

人口問題研究

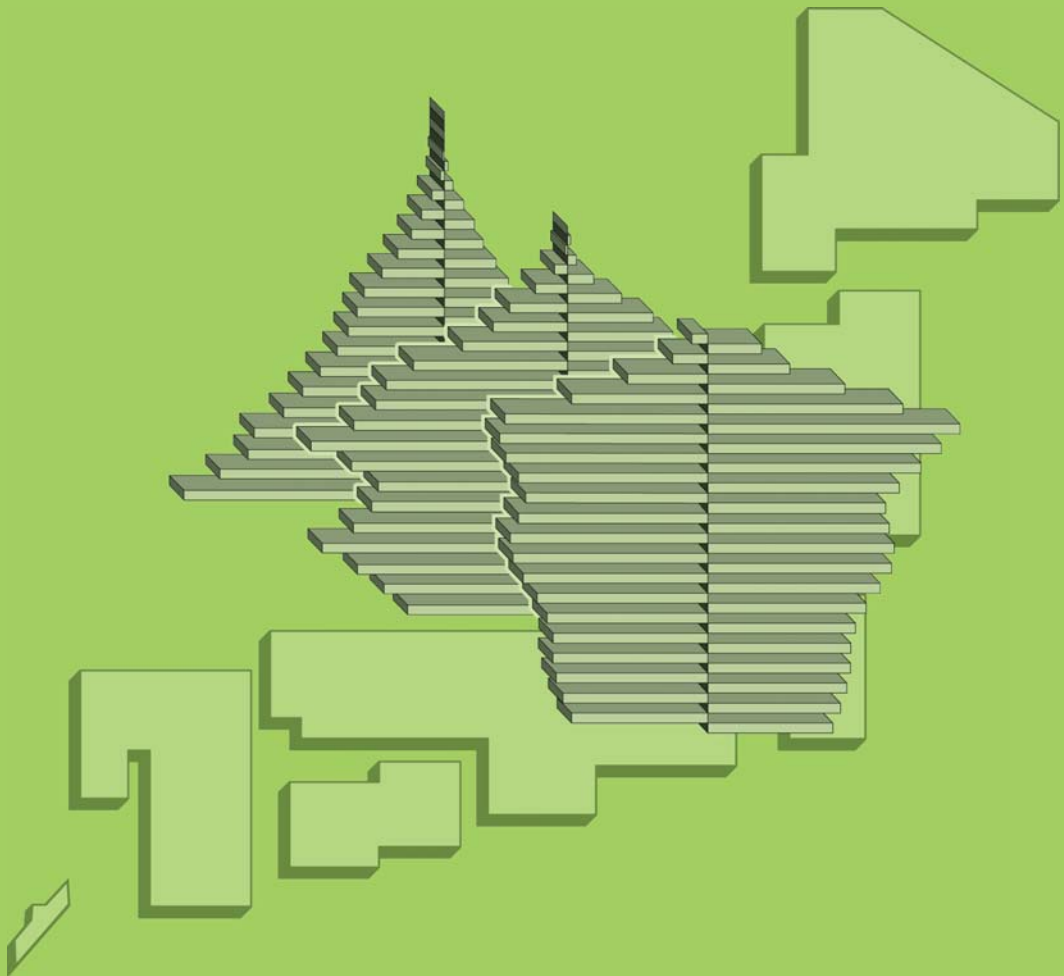
Journal of Population Problems

第76巻第3号 2020年

特集Ⅰ：世帯推計

特集Ⅱ：日本における外国人の人口動向（その2）

特集Ⅲ：第8回人口移動調査の結果から（その5）



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76巻第3号(2020年9月)

特集Ⅰ：世帯推計

- 特集によせて……………小池司朗・291～292
平均世帯人員の減少要因の検討……………小山泰代・293～310
世帯規模別分布に関する統計分析……………鈴木 透・311～326
市区町村別世帯数の将来推計の試み
—静岡県市区町を対象として—……………小池司朗・小山泰代・327～339

特集Ⅱ：日本における外国人の人口動向（その2）

- 誰が日本を目指すのか？「アジア諸国における労働力送出し
圧力に関する総合的調査（第一次）」に基づく分析
……………是川 夕・340～374

特集Ⅲ：第8回人口移動調査の結果から（その5）

- キャリアによる国内人口移動の違いと世代効果……………塚崎裕子・375～393
高齢者の移動—国勢調査，国民生活基礎調査と
人口移動調査からの把握……………林 玲子・394～415

統計

- 主要国における合計特殊出生率および関連指標：1950～2018年・416～423
主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料……………424～433

書評・紹介

- Michaela Kreyenfeld, Dirk Konietzka (eds.)
Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences
(守泉理恵) ……………434～435

研究活動報告

- ……………436～437
ウェビナー「高齢者のニーズに応える：米・日・マレーシアの識者が語る新型コロナから得た知見」への参加—国連ハイレベル政治フォーラム・サイドイベント「人口データと移民動向」—2019年度日本人口学会関西地域部会

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)
Vol.76 No.3
2020

Special Issue I: Household Projections for Japan

- IntroductionKOIKE Shiro•291-292
A Decomposition of the Decrease in Average Household Size in Japan
.....KOYAMA Yasuyo•293-310
Statistical Analysis of Household SizeSUZUKI Toru•311-326
An Attempt of Household Projections by Municipality:
For Shizuoka Prefecture as a Target Area
.....KOIKE Shiro and KOYAMA Yasuyo•327-339

**Special Issue II: The Demographic Trend of Foreign Nationals in Japan
(Part 2)**

- Who will come to Japan? An analysis with the first comprehensive survey
on emigration pressure in AsiaKOREKAWA Yu•340-374

**Special Issue III: In-depth Analyses of the Results of the Eighth National
Survey on Migration (Part 5)**

- Differences in Internal Migration by Careers and Generational Effects
.....TSUKASAKI Yuko•375-393
Capturing Migration of Older Persons in Japan using Population Census,
Comprehensive Survey of Living Conditions and National Survey on
MigrationHAYASHI Reiko•394-415

Statistics

- Fertility Rates and Related Indices for Selected UN Counties:
1950-2018•416-423
Structure of Population for Selected Countries: Latest Available Year.....•424-433

Book Review

- Michaela Kreyenfeld, Dirk Konietzka (eds.)
Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences
(MORIIZUMI Rie)•434-435

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 I

世帯推計

特集によせて

小 池 司 朗

総務省統計局「国勢調査」によれば、2010～2015年の5年間で全国の総人口の増加率は-0.8%と「国勢調査」開始以来の減少となった一方で、世帯総数は+2.9%と増加が継続している。これは、とりもなおさず1世帯あたり人口の減少、つまり平均世帯人員の減少によるものであり、同じく「国勢調査」によれば、全国の平均世帯人員は1960年の4.14人から2015年の2.33人まで一貫して減少している¹⁾。平均世帯人員減少の大きな要因として、未婚化・晩婚化やそれらに伴う少子化が挙げられ、殊に未婚化は単独世帯の増加に直結する。家族形成行動の変化は世帯構造に大きな影響を及ぼし、世帯数は人口とはやや異なる変化をたどることになる。また世帯構造の変化は都市化等とも深く関わっており、地域による多様性がみられることにも留意すべきである。地域別の平均世帯人員をみると、近年では総じて東北地方を中心とする非大都市圏における減少幅が大きく、平均世帯人員の多い地域で世帯規模の縮小が急速に進行している様子がうかがえる。このような世帯構造の変化を受け、全国や地域別の世帯数の将来見通しを得ることは、社会サービス施策立案の基礎資料等として重要であるが、それに加え2010年代半ば以降では地方創生との関連でも世帯数の将来推計が注目されるようになってきており、とりわけ子育て世帯の移住に関しては地方自治体による「地方版総合戦略」のなかで多く取り上げられている。高齢者世帯への援助や住宅施策等も含め、人口より世帯数の方が政策になじみやすい面もあるといえよう。

国立社会保障・人口問題研究所（社人研）では、毎回の「国勢調査」による世帯数（一般世帯数）を基準として、世帯数の将来推計を全国と都道府県別に行っており、2015年「国勢調査」基準の全国推計は2018年1月、都道府県別推計は2019年4月にそれぞれ公表した。推計手法は、全国推計では主に社人研「世帯動態調査」の結果を活用した世帯推移率法、都道府県別推計では「国勢調査」から得られる人口に占める世帯主数の割合を利用した世帯主率法をそれぞれ採用しており、推計期間はいずれも2015～2040年の25年間である。全国推計および都道府県別推計の手法や結果の詳細については、国立社会保障・人口問題研究所（2018, 2019）を参照されたい。本号では、これらの世帯推計に関連する研究を特集する。掲載する3論文の概要は下記のとおりである。

1) 一般世帯についての値。

小山論文では、冒頭で述べた全国的な平均世帯人員の減少に着目し、減少の要因を世帯規模と家族類型に定量的な分解を行っている。将来の推計結果も含めた分析結果から、双方の要因とも平均世帯人員を減少させる方向に作用しているが、過去と将来ではその寄与度に違いがみられることも示されている。さらに都道府県別には、同期間でも寄与度に大きな差異も観察されるなど、家族形成行動の地域差を新たな観点から指摘している。世帯構造は人口構造に比べてはるかに複雑であり、分析の糸口を見出すことが困難であるが、本論文で示されたような分析手法の適用により、世帯構造の変化が鮮明に捉えられるとともに、世帯推計の精度向上にも資することになるであろう。

鈴木論文では、世帯単位でみた規模別分布と個人単位でみた所属世帯規模別分布との関係について、平均・分散・3次モメントの観点から整理され、その検証結果が地域データ、将来推計データ、さらに海外のデータにも適用され分析が行われている。将来世帯数の静態的推計方法としては、都道府県別推計で用いられている世帯主率法が一般的であるが、この他に、属性別に n 人世帯に居住する人の割合（プロペンシティ）を仮定するプロペンシティ法もある。本論文では戦前の「国勢調査」も利用され、2時点間のプロペンシティの変化比から途中年次また期末後の世帯規模別世帯数の推計も試みられている。世帯数の将来推計結果をもとに様々な属性別の推計を行うことによって、各種政策立案に有用なエビデンスの提供にもつながるであろう。

小池・小山論文では、静岡県の市区町を対象として市区町村別世帯数の推計を試みている。単純な世帯主率仮定値の設定により、基準時点から5年後の短期間の推計では全体として推計精度は良好であったものの、誤差率には明瞭な空間パターンがみられ、仮定値の設定手法には検討の余地が大きいことが示された。また本論文では、年齢・地域・家族類型の各属性を縮約した推計も行い、推計精度が向上するか否かを検証している。市区町村別世帯数の将来推計結果が存在すれば、「地方版総合戦略」作成の検討材料として利活用されることも考えられ、今後も主に研究ベースで市区町村別世帯数の将来推計の実現可能性について研究を継続していくことは重要な課題といえる。

『人口問題研究』の特集で世帯推計を単独で取り上げるのは今回が初めてとなる。本特集を機に、世帯推計の方法論等への関心がさらに高まることを期待する。

参考文献

- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2015（平成27）～2040（平成52）年— 2018年推計』人口問題研究資料第339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（2019）『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）—2015（平成27）～2040（平成52）年— 2019年推計』人口問題研究資料第343号、国立社会保障・人口問題研究所。

特集 I : 世帯推計

平均世帯人員の減少要因の検討

小山 泰 代

1970年代以降、平均世帯人員は一貫して減少している。平均世帯人員の減少は、世帯規模という点からみると、より少人数の世帯が増え、より多人数の世帯が減ることで生じる。他方、世帯の家族類型という点からみると、単独世帯の増加や、多人数になりやすい多世代から成る世帯の減少によるものと推察される。本稿では、世帯規模や家族類型がそれぞれの程度平均世帯人員を減少させているかを、要因分解を用いて定量的に検討した。とくに、世帯規模と家族類型の対応関係を利用して、世帯規模に加えて家族類型による要因分解の方法を提示した。過去と将来についての要因分解の結果、世帯規模と家族類型のそれぞれについて、どのような変化が平均世帯人員を減少させてきたのか、その地域差の様子が明らかになった。家族形成行動の変化や地域差を表す指標のひとつとして、平均世帯人員の新たな活用可能性を検討する。

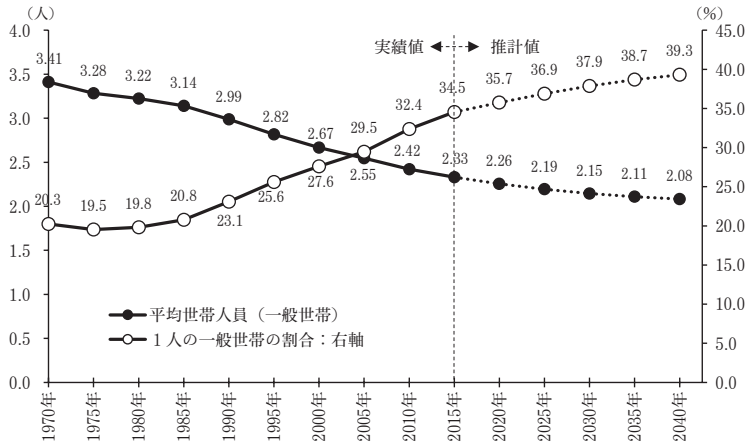
キーワード：平均世帯人員，世帯規模，家族類型，要因分解

I. はじめに

日本の平均世帯人員（1世帯あたりの世帯人員）は、国勢調査の始まった1920年代から1950年代までは5人程度で推移していたが、1960年には4.14人、1970年には3.41人と大きく減少し、その後も減少が続いて、2015年には2.33人となっている（図1）。国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）では、全国および都道府県別の家族類型別世帯数の将来推計を行っているが（国立社会保障・人口問題研究所 2018, 2019）、それによると、この減少傾向は今後も続き、2040年には2.08人になるという見通しである。人口が減少局面に入った現在でも、世帯数は増加が続いているのは、平均世帯人員が減少していることによる。この傾向は都道府県別の平均世帯人員でも同様で、すべての都道府県で平均世帯人員は減少が続いている。

このような平均世帯人員の減少は、第一に、単独世帯（世帯員1人の世帯）の増加によってもたらされたと考えられる。上述の通り、1970年から2015年までの45年間に、平均世帯人員は3.41人から2.33人へと1.08人減少したが、この間に、一般世帯における単独世帯の割合は、1970年の20.3%から、1975年の19.5%を経て、2015年には34.5%まで大きく上昇した。社人研推計によれば、単独世帯割合の上昇は今後も続いて2040年には39.3%に達し、そのときの平均世帯人員は2.08人で2015年からは0.25人の減少となる。

図1 一般世帯の平均世帯人員と単独世帯割合の推移



資料：総務省統計局「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計（全国推計）2018年推計」

平均世帯人員は1世帯あたりの世帯人員なので、世帯総数を N 、世帯人員総数を P とすると、平均世帯人員 M は P/N で求められるが、さらに、

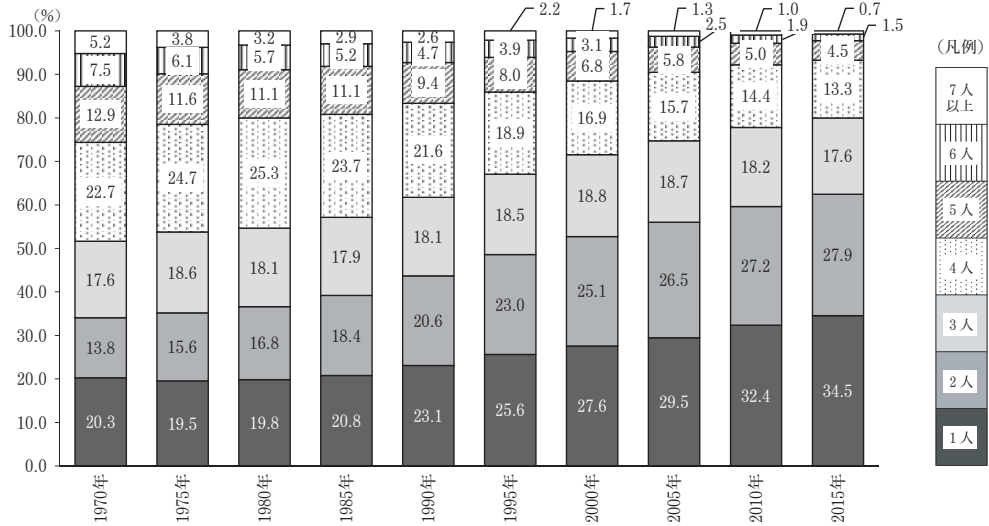
$$\begin{aligned}
 M &= \frac{P}{N} \\
 &= \frac{\sum_i i \cdot N_i}{N} \\
 &= \sum_i \left(i \cdot \frac{N_i}{N} \right) \quad \dots(1)
 \end{aligned}$$

- M : 平均世帯人員
- P : 世帯人員総数
- N : 世帯総数
- N_i : 世帯規模 i の世帯数 ($i=1,2,3,\dots$)
- $N = \sum_i N_i, P = \sum_i i \cdot N_i$

となり、平均世帯人員は世帯規模別の世帯数の割合 N_i/N で表すことができる。

世帯規模別の世帯数の割合の推移を図2に示した。1970年代以降では、先に述べた単独世帯のほか、2人世帯の割合の上昇が目立つ。また、3人世帯は18%前後で推移しているが、4人世帯以上の割合は低下が著しい。1970年には平均世帯人員は3.41であったが、このとき世帯規模3以上の世帯の割合は6割を超え、世帯規模4以上の世帯だけでも約半数を占めている。それ以降、次第に世帯規模の小さな世帯の割合が拡大し、2015年には1人世帯と2人世帯がともに約3割に達し、両方で6割を占めている。世帯規模3以上の世帯の割合は4割を下回り、このときの平均世帯人員は2.33である。

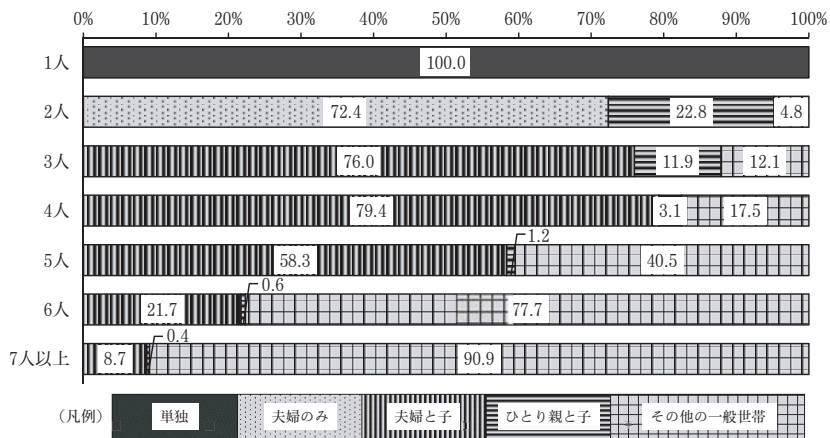
図2 世帯規模別世帯割合の推移



資料：総務省統計局「国勢調査」

このように、平均世帯人員の減少は、世帯規模の面から、人数のより少ない世帯の割合が増加するとともに、人数のより多い世帯の割合が減少することで説明できる。一方で、こうした平均世帯人員の減少の背景を考えると、家族形成行動の変化の面から見ると理解しやすい。例えば、人数のより少ない世帯には単独世帯や夫婦のみの世帯、人数の多い世帯には夫婦と子から成る世帯や三世帯同居の世帯をイメージすることができる。

図3 世帯規模別家族類型別世帯数の割合（2015年）



資料：総務省統計局「国勢調査」
注：家族類型不詳を含まない

実際の世帯規模と家族類型の関係を整理すると図3のようになる。ここでは家族類型を、単独世帯、夫婦のみの世帯、夫婦と子から成る世帯、ひとり親と子から成る世帯、その他

の一般世帯の5区分とした。これは社人研推計における家族類型と同じ区分である。5つの家族類型のうち、単独世帯と夫婦のみ世帯は、家族類型（世帯員の構成）によって世帯規模は確定している。すなわち、単独世帯の世帯規模は常に1（世帯主本人のみ）であり、夫婦のみの世帯の世帯規模は常に2（夫と妻）である。世帯規模1の世帯はすべて単独世帯となるが、世帯規模2の世帯は夫婦のみ世帯に限られない。図3にあるように、世帯規模2の世帯については、7割強は夫婦のみ世帯であるが、それ以外にひとり親と子ども2割強、その他の一般世帯も5%ほど含まれる。世帯規模3以上の世帯の家族類型は、夫婦と子から成る世帯、ひとり親と子から成る世帯、その他の一般世帯の3種類に限定される。図3によれば、世帯規模3と4では、夫婦と子から成る世帯が8割近くを占めているが、世帯規模が5以上になるとその他の一般世帯の占める割合が大きくなり、6人世帯では8割、7人以上世帯では9割を占めている。その他の一般世帯には多世代同居の世帯が含まれるので、後者はより多人数になりやすい。このように、世帯規模と家族類型にはある程度の対応関係を見出すことができる。

これらのことから、平均世帯人員の減少は、より人数の少ない世帯の増加とより人数の多い世帯の減少によるものという世帯規模の面からの説明と、より単純な世帯の増加とより複雑な世帯の減少によるという家族類型の面からの説明を提示することができる。これらの説明は、平均世帯人員の減少の要因としてこれまでも示されてきており、一般に認識されている、また直感的に理解されやすいものといえよう。しかし、それぞれがどの程度平均世帯人員の減少に影響を及ぼしているのかという定量的な検討はほとんどなされていない。そこで、本稿では、このような世帯規模や家族類型の変化が平均世帯人員に及ぼす影響を、定量的に把握することを試みる。とくに、家族類型の変化と平均世帯人員の変化との関係を定量化することで、世帯規模を扱わない社人研推計による将来の平均世帯人員の変化の要因を検討することができる。また、これらの分析を都道府県別に行うことによって、家族類型構成の地域差とその変化を平均世帯人員という指標によって検証することも可能となろう。

II. 方法

平均世帯人員の変化（減少）に関わる要因の定量的な把握をするため、本稿では、要因分解を行う。前述の問題意識に照らし、要因分解は、世帯規模による要因分解と、家族類型による要因分解の2種類を行う。

1. 世帯規模による要因分解

社人研推計は世帯規模別世帯数を扱わず、世帯の区分は家族類型のみなので、これに対して可能な世帯規模の区分は1（単独世帯）と2以上（単独世帯以外）である。したがって、世帯規模による要因分解は、世帯規模を1（単独世帯）と2以上（単独世帯以外）に二分して定式化を行う。(1)式より、

$$\begin{aligned}
M &= \frac{N_1}{N} + \sum_{i \geq 2} \left(i \cdot \frac{N_i}{N} \right) \\
&= \frac{N_1}{N} + \frac{P_{2+}}{N} \\
&= \frac{N_1}{N} + \frac{P_{2+}}{N_{2+}} \cdot \frac{N_{2+}}{N} \\
&= \frac{N_1}{N} + \frac{P_{2+}}{N_{2+}} \left(1 - \frac{N_1}{N} \right) \quad \dots(2)
\end{aligned}$$

M : 平均世帯人員

N : 世帯総数

N_1 : 世帯規模 1 の世帯数

N_{2+} : 世帯規模 2 以上の世帯数

P : 世帯人員総数

P_1 : 世帯規模 1 の世帯人員総数

P_{2+} : 世帯規模 2 以上の世帯人員総数

ただし, $N = N_1 + N_{2+}$, $P = P_1 + P_{2+}$, $P_1 = N_1$

が得られる。(2)式は平均世帯人員を世帯規模 1 の世帯の割合 N_1/N と世帯規模 2 以上の世帯についての平均世帯人員 P_{2+}/N_{2+} の 2 つの要素で表した形になっている。世帯規模 1 の世帯は単独世帯であり、世帯規模 2 以上の世帯は単独世帯以外の世帯なので、社人研推計においては、家族類型を用いて

$$M = \frac{N_s}{N} + \frac{P_s}{N_s} \left(1 - \frac{N_s}{N} \right)$$

N_s : 単独世帯の世帯数

$N_{\bar{s}}$: 単独世帯以外の世帯の世帯数

P_s : 単独世帯の世帯人員総数

$P_{\bar{s}}$: 単独世帯以外の世帯の世帯人員総数

ただし, $N_s = N_1$, $N_{\bar{s}} = N_{2+}$, $P_s = P_1$, $P_{\bar{s}} = P_{2+}$

と書ける。これを利用して、2 時点間の平均世帯人員の変化について、単独世帯割合のみを変化させたときの変化分を単独世帯割合要因、2 人以上世帯の平均世帯人員のみを変化させたときの変化分を世帯規模要因として、要因分解を行う。つまり、

