

特集 I : わが国における近年の人口移動の実態—第 6 回人口移動調査の結果より—(その 1)

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—

小池 司 朗

本稿では「第 6 回人口移動調査」のデータを利用し、人口移動と出生行動の関係について分析を行った。出生地・現住地及び初婚前後の居住地に基づいて移動類型を設定し、類型別の平均子ども数を算出したところ、初婚前から大都市圏に移動した人（「R+ (UU)」）の子ども数が著しく少ないことが明らかになった。その要因を特定するために、対象者の属性データを説明変数とした順序ロジスティック回帰分析を行った結果、「R+ (UU)」の類型では全体的な学歴・初婚年齢の高さが子ども数の少なさに影響を与えていることは示せたが、十分な説明力を持つには至らなかった。こうしたことから、移動者の社会経済的属性が出生率の差に関連しているとする Selectivity 仮説のほか、大都市圏のライフスタイルに適応することによって出生率が低下するとする Adaptation 仮説など、様々な要因が複合的に作用することで「R+ (UU)」の低出生率が説明できると推察された。

I. はじめに

平成21 (2009) 年 1 月 30 日、厚生労働省より「平成15~19年 人口動態保健所・市区町村別統計の概況」が公表された。当該期間の全国の合計特殊出生率 (TFR) は 1.31 であったが、市区町村別にみれば最高の鹿児島県伊仙町 (2.42) から最低の東京都目黒区 (0.74) まで非常に大きな較差がある。前回の「平成10~14年 人口動態保健所・市区町村別統計の概況」と比較すると、一部 TFR が大きく変動している自治体も見受けられるが、その大半は特殊要因による出生率変動を受けやすい人口規模の小さな自治体である。市区町村別の統計が存在する昭和58~62年以降のデータをみても、全体としては、全国と地域との TFR の較差が概ね維持されたまま推移しており、地域的な出生率高低のパターンはほとんど変わっていない。時系列データがより豊富な都道府県別の TFR をみても、昭和45 (1970) 年頃を中心として一時的に傾向が逆転したが (高橋 1997)、その他の年次では一貫して大都市圏で低く非大都市圏で高いというパターンが認められる (国立社会保障・人口問題研究所 2009)。

こうした地域別出生率の安定的な較差の要因については様々な研究蓄積があり、較差を社会経済的要因や自治体の政策的要因などから分析した事例は散見される (たとえば、廣嶋・三田 1995, 田中 2003, 財団法人こども未来財団 2005, 厚生労働省 2005, 佐々井

2007など)。若年層の性比の偏りが札幌市の継続的な低出生率に大きな影響を与えているとする原(2008)の研究も興味深い。これらの分析は地域別出生率較差の要因を把握するうえで重要な視角を提示しているが、その他の要因として、人口移動そのものの影響は考えられないであろうかというのが本稿の主旨である。程度の差はあれ、大都市圏の非大都市圏に対する転入超過傾向は長期間にわたって継続している。単純に考えれば、出生率が相対的に高い地域から低い地域への人口移動によって出生率較差は縮小するようにも捉えられるが、少なくとも直近約30年間は目立った縮小傾向が認められない。この動きは一体どのように説明されるのであろうか。本稿では、「第5回人口移動調査」(以下、前回調査)による調査結果から人口移動と出生行動との関連を解明しようとした小池(2006)に引き続き、「第6回人口移動調査」(以下、今回調査)の調査結果から、本テーマに関する新たな知見を獲得することを主たる目的とする。

II. 人口移動と出生の関係について

わが国において、人口移動が出生行動に及ぼす影響に直接的に触れた論文は上田(1964)・田中(2001)・Hodge and Ogawa(1991)などわずかであるが、海外では発展途上国を中心として比較的多くみられる(Goldstein and Goldstein 1981, Hervitz 1985, Bacal 1988, Lee and Pol 1993, McKinney 1993, Brockerhoff and Yang 1994, Jansen and Ahlburg 2004など)。各国の異なる社会経済情勢を反映し、詳細な分析結果は多少異なるが、全体として人口移動は出生率の低下と密接な関係があるという論調が展開されている。そのなかで共通して観察されているのは、非大都市圏から大都市圏へ移動した人々(Migrants)は、非大都市圏に残留した人々(Stayers)と比較して出生率が低いという現象であり、その仮説要因は概ね次の3点に集約される(McKinney 1993)。

第一に Selectivity は、出生率較差の要因を Migrants と Stayers の間における学歴や就業状態など社会経済的な属性の違いに求める。すなわち出生率の差は移動前の段階から決まっているとする仮説である。第二に Adaptation は、Migrants が大都市圏に居住している間に大都市圏の社会経済的環境や住環境などに適応し、出生行動も大都市圏のそれに自然と近づくことにより差が生じるという仮説である。この場合、大都市圏での居住期間が出生率の変化を規定する決定的な要因となる(McKinney 1993)。第三に Disruption は、移動に伴う体力的・心理的な負担により移動と同時期における出生行動が避けられ、結果として移動を行わない Stayers の出生率と比較して低くなるとする仮説である。人口移動に注目した場合、Adaptation と Disruption は人口移動そのものが大都市圏や全国の出生率を低下させているという観点に立つが、Selectivity は人口移動と出生率の間に直接的な関係がないという見方である¹⁾。

1) ここで述べた三要因のほか、Socialization が挙げられている研究もある(Brockerhoff and Yang 1994, Hervitz 1985)。子どもの時に育った環境が出生率に影響するというもので、本仮説によれば、Migrants の出生率は一世代が経過した後はじめて大都市圏 Stayers の出生率に近づくことになる。

では、わが国においては人口移動と出生率に関係はあるのだろうか。前回調査データを利用した小池（2006）では、非大都市圏から大都市圏に移動した Migrants の平均子ども数は非大都市圏や大都市圏の Stayers のそれと比較して少なく、Migrants によって大都市圏の出生率はさらに低下している可能性が示唆された。また調査対象者の属性データを活用した諸分析を行ったところ、上で述べた Selectivity・Adaptation・Disruption はそれぞれ異なる形で Migrants の低出生率に関連しているが、なかでも婚姻年数ごとの累積子ども数の分布から導かれた Adaptation 仮説が最有力であると推定された。以下、同様の観点を今回調査データに適用する。しかし今回調査は前回調査と異なり、世帯主の子どもの出生年月に関する設問が割愛されているため、小池（2006）と同じ手法で Adaptation や Disruption による影響を評価することができない。そこで本稿では少し枠組みを変えた分析により、移動と子ども数との関係、およびその要因を明らかにしていくこととする。

