

# 人口問題研究

Journal of Population Problems

第70巻第1号 2014年

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）



国立社会保障・人口問題研究所

## 『人口問題研究』編集規程

### I. 編集方針

研究所の機関誌として、人口問題に関する学術論文を掲載するとともに、一般への専門知識の普及をも考慮した編集を行う。

### II. 発行回数および発行形態

本誌の発行は、原則として年4回とし、3月（1号）・6月（2号）・9月（3号）・12月（4号）の刊行とする。また印刷媒体によるほか、電子媒体をホームページ上で公開する。

### III. 執筆者

執筆者は、原則として国立社会保障・人口問題研究所の職員、特別研究官、客員研究員とする。ただし、所外の研究協力者との共同研究・プロジェクトの成果については、所外の研究協力者も執筆することができる。また、編集委員会は所外の研究者に執筆を依頼することができる。

### IV. 査読制度

研究論文と研究ノートは査読を経なければならない。特集論文は、執筆者が希望する場合、査読を経るものとする。査読は編集委員会の指定する所外の査読者に依頼して行う。編集委員会は査読の結果をもって採否の決定を行う。査読済み論文は、掲載誌に査読終了の日を記載する。

### V. 著作権

掲載された論文等の編集著作権は原則として国立社会保障・人口問題研究所に属する。ただし、論文中で引用する文章や図表の著作権に関する問題は、著者が責任を負う。

2013年2月

# 人口問題研究

## 第70巻第1号(2014年3月)

### 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)

##### 人口移動の国際比較

—日本の移動指標を用いたモデル人口移動性向構築の試み—

.....林 玲子・1~20

##### 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・21~43

##### 大都市圏居住者のライフステージ別居住地と人口構造

.....清水昌人・44~64

### 資料

「館文庫」の整理と概要—戦前の文献を中心に—

.....林玲子・小島克久・今井博之・中川雅貴・65~72

### 書評・紹介

Sarah Earle, Carol Komaromy and Linda L. Layne (eds.),

*Understanding Reproductive Loss: Perspectives on Life,*

*Death and Fertility* (布施香奈) .....73~74

### 研究活動報告 .....75~78

特別講演会 (フランス・メレ氏) —第33回日本年金学会総会・研究

発表会—日本人口学会2013年度・第1回東日本地域部会—将来人口

推計に関するユーロスタット—国連欧州経済委員会共催国際会議—

第28回日本国際保健医療学会学術大会シンポジウム「日本・アジア

の少子・高齢化社会と保健人材の国際移動」—シンガポールの人口

高齢化の実態とその要因に関する資料収集—台湾における低出産・

高齢化と政策的対応に関する資料収集—OECD 移民専門家年次会合

(SOPEMI)

Journal of Population Problems  
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)  
Vol.70 No.1  
2014

**Special Issue: Internal Migration in the Society of Low-fertility, Super-aged  
and Population Decline - In-depth Analysis on the Results  
of the Seventh National Survey on Migration - (Part II)**

International Comparison of Migration

- A Construction of Model-mobility Using Japanese Indicators -  
.....Reiko HAYASHI • 1-20

An Examination of the Hypotheses on the Impact of  
Migration on Fertility

- From the Data of "Seventh National Survey on Migration" -  
.....Shiro KOIKE • 21-43

Residences by Life Stage and Population Structures of

- Metropolitan Residents .....Masato SHIMIZU • 44-64

**Material**

Overview of Tachi Archive

- With Brief Accounts of Documents on Pre-war Period -  
.....Reiko HAYASHI, Katsuhisa KOJIMA,  
Hiroyuki IMAI and Masataka NAKAGAWA • 65-72

**Book Review**

- Sarah Earle, Carol Komaromy and Linda L. Layne (eds.),  
*Understanding Reproductive Loss: Perspectives on Life,  
Death and Fertility* (K. FUSE) ..... • 73-74

**Miscellaneous News**

---

*National Institute of Population  
and Social Security Research*  
Hibiya Kokusai Building 6F  
2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-0011

---

## 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)

# 人口移動の国際比較

日本の移動指標を用いたモデル人口移動性向構築の試み

林 玲 子

人口移動は、出生・死亡と比べ明確な定義が難しく、調査の仕方により多くの指標があるため国際比較が難しい。一方、日本における人口移動の指標は、悉皆調査である国勢調査、住民基本台帳人口移動報告に付け加え、国立社会保障・人口問題研究所が行っている標本調査である人口移動調査より得ることができ、人口移動調査の個票を用いると、国際的に用いられている人口移動指標のすべての値を算出することが可能である。本稿では世界各国のセンサスや標本調査から、人口移動に関するデータを収集し、合計92カ国、12種類の移動指標からなるデータベースを構築した。各国の異なった指標を比較するために、それぞれの指標の該当する日本の値に対する比を求め、その加重平均をその国の「移動性向指標」とし、92カ国の移動性向を比較した。その結果、移動性向はオーストラリア、スイス、韓国、北欧諸国の順で高く、経済水準と強い正の相関、若年人口割合と弱い負の相関があり、中国、ロシア、ヴェトナムといった旧共産主義国、社会主義国では経済水準に比して移動性向が低い、といった結果が得られた。この移動性向指標の算出は、ある一国または地域の人口にはあるレベルの移動性向があり、それに応じて移動各指標は一樣に上下する、という仮定に基づいており、日本の12種類の移動指標群をモデル人口移動性向としたものである。日本のデータを使って、地域別に移動各指標が同様に変化するかどうかを検証したところ、1年・5年・10年といった期間別移動率には強い一定の関係があり、生涯移動率、行政区分による移動率はそれよりも弱い関係があることが認められた。

## I. はじめに

人間は動く。現代の日本では毎日電車に乗り、学校や職場という家から10km、20kmは離れた地点へ毎日往復しているのが平均的な姿であろう。国勢調査によれば、15歳以上人口のうち52%は通勤・通学をしており、そのうちの約半分は市区町村を越えて通勤・通学している(2010年)。さらに年に何回かは出張、旅行をする。旅行・観光消費動向調査によれば、国民一人当たりの年間旅行平均回数は2.45回(2011年)であった。

「人口移動」といわれる場合は、通常このような短期の移動ではなく、ふだん住んでいる場所である「常住地」を変えること、いわゆる「引越し」を指すことが多い。この「常住地」という概念は、国勢調査においては3カ月以上居住している場所、とされているが、この3カ月という基準は、我が国ではそのほかに、選挙権の要件、外国人の短期滞在でなくなる期間としても使われている期間である。一方、国連統計部によるセンサスガイドラ

イン (UN 2008) をみると、常住地 (usual residence) とされる居住期間は12カ月が推奨されている。さらに例えばイギリスでは3カ月、フランスでは6カ月、アメリカでは期間を特定せずに「普段住んでいる場所」としているように、各国様々である。また遊牧民が多い国、例えばモロッコやアルジェリアなどでは、遊牧民用の別の調査票があり、「常住」という概念は用いられない。一般的には病院に入院していたり施設に入所している人、下宿している学生、住所不定の人、複数の家に住んでいる人、長期出張中の人、離婚した両親の家を往復する子供、といった人々の常住地が問題となるが、逆にいえば人口移動を定義する時には常にこのような問題がつかまとう、ということでもある。

このような常住地の変化としての人口移動について、これまで多くの法則や理論が展開されてきた。Ravenstein (1889) は「人口移動の法則」として①人口移動は段階を踏んで起こる (農村→小都市→大都市)、②外国からの移動者は都市の中心部に集まりやすい、③一方方向の移動は、逆方向の移動をもたらす、④農村人口は都市に流入する、⑤移動者には女性が多い (特に短い距離の場合)、⑥経済発展とともに移動は増える、とした。Ravenstein がこのような論を出した背景には、彼が住んでいたイギリスにおける19世紀の激しい人口増加とそれに伴った都市化としての国内人口移動、大西洋を越えた国際人口移動があった。続いて新古典派経済学やマルクス経済学では人口移動は労働力の移動としてとらえられ、職があること、賃金格差により人は動く、ということが理論の基礎であった。その後、労働力はどこにでも自由に動くわけではなく、また特に国際人口移動においては政策的制限があることから、人口移動の差異を説明する理論として、受け入れ側地域の人々がやりたがらない仕事を移入民が行うとする「二重労働市場理論」(Piore 1979)、受け入れ側と送り出し側の人口と距離により移動人口量が決まるとする「重力モデル」(Zipf 1946, Cohen 2008)、グローバリゼーションにより移動域が世界に広がり国際人口移動が増加するとした「世界システム論」(Wallerstein 1974, Sassen 1988) などが登場した。これらの人口移動自体のメカニズムに関する理論と連動し、人口移動が社会に及ぼす影響について、人口転換モデルに人口移動を組み込んだ人口移動転換論 (Zelinsky 1977) や、近年では経済開発・人間開発にとって人口移動は必要不可欠だとする論 (UNDP 2009, Goldin 2011, Bell 2013) が繰り返されている。

しかしこのような理論とは裏腹に、データに基づく実証的分析は限られていた。国内人口移動については、国連統計部でセンサスに含むべき項目として勧告を出していることもあり、ほとんどすべての国でセンサスの質問項目に入っているものの、その聞き方が異なっていて一律な国際比較が難しいことが理由の一つである。また特に国際人口移動については受入国の状況はOECDなどを中心に比較的網羅的に取りまとめられていたが、送り出し国の統計は整備が遅れていたことも理由の一つであろう。しかし近年、国際・国内人口移動は人口変動 Population Dynamics の重要な一要因として地球規模課題と認識され始めており、国内人口移動の国際比較研究については国連人口部とオーストラリア・クィーンズランド大学ベル教授を中心に進められている研究もある (Bell 2013)。

人口移動に関するセンサスや標本調査における質問項目は、大きく分けて①  $x$  時点の

居住地，②現在の場所に住んでいる期間（居住期間）の2種類に分別できる。①の場合，1年前，5年前，10年前といった時点や，出生時といったライフイベント時のものがあり，また居住地も，現在と同じかどうか，異なった市町村，都道府県，国か，という異なった基準がある。②の場合，以前の居住地についての情報が得られる場合もある。

このような人口移動についてのデータは，Bell（2013）では，国勢調査，行政登録データ，標本調査などを含めて，合計で193カ国がデータを有している，とされているが，それぞれが異なった指標を用いているので，国際比較が可能なのは，2000年センサスラウンド<sup>1)</sup>については5年前からの移動に関して23カ国，出生地からの移動（生涯移動）に関して23カ国，2010年センサスラウンドについてはそれぞれ，10カ国，5カ国と限られたものとなっている。

日本における国内人口移動のデータは，悉皆統計としては国勢調査，住民基本台帳人口移動報告（以下「人口移動報告」とする），全国レベルの標本調査としては，国立社会保障・人口問題研究所が行っている人口移動調査（以下「人口移動調査」とする）などがあり，それらを合わせると国内人口移動に関する多くの指標が得られる。特に人口移動調査は上記①については1年前，5年前という時点，ライフイベント時としては出生時，中学校卒業時，最終学校卒業時，初職時，初婚時（前後），②については現在地の居住期間とその前の居住地，移動の理由について訊いており，さらに生涯居住県（国），将来の移動可能性についても訊いている。この人口移動調査の個票を用いれば，国内人口移動に関する世界各国で使われている指標のすべてを算出することが可能である<sup>2)</sup>。

本稿ではこの日本における移動データの汎用性を利用して，できるだけ多くの国の国際比較を行うことを目的とした国際比較を試みる。

## II. データ

世界234カ国・地域（以下「国」とする）のうち，人口が1千万人を超える国を中心に，人口移動に関する項目を持つセンサス，標本調査等のデータの有無を確認した。その結果，2000年以降のデータを取得できたのは92カ国であり，これらの国の2010年における人口合計は60.5億人となり，世界人口の87.5%にあたる<sup>3)</sup>。

この92カ国のうち，センサス等のデータを各国統計局等のウェブサイトより直接取得したものが20カ国，DHS<sup>4)</sup>の個票データより取得したものが29カ国，IPUMS<sup>5)</sup>センサスデー

1) 国連統計部では，10年おきにセンサスを行うよう，センサス計画（World Population and Housing Census Programme）を実施しており，2000年センサスラウンドは1995年から2004年に行われるセンサス，2010年センサスラウンドは2005年から2014年に行われるセンサスを含有するものである。

2) 算出にあたり，統計法第32条に基づき人口移動調査の調査票情報を二次利用した。

3) 人口数は国連推計2012年版（World Population Prospects: The 2012 Revision, UN/DESA/PD）による。

4) DHS: Demographic and Health Survey（人口保健調査）は，米国国際開発庁（USAID）が主導し，各国政府と共同作業で発展途上国を中心に1980年代から行われている標本調査である。前住地，居住期間に関する質問が含まれていることが多い。http://www.measuredhs.com

5) IPUMS: Integrated Public Use Microdata Series は米国ミネソタ大学ミネソタ人口センターにより整備・公開されている，世界78カ国，238センサスのデータベースである。

https://international.ipums.org/international/

データベースより取得したものが34カ国，Eurostatより取得したものが15カ国である（複数のソースから取得している国もある）。

これらの人口移動データを分類すると，期間別には出生時，1年前，5年前，10年前といった時点の居住地に関するデータ，もしくは現住地での居住期間に関するデータ，移動の範囲別には移動があったかどうか（同じ家かどうか），もしくは前住地が同じ小行政区内か，大行政区内か，国内か，またそれらを組み合わせた，例えば違う小行政区で同じ大行政区内か，といったデータがある。移動があったかどうか（家を変ったかどうか）は一番直接的な移動性向に関する指標となるが，国によっては前住地が今と同じ行政区の中か外かという結果しか公表していないことも多い。さらに行政区分といっても，日本で言えば都道府県といった大行政区分が用いられていることもあれば，市区町村のようなより住民に近い小行政区分が用いられていることもあり，国によりその面積や人口は一様でないので比較するのは難しいが，行政区分による移動データしかない国があるのでそれらが必要となる。

これらのデータから算出可能な人口移動指標を期間別，移動の範囲別に合計12種類に取りまとめた（表1）。期間別には5年移動率が一番多いが，1年移動率，生涯移動率，10年移動率の順である程度の国の指標が得られることがわかる。

表1 92カ国人口移動指標一覧

（期間・範囲別指標名，指標のある国数，および日本における値，太字下線は国際比較に用いた日本の値）

期間	範囲	指標名	指標のある国数	日本における値		
				人口移動調査 2011	国勢調査 2010	人口移動報告 2011
生涯	定住（生涯同じ家）	生涯定住率	37	13.2	<b>12.9</b>	
	生涯同じ小行政区*内に居住	生涯 minor 定住率	7	<b>30.4</b>		
	出生地が現住地と同じ小行政区内	出生 minor 定住率	5	<b>47.5</b>		
	出生地が現住地と同じ大行政区**内	出生 major 定住率	10	<b>71.7</b>		
10年	移動（違う家）	10年移動率	32	32.2	<b>38.5</b>	
	同じ小行政区内	10年 minor 定住率	3	<b>37.0</b>		
5年	移動（違う家）	5年移動率	54	24.7	<b>22.8</b>	
	違う大行政区・国外	5年 major 移動率	30	<b>6.4</b>	6.2	
	同じ小行政区内	5年 minor 定住率	22	<b>87.1</b>	87.2	
1年	移動（違う家）	1年移動率	51	9.4/5.5***	<b>6.4</b>	
	違う大行政区・国外	1年 major 移動率	23	<b>1.7</b>		1.9****
	同じ小行政区内	1年 minor 定住率	5	<b>96.0</b>		

\* 小行政区：日本で言えば市区町村，欧州で言えば NUTS3 といった，より住民に近い行政区。

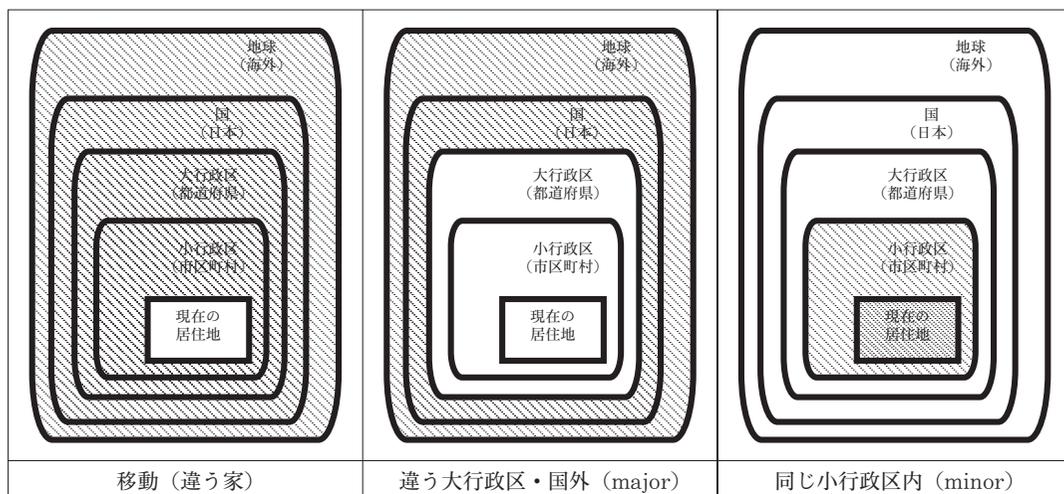
\*\* 大行政区：日本で言えば都道府県，欧州で言えば NUTS2 といった，国レベル直下の行政区。

\*\*\* 9.4%は1年前の居住地が違う人の割合，5.5%は居住期間が1年未満の人の割合（違いについては後述）。

\*\*\*\* この値には，外国からの人口移動は算入されていない。

作業の便宜上、同じ小行政区内にとどまっている場合は minor、大行政区を越えた移動は外国からの移動も含めて major、移動元を問わず、とにかく居住地を変った移動は、単に移動率として指標名を付けた。それらの模式図を図1に示す。

図1 移動の範囲模式図（ハッチ部分が以前の居住地、カッコ内は日本の場合）



これら移動指標の内容は以下の通りである。

- ①生涯定住率：出生地と同じ場所に継続して住み続けている人の割合
- ②生涯 minor 定住率：出生地と同じ小行政区に継続して住み続けている人の割合
- ③出生 minor 定住率：出生地と同じ小行政区に現在住んでいる人の割合
- ④出生 major 定住率：出生地と同じ大行政区に現在住んでいる人の割合
- ⑤10年移動率：現住地での居住期間が10年未満の人、もしくは10年前の居住地が異なる人の割合
- ⑥10年 minor 定住率：現住地での居住期間が10年未満の人の前住地、もしくは10年前の居住地が現在と同じ小行政区内の人の割合
- ⑦5年移動率：現住地での居住期間が5年未満の人、もしくは5年前の居住地が異なる人の割合
- ⑧5年 major 移動率：現住地での居住期間が5年未満の人の前住地、もしくは5年前の居住地が現在と異なる大行政区、もしくは国外の人の割合
- ⑨5年 minor 定住率：現住地での居住期間が5年未満の人の前住地、もしくは5年前の居住地が現在と同じ小行政区内の人の割合
- ⑩1年移動率：現住地での居住期間が1年未満の人、もしくは1年前の居住地が異なる人の割合
- ⑪1年 major 移動率：現住地での居住期間が1年未満の人の前住地、もしくは1年前の居住地が現在と異なる大行政区、もしくは国外の人の割合

⑫ 1年 minor 定住率：現住地での居住期間が1年未満の人の前住地、もしくは1年前の居住地在現在と同じ小行政区内の人の割合

居住期間が $x$ 年未満である人の割合と、 $x$ 年前の居住地在違う人の割合は、 $x$ 年の間に移動して戻ってきた帰還移動者を含むかどうかで値が変わるが、後述するようにそれらは比較的小さい値であること、またそれらを区別することによる煩雑性から、ここではひとまとめとした。

また理論的には10年 major 移動率という指標も存在するが、今回収集した各国データにはそのような指標がなかったためここでは割愛した。

日本の人口移動指標については、国勢調査、人口移動報告、人口移動調査から得られる数値を同じく表1に示した。これらのうち、各国比較に用いる日本の人口移動指標を太字で示している。各調査より複数指標が得られる場合は、悉皆調査である国勢調査および人口移動報告を、標本調査である人口移動調査より優先することとした。生涯移動に関する指標のうち、生涯定住率は国勢調査における現住地の居住期間が出生時から、と答えた人の割合を用いた。その他の生涯移動に関する指標は出生地に関する設問が人口移動調査にしかないためその値を用いた。1年、5年、10年移動率については、国勢調査の現在の場所に住んでいる期間から得られる数値とした。行政区別の5年移動率は、国勢調査の5年前の常住地の設問により得られるのでそれを用いた。行政区別1年、10年移動率は、人口移動調査の居住期間と前住地（問11）に関するデータを利用した。

人口移動報告は、住民票登録に基づいた行政統計であり悉皆調査であるが、現在公表されているデータは国内における日本人の県間移動、市区町村を越えた県内移動についてのみである。外国からの移動は、1999年から2004年までは公表されていたが、それ以前、以降のデータは公表されておらず、外国への移動も公表されていない。今回の国際比較には、都道府県間および国外からの移動についての指標（1年 major 移動率）、市区町村内の定住についての指標（1年 minor 定住率）を用いたので、人口移動報告による移動指標は用いることができなかった。

### Ⅲ. 方法

各国比較は次のような仮定に基づいて行う。つまり、ある国や地域の人口には一定の移動性向があり、移動性向の高低に応じて移動諸指標は一様に上下する。例えばある国では10年移動率は低いが5年移動率は高い、ということはない。ある国における10年移動率と5年移動率の比率は、別の国でも同様である、とする。この仮定に基づいて、各国の移動性向指標は、各国で得られる移動指標と基準国のその指標の比を、複数の移動指標がある場合は基準国指標との比の平均値を、各国の「移動性向指標」とする。これは次式で表される。

$$M_a = \frac{\sum_{i=1}^m \left( \frac{M_a^i}{M_s^i} \right)}{m}$$

ここで、 $M_a$  :  $a$  国の移動性向指標、 $M_a^i$  :  $a$  国の  $i$  番目移動指標、 $M_s^i$  : 基準国の  $i$  番目移動指標、 $m$  :  $a$  国について入手可能な移動指標の総数、であり、本稿では基準国を日本とする（日本の  $M_a$  は 1 となる）。