平均世帯人員の変化 = 単独世帯割合要因 + 世帯規模要因

である。要因分解の具体的な計算方法は、Das Gupta (1993) の手法によった。

2. 家族類型による要因分解

次に、家族類型による要因分解を考えよう。再掲になるが、社人研推計における家族類

型は単独世帯，夫婦のみの世帯，夫婦と子から成る世帯，ひとり親と子から成る世帯，その他の一般世帯の5区分で，このうち，単独世帯と夫婦のみの世帯は，家族類型によって世帯規模が決まり，単独世帯の世帯規模は1，夫婦のみの世帯の世帯規模は2である。したがって，世帯数と世帯人員数の関係は，単独世帯については世帯数と世帯人員総数は等しく，夫婦のみの世帯については世帯人員数は世帯数の2倍となる。つまり，平均世帯人員 M は次のように表せる。

$$\begin{aligned}
 M &= \frac{P_s + P_c + P_{sc}}{N} \\
 &= \frac{N_s}{N} + \frac{2 \cdot N_c}{N} + \frac{P_{sc}}{N} \\
 &= \frac{N_s}{N} + \frac{2 \cdot N_c}{N} + \frac{P_{sc}}{N_{sc}} \cdot \frac{N_{sc}}{N} \\
 &= \frac{N_s}{N} + \frac{2 \cdot N_c}{N} + \frac{P_{sc}}{N_{sc}} \left(1 - \frac{N_s}{N} - \frac{N_c}{N} \right) \quad \dots(3)
 \end{aligned}$$

M : 平均世帯人員

N : 世帯総数

N_s : 単独世帯の世帯数

N_c : 夫婦のみ世帯の世帯数

N_{sc} : 単独・夫婦の以外世帯の世帯数

P : 世帯人員総数

P_s : 単独世帯の世帯人員総数

P_c : 夫婦のみ世帯の世帯人員総数

P_{sc} : 単独・夫婦のみ以外の世帯の世帯人員

ただし， $N = N_s + N_c + N_{sc}$ ， $P = P_s + P_c + P_{sc}$ ， $P_s = N_s$ ， $P_c = 2 \cdot N_c$

(3)式では，平均世帯人員は，単独世帯割合 N_s/N ，夫婦のみの世帯の割合 N_c/N ，それら以外の世帯についての平均世帯人員 P_{sc}/N_{sc} の3つの要素で表されている。これより，ある2時点間の平均世帯人員の変化について，単独世帯割合のみが変化した場合の変化分を単独世帯割合要因，夫婦のみ世帯割合のみが変化した場合の変化分を夫婦のみ世帯割合要因，単独・夫婦のみ以外の世帯の世帯人員のみが変化した場合の変化分を世帯規模要因とすると，ここで行う要因分解は

平均世帯人員の変化 = 単独世帯割合要因 + 夫婦のみ世帯割合要因 + 世帯規模要因
 である。要因分解の具体的な計算方法には，Das Gupta (1993) の手法を用いた。

以上の2種類の要因分解を，都道府県別の平均世帯人員を対象として行う。変化の観察期間は，これまでの実績として1995～2015年，将来の変化として2015～2040年とし，データとして，1995～2015年については国勢調査，2015～2040年については社人研推計による平均世帯人員と世帯数を利用する。

Ⅲ. 結果

1. 世帯規模による要因分解

表1 世帯規模による要因分解の結果（1995～2015年）

	平均世帯人員			単独世帯割合		2人以上世帯の 平均世帯人員		単独世帯 割合要因	世帯規模 要因
	1995年	2015年	変化	1995年	2015年	1995年	2015年		
全国	2.82	2.33	-0.486	0.256	0.345	3.44	3.03	-0.200	-0.286
北海道	2.56	2.13	-0.424	0.279	0.373	3.16	2.81	-0.186	-0.237
青森県	3.02	2.48	-0.535	0.219	0.301	3.58	3.12	-0.194	-0.341
岩手県	3.08	2.54	-0.544	0.225	0.304	3.69	3.21	-0.193	-0.351
宮城県	2.97	2.43	-0.539	0.269	0.344	3.69	3.17	-0.182	-0.358
秋田県	3.19	2.55	-0.635	0.186	0.279	3.69	3.16	-0.225	-0.410
山形県	3.45	2.78	-0.668	0.176	0.255	3.97	3.40	-0.213	-0.455
福島県	3.23	2.56	-0.673	0.207	0.306	3.81	3.24	-0.250	-0.424
茨城県	3.17	2.55	-0.624	0.198	0.284	3.71	3.16	-0.209	-0.415
栃木県	3.14	2.54	-0.604	0.207	0.288	3.70	3.16	-0.198	-0.407
群馬県	3.05	2.50	-0.553	0.200	0.286	3.56	3.10	-0.202	-0.351
埼玉県	2.94	2.41	-0.528	0.215	0.305	3.47	3.03	-0.203	-0.326
千葉県	2.86	2.35	-0.508	0.241	0.324	3.45	2.99	-0.184	-0.324
東京都	2.34	1.99	-0.350	0.381	0.473	3.17	2.88	-0.186	-0.164
神奈川県	2.65	2.26	-0.390	0.283	0.355	3.30	2.96	-0.152	-0.237
新潟県	3.25	2.65	-0.598	0.197	0.276	3.80	3.28	-0.202	-0.396
富山県	3.29	2.66	-0.622	0.177	0.261	3.78	3.25	-0.214	-0.409
石川県	2.97	2.48	-0.498	0.255	0.315	3.65	3.15	-0.144	-0.354
福井県	3.30	2.75	-0.555	0.193	0.264	3.86	3.38	-0.184	-0.371
山梨県	2.99	2.47	-0.518	0.225	0.295	3.56	3.08	-0.162	-0.356
長野県	3.05	2.55	-0.501	0.214	0.279	3.60	3.14	-0.155	-0.346
岐阜県	3.23	2.65	-0.579	0.185	0.258	3.73	3.22	-0.181	-0.398
静岡県	3.07	2.54	-0.532	0.213	0.285	3.63	3.15	-0.173	-0.359
愛知県	2.89	2.41	-0.486	0.251	0.335	3.53	3.12	-0.194	-0.291
三重県	3.05	2.47	-0.577	0.201	0.294	3.56	3.08	-0.216	-0.360
滋賀県	3.24	2.59	-0.643	0.196	0.285	3.78	3.23	-0.222	-0.422
京都府	2.70	2.22	-0.473	0.290	0.382	3.39	2.98	-0.201	-0.272
大阪府	2.65	2.22	-0.436	0.274	0.375	3.28	2.95	-0.213	-0.222
兵庫県	2.86	2.35	-0.510	0.224	0.327	3.39	3.00	-0.227	-0.283
奈良県	3.10	2.52	-0.575	0.177	0.257	3.55	3.05	-0.184	-0.391
和歌山県	2.91	2.40	-0.515	0.201	0.294	3.39	2.98	-0.203	-0.311
鳥取県	3.20	2.57	-0.632	0.197	0.295	3.74	3.22	-0.242	-0.390
島根県	3.08	2.53	-0.544	0.209	0.302	3.63	3.20	-0.225	-0.320
岡山県	2.92	2.43	-0.491	0.232	0.322	3.50	3.10	-0.208	-0.283
広島県	2.70	2.29	-0.411	0.263	0.345	3.31	2.97	-0.175	-0.236
山口県	2.70	2.27	-0.430	0.245	0.333	3.25	2.91	-0.183	-0.247
徳島県	2.96	2.39	-0.567	0.218	0.322	3.51	3.05	-0.236	-0.331
香川県	2.92	2.39	-0.532	0.219	0.316	3.46	3.03	-0.216	-0.317
愛媛県	2.74	2.28	-0.458	0.241	0.336	3.29	2.93	-0.200	-0.259
高知県	2.62	2.20	-0.422	0.269	0.364	3.22	2.89	-0.196	-0.226
福岡県	2.72	2.26	-0.462	0.276	0.374	3.38	3.01	-0.214	-0.248
佐賀県	3.24	2.67	-0.562	0.195	0.269	3.78	3.29	-0.188	-0.374
長崎県	2.85	2.37	-0.478	0.235	0.319	3.42	3.02	-0.188	-0.290
熊本県	2.95	2.46	-0.486	0.233	0.309	3.53	3.11	-0.178	-0.308
大分県	2.78	2.32	-0.458	0.244	0.332	3.35	2.98	-0.190	-0.268
宮崎県	2.74	2.31	-0.426	0.238	0.321	3.28	2.93	-0.174	-0.252
鹿児島県	2.54	2.20	-0.345	0.277	0.357	3.13	2.86	-0.159	-0.186
沖縄県	3.09	2.50	-0.593	0.219	0.324	3.68	3.22	-0.256	-0.337

図4 世帯規模による要因分解の結果（1995～2015年）：割合

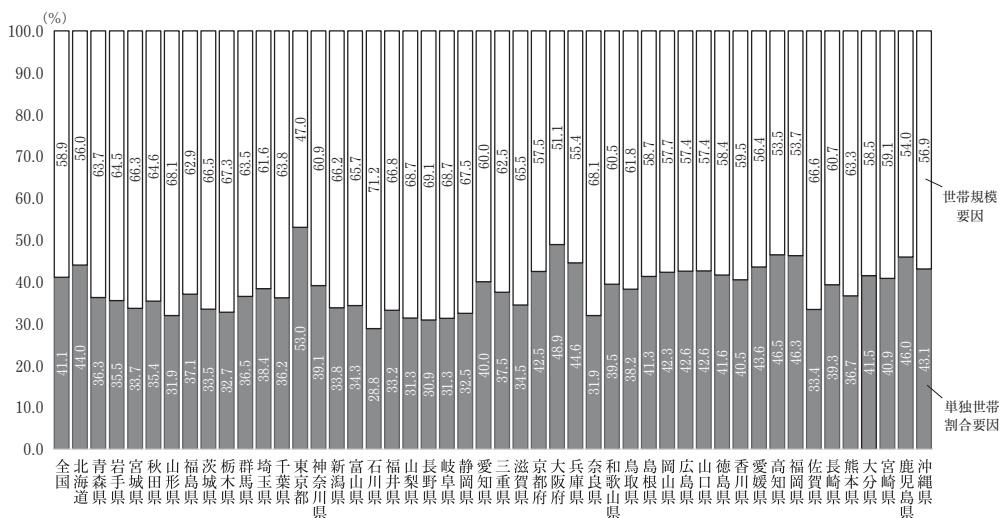
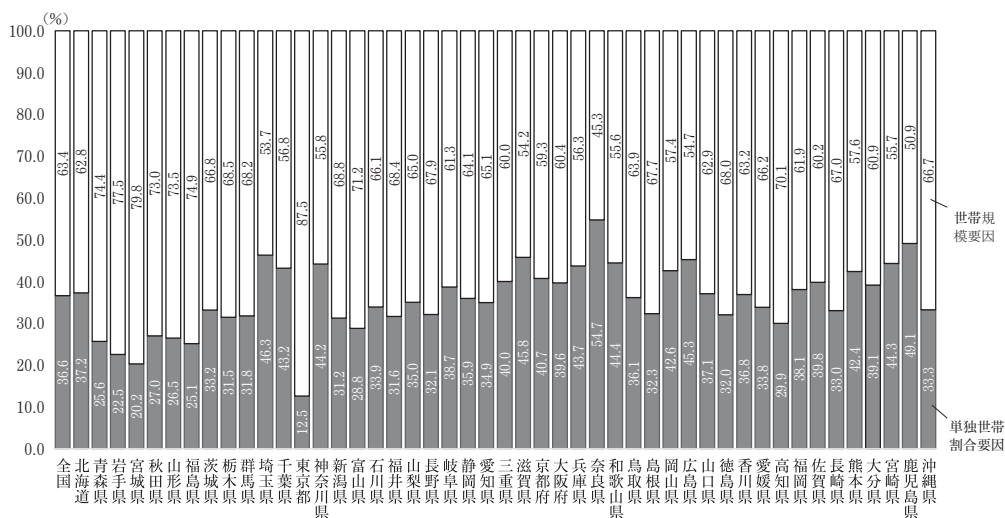


表1に、世帯規模による要因分解の1995～2015年についての結果を示す。まず、全国については、1995年から2015年の20年間の0.486人の減少のうち、単独世帯割合要因による減少が0.200、世帯規模要因による減少が0.286で、単独世帯割合要因よりも世帯規模要因の寄与の方が大きい。この間の平均世帯人員の変化を100%とすると、単独世帯割合要因の寄与の割合は41.1%、世帯規模要因の寄与の割合は58.9%で、平均世帯人員減少の約6割は世帯規模要因によるものである（図4）。都道府県別の結果では、単独世帯割合要因も世帯規模要因もいずれの都道府県でもマイナスであり、全国と同様に、いずれの要因も平均世帯人員を減少させる方向に働いている。単独世帯割合要因については、寄与の絶対値の大きい方からみるとまず沖縄県（-0.256）、福島県（-0.250）、鳥取県（-0.242）の順で、以降、下位の長野県（-0.155）、神奈川県（-0.152）、石川県（-0.144）までの順となっている。世帯規模要因については、上位は山形県（-0.455）、福島県（-0.424）、滋賀県（-0.422）の順で、下位の大阪府（-0.222）、鹿児島県（-0.186）、東京都（-0.164）までの並びとなっている。都道府県ごとに単独世帯割合要因と世帯規模要因の寄与の割合を比較すると、ほとんどは全国と同様に世帯規模割合の影響のほうが大きいのが、唯一、東京都は、単独世帯割合要因の割合が53.0%となっており、単独世帯割合要因（-0.186）の方が世帯規模要因（-0.164）よりも平均世帯人員の減少（-0.350）に占める割合が大きい。この単独世帯割合要因の寄与の割合を都道府県別にみると、東京都に次いで、大阪府（48.9）、高知県（46.5）と続き、岐阜県（31.3）、長野県（30.9）、石川県（28.8）までの順となる。もっとも小さい石川県では、平均世帯人員の減少のうち単独世帯割合要因による部分は約3割で、約7割は世帯規模要因によることが示された。

表2 世帯規模による要因分解の結果（2015～2040年）

	平均世帯人員			単独世帯割合		2人以上世帯の平均世帯人員		単独世帯割合要因	世帯規模要因
	2015年	2040年	変化	2015年	2040年	2015年	2040年		
全国	2.33	2.08	-0.248	0.345	0.393	3.03	2.78	-0.091	-0.157
北海道	2.13	1.93	-0.202	0.373	0.417	2.81	2.60	-0.075	-0.127
青森県	2.48	2.09	-0.389	0.301	0.354	3.12	2.69	-0.100	-0.289
岩手県	2.54	2.14	-0.402	0.304	0.349	3.21	2.75	-0.090	-0.311
宮城県	2.43	2.10	-0.331	0.344	0.378	3.17	2.76	-0.067	-0.264
秋田県	2.55	2.11	-0.441	0.279	0.341	3.16	2.69	-0.119	-0.322
山形県	2.78	2.31	-0.477	0.255	0.314	3.40	2.91	-0.126	-0.351
福島県	2.56	2.16	-0.400	0.306	0.356	3.24	2.80	-0.100	-0.299
茨城県	2.55	2.20	-0.351	0.284	0.342	3.16	2.82	-0.116	-0.235
栃木県	2.54	2.21	-0.329	0.288	0.340	3.16	2.84	-0.103	-0.225
群馬県	2.50	2.15	-0.344	0.286	0.343	3.10	2.75	-0.109	-0.235
埼玉県	2.41	2.16	-0.248	0.305	0.364	3.03	2.82	-0.115	-0.133
千葉県	2.35	2.11	-0.236	0.324	0.378	2.99	2.79	-0.102	-0.134
東京都	1.99	1.88	-0.109	0.473	0.481	2.88	2.70	-0.014	-0.096
神奈川県	2.26	2.07	-0.196	0.355	0.401	2.96	2.78	-0.086	-0.109
新潟県	2.65	2.27	-0.389	0.276	0.334	3.28	2.90	-0.121	-0.267
富山県	2.66	2.26	-0.404	0.261	0.318	3.25	2.85	-0.116	-0.287
石川県	2.48	2.19	-0.288	0.315	0.364	3.15	2.87	-0.098	-0.190
福井県	2.75	2.33	-0.416	0.264	0.324	3.38	2.97	-0.132	-0.284
山梨県	2.47	2.14	-0.323	0.295	0.354	3.08	2.77	-0.113	-0.210
長野県	2.55	2.20	-0.342	0.279	0.334	3.14	2.81	-0.110	-0.233
岐阜県	2.65	2.29	-0.360	0.258	0.325	3.22	2.91	-0.139	-0.221
静岡県	2.54	2.22	-0.323	0.285	0.343	3.15	2.85	-0.116	-0.207
愛知県	2.41	2.15	-0.255	0.335	0.380	3.12	2.86	-0.089	-0.166
三重県	2.47	2.18	-0.287	0.294	0.353	3.08	2.83	-0.115	-0.172
滋賀県	2.59	2.31	-0.282	0.285	0.346	3.23	3.00	-0.129	-0.153
京都府	2.22	2.02	-0.199	0.382	0.425	2.98	2.78	-0.081	-0.118
大阪府	2.22	2.00	-0.222	0.375	0.423	2.95	2.73	-0.088	-0.134
兵庫県	2.35	2.09	-0.260	0.327	0.387	3.00	2.78	-0.114	-0.146
奈良県	2.52	2.25	-0.274	0.257	0.334	3.05	2.87	-0.150	-0.124
和歌山県	2.40	2.13	-0.273	0.294	0.359	2.98	2.76	-0.121	-0.152
鳥取県	2.57	2.27	-0.297	0.295	0.346	3.22	2.94	-0.107	-0.190
島根県	2.53	2.23	-0.302	0.302	0.350	3.20	2.89	-0.098	-0.205
岡山県	2.43	2.19	-0.240	0.322	0.373	3.10	2.89	-0.102	-0.138
広島県	2.29	2.10	-0.197	0.345	0.392	2.97	2.80	-0.089	-0.108
山口県	2.27	2.04	-0.234	0.333	0.382	2.91	2.68	-0.087	-0.147
徳島県	2.39	2.09	-0.302	0.322	0.373	3.05	2.74	-0.097	-0.206
香川県	2.39	2.11	-0.274	0.316	0.369	3.03	2.76	-0.101	-0.173
愛媛県	2.28	2.01	-0.272	0.336	0.387	2.93	2.65	-0.092	-0.180
高知県	2.20	1.94	-0.259	0.364	0.409	2.89	2.60	-0.077	-0.181
福岡県	2.26	2.06	-0.202	0.374	0.414	3.01	2.80	-0.077	-0.125
佐賀県	2.67	2.34	-0.335	0.269	0.331	3.29	3.00	-0.133	-0.202
長崎県	2.37	2.08	-0.289	0.319	0.371	3.02	2.72	-0.096	-0.194
熊本県	2.46	2.21	-0.250	0.309	0.362	3.11	2.90	-0.106	-0.144
大分県	2.32	2.09	-0.232	0.332	0.381	2.98	2.76	-0.091	-0.141
宮崎県	2.31	2.07	-0.237	0.321	0.379	2.93	2.73	-0.105	-0.132
鹿児島県	2.20	2.00	-0.197	0.357	0.411	2.86	2.70	-0.097	-0.100
沖縄県	2.50	2.18	-0.324	0.324	0.376	3.22	2.89	-0.108	-0.216

図5 世帯規模による要因分解の結果（2015～2040年）：割合



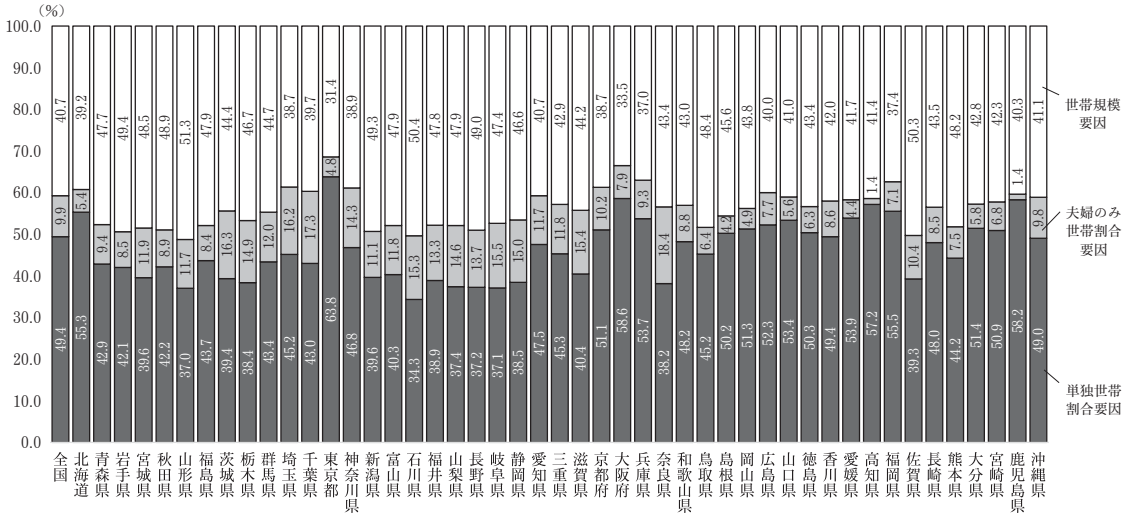
世帯規模による要因分解の、2015～2040年についての結果を表2に示す。2015年から2040年までの25年間ににおける全国の平均世帯人員の減少は0.248で、そのうち単独世帯割合要因が0.091、世帯規模要因が0.157で、いずれの要因も平均世帯人員を減少させる方向に作用している。1995～2015年と同様に、単独世帯割合要因よりも世帯規模要因の方が平均世帯人員の減少に及ぼす影響は大きい。各要因の寄与の割合は、単独世帯割合要因が37%、世帯規模要因が63%で、1995～2015年に比べると5ポイント程度の差があるが、大きな傾向に差異はみられない（図5）。都道府県別にみても、単独世帯割合要因、世帯規模要因とも、平均世帯人員を減少させる方向に作用しているのは1995～2015年についての結果と同様である。両要因の大きさを比べると、全国と同様に、また、1995～2015年と同様に、ほとんどの都道府県で単独世帯割合要因よりも世帯規模要因の及ぼす影響のほうが大きい。奈良県のみ、単独世帯割合要因のほうが世帯規模要因よりも平均世帯人員の減少に対する寄与が大きい。単独世帯割合要因の寄与が大きいのは、上位は奈良県（-0.150）、岐阜県（-0.139）、佐賀県（-0.133）の順で、下位は北海道（-0.075）、宮城県（-0.067）、東京都（-0.014）の順である。世帯規模割合については、寄与が大きいのは、山形県（-0.351）、秋田県（-0.322）、岩手県（-0.311）の順であり、下位は広島県（-0.108）、鹿児島県（-0.100）、東京都（-0.096）と並ぶ。寄与の割合でみると、単独世帯割合要因については、上述の奈良県（54.7%）以下、鹿児島県（49.1%）、埼玉県（46.3%）と続き、下位の岩手県（22.5）、宮城県（20.2）、東京都（12.5）までの順となる。単独世帯割合要因の寄与の割合を両期間で比較すると、全国については、1995～2015年の41.1%が2015～2040年では36.6と若干縮小した。都道府県別にみると、29都道府県では、全国と同様に縮小しているが、16県では拡大している。とくに東京都は1995～2015年には単独世帯割合要因が53%と半分を超えていたが、2015～2040年にはそれが12.5%にまで大きく低下し、平均世帯人員の減少の9割近くが世帯規模要因によってもたらされていることが示された。