なお上で述べた発展途上国における諸研究は大変興味深いものの、わが国の状況とは一線を画すべきであると考えられる。途上国の大半では、首都やそれに準じる大都市圏と非大都市圏との間で生活水準等が大きく異なり、また未だ乳児死亡率が高水準である地域が非大都市圏を中心として多く存在する。一方わが国では、大都市圏と非大都市圏の生活水準や乳児死亡率に大きな差はない。多民族国家も多いため民族による出生率の差も無視できない。交通機関の発達程度が異なり、途上国においては一般に大都市圏への移動に対するハードルが高いことも念頭に置いておく必要がある。その意味でも、わが国において同様の研究を行うことは大いに意義あるものであろう。

具体的な分析に入る前に、次節では人口分布の変化が全国出生率の変化に対してどの程度の影響を持っているのかについて、定量的な算出を試みることにする。

Ⅲ. 人口分布変化と全国出生率の関係

前述のように、大都市圏における転入超過傾向は長期間にわたって継続しているものの、地域別の出生率較差には大きな変化が認められない。したがって、高度経済成長期前から人口分布が変動しないなかで地域別出生率の実績と同様に变化する仮想状態と比較すると、実際には出生率の相対的に低い大都市圏における人口シェアが高まっている分、全国 TFR は低くなっていると考えられる。こうした人口分布変化が全国 TFR に与えた影響については、清水（2001）により興味深い分析がなされている。それによると、全体としてみれば人口分布変化の全国 TFR に対する影響は限定的であるものの、地域によっては分布変動効果も目立っており、特に東京大都市圏における分布変動は全国 TFR に対して大きな影響力を持つことが示されている。

本節では昭和30（1955）年を起点とし、地域別年齢別の出生率の実績と同様に变化する一方で人口移動が全く発生しなかったと仮定した場合の全国 TFR を算出し、実際の全国 TFR の動きとの比較から、人口分布変化が全国 TFR に与えた影響を評価することとする。

る。もちろん出生行動が人口移動を規定することもあり得るため、ここで求められる実際 TFR と仮想 TFR との差がすべて人口移動による影響と判断することはできないが、人口分布変化と全国 TFR の関連性をみるうえで意味のある分析と考えられる。

TFR は、出生率を 5 歳階級別に算出したものを足し上げた値とした。分母人口は国勢調査による都道府県別 5 歳階級別女子人口（年齢不詳は按分）²⁾、分子には国勢調査と同年の人口動態統計による都道府県別女子 5 歳階級別出生数を用いることによって出生率を算出した。14 歳以下からの出生数・50 歳以上からの出生数は、それぞれ便宜上 15～19 歳・45～49 歳からの出生数として扱い、年齢不詳の出生は数が非常に少ないため無視した。これらの措置により、公表されている実績値とは若干異なることがある。また、人口移動が全く発生しなかったと仮定した場合の全国 TFR 算出に必要な年齢別生残率は、全都道府県ですべて同一とした。再生産年齢に相当する 15～49 歳では都道府県間の較差も非常に小さいことから、無理のない仮定であろう。

上記の仮定によれば、ある t 年における実績の全国 $TFR(t)_a$ は次のように算出される。

$$TFR(t)_a = 5 \times \sum_x \frac{B(t)_x}{P(t)_x} = 5 \times \sum_x \sum_k \frac{P_k(t)_x \cdot f_k(t)_x}{P(t)_x} = 5 \times \sum_x \sum_k d_k(t)_x \cdot f_k(t)_x \quad \dots \textcircled{1}$$

ここに、 $P(t)_x$: t 年の全国女子 $x \sim x+4$ 歳人口、 $B(t)_x$: t 年の全国女子 $x \sim x+4$ 歳からの出生数、 $P_k(t)_x$: t 年の都道府県 k 女子 $x \sim x+4$ 歳人口、 $f_k(t)_x$: t 年の都道府県 k 女子 $x \sim x+4$ 歳人口の出生率、 $d_k(t)_x$: t 年の都道府県 k 女子 $x \sim x+4$ 歳人口が全国の女子 $x \sim x+4$ 歳人口に占めるシェア、である。

一方仮想の全国 TFR は都道府県別年齢別の出生率が実績と同一で、 $t-5 \rightarrow t$ 年における人口移動が発生しなかったと仮定した場合の TFR である。都道府県別年齢別の生残率をすべて一律の値としていることに注意すると、仮想の全国 $TFR(t)_i$ は、

$$TFR(t)_i = 5 \times \sum_x \sum_k \frac{(P_k(t-5)_{x-5} \cdot S(t-5)_{x-5}) \cdot f_k(t)_x}{(P(t-5)_{x-5} \cdot S(t-5)_{x-5})} = 5 \times \sum_x \sum_k d_k(t-5)_{x-5} \cdot f_k(t)_x \quad \dots \textcircled{2}$$

として求められる。ただし、 $S(t-5)_{x-5}$: $t-5 \rightarrow t$ 年の $x-5 \sim x-1$ 歳 $\rightarrow x \sim x+4$ 歳女子の生残率である。②式は、①式中の $d_k(t)_x$ を $d_k(t-5)_{x-5}$ に置き換えただけの式となる。①式および②式より、昭和 35（1960）年から平成 17（2005）年までの $TFR(t)_a \cdot TFR(t)_i$ を算出し、両者の差とともに示したのが表 1 である。

2) 出生数の資料として利用した人口動態統計との整合性から、本来は日本人人口を分母とした方が適切であると考えられるが、1955 年の国勢調査では都道府県別・年齢別の日本人人口が表象されておらず、一貫性を保つためにすべて総人口データとした。

本表によれば、すべての時点において $TFR(t)_a$ は $TFR(t)_i$ を下回る値となっている。したがって、過去50年間にわたって人口分布変化はもっぱら全国 TFR を押し下げる方向に作用してきたことがわかる。最もその差が大きいのは昭和35（1960）年であり、昭和30（1955）年からの5年間における激しい人口分布変化の影響がうかがえる。一方で昭和50（1975）年においては両者の差はほとんどないが、昭和45（1970）年からの5年間にオイルショックをはさんでおり、人口分布の変化自体が小さかったことが主要因といえよう。 $TFR(t)_a$ と $TFR(t)_i$ の差をすべての年次について足し上げると約-0.06となり、この値が昭和30（1955）年から平成17（2005）年までの50年間の人口分布変化によってもたらされた全国 TFR の変化と考えることができる。全国の実績 TFR は同じ50年間に1.13だけ低下しているが、このうちの約5.3%に相当する0.06が単なる人口分布変化（その大半が国内人口移動によるもの）の影響となれば、非大都市圏から大都市圏への人口移動が全国の出生率を低下させるという仮説が、わが国に当てはまる可能性も生じてくるだろう。