例えばオーストラリアの移動性向指標について見ると、表 2 に示されるように、5 年移動率は日本の 1.83 倍、5 年 major 移動率は日本の 1.64 倍、1 年移動率は日本の 2.48 倍、1 年 major 移動率は日本の 1.75 倍であり、この 4 つの比の平均値である 1.93 がオーストラリアの移動性向指標と算出される。

表 2 オーストラリアの移動性向指標の算出

	5 年移動率	5 年 major 移動率	1 年移動率	1 年 major 移動率
オーストラリア	41.7	10.5	15.9	3.0
日本（基準国）	22.8	6.4	6.4	1.7
移動指標比	1.83	1.64	2.48	1.75

なお、表 1 における指標名は、直感的にわかりやすい名称を採用しているが、実際の移動性向指標算出には、移動率=100-定住率として、定住率を移動率に置き換えて計算している。移動性向が高い程よく動く、ということになる。

#### IV. 結果

92カ国のデータ出典、データ個数および移動性向指標を表 3 に示す。

表3 移動性向指標一覧

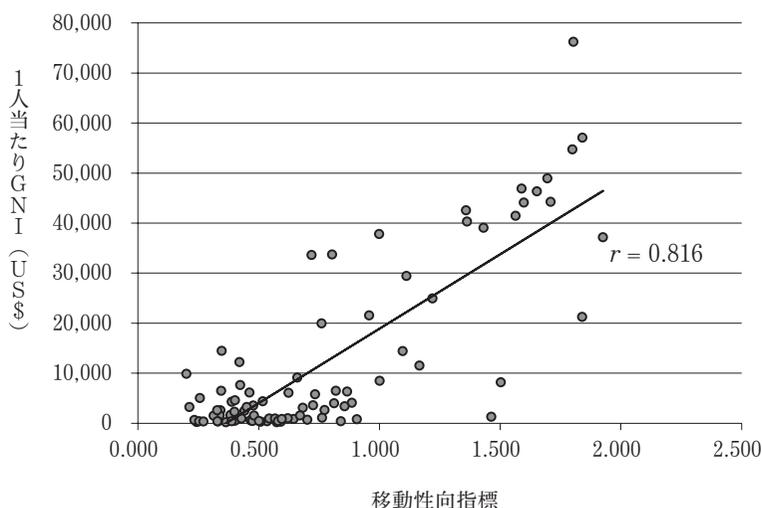
国名	出典	データ数	移動性向指標	国名	出典	データ数	移動性向指標
Argentina	IPUMS	2	0.625	Malawi	DHS	4	0.592
Armenia	IPUMS	3	0.343	Malaysia	IPUMS	2	0.867
Australia	Census	4	1.926	Mali	DHS	4	0.403
Austria	Census	2	1.359	Mexico	IPUMS/Census	3	0.660
Bangladesh	DHS	4	0.469	Morocco	IPUMS	4	0.401
Belarus	Census	1	0.389	Mozambique	DHS	4	0.389
Belgium	Eurostat	1	1.565	Namibia	DHS	4	0.813
Benin	DHS	5	0.468	Nepal	IPUMS	5	0.254
Bolivia	IPUMS	2	1.464	Netherlands	IPUMS	1	1.653
Brazil	IPUMS	5	0.463	Niger	DHS	4	0.271
Bulgaria	Eurostat	1	0.403	Nigeria	DHS	4	0.621
Burkina Faso	DHS	4	0.475	Norway	Eurostat	1	1.804
Cambodia	IPUMS	3	0.386	Peru	IPUMS	2	0.857
Cameroon	DHS	4	0.764	Philippines	IPUMS	3	0.481
Canada	IPUMS	3	1.364	Poland	Eurostat	1	0.201
Chile	IPUMS	2	1.503	Portugal	IPUMS	2	0.761
China	Census	3	0.442	Republic of Korea	Census	9	1.841
China, Hong Kong	Census	3	0.726	Romania	IPUMS/Eurostat	2	0.345
Colombia	IPUMS	4	0.887	Russian Federation	Census	2	0.424
Croatia	Eurostat	1	0.421	Rwanda	DHS	4	0.536
Cuba	IPUMS	3	0.257	Sao Tome and Principe	DHS	4	0.429
Czech Republic	Eurostat	1	1.097	Senegal	DHS	4	0.545
Denmark	Eurostat	1	1.800	Serbia	Census	1	0.517
DPR.Korea	Census	2	0.219	Sierra Leone	DHS	4	0.508
DR.Congo	DHS	4	0.366	Singapore	Census	1	0.805
Ecuador	IPUMS	4	0.684	Slovakia	Eurostat	1	0.348
Egypt	IPUMS	2	0.340	Slovenia	Eurostat	1	0.958
El Salvador	IPUMS	3	0.213	South Africa	IPUMS	2	0.734
Ethiopia	DHS	4	0.243	Spain	IPUMS/Eurostat	5	1.113
Finland	Register/Eurostat	3	1.710	Sri Lanka	Census	1	0.673
France	IPUMS	1	1.432	Sudan	IPUMS	3	0.569
Gabon	DHS	4	0.820	Swaziland	DHS	4	0.774
Ghana	DHS	6	0.645	Sweden	Eurostat	1	1.696
Greece	IPUMS	2	1.221	Switzerland	Eurostat	1	1.841
Guinea	DHS	4	0.332	Taiwan	Census	3	0.909
Hungary	Eurostat	1	1.167	Thailand	IPUMS	2	0.451
India	DHS	4	0.396	Tunisia	Census	2	0.726
Indonesia	IPUMS/Census	3	0.384	Turkey	IPUMS	1	1.001
Iran	IPUMS	5	0.478	Uganda	DHS	4	0.841
Italy	IPUMS	2	0.720	Ukraine	Census	2	0.329
Japan	国勢調査/人口移動調査	16	1.000	United Kingdom	IPUMS	1	1.599
Kenya	DHS	4	0.702	Tanzania	DHS	4	0.581
Laos	Census	2	0.235	U.S.A.	IPUMS/Census(ACS)	4	1.590
Lesotho	DHS	4	0.417	Viet Nam	IPUMS	2	0.597
Liberia	DHS	4	0.575	Zambia	DHS	4	0.908
Madagascar	DHS	4	0.329	Zimbabwe	DHS	4	0.502

注：日本のデータ数が16あるのは DHS 指標 4 ヶが加えられるためである。詳細は表9の注を参照のこと。

一番移動性向が高いのはオーストラリアであり、次いでスイス、韓国の順番で、その後北欧諸国（ノルウェー、デンマーク、フィンランド、スウェーデン）が続く。日本よりも移動性向が高い国はいわゆる先進国が多いが、チリやボリビアも高い移動性向がある。一方、往々にして人口移動が取りざたされるアフリカ諸国は国によって違いはあるものの、低い値である。ヴェトナム、中国、ロシア、ベラルーシ、ウクライナ、ラオスといった旧共産主義国・社会主義国は移動性向が低い。

おおむね経済水準と移動性向は比例関係がみられることはすでに報告されているが（Bell 2013）、今回算出された移動性向指標と各国一人当たり GNI との相関をみると、相関係数  $r=0.816$  の高い正の相関が観察された（図 2）。

図 2 移動性向指標と一人当たり GNI の相関



出典：GNI per capita, 2007, Atlas method (current US\$), The World Bank

また若年者層は高い移動性向を持つことから、各国の年齢構造の違いが移動性向指標に影響を与えていることも考えられるため、20-39歳人口割合と移動性向指標の相関を見たところ、相関係数-0.387の有意な負の相関を示した。つまり20-39歳人口割合が高いほど移動性向指標は低いという傾向が若干あるということであり、若年人口が多いことによりその国の移動性向は高くなり、逆に若年人口が多い発展途上の国の低い経済水準の方が移動性向を低くする方向に働いている、と解釈することができよう。

国連人口部とベルらによる先行研究（Bell 2013）では、前述したように比較可能な国数は限られているが、2000年、2010年の値のうち最新のものを選ぶと、5年移動率、生涯移動率それぞれ27カ国のデータが得られる。それぞれの値と、本稿で算出した移動性向指標と比較すると、5年移動率では相関係数  $r=0.713$ 、生涯移動率では  $r=0.468$  の有意な相関を持つ。

## V. 考察

### 1. 移動指標間の関連について

本稿では、モデル人口移動性向を日本のデータによって構築しており、これは、各移動指標間の関係は一定であり、移動性向によりそれらが一様に変化する、という仮定によるものである。そこで、移動指標間の関係がどのくらい一定であるのかどうか検証してみる。期間別移動率（1年、5年、10年移動率）相互の関係、および生涯移動率との関係、居住期間による設問と時点による設問から得られる移動率の関係、行政区分による移動率の関係について分析する。

#### (1) 期間別の移動率（1年、5年、10年移動率）の関係

一般的に移動は時間に応じて発生するので、1年移動率、5年移動率、10年移動率の順で高くなる。これらの移動率については、居住期間による設問で、国勢調査、人口移動調査のデータが得られ、2011年の人口移動調査の値は2010年の国勢調査の値よりも低いが、1年移動率を1としたときの、5年移動率、10年移動率の比はかなり近い値となる（表4）。

表4 居住期間に関する設問による1年、5年、10年移動率の比較

移動率	1年	5年	10年
人口移動調査2011	5.5	20.9	33.1
比	1	3.8	6.0
国勢調査2010	6.4	23.7	37.3
比	1	3.7	5.8

2010年の国勢調査の値よりも2011年人口移動調査の値の方が一様に低いのは、人口移動調査は東日本大震災の後に実施されており、その影響により通常の人口移動が抑制されたとも考えられる（大きな移動があったと考えられる岩手県、宮城県、福島県は調査を行っていない）。

国勢調査について、都道府県別に1年、5年、10年移動率の相関をみると<sup>6)</sup>、1年移動率と5年移動率の相関係数は0.98、5年移動率と10年移動率の相関係数は0.97、1年移動率と10年移動率の相関係数は0.92と非常に高く、これを見ても、期間別の移動率の相互の関係は一定に近いものであることがわかる。

#### (2) 生涯移動率と期間別移動率の関係

多くの国のセンサスでは出生地を聞いている。これをもとに、出生地と違う場所に住んでいるかどうかの指標は、国際人口移動、国内人口移動について各国でよく用いられる指

6) 国勢調査は悉皆調査であるため十分な都道府県別データを比較できるが、人口移動調査は標本調査であるため都道府県の比較は不可能である。

標である。日本の場合は国勢調査で出生地を聞いておらず、政府統計のうち出生地についての情報があるのは人口移動調査のみのようである。そこで、人口移動調査データで可能な地域別比較<sup>6)</sup>を行ってみる。ここでは、現在、出生地と違う場所に住んでいる人の割合を生涯移動率と定義して<sup>7)</sup>、地域ブロック別に、生涯移動率と期間別移動率の関係をみてみる。

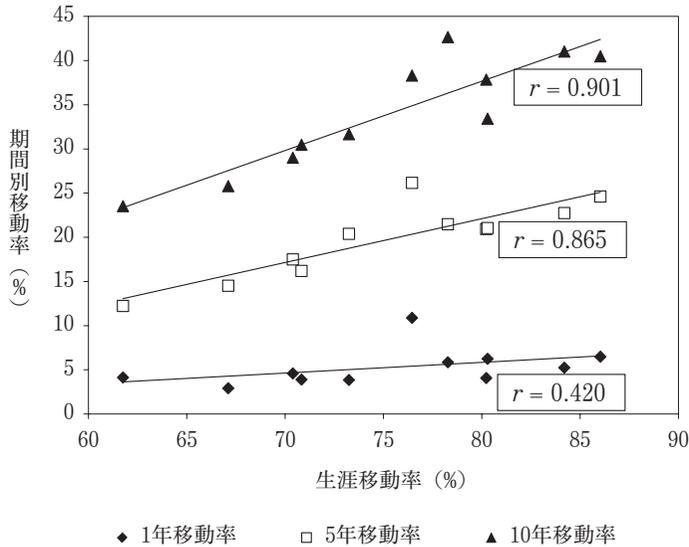
表5に示されるように、生涯移動率は東北の61.8%から北海道の86%までかなり差があるが、生涯移動率と10年移動率、5年移動率、それぞれ相関係数0.901、0.865の高く有意な相関がある。生涯移動率と1年移動率は相関係数0.417と低く有意ではない関係となる(図3)。地域ブロック別に移動性向の高い若年人口割合が違うので、それが生涯、1年・5年・10年移動率の相関をもたらしているのではないかとも思われるが、1年・5年・10年移動率を従属変数とし、生涯移動率と若年人口割合を説明変数とする重回帰分析を行うと、生涯移動率は有意な、若年人口割合は有意ではない重相関係数を持つという結果であり、年齢構造が影響しているわけではないようである。

表5 地域ブロック別期間別移動率と生涯移動率(%) (2011年人口移動調査)

	1年移動率	5年移動率	10年移動率	生涯移動率
北海道	6.5	24.6	38.0	86.0
比	1.0	3.8	5.8	13.2
東北	4.1	12.2	21.6	61.8
比	1.0	3.0	5.3	15.1
北関東	3.8	20.4	29.2	73.2
比	1.0	5.4	7.7	19.3
東京圏	5.2	22.7	38.7	84.2
比	1.0	4.4	7.4	16.2
中部・北陸	4.6	17.5	26.4	70.4
比	1.0	3.8	5.7	15.3
中京圏	10.9	26.1	35.6	76.5
比	1.0	2.4	3.3	7.0
大阪圏	4.1	20.9	34.6	80.2
比	1.0	5.1	8.4	19.6
京阪周辺	5.9	21.5	39.1	78.3
比	1.0	3.6	6.6	13.3
中国	3.9	16.2	28.1	70.8
比	1.0	4.2	7.2	18.2
四国	2.9	14.5	23.8	67.1
比	1.0	5.0	8.2	23.1
九州・沖縄	6.2	21.0	30.7	80.3
比	1.0	3.4	4.9	13.0
全国	5.5	20.9	33.1	77.9
比	1	3.8	6.0	14.1

7) ここでいう生涯移動率には出生地より移動してまた戻った人はカウントされないで、実際の生涯移動よりも若干低めになると考えられる。

図3 生涯移動率と期間別移動率の関係（2011年人口移動調査）



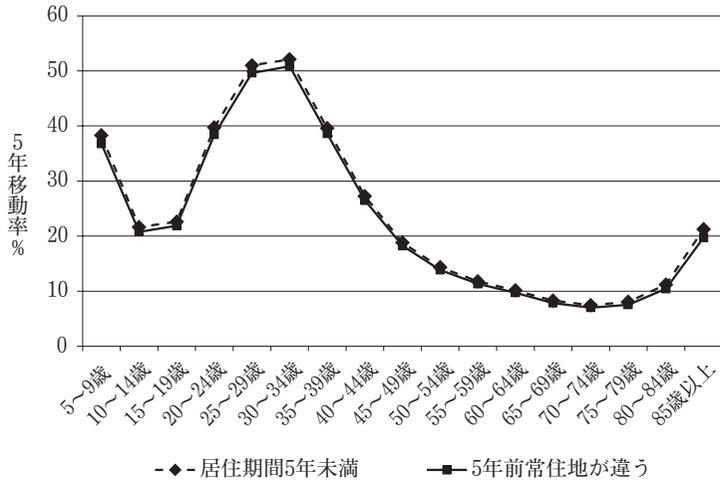
1年移動率を1としたときの5年移動率，10年移動率，生涯移動率の比は，全国ではそれぞれ3.8，6.0，14.1であり，この比は，北海道，中部・北陸，京阪周辺で10%以内の誤差を持つものとなるが，その他の地域ブロックでは少なからぬ差がある．特に中京圏ははずれ値ともいえるもので，生涯移動率に比して1年移動率，5年移動率が特に高い，つまり短期間ではよく動くが，長期的にはあまり動いていない，という傾向があると考えられ，他の地域ブロックと移動のパターンが異なっているようである．生涯移動率は期間別移動率間の関係よりもゆるやかな関係をもつ，と言える．

(3) 居住期間による設問とx時点での設問による移動率の違い

国勢調査は5年前の常住地に関する設問，人口移動調査では，1年前の居住地，5年前の居住地に関する設問があるため，これらの値と，居住期間に関する設問による1年，5年移動率の値つまり居住期間が1年未満，5年未満の人の割合と比較してみる．理論的にはx年前の居住地による移動率は，x年前以降に移動し，その後x年前時の居住地に戻った場合の帰還移動がカウントされない分，居住期間による移動率よりも低めに出るものだと考えられる．

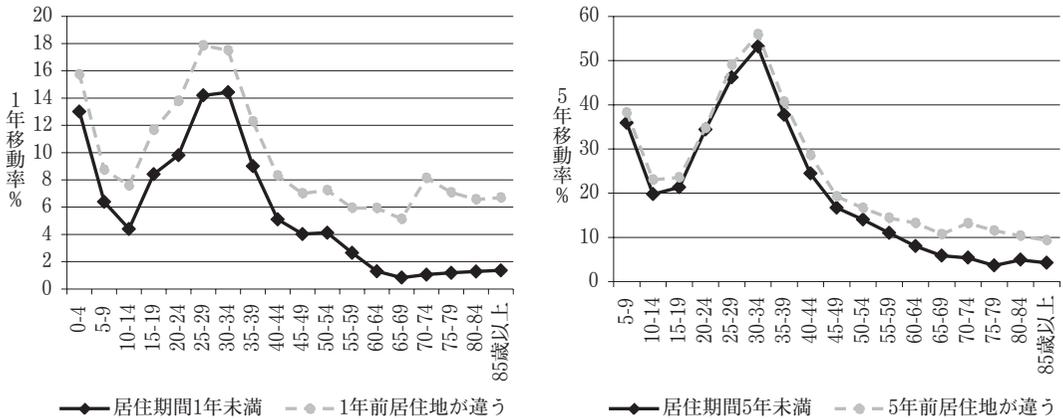
国勢調査の5年前の居住地に関する設問から求められる5年移動率については，居住期間の設問による5年移動率と大差はないが（図4），全年齢で1.4%，各年齢でも0.4～1.5%ほど居住期間による移動率の方が高くなっており，その差は帰還移動者によるものだと考えられる（表6）．

図4 年齢別5年移動率（2010年国勢調査）



一方、人口移動調査のそれぞれの値は違いが大きい（図5、表6）。

図5 年齢別1年・5年移動率（2011年人口移動調査）



2011年の人口移動調査では、1年前、5年前居住地に関する設問でそれぞれ1年前（2010年7月1日）、5年前（2006年7月1日）の居住地を答えるようになっており、3カ月以上住んでいる常住地とは特に但し書きをつけていないため、1年前、5年前の1日に短期的にいた居住地が解答されることとなる。例えば長らく自宅に住んでいるが、1年前のその日には病院や施設に入院していた、出張先にいた、といった場合は移動していたと回答しているケースがあるのではないかと推測される。つまり人口移動調査における1年前の居住地、5年前の居住地は、短期移動を含むものであると解釈される。

居住期間による移動率は常住地としての移動率であるので、居住期間による移動率と1

年前、5年前居住地による移動率の差が、短期移動率であると考えられ、それらを計算すると(表6)、1年、5年いずれも、全年齢では4%前後、年齢が上がるにつれて高い値を示すことがわかる。これは、短期的な入院、施設入所といった事象が増えるためではないかと考えられる。

人口移動調査において算出される1年前の短期移動率は、全体では3.9%であるが、健康状態、住宅の種類、配偶関係といった属性別に短期移動率を見ると、健康状態がわるい、借家に住んでいる、別居・離別者で高く、その傾向は特に65歳以上高齢者に顕著である。現在の仕事の内容にみると、もともと移動率の高い保安職業従事者や建設・採掘従事者に短期移動者が多くなっている(表7)。

表6 ①居住期間による移動率と②1年前・5年前居住地による移動率の差(②-①, %)

	人口移動調査		国勢調査
	1年移動率	5年移動率	5年移動率
0-4	2.7		
5-9	2.4	2.4	-1.5
10-14	3.2	3.3	-0.8
15-19	3.3	2.2	-0.7
20-24	4.0	0.4	-1.3
25-29	3.7	2.9	-1.4
30-34	3.1	2.8	-1.2
35-39	3.3	3.0	-1.0
40-44	3.2	4.2	-0.8
45-49	3.0	2.6	-0.6
50-54	3.1	2.7	-0.5
55-59	3.3	3.4	-0.5
60-64	4.6	5.2	-0.4
65-69	4.3	4.9	-0.4
70-74	7.1	7.8	-0.4
75-79	5.9	7.9	-0.5
80-84	5.3	5.4	-0.8
85歳以上	5.3	5.1	-1.5
全年齢	3.9	4.2	-1.4

表7 短期移動者の属性別割合

全年齢	健康状態	良い	3.4%
		ふつう	3.8%
		悪い	5.2%
	住宅の種類	持ち家	3.1%
		借家	6.0%
	配偶関係	有配偶同居	3.4%
		別居離別	6.2%
		死別	5.6%
	仕事の内容	保安職業従事者	5.3%
建設・採掘従事者		5.6%	
全職業		3.6%	
(再掲) 65歳以上	健康状態	よい	4.0%
		ふつう	4.8%
		わるい	6.3%
	住宅の種類	持ち家	4.2%
		借家	11.2%
	配偶関係	有配偶同居	4.6%
		別居離別	6.2%
		死別	5.5%

注：健康状態は、「よい」、「まあよい」を「良い」、「あまりよくない」、「よくない」を「悪い」とした。借家は「公団・公営などの賃貸住宅」、「民営の借家・アパート」、「社宅などの給与住宅」の合計とした。

#### (4) 行政区分による移動率の関係

人々がどのくらい移動するか、というのが人口移動性向であり、居住地が変わったかどうかの移動率が得られれば、それが移動性向を表す指標となる。しかし国によっては、そのようなデータはなく、x年前の居住地が同じ行政区内であったかどうか、というデータしかないこともある。行政区分は各国で異なっており、それを越えたか超えないかで得られる移動率を国別に比較できるだろうか。例えば中国における省を越えた移動率をタイ

