのは調査時点の住宅であり、初婚からの年数が長い場合は、子どもの出生時期に居住していた住宅の種類とは異なる可能性が高くなる点には注意が必要である。

図4から初婚後15年以上をみると、戸建の持家の割合は「R→U」で最も低い一方で、共同の持家および賃貸の割合は「R→U」で最も高く、戸建の持家と賃貸については「U→U」と比較しても大きな差がある。また15年未満においても同様に、戸建の持家の割合は「R→U」で最も低い一方で、共同の持家の割合は「R→U」で最も高い。ただし賃貸の割合は、わずかな差ながら「R→U」で最も低くなっている。総務省統計局「住宅・土地統計調査報告」などからは、大都市圏における戸建や持家の割合の低いことが知られる

が、移動類型別にみると、両者の割合は大都市圏居住者のなかでも非大都市圏出身者においてより低くなっている傾向が窺える。「R→U」に属する人々は、移動によって親世代からの住宅の継承が困難な状況となっており、とくに土地の継承がされにくいことが戸建持家割合の低さの一因であると考えられる。

図4 移動類型別、初婚後年数別、住宅の種類の分布

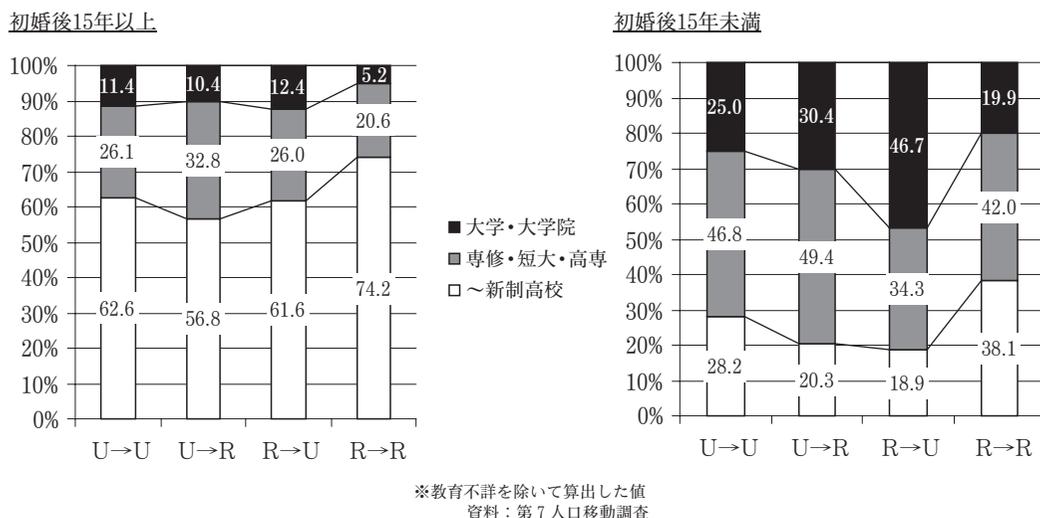


4. 教育（最終学歴：図5）

日本における出生力低下の一因としてしばしば指摘されるのは、女性の高学歴化である（内閣府編 2004）。女性の高学歴化や社会進出が出産・育児のいわゆる機会費用の増大をもたらす（石川 2007），こうした機会費用の増大が出生率の低下を招いてきたという分析結果もみられる（高山ほか 2000）。

初婚後15年以上では、一般に高学歴とされる大学・大学院卒の割合は「R→U」で12.4%と最も高くなっているものの、「U→U」（11.4%）などとの差はわずかであり、「R→R」で高学歴者の割合がやや低いものの、大きな分布の差はみられない。一方、初婚後15年未満になると、全体的に高学歴化が目立っているが、なかでも「R→U」における大学・大学院卒の割合は46.7%と急上昇し、他の移動類型を凌駕する値となっている。これは、「R→U」と「R→R」の間に基本属性の差があるという Selection の可能性を示唆しているといえる。また初婚後15年未満の「R→U」の初婚直後の居住地を、東京圏と東京圏以外（中京圏・大阪圏）に分けてみると、東京圏以外における大学・大学院卒の割合は44.4%であるのに対し、東京圏では48.1%となっており、1990年代以降に高学歴女性が東京圏へ集中する傾向が強くみられるという中川（2005）の指摘と符合する。