IV. 移動類型別の平均子ども数

詳細な分析に入る前に本節では、今回調査データから初婚後一定期間を経過した男女について出生地・現住地等に基づいて分類した移動類型別の平均子ども数を求め、類型間に特徴的な差がみられるか否かを検証する。前回調査データを利用した小池（2006）では、現住地別の平均子ども数に有意な差がみられると同時に、出生地が非大都市圏の女性に着目した場合、初婚直前・直後の居住地が大都市圏の人は平均子ども数が他の移動類型と比較して大幅に少ないことなどが明らかになっている。全く異なるサンプルデータである今回調査からは、どのような結果が得られるであろうか。

まず、全国を大都市圏（U）と非大都市圏（R）に分け、出生地と現住地から表2の単純な移動類型を設定した。後述のとおり、出生地と現住地の類型が同じ場合でもその間の居住地類型が異なることは多々あるが、ここでは全体的な傾向を把握するために、ひとまず出生地と現住地の類型が同じ場合を Stayers、両者が異なる場合を Migrants として扱うこ

表1 TFR(t)_a・TFR(t)_i およびその差

年	TFR(t) _a	TFR(t) _i	TFR(t) _a -TFR(t) _i
昭和30(1955)年	2.364		
昭和35(1960)年	2.006	2.028	-0.0219
昭和40(1965)年	2.138	2.149	-0.0108
昭和45(1970)年	2.083	2.087	-0.0036
昭和50(1975)年	1.928	1.928	-0.0001
昭和55(1980)年	1.737	1.743	-0.0063
昭和60(1985)年	1.729	1.732	-0.0037
平成2(1990)年	1.503	1.505	-0.0017
平成7(1995)年	1.392	1.393	-0.0007
平成12(2000)年	1.343	1.348	-0.0051
平成17(2005)年	1.238	1.244	-0.0059
2005年-1955年	-1.126	実績-仮想 の和	-0.0598
分布変化の寄与率(%)			5.31

※TFRの算出方法が異なるため、TFR(t)_aは公式の値とは異なることがある。

表2 出生地と現住地に基づく移動類型

出生地	現住地	移動類型
R	R	RR
R	U	RU
U	R	UR
U	U	UU

※U：大都市圏（東京・埼玉・千葉・愛知・岐阜・三重・大阪・京都・兵庫の各都府県）、R：非大都市圏（上記以外の道県）

ととする。表3は、ほぼ出生行動を終えたと考えられる初婚後15年以上が経過した既婚の世帯主・配偶者について、移動類型別および出生地別・現住地別の平均子ども数を男女別に示したものである。

表3 移動類型別・出生地別・現住地別、平均子ども数

移動類型別	男				女			
	RR	RU	UR	UU	RR	RU	UR	UU
	2.258 (2.083)	2.075 (1.864)	2.103 (2.058)	2.143 (1.979)	2.234 (2.076)	2.048 (1.902)	2.188 (2.206)	2.135 (1.982)
出生地別	R (RR+RU)		U (UR+UU)		R (RR+RU)		U (UR+UU)	
	2.221 (2.030)		2.140 (1.988)		2.197 (2.035)		2.140 (2.003)	
現住地別	R (RR+UR)		U (RU+UU)		R (RR+UR)		U (RU+UU)	
	2.249 (2.081)		2.123 (1.937)		2.231 (2.083)		2.110 (1.954)	
全体	2.192 (2.018)				2.177 (2.027)			

※初婚後15年以上が経過した世帯主または配偶者の男女について、各項目の上段が今回調査、下段の括弧内は前回調査による値。今回調査の値は、初婚前後の居住地が不詳であるものを除く。

前回調査と比較すると、女性の「UR」を除くすべての移動類型

において今回調査の平均子ども数の方が多くなっている³⁾。今回調査において平均子ども数が多い順に並べると、男性については「RR」→「UU」→「UR」→「RU」、女性については「RR」→「UR」→「UU」→「RU」となっている。前回調査では女性の「UR」で最も平均子ども数が多くなっていたが、4つのタイプのなかで「UR」はサンプル数が最も少ないため、安定した傾向が得られていない。しかし「UR」を除いてみれば、前回・今回の男女ともに「RR」→「UU」→「RU」と同じ序列となっている。すなわち、現住地が大都市圏の人に注目すると、平均子ども数は大都市圏 Stayers よりも Migrants の方が少ないということである。全体としてもサンプル数が必ずしも十分とはいえないため、この傾向が一般性を持つかどうかまではわからないが、連続する2回の調査で「UR」を除く類型別の平均子ども数が同じ序列となり、しかもそれらの間に比較的大きな差がみられるということは、一定の説得力を持つと考えて良いだろう。また出生地別・現住地別の平均子ども数をみると、双方とも非大都市圏の方が多いが、「RU」の少ない平均子ども数に引っ張られる形で現住地別の方が差が拡大している。ちなみにブラジルを対象地域とした Hertz (1985) やセネガルを対象地域とした McKinney (1993) など発展途上国における研究では大半の場合、既往子ども数の多い順に、「RR」→「RU」→「UU」となっており、「RU」と「UU」の順序が上記とは逆となっている。このことは、わが国においては人口移動が発展途上国以上に大都市圏の出生率低下に寄与している可能性を示すものであるといえる。

続いて移動類型別に子ども数の分布をみると(図1)、すべての類型で子ども数1人以下の割合はほぼ同じであり、無子割合に関しては「RU」が最も低くなっているが、3人以上の割合も「RU」が最も低く、この点が他の類型と比較して平均子ども数が少ない最大の要因となっている。子ども数の分布に関しても、「UR」を除いて前回調査と大変似通った結果が得られており、「RU」で2人の割合が最大である点も共通している。以下

3) 原因は定かではないが、今回調査では死亡した子どもも含めた子ども数を書くように明記したことが一因と考えられる。

では、前回と同様に対象を女性に絞って分析を進める。

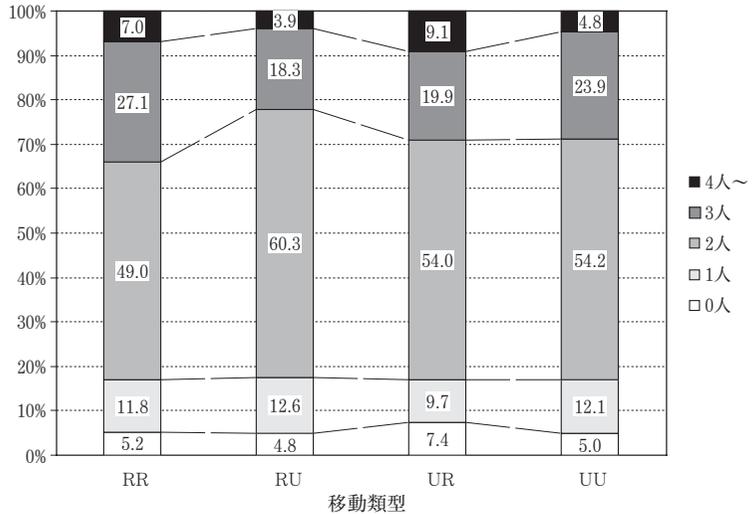
ここまでは出生地と現居住地のみに基づく単純な類型別に平均子ども数を算出したが、出生から現在（調査時点）に至るまでの実際の移動パターンは非常に多岐にわたる。とりわけ、実際に出生行動をとっていた時期における居住地および移動パターンは、出生行動を大きく規定する要素と考えられるが、本調査ではそ