における県を越えた移動率と比較して、中国とタイのどちらの移動性向が高いか、というと、その数字をそのまま比較するのは難しいと考えられる。

この点については、行政区分数による補正方法が考案されている。Courgeau (1973, 2012) は行政区数が多いほどそれを越える移動率は高くなることを見出し、それに基づき Bell (2013) では行政区数により移動率を補正した値を用いて国際比較を行っている。

日本では、行政区分として都道府県、市区町村の2レベルに関し、それを越えたか超えないか、というデータを、国勢調査、人口移動報告、人口移動調査で得ることができる。各指標間の関係の一定性を検証するために、期間別移動率と同様に、都道府県別の指標関係をみるためには人口移動調査では十分な標本数がない。また人口移動報告には前述したように指標として制約があるため、ここでは、国勢調査の都道府県別5年前常住地に関する、行政区別の各種移動率間の相関係数を計算してみた(表8)。その結果、指標間の有意な相関は認められるが、期間別移動率にみたような高い相関はない。また国際移入率については有意な相関を持つのは市区町村内定住率 ( $r=-0.440$ )、県間移動率 ( $r=0.542$ ) 程度であり、しかも相関係数の値も低い。

表8 行政区分による移動率の相関関係

(国勢調査2010年、5年前居住地による移動率、および市区町村数・面積・人口密度、都道府県別)

		5年 移動率	市区町 村内 定住率	市区町 村内 移動率	市区町 村間県内 移動率	県間 移動率	国際 移入率	県外 転入率	市区町 村数	面積
市区町村内定住率 <sup>i)</sup>	$r$	-.769**								
	$p$	.000								
市区町村内移動率	$r$	.820**	-.265							
	$p$	.000	.072							
市区町村外県内移動率	$r$	.556**	-.570**	.321*						
	$p$	.000	.000	.028						
県間移動率	$r$	.492**	-.748**	.079	-.113					
	$p$	.000	.000	.596	.451					
国際移入率	$r$	.184	-.440**	-.111	-.111	.542**				
	$p$	.216	.002	.456	.458	.000				
県外転入率 <sup>ii)</sup>	$r$	.474**	-.744**	.056	-.125	.994**	.627**			
	$p$	.001	.000	.706	.404	.000	.000			
市区町村数	$r$	.396**	-.328*	.300*	.644**	-.135	-.008	-.128		
	$p$	.006	.024	.041	.000	.366	.957	.391		
面積	$r$	.181	.032	.299*	.452**	-.408**	-.218	-.409**	.836**	
	$p$	.224	.831	.042	.001	.004	.142	.004	.000	
人口密度	$r$	.487**	-.534**	.258	.020	.608**	.516**	.629**	.154	-.183
	$p$	.001	.000	.080	.892	.000	.000	.000	.300	.218

N=47,  $r$ は相関係数,  $p$ は有意確率(両側), \*\*:  $p<0.01$ , \*:  $p<0.05$

i) 市区町村内定住率は、定住者と市区町村内の移動のみであり、表1における5年 minor 定住率にあたる。

ii) 県外転入率は県間移動率+国際移入率であり、表1における5年 major 移動率にあたる。

また、市区町村数と市区町村間県内移動率が強い相関を持っているのは、Courgeau (1973, 2012) が示すとおりである。市区町村数が多いことで、同じように移動したのに境界を越えることが多くなり、見かけ上の移動率が高くなる、と解釈できる。

市区町村数は都道府県面積と正の高い相関 ( $r=0.836$ ) があるが、面積が大きいと県内 (市区町村内, 市区町村外県内) の移動率が高まる一方、県外 (県間, 県外転入) の移動率が低くなる傾向がみられる。広い都道府県を越えるのは、その分移動距離が長くなるからであると考えられ、これは、移動率は距離の二乗に反比例する、という重力モデルと整合的である。北海道では県間移動率が極端に低い、これは北海道の広い面積によるものであると考えられる。

一方、人口密度が高ければ移動性向が高まる傾向が認められるが、これは人口密度の高い都道府県は、人口密度が高くしかも移動性向が高い都市部を有していることによる、と考えることができる一方、重力モデルが示すとおりに、人口重力が高い、つまり人口密度が高い都道府県では、移入・移出両方向で移動性向が高まる、と解釈することもできる。

これらを勘案すると、行政区分を基準にした移動指標は、移動性向と一定の関係を有し、移動性向の指標とすることはできるが、既存の移動理論によくあてはまる、つまり市区町村数、人口密度や面積といった要素に左右されるといえる。

## 2. 仮説の検証～モデル人口移動性向は構築可能か

本稿で算出した各国の移動性向指標は、12種類の移動指標から計算されている。各国で得られる指標の数および項目はそれぞれ異なっており、何カ国か取り出してその指標間の関係を検討することも可能ではあるが、どの指標をどの国について取り出して分析するか、そのケースは非常に多くなるため、全体としての傾向を見るために、ここでは日本を含めた92カ国の移動性向指標とそれぞれの移動指標との関連を観察する。表9に示すように、移動指標はデータを有する国が3カ国しかない10年 minor 定住率以外は移動性向指標と有意な相関を示し、出生 major 定住率を除くと相関係数の絶対値が0.8以上となっている。また行政区間を越えたかどうかで判断される指標 (指標名に major や minor が入っているもの) は相関係数が低い傾向がある。

全体として移動性向指標とそれぞれの移動指標の間には高い相関がある、ということは、本稿で用いた「ある国や地域の人口には一定の移動性向があり、移動性向の高低に応じて移動諸指標は一様に上下する」という仮定はおおむね妥当であると考えられる。

行政区分を用いた移動指標よりも、居住地を変えたどうかの移動指標を用いた方がよいようであるが、行政区分を用いた移動指標しかない国は、92カ国中32カ国もあり、国際比較の普遍性を確保するには行政区分による移動指標をうまく利用することが重要であると思われる。

本稿にて日本のデータを標準移動性向としたのは、著者がたまたますべての移動指標が得られる環境にあったことによる。他国でも同様に多種類の移動指標が得られるようであれば、それらのデータを蓄積し、モデル生命表に類する、モデル人口移動性向を精緻化する

表9 移動性向指標と各移動指標との相関係数

	相関係数	有意確率	N
生涯定住率	-0.899	.006 **	7
生涯定住率 (DHS) <sup>i)</sup>	-0.834	.000 **	31
生涯 minor 定住率	-0.882	.009 **	7
出生 minor 定住率	-0.879	.050 *	5
出生 major 定住率	-0.639	.047 *	10
10年移動率	0.998	.036 *	3
10年移動率 (DHS)	0.981	.000 **	30
10年 minor 定住率	-0.985	.110	3
5年移動率	0.930	.000 **	25
5年移動率 (DHS)	0.979	.000 **	30
5年 major 移動率	0.881	.000 **	30
5年 minor 定住率	-0.849	.000 **	22
1年移動率	0.923	.000 **	24
1年移動率 (DHS)	0.962	.000 **	30
1年 major 移動率	0.896	.000 **	23
1年 minor 定住率	-0.971	.006 **	5

有意確率 \*\* : p<0.01, \* : p<0.05

i) DHSは、15～49歳のみを対象とした調査であるので、標準とする日本の値も15～49歳の数値を計算し、それとの比を取ったものを移動性向指標算出に用いている。

ることも可能であろう。また経済発展度や地域に応じたそれぞれのモデル人口移動性向を構築することも考えられる。

都道府県や地域ブロックといった日本内の地域別移動性向は、必ずしも同質といえるわけではなく、国を変えればさらに共通点と特異点が明らかになっていくことも考えられ、モデル人口移動性向を構築していく上で各国の特徴を明らかにしていくことも可能である。

## VI. おわりに

本稿では、92カ国の移動指標を収集したが、人口が1千万人以上の国について優先的に指標を収集したこと、各国センサス（およびそのレポジトリである IPUMS）や DHS を中心としたことから、それ以外の標本調査や小国などについてはカバーしきれていない。各国や国際機関では、インターネット上で多くのデータを公開し続けているので、さらに移動指標データ量は増大していくと考えられる。しかし、国連統計部によるセンサス調査項目の勧告はあるものの、各国の統計事情は均一ではなく、すべての国が等しく提供するような単一の移動指標を得ることは、今後も難しいのではないかと思われる。

これまでの人口移動の国際比較では、データが得られないので限られた国についてのみ比較を行うか、複数の指標を補正して一つの指標にまとめるような形で行われていたが、今回示したように、モデル人口移動性向というものを設定し、得られる指標をそれにあて

はめて比較をする、というアプローチは、汎用性が高いと考えられるのではないだろうか。

人口移動は人口の地域変動を把握し、将来の人口分布の見通しを得るために指標が取られていた経緯があり、1年前や5年前といった時点における行政区別の居住地に関する設問事項が重要であった。一方で居住期間に関する設問は、日本の国勢調査では人口移動のセクションではなく、労働力状態などと並んで産業等基本集計の中にあり、その他の国でも5年前居住地や出生時居住地と別の欄にあることも多く、人口移動の指標として注目度が低かったのではないかと思われる。しかし居住期間についての設問を使えば、居住地を変えたかどうかという、行政区分に左右されない「純粋な」移動率を得ることができ、国際比較の幅が広がると思われる。

それでは国内人口移動の国際比較を行うことで何が得られるのであろうか。本稿では経済水準が高いと移動性向が高くなることを再確認したが、それでは経済水準を高めるために人々が移動するような政策を実施すべき、と単純に結びつけるわけにはいかない。人口移動に影響を及ぼす要因としては、雇用、住宅供給体制はもとより、近年では高齢者の移動に影響を与えるとして介護・医療政策といった要因も注目されている。これらの要因が移動に与える影響について国際比較が可能となれば、例えば Caldera Sánchez (2011) が OECD 諸国内での住宅政策の妥当性を議論しているように、国による政策の違いについての分析が可能となる。往々にして移動に関する要因分析研究では「データの制約があり」という但し書きがついてくることが多い。比較可能なデータが多く揃ってきている現在、移動率を正しく、比較可能な形で一般に供することは重要であると考えられる。

人口移動研究では、国内人口移動と国際人口移動を分けて考えることが多いが、近年はそれらを明確に区別することは難しくなっている。本稿では前住地を聞いていない調査国もあるため、移動率の中には国外から流入してきた移動も含まれているが、例えばスイスは、自国が小さいこともあり外国人の流入が多く、そのため高い移動性向を持つという結果となっている。ヨーロッパでは EU 圏内では国境を越えた移動が自由であり、そのような EU 各国の国内移動と国際移動の区別は難しい。また ASEAN 諸国も2015年には域内の移動の自由化を予定しており、今後国境を越えた移動も、国内人口移動の延長線上に位置付け分析する必要があるだろう。

往々にして、人口移動に関しては動いている人のみが注目を集めやすく、全体としてどのくらい動いているか、または動いていないか、という定量的な分析に欠けていたのではないだろうか。例えば中国の国内人口移動はその実数を見れば総人口が多いため非常に印象的であるが、しかし率で見れば、またセンサスのデータが正しいという前提で言えば、経済水準および社会主義体制という背景に応じた低い人口移動性向 (0.442) を示している。また韓国は、オーストラリアや北欧と同様の、日本よりも格段に高い人口移動性向 (1.841) を示していることはあまり知られていない。近隣国である日中韓を取り上げてその国際比較を行う、といったような二カ国、三カ国の比較研究は興味深いだが、その際に、比較可能な移動指標を正しく設定することがまず必要となる。本研究はそのための第一段階に位置づけられる。

## 謝辞

本稿は、日本人口学会第65回大会（於：札幌市立大学）における報告を元に執筆したものです。会場から多くの貴重なコメントをいただきました。また素稿の段階で国立社会保障・人口問題研究所中川雅貴氏より有益な指摘をいただきました。重ねて感謝の意を表します。

## 参考文献

- Bell, Martin and Elin Charles-Edwards (2013) "Cross-national comparisons of internal migration: An update on global patterns and trends", Technical Paper No. 2013/1, United Nations, DESA, Population Division.
- Caldera Sánchez, Aida and Dan Andrews (2011) "Residential Mobility and Public Policy in OECD Countries", *OECD Journal : Economic Studies*, Vol. 2011/1.
- Cohen, Joel E., Marta Roig, Daniel C. Reuman and Cai GoGwilt (2008) "International migration beyond gravity: A statistical model for use in population projections", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*.
- Courgeau, D., S. Muhidin, et al. (2012) "Estimating changes of residence for cross-national comparison", *Population* (English edition), 67(4): 631-651.
- Courgeau, Daniel (1973) "Migrations et découpages du territoire", *Population*, 28(3), pp.511-537.
- Goldin, Ian, Geoffrey Cameron and Meera Balarajan (2011) *Exceptional People: How Migration Shaped Our World and Will Define Our Future*, Princeton University Press.
- Piore, Michael J. (1979) *Birds of Passage: Migrant Labor and Industrial Societies*, Cambridge University Press.
- Ravenstein, E.G. (1889) "The Laws of Migration - Second Paper", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.52, No.2, pp.241-305.
- Sassen, Saskia (1988) *The Mobility of Labor and Capital*, Cambridge University Press
- United Nations Development Programme (2009) "Human Development Report 2009 : Overcoming barriers : Human mobility and development".
- United Nations, DESA, Statistics Division (2008) "Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses, Revision 2", Statistical papers, Series M No.67/Rev.2, ST/ESA/STAT/SER.M/67/Rev.2.
- Wallerstein, Immanuel M. (1974) *The Modern World-System I, Capitalist Agriculture and the Origins of the European world-Economy in the Sixteenth Century*, Academic Press.
- Zipf, George Kingsley (1946) "The P1P2/D Hypothesis : On the intercity movement of persons", *American Sociological Review*, vol.11, no.6, Dec., pp.677-686.

# International Comparison of Migration

## - A Construction of Model-mobility Using Japanese Indicators -

Reiko HAYASHI

Migration is one of the three components of population dynamics but compared to birth or death, the event of migration is difficult to define. In this study, the migration data of 92 countries are collected from censuses and surveys conducted after the year 2000. The data are classified in 12 different migration indicators using different time points and range of migration.

As for the data on migration in Japan, there are 3 sets of data; census, resident registers and the National Survey on Migration (NSM) carried out by the National Institute of Population and Social Security Research. Using these data, including the raw data of the NSM data, all 12 indicators can be calculated.

Here we suppose that a population, either of a country or a region, has a level of mobility which determines migration indicators. When all of migration indicators are determined by one "model" country then the mobility level of another country with limited migration indicator(s) can be estimated by the proportion of the indicators of the model country. With this assumption, using the data of Japan as the model country, the mobility indices of 91 countries are calculated.

The highest mobility index is that of Australia (1.926), followed by Switzerland (1.841) and Republic of Korea (1.841). There is a strong, positive and significant correlation between the mobility index and the level of economic development, a weak and negative correlation between the mobility index and the proportion of the young people, and former communist or socialist countries tend to have lower mobility indices.

To test the assumption, the relations between the different migration indicators of Japan are assessed. The correlations between the indicators of 1-year, 5-year and 10-year migration are observed to be fairly stable. For the lifetime migration indicators or indicators derived using the administrative divisions, on the other hand, the correlations are weaker.

The calculated mobility indices have significant correlation with 11 out of 12 indicators which suggests that the model-mobility can be constructed with the method used here and further refinement would be possible using additional sets of indicators of other model countries.

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<sup>1)</sup>（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<sup>2)</sup>, 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<sup>3)</sup>（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<sup>4)</sup>、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。

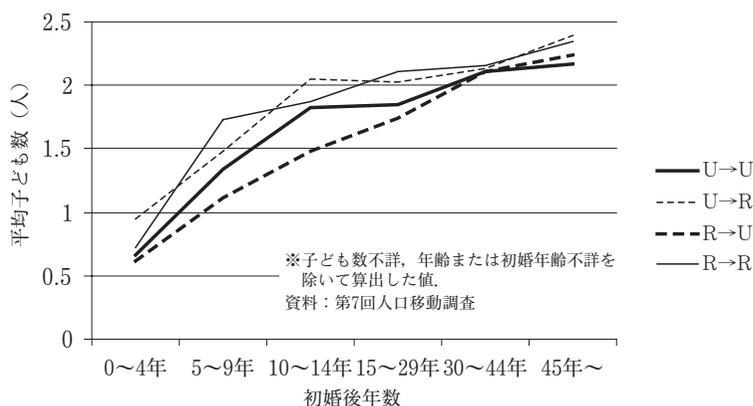
一方、初婚後15年未満の既婚女性も含め、15年未満については初婚後の年数を5年ごと、15年以上については15年ごとに区切り、各区分について平均子ども数を算出すると（図1）、「R→U」の平均子ども数が「U→U」よりも多いのは初婚後45年以上の女性のみであり、その他の年数では15年未満を含め、すべて「U→U」の平均子ども数を下回っている。一方、現住地が非大都市圏である「R→R」および「U→R」の平均子ども数は、すべての年数で「U→U」および「R→U」を上回る結果となった<sup>5)</sup>。

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。

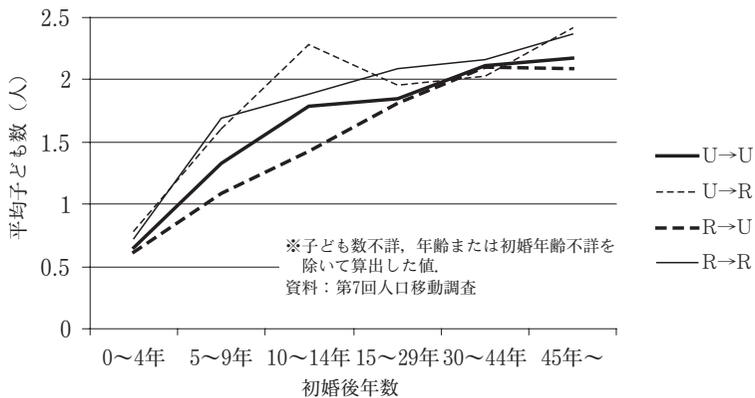
表2 移動類型別、子どもの出生地分布  
(出生地→現住地および出生地→初婚直後の居住地)

	「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。

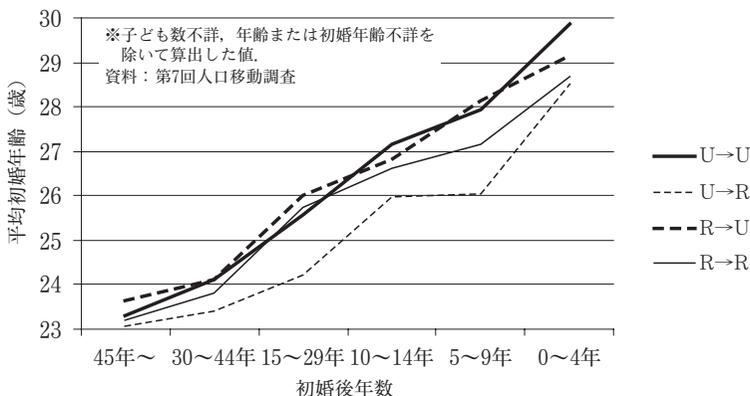
## V. 移動類型別の属性

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

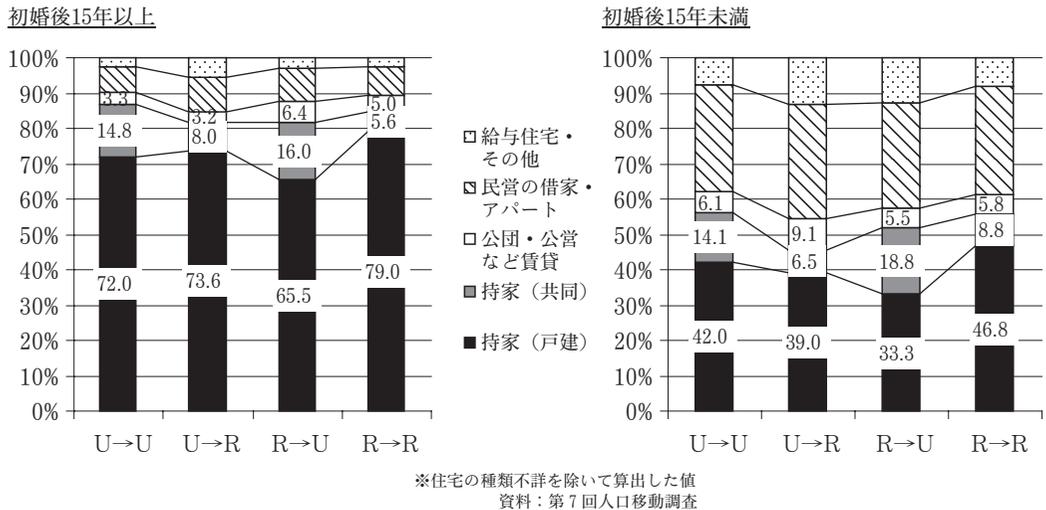
## 3. 住宅（図4）

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

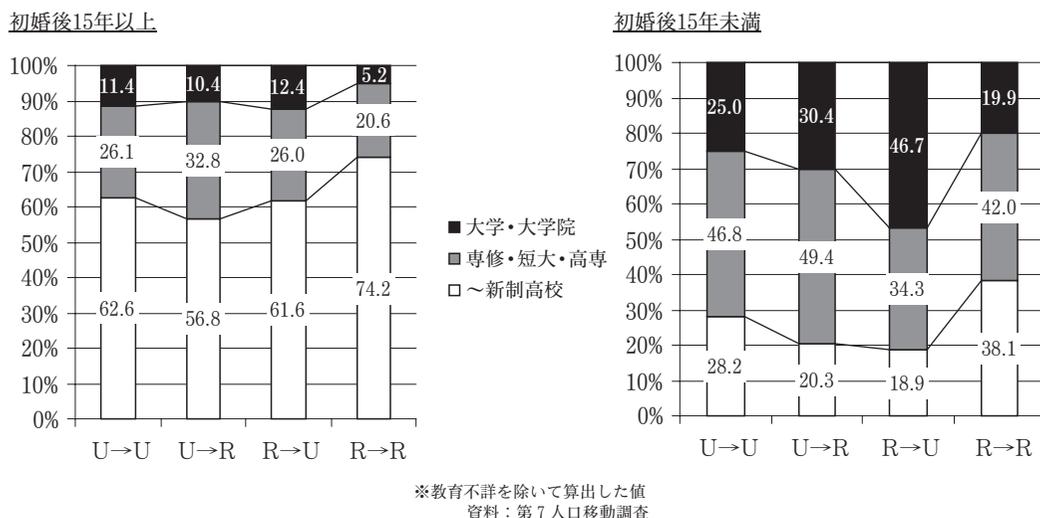


#### 4. 教育（最終学歴：図5）

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

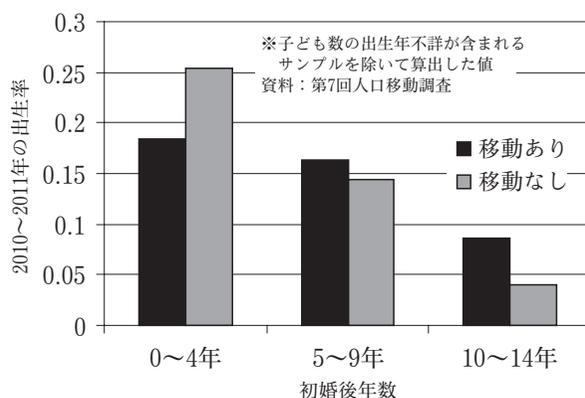
前章の重回帰分析から，居住都道府県数の多寡は出生力に対して有意ではないという結果が得られ，長期的な観点からは Disruption の影響は認められないと推察された。しかし，居住都道府県数が多い場合でも，子どもの出生前後で移動が多く発生しているとは限らない。また，海外の既往研究において指摘されているように，移動のタイミングを避けて子どもを出産することなどにより，短期的には Disruption によって出生力が低下する

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」<sup>6)</sup>、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。

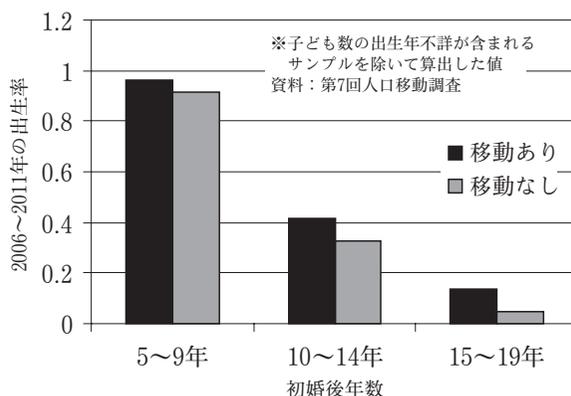
また、初婚後の年数を5～9年、10～14年、15～19年の3つに区切り、5年間の「移動なし」・「移動あり」それぞれについて、2006～2011年の出生数（同居子・別居子の双方について）の合計を該当数で割った出生率を図7に示した。本図から明らかなように、すべての初婚後年数カテゴリーにおいて、「移動あり」の出生率が「移動なし」の出生率を上回っている。初婚からの年数が短い5～9年のカテゴリーにおいても「移動あり」の出生率の方が高いことから、初婚直後の移動時に産み控えられていた子どもは、その前後の期間に産み分けられることによって出生力が上昇すると推測される。

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は出生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、国勢調査において表象されている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.