図5 移動類型別，初婚後年数別，教育の分布



VI. 既往子ども数を従属変数とした重回帰分析

本章では，初婚後の年数を35年以上，15～34年，15年未満に3区分し，それぞれ主な属性を説明変数，既往子ども数を従属変数とした重回帰分析を行い，出生力を規定している要因を探る．その際に，全サンプルを対象とした分析と，移動類型別のサンプルを対象とした分析の双方を実行する．これにより，出生力の規定要因が移動類型別に異なるのか否かが把握可能になると同時に，回帰分析結果の解釈により Adaptation 仮説の検証にもなり得ると考えられる．

分析に投入した説明変数は表4のとおりである．「配偶関係」，「健康状態」，「母居住地」は，いずれも調査時点における状態を尋ねており，初婚後35年以上では子どもの出生時期における状態とは異なる可能性が高くなることを考慮し，変数から除外した．なお，移動類型のなかで「U→R」は重回帰分析を行うのに十分なサンプル数が得られなかったため，移動類型別には「R→R」・「R→U」・「U→U」の3類型で分析を行うこととした．

表 4 初婚後年数別，重回帰分析に投入した説明変数

変数名	初婚後年数		
	35年以上	15～34年	15年未満
年齢	○	○	-
初婚後年数	-	-	○
初婚年齢	○	○	○
居住都道府県数	1～2県		
	3～4県	○	○
	5県～	○	○
住宅の種類	持家（戸建）		
	持家（共同）	○	○
	その他住宅*	○	○
教育	～新制高校		
	専修・短大・高専	○	○
	大学・大学院	○	○
配偶関係	有配偶		
	離死別	-	○
健康状態	よい・まあよい		
	ふつう以下	-	○
母居住地	死亡		
	同居・同敷地	-	○
	県内	-	○
	県外	-	○

※「○」が投入した説明変数，グレーはレファレンスカテゴリー。

*「その他住宅」には，公団・公営など賃貸住宅，民営の借家・アパート，社宅など給与住宅，その他が含まれる。

1. 全サンプルの回帰分析結果と考察

全サンプルを対象とした回帰分析結果は表 5 のとおりである。

まず年齢等に関する変数では，「初婚年齢」がすべての年数カテゴリーにおいて負に有意となり，初婚後年数35年以上および15～34年においては「年齢」，15年未満においては「初婚後年数」がそれぞれ正に有意となった。これは，初婚年齢が若いほど子ども数が多く，子どもを産み終えた世代については高年齢であるほど，また子どもの出生時期に相当する世代では初婚からの年数が長いほど子ども数が多いことを意味しており，すべて一般的に指摘されている傾向と一致する。

その他の変数では，「持家（共同）」・「その他住宅」がすべての年数カテゴリーにおいて負に有意となっていることから，年齢に関する変数以外で出生力への影響が最も大きいのは住宅であると察せられる。上述のように，レファレンスカテゴリーとなっている「持家（戸建）」と比較すると「持家（共同）」や「その他住宅」は，居住面積が制限されている可能性が高く，総じて居住面積は出生力に大きな影響を及ぼしていることを示唆していると考えられる。同時に，移動類型別にみて相対的に「持家（共同）」・「その他住宅」に居住する割合が高い「R→U」の低出生力の一因として，住宅の種類が大きく影響している可能性が指摘できる。

表5 初婚後年数別，重回帰分析の結果（t値表：全サンプル）

変数名		初婚後年数		
		35年以上	15～34年	15年未満
年齢		7.381 **	4.846 **	-
初婚後年数		-	-	15.744 **
初婚年齢		-10.694 **	-13.454 **	-7.325 **
居住県数	3～4県	-0.732	0.350	-0.083
	5県～	-1.032	0.996	-0.717
住宅種類	持家（共同）	-3.185 **	-4.433 **	-2.104 *
	その他住宅	-2.218 *	-4.356 **	-4.374 **
教育	専修・短大・高専	0.844	-1.929	-0.828
	大学・大学院	0.013	-2.473 *	-1.279
配偶関係	離死別	-	-1.938	-4.178 **
健康状態	ふつう以下	-	-1.029	-1.396
母居住地	同居・同敷地	-	1.753	-1.748
	県内	-	1.447	-2.218 *
	県外	-	1.174	-2.263 *
重相関係数		0.256	0.354	0.543