れらを正確にとらえられる情報は存在しない。そこで小池（2006）と同様、本調査から得られる初婚直前・初婚直後の居住地情報を追加し、「RR」・「RU」の細分類化を行う（表4）。もちろん初婚直前・初婚直後のそれぞれ前後に移動が発生している可能性などがあり、実際の居住期間との整合性は必ずしも十分ではないが、「RU」を例にとると、概ね「RU（UU）」→「RU（RU）」→「RU（RR）」の順に大都市圏での居住期間が長いと考えられる。なお「UU」

と「UR」についてはサンプル数が非常に少なくなる類型が現れるため、細分類化を行わなかった。このほか、「RR（UR）」・「RU（UR）」となるサンプル、すなわち非大都市圏出身者で初婚に伴って大都市圏から非大都市圏に移動したサンプルも若干存在するが、ここでは集計対象から外した。

表5は「RR」・「RU」について細分類化を行い、同様に平均子ども数の分布をみたものである。本表によれば、「RR」・「RU」ともに初婚直前・初婚直後の居住地によって平均子ども数が大きく

図1 移動類型別、子ども数の分布



※初婚後15年以上が経過した男女について、初婚前後の居住地が不詳であるものを除く。

表4 初婚前後の居住地に基づく移動類型の細分類化

移動類型	初婚直前	初婚直後	細分類
RR	R	R	RR(RR)
	R	U	RR(RU)
	U	U	RR(UU)
RU	R	R	RU(RR)
	R	U	RU(RU)
	U	U	RU(UU)

※U・Rについては表2を参照。

表5 細分類別、平均子ども数

移動類型 (再掲)	RR			RU		
		2.234 (2.076)			2.048 (1.902)	
細分類	RR(RR)	RR(RU)	RR(UU)	RU(RR)	RU(RU)	RU(UU)
	2.250 (2.100)	2.167 (1.944)	1.879 (1.772)	2.173 (2.028)	2.132 (2.033)	1.993 (1.813)

※初婚後15年以上が経過した世帯主または配偶者の女性について、各項目の上段が今回調査、下段の括弧内は前回調査による値。

異なり、細分類別にみれば平均子ども数が多い順に (RR) → (RU) → (UU) となっている。すなわち、非大都市圏 Stayers や遅い時期に大都市圏に移動してきたと思われる人ほど子ども数が多い傾向があるが、前回・今回ともに際だっているのは (RU) と (UU) の差であり、初婚前に大都市圏に居住している人の子ども数が非常に少ない。「UU」のなかの大多数は初婚直前・初婚直後も大都市圏に居住しているが（すなわち「UU (UU)」）、「RR (UU)」・「RU (UU)」では、「UU」と比較しても平均子ども数が大幅に少なくなっている。

本節の初めで、Migrants である「RU」の移動類型で平均子ども数が少ないことを示したが、本類型では初婚前に大都市圏へ移動した人の割合が高く、実際には現住地が大都市圏であるかどうかよりはむしろ、大都市圏に移動した時期によって子ども数がある程度規定されることが窺える。次節においては初婚前後の居住地を重視した類型（以下、初婚類型）を表6のように再設定し、平均子ども数が特に少ない「R+ (UU)」を中心として分析を進めることとする。

表6 初婚前後の居住地に基づく細分類の再編

細分類	初婚類型
RR(RR)	R+(RR)
RU(RR)	
RR(RU)	R+(RU)
RU(RU)	
RR(UU)	R+(UU)
RU(UU)	
UU	UU
UR	その他
上記以外	

※U・Rについては表2を参照。

V. 子ども数カテゴリーを目的変数とした多変量解析

本節では今回調査の対象者となった既婚女性をサンプルデータとし、それらの属性を説明変数、子ども数カテゴリーを目的変数とした順序ロジスティック回帰分析を行う。その際、すべてのサンプルを対象とした回帰分析を行って子ども数に影響を及ぼしている要因を明らかにした後、初婚類型別にみた予測子ども数カテゴリーと実際子ども数カテゴリーの比較等を通じて、モデルの説明力を検証する。

また前節では初婚後15年以上が経過した人を対象として平均子ども数等を算出したが、本節では初婚後15年未満の女性も別途分析対象とする。その主たる目的は、出生行動をほぼ終えた人々とその途中の人々の間で、平均子ども数に影響を及ぼす要因が異なるのかどうかを明らかにすることである。初婚後15年以上・15年未満の各女性に適用した順序ロジスティック回帰分析の説明変数を、その分布とともに示したのが表7である。初婚後15年未満において分布が著しく少ない変数カテゴリーは他の変数に統合するなど、両者で用いた変数は若干異なっている。また被説明変数の子ども数カテゴリーについては、表8のとおり初婚後15年以上と15年未満でカテゴリーを分けた。

表7 ロジスティック回帰分析に用いた説明変数とその分布

初婚後15年以上 (N=4,146)

説明変数 (量)		表記	平均
年齢		年齢	58.4(歳)
初婚年齢		初婚年齢	24.1(歳)
説明変数 (質)		表記	割合 (%)
配偶関係	有配偶 (配偶者と同居)	有配偶 (同居)	80.1
	有配偶 (配偶者と別居)	有配偶 (別居)	2.0
	離別	離別	6.0
	死別	死別	11.9
学歴	小学校	小学校	2.1
	新制中学, 旧制高小など	中学校	19.7
	新制高校, 旧制中学, 女学校など	高校	48.4
	専修学校 (高卒後) など	専修	10.2
	短期大学, 高専など	短大	13.0
	大学, 大学院など	大学	6.6
	正規職員	学・正規	75.2
従業上の地位・学卒直後	パート・アルバイト	学・パート	6.5
	派遣・嘱託・契約社員	学・派遣	1.7
	自営・家族従業者・内職	学・自営	8.4
	会社などの役員	学・役員	0.3
	無職	学・無職	7.9
	正規職員	現・正規	11.6
	パート・アルバイト	現・パート	21.7
従業上の地位・現在	派遣・嘱託・契約社員	現・派遣	3.2
	自営・家族従業者・内職	現・自営	11.0
	会社などの役員	現・役員	2.6
	無職	現・無職	49.9
	1・2	県カテ1	76.3
	3・4	県カテ2	20.1
	5～	県カテ3	3.6