2. 家族類型による要因分解

表3 家族類型を加味した要因分解の結果（1995～2015年）

	平均世帯人員			単独世帯割合		夫婦のみ世帯割合		単独夫婦以外の平均世帯人員		単独世帯割合要因	夫婦のみ世帯割合要因	世帯規模要因
	1995年	2015年	変化	1995年	2015年	1995年	2015年	1995年	2015年			
全国	2.82	2.33	-0.486	0.256	0.345	0.173	0.202	3.88	3.49	-0.240	-0.048	-0.198
北海道	2.56	2.13	-0.424	0.279	0.373	0.224	0.240	3.68	3.30	-0.234	-0.023	-0.166
青森県	3.02	2.48	-0.535	0.219	0.301	0.165	0.193	4.00	3.55	-0.229	-0.051	-0.255
岩手県	3.08	2.54	-0.544	0.225	0.304	0.164	0.188	4.14	3.66	-0.229	-0.046	-0.269
宮城県	2.97	2.43	-0.539	0.269	0.344	0.144	0.178	4.10	3.61	-0.214	-0.064	-0.262
秋田県	3.19	2.55	-0.635	0.186	0.279	0.175	0.205	4.15	3.62	-0.268	-0.057	-0.311
山形県	3.45	2.78	-0.668	0.176	0.255	0.142	0.179	4.39	3.84	-0.247	-0.078	-0.343
福島県	3.23	2.56	-0.673	0.207	0.306	0.157	0.186	4.26	3.70	-0.294	-0.057	-0.322
茨城県	3.17	2.55	-0.624	0.198	0.284	0.150	0.205	4.10	3.62	-0.246	-0.101	-0.277
栃木県	3.14	2.54	-0.604	0.207	0.288	0.149	0.197	4.10	3.61	-0.232	-0.090	-0.283
群馬県	3.05	2.50	-0.553	0.200	0.286	0.170	0.208	3.98	3.55	-0.240	-0.066	-0.247
埼玉県	2.94	2.41	-0.528	0.215	0.305	0.155	0.207	3.83	3.46	-0.239	-0.085	-0.204
千葉県	2.86	2.35	-0.508	0.241	0.324	0.159	0.212	3.83	3.45	-0.218	-0.088	-0.202
東京都	2.34	1.99	-0.350	0.381	0.473	0.158	0.170	3.57	3.30	-0.223	-0.017	-0.110
神奈川県	2.65	2.26	-0.390	0.283	0.355	0.168	0.204	3.70	3.40	-0.182	-0.056	-0.152
新潟県	3.25	2.65	-0.598	0.197	0.276	0.154	0.188	4.23	3.73	-0.237	-0.066	-0.295
富山県	3.29	2.66	-0.622	0.177	0.261	0.158	0.196	4.20	3.71	-0.251	-0.073	-0.298
石川県	2.97	2.48	-0.498	0.255	0.315	0.159	0.199	4.10	3.63	-0.171	-0.076	-0.251
福井県	3.30	2.75	-0.555	0.193	0.264	0.151	0.187	4.29	3.85	-0.216	-0.074	-0.265
山梨県	2.99	2.47	-0.518	0.225	0.295	0.169	0.212	4.00	3.55	-0.194	-0.076	-0.249
長野県	3.05	2.55	-0.501	0.214	0.279	0.181	0.218	4.08	3.64	-0.186	-0.069	-0.246
岐阜県	3.23	2.65	-0.579	0.185	0.258	0.163	0.209	4.17	3.70	-0.214	-0.090	-0.274
静岡県	3.07	2.54	-0.532	0.213	0.285	0.160	0.204	4.05	3.61	-0.205	-0.080	-0.248
愛知県	2.89	2.41	-0.486	0.251	0.335	0.160	0.193	3.94	3.57	-0.231	-0.057	-0.198
三重県	3.05	2.47	-0.577	0.201	0.294	0.184	0.222	4.03	3.58	-0.261	-0.068	-0.247
滋賀県	3.24	2.59	-0.643	0.196	0.285	0.147	0.198	4.18	3.70	-0.260	-0.099	-0.284
京都府	2.70	2.22	-0.473	0.290	0.382	0.166	0.196	3.81	3.43	-0.242	-0.048	-0.183
大阪府	2.65	2.22	-0.436	0.274	0.375	0.173	0.196	3.68	3.38	-0.255	-0.034	-0.146
兵庫県	2.86	2.35	-0.510	0.224	0.327	0.185	0.214	3.83	3.47	-0.274	-0.047	-0.189
奈良県	3.10	2.52	-0.575	0.177	0.257	0.174	0.234	3.96	3.53	-0.219	-0.106	-0.250
和歌山県	2.91	2.40	-0.515	0.201	0.294	0.206	0.233	3.88	3.46	-0.248	-0.045	-0.221
鳥取県	3.20	2.57	-0.632	0.197	0.295	0.167	0.188	4.20	3.67	-0.286	-0.041	-0.306
島根県	3.08	2.53	-0.544	0.209	0.302	0.196	0.208	4.16	3.71	-0.273	-0.023	-0.248
岡山県	2.92	2.43	-0.491	0.232	0.322	0.192	0.206	3.99	3.58	-0.252	-0.024	-0.215
広島県	2.70	2.29	-0.411	0.263	0.345	0.199	0.219	3.80	3.46	-0.215	-0.032	-0.164
山口県	2.70	2.27	-0.430	0.245	0.333	0.226	0.241	3.79	3.42	-0.229	-0.024	-0.176
徳島県	2.96	2.39	-0.567	0.218	0.322	0.190	0.210	3.99	3.53	-0.285	-0.036	-0.246
香川県	2.92	2.39	-0.532	0.219	0.316	0.196	0.222	3.95	3.52	-0.263	-0.046	-0.223
愛媛県	2.74	2.28	-0.458	0.241	0.336	0.215	0.228	3.80	3.41	-0.247	-0.020	-0.191
高知県	2.62	2.20	-0.422	0.269	0.364	0.210	0.214	3.71	3.34	-0.241	-0.006	-0.175
福岡県	2.72	2.26	-0.462	0.276	0.374	0.172	0.192	3.80	3.45	-0.256	-0.033	-0.173
佐賀県	3.24	2.67	-0.562	0.195	0.269	0.159	0.189	4.21	3.74	-0.221	-0.059	-0.283
長崎県	2.85	2.37	-0.478	0.235	0.319	0.198	0.222	3.91	3.50	-0.229	-0.040	-0.208
熊本県	2.95	2.46	-0.486	0.233	0.309	0.185	0.205	4.02	3.58	-0.215	-0.037	-0.234
大分県	2.78	2.32	-0.458	0.244	0.332	0.212	0.228	3.88	3.48	-0.236	-0.027	-0.196
宮崎県	2.74	2.31	-0.426	0.238	0.321	0.222	0.240	3.81	3.44	-0.217	-0.029	-0.180
鹿児島県	2.54	2.20	-0.345	0.277	0.357	0.237	0.241	3.69	3.37	-0.201	-0.005	-0.139
沖縄県	3.09	2.50	-0.593	0.219	0.324	0.122	0.155	3.99	3.58	-0.291	-0.058	-0.244

図6 家族類型を加味した要因分解の結果（1995～2015年）：割合



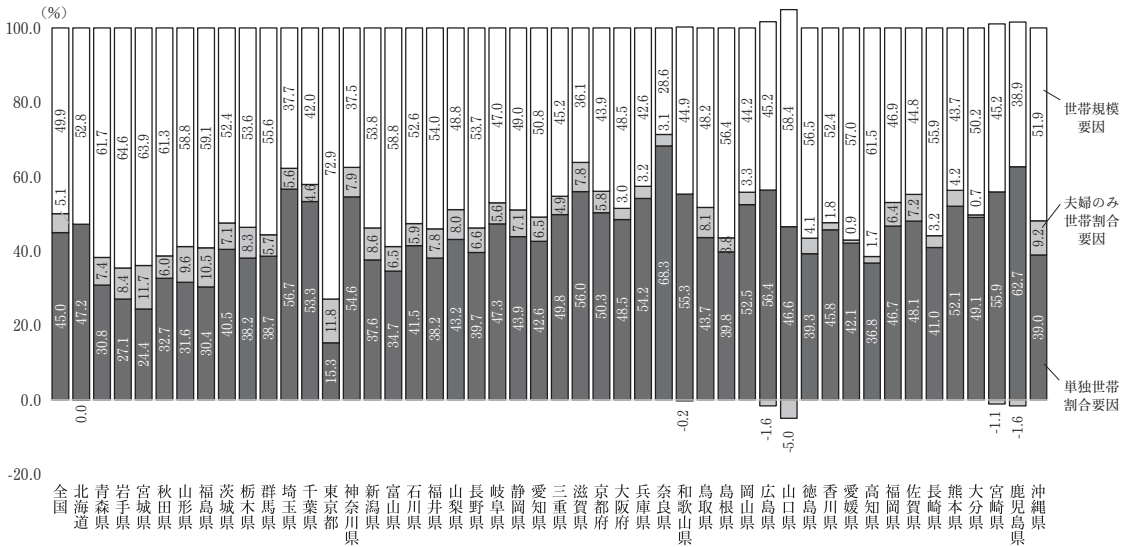
家族類型による要因分解について、1995～2015年に対する結果を表3に示す。全国の平均世帯人員の減少0.486のうち、単独世帯割合要因の寄与が0.240、夫婦世帯割合要因の寄与が0.048、世帯規模要因の寄与が0.198で、いずれの要因も平均世帯人員を減少させる方向に作用している。各要因の寄与の割合は、それぞれ、49.4%、9.9%、40.7%で、この間の平均世帯人員の減少の半分程度は単独世帯割合要因の寄与で、世帯規模要因の寄与が約4割、夫婦のみ世帯割合の寄与は約1割という結果となった。都道府県別に見ると、いずれの都道府県でも、夫婦のみ世帯割合の寄与が3つの要因のなかでもっとも小さいことは共通するが、単独世帯割合要因と世帯規模要因の寄与の大小関係は二分される。具体的には、全国と同様に、単独世帯割合要因の寄与がもっとも大きく、世帯規模要因の寄与がそれより小さいのは25都道府県で、それ以外の22県では、逆に単独世帯割合要因よりも世帯規模要因の寄与のほうが大きい。3つの要因の大小関係は都道府県ごとに異なるものの、すべての都道府県において、いずれの要因も、平均世帯人員を減少させる方向に作用している。要因ごとにみていくと、まず、単独世帯割合要因については、福島県 (-0.294) で寄与がもっとも大きく、沖縄県 (-0.291)、鳥取県 (-0.286) と続き、下位では長野県 (-0.186)、神奈川県 (-0.182)、石川県 (-0.171) までの順となる。夫婦のみ世帯割合要因については、奈良県 (-0.106)、茨城県 (-0.101)、滋賀県 (-0.099) から、下位の東京都 (-0.017)、高知県 (-0.006)、鹿児島県 (-0.005) と並ぶ。また、世帯規模要因については、上位は山形県 (-0.343)、福島県 (-0.322)、秋田県 (-0.311)、下位は大阪府 (-0.146)、鹿児島県 (-0.139)、東京都 (-0.110) となった。また、寄与の割合をみると(図6)、単独世帯割合要因では、東京都が63.8%と極めて大きく、それに次ぐ大阪府(58.6%)、鹿児島県(58.2%)など、16都府県で50以上となっている。一方、もっとも小さい石川県(34.3%)など13県では40未満で、最大の東京都と最小の石川県との差は約30に及んでいる。夫婦のみ世帯割合要因では、寄与の割合が大きいのは奈良県(18.4%)、千葉県

(17.3%)、茨城県 (16.3%) など、以下、島根県 (4.2%)、鹿児島県 (1.4%)、高知県 (1.4%) までの順となっており、鹿児島県や高知県でとくに小さい。世帯規模要因については、山形県 (51.3%)、石川県 (50.4%)、佐賀県 (50.3%) の3県では50を超えており、下位は兵庫県 (37.0%)、大阪府 (33.5%)、東京都 (31.4%) となっている。

表4 家族類型を加味した要因分解の結果 (2015~2040年)

	平均世帯人員			単独世帯割合		夫婦のみ世帯割合		単独夫婦以外の平均世帯人員		単独世帯割合要因	夫婦のみ世帯割合要因	世帯規模要因
	2015年	2040年	変化	2015年	2040年	2015年	2040年	2015年	2040年			
全国	2.33	2.08	-0.248	0.345	0.393	0.202	0.211	3.49	3.20	-0.112	-0.013	-0.124
北海道	2.13	1.93	-0.202	0.373	0.417	0.240	0.239	3.30	3.01	-0.095	0.000	-0.107
青森県	2.48	2.09	-0.389	0.301	0.354	0.193	0.215	3.55	3.04	-0.120	-0.029	-0.240
岩手県	2.54	2.14	-0.402	0.304	0.349	0.188	0.212	3.66	3.11	-0.109	-0.034	-0.259
宮城県	2.43	2.10	-0.331	0.344	0.378	0.178	0.207	3.61	3.14	-0.081	-0.039	-0.211
秋田県	2.55	2.11	-0.441	0.279	0.341	0.205	0.225	3.62	3.05	-0.144	-0.027	-0.270
山形県	2.78	2.31	-0.477	0.255	0.314	0.179	0.209	3.84	3.30	-0.151	-0.046	-0.280
福島県	2.56	2.16	-0.400	0.306	0.356	0.186	0.215	3.70	3.19	-0.122	-0.042	-0.236
茨城県	2.55	2.20	-0.351	0.284	0.342	0.205	0.222	3.62	3.23	-0.142	-0.025	-0.184
栃木県	2.54	2.21	-0.329	0.288	0.340	0.197	0.216	3.61	3.24	-0.125	-0.027	-0.176
群馬県	2.50	2.15	-0.344	0.286	0.343	0.208	0.223	3.55	3.14	-0.133	-0.020	-0.192
埼玉県	2.41	2.16	-0.248	0.305	0.364	0.207	0.218	3.46	3.25	-0.141	-0.014	-0.094
千葉県	2.35	2.11	-0.236	0.324	0.378	0.212	0.221	3.45	3.22	-0.126	-0.011	-0.099
東京都	1.99	1.88	-0.109	0.473	0.481	0.170	0.181	3.30	3.07	-0.017	-0.013	-0.080
神奈川県	2.26	2.07	-0.196	0.355	0.401	0.204	0.216	3.40	3.22	-0.107	-0.015	-0.073
新潟県	2.65	2.27	-0.389	0.276	0.334	0.188	0.209	3.73	3.31	-0.146	-0.033	-0.209
富山県	2.66	2.26	-0.404	0.261	0.318	0.196	0.214	3.71	3.24	-0.140	-0.026	-0.237
石川県	2.48	2.19	-0.288	0.315	0.364	0.199	0.211	3.63	3.30	-0.120	-0.017	-0.151
福井県	2.75	2.33	-0.416	0.264	0.324	0.187	0.207	3.85	3.40	-0.159	-0.033	-0.225
山梨県	2.47	2.14	-0.323	0.295	0.354	0.212	0.231	3.55	3.20	-0.140	-0.026	-0.158
長野県	2.55	2.20	-0.342	0.279	0.334	0.218	0.234	3.64	3.25	-0.136	-0.023	-0.184
岐阜県	2.65	2.29	-0.360	0.258	0.325	0.209	0.222	3.70	3.36	-0.170	-0.020	-0.169
静岡県	2.54	2.22	-0.323	0.285	0.343	0.204	0.220	3.61	3.28	-0.142	-0.023	-0.158
愛知県	2.41	2.15	-0.255	0.335	0.380	0.193	0.205	3.57	3.28	-0.109	-0.017	-0.130
三重県	2.47	2.18	-0.287	0.294	0.353	0.222	0.232	3.58	3.29	-0.143	-0.014	-0.130
滋賀県	2.59	2.31	-0.282	0.285	0.346	0.198	0.212	3.70	3.48	-0.158	-0.022	-0.102
京都府	2.22	2.02	-0.199	0.382	0.425	0.196	0.205	3.43	3.21	-0.100	-0.011	-0.087
大阪府	2.22	2.00	-0.222	0.375	0.423	0.196	0.201	3.38	3.11	-0.108	-0.007	-0.108
兵庫県	2.35	2.09	-0.260	0.327	0.387	0.214	0.220	3.47	3.21	-0.141	-0.008	-0.111
奈良県	2.52	2.25	-0.274	0.257	0.334	0.234	0.240	3.53	3.36	-0.187	-0.008	-0.079
和歌山県	2.40	2.13	-0.273	0.294	0.359	0.233	0.233	3.46	3.19	-0.151	0.001	-0.123
鳥取県	2.57	2.27	-0.297	0.295	0.346	0.188	0.204	3.67	3.37	-0.130	-0.024	-0.143
島根県	2.53	2.23	-0.302	0.302	0.350	0.208	0.216	3.71	3.34	-0.120	-0.012	-0.171
岡山県	2.43	2.19	-0.240	0.322	0.373	0.206	0.211	3.58	3.35	-0.126	-0.008	-0.106
広島県	2.29	2.10	-0.197	0.345	0.392	0.219	0.216	3.46	3.25	-0.111	0.003	-0.089
山口県	2.27	2.04	-0.234	0.333	0.382	0.241	0.232	3.42	3.08	-0.109	0.012	-0.136
徳島県	2.39	2.09	-0.302	0.322	0.373	0.210	0.220	3.53	3.14	-0.119	-0.012	-0.171
香川県	2.39	2.11	-0.274	0.316	0.369	0.222	0.226	3.52	3.19	-0.126	-0.005	-0.144
愛媛県	2.28	2.01	-0.272	0.336	0.387	0.228	0.230	3.41	3.03	-0.115	-0.002	-0.155
高知県	2.20	1.94	-0.259	0.364	0.409	0.214	0.218	3.34	2.94	-0.095	-0.004	-0.159
福岡県	2.26	2.06	-0.202	0.374	0.414	0.192	0.202	3.45	3.22	-0.094	-0.013	-0.095
佐賀県	2.67	2.34	-0.335	0.269	0.331	0.189	0.204	3.74	3.44	-0.161	-0.024	-0.150
長崎県	2.37	2.08	-0.289	0.319	0.371	0.222	0.228	3.50	3.13	-0.119	-0.009	-0.162
熊本県	2.46	2.21	-0.250	0.309	0.362	0.205	0.212	3.58	3.34	-0.130	-0.011	-0.109
大分県	2.32	2.09	-0.232	0.332	0.381	0.228	0.229	3.48	3.20	-0.114	-0.002	-0.117
宮崎県	2.31	2.07	-0.237	0.321	0.379	0.240	0.238	3.44	3.18	-0.133	0.003	-0.107
鹿児島県	2.20	2.00	-0.197	0.357	0.411	0.241	0.238	3.37	3.17	-0.123	0.003	-0.076
沖縄県	2.50	2.18	-0.324	0.324	0.376	0.155	0.176	3.58	3.23	-0.126	-0.030	-0.168

図7 家族類型を加味した要因分解の結果（2015～2040年）：割合



社人研推計の2015～2040年について、家族類型による要因分解を行った結果を表4に示す。まず全国についてみると、平均世帯人員の減少0.248のうち、単独世帯割合要因の寄与が0.112、夫婦世帯割合要因の寄与が0.013、世帯規模要因の寄与が0.124で、寄与の割合は、それぞれ、45.0%、5.1%、49.9%である。いずれの要因も平均世帯人員を減少させる方向に作用しているのは1995～2015年についての結果と同様であるが、もっとも寄与の大きな要因は世帯規模要因となっている。都道府県別にみると、世帯規模要因が3要因のうちでもっとも大きな寄与をもつものは31都道府県で、それ以外の16府県では単独世帯割合要因の寄与がもっとも大きい。夫婦のみ世帯割合要因の寄与はいずれの都道府県でもっとも小さい。ただし、都道府県別の結果では、単独世帯割合要因と世帯規模要因はいずれもすべての都道府県で平均世帯人員を減少させる方向に作用しているが、夫婦のみ世帯割合要因は、6道県（北海道、和歌山県、広島県、山口県、宮崎県、鹿児島県）で符号がプラスとなり、平均世帯人員を増加させる方向に作用したことを示している。要因ごとに寄与の大きさをみると、単独世帯割合要因では、奈良県（-0.187）、岐阜県（-0.170）、佐賀県（-0.161）と並び、下位の福岡県（-0.094）、宮城県（-0.081）、東京都（-0.017）までの順となる。世帯規模要因では、山形県（-0.280）、秋田県（-0.270）、岩手県（-0.259）から、下位の奈良県（-0.079）、鹿児島県（-0.076）、神奈川県（-0.073）までの順である。また、夫婦のみ世帯割合要因については、寄与の大きさ（絶対値）でみると、上位は山形県（-0.046）、福島県（-0.042）、宮城県（-0.039）と続き、下位の大分県（-0.002）、和歌山県（+0.001）、北海道（+0.000）までの順となる。夫婦のみ世帯割合要因のうちプラスのものは、山口県の0.012がもっとも大きい（絶対値の降順では47都道府県のうちの29位にあたる）、それ以外の5道県の値は0.000（北海道）～0.003（広島県、鹿児島県、宮崎県）とかなり小さい。

寄与の割合でみると、単独世帯割合要因においては、奈良県（68.3%）、鹿児島県（62.7%）、埼玉県（56.7%）など13県で50を超えており、岩手県（27.1%）、宮城県（24.4%）、東京都（15.3%）の3都県以外は30以上を占めている。世帯規模要因については、東京都（72.9%）、岩手県（64.6%）、宮城県（63.9%）など26道県で50を超える一方、もっとも小さい奈良県（28.6%）を始め、滋賀県（36.1%）、神奈川県（37.5%）など5県では40を下回る。また、夫婦のみ世帯割合要因については、東京都（11.8%）がもっとも大きく、宮城県（11.7%）、福島県（10.5%）と続く。要因ごとに、両期間の寄与の割合を比較すると、単独世帯割合要因では20県、夫婦のみ世帯割合要因では4都県、世帯規模要因では38都道府県で、1995～2015年よりも2015～2040年のほうが大きい。とくに東京都は、単独世帯割合要因の寄与の割合が1995～2015年の63.8%から、2015～2040年の15.3%と大きく低下しており、2015～2040年では平均世帯人員の減少の約85%は世帯規模要因によって生じていることが示す結果となった。

IV. 考察とまとめ

世帯規模に着目した要因分解によれば、全国としてみたときの1995～2015年の平均世帯人員の変化は、単独世帯割合要因と世帯規模要因のそれぞれが減少させる方向に作用しており、両要因の比較では、世帯規模要因の影響のほうが大きかったことが分かる。これらの傾向は、2015～2040年についても同様であった。また、都道府県別にみても、単独世帯割合要因と世帯規模要因はいずれも、両期間とも、すべての都道府県において、平均世帯人員を減少させる方向に作用していた。世帯規模要因の方がより大きな影響を及ぼすという傾向も、都道府県別にみてもおおむね同様だが、1995～2015年については東京都、2015～2040年については奈良県で、それとは逆に、単独世帯割合要因の方が世帯規模要因よりも大きな作用を及ぼしていることが示された。

東京都の単独世帯割合は、1995年で38.1%と、すでに全国値（25.6%）に比べて10ポイント以上高い水準にあった。2015年には47.3%まで約9ポイント上昇しており、全国値（34.5%）に比べるとやはり10ポイント以上高い。社人研推計による2040年の値は48.1%で、全国値（39.3%）に比べると依然として10ポイント近く高いが、2015年と比べると1ポイント弱の上昇にとどまっている。一方の奈良県については、単独世帯割合が1995年に17.7%、2015年には8ポイント上昇して25.7%となり、2040年にはさらに8ポイント程度上昇して33.4%となると推計されている。奈良県の単独世帯割合は、3時点とも47都道府県のなかで40位以下と最も低い水準であるが、2015～2040年の単独世帯割合の上昇幅は47都道府県中でもっとも大きい。世帯規模に着目した要因分解においては、都道府県の平均世帯人員の減少は、世帯規模の変化による部分が相対的に大きい。単独世帯割合の増大のスピードが現れやすいと推察される。

家族類型による要因分解として、平均世帯人員の変化を単独世帯割合、夫婦のみ世帯割合、単独世帯と夫婦のみ世帯以外の世帯における平均世帯人員（世帯規模要因）、という

3つの要因で見た場合、いずれの期間においても、平均世帯人員の変化の大部分は単独世帯割合要因と世帯規模要因で説明されることが示された。3つの要因は、ほとんどは平均世帯人員を減少させる方向に作用しているが、夫婦のみ世帯割合要因については、2015～2040年における6道県では平均世帯人員を増加させる効果を生じていた。これらの6道県では、2015～2040年に夫婦のみ世帯割合が減少しているが、それと単独・夫婦のみ世帯以外の平均世帯人員の項との相殺で夫婦のみ世帯割合要因に増加の効果が現れたものと考えられる。夫婦のみ世帯の都道府県別の動向は、現在（2015年国勢調査）までは世帯数、割合ともにおおむね増加傾向にあったが、社人研推計では次第に世帯数の減少する都道府県が増え、それに続いて割合の低下する都道府県も現れる。夫婦のみ世帯は、無子夫婦の増加や子の離家（親子の非同居）の増加などによって増加し、未婚化や夫婦の離死別、子との再同居などによって減少するなど、多様な人口事象や世帯変動に関連している。平均世帯人員の変化に対する寄与の割合としては夫婦のみ世帯割合要因は他の2要因に比して小さいが、今後の世帯の動向のなかでは、夫婦のみ世帯の動きにも注視する必要がある。

家族類型による3要因での要因分解では、全国でみると、単独世帯割合要因と世帯規模要因の寄与は、1995～2015年については、世帯規模による2要因での要因分解とは逆に、単独世帯割合要因の方が大きいものとなったが、2015～2040年については、2要因での場合と同様に、世帯規模要因の方が大きいものとなった。都道府県別の傾向も、この全国における傾向に似ており、1995～2015年では半数を超える都道府県で単独世帯割合要因の方が大きく、2015～2040年では約3分の2の都道府県で世帯規模要因の方が大きな寄与を示している。とくに、2015～2040年においては、東京都では世帯規模要因の寄与の割合は72.9と他の道府県に比べてきわめて高く、この間の平均世帯人員の減少の大部分は世帯規模要因によることが示されている。前述の通り、東京都の単独世帯割合は、2015年、2040年のいずれにおいても50%に近く、この間の上昇幅は小さい。社人研推計によれば、東京都の単独世帯は世帯数では2035年から2040年にかけて減少に転じるとされており、東京都の単独世帯化は上限に達しつつあると考えられる。こうしたことから、東京都においては、単独世帯のシェアは依然として大きいものの、単独世帯や夫婦のみ世帯以外の世帯の縮小が、今後の平均世帯人員全体の減少により大きな影響を及ぼすようになるといえる。

都道府県別の平均世帯人員の変化に対する単独世帯割合要因や夫婦のみ世帯割合要因、世帯規模要因は、それぞれ要因ごとに作用の方向はおおむね一致しているが、寄与の大きさや割合は県ごとに異なる様相を示している。その背景には、家族類型として現れる世帯形成行動の地域差がある。本稿で検討した平均世帯人員減少の要因分解によって、平均世帯人員が地域の家族類型の構成の変化を総合的に表す指標として利用できる可能性が示された。今回はその端緒として、20年～25年という長期間の変化のみを観察したが、例えば5年ごとの変化を観察することで、地域ごとの世帯形成行動の変化をより詳しく検討することができよう。また、単独世帯については、年齢分布にも地域差があることから、ここでの要因分解に単独世帯の年齢を加味するといった試みにも検討の余地がある。今後、そうした点からの検証を行い、現実の世帯形成行動の変化の把握や都道府県別世帯数の将来

推計での仮定値設定における平均世帯人員の新たな活用可能性を探っていきたい。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者：石井太（H29・H30年度）・小池司朗（R1年度），課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

参考文献

- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2015（平成27）～2040（平成52）年— 2018年推計』人口問題研究資料第339号。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2019）『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）—2015（平成27）～2040（平成52）年— 2019年推計』人口問題研究資料第343号。
- Das Gupta, P. (1993) *Standardization and Decomposition of Rates: A User's Manual*, U.S. Bureau of the Census, Current Population Reports, Series P23-186, U.S. Government Printing Office, Washington, DC.