**は1%水準，*は5%水準でそれぞれ有意
資料：第7回人口移動調査

教育については，15～34年と15年未満において「短大・専門・高専」および「大学・大学院」のt値がすべて負であるが，有意となったのは15～34年の「大学・大学院」のみであり，少なくとも既婚者の場合は，教育程度の差が子ども数に与える影響はさほど大きくないものと推測される。一方，今回の調査から年齢別・教育別の未婚者割合を算出すると（表6），20歳代後半と40歳代において教育程度が高いほど未婚者割合が高い傾向が現れている。したがって少なくとも本調査からは，教育程度別の出生力の差は，有配偶出生率よりはむしろ有配偶率の違いによってもたらされていると推定される。

表6 女性の年齢別，教育別，未婚者の割合

年齢	（％）		
	～新制高校	専修・短大・高専	大学・大学院
25～29歳	50.2	64.1	67.1
30～34歳	35.0	32.5	34.5
35～39歳	19.0	22.0	19.4
40～44歳	13.4	14.4	17.6
45～49歳	7.8	8.0	9.8

※配偶関係不詳を除いて算出した値
資料：第7回人口移動調査

母の居住地は，15年未満においてのみ「県内」，「県外」が負に有意となった。本人の居住地から遠くなるほどt値も低下するのは15～34年と15年未満で共通しているが，15～34年についてはすべての変数でプラス値であるのに対し，15年未満では逆にすべてマイナス値となった。レファレンスカテゴリーは「死亡」であることから，15～34年では母親の存

在が子ども数にプラスに寄与している反面、15年未満では初婚後年数が長く子どもを産み終えた人において母親が死亡しているケースが多いものと推察される。

配偶関係については、15年未満において「離死別」が負に有意となり、一般的に指摘されている傾向と一致する結果が得られた。初婚後15～34年において有意とならなかったのは、子どもを産み終えた後の離死別が多分に含まれていることによるものと考えられる。

健康状態は、有意とはならなかったものの、15～34年・15年未満についていずれも「健康（ふつう以下）」のt値はマイナスとなっており、健康状態は出生力に対して一定の影響があるものと考えられる。

居住県数についても、いずれも有意とはならなかった。一般的には居住県数が多いほど長距離での移動の回数が多く、一概には言えないものの、子どもの出生時期前後においても移動が多く発生している可能性がある。本分析結果によれば、移動回数が生涯子ども数に与える影響は小さく、少なくとも長期的な観点からは Disruption による子ども数の低下は認められないといえる。Disruption については、Ⅶ章で1年前と5年前の居住地データを利用した追加の分析を行う。

2. 移動類型別の回帰分析結果と考察

移動類型別に実行した回帰分析結果は表7のとおりである。

初婚年齢など年齢に関する変数については、すべての移動類型においてほぼ同様に有意となったが、その他の変数では移動類型間で有意となる変数に違いがみられた。その傾向をまとめると、次の点が指摘できよう。

まず、「U→U」と「R→R」において住宅の種類が有意となるケースが目立ち、とくに「U→U」では「その他住宅」がすべての初婚後年数カテゴリーにおいて負に有意となるなど、子ども数に大きく影響している様子が窺えた。一方、「R→U」にとって住宅の有意性が相対的に低い要因は、調査データからは不明であるが、親世代に居住していた土地や建物の取得可能性が高い「U→U」や「R→R」と比較して、「R→U」では「持家（戸建）」とその他の住宅との間で居住面積などの差が小さく、住宅の種類が有意となりにくくなっている可能性がある。

また「R→U」については、上記の住宅を含めて各初婚後年数カテゴリーにおいて有意となる変数が少なく、年齢等に関する変数以外で有意となったのは、初婚後15年未満の「離死別」のみであった。とりわけ目立つのは、初婚後15年未満において母居住地の「県内」や「県外」のt値がプラスになっている点である。これをどのように解釈するかは難しいが、一種の Adaptation の可能性が考えられる。「R→U」では進学や就職に伴って移動した場合を中心として、初婚直後の段階から両親とは遠く離れて居住している可能性が高い。初婚直後からその状態にあることを念頭に置き、育児サポート等が受けづらいことを前提とした出生計画が立てられるのではないだろうか。その結果、多くの夫婦は子ども数を抑制することになるが、育児サポートが期待できなくともそれ以外の要素を総合的に勘案して多くの子どもを持つ夫婦もなかには存在するだろう。すなわち「R→U」に属す

る人々にとっては、母の居住地はあらかじめ所与の条件となり、あらかじめそれを前提とした子ども数を持つために、説明変数としては有意性がなくなるのではないかと考えられる。反面、「U→U」に属する人々は、初婚直後から両親の居住地の近くに居住する可能性が高い一方で、両親から遠く離れて居住することはあまり想定されていないケースが多いのではないだろうか。したがって、初婚後に何らかの事情により両親から遠く離れて居住せざるを得ない状況になった場合、その段階で子ども数を抑制することが一因となって、母の居住地は子ども数の説明変数として有意になるのではないかと考えられる。