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）

## 大都市圏居住者のライフステージ別居住地と人口構造

清水 昌 人

本研究では、第7回人口移動調査（2011年）のライフステージ別居住地のデータを用いて、大都市圏居住者の居住経歴の現状や、移動が地域の人口構造に及ぼす影響を検討した。出生時や中学卒業時の居住地が大都市圏だった人の割合は全体では77-78%だが、年齢別には50-60歳代で低く、75歳以上と40歳代以下で高い。個人のステージ別居住地を追った「居住経歴」では、出生から初婚直後までの6ステージすべてで大都市圏に居住していた人が全体の5割以上を占めた。非大都市圏出生者では、初職時ないし最終学校卒業時より前のステージでは非大都市圏に、それらのステージと以後の全ステージで大都市圏に居住していた人が多い。出身地を中学卒業時の居住地とすると、非大都市圏出身者は大都市圏出身者よりも未婚者や戸建て持ち家に住む人の割合が低く、大学等卒業（主に50歳未満）や学卒直後の職が管理・専門職だった人の割合が高い傾向がある。大都市圏以外の出身者が大都市圏居住者全体の属性構造に与えた影響では、女40-49歳で大学等卒業者の割合、男25-39歳や女の50歳代と70歳以上で管理・専門職（学卒直後）の割合を引き上げ、男25-39歳と50-69歳、女25-39歳で戸建て持ち家の割合を引き下げる効果が目立った。

### I 研究の目的

日本では長期にわたり大都市圏への人口流入が続いているが、流入の量や流入後の定着数、定着者の特徴などは、時代や社会経済状況等によって異なる。このため、大都市圏に居住する人口の移動経歴や属性、すなわち人口構造<sup>1)</sup>は、時代とともに変化してきた。従来の人口研究、とくに人口地理学的な研究では、移動と大都市圏の人口構造の関係について、次のような点が指摘されてきた。出身地については、高度成長期に流入した人々の定着、再生産により、1960年代生まれ以降のコーホートで大都市圏生まれの割合が上昇したとされる（中川 2006）。しかし近年では、例えば非大都市圏地域で新規大卒者の帰還移動に停滞傾向が見られるとの報告もある（山口他 2010）。後者の傾向は大都市圏における他地域出身者の割合を引き上げる方向に作用する可能性もある。男女の比率（性比）については、少なくとも1990年代半ばまでの既婚者の間では、大都市圏の性比が初婚前後の女の移動によって縮小したといわれる（Kawabe and Liaw 1994, 中川 2001）。社会経済的な属性については、1990年代以降、高学歴の女が東京圏に集中しており、人的資源の地域分

1) 本稿では「人口構造」という言葉に、人口の男女・年齢構造だけでなく、教育歴や職業、出身地など多様な属性の構成・構造を含めている（山口他 1989参照）。

布に格差が生じた（中川 2005）。また、高学歴者等の選択的移動が強まる一方、例えば1990年代以降、大都市圏では郊外二世の就業行動が非正規化を含め多様化しているといわれる（稲垣 2011）。

近年、各種の地域間格差（橋木・浦川 2012）や、大都市圏における今後の高齢人口の急増（国立社会保障・人口問題研究所 2013b）の問題が社会の注目を集めている。こうした現象は、大都市圏の人口構造と関係が深く、そのため人口移動に規定される側面を持つ。地域間格差に関しては、移動者や郊外二世の人的資源の変化は、大都市圏の人口構造を変え、各種の地域間格差に影響を及ぼすと考えられる。高齢人口については、高度成長期に大量に流入した人々の加齢により、高齢人口の規模が拡大しているが、こうした人口増は同時に居住者の出身地の他、様々な属性の変化を伴う可能性が高い。移動との関わりから大都市圏の人口構造を明らかにすることは、現在の社会にとっても重要な課題といえる。しかし上述の既存研究を含め、2000年代の人口研究では、大都市圏など広域レベルの人口構造やその変化の現状を、居住者の実際の出身地や移動経歴との関連を通して明らかにする研究は少ない。とくに、基本的な大都市圏居住者の居住経歴、出身地別の属性構成比、あるいは居住経歴の違いで生じる居住者全体の属性の変化などは、ほとんど人口研究の対象となっていない<sup>2)</sup>。これはおもに、出身地や居住経歴のデータが乏しいことに起因している。移動経歴のデータは、既存統計にはほとんど存在しない。人口分野の各種アンケート調査では、大都市圏以外の研究も含めれば、移動経歴や出身地を調査したものは少なくないが（例えば中澤・川口 2001、谷 2002、中澤 2003、清野 2005、長沼・荒井 2010）、これらの調査は対象地域や対象者の属性・規模が限定的で、広域レベルの状況には対応していない。現在のところ、大都市圏レベルにおける居住人口の出身地や居住経歴を知るには、大規模アンケート調査を用いるのが妥当な手段と思われる。

本稿では、国立社会保障・人口問題研究所が実施した第7回人口移動調査のデータにより、大都市圏居住者の居住経歴と各種属性の現状を具体的に示し、人口構造と移動との関係の検討に資することを目的とする。以下ではまず、大都市圏居住者の出生地・出身地や居住経歴、移動と各種属性との関係を集計表やグラフにより記述的に明らかにする。さらに、こうした資料をもとに、移動が大都市圏の居住者属性に与えた影響について検討する。次節ではデータについて述べる。3節でライフステージ別の居住地分布、4節では居住経歴の集計を示す。5節で出身地と各種属性（教育歴、配偶関係、仕事、住宅の種類）との関係を観察し、大都市圏以外の出身者が大都市圏の人口構造に与えた影響を検討する。

---

2) 移動者と非移動者の社会経済的な属性の違いは、経済学や社会学、教育学等で従来から研究されているようである。近年の例では、出身地や地域移動と教育達成、職業達成（林 1997、粒来・林 2000）、移動と地域の賃金格差（Shioji 2001）、出身地、現住地と勤労所得（太田 2007）、居住経歴と所得、友人関係など（石黒他 2012）、出身地、現住地と居住地への評価や所得（橋木・浦川 2012）の関連などが検討されている。また他国の例では、Borjas et al. (1992) がアメリカの国内移動者と非移動者との賃金格差を移動からの経過時間との関係から分析している。上記の国内の研究では、例えば大都市圏では、賃金、教育水準等の面で非大都市圏出身者が大都市圏出身者より優位にある傾向等が示されているが、人口学的な意味での地域人口の構造には関心が高くない印象も受ける（例えば太田 (2007, p.171) の結論部分）。ただし Shioji (2001) では既存統計を使い、移動が人口構造に与える影響の検証も行われている。

## II データ

第7回人口移動調査は、全国の調査地区を対象とした二段階サンプリングの質問紙調査である。今回は厚生労働省実施の国民生活基礎調査で設定された調査地区から300地区が抽出されたが、東日本大震災の影響で岩手県、宮城県、福島県の調査地区では調査が行われなかった。調査は2011年7月（北海道のみ9月）に、調査地区に住む全世帯を対象として、調査員による配布・留置回収、自計方式で実施された。主な質問内容は7月1日（北海道は9月1日）現在の常住世帯員の属性、直近の移動、ライフステージ別居住地などで、世帯単位の有効回収率は73.5%、有効回答世帯員数は29,320人だった（詳細は国立社会保障・人口問題研究所2013a参照）。

本研究では、調査時点で大都市圏に住んでいた人を集計対象としている。大都市圏の範囲は埼玉、千葉、東京、神奈川、岐阜、愛知、三重、京都、大阪、兵庫、奈良の11都府県とした。また、実際の分析ではライフステージ別居住地の回答が有効な人に対象を限定した。ここで扱うライフステージ（以下、単にステージと略す場合がある）ごとの居住地は、出生時（質問紙では「生まれた場所（当時、親がふだん住んでいた場所）」）、中学卒業時（同「中学校（旧制小学校・高小）を卒業したとき」、本稿では「中学卒業時」と略す）、最終学校卒業時、はじめて仕事をもった時（以下「初職時」とする）、初婚直前、初婚直後の居住地の6つだが、これらの質問で居住地（都道府県、あるいは外国）が明らかで、かつ年齢の回答（最終学校卒業時、初職時、初婚時）が有効（非該当含む）の人について集計を行った。ただし、初婚直前と初婚直後については、一方が該当、他方が非該当のケースは集計からはずした。

一般に調査データは調査を実施した時期の社会状況に影響されるが、とくに本稿のデータは、東日本大震災に大きな影響を受けていると思われる。近年の調査環境の変化やサンプル誤差を考えると、震災の影響のみを識別して具体的に提示することは難しいが、少なくとも本稿の集計結果が震災後まもない時期のものである点は考慮しておく必要がある。

## III 大都市圏居住者のライフステージ別居住地

### 1. 総数

はじめに、ライフステージごとの居住地の分布を検討する。居住地のデータは都道府県別（および国内・国外の別）に得られるが、大都市圏に対応する国内他地域の区分としては非大都市圏が適当なので、ここでは、居住地を大都市圏、非大都市圏（国内の大都市圏以外の県）、外国の3つに分類している。また、当該ライフステージを経験していない人については、居住地を非該当としている。非該当のケースでは居住地が不明なので、ここでは基本的に該当者の数値を検討するが、参考のため、表1の「居住地（%）」に非該当を含めた総数に対する割合をカッコ付きで載せた。

表1 大都市圏居住者のライフステージ別居住地（％）

	総数 (人)	居住地（％）				計
		大都市圏	非大都市圏	外国	非該当	
出生	10,439	78.4	20.5	1.2	-	100.0
中学卒業	8,701	77.4 (64.5)	21.8 (18.1)	0.8 (0.7)	(16.6)	100.0
最終学校卒業	8,015	81.8 (62.8)	17.4 (13.4)	0.7 (0.6)	(23.2)	100.0
初職	7,673	89.5 (65.8)	9.8 (7.2)	0.7 (0.5)	(26.5)	100.0
初婚直前	6,290	91.0 (54.9)	8.3 (5.0)	0.7 (0.4)	(39.7)	100.0
初婚直後	6,290	92.8 (55.9)	6.3 (3.8)	0.9 (0.6)	(39.7)	100.0

資料：第7回人口移動調査  
性・年齢不詳含む。「居住地（％）」のかっこ内は非該当を含めた場合の割合。

表1によれば、分析対象者10,439人のうち、出生時に大都市圏に住んでいた人は78.4％、非大都市圏に住んでいたのは20.5％だった。一方、中学卒業時から初婚直後の居住地分布は、各ステージの経験者の値なので、ステージごとに対象者が異なるが、大都市圏での居住割合は中学卒業時が77.4％、初婚直後では92.8％であり、おおむね表の上から下に行くにつれ、数値が上昇している。

この表の主なポイントは以下にまとめられる。第一に、出生時、あるいは「出身地」の指標として使用されることのある「中学卒業時」に大都市圏に住んでいた人が77-78％程度を占める。つまり、出生地、「出身地」のいずれで見ても、「非大都市圏出身者」は4人に1人未満にとどまる。第二に、大都市圏居住割合の上昇が最も大きいのは、最終学校卒業時から初職時にかけてである。表では8％弱ポイントが上がっており、両ステージ間で地域分布の変化が大きいと推察される。第三に、初婚直後でも大都市圏居住割合は92.8％にとどまる。現在大都市圏に住む既婚者の7％程度は、初婚直後より後に大都市圏に来ており、こうした移動が居住地分布に大きく影響することを示唆している。

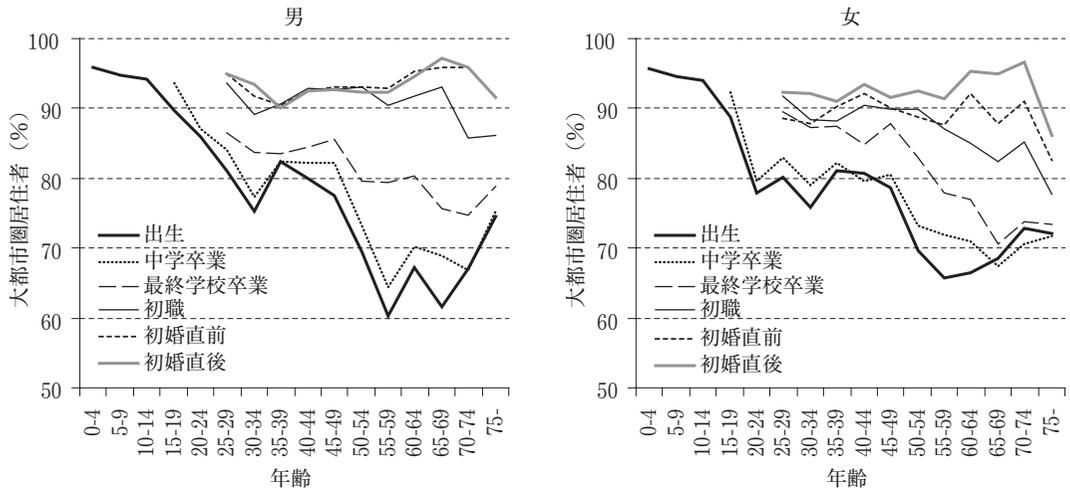
ただし、第二、第三の点は、調査時点で在学中あるいは未婚の人の動向に影響されている点には注意が必要である。表中の「非該当」の割合が示すように、中学卒業から最終学校卒業、初職時から初婚直前にかけては非該当者が大きく増える。彼らは大都市圏居住者なので、例えば調査時点で学校を卒業、あるいは結婚していれば、そのステージでの大都市圏居住割合は上昇していた可能性が高い。その意味で、ここでの大都市圏居住割合は、ステージ間の変化を見る指標というより、ステージ経験者の各ステージ時点の値として限定的に捉えるほうが適切である。

## 2. 男女年齢別

図1に男女・年齢5歳階級別、ライフステージ別の大都市圏居住割合を示した。出生時については全年齢の値を示したが、それ以外のステージでは非該当者の数を考慮して、中学卒業時では14歳以下、それ以外では24歳以下の値を省略した。

図によれば、全体的な特徴として、出生時から初婚直後にかけて大都市圏居住割合が高まっており、この点については総数と同様の傾向が男女・年齢別にも観察される。ただし、

図1 ライフステージ別の大都市圏居住者の割合(%)



資料：第7回人口移動調査

「中学卒業」は15歳以上, 「最終学校卒業」～「初婚直後」は25歳以上を集計.

個々の値は、男女とも年齢によりかなり違いがある。目立つ点としては、まず出生時の割合の年齢差が非常に大きい。男の場合、15歳未満での大都市圏居住割合は90%台の半ばだが、30歳代後半で一旦上がる以外は、ほぼ一貫して割合が低下し、50-74歳では60%台となる。しかし、75歳以上では再び70%台に上昇する。女では最小値の水準（50歳代後半から60歳代）が男より高いが、割合の上昇・低下のパターン自体は男とおおむね似ている。60歳代を中心に大都市圏での出生割合が低いのは、60歳代の多くが高度成長期に大量に大都市圏に流入した人たちだからで、既存統計を用いた研究（例えば中川 2006）から想定される結果と整合する。また、この結果は、高齢者の長距離移動が少ないと仮定すれば、今後10数年は、大都市圏の75歳以上人口（とくに男）で他地域出身者の割合が上昇していくことを示唆している。出生地の点では、今の高齢者像と将来の高齢者像はかなり異なると思われる。

出生時以外のステージについては、中学卒業時の割合はおおむね出生時の割合より数%高いが、年齢別の推移は出生時の場合とほぼ同様であった。つまり「出身地」に関しても、出生地で見たのと同じことがいえる。最終学校卒業時以降では2つ指摘できる。一つは、60歳代以上では各ステージでの割合が上下に比較的ばらけているが、若い年代、とくに40歳代では特定のステージ間で割合の差が目立つ。これは男女で共通している。もう一つは、ステージ間の割合の差には男女で明確な違いがある。男では大部分の年齢で、最終学校卒業時と初職時の差が最も大きい。女の場合、高齢層では最終学校卒業時と初職時、初職時から初婚直後までの差が大きい。若い年齢層では中学卒業時と最終学校卒業時の差が大きい。

ステージ間の差については、総数の項で指摘した非該当者の問題がある。ただ一般に、おおむね40歳以上ではステージ別割合に対する非該当者の影響は相対的に小さく、ステー

ジ間の割合差はその間の居住地変動をかなり反映すると考えられる。上述した中学卒業時以降の変化によれば、現在の大都市圏居住者に関する限り、高齢層では大都市圏への移動がさまざまなステージで（時間的にはおそらく長期にわたり）行われていたと考えられる。しかし現在の40歳代では、男は仕事につくとき、女は高等教育への進学時に転入が集中するようになった。また女では、最も重要な転入の契機が就職から進学へと変わってきた。以上のことは、どのステージ（例えば学生生活）をどこで過ごしたかがコーホートで違うことを示しており、いわゆる社会的ネットワークや人間関係の世代差といった問題にも関係すると思われる。

## IV 居住経歴

### 1. 居住経歴の作成

ライフステージ別居住地の分布は、ステージ別の大都市圏居住割合や、一定年齢以上の人の全体的な居住地変動を概観するには有効である。他方、ステージ別の大都市圏居住割合は各ステージ時点での値にすぎないので、大都市圏居住者が大都市圏に住むに至った過程を把握するには十分な指標とはいえない。本節では、個人単位で6つのステージ別居住地（および非該当かどうか）を追った「居住経歴」を作成し、大都市圏居住に至る過程の類型化と類型別の頻度分布を把握する。

居住経歴は以下のように作成した。まず、ライフステージ別居住地の回答を非該当、大都市圏、非大都市圏、外国に分類し、出生から初婚直後までのデータをつなげた。経歴には非該当を含むので、前節でのような問題は回避される。次に、前節ではステージの前後関係に伝統的な順序を仮定していたが、ここでは最終学校卒業時、初職時、初婚時の年齢を参照して順序関係をより明確にした。すなわち、各時点の年齢が最終学校卒<初職<初婚の順ではない人を「非伝統型」（林 2001参照）とし、それ以外の「伝統型」と区別した<sup>3)</sup>。なお厳密には中学卒業時の年齢が不明なので、「伝統型」にも順序が逆転しているケースがあるはずだが、検証ができないので今回は中学卒業を出生時の次のステージとして扱った。ただし、中学は未卒で最終学校は卒業と回答した人は「非伝統型」に分類している。こうして作成された居住経歴では、伝統型が全体の96.7%（10,093人）、非伝統型が3.3%（346人）を占めた。非伝統型は、居住経歴ごとに分けると人数が非常に小さくなるため、以下では伝統型の居住経歴に絞って観察する。