A Decomposition of the Decrease in Average Household Size in Japan

KOYAMA Yasuyo

Since the 1970s, the average household size has consistently declined, owing to an increasing number of households with a smaller number of members and a decreasing number of households with a larger number of members. Conversely, regarding family type, it can be inferred that this is due to an increasing number of single households and a decreasing number of multi-generation households, which tend to contain many members.

This study used a decomposition method to measure the extent to which household size and family type reduce the average household size. A decomposition method of average household size by family type has specifically been developed.

As a result of the decomposition, the kinds of changes that reduced the average household size for each household size and family type became apparent. Additionally, regional differences were identified. As an indicator of changes in family formation and its regional differences, new possibilities have been examined for using the average household size.

Keywords: average household size, number of household members, family type, decomposition

特集 I : 世帯推計

世帯規模別分布に関する統計分析

鈴木 透

世帯単位でみた規模別分布と、個人単位でみた所属世帯規模別分布（プロペンシティ）のモメント間の関係について整理する。1950～2015年国勢調査から求めたモメントによると、分散は平均より急速に縮小したが、1975～95年には例外的に平均の縮小の方が急激だった。単独世帯割合は直線的に増加しており、増加率はむしろ減速している。与えられた平均に合わせて世帯規模別分布を変化させる線型変化比モデルを提示し、全国世帯数の将来推計と比較する。また2015年国勢調査の都道府県別平均世帯に適用し、実際の世帯規模別分布と比較する。統計表が「1人以上」でまとめられていることで生じる分散の過小評価を補正する方法を論じる。戦前の国勢調査データに対し、本稿で論じた手法を適用する。

キーワード：世帯規模、モメント、プロペンシティ

I. はじめに

世帯規模の縮小、特に単独世帯の増加は、福祉行政はもちろん住宅需要や消費行動等の幅広い分野に重要な影響をもたらす。国立社会保障・人口問題研究所（2018）の世帯数の将来推計では、将来の平均世帯規模と、「単独」「夫婦のみ」「夫婦と子」「ひとり親と子」「その他」の5類型別世帯数が得られる。しかし世帯規模の分散等の高次モメントや、単独（1人）世帯以外の規模別分布は得られない。本稿は将来の平均世帯規模から、世帯規模別分布を導くリレーショナル・モデルについて論じる。

世帯単位でみた世帯規模別分布に加え、世帯員単位でみた所属世帯規模別分布（プロペンシティ）を考えることができる。世帯推計の手法としてのプロペンシティ法は、世帯員単位の分布こそが個々人の行動を反映した基本的な概念であると考え、将来の所属世帯別分布を仮定した上で、それを世帯別分布に置き換える方法である。世帯規模以外の世帯類型別に将来推計を行う場合、将来の類型別平均規模を合わせて仮定する必要がある。

多くの人口分析では平均等の代表値を論じれば十分だが、それでは不足な場合に分散が用いられることもある。3次モメントが必要とされることはほとんどないが、所属世帯規模分布（プロペンシティ）の分散には世帯規模分布の3次モメントが関わっている。そこで以下ではまず、二種類の規模別分布のモメント間の関係について整理しておく。次いで平均と分散の変化、変化比の直線性を仮定した規模別分布の予測モデルとその適用例について論じる。世帯規模別世帯数の表はスペースを取るのので、附表としてまとめた。

II. 世帯規模分布と所属世帯規模分布

世帯類型 i の世帯数を H_i 、その平均規模を h_i とする。類型 i に所属する世帯員は $M_i = h_i H_i$ 人ということになる。世帯類型別分布と所属世帯類型別分布（プロペンシティ）は、

$$\text{世帯類型分布} \quad f_i = H_i / \sum_i H_i,$$

$$\text{所属世帯類型分布（プロペンシティ）} \quad g_i = M_i / \sum_i M_i = h_i H_i / \sum_i h_i H_i.$$

プロペンシティ法は将来の g_i を設定し、それを別に得られた将来推計人口に乗じて所属世帯類型別人口 M_i を求め、仮定された将来の類型別平均規模 h_i を用いて類型別世帯数 $H_i = M_i / h_i$ を得る方法である。オーストラリアとニュージーランドの公式推計では、世帯主率法ではなくプロペンシティ法が用いられている（Australian Bureau of Statistics 2010, Statistics New Zealand, 2004）。これは世帯主や世帯の代表者という概念を回避し、世帯員をすべて平等に扱うことで、フェミニスト等からの批判を避けるためと思われる。

以下では類型が世帯規模そのもので、 $M_i = i H_i$ となる場合について考える。まず世帯規模別分布 f_i による次のモメントを定義しておく。

$$\text{(平均)} \quad h = \sum_i i f_i,$$

$$\text{(分散)} \quad \sigma_h^2 = \sum_i i^2 f_i - h^2,$$

$$\text{(3次モメント)} \quad \kappa_h^3 = \sum_i i^3 f_i - 3\sigma_h^2 h - h^3.$$

所属世帯規模別分布（プロペンシティ）は、平均世帯規模 h を用いて $g_i = i f_i / h$ となる。所属世帯規模の平均は、平均世帯規模 h に変動係数を加えたものになる。

$$m = h + \sigma_h^2 / h. \quad (1)$$

この関係は娘数（子ども数）と姉妹数（きょうだい数）の関係と同じで、良く知られている（Goodman, et al. 1975, Pullum, 1982）。確率過程でいう時間平均と事象平均の関係も同じ形式である（宮沢 1993）。なお、統計表の最大カテゴリーが「 I 人以上」とまとめられている場合、 σ_h^2 の値は正確ではなく、したがって m も正確な値は得られないことになる。

所属世帯規模の平均に世帯規模の分散が関わっているように、所属世帯規模の分散には世帯規模の3次モメントが関わってくる。

$$\sigma_m^2 = \kappa_h^3/h + \sigma_h^2(1 - \sigma_h^2/h^2). \quad (2)$$

平均については常に $h < m$ が成り立つが、 σ_h^2 と σ_m^2 の大小関係はすぐにはわからない。特別な場合として、 f_i がポアソン分布であれば $h = \sigma_h^2 = \kappa_h^3$ だから、 $\sigma_h^2 = \sigma_m^2$ となる。また幾何分布（失敗の確率 π で i 回目に失敗する）であれば、モメントは次のようになる。

$$h = 1/\pi, \sigma_h^2 = (1-\pi)/\pi^2, \kappa_h^3 = (1-\pi)(2-\pi)/\pi^3.$$

モメント間の関係は $\sigma_h^2 = h(h-1)$ 、 $\kappa_h^3 = \sigma_h^2(2h-1)$ となり、幾何分布では $\sigma_m^2 = 2\sigma_h^2$ となることが確認できる。

表1 世帯規模と所属世帯規模のモメント

	世帯規模分布			所属世帯規模分布		比較	
	h	σ_h^2	κ_h^3	m	σ_m^2	m/h	σ_m^2/σ_h^2
(普通世帯)							
1950	4.9735	5.7808	6.6573	6.1358	5.7684	1.2337	0.9978
1955	4.9697	5.1847	6.1120	6.0130	5.3261	1.2099	1.0273
1960	4.5442	4.4500	4.9639	5.5235	4.5834	1.2155	1.0300
1965	4.0494	3.6165	3.8737	4.9425	3.7755	1.2205	1.0440
1970	3.6883	2.9447	2.4549	4.4867	2.9729	1.2165	1.0096
1975	3.4528	2.6857	1.9797	4.2306	2.6540	1.2253	0.9882
1980	3.3347	2.6312	1.7858	4.1237	2.5441	1.2366	0.9669
1985	3.2302	2.6239	1.9168	4.0425	2.5574	1.2515	0.9747
1990	3.0637	2.5792	2.3064	3.9056	2.6233	1.2748	1.0171
1995	2.8773	2.4541	2.6451	3.7303	2.6460	1.2964	1.0782
2000	2.7126	2.2594	2.7096	3.5455	2.5645	1.3071	1.1350
2005	2.5821	2.0856	2.6385	3.3898	2.4550	1.3128	1.1771
2010	2.4497	1.9303	2.5487	3.2377	2.3498	1.3217	1.2173
2015	2.3553	1.8058	2.4134	3.1220	2.2426	1.3255	1.2419
(一般世帯)							
1980	3.2228	2.7538	2.0162	4.0772	2.6493	1.2651	0.9620
1985	3.1420	2.7090	2.1197	4.0042	2.6403	1.2744	0.9746
1990	2.9885	2.6348	2.4969	3.8702	2.6930	1.2950	1.0221
1995	2.8165	2.4851	2.7987	3.6989	2.7003	1.3133	1.0866
2000	2.6661	2.2756	2.8172	3.5196	2.6037	1.3201	1.1442
2005	2.5472	2.0935	2.7121	3.3691	2.4828	1.3227	1.1859
2010	2.4217	1.9329	2.6034	3.2198	2.3709	1.3296	1.2266
2015	2.3306	1.8057	2.4577	3.1054	2.2600	1.3324	1.2516

国勢調査における世帯規模別世帯数を附表 1 に、それに依拠して計算した日本の普通世帯および一般世帯の各種モメントの推移を表 1 に示した。平均はもちろん縮小しているが、所属世帯規模平均 m は世帯規模平均 h より変化がやや緩慢で、 m/h 比は増加傾向にある。世帯規模分散 σ_h^2 は、1950年および1975~85年には所属世帯規模分散 σ_m^2 より大きかったが、近年は σ_m^2 のの方が大きく、その比 σ_m^2/σ_h^2 は拡大する傾向にある。したがって世帯規模分布は1990年代まではポアソン分布に近い形だったのが、近年は幾何分布に近い形に向かって変化し始めたと考えられることもできよう。3次モメントが常に正なのは、世帯規模分布が h の右に尾を引く形であることを示唆している。

III. 平均に対する弾力性

図 1 には世帯規模の平均 (h) と分散 (σ_h^2) の関係を散布図で示した。変化率がわかりやすいよう縦横軸とも常用対数を用いており、0.5は $\sqrt{10} \approx 3.1623$ に対応する。普通世帯の規模は1950~55年にはほとんど変わらず、分散だけが縮小した。これは図 2 にみるように、単独世帯と 3 人世帯の割合が低下し、それ以外が増加したことによる。1950年代に50%以上を占めた 5 人以上世帯は1960~70年代に急減し、4 人世帯への集中が進んだ。この時期、分散は平均より急激に縮小した。1975~95年には平均が急速に縮小したのに比べ、分散の変化は緩慢だった。この時期は平均に近い 3 人世帯の割合が安定しており、単独・2 人世帯の割合の上昇と 4 人以上世帯の割合の低下が、分散より平均を急速に縮小させたためと見られる。1995年以後は分散の縮小が加速したが、これは 3 人世帯の割合も低下に転じ、2 人世帯割合の上昇が減速し、単独世帯への集中が進んだことによる。

図 1 平均と分散の変化

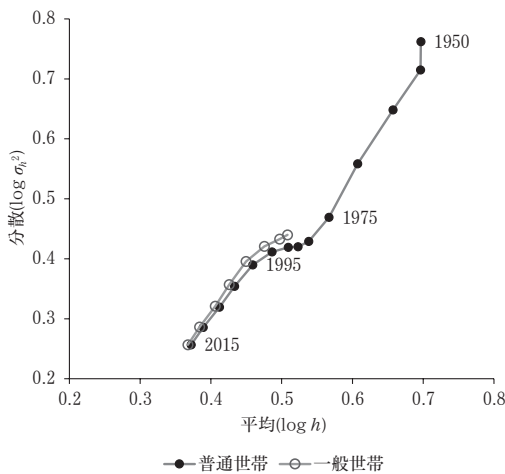
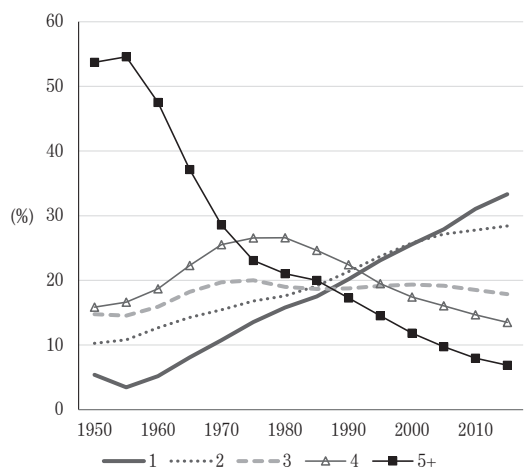


図 2 普通世帯規模別分布(f_i)の推移



このように分散の縮小が平均の縮小より緩慢だった時期もあるが、1950～2015年全体では分散の方が大きく低下しており、弾力性は1より大きいと考えられる。2000～15年の一般世帯で見た場合、平均の年平均増加率は-0.89%、分散は-1.53%で、弾力性は1.7程度になる。つまり平均が1%縮小すれば、分散は1.7%縮小することになる。

図3は平均と単独世帯割合の関係を示したもので、やはり縦横軸とも常用対数で表示しており、-1は0.1（10%）に該当する。これによると単独世帯割合の増加率は1985年以前の方が高く、意外にも近年はむしろ減速したことになる。実際、図2を見ると単独世帯割合は1955年以後ほぼ直線的に増加しており、増加率で見れば減速している。2000～15年の一般世帯で見た場合、平均の年平均増加率は前述のように-0.89%、単独世帯割合は1.51%で、弾力性は-1.7程度になる。つまり平均が1%縮小すれば単独世帯割合は1.7%増加していることになり、符号が異なるだけで分散の弾力性とほぼ同じである。

図3 平均と単独割合の推移

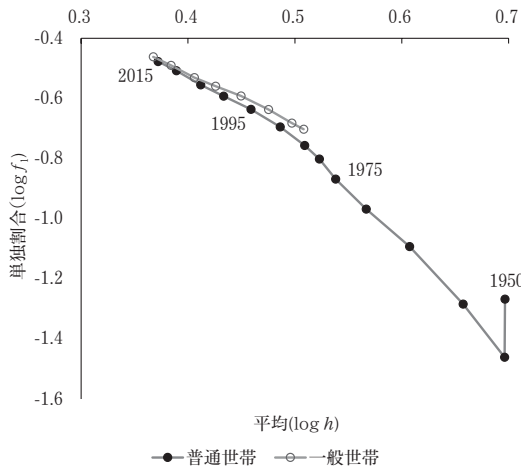
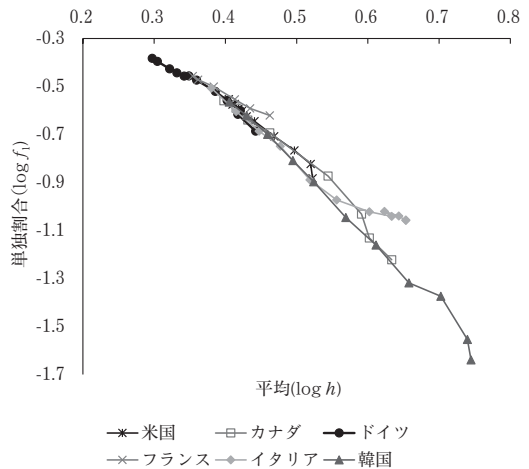


図4 平均と単独割合の推移：諸外国

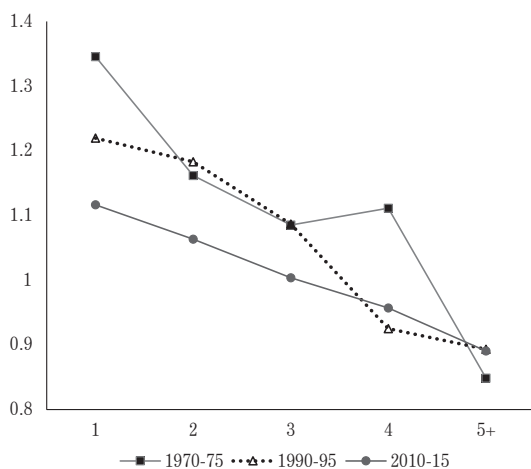


分散と異なり単独世帯割合は比較的入手しやすいので、図4には米国、カナダ、ドイツ、フランス、イタリア、韓国の平均と単独世帯割合の関係を示した（附表2も参照）。これによると各国の世帯変動は、おおむね似通った軌跡を示している。フランスとドイツの弾力性が低いので、変化が進むほど弾力性が低下するよう見えるが、国別に見て必ずしも弾力性が低下するわけではない。グラフが重なっていてわかりにくいのが、最も特異な動きをしているのは米国で、1980年以後は平均の縮小も単独世帯割合の上昇も非常に緩慢で、一時的に変化の方向が逆転した期間もある。このため、近年の弾力性はきわめて不安定である。これは先進国としては出生率が高く、同棲カップルを含めればユニオン形成も減少しておらず、離婚率も1970年代以降は低下しているなど（Jacobsen, et al., 2012）、小世帯化・単独世帯化を促進する要因が少ないためと考えられる。それ以外の国の1999年以後データがある最新年次までの弾力性は、フランス（-1.48）は絶対値が日本より小さく、

カナダ (-1.83) とドイツ (-1.75) は日本と同程度で、イタリア (-2.85) と韓国 (-2.38) は日本より大きい。

IV. 線型変化比モデル

図5 普通世帯のプロペンシティの変化比



プロペンシティ法の一例として、与えられた平均世帯規模 h^* に合わせてプロペンシティを設定する方法が考えられる。ここでは2回の国勢調査間のプロペンシティの変化比に $g_i^{(2)}/g_i^{(1)}$ 注目する。図5には1970～75年、1990～95年、2010～15年の変化比を示した。1970～75年は4人世帯への集中が進んでいた時期で、4人世帯の変化比が3人世帯より高い。しかし近年は変化比がおおむね直線上に並ぶようになり、特に2010～15年はそうである。この傾向は、一般世帯で見ても同様である。そこで基準人口におけるプロペンシティ g_i と、仮定された

将来の平均世帯規模 h^* を用いて、次の条件下で g_i^*/g_i を直線で表すことを考える。

$$\sum_i g_i^* = 1, \quad (3a)$$

$$\sum_i \frac{g_i^*}{i} = \frac{1}{h^*}. \quad (3b)$$

結果は次のようになる。

$$\frac{g_i^*}{g_i} = 1 + \frac{m}{m-h} \frac{h-h^*}{h^*} - \frac{m}{m-h} \frac{h-h^*}{h^*} i. \quad (4)$$

これを $f_i = h g_i/i$ および(1)を用いて世帯規模の変化比に直すと、

$$\frac{f_i^*}{f_i} = 1 + \frac{h-h^*}{\sigma_h^2} h - \frac{h-h^*}{\sigma_h^2} i. \quad (5)$$

二つの直線を比較すると、プロペンシティの変化比は世帯規模の変化比を h/h^* 倍しただけであることがわかる。

$$\frac{g_i^*}{g_i} = \frac{h}{h^*} \frac{f_i^*}{f_i}. \quad (6)$$

つまり与えられた平均世帯規模に合わせて世帯規模分布を設定しても所属世帯規模分布（プロペンシティ）を設定しても同じことで、両者は簡単に変換できる。以下では世帯規模分布の変化比に関する直線(5)について考察する。 f_i^* にもとづく分散は、

$$\sigma_h^{2*} = \frac{h^*}{h} \sigma_h^2 + (h-h^*) \left(h^* - h \frac{\sigma_m^2}{\sigma_h^2} \right). \quad (7)$$

右辺第2項に着目すると、平均が縮小していれば第1のカッコは正である。表1で見たとおり1990年以後は $\sigma_m^2/\sigma_h^2 > 1$ だから、第2のカッコは負になるだろう。したがって線型変化比モデルでは、分散の弾力性は1より小さくなると思われる。

単独世帯割合の変化率は、次のように表せる。

$$\frac{f_1^* - f_1}{f_1} = - \frac{h(h-1)}{\sigma_h^2} \frac{h^* - h}{h}. \quad (8)$$

右辺の $(h^* - h)/h$ は平均の変化率だから、 $-h(h-1)/\sigma_h^2$ が弾力性ということになる。近年は $h/\sigma_h^2 > 1$ なので、弾力性の絶対値は1より大きいと考えてよいだろう。

V. 全国推計への適用

表2は国勢調査の規模別一般世帯数分布を基準とし、5～15年後の平均世帯規模 h^* が正確に予測できた場合の規模別分布の予測値の評価である。予測値を f_i^* 、5～15年後の実測値を $f_i^{(c)}$ として、誤差の絶対値の合計は次のように求めた。

$$\sum_{i=1}^5 |f_i^{(c)} - f_i^*|. \quad (9)$$

表2によると、最近ほど予測の精度は向上している。これは図5にみるように最近ほど変化比が直線上に並ぶようになったことに加え、平均の縮小が減速していることも寄与している。平均が大きく変化すれば、それだけ分布の変化も大きく、誤差を生じる余地が増える。また平均の変化が大きければ直線の傾きも大きくなり、負の値が生じる可能性も高まる。一般に $f_i^* < 0$ となる条件は、

$$\frac{\sigma_h^2}{h-h^*} < i-h. \quad (10)$$

表1で見たように2015年の $h = 2.33$ 、 $\sigma_h^2 = 1.8$ だから、 $h-h^*$ が0.674を超えると $5 - 2.33 = 2.67$ を下回る。つまり平均が $2.33 - 0.674 = 1.656$ まで低下しない限り、負の値が生じる心配はしなくてよい。