表7 初婚後年数別、重回帰分析の結果（t値表：移動類型別）

変数名		初婚後年数		
		35年以上	15～34年	15年未満
年齢		1.818	2.964 **	-
初婚後年数		-	-	10.373 **
初婚年齢		-5.379 **	-8.041 **	-3.366 **
居住県数	3～4県	-0.034	1.247	0.212
	5県～	-0.349	-0.649	-0.009
住宅種類	持家（共同）	-2.423 *	-3.481 **	-1.456
	その他住宅	-3.476 **	-3.211 **	-2.464 *
教育	専修・短大・高専	0.879	-1.555	-0.593
	大学・大学院	-0.905	-1.239	-0.740
配偶関係	離死別	-	-0.935	-2.552 *
健康状態	ふつう以下	-	-0.878	-1.466
母居住地	同居・同敷地	-	0.098	-1.694
	県内	-	0.765	-3.271 **
	県外	-	0.517	-3.302 **
重相関係数		0.259	0.361	0.548

変数名		初婚後年数		
		35年以上	15～34年	15年未満
年齢		0.063	2.965 **	-
初婚後年数		-	-	-3.029 **
初婚年齢		-4.387 **	-6.288 **	5.366 **
居住県数	3～4県	0.093	0.133	-0.429
	5県～	-0.784	0.601	-0.750
住宅種類	持家（共同）	-0.291	-1.905	-1.251
	その他住宅	-1.008	-1.606	-1.758
教育	専修・短大・高専	-0.967	-0.689	1.653
	大学・大学院	0.137	-0.229	0.889
配偶関係	離死別	-	-0.009	-1.984 *
健康状態	ふつう以下	-	-1.236	-0.422
母居住地	同居・同敷地	-	1.357	0.291
	県内	-	1.004	1.196
	県外	-	0.957	1.139
重相関係数		0.260	0.432	0.565

表7 初婚後年数別，重回帰分析の結果（t 値表：移動類型別）つづき
「RR」

変数名		初婚後年数		
		35年以上	15～34年	15年未満
年齢		7.220 **	2.283 *	-
初婚後年数		-	-	-4.784 **
初婚年齢		-7.382 **	-8.518 **	9.176 **
居住県数	3～4 県	-0.636	0.176	-0.233
	5 県～	0.134	1.606	-1.041
住宅種類	持家（共同）	-2.346	-1.262	-0.544
	その他住宅	0.060	-2.830 **	-3.331 **
教育	専修・短大・高専	0.604	-0.627	-1.389
	大学・大学院	0.969	-1.767	-0.164
配偶関係	離死別	-	-2.030	-1.826
健康状態	ふつう以下	-	0.458	-0.988
母居住地	同居・同敷地	-	1.678	-1.202
	県内	-	0.496	-0.809
	県外	-	1.191	-0.133
重相関係数		0.275	0.342	0.543

**は1%水準，*は5%水準でそれぞれ有意
資料：第7回人口移動調査

教育については，移動類型別にはすべて有意とはならなかったが，「R→U」においてt 値が高い傾向があり，とりわけ初婚後15年未満では「専修・短大・高専」と「大学・大学院」のt 値がプラスとなっている。上述のように，未婚者割合は高学歴女性において高い傾向となっており，高学歴女性は「R→U」に集中している一方で，出生地→現住地別にみた年齢別の未婚者割合は「R→U」で低い傾向が現れている。こうした状況から敷衍すると，「R→U」に属する高学歴女性は，一般に高学歴女性の特徴として指摘されている晩婚・少子とは異なる傾向にあるといえる。

全サンプルの分析においていずれの変数も有意とならなかった居住県数と健康については，移動類型別にみても有意となる変数はなかった。当然ながら，「R→U」では居住県数が多い傾向があり，長距離移動を経験している可能性も高いが，15～34年においては「3～4 県」・「5 県～」のt 値がいずれもプラスとなっていることなどから，少なくとも移動回数が既往子ども数に対して及ぼすマイナスの影響は皆無であることが窺える。