※すべて不詳を除いた値。居住経験都道府県数には外国を含む。

初婚後15年未満 (N=1,519)

説明変数 (量)		表記	平均	
初婚年齢		初婚年齢	26.6(歳)	
初婚からの年数		婚姻年数	7.6(年)	
説明変数 (質)		表記	割合 (%)	
配偶関係	有配偶 (配偶者と同居)	有配偶 (同居)	93.2	
	有配偶 (配偶者と別居)	有配偶 (別居)	1.5	
	離別・死別	離死別	5.3	
学歴	新制中学, 旧制高小など	中学校	3.8	
	新制高校, 旧制中学, 女学校など	高校	32.3	
	専修学校 (高卒後) など	専修	19.7	
	短期大学, 高専など	短大	26.7	
	大学, 大学院など	大学	17.6	
	正規職員	学・正規	82.3	
	パート・アルバイト	学・パート	10.3	
従業上の地位・学卒直後	派遣・嘱託・契約社員	学・派遣	3.0	
	自営・家族従業者・内職	学・自営	1.4	
	無職	学・無職	3.0	
	正規職員	現・正規	18.9	
従業上の地位・現在	パート・アルバイト	現・パート	21.3	
	派遣・嘱託・契約社員	現・派遣	4.8	
	自営・家族従業者・内職	現・自営	6.3	
	会社などの役員	現・役員	0.7	
	無職	現・無職	48.1	
	居住経験都道府県数	1・2	県カテ1	76.4
		3・4	県カテ2	20.1
5～		県カテ3	3.4	

※すべて不詳を除いた値。居住経験都道府県数には外国を含む。

投入した説明変数のなかで、主に最終学歴や学卒直後の従業上の地位は Selectivity、居住経験都道府県数は Disruption の検証にそれぞれ活用する。Disruption の検証には、本来は出生行動をとっていた時期における移動状況を把握する必要があるが、今回調査からそれを明らかにすることはできない。しかし、たとえば生涯の居住経験都道府県数が1や2であれば、出生行動をとっていた時期において長距離移動が発生した可能性はきわめて低い。こうしたことから、居住経験都道府県数は Disruption の検証にも有用であると判断した。一方 Adaptation については今回直接検証することが困難であるため、主としてモデル当てはめ後の考察材料とする。

まず、初婚後15年以上の女性全体に対して順序ロジスティック回帰分析を行った結果が表9である。

レファレンス・カテゴリーを本表のように設定した場合、子ども数カテゴリーに対して1%水準で有意であったのは、年齢と初婚年齢のほか、「離別」・「現・パート」・「現・自営」であった。子ども数カテゴリーは年齢が上がるほど緩やかに上昇し、初婚年齢が上がるほど急速に低下することは想定された結果である。「離別」は負に有意であるが、出生行動が完結する前に離別が発生している可能性も高いことから、これも想定された結果である。また「現・パート」・「現・自営」はいずれも正に有意であるが、現在の従業上の地位のレファレンス・カテゴリーを無職とした場合、5%有意の「現・役員」を含めて全カテゴリーの係数がプラスとなっており、現在の従業上の地位「無職」の人が他と比較して子ども数カテゴリーが少ないと考えるのが妥当であろう。一方、Selectivity と Disruption の検証のために導入した学歴・学卒直後の従業上の地位・居住都道府県数カテゴリーにおいては、1%水準で有意の変数はなく、わずかに「学・役員」が5%水準で有意となっているのみである。もっとも「学・役員」は該当数が非常に少なく、本分析のみでは子ども数との関係が必ずしも明確であるとはいえない。

続いて、初婚類型別にみた子ども数の予測カテ

表8 初婚後15年以上と初婚後15年未満の子ども数カテゴリー

子ども数	15年以上カテゴリー	15年未満カテゴリー
0人	1	1
1人		2
2人	2	3
3人～	3	

表9 ロジスティック回帰分析による各変数の係数（初婚後15年以上の女性）

説明変数		回帰係数	有意
年齢		0.011	**
初婚年齢		-0.131	**
配偶関係	死別	-0.122	
	離別	-0.951	**
	有配偶 (別居)	0.162	
学歴	有配偶 (同居)		
	小学校	0.320	
	中学校	-0.161	
	高校	-0.168	
	専修	-0.180	
従業上の地位・学卒直後	短大	0.078	
	大学		
	学・正規	-0.072	
	学・パート	0.013	
	学・派遣	-0.131	
従業上の地位・現在	学・自営	0.169	
	学・役員	-1.235	*
	学・無職		
	現・正規	0.205	
	現・パート	0.379	**
居住経験都道府県数	現・派遣	0.197	
	現・自営	0.400	**
	現・役員	0.391	*
	現・無職		
	県カテ1	0.093	
県カテ2	-0.027		
県カテ3			

※網掛けはレファレンス・カテゴリー。有意の欄の*は5%水準、**は1%水準でそれぞれ有意。

ゴリーと実際カテゴリーについて考察する(表10)。まず予測カテゴリーの平均値をみると、「R+(UU)」において最も低くなっており、他の類型をみると「R+(RR)」は「UU」よりも高い。これらのことから、本モデルにより初婚類型別の子ども数分布がある程度説明できているといえる。

初婚類型別の説明変数分布をみると(表11)、「R+(UU)」の類型において大卒の割合が最も高くなっており、中川(2006)で述べられているように高学歴女性が選択的に大都市圏へ移動してきている可能性が指摘できる。子ども数カテゴリーに対して有意であった初婚年齢をみると、「R+(UU)」の類型において最も平均値が高い値となっている。本来であれば学歴のほか、所得や出生行動を取っていた時期における職種、さらに結婚観なども変数として取り入れなければ、Selectivityの影響を正確に検証することは不可能であると考えられるが、これらについては本調査では質問項目外となっており、残念ながら詳細は不明である。しかし「R+(UU)」における高学歴および初婚年齢の高さから、初婚類型別子ども数に対するSelectivityによる影響が多少見て取れる。また初婚類型別の平均年齢の差は多少あるものの、表9のとおり年齢の係数は初婚年齢の係数と比較して絶対値が小さく、また離別割合は「R+(RU)」において全体より大幅に低いがその他の類型では大差なく、これらの影響はほぼ無視できると考えて良いだろう。一方、現在の従業上の地位「無職」の割合は「R+(UU)」において最低であり、この点では子ども数に対して最も有利な分布となっているが、予測カテゴリーの上昇に結びついてはいない。

表10 初婚類型別の予測・実際子ども数カテゴリーとその差(初婚後15年以上の女性)