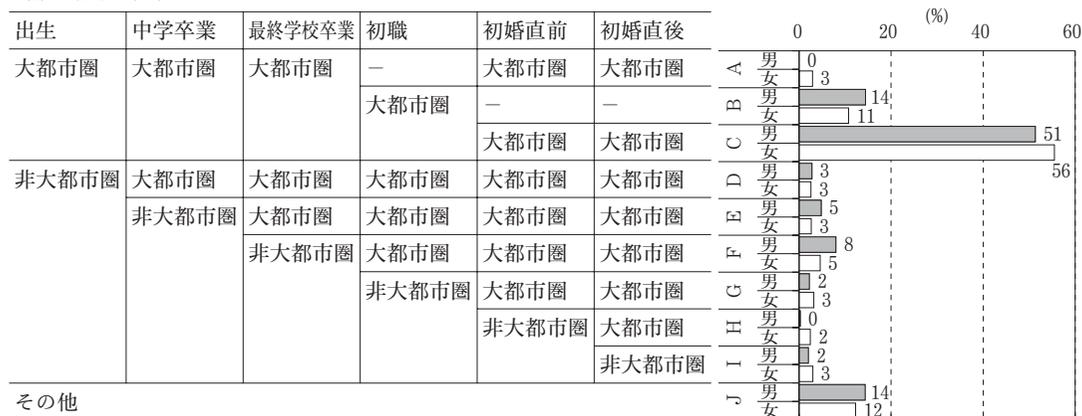
### 2. 居住経歴の分布

図2に男女別の居住経歴を示した。若年層では最終学校卒業時以降のステージがほぼすべて非該当となるので、ここでは集計対象を25歳以上に限定している。居住経歴は各ステージの選択肢の組み合わせとして作られるので、理論的には類型の数が膨大になる。実際の

3) これら3ステージの回答が非該当の場合（年齢の回答がない場合）は、順序には影響しないものとして、伝統型の順序に沿って経歴を作成した。

図2 大都市圏居住者の主な居住経歴（伝統型、25歳以上）

(1) 総数 (%)



(2) 非大都市圏出生者 (人)



資料：第7回人口移動調査

「—」は非該当。図中の値は(1)は%，(2)は人。

類型数は理論値を大幅に下回るが、それでも対象者総数では144，男94，女110と非常に多い（居住経歴の全類型とその頻度は付表1参照）。そのため、図には総数（男女・性別不詳含む）で頻度が高かった主要な9類型とそれ以外の「その他」のみを載せた。

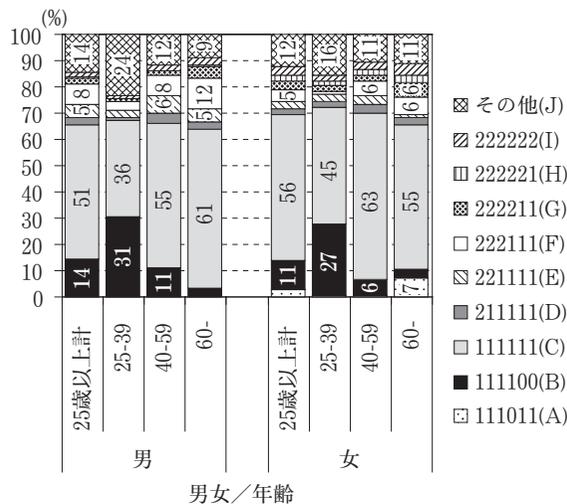
図2(1)によれば、現在の大都市圏居住者の半分強は、全ステージで大都市圏に住んでいた（図では類型C）。男では51%，女では56%が出生時から初婚直後の6ステージで大都市圏に居住していた。それ以外のパターンはいずれも割合が低い。2番目に多い「出生時から初職時までのステージでは大都市圏、初婚直前・直後は非該当」(B)の類型は男14%，女11%だった。非大都市圏出生者（その他(J)に含まれる人を除く）については、いずれの類型も10%未満だが、非大都市圏出生者自体が25%程度（25歳以上）なので当然割合は低くなる。また、9類型以外の「その他」(J)の割合は男14%，女12%にとどまった。実際に存在する居住経歴は多岐にわたるが、大都市圏居住者（25歳以上）の85%以上の居住経歴は、図の9類型にまとめられる。

次に、非大都市圏出生者の特徴をより詳しく見るため、非大都市圏出生者のみの集計を図2(2)に示した。図によれば、男女とも最も多い類型は「最終学校卒業時までのステージ

では非大都市圏、初職時とその後のステージは大都市圏に居住」(F)であった。次に多かった類型は男女で異なり、男では「中学卒業時は非大都市圏、最終学校卒業時とその後のステージで大都市圏に居住」(E)、女では「初職時までのステージは非大都市圏、初婚直前とその後のステージで大都市圏に居住」(G)だった。男女を比較すると、「中学卒業時とその後のステージでは大都市圏」(D)と「その他」(K)ではほぼ同数だが、それ以外の類型では値がかなり異なる。一般に、早いステージで大都市圏居住が確認される類型では男が多い。他方、初婚直前やその後のステージになって居住地が大都市圏となるパターンでは女が多い。とくに、「初婚直前までのステージで非大都市圏、初婚直後に大都市圏に居住」(H)では、ほとんどすべて女だった。また、男では類型ごとに人数がかなり異なるが、女ではそうした違いが小さい。こうした点は、大都市圏への流入のタイミングに明確な男女差があることを示している。

図3に、居住経歴の分布を男女・年齢別に示した。居住経歴は、図2の類型記号とともに、各ステージの回答を0（非該当）、1（大都市圏）、2（非大都市圏）、3（外国）とし、出生時から初婚直後までの回答を左から右に並べた6桁の数字で示している。また、ここでは5歳階級の値を3区分にまとめているが、図2(2)から分かるとおり、大部分の類型では人数が非常に小さい。結果は参考程度と考えるのが適当だろう。

図3 年齢別の居住経歴（伝統型、%）



資料：第7回人口移動調査  
 凡例は本文参照。棒グラフ上の値は%  
 （値が小さい場合は省略）。

図によれば、どの年齢区分でも全ステージで大都市圏居住の類型（111111（類型C））が最も多い。ただし年齢が低いほど未婚割合が増えるため、「出生時から初職時までのステージでは大都市圏、初婚直前・直後は非該当」（111100(B)）の割合も高い。また60歳以上の女では初職時が非該当で、それ以外は全て大都市圏という類型（111011(A)）も一

定の割合を占める。非大都市圏出生者（その他(J)に含まれる人を除く）では、高年齢では各類型がそれなりの割合を占めているが、40-59歳の男女では「最終学校卒業時までのステージでは非大都市圏、初職時とその後のステージで大都市圏に居住」(222111(F))、「出生時、中学卒業時は非大都市圏、最終学校卒業時とその後のステージで大都市圏に居住」(221111(E))の2類型への集中が高まっている。この2類型の比較では、25-39歳の男を例外として、若い年齢ほど後者の比重が高まる傾向が見られる。とくに女の25-39歳では後者が前者を逆転している。

以上の結果は、前節のステージ別大都市圏居住割合と整合する部分が多い。示唆される点もほぼ同じだろう。居住経歴の検討で改めて確認されたのは、初婚直前・直後以外のステージの居住地が大都市圏のみの未婚者が、若い年齢層で高い割合を占めることである。このパターンは加齢に伴い割合を低下させるだろうが、近年の未婚化の趨勢を見ると、中年期以降になっても、かなりの割合の人がこのパターンにとどまる可能性は高い。移動経歴の検討において、こうした人々の移動行動が重要性を増していると考えられる。

## V 移動と属性の関係

### 1. 出身地ごとの属性

次に居住パターンと属性との関連を観察する。大都市圏居住者の居住パターンは、上述のとおり「居住経歴」によって把握するのがより正確である。ただし居住経歴は、類型別の人数が一部の類型をのぞいて非常に少ないため、男女・年齢別の観察を行うのは難しい。そこで、本節では居住パターンをより単純に示す指標として「出身地」＝「中学卒業時の居住地」を選び、男女・年齢別、出身地別の属性構成比を検討する。属性としては配偶関係、教育歴、最後の学校卒業直後（以下「学卒直後」）の仕事（従業上の地位、職業）、現在の住宅の種類を取り上げた。調査では現在の仕事も尋ねているが、高齢層では無職の人が多くなるので、ここでは学卒直後の仕事を検討する。属性不詳はのぞいて集計している。年齢別の値は、25歳以上について5歳階級の値を5区分にまとめた。なお、年齢別の構成比の違いは、教育歴と学卒直後の仕事については、おおむねコーホートの違いによると考えてよいが、配偶関係と住宅は現在の状態なので、コーホートと同時に調査時点の年齢にも影響されている点に留意する必要がある。

#### (1) 配偶関係

図4(1)に男女年齢別、出身地別の配偶関係を示した。配偶関係は未婚、有配偶、離別、死別の4区分とした。また出身地が外国の人は数が少ないので図示していない（以下の図も同様）。図によれば、年齢別に分布はかなり異なるが、男女ともほぼすべての年齢層で、大都市圏出身者の未婚割合が非大都市圏出身者より高い点が目立つ。例えば、男25-39歳では大都市圏出身者の未婚割合は48%だが、非大都市圏出身者では38%だった。また、女25-39歳ではそれぞれ38%、23%であった。40歳代以上になると、未婚割合が全体に低く

なるため、両者の差はポイント数では小さくなるが、例えば男40-49歳では20%と11%、女50-59歳では8%と4%で、前者が後者を上回る傾向は変わらない。大都市圏では、非大都市圏よりも晩婚化・未婚化が進んでいるが、この図からは、出身地ごとに晩婚化・未婚化の程度が大きく異なることが指摘できる。

## (2) 教育歴

教育歴の分布を図4(2)に示した。教育歴は中学卒業まで(図では「中学まで」)、高校卒(同「高校」)、短大・高専・専修学校卒(同「短大・高専等」)、大学・大学院卒(同「大学等」)の4つに分け、在学中などの人は集計からはずした。出身地別にはおおむね50歳未満の男、60歳未満の女で差が大きい。とくに「大学等」の割合は、男女とも50歳未満での差が目立つ。男25-39歳では、「大学等」の割合は大都市圏出身者が48%、非大都市圏出身者が62%だった。また男40-49歳ではそれぞれ45%、58%で、いずれも非大都市圏出身者で割合が高い。女では25-39歳で30%と45%、40-49歳で18%と28%で、やはり非大都市圏出身者の割合が高い。他方、50歳代以上になると、女70歳以上を除き、「大学等」の割合は両集団でほぼ同じである。ただし、女50-59歳と70歳以上で「短大・高専等」の割合の高さが非大都市圏出身者で目立っている。これは女25-49歳とは異なる傾向であり、また男では顕著ではないが、高校進学率の上昇、短大から大学への志向の変化など、時期により各教育施設の位置づけが変化していることを踏まえると、非大都市圏出身者で教育歴の高い人の割合が多いという50歳未満の傾向と合致しているとも考えられる。

なお、60歳代に関しては、非大都市圏出身者の教育歴が相対的に高いようには見えない。これは、この年代が「集団就職」に代表されるように、高度成長期に大都市圏へ大規模に流入した世代であることと何らかの関係があるかもしれない。一般に、移動者の教育歴が高いとする既存研究は少なくないが(例えば太田 2007)、出身地による差がコーホートで異なる点には注意を要する。

## (3) 最後の学校卒業直後の仕事(従業上の地位、職業)

最後の学校卒業直後の従業上の地位と職業を図4(3)(4)に示した。従業上の地位は、正規職員・会社などの役員(図では「正規」)、パート・アルバイト(同「パート」)、派遣・嘱託・契約社員(同「派遣」)、自営・家族従業者・内職(同「自営」)の5つに分けた。出身地別に見ると、「正規」の割合は非大都市圏出身の男で高い。例えば25-39歳では大都市圏出身者で72%、非大都市圏出身者で84%となっている。40-49歳では各々86%、93%だった。一方、女では出身地別の差は小さいが、40歳代以下では大都市圏出身者で、50歳代以上では逆に非大都市圏出身者で割合がわずかに低い。他の特徴としては、「パート」の割合は、全体に男女とも25-39歳で高いこと、出身地別には男25-39歳の大都市圏出身者と非大都市圏出身者との差が大きいこと、「自営」の割合は50歳以上の男女で比較的高く、とくに70歳以上の大都市圏出身者の男で割合が高いこと、などがあげられる。また、非大都市圏出身者の「正規」割合の高さは、こうした「正規」以外の出身地別割合の差にも影

響されていると思われる点も指摘できる。

職業は管理、専門、技術（図では「管理・専門」）、事務（同「事務」）、販売、サービス、保安（同「販売・サービス」）、農林漁業（同「農林漁業」）、生産工程、輸送・機械運転、建設・採掘、運搬・清掃・包装等（同「生産・建設」）の5分類とした。図によれば、非大都市圏出身者で「管理・専門」割合が高い傾向がある。とくに男の60歳代以下、女の25-39歳、50-59歳、70歳以上で大都市圏出身者との差が大きい。例えば男25-29歳では大都市圏出身者で32%、非大都市圏出身者で55%、女25-29歳ではそれぞれ26%、35%だった。他の職業については、年齢、出身地ごとにそれぞれ特徴はあるが、非大都市圏出身の女で「事務」の割合が低く、「販売・サービス」の割合がやや高い傾向が目につく。

非大都市圏の出身者で、従業上の地位が安定し、管理・専門等の職業につく人が多いことは、前項で見た教育歴の傾向とおおむね整合的である。また、男25-39歳の大都市圏出身者で「パート」の割合が高いことは、労働力の非正規化の傾向を示唆すると思われる。一般に、非正規といった場合、パート・アルバイトの他に「派遣」の割合も重要になるが、男25-39歳の「派遣」の割合は大都市圏出身者のほうが低い。ただし「派遣」の割合は「パート」よりも低いため、全体としては、大都市圏における若年労働力の非正規化が、とくに大都市圏出身者の男で目立つ結果となっている。

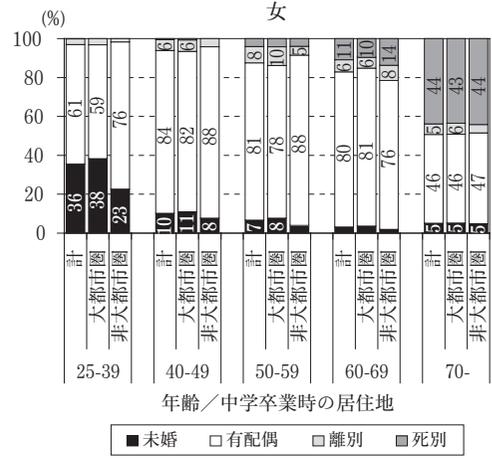
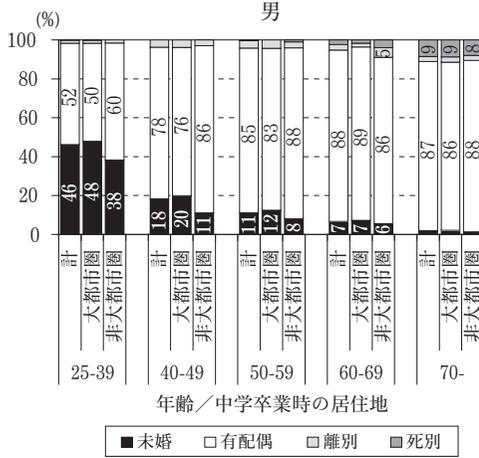
#### (4) 現在の住宅の種類

図4(5)に現在の住宅の種類を示した。図中の「持ち家」は、回答者自身が所有しているかどうかに関わらず、住んでいる住宅の種類を示す。また「共同」とはマンション等の共同住宅を指す。図によれば、戸建ての持ち家割合は男女とも大都市圏出身者で高い。男25-29歳では大都市圏出身者の52%に対し、非大都市圏出身者は14%、女25-39歳でもそれぞれ50%、23%だった。戸建て持ち家の割合は、男女ともいずれの出身地でもおおむね年齢とともに上がるが、70歳以上でも出身地間の差は解消しない。男70歳以上では大都市圏出身者で83%、非大都市圏出身者では69%だった。一方、「持ち家（共同）」の割合は、例えば40歳代では出身地間に大きな差はないが、50歳代以上では男女とも、非大都市圏出身者の割合のほうが高い。例えば男60歳代では大都市圏出身者で11%、非大都市圏出身者で25%、女60歳代ではそれぞれ11%、15%だった。ただ、戸建てと共同住宅の割合を合わせた持ち家全体の割合は、高年齢になっても大都市圏出身者で高い。

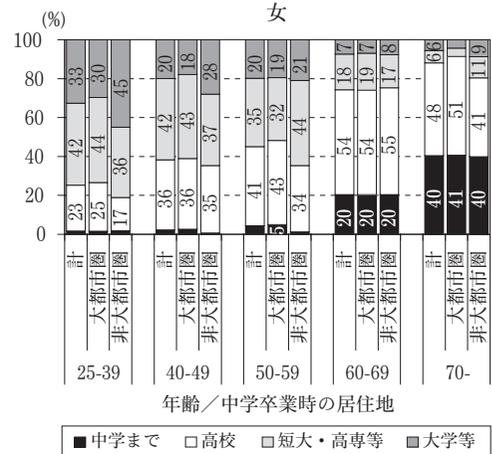
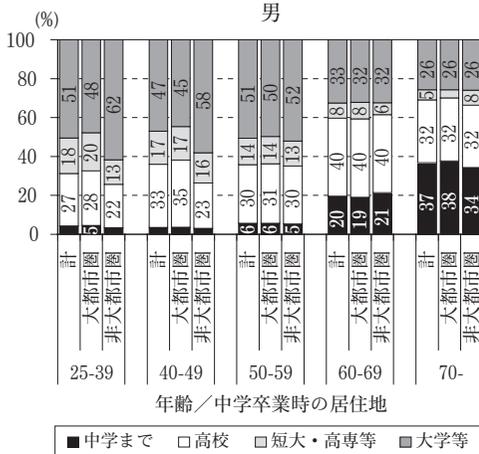
図4の観察によれば、年齢にもよるが、非大都市圏出身者のほうが教育年数などの面では優位にある。一方、持ち家割合では状況が逆転している。「持ち家」といっても本人の所有物とは限らないが、不動産資産の面では、一般に大都市圏出身者が優位にあると考えてもよいように思われる。既存研究は非大都市圏出身者の所得の高さを明らかにしているが（同上 2007）、不動産資産も考慮すると、出身地別集団の全体的な経済状況は所得とは違う特徴を示すかもしれない。

図4 出身地別の属性 (%)

(1) 配偶関係



(2) 教育歴



(3) 従業上の地位 (学卒直後)

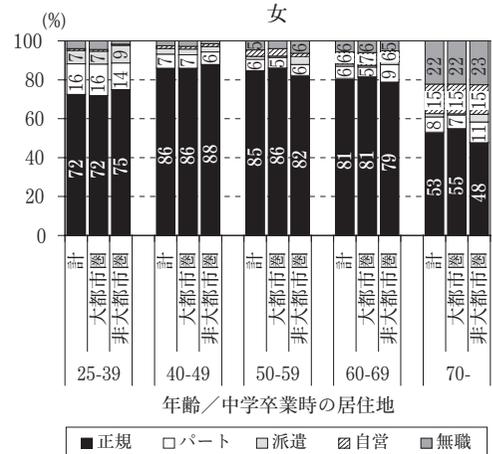
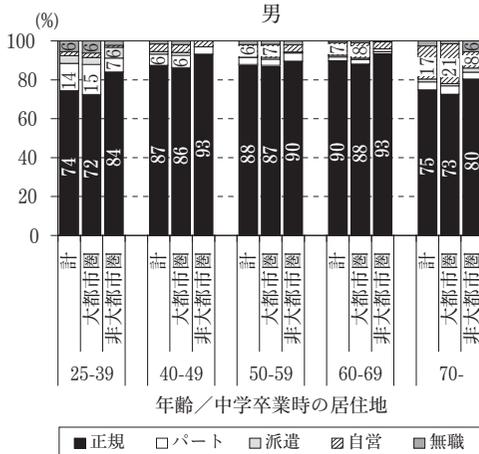
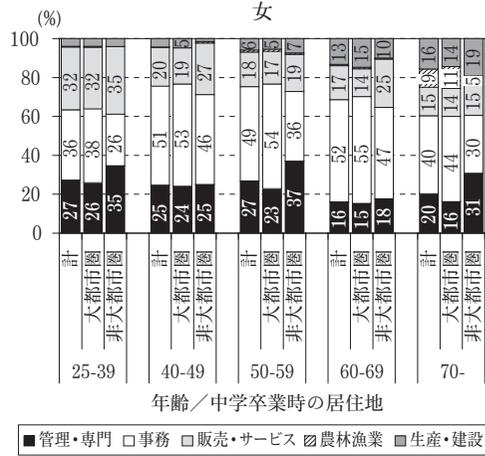
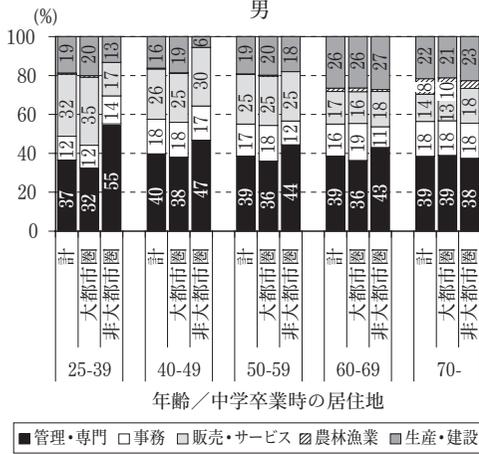
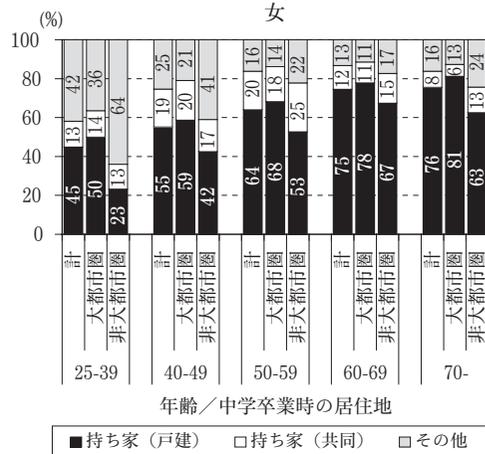
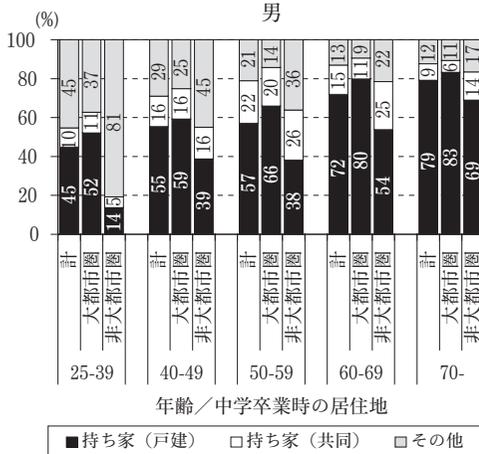