VII. Disruption の検証

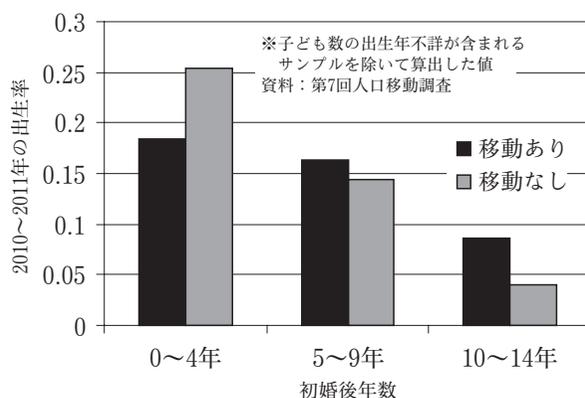
前章の重回帰分析から，居住都道府県数の多寡は出生力に対して有意ではないという結果が得られ，長期的な観点からは Disruption の影響は認められないと推察された。しかし，居住都道府県数が多い場合でも，子どもの出生前後で移動が多く発生しているとは限らない。また，海外の既往研究において指摘されているように，移動のタイミングを避けて子どもを出産することなどにより，短期的には Disruption によって出生力が低下する

ことも考えられる。そこで本章では、調査時点から1年前および5年前からの移動の有無と、その間の出生の状況から Disruption の検証を試みることにする。

1年前および5年前の居住地が「現在と同じ居住地」の場合は1年間および5年間の「移動なし」⁶⁾、その他の選択肢の場合は1年間および5年間の「移動あり」とする。初婚後の年数を0～4年、5～9年、10～14年の3つに区切り、1年間の「移動なし」・「移動あり」それぞれについて、2010～2011年の出生数（同居子・別居子の双方について）の合計を該当数で割った値を当該期間の出生率として図6に示した。初婚後0～4年では、「移動あり」の出生率が「移動なし」の出生率を大幅に下回っているが、5～9年・10～14年ではいずれもその値が逆転している。初婚直後においては移動が出生を妨げている一方で、年数の経過にしたがって、移動は出生の阻害要因ではなくなっていくことが窺える。とくに初婚後一定の年数が経過した後においては、子どもの妊娠が判明した時点で、より居住面積の広い住宅に転居するケースも増えるのではないかと考えられる。

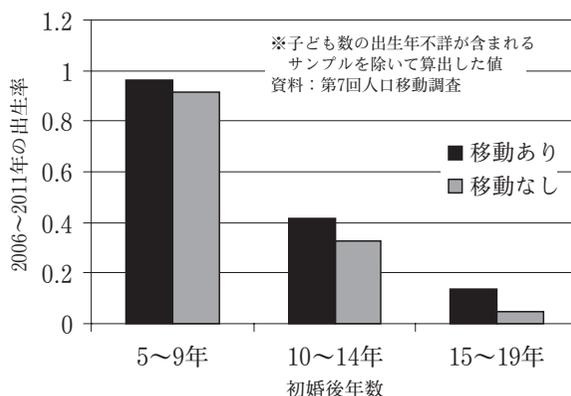
また、初婚後の年数を5～9年、10～14年、15～19年の3つに区切り、5年間の「移動なし」・「移動あり」それぞれについて、2006～2011年の出生数（同居子・別居子の双方について）の合計を該当数で割った出生率を図7に示した。本図から明らかなように、すべての初婚後年数カテゴリーにおいて、「移動あり」の出生率が「移動なし」の出生率を上回っている。初婚からの年数が短い5～9年のカテゴリーにおいても「移動あり」の出生率の方が高いことから、初婚直後の移動時に産み控えられていた子どもは、その前後の期間に産み分けられることによって出生力が上昇すると推測される。

図6 1年間の移動の有無別、初婚後年数別、2010～2011年の出生率



6) 期間中に、他の地域に移動した後に「現在と同じ居住地」に戻ることも考えられるため、移動が発生している場合も「移動なし」に含まれることがある。

図7 5年間の移動の有無別、初婚後年数別、2006～2011年の出生率



以上より Disruption は、初婚直後の短い期間においてはその影響が認められるものの、年数の経過にしたがって影響力は低下し、むしろ出生が移動を誘発するようになる可能性が示された。第5回調査データを分析した小池（2006b）においても、ほぼ同様の結果が得られており、少なくとも近年の日本においては、Disruption の影響はきわめて限定的であると考えられる。

VIII. おわりに

本稿においては「第7回人口移動調査」データを利用し、人口移動が出生力に及ぼす影響について、これまで海外の既往研究において提示されている仮説と文脈に沿った形で分析を行った。その主な結果は下記のとおりである。