初婚類型	予測カテゴリー 平均値	実際カテゴリー 平均値	実際-予測
R+(RR)	2.060	2.184	0.124
R+(RU)	2.012	2.119	0.107
R+(UU)	2.000	2.002	0.002
UU	2.036	2.123	0.087
その他	2.022	2.180	0.158
全体	2.042	2.141	0.099

表11 初婚類型別の統計(初婚後15年以上の女性)

初婚類型	平均年齢 (歳)	平均初婚 年齢(歳)	離別割合 (%)	大卒割合 (%)	現・無職 割合(%)
R+(RR)	59.3	23.9	6.2	3.4	49.3
R+(RU)	59.5	24.3	1.8	8.3	56.5
R+(UU)	57.5	24.5	6.9	11.3	44.4
UU	57.7	24.3	5.9	9.2	52.0
その他	56.8	24.1	7.1	8.2	49.7
全体	58.4	24.1	6.0	6.6	49.9

※不詳を除いた値。

また予測カテゴリーと実際カテゴリーの各平均値を比較すると(表10)、全初婚類型において予測カテゴリーが実際カテゴリーを下回っている。これは、必ずしも全体的なモデルの適合度が良くないことを表しているが、「R+(UU)」においては両平均値がほぼ同じ値となっており、相対的には実際よりも子ども数が高めに予測されているなど、類型別にみれば両者の差にバラツキが認められる。逆に言えば、ここでの説明変数とは別の要因が、初婚類型別の実際の子どもの数分布をさらに変化させていると考えられる。

一方、初婚後15年未満の女性について同様に順序ロジスティック回帰分析を行った結果が表12である。

初婚後15年以上の女性と比較すると、初婚年齢と「離(死)別」が有意となったのは共通しているが、その他のカテゴリーで有意となる変数がいくつか異なっている。すなわち、レファレンス・カテゴリーを表12のように設定した場合、「現・正規」・「現・パート」・「現・派遣」が1%水準で負に有意、また「専修」が5%水準で正に有意となった。前者は仕事と子育ての両立の難しさを反映し、後者は初婚年齢と関連しているとみられる。これらが初婚後15年以上の女性で有意とならなかったのは、前者は「現在の従業上の地位」であり、出生行動を取っていた時期と出生行動を終えた時点での従業上の地位が相異なる場合が多いためであろう。初婚後15年以上の女性について出生行動を取っていた時期における従業上の地位を説明変数とした場合、同様に有意となった可能性もあると考えられる。「無職」をレファレンス・カテゴリーとすると、15年未満では一転してすべての変数カテゴリーの係数がマイナスとなっているのも目を引くところである。一方後者については、主にキャッチアップ効果によるものと考えられる。すなわち初婚後15年未満の女性は出生行動の途中段階であり、特に高学歴の女性では完結子ども数よりも少なめとなる傾向が強いと思われる。しかし全国的な高学歴化とそれに伴う晩婚化により、コーホート合計出生率は低下傾向が継続しており(守泉 2007)、初婚後15年未満の女性が出生行動を終えた段階における完結子ども数を目的変数としても、初婚後15年以上の女性とは異なり学歴が同様に有意となる可能性は高いといえよう。「大卒」をレファレンス・カテゴリーとした場合、「専修」以外は有意とはなっていないものの、すべての変数カテゴリーの係数がプラスとなっており、「大卒」女性の子ども数が少ない傾向は明らかとなっている。

初婚後15年未満の場合、初婚からの年数とともに子ども数は当然増加するため、全サンプルを一括して分析を行うことには意味がない。そこで以下では、婚姻年数を5年ごとに区切って初婚類型別の分析を行う。なおこの措置を施した場合、「R+ (RU)」は各年数グループに属するサンプル数が非常に少なくなり、本類型の実態を正しく反映しない可能性が高いため、「その他」の類型に含めることとした。類型別の予測子ども数カテゴリーと実際子ども数カテゴリーを初婚からの年数別にみたのが表13である。

表12 ロジスティック回帰分析による各変数の係数(初婚後15年未満の女性)

変数		回帰係数	有意
初婚年齢		-0.364	**
婚姻年数		0.275	**
配偶関係	離死別	-0.642	**
	有配偶(別居)	-0.272	
	有配偶(同居)		
学歴	中学校	0.162	
	高校	0.289	
	専修	0.378	*
	短大	0.269	
	大学		
従業上の地位・学卒直後	学・正規	0.003	
	学・パート	-0.098	
	学・派遣	0.526	
	学・自営	0.038	
	学・無職		
従業上の地位・現在	現・正規	-0.746	**
	現・パート	-0.614	**
	現・派遣	-1.516	**
	現・自営	-0.162	
	現・役員	-0.754	
	現・無職		
居住経験都道府県数	県カテ1	0.124	
	県カテ2	-0.047	
	県カテ3		

※網掛けはレファレンス・カテゴリー。有意の欄の*は5%水準、**は1%水準でそれぞれ有意。

表13 初婚類型別の予測・実際子ども数カテゴリーとその差（初婚後15年未満の女性）

婚姻年数 初婚類型	0～4年			5～9年			10～14年		
	予測カテゴリー 平均値	実際カテゴリー 平均値	実際－ 予測	予測カテゴリー 平均値	実際カテゴリー 平均値	実際－ 予測	予測カテゴリー 平均値	実際カテゴリー 平均値	実際－ 予測
R+(RR)	1.615	1.816	0.201	2.653	2.496	-0.157	2.971	2.623	-0.347
R+(UU)	1.359	1.436	0.077	2.581	2.323	-0.258	2.933	2.556	-0.378
UU	1.584	1.651	0.066	2.656	2.398	-0.258	2.996	2.690	-0.305
その他	1.392	1.521	0.128	2.413	2.238	-0.175	2.985	2.581	-0.404
全体	1.561	1.689	0.129	2.629	2.428	-0.201	2.979	2.641	-0.338

※「R+（RU）」は婚姻年数別のサンプル数が少ないため、その他に含めた。網掛けは全体の差よりも小さい部分。

予測子ども数カテゴリーの平均値をみると、「R+（UU）」は5～9年を除いて最低の値となっており、全体的な高学歴および初婚年齢の高さ（表14）が影響していることが窺える。特に大卒割合に関しては「R+（RU）」および「R+（UU）」と「R+（RR）」との差が初婚後15年以上の女性と比較して拡大しており、中川（2005）で指摘されている1990年代後半における女性の選択的移動の顕在化と符合する。また初婚後15年以上の女性と同様、現在の従業上の地位「無職」の割合も最低であるが、初婚後15年未満の場合はこの点も「R+（UU）」における予測カテゴリーを低下させているといえる。