表2 一般世帯規模分布の予測の精度

期間	パラメタ				予測値					誤差の絶対値の合計
	h	σ_h^2	h^*	$h^* - h$	1	2	3	4	5+	
(5年間)										
1980~1985	3.2228	2.7538	3.1420	-0.0807	0.2113	0.1735	0.1819	0.2474	0.1859	0.1023
1985~1990	3.1420	2.7090	2.9885	-0.1535	0.2331	0.1958	0.1808	0.2251	0.1651	0.0929
1990~1995	2.9885	2.6348	2.8165	-0.1720	0.2608	0.2191	0.1806	0.2018	0.1377	0.0909
1995~2000	2.8165	2.4851	2.6661	-0.1505	0.2842	0.2410	0.1832	0.1750	0.1167	0.0780
2000~2005	2.6661	2.2756	2.5472	-0.1188	0.3000	0.2598	0.1850	0.1576	0.0976	0.0535
2005~2010	2.5472	2.0935	2.4217	-0.1255	0.3220	0.2742	0.1823	0.1434	0.0781	0.0330
2010~2015	2.4217	1.9329	2.3306	-0.0911	0.3454	0.2779	0.1768	0.1332	0.0667	0.0246
(10年間)										
1980~1990	3.2228	2.7538	2.9885	-0.2342	0.2358	0.1849	0.1842	0.2365	0.1586	0.1147
1985~1995	3.1420	2.7090	2.8165	-0.3255	0.2614	0.2092	0.1825	0.2123	0.1348	0.1070
1990~2000	2.9885	2.6348	2.6661	-0.3225	0.2871	0.2307	0.1805	0.1893	0.1124	0.1039
1995~2005	2.8165	2.4851	2.5472	-0.2693	0.3064	0.2499	0.1815	0.1644	0.0977	0.0801
2000~2010	2.6661	2.2756	2.4217	-0.2444	0.3254	0.2690	0.1816	0.1451	0.0790	0.0358
2005~2015	2.5472	2.0935	2.3306	-0.2166	0.3418	0.2805	0.1787	0.1335	0.0656	0.0295
(15年間)										
1980~1995	3.2228	2.7538	2.8165	-0.4062	0.2634	0.1977	0.1867	0.2242	0.1280	0.1244
1985~2000	3.1420	2.7090	2.6661	-0.4760	0.2861	0.2208	0.1839	0.2010	0.1082	0.1169
1990~2005	2.9885	2.6348	2.5472	-0.4413	0.3078	0.2399	0.1804	0.1795	0.0925	0.1026
1995~2010	2.8165	2.4851	2.4217	-0.3949	0.3299	0.2594	0.1798	0.1531	0.0778	0.0585
2000~2015	2.6661	2.2756	2.3306	-0.3354	0.3438	0.2757	0.1791	0.1361	0.0654	0.0322

表3は将来の規模別分布の予測値である。基本パラメタである平均 h と分散 σ_h^2 は2015年の値、将来の平均 h^* は国立社会保障・人口問題研究所(2018)の将来推計値を用い、線型変化比モデルによって将来の規模別分布を求めた。それを一般世帯数の将来推計値に乘じて規模別世帯数を求めた。将来推計では規模別世帯数ではなく家族類型(「単独」「夫婦のみ」「夫婦と子」「ひとり親と子」「その他」)別の一般世帯数を求めており、直接比較できるのは単独世帯数だけである。表3によると、線型変化比モデルは将来推計より単独世帯数を多めに評価するが、その差は小さいと言える。

表3 規模別一般世帯数の予測値と単独世帯数の評価

	平均(h)	一般世帯数(千世帯)						単独世帯 ¹⁾	誤差率(%)
		総数 ¹⁾	1	2	3	4	5+		
2015	2.33	53,332	18,418	14,877	9,365	7,069	3,603	18,418	—
2020	2.26	54,107	19,722	15,301	9,236	6,673	3,175	19,342	1.96
2025	2.19	54,116	20,576	15,474	9,020	6,265	2,782	19,960	3.09
2030	2.15	53,484	20,992	15,425	8,747	5,875	2,445	20,254	3.64
2035	2.10	52,315	21,019	15,185	8,431	5,513	2,167	20,233	3.88
2040	2.08	50,757	20,735	14,802	8,093	5,184	1,944	19,944	3.96

1) 国立社会保障・人口問題研究所(2018)による。

VI. 都道府県別平均への適用

2015年国勢調査の全国における世帯規模別分布 f_i とそのモメント h および σ_h^2 を基準とし、都道府県別平均世帯規模 h^* を用いて世帯規模分布 f_i^* を予測し、それを国勢調査の実測値と比較した結果を表4に示した。

表4 都道府県別世帯規模分布の予測の評価：2015年

	平均	分散	誤差					誤差の絶対
	h	σ_h^2	$f_1^* - f_1$	$f_2^* - f_2$	$f_3^* - f_3$	$f_4^* - f_4$	$f_{5+}^* - f_{5+}$	値の和
全国	2.3306	1.8057	—	—	—	—	—	—
北海道	2.1320	1.4118	0.0230	-0.0318	-0.0006	0.0057	0.0037	0.0648
青森県	2.4820	2.0967	0.0055	-0.0196	-0.0023	0.0248	-0.0085	0.0606
岩手県	2.5381	2.3213	-0.0110	-0.0089	0.0053	0.0304	-0.0157	0.0713
宮城県	2.4271	2.1433	-0.0228	0.0180	0.0043	0.0109	-0.0104	0.0665
秋田県	2.5538	2.1764	0.0094	-0.0284	-0.0010	0.0296	-0.0097	0.0780
山形県	2.7847	2.6508	-0.0252	-0.0050	0.0147	0.0421	-0.0267	0.1136
福島県	2.5569	2.3763	-0.0182	-0.0019	0.0098	0.0276	-0.0173	0.0748
茨城県	2.5462	2.0796	0.0069	-0.0144	-0.0017	0.0119	-0.0027	0.0375
栃木県	2.5400	2.0679	0.0037	-0.0077	-0.0034	0.0100	-0.0025	0.0272
群馬県	2.4957	1.8956	0.0170	-0.0175	-0.0064	0.0031	0.0038	0.0478
埼玉県	2.4081	1.6930	0.0208	-0.0096	-0.0146	-0.0102	0.0135	0.0687
千葉県	2.3488	1.6789	0.0171	-0.0108	-0.0090	-0.0083	0.0110	0.0561
東京都	1.9901	1.3959	-0.0410	0.0545	0.0053	-0.0141	-0.0048	0.1197
神奈川県	2.2612	1.5587	0.0080	0.0059	-0.0110	-0.0153	0.0123	0.0525
新潟県	2.6536	2.3935	-0.0128	-0.0062	0.0069	0.0292	-0.0171	0.0723
富山県	2.6640	2.2603	-0.0010	-0.0116	0.0012	0.0213	-0.0100	0.0451
石川県	2.4756	2.0611	-0.0066	0.0005	0.0054	0.0079	-0.0071	0.0275
福井県	2.7492	2.5541	-0.0250	-0.0008	0.0192	0.0318	-0.0251	0.1020
山梨県	2.4673	1.8993	0.0153	-0.0200	-0.0031	0.0079	-0.0001	0.0464
長野県	2.5464	2.0802	0.0118	-0.0261	0.0025	0.0182	-0.0065	0.0651
岐阜県	2.6499	2.1745	0.0061	-0.0185	0.0061	0.0124	-0.0061	0.0491
静岡県	2.5394	2.0580	0.0069	-0.0142	-0.0010	0.0121	-0.0039	0.0381
愛知県	2.4075	1.9098	-0.0090	0.0139	0.0028	-0.0078	0.0001	0.0336
三重県	2.4715	1.8963	0.0153	-0.0206	0.0021	0.0006	0.0026	0.0411
滋賀県	2.5928	2.1221	-0.0059	0.0036	0.0068	-0.0009	-0.0035	0.0208
京都府	2.2220	1.6575	-0.0092	0.0135	0.0038	-0.0082	0.0001	0.0347
大阪府	2.2172	1.5859	-0.0011	0.0066	0.0018	-0.0113	0.0040	0.0249
兵庫県	2.3491	1.7115	0.0136	-0.0110	-0.0029	-0.0068	0.0071	0.0414
奈良県	2.5225	1.7759	0.0395	-0.0416	-0.0081	-0.0030	0.0132	0.1054
和歌山県	2.3995	1.7177	0.0343	-0.0419	-0.0040	0.0046	0.0070	0.0918
鳥取県	2.5675	2.2940	-0.0098	-0.0084	0.0079	0.0264	-0.0160	0.0685
島根県	2.5344	2.3215	-0.0086	-0.0177	0.0115	0.0345	-0.0198	0.0921
岡山県	2.4259	1.9691	-0.0011	-0.0053	0.0056	0.0057	-0.0049	0.0226
広島県	2.2937	1.6792	0.0098	-0.0100	-0.0006	-0.0024	0.0031	0.0258
山口県	2.2704	1.6106	0.0274	-0.0390	0.0015	0.0083	0.0018	0.0781
徳島県	2.3927	1.8869	0.0080	-0.0147	0.0006	0.0078	-0.0016	0.0327
香川県	2.3862	1.8114	0.0157	-0.0212	-0.0006	0.0044	0.0018	0.0436
愛媛県	2.2807	1.6280	0.0222	-0.0283	-0.0019	0.0048	0.0032	0.0604
高知県	2.2021	1.5762	0.0138	-0.0213	0.0008	0.0073	-0.0006	0.0437
福岡県	2.2581	1.7538	-0.0099	0.0105	0.0037	-0.0004	-0.0040	0.0284
佐賀県	2.6743	2.4361	-0.0108	-0.0129	0.0105	0.0321	-0.0189	0.0852
長崎県	2.3716	1.8762	0.0156	-0.0306	0.0026	0.0175	-0.0050	0.0713
熊本県	2.4596	2.0606	0.0033	-0.0174	0.0053	0.0165	-0.0078	0.0502
大分県	2.3207	1.7577	0.0158	-0.0261	0.0025	0.0095	-0.0017	0.0556
宮崎県	2.3104	1.6773	0.0293	-0.0441	0.0027	0.0130	-0.0009	0.0899
鹿児島県	2.1972	1.5202	0.0227	-0.0359	0.0070	0.0082	-0.0020	0.0757
沖縄県	2.5012	2.1835	-0.0217	0.0158	0.0071	0.0179	-0.0191	0.0816

予測値との乖離が最も大きいのは東京都、次いで山形県で、これらは平均世帯規模が全国値から大きく離れている都県である。3番目に乖離が大きい奈良県は、全国平均世帯規模との差は0.1919で、東京都(-0.3406)や山形県(0.4541)よりはるかに小さい。実際、平均の差の絶対値では第19位に過ぎない。また東京都や山形県では、単独世帯が理論値より多いのに対し、奈良県は2~4人世帯が理論値より多く、分散が小さい分布になっている。

図6に平均(h)と分散(σ_h^2)の散布図を示した。回帰係数が弾力性を表すよう、双方とも対数をとった。確かに奈良県の分散は平均に対し小さく、全体の傾向から乖離している。一方で図7に見るように東京都は単独世帯が異様に多いため、平均に比べ分散が大きい。山形県の平均と分散の関係は、全体的な傾向から大きく外れていない。

図6 都道府県別世帯規模の平均と分散

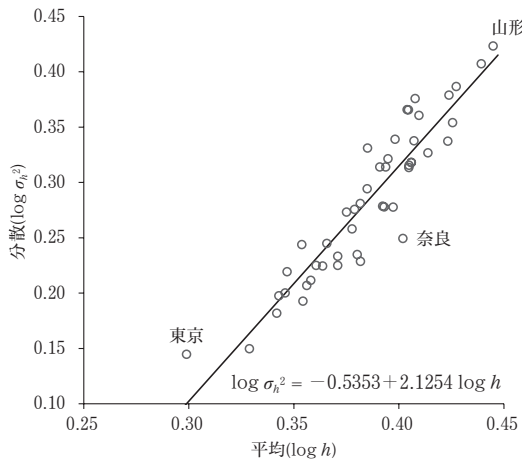
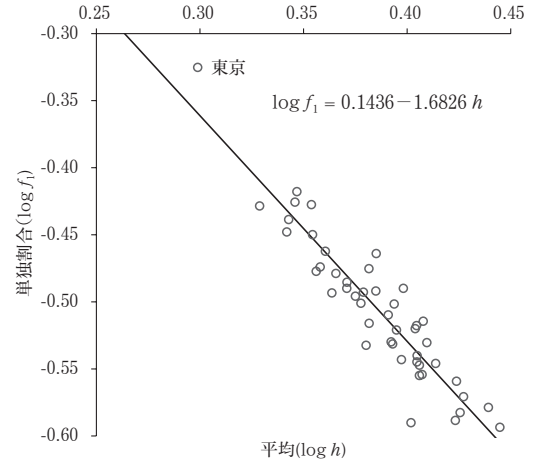


図7 都道府県別世帯規模の平均と単独世帯割合



分散の平均に対する回帰係数は2.1254で、前述した2000~15年の弾力性1.7より大きい。一方で単独世帯割合の回帰係数は-1.6826で、前述の-1.7とほぼ等しい。地域間偏差は時系列的变化に比べ、世帯規模が小さい地域は2~3人世帯に集中する傾向が強いようである。

VII. 分散の過小評価

前述のように実際の国勢調査の統計表は、最後のカテゴリーが「 I 人以上の世帯」とオープンカテゴリーになっており、このような表にもとづいて計算した分散は過小評価になる。この I 人以上の世帯の規模の条件付平均を h_I とする。実際の統計表では、 h_I は I 人以上の世帯数/ I 人以上の世帯に所属する世帯員数で求められる。 I 人未満の世帯については、 i 人世帯の世帯数 $\times i$ で所属成員数が得られるから、 $I-1$ 人世帯までの合計を世帯員総数

から引けば I 人以上の世帯に所属する世帯員数が得られる。統計表から計算される分散は、

$$\sigma_h^2 = \sum_{i=1}^{I-1} i^2 f_i + h_I^2(1 - F_{I-1}) - h_2. \quad (11)$$

$I+1$ 人以上の世帯が 1 世帯でもあれば、(11)で計算される分散は真の分散より小さくなるだろう。過小評価の度合いは、 I 人以上の世帯の割合 $1 - F_{I-1}$ が大きいほど大きくなることが予想される。2010年国勢調査では、普通世帯でも一般世帯でも $1 - F_{I-1}$ は 0.014% で、過小評価があってもごくわずかだろう。しかし1950年の普通世帯では、 $1 - F_{I-1}$ は 4% を超えており、計算された分散はかなりの過小評価になっている可能性がある。

ここでは I 人以上の世帯が失敗確率 $\pi = 1/(h_I - I + 1)$ の幾何分布に従うと仮定し、分散の過小評価を補正する方法を考える。確率関数は、

$$f_{I-1+j} = (1 - F_{I-1})(1 - \pi)^{j-1}\pi, \quad j = 1, \dots, \infty. \quad (12)$$

この場合、正しい分散は(11)で計算される分散に次のような補正項が付いた形になる。

$$\sigma_h^{2*} = \sigma_h^2 + (1 - F_I)(h_I - I + 1)(h_I - I). \quad (13)$$

補正項は I 人以上の世帯の割合 $1 - F_{I-1}$ に比例して大きくなり、条件付平均 h_I に対しては放物線を描いて大きくなる。

表 5 普通世帯の分散の補正

	10人以上割合 $1 - F_9$	条件付平均 h_{10}	分散 σ_h^2	補正後分散 σ_h^{2*}	差 $\sigma_h^2 - \sigma_h^{2*}$
1950	0.04214	10.82	5.7808	5.8438	0.0630
1955	0.03450	10.90	5.1847	5.2432	0.0585
1960	0.01858	10.71	4.4500	4.4726	0.0226
1965	0.00752	10.79	3.6165	3.6271	0.0106
1970	0.00252	10.58	2.9447	2.9470	0.0023
1975	0.00112	10.57	2.6857	2.6867	0.0010
1980	0.00067	10.63	2.6312	2.6318	0.0007
1985	0.00047	10.75	2.6239	2.6245	0.0006
1990	0.00031	10.67	2.5792	2.5796	0.0003
1995	0.00023	10.59	2.4541	2.4543	0.0002
2000	0.00020	10.54	2.2594	2.2596	0.0002
2005	0.00020	10.52	2.0856	2.0857	0.0002
2010	0.00019	10.56	1.9303	1.9305	0.0002
2015	0.00014	10.57	1.8058	1.8059	0.0001

表5にはこの方法で分散を補正した結果を示した。「10人以上」で丸めたことによる分散の過小評価は、1950年代にはかなり大きく、小数点以下第1位に影響するほどだった。このため1950～60年代の分散の縮小は、図1に示したものよりさらに大きかったと考えられる。しかし10人以上世帯の割合が急減したことにより、近年はほとんど問題にならない程度に縮小した。10人以上世帯の規模の条件付平均も1960年代までは大きく、分散の過小評価を助長していた。条件付平均は1980年代に一時上昇したが、2000年以後は10.52～10.57の範囲で推移している。

VIII. 戦前の国勢調査データの分析

戦前の国勢調査における規模別普通世帯数の統計を見ると、1920年と1930年の報告書では11人以上は5人ごとにまとめて表示し、最終カテゴリーは51人以上の世帯となっている。1930年の朝鮮国勢調査報告でも同様である。実際の統計表は、次のようになっている。

表6 戦前の国勢調査における規模別普通世帯数および世帯人員

規模	日本(1920)			日本(1930)			朝鮮(1930)		
	世帯数	世帯人員	平均規模	世帯数	世帯人員	平均規模	世帯数	世帯人員	平均規模
計	11,122,120	54,336,356	4.89	12,600,276	62,760,821	4.98	3,957,111	20,814,103	5.26
1	641,860	641,860	1	694,063	694,063	1	103,185	103,185	1
2	1,392,026	2,784,052	2	1,480,773	2,961,546	2	342,225	684,450	2
3	1,690,534	5,071,602	3	1,870,115	5,610,345	3	557,497	1,672,491	3
4	1,698,893	6,795,572	4	1,905,489	7,621,956	4	679,805	2,719,220	4
5	1,620,484	8,102,420	5	1,826,367	9,131,835	5	674,825	3,374,125	5
6	1,397,347	8,384,082	6	1,596,536	9,579,216	6	553,802	3,322,812	6
7	1,059,924	7,419,468	7	1,243,343	8,703,401	7	391,781	2,742,467	7
8	702,613	5,620,904	8	851,617	6,812,936	8	255,178	2,041,424	8
9	418,650	3,767,850	9	516,311	4,646,799	9	160,943	1,448,487	9
10	240,002	2,400,020	10	297,722	2,977,220	10	108,092	1,080,920	10
11～15	231,334	2,777,478	12.01	287,836	3,446,495	11.97	120,310	1,454,769	12.09
16～20	20,765	360,680	17.37	23,576	408,915	17.34	8,485	145,320	17.13
21～25	4,488	101,512	22.62	4,352	98,190	22.56	710	16,024	22.57
26～30	1,685	46,628	27.67	1,436	39,616	27.59	180	4,970	27.61
31～35	653	21,430	32.82	397	12,993	32.73	56	1,826	32.61
36～40	359	13,591	37.86	170	6,423	37.78	20	748	37.40
41～45	176	7,528	42.77	71	3,032	42.70	5	216	43.20
46～50	119	5,703	47.92	41	1,960	47.80	6	290	48.33
51+	208	13,976	67.19	61	3,880	63.61	6	359	59.83

この場合の分散は、11人以上の世帯については階級の平均規模の二乗を用いて計算することになり、かなりの過小評価が生じると思われる。51人以上世帯については、1920年日本でもその割合は0.0019%に過ぎず、オープンエンドであることによる過小評価はごく小さいだろう。やはり問題は、11～50人世帯に関する情報が不完全なことによる分散の過小

評価がどの程度かである。

一方、1920年台湾国勢調査では、存在するすべての世帯規模について世帯数が示されている。実際の統計表は附表6の通りで、最大世帯規模はなんと149人である。この表の情報を全て利用して計算した正しい分散が12.93だったのに対し、表6と同じ形式にして5人階級ごとの平均規模によって計算した分散は12.78で、1.17%の過小評価になった。

表6の日本と朝鮮の5人階級を、1人ずつに分解することを考える。一般に*i*人～*i*+4人世帯の合計を H_{5i} 、この階級の平均世帯規模を h_{5i} と表記する。階級内の世帯数 $H_i, H_{i+1}, H_{i+2}, H_{i+3}, H_{i+4}$ が公比 R の等比数列に従うと仮定すると、

$$H_{5i} = H_i \frac{1 - R^5}{1 - R}, \quad (14)$$

$$h_{5i} = \frac{H_i}{H_{5i}} \{(i+4)R^4 + (i+3)R^3 + (i+2)R^2 + (i+1)R + i\}. \quad (15)$$

$Q = h_{5i} - i$ として、これらを満たす R は次の4次方程式の根ということになる。

$$(Q-4)R^4 + (Q-3)R^3 + (Q-2)R^2 + (Q-1)R + Q = 0. \quad (16)$$

これを代数的に解くのは難しいので、表7にはニュートン法によって求めた R の値を示した。世帯規模が35人までは、規模が大きくなるほど公比は1に近づき、勾配は小さくなる。36人以上では結果は不安定で、特に1930年の朝鮮では公比が1を超えており、5人階級内で規模の大きい世帯の方がむしろ多いという結果になっている。これは表7に見るように、階級内の総世帯数が5世帯あるいは6世帯と少なく、世帯数が等比数列に従うという仮定が意味をなさないことによる。5世帯を*i*人～*i*+4人世帯に分配する場合の数はたかだか126通り、6世帯なら230通りなので、すべての場合について階級内平均 h_{5i} を計算すれば実際の分配パターンが見出せるだろうが、ここでは行っていない。また分解した結果を整数化することもしていない。

表8には戦前の日本と朝鮮の世帯規模の平均と分散を示した。やはり統計表通りの分布と階級別平均を用いて計算した分散は過小評価になっており、場合によっては小数点以下第1位から変わって来る。分散の過小評価に従い、所属世帯規模の平均も過小評価されることになる。

表7 規模別世帯数推計のための公比

	日本(1920)	日本(1930)	朝鮮(1930)
11～15人	0.5704	0.5569	0.6055
16～20人	0.7191	0.7088	0.6197
21～25人	0.8238	0.7996	0.8025
26～30人	0.8473	0.8106	0.8206
31～35人	0.9126	0.8719	0.8189
36～40人	0.9313	0.8964	0.7316
41～45人	0.8920	0.8613	1.1057
46～50人	0.9629	0.9067	1.1838

表 8 戦前の普通世帯の平均と分散

		日本(1920)	日本(1930)	朝鮮(1930)	
世帯規模の平均	h	4.8854	4.9809	5.2599	
所属世帯規模の平均	(階級平均による)	m	6.2608	6.3240	6.4504
	(補間分布による)	m^*	6.2676	6.3310	6.4596
世帯規模の分散	(階級平均による)	σ_h^2	6.7192	6.6897	6.2618
	(補間分布による)	σ_h^{2*}	6.7525	6.7245	6.3105

戦前の国勢調査で規模別普通世帯数の詳細な統計表が得られたのは、日本は1920年と1930年、朝鮮は1930年のみ、台湾は1920年のみである。一方、表9に示した年次については普通世帯と人員の総数が得られ、正確な平均世帯規模 (h) を計算できた。この時期、日本帝国内では平均世帯規模はおおむね上昇傾向にあった。出生率上昇と乳幼児死亡率低下による同居子数の増加が主な原因だろう。

平均のみ得られて規模別分布は得ら

れない年次については、線形変化比モデルで推計し、結果を附表7に示した。日本の1925年は1920年を、1935年と1940年は1930年の分布を出発点とした。日本と朝鮮の基準年における分散は、5人階級内の世帯数を補間し過小評価を補正した値(表8の σ_h^{2*})を用いた。

この期間の最頻値は、日本・朝鮮・台湾いずれも4人世帯で変わっていない。戦後日本では核家族化とともに4人世帯への集中が進み、分散が急速に縮小したが、同じような変化は韓国・台湾でも起きただろう。表10にみるように、単独世帯割合は日本に比べ朝鮮では少なく、台湾では多かった。前述のように1920年の台湾の世帯規模の分散は12.93で、非常に分散が大きい分布をしていた。朝鮮と台湾では平均世帯規模が単調に増加したため、単独世帯割合は減少し11人以上世帯の割合は増加した。しかし総世帯数が増加していたため、単独世帯を含め絶対数が減少する場合は稀だった。推計結果が正しい場合、減少したのは日本の2人世帯(1920~25年)と台湾の単独世帯(1920~25年)だけである。

表 9 戦前の国勢調査における普通世帯の平均規模

	年次	普通世帯数	普通世帯人員	平均規模
日本	1920	11,122,120	54,336,356	4.8854
	1925	11,902,593	58,015,326	4.8742
	1930	12,600,276	62,760,821	4.9809
	1935	13,383,349	67,249,793	5.0249
	1940	14,091,157	70,393,324	4.9956
朝鮮	1925	3,686,691	19,325,461	5.2420
	1930	3,957,111	20,814,103	5.2599
	1935	4,264,332	22,609,232	5.3019
台湾	1920	683,723	3,624,403	5.3010
	1925	726,526	3,993,408	5.4966
	1935	897,565	5,212,426	5.8073
	1940	1,038,883	6,077,478	5.8500

表10 戦前の国勢調査にみる単独世帯の変化

	年次	単独世帯数	割合(%)
日本	1920年	641,860	5.8
	1925年*	691,350	5.8
	1930年	694,063	5.5
	1935年*	718,005	5.4
	1940年*	769,450	5.5
朝鮮	1925年*	97,300	2.6
	1930年	103,185	2.6
	1935年*	108,042	2.5
台湾	1920年	62,864	9.2
	1925年*	62,452	8.6
	1935年*	68,624	7.6
	1940年*	78,071	7.5

*線形変化比モデルによる推計値

IX. おわりに

本稿で使用した線型変化比モデルは汎用的とは言えず、1970年代のように4人世帯への集中が進んでいた時期には精度が悪くなる。戦前のデータには検証なしに適用したが、実際には日本の1920～30年の変化比は直線的とはいえず、2人世帯の減少が顕著に大きい。朝鮮・台湾については一時点の規模別分布しか得られなかったため、検証のしようがない。今後はさらにデータを収集して適用可能性を見定め、変化比が直線上に並ばない場合の対処法も考える必要がある。

付記

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

参考文献

- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2015（平成27）～2040（平成52年）— 2018（平成）年推計』人口問題研究資料第339号。
- 宮沢政清『確率と確率過程』近代科学社、1993。
- Australian Bureau of Statistics (2010) *Household and Family Projections, Australia, 2006 to 2031 Quality Declaration*.
- Goodman, Leo A., Nathan Keyfitz and Thomas W. Pullum (1975) "Addendum to Family Formation and the Frequency of Various Kinship Relationships," *Theoretical Population Biology* 8:376-381.
- Jacobsen, Linda A., Mark Mather and Genevieve Dupuis (2012) "Household Change in the United States," *Population Bulletin* 67(1):2-13.
- Pullum, Thomas W. (1982) "The Eventual Frequencies of Kin in a Stable Population," *Demography* 19(4): 549-565.
- Statistics New Zealand, *New Zealand Family and Household Projections 2001(base)-2021*.