出生地と初婚直後の居住地（大都市圏（U）または非大都市圏（R））に基づいて移動類型を設定し、既婚女性を対象として初婚後の年数別に平均子ども数を算出したところ、出生地（R）・初婚直後の居住地（U）の「R→U」においては、「R→R」や「U→R」のみならず、「U→U」よりも子ども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、まず移動類型別に主要属性を比較したところ、住宅と教育において「R→U」に特徴的な分布がみられた。「R→U」の「持家（戸建）」の割合は他の移動類型と比較して大幅に低い一方で、最終学歴が「大学・大学院」の割合は「R→U」で最も高く、後者は初婚後の年数が短い女性においてとくに顕著であった。続いて、各種属性を説明変数、既往子ども数を従属変数とした重回帰分析を行ったところ、全サンプルで実行した場合と移動類型別に実行した場合との間で有意な変数には違いがみられ、とくに「R→U」においては、年齢等以外で有意となる変数がほぼ皆無という、他の移動類型とは大きく異なる結果が得られた。

以上から、非大都市圏出身者の滞在者と移動者の間で元々の属性に違いがあるという Selection 仮説は支持され、とくに居住する住宅の種類の違いは「R→U」と「R→R」の

出生力の差だけでなく、「R→U」と「U→U」の出生力の差にも大きく影響している可能性が導かれた。ただし教育に関しては、一般的に指摘されている状況とは異なり、「R→U」に属する高学歴女性については、晩婚・少子の傾向は認められなかった。したがって、単に属性の違いが出生力の差に直結しているわけではなく、別の媒介変数を通じて子ども数に影響を及ぼしていると推察される。こうした点に加え、移動類型別の重回帰分析において、「R→U」で有意な変数が極端に少なかったことは、Adaptation 仮説の妥当性を窺わせる。この結果は、「R→U」の人々が、親から遠く離れた地域での居住や、非大都市圏と比較して狭小な居住環境などを所与の条件としたうえで、その他の「目に見えない要素」を含めた諸条件に適応した子ども数を持つことを示していると捉えられる。一方で、Disruption については初婚直後におけるごく一時的な影響のみが観察されており、「R→U」の結婚に伴う大都市圏への移動や、その後の大都市圏内での移動それ自体が出生力を低下させている可能性はきわめて低いといえる。

以上のように第7回調査データからは、「R→U」の低出生力を説明する要因として Selection と Adaptation の両仮説が有力であると推察され、分析の枠組みはそれぞれ異なるものの、小池（2006b）、小池（2009）とほぼ同様の結論となった。3回分の調査データを活用し、大都市圏における既婚者の低出生力傾向が非大都市圏出身者によっていっそう強められているという点に加え、その要因の一端について明らかにしたことは、一定の貢献であるといえよう。

一方で、本稿の枠組みにはいくつかの限界がある。Selection に関連する個人属性では、今回の分析で扱った変数以外に、回答状況が芳しくなかったために取り上げなかった本人および配偶者の職業の有無や職種のほか、年収および所得、子どもの出生前後における詳細な移動歴や住宅の居住面積なども重要な要素であると考えられる。また今回のデータから、移動類型別に初婚後年数別の累積子ども数を算出したところ、類型間で子ども数増加のパターンには大きな差異はなく、「R→U」では初婚直後の段階から継続的に子ども数を抑制する傾向が認められた。この点は、「R→U」において初婚後一定期間が経過した後に出産力の低下がみられるという、諸外国においてしばしば指摘される Adaptation の傾向とは異なる。こうしたことから、Selection・Adaptation とともに、さらなる検証の余地が残されているといえる。

また、人口移動調査は元来、各世帯員の調査時点までの移動歴を把握することが主目的の調査であり、移動と出生力との関連を分析するためのデータ項目は限られているうえ、入手可能なデータを用いる場合でも、サンプル数の問題から、とりわけ地域が変数に絡む場合は各変数を細分類化した分析は困難となる。そのため、今回を含む3回の研究において、地域に関しては大都市圏・非大都市圏の二分類のみで分析を行ってきたが、実際には大都市圏・非大都市圏のなかにも様々な特性を持った地域が混在している。サンプル数の限定された調査データのみからの詳細な地域別分析は困難であるが、国勢調査において対象されている5年前居住地などの集計データも活用することによって、大都市圏・非大都市圏をさらに細分化した分析も一定程度可能になると考えられる。