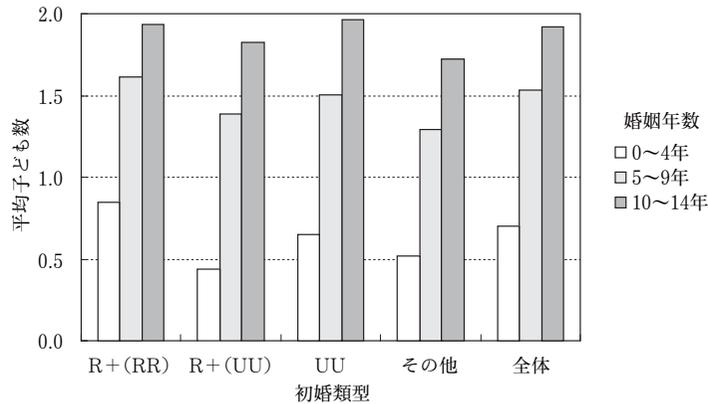
表14 初婚類型別の統計（初婚後15年未満の女性）

	平均年齢 (歳)	平均初婚 年齢 (歳)	離死別 割合 (%)	大卒割合 (%)	現・無職 割合 (%)
R+(RR)	33.7	26.1	7.0	12.2	42.9
R+(RU)	35.2	27.1	5.9	32.4	61.8
R+(UU)	35.0	27.6	2.6	25.2	42.6
UU	34.3	26.7	4.6	20.6	52.9
その他	34.7	27.2	1.0	20.6	53.9
全体	34.1	26.6	5.3	17.6	48.1

※不詳を除いた値。

実際子ども数カテゴリーの平均値との差を算出すると、「R+（UU）」は0～4年において全体の差よりもプラス幅が小さく、5～9年と10～14年においてマイナス幅が大きい。すべての婚姻年数において全体の差よりも小さくなっているのは「R+（UU）」だけである。このことから「R+（UU）」に対しては、初婚後15年以上の場合と同様に、本分析に投入した説明変数以外の何らかの要因が子ども数を低下させる方向に作用させていると考えられる。婚姻年数別平均子ども数の分布をみると（図2）、「R+（UU）」ではとりわけ0～4年において著しく少なく、年数を重ねるごとに全体との差は縮まる傾向にあるものの、すべての期間で全体を下回っている。

図2 初婚類型別・婚姻年数別、平均子ども数（初婚後15年未満の女性）



※「R+（RU）」は婚姻年数別のサンプル数が少ないため、その他に含めた。

以上のように、初婚後15年以上および15年未満の女性ともに、モデルから得られた「R+（UU）」の予測子ども数カテゴリーは全サンプルよりも低いが、実際の「R+（UU）」の子ども数カテゴリーは、予測子ども数カテゴリーよりも相対的にさらに低いことが明らかになった。すなわち「R+（UU）」の子ども数の少なさに対しては、初婚年齢など本モデルで説明可能な要因とそれら以外の説明不可能な要因の双方が影響しているのではないかと考えられる。次節では特に後者の部分について若干の考察を加え、結びとする。

VI. 考察

本稿では「第6回人口移動調査」データを利用し、出生地・現住地および初婚前後の居住地に基づいた類型別に平均子ども数を算出した後、対象を女性に限定し、子ども数に影響を与える要因について多変量解析により説明を試みた。その結果、出生地非大都市圏・現住地大都市圏の人（「RU」）の平均子ども数は他の類型と比較して男女ともに少なかったが、初婚前後の居住地に基づいて細分類化を行ったところ、初婚前に大都市圏に移動したとみられる人（「R+（UU）」）の子ども数が大幅に少なかった。さらに子ども数カテゴリーを目的変数とした順序ロジスティック回帰分析を行ったところ、初婚後15年以上が経過した女性と15年未満の女性では、子ども数に対して有意である説明変数は若干異なったものの、初婚年齢についてはともに有意であるという結果が得られた。「R+（UU）」の女性は全体として高学歴でかつ平均初婚年齢が高く、その点が子ども数の少なさに大きく影響していることが明らかになったが、高学歴や高就業率が平均初婚年齢の高さにつながっているとすれば、Selectivityによる影響が一定程度認められたといえる。ただ「R+（UU）」について子ども数の予測カテゴリーと実際カテゴリーを比較すると相対的に後者の方が低くなっており、モデルに投入した説明変数以外の要因の存在も示唆された。その一つの手がかりとして、初婚後15年未満の女性において婚姻年数を5年ごとに区切って平

均子ども数を算出したところ、「R+ (UU)」の女性は初婚後0～4年の子ども数がとりわけ少なかった。こうしたことから初婚年齢の高さとは別に、「R+ (UU)」の女性に対しては結婚後の出生を躊躇する何らかの要因が働いていると推測される。

考え得る要因としては、子育てのサポート資源や所得の格差などが挙げられる。これらについては本調査の対象外となっているため詳細は不明であるが、たとえばサポート資源に関しては、「R+ (UU)」・「R+ (RU)」では親元を離れて大都市圏に移動してきた人が多く含まれることが想定されるため、「RR (RR)」や「UU」と比較すると豊富ではない可能性が高い。育児期の女性が得られるサポート資源の多様性が子ども数と大きく関わっていること（星 2007）などを考えれば、「RR (RR)」や「UU」と「R+ (UU)」との平均子ども数の差は、サポート資源によってある程度説明できるとも考えられる。初婚後15年以上が経過した女性の夫の出生都道府県と初婚後居住都道府県を比較しても、「R+ (RU)」と「R+ (UU)」では両者の異なる割合が高く（表15）、これらの類型では夫の親族も含めてサポート資源の少ないことが窺える。しかし「R+ (RU)」と「R+ (UU)」ではサポート資源に関して条件は大差ないと考えられるが、初婚後15年以上が経過した男女において両者の平均子ども数の差は今回調査・前回調査を通じて大きく、これを説明するには別の要因の存在を想定する必要がある。

表15 初婚類型別、夫の出生都道府県と初婚直後の居住都道府県が異なる割合（初婚後15年以上の女性）

					(%)
R+(RR)	R+(RU)	R+(UU)	UU	その他	全体
14.8	68.6	71.7	32.9	36.8	30.7

※夫の出生都道府県データが得られるサンプルについて。

そこで、「R+ (UU)」では早い時期から大都市圏に居住していることによるAdaptationの影響が一つの可能性として考えられる。若い頃から、出生地とは大きく異なる大都市圏の環境を目の当たりにすることで、結婚や出生行動をはじめ大都市圏のライフスタイルに自然と適応していくのではないだろうか。「R+ (UU)」と「R+ (RU)」との間で明らかに異なる点があるとすれば、初婚前における大都市圏での居住経験であり、その点が平均初婚年齢や平均子ども数の差に何らかの影響を与えている可能性は高いと思われる。