図4 出身地別の属性(%) (つづき)

(4) 職業 (学卒直後)



(5) 現在の住宅の種類



資料：第7回人口移動調査

凡例は本文参照。棒グラフ上の値は% (値が小さい場合は省略)。

2. 居住者全体の属性構造への影響

上記では、出身地による属性構成比の違いを具体的に比較したが、こうした違いは居住者全体の人口構造を規定する要素として捉えることができる。以下では、大都市圏以外の出身者集団が、大都市圏全体の人口構造に与える影響を検討する。

人口学的に見ると、大都市圏居住者全体の属性構成は、出身地別の属性構成比と人口規模により決まると考えられる。例えば、非大都市圏出身者で未婚割合が低くても、人口規模が小さければ、居住者全体の未婚割合に与える影響は小さい。ただ今回の場合、属性構成比の差が与える影響の方向は上の図で明らかであり、非大都市圏出身者の人口規模が小

さいことも分かっているが、両要素の寄与を各々求めることは簡単ではない。そこで、ここでは大都市圏以外の出身者の属性構成比と人口規模の影響全体を単純な方法で観察する。すなわち、居住者全体と大都市圏出身者の属性構成比について、両者の差と変化率を検討する。前者は居住者全体の属性構成比から大都市圏出身者の属性構成比を引いたもの、後者は前者の差を大都市圏出身者の属性構成比で割ったものと定義する。これらの指標は、居住者が大都市圏出身者のみだった場合に比べ、大都市圏以外の出身者が実際の居住者全体の構成比をどの程度変化させたかを示す指標といえる。両指標の違いは、とりえず主として前者が属性全体の構成に対する影響、後者が特定の属性構成比に対する影響と解釈できるので、影響の大小の判断も指標の選択次第となる。ただし、属性構成比が小さいと、差が比較的小さくても変化率が大きくなる場合がある（例えば後述の女70歳以上の「大学等」）。構成比やその差には誤差が含まれているので、こうした値の評価には注意が必要である。以下では両指標の値を一通り概観するが、総体的な影響力の大小を判断するには、差と変化率双方（の絶対値）が高いことを目安にするのが無難だろう。

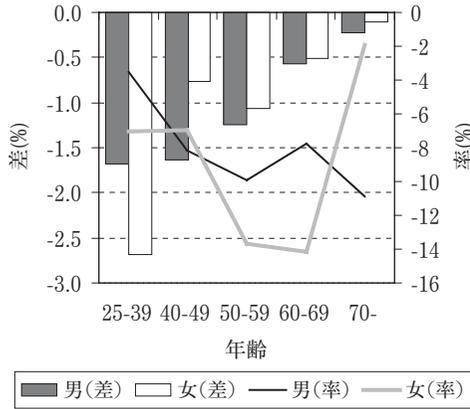
図5に大都市圏以外の出身者が居住者全体の属性構成比に与える影響を示した。観察対象の属性構成比は「未婚」、「大学等」、「正規」、「管理・専門」、「持ち家（戸建）」の5つとした。ここでの「大都市圏以外の出身者」は外国出身者も含むが、その人数は少ないので、非大都市圏出身者とほぼ同じと捉えてよいだろう。図の棒グラフは、図4で示した「計」と「大都市圏」の差に該当する。棒グラフも折れ線グラフも、正の値は大都市圏以外の出身者が居住者全体の当該属性構成比を引き上げ、負の値は引き下げていることを示す。当然ながら、絶対値が大きいほうが影響も大きい。

「未婚」については、差では女25-39歳、率では女50-69歳で引き下げ効果が大きい。差では40歳代以上はすべて男の絶対値が大きい。25-39歳のみ女が上回っている。「大学等」では、差で見ると女70歳以上の値も高いが、おおむね年齢が低いほど引き上げ効果が高い。最も値が高いのは男女とも25-39歳である。率で見ると、女の40歳代以下と70歳以上で値が高い。「正規」では、男女で影響の方向が異なる。男では全年齢で引き上げ、女では50歳代以上で引き下げの効果が見られる。ただ率については、他の属性に比べ絶対値が比較的小さい。「管理・専門」では、男70歳以上の他は引き上げ効果を示すが、効果が大きいのは、差では男25-39歳と50-69歳、女50-59歳と70歳以上であった。率では男25-39歳、女50-59歳と70歳以上で値が大きい。「持ち家（戸建）」では、男女とも全年齢で割合を引き下げているが、70歳以上の他は差、率とも男で影響が大きい。差では男25-39歳と50-69歳、女25-39歳と70歳以上の値が目立つ。率でも、差の場合と同じ年齢で絶対値が大きい。

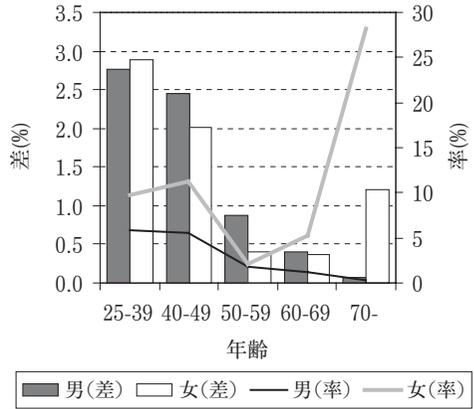
5つの図を比較すると、「未婚」以外では、差と率の年齢別の推移は全体的に似た部分が多く見られる。差、率ともに絶対値が大きい（小さい）場合は、当該の属性構成比に対する影響が強い（弱い）と考えてよいだろう。また、いくつかの属性ではグラフの形状に共通点が見られる。「未婚」と「大学等」の棒グラフは、符号は逆だが、年齢別の推移の傾向は男女とも似た部分がある。男の「管理・専門」と「大学等」の折れ線・棒の推移にも同じことがいえる。これはおそらく、当該属性間の相関が強いためと考えられる。ただ

図5 大都市圏以外の出身者が居住者全体の属性に与える影響(%)

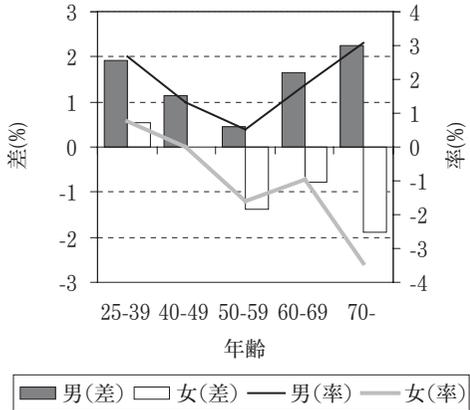
(1) 未婚割合



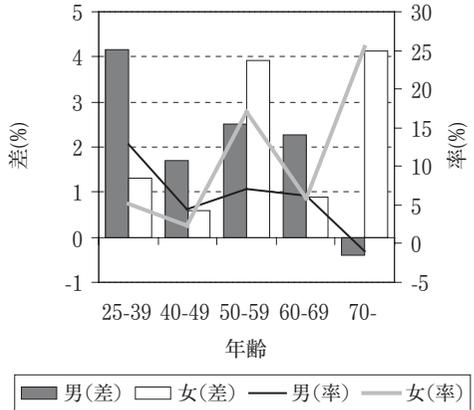
(2) 大学等卒業割合



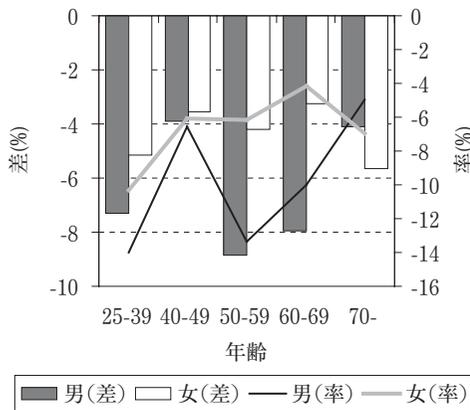
(3) 正規割合(学卒直後)



(4) 管理・専門割合(学卒直後)



(5) 持ち家(戸建)割合



資料：第7回人口移動調査  
属性、差と率の計算方法は本文参照。

し「未婚」については、率と差の傾向がかなり異なるため、両指標の違いにとくに注意する必要がある。

## VI 考察

本稿では、大都市圏居住者の特性を具体的に確認するため、ステージ別居住分布から属性構造に対する移動の影響までの現状を図表により概観してきた。ここでは、以上の観察結果をもとに、居住地の変化と人口構造の関係について、3つの点を指摘する。

第1は居住地の変化が属性構成比に与える影響についてである。ステージ別居住地の項で見たように、出生地や出身地が大都市圏以外の人は60歳代で多く、40歳代以下では大都市圏以外の出生者や出身者の割合は低下している。住民基本台帳人口移動報告によれば長距離移動数は減少傾向にあり、地域人口に対する移動の影響は低下していることが予想されるが、出生地や出身地のデータは、こうした予想を総人口だけではなく年齢別人口のレベルでも裏打ちするように見える。しかしその一方で、属性構成への影響の項で見たとおり、25-39歳で大都市圏以外の出身者が属性構成に大きく影響するケースは多い。出生地や出身地の分布で大都市圏割合が高いことから判断すると、こうした影響は主として属性構成比の出身地格差に基づくものだろう。もちろん25-39歳は、非大都市圏出身者の帰還移動が盛んな年齢なので、属性に及ぼす影響の大きさも流動的と思われる。しかし、少なくとも調査時点の状況としては、その影響は小さくない。これは地域間格差の議論にもつながる論点だろうが、少なくとも大都市圏居住者の属性構成に関しては、地域人口に与える移動の影響が低下したとは言い切れない部分がある。

第2は、移動の影響における選別効果である。上の図によれば、例えば非大都市圏出身者は未婚割合が低く、大学等の卒業生の割合が高い。教育歴と未婚割合の関係は、教育歴が高いと未婚割合が高くなるというほど単純ではないが(白波瀬 1999)、出身地別のデータでは、こうした点以外にも、選別(セレクション)の効果を考慮する必要がある。ここでの選別とは、特定の属性の人が転入、転出、あるいは定着しやすい現象をさしている。例えば配偶関係の場合、非大都市圏出身で大都市圏にきた人は、結婚すれば大都市圏に残る一方、未婚状態が一定の間続くと非大都市圏に戻る傾向が強まる可能性がある。すなわち非大都市圏出身者の未婚割合の低さは、未婚者が転出するという選別の結果とも考えられる。こうした選別の影響は、「非正規」の割合をはじめ他の属性にも及んでいると思われる。上で観察した属性構成比は、調査時点で大都市圏にいた人のもので、帰還移動者などを含んでいない点を改めて確認しておく必要があるだろう。選別効果は転出者が転出する時点の状況が分からなければ測定できないので、ここでは可能性の指摘しかできない。しかし選別の問題は、転出者を受け入れる非大都市圏の人口構造にも影響するため、さらに詳しい検討が必要といえる。

第3は、居住経歴の多様性と属性構成比との関係である。すでに確認したとおり、居住経歴は多様で、非大都市圏出身者でも主なものだけで複数の類型が存在する。そのため、

同じ非大都市圏出身者でも居住経歴により属性構成が異なることが予想される。類型ごとの人数が少ないので参考値にとどまるが、主な類型を見ると、例えば25-39歳の非大都市圏出身者では「21111」（IV-2参照。ただし居住経歴の始点（数字の最左端）は中学卒業時）、つまり「中学卒業時以外は大都市圏居住」のパターンで男（総数32人）、女（同31人）とも大学等卒業者の割合が高い（教育歴不詳は除く。以下も同じ）。他方、この割合は男では「22111」（同40人）、女では「22211」（同21人）などで低い。しかも、この傾向は必ずしも他の年齢層と同じではなく、居住経歴と属性の関係自体も年代ごとに違いがある。優勢な居住経歴は年代ごとに異なることを考え合わせると、実際に移動が人口構造に与える影響は、本稿で把握できたものよりも更に複雑だろう。

## Ⅶ 結語

本研究では、第7回人口移動調査のデータを用いて、大都市圏居住者のライフステージ別居住地の分布や居住経歴、出身地別属性構成の現状などを検討した。その結果、主に以下のことを明らかにした。出生時や中学卒業時の居住地が大都市圏の人の割合は、全体では77-78%だが、年齢別には50-60歳代で低く、75歳以上と40歳代以下で高い。大都市圏での居住割合が上昇する時期は、若い年齢層では、男が最終学校卒業－初職時の間、女が中学卒業－最終学校卒業の間に集中していた。個人のステージ別居住地を追った「居住経歴」では、出生から初婚直後までのステージすべてで大都市圏に居住していた人が全体の5割以上を占めた。非大都市圏出生者では、初職時ないし最終学校卒業時より前のステージでは非大都市圏に、それらのステージとその後の全ステージで大都市圏に居住していた人が多い。出身地を中学卒業時の居住地とすると、非大都市圏出身者は大都市圏出身者に比べ、未婚者や戸建て持ち家に住む人の割合が低く、大学等卒業者（主に50歳未満）や管理・専門職（学卒直後）だった人の割合が高い傾向がある。大都市圏以外の出身者が居住者全体の属性構成に与えた影響では、女40-49歳で大学等卒業者の割合、男25-39歳や女の50歳代と70歳以上で管理・専門職（学卒直後）の割合を引き上げ、男25-39歳と50-69歳、女25-39歳で戸建て持ち家の割合を引き下げることが目立った。またこうした結果から、人口構造に対し移動が与える影響は、若年層でも依然小さくない点を指摘した。今後は三大都市圏の各圏域や非大都市圏の居住者についても、居住経歴や属性構成を明らかにし、転出者による選別効果の検討も含め、移動と地域の人口構造との関係をより詳細に分析していく必要があるだろう。

第7回人口移動調査の調査票情報は統計法第32条の二次利用に関する規程に基づいて使用しました。本研究は日本人口学会2013年度第1回東日本地域部会（2013年10月26日、東北学院大学）で発表した内容に加筆・修正を加えたものです。部会参加者の方々、並びに匿名査読者の方からは貴重なご意見をいただきました。御礼申し上げます。

（2013年12月25日査読終了）

付表 1 男女別、居住経歴（25歳以上、単位：人）

居住経歴	計	男	女	居住経歴	計	男	女	居住経歴	計	男	女
100000	2		1	210000	2	1	1	300311	1		1
100111	1		1	210100	1	1		311100	6	2	3
110000	9	5	4	211011	2		2	311111	20	12	8
110100	2	2		211023	1		1	311222	1	1	
110111	2	1	1	211100	45	23	21	312100	1		1
111000	57	36	20	211111	190	97	92	312111	1	1	
111011	107	1	105	211112	2		2	321011	1		1
111012	3		3	211113	2	2		321111	1		
111013	1		1	211122	1		1	321221	1		1
111100	911	509	385	211131	1	1		322111	7	4	3
111111	3,823	1,813	1,985	211133	1		1	322221	1		1
111112	39	9	30	211200	1	1		330000	3	1	2
111113	11	3	8	211211	1	1		331100	3	2	1
111121	5	3	2	211212	1	1		331111	1		1
111122	28	18	10	211222	2	2		332222	1		1
111133	6	4	2	212100	1	1		332332	1	1	
111200	10	6	4	212111	7	4	3	333011	1		1
111211	30	26	4	212211	1	1		333031	1	1	
111213	1	1		212221	1	1		333033	1		1
111221	2	1	1	220000	1	1		333100	2	1	1
111222	15	13	2	220100	2	1	1	333111	1	1	
111223	1		1	220111	2	2		333131	1		1
111300	3	1	2	220211	1	1		333222	1		1
111311	2	1	1	221011	2		2	333300	1		1
111313	1	1		221012	1		1	333311	11	3	8
111322	1	1		221022	1		1	333331	2		2
111333	1		1	221100	53	36	17	333332	1		1
112000	2	2		221111	264	168	95	333333	12	5	7
112011	1		1	221112	6	1	5	計	7,170	3,532	3,575
112100	18	15	3	221113	2	1	1	資料：第7回人口移動調査			
112111	49	39	10	221121	10		10	居住経歴については本文参照。「計」			
112122	6	6		221122	13	10	3	の列には男女不詳含む。			
112200	8	8		221200	6	2	4				
112211	5	5		221211	23	12	10				
112221	1		1	221221	14		14				
112222	3	3		221222	19	8	10				
113100	3		3	221223	1		1				
113111	3	3		222000	1		1				
113133	1		1	222011	14		13				
113311	2	2		222021	9		8				
121011	1		1	222022	6		6				
121100	8	2	6	222100	48	37	11				
121111	31	16	14	222111	450	281	164				
121122	2	2		222112	2	1	1				
121200	3	1	2	222121	24	4	20				
121211	1		1	222122	22	15	6				
121221	1	1		222200	43	26	16				
122100	6	1	5	222211	195	79	115				
122111	31	17	14	222212	2	1	1				
122113	2	1	1	222221	95	8	87				
122121	1	1	1	222222	177	70	107				
122122	3	2	1	222223	2		2				
122200	2	1	1	222233	1	1					
122211	15	5	10	222311	1		1				
122221	6		6	222333	1		1				
122222	11	4	7	223022	1		1				
131111	2		2	223322	2	1	1				
131133	2	2		223323	1		1				

付表2 集計対象の総数(人)

図1

年齢	男						女					
	出生	中学卒業	最終学校卒業	初職	初婚直前	初婚直後	出生	中学卒業	最終学校卒業	初職	初婚直前	初婚直後
0-4	264	-	-	-	-	-	236	-	-	-	-	-
5-9	288	-	-	-	-	-	258	-	-	-	-	-
10-14	312	-	-	-	-	-	298	-	-	-	-	-
15-19	262	236	-	-	-	-	287	262	-	-	-	-
20-24	278	278	-	-	-	-	293	288	-	-	-	-
25-29	290	290	282	267	78	78	283	283	277	266	105	105
30-34	331	331	327	322	183	183	330	330	330	325	230	230
35-39	438	438	435	427	315	315	429	428	428	425	342	342
40-44	439	439	438	437	344	344	436	436	435	430	382	382
45-49	342	342	342	341	303	303	328	328	327	325	310	310
50-54	317	317	317	315	274	274	329	329	329	324	305	305
55-59	325	324	325	325	299	299	332	331	331	319	314	314
60-64	367	367	367	367	336	336	387	387	387	372	378	378
65-69	305	305	305	305	292	292	290	289	289	273	279	279
70-74	246	245	246	246	238	238	221	221	221	202	210	210
75-	287	287	287	287	285	285	366	365	365	292	346	346

図3

	男	女
25歳以上計	3,532	3,575
25-39	1,037	1,006
40-59	1,379	1,374
60-	1,116	1,195

図4

年齢	出身地	配偶関係		教育歴		従業上の地位		職業		住宅の種類	
		男	女	男	女	男	女	男	女	男	女
25-39	計	1,059	1,039	980	972	1,023	1,024	953	958	1,017	1,001
	大都市圏	861	846	798	794	835	837	773	779	825	814
	非大都市圏	188	177	175	169	181	176	174	170	182	172
40-49	計	781	763	738	722	770	749	734	706	741	729
	大都市圏	642	610	608	580	633	599	604	565	608	581
	非大都市圏	135	143	129	136	133	140	126	132	129	139
50-59	計	641	660	620	630	634	652	612	608	617	641
	大都市圏	441	479	428	458	437	473	419	441	422	465
	非大都市圏	196	176	188	167	193	174	189	162	191	171
60-69	計	670	672	633	614	664	653	639	589	655	651
	大都市圏	467	467	448	431	463	454	448	407	457	454
	非大都市圏	200	204	182	182	198	198	188	181	195	196
70-	計	529	573	462	490	494	535	454	384	503	557
	大都市圏	377	407	331	349	351	382	326	278	358	394
	非大都市圏	152	163	131	138	143	151	128	104	145	160

資料：第7回人口移動調査

「-」は集計対象外。

## 引用文献

- Borjas, G. J., Bronars, S. G., and Trejo, S. J. (1992) "Assimilation and the earnings of young internal migrants" *The Review of Economics and Statistics*, vol.74, no.1, pp.170-175.
- 林未央 (2001) 「アメリカにおける高等教育進学者の進学・就業パターンとその特徴」『東京大学大学院教育学研究科紀要』第41巻, pp.237-249.
- 林拓也 (1997) 「地位達成における地域間格差と地域移動—学歴・初職に対する影響の計量分析—」『社会学評論』第48巻, pp.334-349.
- 稲垣稜 (2011) 『郊外世代と大都市圏』ナカニシヤ出版.
- 石黒格・李永俊・杉浦裕晃・山口恵子 (2012) 『「東京」に出る若者たち』ミネルヴァ書房.
- Kawabe, H. and Liaw, K. (1994) "Selective effects of marriage migrations on the population redistribution in a hierarchical regional system of Japan" *Geographical Review of Japan*, vol.67 (Ser. B), no.1, pp.1-14.
- 清野太門 (2005) 「秋田県本荘市における郊外化の進展」『秋大地理』第52号, pp.1-6.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013a) 『第7回人口移動調査 (2011年社会保障・人口問題基本調査)』調査研究報告資料第31号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013b) 「日本の地域別将来推計人口 (平成25 (2013) 年3月推計) —平成22 (2010) ~52 (2040) 年—」国立社会保障・人口問題研究所.
- 長沼佐枝・荒井良雄 (2010) 「都心居住者の属性と居住地選択のメカニズム—地方中核都市福岡を事例に—」『地理学雑誌』第119号5巻, pp.794-809.
- 中川聡史 (2001) 「結婚に関わる人口移動と地域人口分布の男女差」『人口問題研究』第57巻1号, pp.25-40.
- 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』第191巻5号, 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』2006年1月号, pp.24-29.
- 中澤高志 (2003) 「東京都心三区で働く女性の居住地選択」『地理科学』第58巻1号, pp.3-21.
- 中澤高志・川口太郎 (2001) 「東京大都市圏における地方出身世帯の住居移動—長野県出身世帯を事例に—」『地理学評論』第74巻12号 (Ser. A), pp.685-708.
- 太田聰一 (2007) 「労働市場の地域間格差と出身地による勤労所得への影響」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE (編) 『日本の家計行動のダイナミクス [Ⅲ] 経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, pp.145-172.
- Shioji, E. (2001) "Composition effect of migration and regional growth in Japan" *Journal of the Japanese and International Economies*, vol.15, no.1, pp.29-49.
- 白波瀬佐和子 (1999) 「女性の高学歴化と少子化に関する一考察」『季刊社会保障研究』第34巻4号, pp.392-401.
- 橋本俊詔・浦川邦夫 (2012) 『日本の地域間格差』日本評論社.
- 粒来香・林拓也 (2000) 「地域移動から見た就学・就職行動」近藤博之編 『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, pp.57-76.
- 谷謙二 (2002) 「大都市圏郊外の形成と住民のライフコース」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.71-89.
- 山口喜一編著, 伊藤達也・金子武治・清水浩昭著 (1989) 『人口分析入門』古今書院.
- 山口泰史・江崎雄治・松山薫 (2010) 「新規大卒者のUターン移動と就職—山形県庄内地域の事例—」『季刊地理学』第62巻4号, pp.211-221.