地域別出生力差のさらなる要因説明のためには、人口移動の観点からの分析が不可欠である。残された課題については、今後の研究で明らかにしていきたい。

参考文献

- Andersson, G. (2004) "Childbearing after Migration: Fertility Patterns of Foreign-Born Women in Sweden", *International Migration Review*, Vol.38, No.2, pp.747-774.
- Bacal, R. A. (1988) "Migration and Fertility in the Philippines: Hendershot's Selectivity Model Revisited", *Philippine Population Journal*, Vol.4, No.1, pp.53-67.
- Brockeroff, M., and Yang, X. (1994) "Impact of Migration on Fertility in Sub-Saharan Africa", *Social Biology*, Vol.41, No.1-2, pp.19-43.
- Brockeroff, M. (1995) "Fertility and Family-planning in African Cities: the Impact of Female Migration", *Journal of Biosocial Science*, Vol.27, No.3, pp.347-358.
- Chattopadhyay, A., White, M. J. and Debpuur, C. (2006) "Migrant Fertility in Ghana: Selection versus Adaptation and Disruption as Causal Mechanisms", *Population Studies*, Vol.60, No.2, pp.189-203.
- Duncan, O. D. (1965) "Farm Background and Differential Fertility", *Demography*, Vol.2, pp.240-249.
- Eryurt, M. A. and Koç, L. (2012) "Internal Migration and Fertility in Turkey: Kaplan-Meier Survival Analysis", *International Journal of Population Research*, Volume 2012, Article ID 329050, 11 pages.
- 江崎雄治 (2007) 「地方圏出身者の U ターン移動」『人口問題研究』63巻 2 号, pp.1-13.
- Farber, S. C. and Lee, B. S. (1984) "Fertility Adaptation of Rural-to-Urban Migrant Women: A Method of Estimation Applied to Korean Women", *Demography*, Vol.21, No.3, pp.339-345.
- Freedman, R. and Slesinger, D. P. (1961) "Fertility Differentials for the Indigenous Non-farm Population of the United States", *Population Studies*, Vol.15, No.2, pp.161-173.
- Gabrielli, G., Paterno, A. and White, M. (2007) "The Impact of Origin Region and Internal Migration on Italian Fertility", *Demographic Research*, Vol.17, pp.705-740.
- Goldberg, D. (1959) "The Fertility of Two-Generation Urbanites", *Population Studies*, Vol.12, No.3, pp.214-222.
- Goldstein, S. (1973) "Interrelations between Migration and Fertility in Thailand", *Demography*, Vol.10, No.2, pp.225-241.
- Goldstein, S. and Goldstein, A. (1981) "The Impact of Migration on Fertility: an 'Own Children' Analysis for Thailand", *Population Studies*, Vol.35, No.2, pp.265-281.
- Guo, F. (2007) "Fertility Behaviors of Rural-to-Urban Migrants in China", *Asian & Pacific Migration Journal*, Vol.16, No.1, pp.57-79.
- Hervitz, H. M. (1985) "Selectivity, Adaptation, or Disruption? A Comparison of Alternative Hypotheses on the Effects of Migration on Fertility: the Case of Brazil", *International Migration Review*, Vol.19, No.2, pp.293-317.
- Hiday, V. A. (1978) "Migration, Urbanization, and Fertility in the Philippines", *International Migration Review*, Vol.12, No.3, pp.370-385.
- 石川基樹 (2007) 「結婚・家族に関する価値意識と少子化」『人間科学研究』20巻 2 号, pp.27-36.
- Kahn, J. R. (1994) "Immigrant and Native Fertility during the 1980s: Adaptation and Expectations for the Future", *International Migration Review*, Vol.28, No.3, pp.501-519.
- 小池司朗 (2006a) 「地域からみた人口減少のメカニズム」『オペレーションズ・リサーチ』51巻 1 号, pp.30-36.
- 小池司朗 (2006b) 「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』62巻 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』65巻 3 号, pp.3-20.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2012) 『わが国夫婦の結婚過程と出生力 平成22年—第14回出生動向基本調査』