Statistical Analysis of Household Size

SUZUKI Toru

This paper discusses two kinds of household size distributions; one is based on the number of households by size and the other is based on the number of individuals living in household by size. The latter is called "propensity." It is shown that a moment of propensity is a function of a higher moment of household size distribution. An analysis of census data in Japan shows that the change in variance is usually greater than that of mean, with an exception of 1975–95 period when the mean reduced more rapidly than the variance.

A linear ratio of change model is proposed to obtain the distribution of household size according to a given average. This model is applied to the national average in the future and to prefectural averages in the 2015 census. A method to adjust an underestimation of variance is also proposed when a census table does not show all the household sizes but the last category summarize such as "ten persons and more." This method is applied to the post-war censuses of Japan and pre-war censuses of Japan, Korea, and Taiwan to evaluate the extent of underestimation of variances. It is shown that the average household size increased in the Japanese empire in 1920–40, and that the percentage of one-person household was lowest in Korea and highest in Taiwan.

keywords : household size, moments, propensity

特集 I : 世帯推計

市区町村別世帯数の将来推計の試み

—静岡県市区町を対象として—

小池司朗・小山泰代

本稿では静岡県の市区町を対象として、2010年「国勢調査」データを利用して2015年の世帯数推計を世帯主率法によって行い、2015年「国勢調査」による実績値との比較等を通じて、市区町村別世帯数の将来推計の実現性について検討した。その結果得られた主な知見は以下の3点である。第1に、県全体の世帯主率および市区町別男女年齢別人口が所与というタイトな条件のもとでは、5年後の市区町別世帯数の推計精度は全体としては良好であった。第2に、世帯総数の推計値の誤差率を市区町別にみると東高西低の傾向がみられた。平均世帯人員の観点から誤差の傾向を分析すると、実績値ベースでは2010~2015年で平均世帯人員の市区町間較差は縮小していたが、今回の推計では県全体の傾向に合わせて各市区町で一律の仮定を設定したために、2010年時点で平均世帯人員の多い地域と少ない地域で相対的に誤差が拡大することとなった。第3に、各種属性を縮約した推計では、家族類型を無類型とした場合で推計精度は大きく向上した。他地域または他時点でも同様に当てはまる普遍的な現象であるかどうかは今後検証していく必要があるが、地方自治体等が独自に市区町村別の世帯数推計を行う場合には参考となる結果といえよう。

キーワード：市区町村別世帯数推計，世帯主率法，平均世帯人員，静岡県

I. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）は、人口と世帯数について、それぞれ総務省統計局「国勢調査」を基準として全国と地域別の将来推計を実施している。これらのうち地域別の将来推計では、2000年の「国勢調査」を基準とした推計以降、人口は市区町村別に推計しているのに対して¹⁾、世帯数は一貫して都道府県別のみの推計としている。これは主として、市区町村別では男女5歳階級別人口を家族類型別の世帯主（および非世帯主）に分解するのが困難であることに起因する。とくに人口規模の小さい町村では、男女年齢別・家族類型別の世帯主率が不安定に推移しがちであるため、世帯主率の将来仮定を設定することが非常に困難となる。

1) 2010年と2015年の「国勢調査」を基準とした推計では、東日本大震災に伴う東京電力東京電力福島第一原子力発電所の事故によって市町村別の将来人口を見通すのがきわめて困難であることから、福島県では県全体のみの推計を行っている。

その一方で、市区町村別世帯数の将来推計を独自に実施している都道府県や市区町村も比較的多く（西岡ほか 2007a, 2007b）、地方自治体における市区町村別の世帯数の将来推計への関心は人口に劣らず高い。近年の地方創生の動きを受け、市区町村別世帯数の将来推計への需要はさらに高まっていると考えられる。社人研においては、東京圏を対象地域として将来の市区町村別世帯数の試算推計を行ったことがあり（西岡・山内 2007）、研究ベースでは空き家の増加を念頭に置き、住宅の高断熱化を推進した場合のエネルギー消費量の将来見通しに市区町村別世帯数の将来推計が行われた例もみられる（石河ほか 2017）。少子高齢化に関連する諸施策も世帯を単位として立案されることが多い。今後、全国的に高齢単独世帯やひとり親世帯の増加などが見込まれているなかで、たとえば住宅政策への活用を考慮すれば、各地域にとって人口よりも世帯数の将来推計結果の方が政策立案に直結しやすいといえるだろう（丸山・大江 2016）。

そこで本研究では、県内に多様な性格を持った地域が含まれる静岡県を対象地域とし、市区町別²⁾世帯数の将来推計を試みることにした。ただし、推計精度を検証するために、2010年「国勢調査」を基準として2015年の市区町別・男女年齢別・家族類型別の世帯数推計を行い、2015年「国勢調査」による実績値との比較を行った。また、市区町別・男女年齢別・家族類型別の世帯主率は不安定となることを考慮して、市区町・男女年齢・家族類型をそれぞれ縮約して推計を行い、推計精度が向上するかどうかを確認した。地域別将来推計人口の精度について検証した研究はこれまでもいくつか存在するもの（たとえば、山内・小池 2015、鎌田ほか 2020）、地域別将来推計世帯数の精度を検証した研究は管見の限りみられない。基準時点から5年後の推計のみではあるが、推計精度の観点から推計結果を検証することは、今後における市区町村別世帯数の将来推計の実現性を検討するうえでも有意義であるといえよう。

II. 推計の概要と誤差の評価

1. 推計の枠組み

推計の基準となるデータは、2010年「国勢調査」による静岡県の市区町別・世帯主の男女年齢別・家族類型別の一般世帯数である。社人研「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」では、2000年以降に政令指定都市となった静岡市と浜松市は市全体のための推計としているが（国立社会保障・人口問題研究所 2018）、今回の推計では行政区別の推計を行った。年齢については5歳階級別（20歳以下、20～24歳、……80～84歳、85歳以上）、家族類型については5類型別（単独世帯、夫婦のみの世帯、夫婦と子から成る世帯、ひとり親と子から成る世帯、その他の一般世帯）の推計とし、これらは社人研による都道府県別世帯数の将来推計と同様である（国立社会保障・人口問題研究所 2019）。以下、これを基本推計と呼ぶこととする。

2) 静岡県には村は存在しない。

2. 推計手法

推計手法は、社人研による都道府県別世帯数の将来推計と同様、世帯主率法とした（国立社会保障・人口問題研究所 2019）。2015年の世帯数推計に必要となる市区町別・男女年齢別・家族類型別の世帯主率は、2010年「国勢調査」から得られる静岡県と各市区町の値の比を一定として設定した。これは、西岡・山内（2007）によって行われた試算推計における仮定設定手法と同一である。2015年の市区町 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯主率を $h(2015)_{i,s,x,j}$ とすると、

$$h(2015)_{i,s,x,j} = \frac{h(2010)_{i,s,x,j}}{h(2010)_{\#,s,x,j}} \times h(2015)_{\#,s,x,j}$$

となる。ここで、 $h(2010)_{i,s,x,j}$ ：2010年の市区町 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯主率³⁾、 $h(2010)_{\#,s,x,j}$ ：2010年の静岡県、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯主率、 $h(2015)_{\#,s,x,j}$ ：2015年の静岡県、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯主率である。なお、 $h(2015)_{\#,s,x,j}$ については、2015年「国勢調査」から得られる実績値を用いることとした⁴⁾。したがって、県全体の世帯主率によってもたらされる誤差はゼロとなる。

続いて、2015年の市区町 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯数 $H(2015)_{i,s,x,j}$ は、

$$H(2015)_{i,s,x,j} = h(2015)_{i,s,x,j} \times P(2015)_{i,s,x}$$

として求められる。ここで、 $P(2015)_{i,s,x}$ は2015年の市区町 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳の人口であり、2015年「国勢調査」による実績値（年齢・国籍不詳を按分した人口）を用いた。つまり、県全体の世帯主率に加えて、市区町別人口によってもたらされる誤差もゼロとなり、誤差が生じる要因は静岡県と各市区町の世帯主率の比のみとなるため、誤差の分布から、2010年「国勢調査」から得られる静岡県と各市区町の（世帯主率の）値の比を一定とする仮定の妥当性が検証できることになる。

3. その他留意事項

2010年「国勢調査」では家族類型不詳の世帯が存在するが、社人研「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）2014年4月推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2014）において推計の基準世帯数となっている2010年の静岡県の男女年齢別・家族類型別世帯数（家族類型不詳按分済）から求められる家族類型別・男女年齢別の按分率を各市区町に一律に当てはめることによって、家族類型不詳の世帯を按分し、これを基準世帯数とした。

3) 2010年の世帯主率の分母人口には、年齢・国籍不詳を按分した人口を用いた。按分方法は、社人研「日本の地域別将来推計人口」による2010年の基準人口の作成と同様の方法である（国立社会保障・人口問題研究所 2013）。

4) 社人研「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）2019年推計」において推計の基準世帯数となっている家族類型不詳を按分した静岡県の男女年齢別・家族類型別世帯数と、2015年「国勢調査」による静岡県の男女年齢別人口（年齢・国籍不詳を按分した人口）から算出される世帯主率を用いた。

また、上述の仮定により推計される2015年の市区町別・男女年齢別・家族類型別世帯数の合計は、2015年「国勢調査」による実績値（社人研「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計） 2019年推計」において推計の基準世帯数となっている家族類型不詳を按分した静岡県の男女年齢別・家族類型別世帯数）から若干乖離するが、一律補正によって後者の実績値に合致させた。これにより、静岡県全体での誤差は男女年齢別・家族類型別ですべてゼロとなる。

4. 誤差の評価

実績値と比較した推計値の誤差については、市区町別にみた誤差指標と、全市区町を通してみた場合の誤差指標の2つの観点から評価した。

市区町別にみた誤差指標となる誤差率（ $E(2015)_i$ ）は、下記のとおりである。

$$E(2015)_i = \frac{H(2015)_{i,e} - H(2015)_{i,a}}{H(2015)_{i,a}} \times 100$$

ここで、 $H(2015)_{i,e}$ ：市区町*i*の2015年の世帯数推計値、 $H(2015)_{i,a}$ ：「国勢調査」による市区町*i*の2015年の世帯数実績値、である。 $E(2015)_i$ がプラスの値なら過大推計、マイナスの値なら過小推計となる⁵⁾。

また、全市区町を通してみた場合の誤差指標は、各市町の誤差の絶対値和を静岡県全体の2015年の世帯数推計値で割った値とした。この値を合計絶対誤差率（*TAPE*：Total Absolute Percentage Error）と表現すると、

$$TAPE = \frac{\sum_i |H(2015)_{i,e} - H(2015)_{i,a}|}{H(2015)_{\#,e}} \times 100$$

である。ここで、 $H(2015)_{\#,e}$ ：静岡県全体の2015年の世帯数推計値である。なお上述のように、一律補正によって県全体では推計値と実績値を合致させているため、分母は静岡県全体の2015年の世帯数実績値（ $H(2015)_{\#,a}$ ）としても同じ値が得られる。

全地域を通してみた場合の誤差指標としては、各地域の誤差率の絶対値を単純平均して求められる平均絶対誤差率（*MAPE*：Mean Absolute Percentage Error）が代表的であるが、*MAPE*では人口規模の小さい地域の誤差率が過大に評価される傾向があり、静岡県の市区町は人口規模に大きな差があるため、単純に誤差の絶対値和から平均的な誤差率の算出が可能な*TAPE*により誤差の水準を測ることとした。

5) 煩雑な表記を避けるため、式の中では年齢階級・家族類型の添え字を省略しているが、実際には年齢階級別・家族類型別にも誤差指標を算出しており、続いて記述した合計絶対誤差率（*TAPE*）についても同様である。なお、2015年「国勢調査」においても家族類型不詳の世帯が存在するが、社人研「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計） 2019年推計」において推計の基準世帯数となっている2015年の静岡県の男女年齢別・家族類型別世帯数（家族類型不詳按分済）から求められる家族類型別・男女年齢別の按分率を各市町村に一律に当てはめることによって、家族類型不詳の世帯を按分し、これを実績値とした。

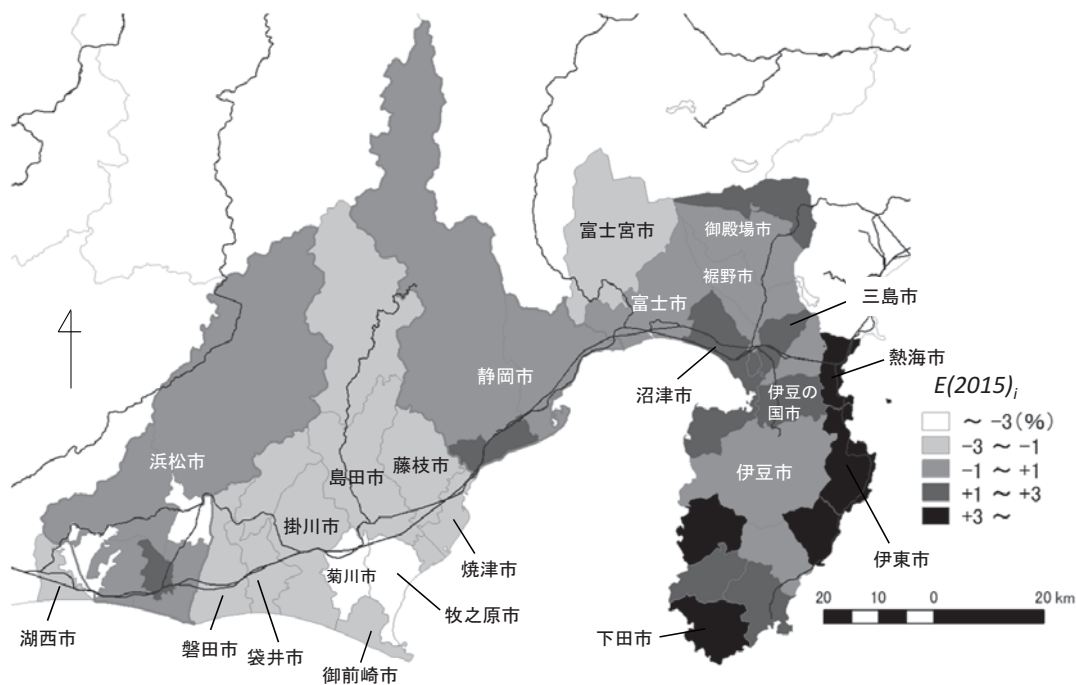
Ⅲ. 推計結果

1. 市区町別にみた誤差

推計された世帯（一般世帯）総数について、誤差率（ $E(2015)_i$ ）分布を図1に示した。

世帯総数では誤差率が低くとどまる市区町が多く、全43市区町のうち、誤差率が±1%未満の市区町数は14、±2%未満の市区町数は26、±3%未満の市区町数は35となった。静岡県全体の男女年齢別家族類型別の世帯主率および市区町別の男女年齢別人口が所与というタイトな条件のもとでは、推計精度は比較的良好といえる。ただし図1から誤差率の分布をみると、全体として東高西低の傾向があり、伊東市・伊豆の国市・下田市などが含まれる伊豆地域では推計値が実績値を上回る傾向が強いのにに対して、島田市・藤枝市・牧之原市などが含まれる志太榛原地域では逆に推計値が実績値を下回る傾向が強くみられた。

図1 市区町別，一般世帯総数の推計誤差率



また市区町別に家族類型別の誤差率をみると（表1），当然ながら誤差率は家族類型別に大きく異なっている。とくに単独世帯において伊豆地域では推計値が実績値を上回る市町が多かった反面，志太榛原地域では推計値が実績値を下回る市町が多く，結果として上述のような誤差につながったと考えられる。

表1 市区町別，家族類型別の誤差率

	(%)					
	全体	単独	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	その他
静岡市葵区	0.9	1.1	0.9	-1.4	2.6	4.1
静岡市駿河区	1.3	-1.1	1.4	2.2	4.3	4.4
静岡市清水区	0.0	-2.3	0.8	-0.4	1.5	3.4
浜松市中区	2.7	3.3	2.7	1.6	4.1	1.8
浜松市東区	-0.4	0.1	-0.1	-0.3	-0.3	-2.2
浜松市西区	-0.2	3.9	-0.5	-1.1	-3.4	-1.7
浜松市南区	0.4	-0.1	3.8	2.0	2.5	-7.9
浜松市北区	-0.8	4.9	-1.8	-1.5	-5.4	-3.6
浜松市浜北区	-3.5	-4.6	-5.2	-4.8	1.5	-0.4
浜松市天竜区	0.3	-0.9	3.0	-2.1	-2.4	2.0
沼津市	1.1	-3.7	4.6	5.7	2.7	-2.7
熱海市	9.0	14.1	10.4	5.1	9.3	-13.5
三島市	1.5	1.7	2.3	1.7	4.4	-2.9
富士宮市	-1.6	-5.9	-1.5	0.8	-1.1	0.3
伊東市	3.5	3.2	5.2	4.0	1.4	1.4
島田市	-2.5	-2.7	-5.2	-2.7	-3.6	1.0
富士市	-0.3	1.1	-3.3	-0.1	-1.9	2.1
磐田市	-1.4	-2.7	-1.6	-0.1	-2.2	-1.1
焼津市	-2.6	-7.0	-2.1	-0.2	-4.7	-0.1
掛川市	-3.0	-5.7	-5.0	-2.0	-4.3	1.9
藤枝市	-2.0	-2.3	-3.8	-1.0	-1.4	-0.9
御殿場市	0.7	5.7	0.4	-0.3	-5.9	-2.0
袋井市	-2.7	-5.1	-2.7	-2.8	-2.3	1.5
下田市	2.2	2.2	5.5	4.3	-4.5	-1.5
裾野市	-0.1	5.6	-5.3	-2.9	-4.3	3.0
湖西市	-1.6	-5.3	0.1	-1.0	-1.8	2.1
伊豆市	0.1	0.9	-1.1	0.8	-1.7	0.7
御前崎市	-2.4	-0.7	-3.1	-3.0	-6.1	-2.1
菊川市	-3.8	-3.3	-4.4	-2.6	-7.1	-4.3
伊豆の国市	2.1	8.9	1.5	0.1	4.1	-6.7
牧之原市	-3.6	-6.2	-5.3	-0.7	-10.6	-0.6
東伊豆町	3.3	5.3	1.2	3.9	2.5	1.3
河津町	0.4	-2.1	1.5	4.9	-0.3	-1.5
南伊豆町	3.3	9.9	1.6	-0.1	-0.8	0.1
松崎町	1.9	3.8	3.9	-1.7	4.1	-1.7
西伊豆町	3.1	0.7	4.9	-0.2	7.1	6.2
函南町	-0.4	0.1	-1.5	-0.7	-2.4	2.6
清水町	1.9	2.0	4.8	4.1	3.1	-8.5
長泉町	-0.2	4.9	-4.1	-4.3	-0.6	6.0
小山町	1.4	5.1	-4.9	5.9	0.1	-2.8
吉田町	-1.3	6.8	-4.0	-4.6	-5.6	-1.6
川根本町	-1.6	-13.1	11.4	2.6	-5.0	-1.2
森町	-2.0	-5.2	1.5	-5.6	4.9	-0.5

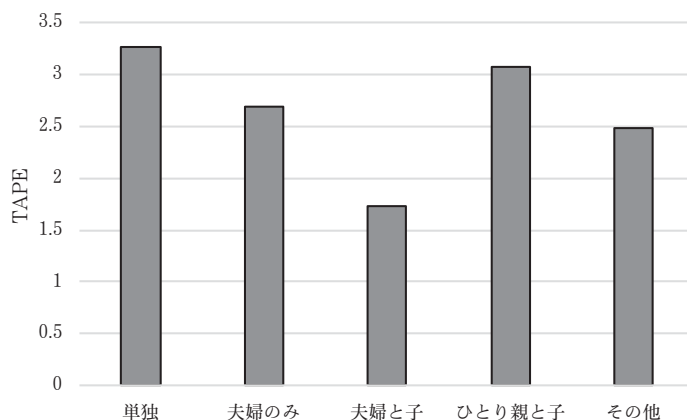
2. 全市区町を通してみた場合の誤差

全市区町を通してみた場合の誤差 (TAPE) について，ここでは家族類型別と男女年齢別にみることにする。

まず家族類型別にみた TAPE は図2のとおりである。単独世帯の誤差率が最も大きく，

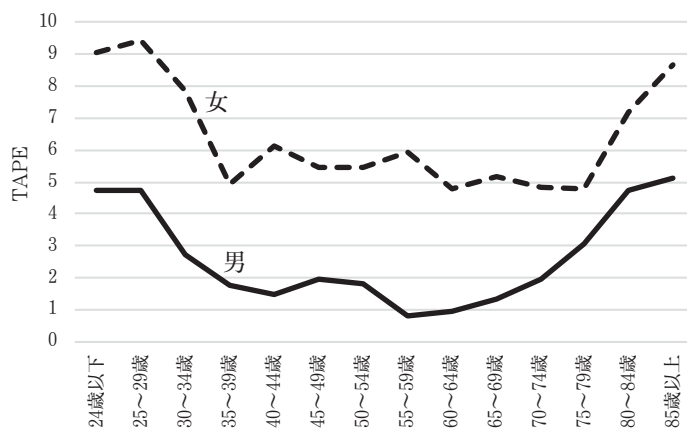
次いでひとり親と子，夫婦のみ，その他の順となり，夫婦と子において最も誤差率が小さくなった．詳細には次節で検討するが，とくに単独世帯では県と各市区町の男女年齢別世帯主率の比を一定と置いた仮定が妥当ではなかった可能性もある．

図2 家族類型別の合計絶対誤差率 (TAPE)



一方，男女年齢別にみた TAPE は図3のとおりであり⁶⁾，全年齢について女性の誤差率が男性の誤差率を上回った．女性の方が市区町別の世帯形成の動きが多様であること，各年齢において女性の世帯主数が男性の世帯主数よりも大幅に少ないため，誤差率としてみれば女性の方で拡大しやすくなることなどが影響していると考えられる．また年齢別には，男女とも30～34歳以下と80～84歳以上で誤差率が高いU字型を示している．30～34歳以下では結婚等により世帯の家族類型が変化しやすく，80～84歳以上の高齢者では施設世帯への移動が多くなり，市区町間でその程度に差があることなどが誤差率拡大の主な要因とみられる．

図3 男女年齢別の合計絶対誤差率 (TAPE)



6) 世帯主数の少ない20歳未満は20～24歳と合わせて24歳以下の誤差率として算出した。

3. 個別地域の世帯総数の誤差に関する考察

以下では、市区町別にみた世帯総数の推計誤差について、平均世帯人員の観点から考察する。

2010年と2015年の静岡県の総人口に占める一般世帯人員割合の比を2010年の各市区町の一般世帯人員割合に一律に乗じることによって推計された2015年の各市区町の一般世帯人員から平均世帯人員の推計値を求め、2015年の平均世帯人員の実績値と比較したのが表2である。表2には、2010年の平均世帯人員の実績値も併記している。「平均世帯人員＝一般世帯人員／一般世帯総数」であり、一般世帯人員は実績値に近い値を用いていることから⁷⁾、世帯総数の推計値が実績値を上回った地域の平均世帯人員は実績値よりも少なく推計され、逆に世帯総数の推計値が実績値を下回った地域の平均世帯人員は実績値よりも多く推計されたことになる。たとえば、+9.0%の誤差率であった熱海市では2015年の平均世帯人員の実績値1.944人に対して推計値1.789人となった一方で、-3.6%の誤差率であった牧之原市では2015年の平均世帯人員の実績値2.914人に対して推計値3.023人となった。