## Residences by Life Stage and Population Structures of Metropolitan Residents

Masato SHIMIZU

This paper examines residence histories of metropolitan residents and the influences of native area on the attributes of total metropolitan residents. According to the data of the "Seventh National Survey on Migration 2011", around 77-78% of metropolitan residents were in the metropolitan area when they were born or graduated from junior high schools. The percentage of metropolitan residence at birth or graduation of junior high school is lower for ages 50s to 60s, and higher for ages 75 + and 40s or below. Residence histories, created by the residences of six life stages, show that more than 50% lived in the metropolitan areas at all six life stages. Among those who were born in the non-metropolitan area, many stayed there at the stages of the graduation of junior high school or the graduation of both junior high school and the last school, and resided in the metropolitan area at following stages. When we define "native area" as residence at junior high school graduation, those whose native area is the non-metropolitan area indicate, compared to metropolitan natives, lower ratios of "never-married" and "living in owned detached house", and higher ratios of "university/graduate school graduates" (mainly blow age 50) and "manager/professional" (professions right after the graduation of the last school). As for the major impacts of the non-metropolitan natives on the attributes of total metropolitan residents, non-metropolitan natives raised the ratio of "university/graduate school graduates" for females aged 40-49. Non-metropolitan natives also raised the ratios of "manager/professional" (professions right after the graduation of the last school) for males aged 25-39 and females aged 50s and 70+. On the other hand, they decreased the ratios of "living in owned detached house" for males aged 25-39 and 50-69, and for females aged 25-39.

---

資 料

---

## 「館文庫」の整理と概要 戦前の文献を中心に

林玲子・小島克久・今井博之・中川雅貴<sup>1)</sup>

館稔（たち・みのる）博士（1906～1972）は、国立社会保障・人口問題研究所の前身である人口問題研究所の設立（1939年）に参画され、1959年からは14年間の長きにわたって所長を務められた。館博士の略歴と業績については、すでに『人口問題研究』第123号（1972）に、館稔所長追悼記念号として詳細に記されている。

館博士が生涯をかけて収集された資料が、人口問題研究所から公益財団法人ジョイセフ（旧・家族計画国際協力財団）を経て、再び国立社会保障・人口問題研究所図書室に戻り、保管されている。その資料全体を「館文庫」と呼ぶこととし、本年度までに、その電子化作業がほぼ完了したのを機に、館文庫の概要について報告する。

### 1. 館文庫の概要

館文庫は、館博士が政策研究者としてかかわった業務に関わる文書綴り109点とその周辺資料、テーマ別新聞記事、書籍などより構成される。このうち、人口問題研究所出版物、館博士著作物、官公庁報告書・文書、その他について、目録を作成し、特に貴重な文献について電子化を行った。電子化した文献は、合計1,797点にのぼる。

国立社会保障・人口問題研究所図書室は、人口問題研究所設立当初からの収集書籍・資料が整理保存されているが、収集資料の増加に伴う施設の狭隘化と度重なる研究所移転のたびに資料は廃棄を伴う整理が行われた。また1977年から実施したマイクロフィルム化により原本が失われているものも少なくない。今回の館文庫の整理を通じて、人口問題研究所時代の、特に戦前刊行物の原本が見つかり、新たに電子化されたものもあり、近日社人研 Web に公開する予定である。貴重な資料のオリジナルが発見され、過去のマイクロフィルム化により損なわれた画質を復元することができたのは重要な成果であると言える。

また、館博士の収集資料体系自体が戦前から戦後につながる時期の人口問題研究を体現しているともいえ、その資料目録も近日社人研 Web に公開を予定している。

一般に戦前の人口政策というと、「人口政策確立要綱」に代表される、出生促進政策が

---

1) 本資料執筆に当たり、館文庫の資料の整理と電子化・一覧表の作成に従事した情報調査分析部の白石紀子・坂東里江子の協力を得た。

有名ではあるが、館文庫全体を眺めると、そのような出生政策はあくまでも一部であり、食糧問題、移民政策、国土計画、母子保健・公衆衛生、統計制度、人口問題に関する国際会議や財団法人人口問題研究会に関する資料など多岐にわたっていることがわかる。本稿では個々の資料の内容の詳細な検証、評価などは行わず、資料としての紹介にとどめるが、戦前資料を中心に、出生政策、東北に関する研究、国土計画・東亜共栄圏政策、移民政策、といった主要なテーマ別に概説する。

## 2. 出生政策関連資料について

米価の高騰に端を発する1918年の米騒動をひとつのきっかけとして国民は人口の重要性を意識するようになったが、移民という人口増加への対処法は、米国で排日移民法が成立した1924年には困難なものとなってしまった（岡崎 2002）。こうして大正時代に始まった人口論争は食糧不安と結びついた過剰人口への懸念が大勢であり、出生力低下を危惧する主張もあったものの政治的な影響力はもたなかった（杉田 2010）。

ところが、1940年には出生力低下は政府の問題視するところとなっており、この年に成立した「国民優生法」は中絶の制限による出生促進政策と位置づけられる（廣嶋 1981）。翌年に閣議決定された「人口政策確立要綱」は、結婚の斡旋、婚資の貸し付け、多子家族の表彰を含む出生促進政策を明示するものであったが、その背景には、長期的な出生と死亡の動向が人口減少を予測させるものであったこと、さらに、1937年に始まった日中戦争による出生力低下がみられたこと、および、優生学を重視するナチスのもとでドイツが人口増加政策を強くおしすすめていたことがあった（岡崎 1997）。そして、この時期の人口政策の立案に深くかかわった人物のひとりが館である（高岡 2011）。したがって、館文庫は出生促進政策の背景をつまびらかにするうえで貴重な資料であると考えられる。

- 飯田茂三郎（1933年12月）『獨逸に於ける出生減退の傾向とヒットラ政府の對策』人口問題研究叢書第一輯、飯田出版部。

ナチスが政権を掌握した1933年の時点ではドイツはヨーロッパのなかでも特に出生力の低い国であった。当時は失業対策も重要であったため、ナチスは働く女性を家庭にいろような結婚の奨励を行った。その後人口政策が着々と整備されていくが、このような動向について日本では早い段階から情報のとりまとめが行われていたことがわかる。なお、序文には日本の陸軍将校の便宜による出版であることが記されている。

- 人口問題研究所（1940年8月）『支那事變による出生及死亡の變化』人口問題研究資料（一）。

岡崎文規が担当している。日中戦争が始まって男性が大量に動員され、1938年に粗出生率の急落が生じたことにより、より長期的な出生力低下を直視せざるをえなくなったという流れがみてとれる。

- 人口問題研究所（刊行年月の記入なし）『我が國人口問題概要』人口問題資料第一輯。  
長期的な視点から、1941年1月に閣議決定された「人口政策確立要綱」の正当性を説明している。日中戦争の影響を考慮しないという前提で2000年以後の人口の自然減少を予測している。なお、実際には人口増加は2000年以後も続き、総務省統計局による国勢調査および補間補正人口によって各年の10月1日現在の総人口を比較すると、2008年が最大となる。
- 厚生省人口局（刊行年月の記入なし）『我國の人口問題と人口政策確立要綱』人口資料第一。  
この資料も「人口政策確立要綱」の正当性を説明するものであるが、軍事的な観点から人口と国力とを直結する傾向が強い。1920年を境に粗出生率の低下傾向があらわれたことを重大視しており、さらに、粗死亡率も低下しているのだから人口増加は持続するという反論を想定して、人口構造が高齢化した国には発展はないという主張を展開している。

### 3. 東北地方関連資料について

内地の各地域についての資料では東北地方に関するものが特に多い。この地方は1931年および1934年に大凶作にみまわれ、困窮から多発した娘の身売りに対しては公的な対策が講じられた（下重 2012）。

- 社會局職業課（1935年1月）『東北窮乏地方婦人ノ身賣防止ニ関スル資金貸付及就職斡旋状況』。  
内務省の資料である。1934年11月に決定された要綱にもとづいて東北地方の女性を女工や女中のような正業につけるための活動が行われたことが記録されている。就職の準備のために貸し付けられた資金は、寄付によってまかなわれていた。
- 第二師團經理部（1935年2月）『東北地方經濟事情』。  
陸軍（仙台の第二師團）が作成したものである。1934年の凶作に対応するための参考資料という位置づけであるが、農業だけでなく産業全体をあつかい、さらには、交通や金融を含めた経済活動全体を視野に収めている。明治維新以前を含む歴史について多くの紙数を費やしており、東北地方が低開発状態におかれている理由としては、諸藩が佐幕的態度をとったことをあげている。
- 人口問題研究會（1935年5月）『東北地方の人口に関する調査』人口問題資料第九輯。  
館の他、小田内通敏、増田重喜が担当し、政府の統計をもとにして作成したものである。高出生力や農業人口割合の大きさといった東北地方の特性を示し、凶作による窮状

の根底に人口問題があることを指摘している。県外への人口流出が少ない青森県、岩手県、宮城県を他の三県と区別するなど、県別の特性に注目した内容となっている。

#### 4. 国土計画関連資料について

館文庫の戦前資料の中の一つの柱が、国土計画である。「国土計画」という用語自体は1937年に全国都市計画協議会の際に初めて使われたとされているが（石川 1941）、その後1940年には「国土計画設定要綱」が閣議決定され、「日、満、支、南洋ヲ含ム東亜共栄圏ノ確立ヲ図ルヲ目標トシ」、「国家百年ノ将来ヲモ稽ヘ（中略）諸般ノ施設及人口ノ配分計画ヲ土地トノ関連ニ於テ結合的ニ合目的ニ構成」することとしている。館博士はこの要綱の事務方と規定された企画院の第一部第三課人口班に調査官として事務分担を受けており（「国土計畫事務分擔ニ關スル件」1942年）、その関係で、国策としての国土計画に関する多くの戦中に作成された資料・論稿が館文庫に見出される。

##### ■ 人口問題研究所（1940年10月）『国土計畫トシテノ人口配置計畫要綱案』。

国土計画設定要綱が閣議決定されたのが1940年9月24日であるので、その直後に完成したものではあるが、同年8月から「豫報」として原稿があり、国土計画設定要綱との政策的連携についてはよくわからない。

本「要綱案」では、まず職能別人口配置について、工業とそれともなう交通業の人口は増加、農業、商業人口は減少させるべきとし、地域別人口については、北陸圏、近畿圏、中国圏の低い「人口増殖力」を指摘、また東亜共栄圏における主要都市の3割を内地人、各地域の総人口の3%を内地人官僚とするべきで、1,800万強の内地人が今後移出するべきであるが、1940年時では内地人は150万人しかおらず当然無理がある、したがって今後10年の人口移出の目的を800万人とすべきである、としている。人口問題研究所による初めての人口推計となる二種類の結果を用いて、1950年における人口数の「供給量」は「所要量」を上回るが、800万人の外地移出を考慮するとその余剰は過少である、推計で用いた13%の年人口増加率は必要最低限であり、「人口増殖力」が高い地域（内地）に人口配置を行う、都市は増殖力の減退を来す傾向が顕著であるので、工業の分散化を図り大都市人口の膨張を抑制する、といった施策により人口増加をはかり、そのためにも国民の完全な登録のための国民登録局を新設すべし、といった内容が盛り込まれている。

この要綱案は、結局「要綱」として公表されていないが、この中で述べられている内容の一部は翌年（1941年1月閣議決定）の「人口政策確立要綱」に連動しているものと考えられる。

- 館稔（1942年）「東亜共栄圏の人口配置について」『国土計畫』第一卷第二號，100-140頁。

『人口問題研究』第123号（1972年）館博士追悼号の業績には挙げられていない論文である。一連の国土計画と人口配置に関する研究に必要な基礎資料，つまり「人口現象の上から見た皇国の政治地理的な位置」，すなわち日本，中国圏，インド圏，ソ連・アメリカの人口動向の説明から始まり，さらに東亜共栄圏の民族別地域別人口の分析，内地・外地における日本人の人口動向を通して，政策提言でまとめられている。随所にアメリカの人口学者であり，人口転換論を提唱したとして有名な W.S. Thompson の引用がある。戦後1948年にこの Thompson 博士は来日し，人口問題研究所で対応した一連の資料も館文庫の一部となっているが，この時の館博士の胸中いかばかりであったか，今は知る由もない。

- 人口問題研究所（1942年4月）『大東亜建設審議會第三部會答申案説明資料ノ内 産業別及び地域別配置ニ於ケル人口バランス（試案）』。

「大東亜共栄圏」の建設に関する重要事項（軍事及び外交に関するものを除く）を検討するため，1942年に「大東亜建設審議會」が設けられ，4つの部会で総合，文教，人口及び民族，経済に関する議論が行われた<sup>2)</sup>。館文庫にはその第3部会による答申のための説明資料が所蔵されている。

この資料は，当時「内地」と呼ばれていた日本の国内人口について，産業別の人口の配置（1950年の目標値と思われる）を推計した結果がまとめられている。この数値と労働力率（50%で仮定）から，内地に居住する人口を推計し，「人口政策確立要綱」の趣旨に即した内地人口との差を大東亜共栄圏と設定された国や地域（朝鮮半島，台湾，旧満州からベトナム，タイ，フィリピン，旧ビルマ，オーストラリア，ニュージーランドまでの範囲<sup>3)</sup>）にどの程度「配置」するかについて数値をまとめている。この資料には，前述の「国土計畫トシテノ人口配置計畫要綱案」が添付されている。

- 人口問題研究所（1942年4月）『大東亜建設審議會第三部會答申案説明資料ノ内 我が國人口ノ都市集中ト都鄙増殖力』。

この資料は，内地人口の都市集中の傾向を分析した資料である。1920年から1940年までの「国勢調査」の結果から，当時の日本では市部の人口割合が上昇する傾向にある。1935年から1940年の人口移動は，東京をはじめとする大都市の府県で流入超過であり，

---

2) のちに，鉱工業及び電力，農林水畜産，交易及び金融，交通の部会が追加された。詳細は安達（2005）を参照。

3) 「大東亜共栄圏」の地理的範囲について庄司（2011）は，昭和17年2月28日の大本營政府連絡會議の議論に言及し，『「大東亜」の地域を、「日滿支及東經九十度ヨリ東經百八十度迄ノ間ニ於ケル南緯十度以北ノ南方諸地域 其他ノ諸地域ニ関シテハ情勢ノ推移ニ応シ決定ス」と規定した。』としている。これは，日本，中国，朝鮮半島の他，現在の東南アジア，ポリネシアまでに相当するが，ここで言及する資料では，「オーストラリア」，「ニュージーランド」の人口を取り上げているので，実際に「大東亜共栄圏」として想定した範囲は，「東亜共栄圏」よりも広くかつ，決して固定的ではなかった面があるのでは，と考えることができる。

そのほかの道や県では人口流出傾向にある。そして、全国の都市人口の増加の多くが東京や大阪などの「六大都市」<sup>4)</sup>に集中していることをまとめている。

■人口問題研究所（刊行年月の記入なし）『大東亜建設の為大和民族増強並に他民族の利用に関する方策』。

この資料は、タイプ打ちで作成年月も明確ではないが、1941年1月に閣議決定された「人口政策確立要綱」に言及しているためそのあとの作成であると思われる。

資料では「大東亜共栄圏」内での人口に関する施策に触れており、兵力の増強政策、朝鮮半島、台湾からの移住、内地人の「大東亜共栄圏」内での配置（移住）の方向性と留意点、「大東亜共栄圏」内での諸民族に対する施策について触れている。特に最後の点については、「共栄圏内の民族は其の生活様式、宗教、言語、産物、風土条件、（中略）、種々異なっているが故に単一の施策は取り得ないのであろう」としつつ、「急速に実施すべきもの、放任すべきもの、徐々に改革すべきもの等の区別を必要とするのであろう」として、取り得る政策の例を挙げている。具体的には、「過剰人口の民族の人口増加の抑制と移住の奨励」、「民族の能力、体力、知力に応じた職業を与えること」など14項目である。

## 5. 移民および在外人口関連資料について

1866年に「海外渡航禁止令」（いわゆる「鎖国令」）が解かれて以降、1941年の「対米開戦」までの期間に、約100万人の日本人が海外に移住したと推計されている（国際協力事業団 1994, Watanabe 1994）。1885年にハワイ政府と日本政府の間で移住労働者の受け入れに関する協定が締結され、当時すでに「過剰人口問題の解決策」としての海外移住に関する持論を展開していた榎本武揚が外務大臣に就任した1891年には、外務省に「移民課」が新設された（鹿毛・ピヤダーサ 2007）。その後の日本国内における人口動向に目を向けると、20世紀に突入した以降は年率1%を超える人口増加率が常態化し、とりわけ1920年代半ばから30年代半ばにかけては年率1.5%で推移するなど、館（1978）および岡崎（1979）において指摘されているとおり、日本人口の歴史上、その増加が最も旺盛となる「膨張期」を迎えた時代に該当する。こうした状況にあって、しばしば「国策移民」あるいは「官製移民」とも言われる日本からの組織的な海外移住は、当時の対外関係および国際情勢の影響を受けながらも、その主要な行き先をアメリカやカナダの北米大陸西海岸、ブラジルおよびペルーをはじめとする南米諸国、そして当時の満州を含むアジア・太平洋地域へと変化させながら拡大した。

この戦前期における日本からの海外移住人口については、歴史学者を中心とした近年の

---

4) 「六大都市行政監督ニ関スル法律」（1922年制定）で定められた、東京府東京市、神奈川県横浜市、愛知県名古屋市、京都府京都市、大阪府大阪市、兵庫県神戸市を指す。大都市制度の変遷は総務省「（参考）大都市に関する制度の沿革」を参照。 [http://www.soumu.go.jp/main\\_content/000079232.pdf](http://www.soumu.go.jp/main_content/000079232.pdf)（2013年12月28日閲覧）

大規模共同研究プロジェクトの成果である蘭（2008）を含めて、内外ですでに相当の研究が蓄積されている。しかしながら、当時の移住人口の基本的属性およびその推移については、二次資料（あるいは三次資料）の参照に依拠したものが多く、信頼性の高い調査・統計資料の存在の有無および利用可能性については、研究者のあいだで必ずしも共通の認識が確立されているとは言いがたい。今回整理された館文庫には、人口問題研究所が発表した調査報告書として、以下の文献が含まれており、いずれも、公的統計や調査資料に依拠した貴重な情報源であると言える。

- 人口問題研究所（1942年5月）『邦人海外發展史略説』大東亜建設民族人口資料38・42・43・44。

1941年12月のいわゆる「対米開戦」直後の1942年の1月から5月にかけて、『大東亜建設民族人口資料』と題する計50篇から構成される一連の資料が、人口問題研究所から刊行された。今回整理された館文庫には、そのうちの16篇が保存されており、日本からの海外移民および在外人口に関する資料は5篇である。この資料はその一部であり、明治期から戦前期にかけての日本を送り出し国とする国際人口移動および在外人口の歴史と現状について概説した全4分冊から構成される資料である。第1分冊において「明治以前における邦人の海外発展史」について概説したうえで、第2分冊では「ハワイ移民」ならびに「豪州およびニューカレドニア移民」に関する章、第3分冊では「北米移民」ならびに「南米移民」に関する章、第4分冊では「南洋移民」（いわゆる南太平洋）および「満州移民」に関する章を設けている。いずれも、各種の文献や統計資料を駆使して網羅的に整理されており、当時の日本における人口研究にとって、国際人口移動が重要な関心の一つとして位置づけられていたことを示す貴重な資料である。

- 人口問題研究所（1942年2月）『在満邦人の職業別構成』大東亜建設民族人口資料19。

この資料は、上述の「大東亜建設民族人口資料」の第19篇にあたる。冒頭の「はしがき」において「東亜共栄圏に分布したる内地人口の現地における生活の実情を察し、その社会的、経済的、政治的地位を明にする基本資料の一として在満内地人人口の職業構成を調査し部内の参考に資する…」と記されているとおり、当時の日本政府の対外政策の基底を成した「大東亜共栄圏」の建設の機運が高揚するなかで、人口問題研究所の調査・研究業務も、その時代背景および政策的要請を色濃く反映したものになっていたことがうかがえる。とりわけ、この資料において対象とされている「満州」は、1931年の満州事変以来、日本の勢力下であり、日本人による大規模な「入植」が組織的に促進されたことから、現地における日本人人口の動向の把握と展望は重要なミッションであったと考えられる。この資料は、満州国の元号表記で康德六年（1939年）10月1日時点での「警察統計」に基づき、当時の満州における日本人人口の職業構成についてまとめたものである。なお、1940年に日本国内で実施された国勢調査と同時期に実施された「康德七年臨時人口調査」は、満州で実施された最初で最後の国勢調査であるが、この資料

の中でも「未だその全部的な数字が発表されていない」とされており、この「康徳六年警察統計」が、当時の満州人口に関する唯一の公的統計であることが説明されている。

■ 人口問題研究所（1952年6月）『移民送出村調査報告資料（人口 生産 保健・衛生）』。

終戦後に刊行された全13頁の比較的短い調査報告書であるが、19世紀末から北米地域（とりわけカナダ西海岸のブリティッシュ・コロンビア州）に向けて多くの移民を送り出したことで知られる和歌山県日高郡旧三尾村（現・美浜町の一部）について、移民送出による地域の人口・世帯構造の変化、移民送出世帯の属性、「在村人口」と「転出人口」の年齢構成及び家族構成の推移などを比較した貴重な資料である。たとえば、「初婚の妻（30歳以上）」を対象とした平均出生数に関する調査結果からは、出生数（掲載集計表では「産児数」と表記）が、「内地生まれの北米在住者」>「移民経験のある三尾村在住者」（いわゆる帰還移動者）>「現地生まれの北米在住者」>「移民未経験者」の順で高い傾向にあること、また年齢別でみた場合に、この順位が若干変動することなどが読み取れる。調査実施の背景および調査の方法に関しては、現存する報告書からでは把握することができないが、現代の人口研究においても重要な分析課題の一つである（国際）人口移動と出生行動の関係についての先駆的な探求の形跡がうかがえる。

## 参考文献

- 安達宏昭（2005）『『大東亜建設審議会』と『経済建設』構想の展開—『大東亜産業（鉱業、工業及電力）建設基本方策』を中心に—』『史苑』第66巻1号，pp.4-29.
- 蘭信三（2008）『日本帝国をめぐる人口移動の国際社会学』不二出版。
- 石川榮耀（1941）『日本国土計書論』八元社。
- 岡崎陽一（1979）「日本人口の増加」『人口問題研究』第152号，pp.3-8.
- 岡崎陽一（1997）『現代人口政策論』古今書院。
- 岡崎陽一（2002）「戦前期の人口政策」日本人口学会編『人口大事典』培風館，pp.901-905.
- 国際協力事業団（1994）『海外移住統計』業務資料No.891.
- 鹿毛理恵・ラタナーヤカ ピヤダーサ（2007）「経済発展に対する海外労働移動の関連性：戦前日本の経験をめぐって」『佐賀大学経済論集』第40巻第2号，pp. 43-68.
- 下重清（2012）『〈身売り〉の日本史—人身売買から年季奉公へ—』吉川弘文館。
- 庄司潤一郎（2011）「日本における戦争呼称に関する問題の一考察」『防衛研究所紀要』第13巻第3号，pp.43-80.
- 杉田菜穂（2010）『人口・家族・生命と社会政策—日本の経験—』法律文化社。
- 高岡裕之（2011）『総力戦体制と「福祉国家」—戦時期日本の「社会改革」構想—』岩波書店。
- 館稔（1978）『人口分析の方法』古今書院。
- 廣嶋清志（1981）「現代日本人口政策史小論（2）—国民優生法における人口の質政策と量政策—」『人口問題研究』第160号，pp.61-77.
- Watanabe, S. (1994) "The Lewisian Turning Point and International Migration: the Case of Japan". *Asian and Pacific Migration Journal* 3(1), pp. 119-147.