また小池（2006）では、今回の調査項目に盛り込まれなかった住宅の種類が有意な変数として取り上げられており、「RU」の類型では持ち家以外の割合が高いことが、全体として子ども数を低下させる方向に作用していた。出生率に対する住宅の影響については廣嶋（1994）や田中（2003）等でも指摘されているところであり、住宅を含めた子育て環境全般がMigrantsとStayersの間で異なることが、子ども数の差と関連していることも十分に考えられる。

一方Disruptionの検証のために導入した居住都道府県数は有意とはならなかった。今日までの既往研究において、移動の時期を避けて出産が行われるためにDisruptionは一

時的な現象であることが指摘されており（たとえば、Lee and Pol 1993）、前回調査データを分析した小池（2006）においても同様の可能性が示唆されている。本調査からは出生行動をとっていた時期における移動状況が把握できないため、より詳細には別のデータ等を用いて検証する必要があるが、Disruptionは短期的な出生スケジュールには影響を及ぼすものの、完結子ども数との関係は限定的であるとも推定される。

以上をまとめると、SelectivityとAdaptation、およびサポート資源や住宅等の要因が複合的に重なった結果、Migrantsの出生率は非大都市圏Stayersや大都市圏Stayersのそれよりも低くなっているのであろうというのが、筆者の考えである。その多くは本調査から直接的に導かれた結論ではなく、調査データを用いた分析では説明できなかった残差から想定しうる推論であるが、「R+（UU）」の類型において、2回の調査で連続して顕著な平均子ども数の少なさが認められたのは偶然ではなく、おそらく単一の要因によるものでもないと考えられる。今回サンプル数の都合等により変数に盛り込めなかった配偶者の社会経済的屬性もまた、重要な要素に位置づけられるだろう。

本稿は夫婦出生力のみを分析対象としたが、出生力全体に与える影響を測定するには未婚者の分析もまた不可欠である。Migrantsが未婚という選択をする場合も、上で述べたような要因が少なからず働いているものと考えられる。今後は「人口移動調査」以外のあらゆるデータも併せて活用し、MigrantsとStayersそれぞれの出生行動に対して影響を及ぼす要因とそれらの寄与度を明らかにすることを、主たる課題としたい。

参考文献

- Bacal,R.-A. A. (1988) "Migration and Migration and Fertility in the Philippines: Hendershot's Selectivity Model Revisited", *Philippine Population Journal*, 4-1/4, pp.53-67.
- Brockerhoff,M., and Yang,X. (1994) "Impact of Migration on Fertility in Sub-Saharan Africa", *Social Biology*, 41-1/2, pp.19-43.
- Goldstein S. and Goldstein A. (1981) "The Impact of Migration on Fertility: an 'Own Children' Analysis for Thailand", *Population Studies*, 35-2, pp.265-284.
- 原俊彦（2008）「札幌市の少子化—日本の政令指定都市の中で見た人口学的特徴」、『人口学研究』43, pp.21-35.
- 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*, 19-2, 293-317.
- 廣嶋清志（1994）「大都市地域の住宅事情が出生率に及ぼす影響—東京都区市1985年、1990年の観察—」、『Urban Housing Sciences』10, pp.10-16.
- 廣嶋清志・三田房美（1995）「近年における都道府県別出生率格差の分析」、『人口問題研究』50-4, pp.1-30.
- Hodge and Ogawa(1991) 'Urbanization, Migration and Fertility', in Hodge R. and Ogawa N. *Fertility Change in Contemporary Japan*, The University of Chicago Press, pp.164-183.
- 星敦士（2007）「サポートネットワークが出生行動と意識に与える影響」、『人口問題研究』63-4, pp.14-27.
- Jensen E. R. and Ahlburg D. A. (2004) "Why Does Migration Decrease Fertility? Evidence from the Philippines", *Population Studies*, 58-2, pp.219-231.
- 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』62-4, pp.3-19.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2009）『人口統計資料集 2009』

- 厚生労働省 (2005) 『平成17年版 厚生労働白書 地域とともに支えるこれからの社会保障』.
- Lee B. S. and Pol L. G. (1993) "The Influence of Rural-Urban Migration on Migrant's Fertility in Korea, Mexico and Cameroon", *Population Research and Policy Review*, 12, pp.3-26.
- McKinney, B.J.(1993) *Impact of Rural-Urban Migration on Migrant Fertility in Senegal*, DHS Working Papers No.6, Macro International Inc.
- 守泉理恵 (2007) 「先進諸国の出生率をめぐる国際的動向」, 『海外社会保障研究』 160, pp.4-21.
- 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』 191-5, pp.65-78.
- 中川聡史 (2006) 「人口減少と人口移動」, 『オペレーションズ・リサーチ』 51-1, pp.24-29.
- 佐々井司 (2007) 「夫婦出生力の地域格差」, 『人口問題研究』 63-3, pp.3-23.
- 清水昌人 (2001) 「人口分布変動が TFR に与えた影響」, 『人口問題研究』 57-2, pp.49-59.
- 高橋眞一 (1997) 「出生力の地域的分析」, 濱英彦・山口喜一編著『地域人口分析の基礎』 古今書院, pp.37-59.
- 田中恭子 (2001) 「東京大都市圏における出生力地域較差の分析—人口移動及び女性の就業との関連で—」, 『社会科学論集』 103, pp.35-56.
- 田中恭子 (2003) 「大都市圏の地域出生力較差—住宅・地価・学歴因子との関連で—」, 『社会科学論集』 110, pp.39-54.
- 上田正夫 (1964) 「都道府県別出生と人口移動との関係に関する一研究」, 『人口問題研究』 92, pp.1-22.
- 財団法人こども未来財団 (2005) 『出生率上昇に寄与する政策効果に関する研究』, (児童関連サービス調査研究等事業報告書 平成16年度).

On the Relation of Migration and Fertility Behavior
—Focusing on the Migrants to Metropolitan Areas before First Marriage—

Shiro KOIKE

This paper investigates the impact of migration on fertility using the data of "The Sixth National Survey on Migration". Migration types are set based on the birthplace, current residence, and before and after the first marriage. Average number of children of migrants to the metropolitan areas from non-metropolitan areas before the first marriage ("R+(UU)" in this paper) is substantially fewer than those of other migration types. Although the logistic regression analysis, in which the sample attribute data are committed to explanatory variables and number of children to independent variable, makes it clear that higher education and higher age of the first marriage of "R+(UU)" are main factors of the low fertility, it is also clear that their explanations are inadequate, as the actual number of children is still lower than the estimated number of children. Therefore, a number of factors, for example, "Adaptation" hypothesis, in which the migrants gradually adapt to the lifestyle in the metropolitan areas, as well as "Selectivity" hypothesis, in which the difference of social and economical attributes between migrants and stayers is strongly related to the fertility difference, are supposed to contribute the low fertility of "R+(UU)".