このような平均世帯人員の誤差は、2010年時点の平均世帯人員の水準と大きく関連している。図4は、2010年の平均世帯人員の実績値を横軸、2015年の平均世帯人員の推計値と実績値の差を縦軸として描いた散布図である。本図によれば、2010年の平均世帯人員の規模が大きいほど推計値が実績値を上回り、2010年の平均世帯人員の規模が小さいほど推計値が実績値を下回る傾向が明らかとなっており、相関係数は0.906と非常に高い。2010～2015年では全市区町で平均世帯人員が減少しており、平均世帯人員の規模の大きい地域では全

表2 平均世帯人員の実績値（2010年・2015年）と推計値（2015年）

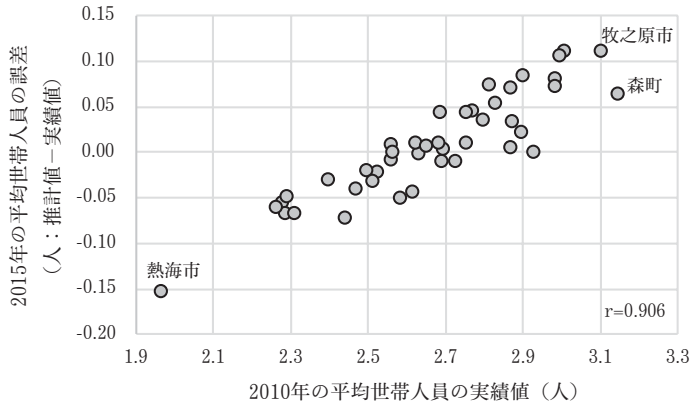
	2010年 実績値	2015年		
		実績値	推計値	差
静岡県	2.647	2.539	2.539	0.000
静岡市葵区	2.529	2.435	2.412	-0.023
静岡市駿河区	2.400	2.304	2.273	-0.031
静岡市清水区	2.633	2.509	2.507	-0.002
浜松市中区	2.281	2.211	2.154	-0.057
浜松市東区	2.627	2.531	2.539	0.008
浜松市西区	2.871	2.781	2.784	0.003
浜松市南区	2.693	2.596	2.584	-0.012
浜松市北区	2.900	2.808	2.830	0.021
浜松市浜北区	3.012	2.886	2.996	0.110
浜松市天竜区	2.698	2.530	2.532	0.002
沼津市	2.500	2.372	2.351	-0.021
熱海市	1.968	1.944	1.789	-0.155
三島市	2.473	2.400	2.358	-0.042
富士宮市	2.771	2.624	2.669	0.045
伊東市	2.289	2.189	2.121	-0.068
島田市	2.985	2.822	2.901	0.079
富士市	2.759	2.642	2.651	0.009
磐田市	2.799	2.685	2.720	0.034
焼津市	2.871	2.717	2.786	0.069
掛川市	2.905	2.747	2.829	0.083
藤枝市	2.832	2.710	2.763	0.053
御殿場市	2.729	2.665	2.654	-0.011
袋井市	2.815	2.690	2.763	0.073
下田市	2.265	2.162	2.101	-0.061
裾野市	2.561	2.496	2.504	0.008
湖西市	2.758	2.623	2.666	0.043
伊豆市	2.653	2.500	2.505	0.005
御前崎市	2.985	2.831	2.902	0.071
菊川市	2.999	2.869	2.973	0.105
伊豆の国市	2.586	2.530	2.478	-0.052
牧之原市	3.106	2.914	3.023	0.109
東伊豆町	2.295	2.172	2.122	-0.050
河津町	2.563	2.421	2.412	-0.009
南伊豆町	2.443	2.356	2.282	-0.074
松崎町	2.514	2.376	2.343	-0.033
西伊豆町	2.314	2.205	2.137	-0.068
函南町	2.685	2.559	2.568	0.008
清水町	2.619	2.556	2.511	-0.045
長泉町	2.566	2.515	2.514	0.000
小山町	2.930	2.782	2.781	-0.001
吉田町	2.877	2.806	2.838	0.032
川根本町	2.688	2.476	2.518	0.042
森町	3.147	2.988	3.051	0.064

注：一般世帯について
実績値は「国勢調査」による。

7) 上述により推計された2015年の市区町別の一般世帯人員の実績値との乖離はごくわずかであった。

県よりも速いペースで世帯規模の縮小が進行した一方で、平均世帯人員の規模が小さい地域では相対的に世帯規模の縮小が緩やかに進行したことを表している。つまり県内では、同期間に平均世帯人員の市区町間較差は縮小していたことになる。

図4 2010年の平均世帯人員の実績値と2015年の平均世帯人員の誤差



注：実績値は「国勢調査」による。

今回行った推計では、2010～2015年における静岡県全体での世帯の変化の傾向を各市区町に一律に当てはめたが、実際には同期間における市区町別にみた変化は多様であり、将来の世帯主率の仮定設定手法には大いに検討の余地があるといえる。上述のように、平均世帯人員の市区町間較差の縮小傾向が明らかになったことから、たとえば世帯人員の少ない類型である単独世帯・夫婦のみ世帯に関して世帯主率の市区町間較差を縮小させるような仮定を設定すれば、推計値の誤差率は全体として小さくなった可能性が高い。2010年のデータのみからこのような傾向を見通すことは困難であるが、2005年以前の「国勢調査」結果も含めて時系列的な傾向を分析すれば、より投影の観点に即した合理的な仮定設定が可能となったであろう。

4. 属性の縮約とTAPE

基本推計において市区町別・男女5歳階級別・家族類型別に算出される世帯主率は、市区町の人口規模が小さくなるほど不安定となりやすいため、結果として誤差率が拡大する可能性もある。そこで、地域・年齢・家族タイプの各属性をそれぞれ縮約した推計も併せて行った。具体的には、地域縮約では市区町を5地域にまとめ、年齢縮約では5歳階級を15歳階級とし、家族類型縮約では5類型を類型無しとして、それぞれ2015年の世帯数推計を行った。世帯主率の仮定設定手法は基本推計と同様であり、属性を縮約した場合は、縮約した区分で2010年における静岡県全体との世帯主率の比を算出し、これを2015年も一定とした。なお、地域縮約における5地域、年齢縮約における15歳階級はそれぞれ表3、表4のとおりである。

表3 縮約した5地域と構成市町

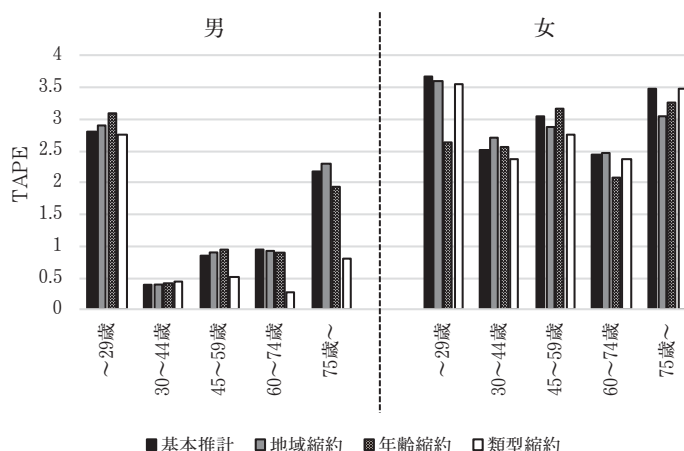
5地域	構成市町
伊豆半島	熱海市, 伊東市, 下田市, 伊豆市, 伊豆の国市, 東伊豆町, 河津町, 南伊豆町, 松崎町, 西伊豆町
東部	沼津市, 三島市, 富士宮市, 富士市, 御殿場市, 裾野市, 函南町, 清水町, 長泉町, 小山町
中部	静岡市
志榛・中東遠	島田市, 磐田市, 焼津市, 掛川市, 藤枝市, 袋井市, 御前崎市, 菊川市, 牧之原市, 吉田町, 川根本町, 森町
西部	浜松市, 湖西市

表4 5歳階級から15歳階級への縮約

5歳階級	15歳階級
20歳未満	29歳以下
20～24歳	
25～29歳	
30～34歳	30～44歳
35～39歳	
40～44歳	
45～49歳	
50～54歳	45～59歳
55～59歳	
60～64歳	
65～69歳	60～74歳
70～74歳	
75～79歳	
80～84歳	75歳以上
85歳以上	

全市区町を通してみた場合の誤差 (TAPE) は、基本推計も含め、最小公倍の属性 (すなわち、5地域・15歳階級・家族類型無し) により男女別に算出した。その結果は、図5のとおりである。各属性を縮約した推計のTAPEをみると、まず年齢縮約では、女性の29歳以下や60～74歳において比較的大きな誤差率の低下がみられるものの、男性では基本推計の誤差率と大きく変わらない。地域縮約では、女性の75歳以上において誤差率の低下がみられるものの、その他は男女とも基本推計の誤差率とほぼ同じ水準である。一方家族類型縮約では、男性45～59歳以上において顕著な誤差率の低下がみられ、女性でも30～44歳と45～59歳においては今回行った推計のなかで最も誤差率が低くなった。

図5 各推計の合計絶対誤差率 (TAPE)



属性の縮約と誤差率の傾向については他地域や他時点での検証が不可欠であるが、静岡県内市区町における2010年の世帯主率を用いた2015年の推計に関しては、家族類型を無類型とすることによって推計精度は大きく向上した。家族類型を問わなければ、世帯主とな

る（あるいは非世帯主となる）年齢パターンは市区町別にみても比較的安定しているのではないかということがひとつの可能性として考えられるが、詳細な要因の解明は今後の課題である。

IV. おわりに

本稿では静岡県市区町村を対象として、2010年「国勢調査」データを利用して2015年の世帯数推計を世帯主率法によって行い、2015年「国勢調査」による実績値との比較等を通じて、市区町村別世帯数の将来推計の実現性について検討した。その結果得られた知見は、概ね下記3点にまとめることができる。

第1に、県全体の世帯主率および市区町別男女年齢別人口が所与というタイトな条件のもとでは、5年後の市区町別世帯数の推計精度は全体としては良好であった。しかし、実際に今回の推計と同様の枠組みにより世帯主率法を用いて将来の世帯数を推計する場合は、県全体の世帯主率および市区町別男女年齢別人口も含めて推計する必要があることから、10年後やそれ以上先の時点での推計では市区町によって大きな誤差が生じる可能性は高い。この点については、社人研が過去に行った都道府県別世帯数の推計値の誤差を人口要因と世帯主率要因に分解して分析することによって、市区町村別の世帯数推計値の誤差についてもある程度の見通しが得られると考えられる。第2に、世帯総数の推計値の誤差率を市区町別にみると東高西低の傾向がみられた。平均世帯人員の観点から誤差の傾向を分析すると、実績値ベースでは2010～2015年で平均世帯人員の市区町間較差は縮小していたが、今回の推計では県全体の傾向に合わせて各市区町で一律の仮定を設定したために、2010年時点で平均世帯人員の多い地域と少ない地域で相対的に誤差が拡大することとなった。したがって、世帯主率の仮定設定手法には大いに検討の余地があり、たとえば、社人研の都道府県別世帯数の将来推計と同様、過去15～20年程度の時系列的な傾向を踏まえることによって、より投影の観点に即した仮定設定が可能になると考えられる。第3に、各種属性を縮約した推計では、家族類型を無類型とした場合で推計精度は大きく向上した。他地域または他時点でも同様に当てはまる普遍的な現象であるかどうかは今後検証していく必要があるが、市区町村別には家族類型無しでも世帯主の男女年齢別世帯数の推計値があれば政策等への活用が可能な場面も多いと考えられ、地方自治体等が独自に市区町村別の世帯数推計を行う場合には参考となる結果といえよう。

地方創生の実現のため策定された国の「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」や「まち・ひと・しごと創生総合戦略」（以下、「総合戦略」）を勘案した「地方人口ビジョン」・「地方版総合戦略」は、都道府県と同様に市区町村でも作成することが義務づけられている。地方創生第1期において市区町村によって策定された「地方版総合戦略」のなかでは、移住世帯数や改修空き家への入居世帯数など、世帯を単位とした重要業績評価指標（KPI：Key Performance Indicator）が設定されているケースが多くみられた。さらに2019年末に策定された第2期の「総合戦略」においては、全国的な高齢者世帯の増加や単身化の

進行と関連して地域包括ケアシステムの構築等にも触れられていることから（内閣官房まち・ひと・しごと創生本部 2019）、人口とともに世帯数の市区町村別将来推計値が存在すれば、「地方版総合戦略」における KPI の設定等にも有用と考えられる。現段階では、公式推計として世帯数の市区町村別将来推計を行うことは困難であるものの、その実現可能性については、今後も様々な角度から検証していく必要があるだろう。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者：石井太（H29・H30年度）・小池司朗（R1年度）、課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

参考文献

- 石河正寛・松橋啓介・堀星至・有賀敏典（2017）「高断熱住宅への建替えによる民生家庭部門世帯あたり一次エネルギー消費量の削減見通し」『土木学会論文集 G（環境）』73巻 6号，pp.II_45- II_52.
- 鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和（2020）「地域別将来推計人口の精度評価：回帰モデルによる推計誤差の空間的特性の検証」『人口問題研究』76巻 1号，pp.41-66.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『日本の地域別将来推計人口—平成22（2010）～52（2040）年—平成25年3月推計』人口問題研究資料第330号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2014）『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）—平成22（2010）～47（2035）年—2014年4月推計』人口問題研究資料第332号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の地域別将来推計人口—平成27（2015）～57（2045）年—平成30年推計』人口問題研究資料第340号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2019）『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）—平成27（2015）～52（2040）年—2019年推計』人口問題研究資料第343号.
- 内閣官房まち・ひと・しごと創生本部（2019）「第2期「まち・ひと・しごと創生総合戦略」」（<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/r1-12-20-senryaku.pdf>：2020年2月25日閲覧）
- 西岡八郎・山内昌和（2007）「東京圏—都三県全市区町村における世帯の将来動向—世帯数の将来推計試算結果より」『人口問題研究』63巻 3号，pp.58-69.
- 西岡八郎・山内昌和・小池司朗（2007a）「地方自治体における人口及び世帯数の将来推計の実施状況と社人研推計の利用状況—都道府県の場合」『人口問題研究』63巻 2号，pp.57-66.
- 西岡八郎・山内昌和・小池司朗（2007b）「地方自治体における人口および世帯数の将来推計の実施状況と社人研推計の利用状況および人口関連施策への対応—市区町村の場合」『人口問題研究』63巻 4号，pp.56-73.
- 丸山洋平・大江守之（2016）「地域人口推計を用いた住宅所有関係別将来住宅ストックの推計」『都市計画論文集』51-3，pp.847-853.
- 山内昌和・小池司朗（2015）「英語圏諸国との比較からみた社人研の地域別将来推計人口の誤差」『人口問題研究』71巻 3号，pp.216-240.

An Attempt of Household Projections by Municipality: For Shizuoka Prefecture as a Target Area

KOIKE Shiro and KOYAMA Yasuyo

In this study, we examined the feasibility of municipal household projections that forecasted the number of households in 2015 using the 2010 census data. We compared the projected data with the actual data from the 2015 census of Shizuoka Prefecture, Japan, which was the target area. The main findings can be concluded in the following three points:

First, the projection accuracy of the number of households estimated by the municipality five years ahead is good as a whole considering the strict conditions that govern the household headship rate of the entire prefecture and the population is categorized by sex and age group.

Second, the error rate in the projected value of the total number of households by municipality was mostly high in the east side and low in the west side. The difference in the average household number among municipalities narrowed between 2010 and 2015 in actual data. However, in this projection, since the household headship assumption of each municipality is set uniformly according to the trend of the whole prefecture, the absolute error rate was relatively high in the municipalities that had large and small average household numbers in 2010.

Third, in the projection that reduced various attributes such as region, age and family type, the projection accuracy greatly improved when the family type was set to none. Although it is necessary to confirm whether this trend is a universal phenomenon that applies to other regions and at other times as well, this result will be useful when local governments project the number of households by municipality on their own.

keywords : Household projections by municipality, Headship rate method, Average household size, Shizuoka Prefecture

特 集 II

日本における外国人の人口動向 (その2)

誰が日本を目指すのか？ 「アジア諸国における労働力送出し圧力に関する 総合的調査 (第一次)」に基づく分析

是 川 夕

グローバルに見た国際人口移動は堅調に拡大している。そうした中、アジア諸国は重要な送り出し地域であり、日本は有望な希望移動国として位置づけられている。しかしながら、日本ではこうした外国人労働者の急増の原因を専ら日本の移民政策の不在や歪みに求め、グローバルな視点から捉えてこなかった。本研究では世界160カ国に住む個人を対象にした国際移動に関する意向調査、及びベトナムを対象とした独自の調査を用いた分析を行った。その結果、アジア諸国からの国際労働力移動の拡大はグローバルな潮流であり、日本もまたその有力な目的地の一つとして位置づけられていると同時に、アジア諸国の経済成長とともに近年その地位は上昇していること。また、日本を含め国外への労働力送り出し過程は当該国からの送り出し政策、及び移住仲介機能の構造に規定されており、個人は其中で労働条件、移動コスト及び期待収益などをもとに移動先を決定していることが明らかになった。

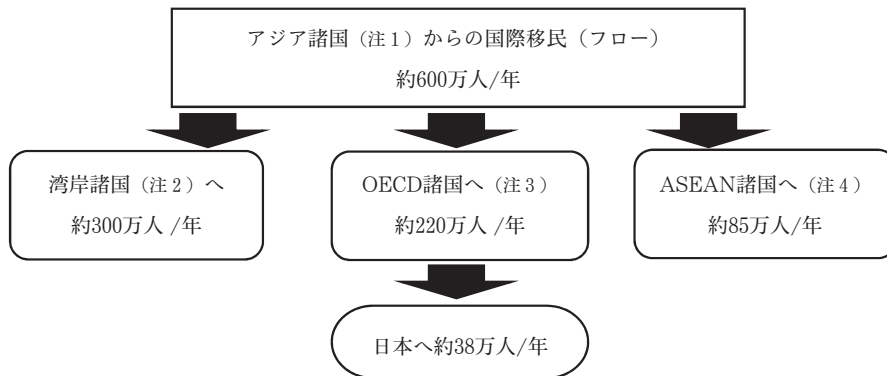
I. アジアにおける国際労働力移動の現状

世界における国際移民のストック人口は1990年から2019年の間に平均して毎年2%程度、1.53億人から2.72億人へと増加した。とりわけ2000年代前半から2008年のリーマンショックに端を発する世界金融危機の直前まで堅調に増加し、湾岸諸国を中心とした西アジア諸国では年間約7%のペースで移民人口が増加した。それ以外のアジア諸国では相対的に増加速度は遅いものの、年間1-2%程度のペースで増加している (ADBI, OECD, ILO 2020:2-3)。

アジア諸国における国際労働力移動の特徴は、その多くが期限付きの一時的な出稼ぎ移民 (temporary migrant) であるということであり、その数は年間600万人程度にのぼるとされる¹⁾。この内の半数強がペルシャ湾岸の産油国に向かっており、残り半数弱がASEAN諸国、あるいは欧州や米国に向かっており、こうした中、日本は米国、韓国と並ぶ最大の目的地の一つであり、アジア諸国からOECD諸国へと向かう国際移民の約220万人の内約18%を占めている (ADBI, OECD, ILO 2020:4-10)。

¹⁾ 2017年実績値。ADBI, OECD, ILO (2020:4) の値、5,332千人に (ibid:9) の中国、韓国、及び日本の値を加えたもの。

図1 アジア諸国からの国際移民フロー（2017年実績値）



出所：ADB、OECD、ILO（2020:4-10）より筆者作成

（注1）フィリピン、バングラデシュ、中国、パキスタン、インド、ネパール、インドネシア、スリランカ、ベトナム、カンボジア、ラオス、ミャンマー。（注2）湾岸諸国とは湾岸協力会議（Gulf Cooperation Council）加盟国。（注3）中国、インド、ベトナム、フィリピン、タイ、パキスタン、バングラデシュ、ネパール、インドネシア、ミャンマー、スリランカ、カンボジア、ラオス。（注4）インド、ベトナム、フィリピン、タイ、パキスタン、バングラデシュ、ネパール、インドネシア、ミャンマー、スリランカ、カンボジア。（注5）各値は2017年の値（概算値）。

実際、日本においても近年、高度人材ポイント制の開始（2012年）、技能実習3号の創設による技能実習制度の拡充（2017年）、特定技能制度の施行（2019年）を始めとした政策面での進展も相まって、外国人労働者の増加が著しい。特に、2015年以降、外国人労働者の数は年間10%を超えるペースで増加しており、2019年時点でその数は1,658,804人に達している。

その内訳を見ても1990年代以降、日本に居住する中長期在留外国人人口の増加を牽引してきたのは、中国・台湾を始めとするアジア諸国出身者であり、とりわけ2010年代以降、日系人を中心としたブラジル国籍人口が減少、そしてその後停滞する中、ベトナム、ネパールなどを含む「アジアその他」の増加が著しい（図2左図）。また、永住（特別、一般）を除く在留資格（含非正規滞在）ごと登録者数の前年からの差分をとり、寄与度分解したグラフを見ると（図2右図）、1990年代から2000年代初頭にかけて外国籍人口の増加を牽引した日系人、興行／技能、日本人の配偶者といった在留資格は2000年代後半にかけてむしろ減少要因となり、それに代わって2010年代以降の外国籍人口の増加を牽引しているのは、技能実習、主に大卒程度の就労資格である「技術・人文・国際知識」を中心とした専門的・管理的職業従事者、及びその将来的な候補としての留学生である。こうしたことから、アジア諸国からの労働移民（及びその候補者）が日本の外国籍人口の増加を牽引しつつあることが見て取れる。

図2 国籍、在留資格別に見た日本における外国籍人口の推移

図2-1 国籍別に見た在留外国人数の推移

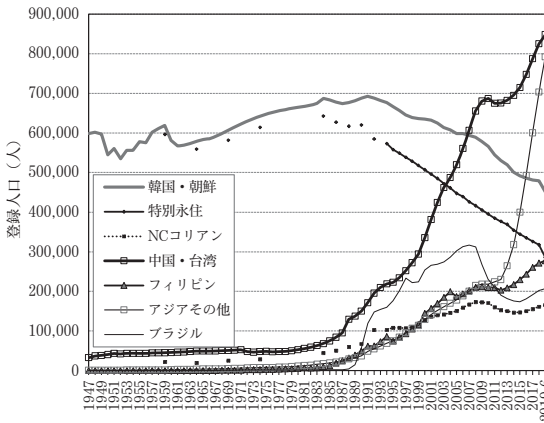
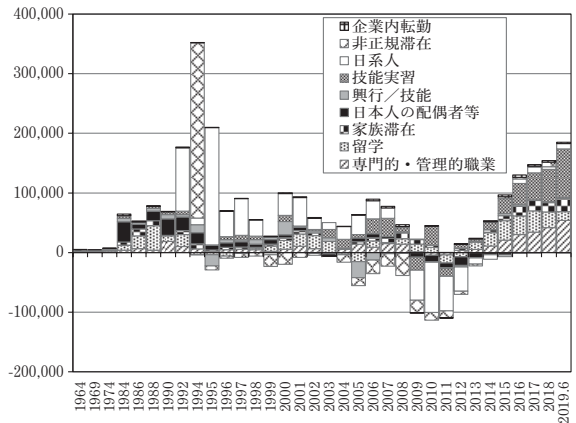


図2-2 在留資格別の寄与度分解（除永住）



注：図2-2は前年からの外国籍人口の増減を在留資格別の寄与度に分解したもの。NCコリアンとはニューカマーコリアンの略。具体的には朝鮮・韓国籍の内、特別永住者を除いた中長期在留者。
出所：法務省（1959, 64, 69, 74, 84, 86, 88, 90, 92, 94-2020）

こうしたことから見えてくるのは、アジア諸国において期限付きの一時的な出稼ぎ労働としての国際移動が活発に行われていること、そしてその中で日本が米国と並んで主要な目的地の一つとして位置づけられているということである。