---

 書 評・紹 介
 

---

Sarah Earle, Carol Komaromy and Linda L. Layne (Eds.),  
*Understanding Reproductive Loss: Perspectives on Life,  
 Death and Fertility*

Ashgate Publishing, 2013, xiii+224pp.

本書は、2007年に英 Open University にて、British Sociological Association's Human Reproduction Study Group と共催されたシンポジウム (Making a difference: Experiences of reproduction and loss) における発表をもとにした、reproductive loss (生殖に伴う喪失) にかかわる問題を16章にわたって報告している。人間の生殖にかかる従来の研究では、生殖に伴う失敗や喪失より、生殖における成功やその成功を達成するための苦闘が多くとりあげられている。本書では初期・後期流産、人工中絶、死産、周産期死亡、乳児死亡、妊産婦死亡だけでなく、不妊、生殖医療による妊娠、医療行為を伴う高リスク妊娠・分娩等、通常から逸脱した生殖経験も含め喪失とし、それぞれの喪失を様々な視点や研究方法を用いて紹介している。

第1章では、「不妊」という状態と「望んでいるのに子どもがいない」という状態は一般的に混同されがちだが、例えば「不妊であり、子どもを望んでいない」や、「子どもがいるが、第2子を妊娠できない」などの例が存在し、「不妊=望んでいるのに子どもがいない」という捉え方は不十分であることを、聞き取りを含む質的調査結果から提示している。第2章では、欧米諸国において近年まで実施されていた、知的障害をもつ女性に対する同意を得ない不妊手術の歴史の実態を質的な手法を用いて示すと共に、今日でも生物学的・社会的に妊娠できない状態を余儀なくされるという類似した実態があることから、今でも知的障害者の生殖が抑制されていると述べている。

第3章では、がん治療に伴う生殖能力の喪失に焦点をあて、治療内容や生殖医療へのアクセスに対する保健政策や制度等の違いを国際比較している。第4章では、妊娠中毒症による生命の危機を経験した患者において、生殖に対する期待が失われ、また、再形成される過程を深層インタビューを用いて考察している。第5章では、妊娠中の糖尿病患者が、正常な妊婦とかけ離れた妊婦生活を強いられる経験自体、生殖に伴う喪失体験と捉えられるとし、そのような経験がその後の妊娠を躊躇させる要因にもなると指摘している。

第6章では、胎内で順調に胎児が成長していると思っていたにもかかわらず、超音波検査によって初期流産の診断を受けることも喪失体験とし、同性カップル及び異性カップル間におけるそのような事例を紹介している。第7章では、代理母の流産事例を、代理母のための支援ウェブサイト上に記載されている議論の分析を通じて報告している。第8章では、アフリカ、カメルーン共和国の Gbigbil 村落でのフィールドワークをもとに、生殖に伴う喪失の捉え方が西洋と異なる点に着眼している。第9章では、死産経験のある者において、死産児の人間性が曖昧であるだけでなく、「親」としてのアイデンティティも曖昧であることに対する葛藤を、聞き取り調査で明らかにしている。第10章では、流死産や新生児死亡を経験した者への支援団体に対するフィールド調査を通じて、近年見られる、亡くなった胎児・子の名付け、写真撮影、記念人形作成等の行為は社会的に容認されたりされなかったりするとし、心地の良さと不気味さ双方の性質を持ち合わせていると指摘している。第11章では、baby garden (子ども墓地) と呼ばれる、亡くなった胎児や新生児専用の墓地の意義について、墓地

の経営者やスタッフの観点を聞き取り調査で追究している。子ども墓地は、亡くなった子に保育園のような空間を提供し、公共の場で親子のつながりを保ちたいという親の要望に応えた場であると指摘している。第12章では、インターネットの発展によって、死産を経験した親達の間で、悲しみを共有する場や死産児の適切な追悼方法が形成されていったと報告している。

第13章では、20世紀から21世紀初めのオーストラリアにおける周産期死亡に対する認識の変化を、第14章ではベルギーにおける死産への対応に関する歴史的变化の調査結果を、第15章ではイギリスでの死産や新生児死亡の場における助産師による感情のケアについて報告している。第16章では、イギリスにおいて、胎児異常による人工死産、重病の新生児への延命治療の停止、そして流産に対して、患者や医療従事者の間でも反応や対応が違うことに着目し、最良事例は存在しないと述べている。

本書は多岐にわたる生殖に伴う喪失を網羅する内容となっていて、喪失の種類のみならず、喪失を経験した研究対象者も多様（同性愛者、代理母等）であり、生殖に伴う喪失の概念の広範さを考えさせられる。人口学的には流死産や新生児・乳児死亡はそれぞれ一括りにされることが多いが、それらの集団の中にも様々な段階や背景のものが存在することへの理解が深まる一冊である。また、各章で紹介されている、研究対象の特異性を考慮したユニークな研究手法も興味深い。晩産化が進む今日の日本において、生殖に伴う喪失は決して珍しくはない。表立ちにくい不妊や初期流産等による喪失の実態を把握し、それらがおよぼす人口学的影響に関する研究の蓄積が進むことに今後期待したい。

（布施香奈）

---

## 研究活動報告

---

### 特別講演会 (フランス・メレ氏)

2013年10月17日 (木) 14:00~15:30, 当研究所において, フランス・メレ氏 (フランス国立人口研究所) による “Divergence and convergence in life expectancy. A new approach to health transition” (平均寿命の発散と収束: 健康転換の新たなアプローチ) と題された特別講演が行われた。メレ博士は死亡, 健康転換, 死因とその長期展望, がんによる死亡・障害, 東欧・旧ソビエト連邦の健康危機などを専門として研究を行っているフランス国立人口研究所 (INED) の人口学者である。

現在, メレ博士は INED とマックスプランク人口研究所との共同プロジェクトである MODICOD (Mortality Divergence and Causes of Death) のプロジェクトリーダーを務めている。同プロジェクトは, 死因の長期系列の国際比較などを主な目的とした死亡に関する国際的研究プロジェクトであり, 日本からは筆者と是川夕研究員がこのプロジェクトに参加して研究協力を行っている。

今回の講演では, 歴史的な長寿化の流れの中で, 従来, 平均寿命が収束していくという展望があったにも関わらず, 依然として格差が存在することについて, 死亡率改善過程における平均寿命の発散と収束に着目する健康転換の新たなアプローチが提示された。世界的に平均寿命が伸長する中, いくつかの発展途上国ではこのような死亡率改善から取り残されてしまう事態が起き, また, 先進国の中でも東欧が1960年代半ばから平均寿命改善の停滞や低下を伴う健康危機に苦しんだ。一方で, 平均寿命の高い国々の寿命は改善を続け, 従来達成できないと考えられてきたレベルにまで到達するようになった。これらは, 健康転換が単調に進んでいく過程ではないことを示している。新たな技術革新の出現は, 一部の人口の死亡率を低下させ, これによって平均寿命発散の過程が生じるが, その後, その恩恵を得られなかった人口もキャッチアップをすることにより平均寿命収束の過程が生じる。しかしながら, この間にも別の技術革新による発散の過程は複合的に生じており, 死亡率改善が起きても平均寿命の格差は残ることとなるのである。

今回の講演で提示された, 健康転換を平均寿命の発散と収束の複合・継続過程として捉えるアプローチから, 改めて死亡率改善における様々な多様性の存在とともに, 死因の長期系列分析等を通じてこのような多様性を解明していく必要性を感じた。 (石井 太 記)

### 第33回日本年金学会 総会・研究発表会

2013年10月24日 (木) ~25日 (金), 東京都中央区の JJK 会館 2 階多目的ホールにおいて第33回日本年金学会総会・研究発表会が開催された。二日間の開催日程の中で, 第1日目には自由論題報告, 第2日目には共通論題報告とシンポジウムが開催された。本年の共通論題及びシンポジウムのテーマは「働き方と年金」であった。

第1日目の自由論題報告では筆者を含めて6件の報告があり, 筆者は「外国人受入れが将来人口を通じて公的年金財政に与える影響に関する人口学的分析」との報告を行った。このほかにも年金の制度, 運用や海外の動向など, 年金に関する幅広い角度からの研究報告及び討論が行われた。第2日目は午前中に3人の報告者が, 共通論題である「働き方と年金」に関する研究報告を行った後, 午後, この3人をパネリストとするシンポジウムが開催された。 (石井 太 記)

## 日本人口学会2013年度・第1回東日本地域部会

日本人口学会2013年度第1回東日本地域部会は、2013年10月26日（土）、東北学院大学（仙台市）において開催された。午後の一般報告では、本研究所の職員が次の研究報告を行った。

「大都市圏居住者のライスステージ別居住地」……………清水昌人（国立社会保障・人口問題研究所）  
「人口高齢化の線形モデル」……………鈴木 透（国立社会保障・人口問題研究所）

これに先立ち、午前中には東北地理学会と共催で、シンポジウム「東北地方の将来人口」が開かれた。こちらでも、本研究所の職員が次の報告を行った。

『日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）』の概要

—(1)推計の枠組みと手法について— ……………小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）

『日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）』の概要

—(2)東北地方を中心とする結果について— ……………山内昌和（国立社会保障・人口問題研究所）  
（鈴木 透 記）

## 将来人口推計に関するユーロスタット—国連欧州経済委員会共催国際会議

2013年10月29日（火）から10月31日（木）の3日間の日程で、イタリア・ローマにおいて、ユーロスタット（Eurostat）、国連欧州経済委員会（UNCEC）の共催により、将来人口推計に関する国際会議（The Joint Eurostat-UNECE Work Session on Demographic Projections）（以下、国際推計会議と呼ぶ）が開かれた。同会議は、1994年より不定期に開催されており、今回が第6回目の開催となった。今回の会議には、当研究所から岩澤、菅、是川、福田（筆者）の4名が参加した。

国際推計会議は、(1)人口推計の利用方法と利用の実際についての意見交換、(2)人口推計に関する最新の手法の紹介、(3)政策担当者と人口学者、推計担当者との密な意見交換を目的として開催されている。今回の会議には、33カ国、5国際機関から約150名の参加があり、2つの基調講演とテーマ別に設定された14の研究報告セッションにて48の口頭報告が行われた。報告者は、第一線の研究者の他、それぞれの国や機関の推計担当者であり、その質・量ともに大変充実したものであった。

国際推計会議初日の午前中は、ユーロスタット、国連欧州経済委員会、イタリア統計局の各代表による開会の辞に始まり、年金・介護・医療等の分野での政策立案における将来人口推計の不可欠な役割と、精度の高い人口推計の実施とその有効な活用における政策部局と学術部門とのさらなる連携の必要性が強調された。続いて、オスロ大学の Nico Keilman 博士による“Probabilistic Demographic Projections”ならびにルント大学の Tommy Bengtsson 博士による“Population Ageing: A Threat to the Welfare State?”と題された2つの基調講演と質疑応答が行われた。

初日午後以降には、14のセッション（「人口移動の将来仮定」「死亡の将来仮定」「出生の将来仮定」「将来人口推計の活用」「EU 地域外の将来人口推計」「将来人口推計における確率手法」「世帯推計」「人口の持続可能性とマクロ経済における仮定との整合性」「ベイズ統計学的接近 I・II」「多地域推計」「性、年齢別推計を超えて：追加的な人口属性への拡張」「性、年齢、教育水準別人口推計 I・II」）において、研究報告と質疑応答が行われた。

3日間という限られた開催期間ではあったが、将来人口推計に関する最新の研究動向を網羅したセッ

ション構成により、将来人口推計に関連する今後の研究の方向性を感じることができた。また、国際推計会議は、研究者のみならず、人口統計担当部局の関係者や各国の政策担当者など、将来人口推計の実施担当者と利用者の双方が参加して開催された。そのため、推計手法に関する議論のみならず、いかにして推計結果を正しく国民や政策担当者に伝えるかといった観点からの議論も活発に行われた。また、近年、将来の不確実性を確率を用いて表現する確率推計の試みが多数なされており、研究報告に対する質疑応答にとどまらずセッション会場の外でも議論が交わされた。しかし、各推計で用いられている確率モデルには標準化されたものがあるわけではなく、推計における確率モデルの利用の是非についても見解が分かれることは印象的であった。

なお、同会議の報告スライドならびに論文は、国連欧州経済委員会のサーバー (<http://www.unece.org/stats/documents/2013.10.projections.html>) にて公開されている。

(福田節也 記)

## 第28回日本国際保健医療学会学術大会 シンポジウム 「日本・アジアの少子・高齢化社会と保健人材の国際移動」

沖縄県名護市名桜大学で、2013年11月2日(土)から4日(月)まで、第28回日本国際保健医療学会学術大会が開催され、3日(日)9:30~11:30には「日本・アジアの少子・高齢化社会と保健人材の国際移動」と題するシンポジウムが行われた。筆者が企画趣旨説明を行い、厚生労働省職業安定局派遣・有期労働対策部外国人雇用対策課の遠坂佳将氏が「我が国の保健人材の受入れ制度と現状について」、NPO法人AHPネットワークスの二文字屋修氏が「ニッポンにおける外国人看護師・介護(福祉)士の立場」、国際協力事業団(JICA)の石井羊次郎氏が「グローバルな保健人材開発と国際移動」、WHO 東南アジア事務局保健システム部長のモニール・イスラム氏がアジアにおける保健人材と移動に関する発表を行った後、フロアも交えた議論が行われた。医療人材は、先進国では人口高齢化により、発展途上国では育成・継続勤務制度の不備によりいずれも不足している中、途上国から先進国への保健人材の流れを規制するべきかどうか、看護人材・介護人材それぞれが抱える問題点、日本・アジアそれぞれの事情など、多くの論点が提示された。

(林 玲子 記)

## シンガポールの人口高齢化の実態とその要因に関する資料収集

厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課題推進研究事業)による研究事業「東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究」の一環として、11月9日から11月16日にかけてシンガポールに滞在し、国立図書館やシンガポール政府移民局等を訪問し最新の統計資料収集を行った。また、滞在中にシンガポール大学統計学部でシンガポールにおける出生力変動の民族差に関して研究報告を行ったほか、シンガポール大学アジア研究所移動クラスターの主催で行われた「アジアとの人口移動の理論化」セミナーに出席し、専門家との意見交換を行った。いずれもシンガポールの人口高齢化の要因と展望に関し社会・政治・経済・文化的変動について専門的な意見交換を行うとともに、統計調査データ・論文・報告書を含む貴重な資料を収集できた点で成果があった。

(菅 桂太 記)

## 台湾における低出産・高齢化と政策的対応に関する資料収集

厚生労働科学研究費による研究事業「東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究」の一環として、筆者が11月24日～28日にかけて台湾に滞在し、資料収集と専門家との面談等を行った。面談した専門家は、楊文山博士および鄭雁馨博士（中央研究院社会学研究所）、范毅軍博士（同院歴史語言研究所）、林季平博士（同院人文社会科学研究中心）、蔡明璋教授（国立台北大学）、鄭保志教授（国立中央大学）、陳玉華教授（国立台湾大学）らである。いずれも台湾の出生力低下および人口高齢化と関連する社会・政治・経済・文化的変動について、高度に専門的な意見を聴取できた。また国立台北大学では、筆者が“Low Fertility and Population Aging in Eastern Asia”と題してプロジェクトのこれまでの成果を報告し、有意義な議論を行うことができた。

（鈴木 透 記）

## OECD 移民専門家年次会合（SOPEMI）

OECD 移民専門家会合（SOPEMI）は、経済協力開発機構（OECD）雇用労働社会問題委員会（Employment, Labour and Social Affairs Committee）の下に、OECD 加盟国の移民政策や移民の実情に関する情報・意見を共有し、移民に関する様々な問題について専門家による討論を行うことを目的として1973年に設置されたものであり、毎年11月頃に開催されている。本年は、11月27-29日の日程でOECD本部のあるフランス・パリにて開催されたところ、当研究所からは、厚生労働省からの依頼を受け、人口動向部より是川が参加し、各国の代表と意見交換を行ってきた。

会合では、移民分野における最近の活動と今後の予定、労働移民の流れと政策に関する近年の動向、家族移民、人道的移民の流れと政策に関する近年の動向、出国移民に関する近年の動向、移民に関するデータ収集と専門家ネットワークの役割の強化について、非正規移民、移民の不法就労と合法化プログラムについて、移民に対する統合政策について、語学トレーニングについて、帰化／反差別政策について、及び、医療介護の専門家の国際的移動に関する特別セッションが行われた。

本会合は原則ノンペーパーで専門家同士の活発な議論が期待されているところ、当方からも、国際的にあまり知られていないわが国における移民の社会的統合の状況などについて、積極的に発言を行い、高い関心を得た。今後も、このような形での情報交換が期待される。

（是川 夕 記）

### 【訂正】

『人口問題研究』69巻4号掲載の「国立社会保障・人口問題研究所における「社会保障・人口問題基本調査」二次利用の方法」pp.124-127に誤りがありましたので訂正いたします。

（誤）

（正）

p.126 別表中、第1列15行目 1992.6（第14回） 2010.6（第14回）

## 『人口問題研究』編集委員

### 所外編集委員 (50音順・敬称略)

黒須 里美 麗澤大学外国語学部  
小島 宏 早稲田大学社会科学総合学術院  
佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員  
中川 聡史 神戸大学大学院経済学研究科  
中澤 港 神戸大学大学院保健学研究科  
和田 光平 中央大学経済学部

### 所内編集委員

西村 周三 所長  
金子 隆一 副所長  
藤原 朋子 企画部長  
林 玲子 国際関係部長  
勝又 幸子 情報調査分析部長  
鈴木 透 人口構造研究部長  
石井 太 人口動向研究部長

### 編集幹事

佐々井 司 企画部室長  
千年よしみ 国際関係部室長  
別府 志海 情報調査分析部室長  
釜野さおり 人口動向研究部室長  
貴志 匡博 人口構造研究部研究員

## 人 口 問 題 研 究

第70巻第1号  
(通巻第288号)

2014年3月25日発行

編 集 者 国立社会保障・人口問題研究所  
発 行 者 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011  
日比谷国際ビル6階  
電話番号：東京(03)3595-2984  
F A X：東京(03)3591-4816

印 刷 者 大和綜合印刷株式会社  
東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号  
電話番号：東京(03)3263-5156

本誌に掲載されている個人名による論文等の内容は、すべて執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

## 目次 第70巻第1号 (2014年3月刊)

### 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)

##### 人口移動の国際比較

—日本の移動指標を用いたモデル人口移動性向構築の試み—

.....林 玲子・1~20

##### 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・21~43

##### 大都市圏居住者のライフステージ別居住地と人口構造

.....清水昌人・44~64

### 資料

「館文庫」の整理と概要—戦前の文献を中心に—

.....林玲子・小島克久・今井博之・中川雅貴・65~72

### 書評・紹介

Sarah Earle, Carol Komaromy and Linda L. Layne (eds.),

*Understanding Reproductive Loss: Perspectives on Life,*

*Death and Fertility* (布施香奈) .....73~74

研究活動報告 .....75~78