- 厚生労働統計協会.
- 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25年3月推計) —平成22 (2010) ~52 (2040) 年—』厚生労働統計協会.
- 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.
- Lee, B. S. and Pol, L. G. (1993) "The Influence of Rural-Urban Migration on Migrants' Fertility in Korea, Mexico and Cameroon", *Population Research and Policy Review*, Vol.12, No.1, pp.3-26.
- Lindstorm, D. P. and Saucedo, S. G. (2002) "The Short- and Long-term Effects of U.S. Migration Experience on Mexican Women's Fertility", *Social Forces*, Vol.80, No.4, pp.1341-1368.
- Lindstorm, D. P. (2003) "Rural-Urban Migration and Reproductive Behavior in Guatemala", *Population Research and Policy Review*, Vol.22, pp.351-372.
- McKinney, B. J. (1993) *Impact of Rural-Urban Migration on Migrant Fertility in Senegal*, DHS Working Papers No.6, MacroInternationalInc.
- Michielin, F. (2004) "Lowest Low Fertility in an Urban Context: The Role of Migration in Turin, Italy", *Population, Space and Place*, Vol.10, No.4, pp.331-347.
- Mulder, C. H. and Wagner, M. (2001) "The Connection between Family Formation and First-time Home Ownership in the Context of West Germany and The Netherlands", *European Journal of Population*, Vol.17, No.2, pp.137-164.
- Murphy, M. J. and Sullivan, O. (1985) "Housing Tenure and Family Formation in Contemporary Britain", *European Sociological Review*, Vol.1, No.3, pp.230-243.
- Myers, G. C. and Morris, E. W. (1966) "Migration and Fertility in Puerto Rico", *Population Studies*, Vol.20, No.1, pp.85-96.
- 内閣府編 (2004) 『少子化社会白書 (平成16年版)』ぎょうせい.
- 内閣府編 (2005) 『平成17年版国民生活白書・子育て世代の意識と生活』国立印刷局.
- 中川聡史 (2005) 「東京圏をめぐる近年の人口移動：高学歴者と女性の選択的集中」『国民経済雑誌』191巻5号, pp.65-78.
- Rosenwaite, I. (1973) "Two Generations of Italians in America: Their Fertility Experience", *International Migration Review*, Vol.7, No.3, pp.271-280.
- 清水昌人 (2010) 「近年における大都市圏の転入超過の分析」『人口問題研究』66巻1号, pp.1-16.
- Singh, V. K., Kumar, A., Singh, R. D. and Yadava, K. N. S. (2012) "Impact of Residential Status of Women on Fertility", *Journal of Scientific Research*, Vol.56, pp.121-139.
- Singley, S. G. and Landale, N. S. (1998) "Incorporating Origin and Process in Migration-Fertility Frameworks: The Case of Puerto Rican Women", *Social Forces*, Vol.76, No.4, pp.1437-1464.
- Stephen, E. H. and Bean, F. D. (1992) "Assimilation, Disruption and the Fertility of Mexican-origin Women in the United States", *International Migration Review*, Vol.26, No.1, pp.67-88.
- 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—少子化の経済的要因に関する一考察—」『人口問題研究』56巻4号, pp.1-18.
- Umezaki, M. and Ohtsuka, R. (1998) "Impact of Rural-Urban Migration on Fertility: A Population Ecology Analysis in the Kombio, Papua New Guinea", *Journal of Biosocial Science*, Vol.30, No.3, pp.411-422.
- Werwath, T. (2011) "The Fertility Impact of Rural-to-Urban Migration in China", *Asian & Pacific Migration Journal*, Vol.20, No.1, pp.101-116.
- White, M. L., Moreno, L. and Guo, S. (1995) "The Interrelation of Fertility and Geographic Mobility in Peru: A Hazards Model Analysis", *International Migration Review*, Vol.29, No.2, pp.492-514.
- Yang, X. (2000) "The Fertility Impact of Temporary Migration in China: A Detachment Hypothesis", *European Journal of Population*, Vol.16, pp.163-183.

An Examination of the Hypotheses on the Impact of Migration on Fertility —From the Data of "Seventh National Survey on Migration"—

Shiro KOIKE

Foreign research has revealed that the fertility of rural-urban migrants is lower than that of rural natives. Hypotheses on Selection, Adaptation, and Disruption have been developed to explain the fertility difference among migrants and natives. This study examined these hypotheses using data of the "Seventh National Survey on Migration," with especial focus on rural-urban migrants. Migration patterns from birthplace and place of residence soon after the first marriage of ever married women were set, and the average number of ever born children for each migration pattern was calculated. The number of children of rural-urban migrants was found to be the lowest among all migration patterns. Multiple regression analysis results of the migration pattern obtained by applying the average number of children as the dependent variable and other related analyses show that Selection and Adaptation might be the main factors of low fertility among the rural-urban migrants. Moreover, Disruption might influence migrants' fertility for a limited period after the first marriage.