しかしながら、日本では外国人労働者について論じる際、このようなグローバルな文脈から見るとはならず、もっぱら日本における移民政策の不在（あるいは歪み）から論じる向きが強かったといえる。その代表的なものが「サイドドア／バックドア」モデルである（梶田 1994）。これは日本で就労する外国人が、必ずしも就労を目的としたものだけではなく、本来、技能の習得を通じた国際貢献を謳う技能実習制度や（サイドドア）、学業を目的とした留学生のアルバイトなど（バックドア）によって多くに担われている現実を、本来あるべき姿からの逸脱とみる立場といえる。

その結果、日本の移民研究はこうしたアジア諸国からの労働力移動をもっぱら一国内の社会問題としてのみ捉え、グローバルな視点から構造的に捉えて来なかった。しかしながら、こうした認識が現実を無視したものであることは本稿の冒頭で述べたとおりである。つまり、日本への国際労働力移動は、日本の政策の歪みによって例外的に生じたものではなく、アジア諸国に広がる国際労働力移動の中で構造的に生じている可能性が高い。こうした視点を持たなければ、日本に流入する外国人労働者の現状や今後の動向について、単なる楽観論や悲観論以上の結論を得ることは困難であろう。

本研究ではアジア諸国における労働力送出し圧力について、とりわけ近年、日本への送り出しの規模を急速に拡大しているベトナムを例に、送り出し国の個々人の意識から労働力送り出しに関するビジネスセクターの動向、及び国の政策まで含んだ包括的な調査、分析を行い、これを定量的、定性的に明らかにすることを目的とする。その際、日本に向か

う労働力移動の流れだけではなく、そうした選択が出身国内での就職や日本以外の国への出稼ぎと並んで、どのように位置づけられているかという視点から明らかにしていく。こうすることで、日本に向かう国際労働力移動の現状と見通しについてグローバルな視点から結論を得ることができるようになると考えられる。

II. 先行研究

1. 日本における国際労働力移動に関する研究

日本における国際労働力移動に関する研究はその要因を日本側の要因に求めるものが多かったと言えよう。典型的なものとしては、1990年代における日本における外国人労働者急増の原因をバブル経済における人手不足や同時期の日本とアジア諸国との賃金格差に求めるものである (e.g. 津崎 2018:34, 上林 2015:12, 梶田 1994:22-3)。またその際、日本がとった政策は単純労働者を始め外国人労働者を正面から受入れるのではなく、技能実習制度や日系人の定住者としての受入れ、留学生のアルバイトを許可するなど、「サイドドア」や「バックドア」を通じたものであったとされる (上林 2015:121-2, 梶田 1994:52-3)。

こうした政策上の歪みは現代の奴隷労働とも呼ばれる技能実習制度 (巢内 2019)、アルバイト漬けの「偽装留学生」(西日本新聞社 2017)²⁾、あるいは雇用の調整弁としての日系人 (梶田ほか 2005) など、様々な歪みを発生させてきたとされる。確かにこうした見方に立つならば、外国人労働者の人権侵害や不安定就労層への固定化は、日本社会に固有の問題であるといえるし、それに対する唯一の処方箋は、こういった「サイドドア」や「バックドア」からの受入れを止め、労働力としてではなく、人、住民として正面から労働者として受入れることであるとされる (e.g. 宮島・鈴木 2019:6) のもうなずけるといえよう。

しかしながら、こういった現象は日本のみならず、アジアを含めグローバルに見られるものであることが明らかにされているところ (Martin 2017, 石塚 2014, 上林 2015:121-2)、それらを日本側の特殊な要因によってのみ説明することは果たして妥当なのであろうか。例えば、日本以外の目的地との関係でも同様の現象が見られる場合、これは日本に固有の要因ではなく、国際労働力移動に共通した要因によって起きていると考えるのが妥当なのではないかという疑問が当然、生じる。

もちろん、先行研究では、ベトナムの国策としての日本の技能実習制度への労働力送り出しやそこにおけるブローカーの存在、法外な斡旋料金や失踪防止の保証金の徴収など、送り出し国側の要因について言及されることもしばしばある。しかしながら、送り出し国側の制度に言及される場合もその大半はそうした送り出し国側の制度自体が、日本との関係において固有の発展を遂げたという文脈で捉えられることが大半で (e.g. 鳥井 2020:

2) 1980-90年代にこのようなまなざしを向けられたのは中国人技能実習生や留学であった (e.g. Liu-Farrer 2011)。近年、これはそれぞれベトナム人技能実習生やネパール人留学生に置き換わっているが、論じられている問題の構造自体はほぼ一緒である。

115, 澤田 2020:126), 当該制度形成の送り出し国内での固有の要因や, 当該送り出し国と他の目的地との関係において捉えられることはまれである。

また, ハイスキ層については, そもそも研究自体が少ない。実際には「技術・人文・国際知識」, あるいは「高度専門職」といったハイスキ層を念頭においた在留資格の保持者の約90%はアジア出身者によって占められているにもかかわらず, またその規模も外国人労働者の約20%を占めるにもかかわらず, である³⁾。なお, こうした眼差しは将来のハイスキ層の候補というべき留学生に対する眼差しにも共通している⁴⁾。

では, 国際的な労働力移動はどのような枠組みによって捉えられるのであろうか。この点について, 海外の先行研究を見ていくことで検討していきたい。

2. 海外における研究

(1) 国際移動に関する研究

国際移動がなぜ発生するのかという点については, de Haas et al. (2020:42-74) が整理しているように, 二国間の経済格差, 及び個人の経済的厚生を最大化を要因とする新古典派経済理論から始まり, 世帯単位でのリスク分散の視点を含めた新家計経済理論まで既に多くの研究が行われている。また, 最新の情勢に即した説明としては, グローバルな経済格差, 及び人口学的格差がこうした国際移動を加速させているとするものも多い (e.g. IMF 2020:78)。

こうした中, 近年, 注目されつつあるのが国際移動転換理論 (Migration Transition Theory) である。これは Zelinsky (1971) から始まり, Skeldon (1990,97,2012) による修正を経たものとされるが, 本稿が注目するのが, この内とりわけ個人の移動を可能にする能力 (capability), そして意欲 (aspiration) に注目した Aspirations-capability モデルである (Carling 2002, de Haas 2003)。同モデルでは経済成長に伴い, その国の人々が国際移動をする能力 (capability) を向上させると同時に, よりよい生活水準を求めて移動を選択する意欲 (aspiration) も強まるとする。そのため, その国の経済成長はむしろ移民送出し圧力を高めることにつながる。しかしながら, 経済成長がある程度に達すると, 移動の能力は向上し続けるものの, 意欲が低下し送出し圧力は低下するとする (de Haas 2020:62-4)。

同モデルの経験的側面については, 例えば IMF (2020) がそのレポートにおいて明らかにしており, 一人当たり国民所得の上昇に伴って, 新興国, 及び途上国への移動率は低

3) 2019年6月末時点の「在留外国人統計」(法務省 2019)によれば, 「高度専門職」の取得者の内, アジア出身者の占める割合は85.2%, 「技術・人文・国際知識」の取得者に占める割合は88.1%である。また, 「外国人雇用状況の調査報告」(厚生労働省 2020)によれば, 外国人労働者の内, こうした「専門的・技術的職業」に相当する外国人は全体の19.8%に相当する。

4) 留学生, とりわけ日本語学校で学ぶ留学生については常に毀誉褒貶がつきまわっていたといえるだろう。その評価は日本と海外の「架け橋」, 「親善大使」から「偽装留学」, 「出稼ぎ留学」, 「犯罪予備群」といった一方的なラベリングの間を揺れ動いてきた (栖原 2010)。特に近年, 日本で働く外国人労働者が増加するにつれ, 日本の移民政策のゆがみの結果としての留学生の就労 (アルバイト) という視点はむしろ強くなっているといえる (e.g. 出井 2016, 西日本新聞社 2017, 芹澤 2018, 朝日新聞 2019, 望月 2019)。

下するが、先進国への移動率は上昇することが明らかにされている。具体的には、2,000-7,000USD までは途上国並びに新興国への労働力送り出し圧力は低下するものの、先進国への労働力送出し圧力がむしろ高まることで、全体としての送り出し圧力は高まるとしている。こうしたことから IMF は今後、新興国、途上国の経済成長が続いたとしても、国際移民が実数として増えていくと予測している。

また、スキルレベルごとの国際移動の意向と実際の移動との関係については、Decquier et al. (2014) が本稿と同じ Gallup 社の個人を対象とした大規模な国際比較データ World Poll (Gallup 2019) を用いた検証を行い、移動希望者は大卒者とそれ以外の間では前者で若干多い傾向があるものの、実際の移動においては大卒者が圧倒的に多いことを示した。これは各国の政策がハイスکیل層を好んで選別することに起因するとされている。また、移動意向に最も大きな影響を与えるのは目的地の所得水準であることも明らかにしている。

こうしたことから国際移動において経済成長は一定の水準に達するまでは、全体としての送り出し圧力を高めること、また個々人の移動意向はあくまで潜在的なものであり、実際の移動の実現に当たっては、送り出しを可能にする制度の存在が重要であることが示されている。

(2) 移住仲介機能に関する研究

国際移動を可能にする制度的要因というとき、近年特に注目されているのが、移住産業 (migration industry) である。移住産業という概念自体は1977年の Harney の移民商業 (commerce of migration) という概念やその後、1997年に Salt and Stein が国際移民をグローバルビジネスと捉えたことなどにその端緒を見ることができ、これらの研究はいずれも移住産業をインフォーマル、あるいは非合法的なものに限定して捉えてきた。

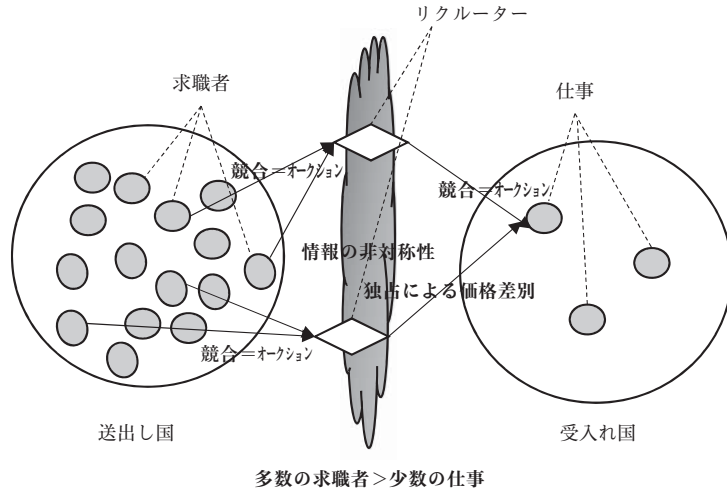
これらに対して、Hernández-León (2005) は移住産業という概念を拡張し、合法／非合法、フォーマル／インフォーマルなものも含む、国際移動に関わる全ての過程、及びアクターを包含したものと定義した。それによると、移住産業とは「金銭的な利得を目的とし、国境を越える人の移動を取り持つ企業家のあつまり」と定義される。更に Gammeltoft-Hansen et al. (2013) はこの定義を拡張し、移動のみならず国境管理、及び NPO/NGO といったアクターも移住産業に含めることを提唱している。またこうした動きは新自由主義的な考え方が広まる中で、拡大しているとする (Menz 2013)。

また、de Haas (2020:66) は移住産業の国際移動における重要性を指摘しつつ、同用語が持つ、人身売買や搾取といった負のイメージを払拭するため、移住仲介機能 (migration intermediates) という用語を用いることを提唱している。こうした中、移民労働者の移動を仲介する移住産業、つまりリクルーターの役割について明らかにした代表的な研究が Martin (2017) である。

同研究においては、国際的な労働力移動を南から北への移動 (途上国から先進国)、南から南 (途上国間)、北から北 (先進国間)、及び北から南 (先進国から途上国) の4つの回廊 (corridor) に分け、その中でも特に低技能の労働者が多くを占める南から北、及び南

から南への移動において労働者を商業的に斡旋するリクルーターの役割が非常に大きいことを明らかにしている (ibid:16-8).

図3 低技能労働者におけるリクルーターの役割



出所：Martin (2017) をもとに筆者作成

同書ではその最大の要因は情報の非対称性であるとしている。低技能労働者の多くは外国語能力などの資源制約から先進国の職を自らで見つけることは困難である。また、先進国の雇用者も教育制度や資格制度が異なる国外から求める条件を満たす労働者を自分で探すことは困難である。こうした情報の非対称性を仲介する役割が機能的に求められることがリクルーターの存在することの第一の理由であるとする (ibid:45-7)。

さらに低技能労働に関しては少ない職に対して多くの求職者が殺到するといった状況が一般的であり、その結果、求職者の間で少ない職に対するオークション状態となり、このことが、仲介コストが高騰する主要な要因とされる (独占による価格差別 (price-discriminating monopoly)) (ibid:99-100)⁵⁾。つまりこれは個々のリクルーターや雇用者のモラルの問題ではなく、経済学的なメカニズムに基づくものといえる。また、このことは移民労働者の権利を守るための規制の強化がかえって、この需給バランスをより逼迫させることを通じて、仲介コストの高騰につながるという逆説的な結果につながる可能性をも指摘している (ibid:95)。

以上のようなメカニズムの結果、仲介コストを含めた労働者送り出しに関わるコストは主に回廊ごとに決定され、その差が大きいことが明らかにされている。例えば、同書では

5) この点について同書は移民労働者がリクルーターに支払う費用はサービスに対する対価というよりも、賄賂に近いといっている (Martin 2017:1)。技能実習生に関する多くのレポートが送り出し機関による過剰な接待などを取り上げる (e.g. 澤田 2020:91-5) 背景には単にモラルの問題だけではなく、こうした経済学的なメカニズムがあるといえよう。

本研究で調査対象としたベトナムから労働力移動についてその特徴を整理し、他の国からの移動に比べ、送り出しに関して移民労働者が負担する仲介コストが高いことを指摘している (ibid:84, 112-4). また、多くの場合、移民労働者はこうしたコストを借金によってまかなっており、それが契約期間満了後のオーバーステイや失踪といった状況につながるとしている (ibid:105).

しかし同時に、同書はこうした構造を「犠牲者なき犯罪 (victimless crime)」であると指摘する (ibid:134, 178). 確かに高額な仲介費用やそれを支弁するための借金は個々の移民労働者の雇用者に対する立場を弱め、搾取に脆弱なものとするもの (ibid:3), 個々の移民労働者からすれば、多少高い仲介コストを払っても、それで外国に賃金の高い職が得られるなら不満はなく、事件として告発する動機付けは弱いからである (ibid:134-5, 146). また、送り出し国側も規制の強化による自国民の保護よりも、国内の失業率の低下や国際送金による国際収支の改善を求め、外国でのより多くの雇用を優先する傾向にあるとされる (ibid:125-30).

最後に同書は国際労働力移動を、しばしば労働者に高額な費用を課すことがあるものの、そのメカニズム自体はあくまで通常の市場での取引 (a normal market transition) であるとし、その上で仲介コストの引き下げや移民労働者の権利保護のため、良質なリクルーターが選別される仕組みの構築を提言している。その際、こうした取り組みは、二国間協定や国内法によってリクルーターの介在や個人からの費用の徴収を禁止するといった規制強化ではなく、良質なリクルーターに対する減税やビザ関係の手続きの短縮など、経済学的な動機付けによるものが望ましいとしている。その理由は経済学的なメカニズムに反した規制を導入しても、それは実質的に別の形での徴収に切り替わるか、あるいは雇用に対する需給バランスを逼迫させ、むしろかえって仲介事業者の必要性を高め、その費用を上昇させる可能性があるためである (ibid:179-80).

(3) まとめ

以上の整理から日本の移民研究で伝統的に取ってきた見方とは異なり、国際労働力移動の拡大はグローバルな潮流であり、日本もまたその中の目的地の一つとして位置づけられている可能性が高いことが浮かび上がってくる。入管法の改正といった日本側の要因はそういった流れの中での必要条件の一つに過ぎず、それ自体に日本に流入する移民労働者の増加の全てを帰責することはできないだろう。

また、技能実習生に対する高額な仲介手数料の徴収や、技能実習生を希望する者がそれをまかなうために行う来日前の借金、そして日本での過酷な労働環境といった問題は、国際労働力移動において構造的に見られるものであるという点も重要である。

Ⅲ. 命題, 及び探求課題

本研究ではアジア諸国から日本に対する労働力送り出し圧力に関して以下の命題の検証を行う。

命題：アジア諸国からの国際労働力移動の拡大はグローバルな潮流であり、日本もまたその有力な目的地の一つとして位置づけられていると同時に、アジア諸国の経済成長とともに近年その地位は上昇している。また、日本を含め国外への労働力送り出し過程は当該国からの送り出し政策、及び移住仲介機能の構造に規定されており、個人は其中で労働条件、移動コスト及び期待収益などをもとに移動先を決定している。

これは、アジア諸国から日本への国際労働力移動に対する以下の見方に対立するものである。すなわち、アジア諸国からの国際労働力移動は本来、米国を始めとした欧米先進国に向かっているものであり、日本への移動は、あくまで日本の外国人受入れ制度の歪みによって発生している例外的なものである。また、日本のアジア諸国に対する経済的優位が薄れていく中、そういった例外的な移動も今後、急速に縮小していくと思われる、というものである。

さらに、同命題を検証するにあたって、本稿では以下の探求課題を設定する。

探求課題①：個人レベルで見た潜在的な来日意向はどのような国・地域のどのような個人に多く見られるのか？また、それらはどのように推移してきているのか？

探求課題②：日本へ向かう移動過程における送り出し国の制度、政策、移住仲介機能の役割、及びそこにおける個人の選択メカニズムはどのようなものか？

探求課題①は個人レベルで見た潜在的な来日以降がどのような国・地域に住む、どのような人たちによって示されるのかをその推移とともに明らかにする。日本においては明確な根拠もないまま、国外就労を希望する場合、その希望者の大半は米国あるいは欧米諸国に向かうものとの認識があり、仮に日本に来ることを希望する者がいたとしても、それは例外的かつ一時的なもの、あるいは他の目的地に行くことがかなわなかった学歴面などで劣った者であるとの認識が強い。こうした状況を受け、探求課題①では実際に来日希望がどのような人たちによってどの程度示されているかを、その推移とともに明らかにする。

探求課題②は実際の移動過程について、それを具体化する制度、政策、移住仲介機能の構造、及び個人の選択メカニズムなど実態面について明らかにするものである。国際移動においては個々人の意向だけではなく、それを可能にする経路が実際にあるかどうかという点が圧倒的に重要であるとされる (Docquier et al. 2014)。特にアジア諸国では多くの国が国外労働を推進する政策をとっていることや、そこにおける移住仲介機能の役割が大

きいとされるところ、この点について、近年特に日本を始めとしたアジア諸国への労働力送り出しを拡大しているベトナムを例に分析することで明らかにする。

IV. 方法、及びデータ

分析に当たっては、筆者が研究代表者となって行った「アジア諸国における労働力送出し圧力に関する総合的調査（第一次）」（是川他 2020）の結果を基に行う。同調査は2019年7月-2020年1月にかけて、行政機構、法律等の公式制度について文献調査を行うと同時に、国際労働力移動過程における当事者として、複数の政府関係者、送り出し機関（リクルーター）、そして受入れ側である日本の監理団体、受入れ企業にそれぞれヒアリングを行い、国際労働力移動の実態について調査を行った。

ヒアリングは国内外の有識者6名⁶⁾、日本国内の技能実習生受入れ企業2社、監理団体・登録支援機関・日本語学校経営企業1社、ベトナム国内の日本語センター3校、国営送り出し機関4社、民営送り出し機関（大企業）4社、民営送り出し機関（中小企業）3社、ベトナム政府機関職員1名、在ベトナム日本大使館職員1名、現地新聞社1社に対して行った。また、現地送り出し機関に対して送り出し事業に関するアンケート調査として2019年10月から11月にかけて、外国人技能実習機構（OTIT）に掲載されているベトナム側の送り出し機関329社に対して調査票をメールにて配布し、オンラインでの回答を依頼し、11件の回答を回収した⁷⁾。

さらに同調査に加えて、各国における潜在的な移動希望者を把握するため、米国のリサーチ会社であるGallup社が毎年実施する国際世論調査、World Poll（Gallup 2019）のデータを用いた分析を行った。同調査では世界160カ国以上の国について、140以上の言語を用いて行われた調査で、各国の15歳以上人口をカバーする1,000サンプルについて2005年以降毎年行われており、その結果、理論的には世界の成人人口の99%をカバーしているとされる。その中で国際移動に関する意向の有無、そしてその際の移動希望先についての調査が行われている。このデータを用いて、ミクロレベルで見た国際移動意向の分布、及び推移を明らかにする。

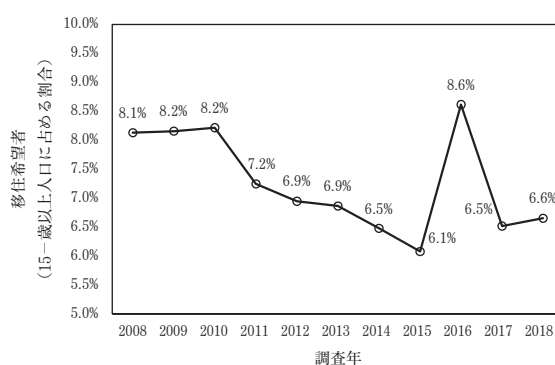
6) 愛知県立大学教授 宮谷敦美氏、愛知県立大学准教授 藤倉哲郎氏、政策研究大学院大学教授 大野健一氏、JETRO アジア経済研究所 石塚二葉氏、ベトナム経済・政策研究所（VEPR）所長 グエン・ドク・ターン氏、ハノイ国家大学外国語大学教員 村田奈緒氏。

7) 文献調査、及び実査に当たっては（株）三菱UFJリサーチ&コンサルティングに委託してこれを実施した。本調査の詳細な結果については、是川他（2020）を参照。

V. 分析結果①：個人レベルでの移動意向の動向

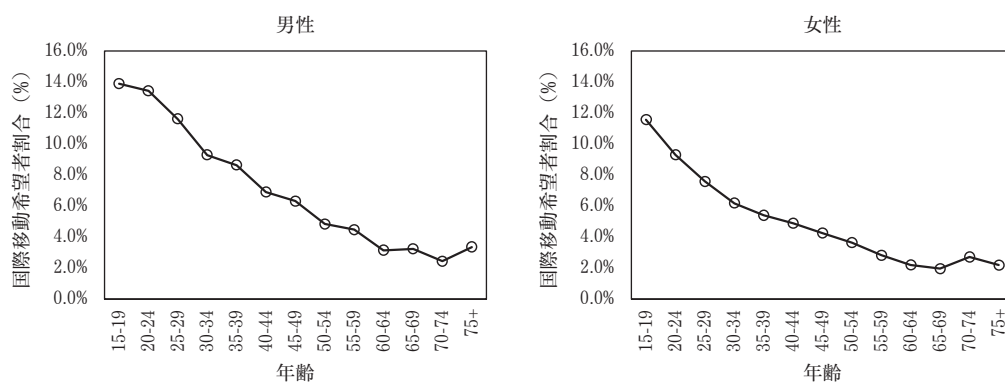
World Poll (ibid) に基づき、アジア諸国⁸⁾の個人レベルでの国際移動意向の分布、及び推移を見ると、2008-9年の世界金融危機以降、若干低下しているものの、15歳以上人口の内、おおむね6-8%程度が「理想的には自国以外の国に永住したい」⁹⁾と答えていることが分かる(図4)。これを性、年齢別に見ると女性より男性の方にやや国際移動の希望者が多く、また男女ともに若年層であるほど、国際移動を希望する割合が高かった(図5)。また、学歴別では高学歴であるほど、国際移動を希望する者の割合が高い(図6)。

図4 アジア諸国における国際移動意向の推移



出所：Gallup (2019) より筆者集計

図5 アジア諸国における性、年齢別に見た国際移動意向の分布

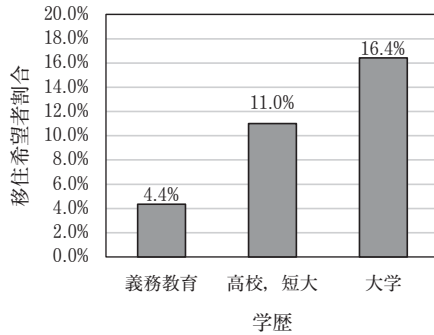


出所：Gallup (2019) より筆者集計

8) アジア諸国とは特に断りがない限り、パキスタン、インドネシア、バングラデシュ、香港、シンガポール、中国、インド、フィリピン、スリランカ、ベトナム、タイ、カンボジア、ラオス、ミャンマー、韓国、台湾、マレーシア、モンゴル、ネパールを指す。

9) 以下の質問。"Ideally, if you had the opportunity, would you like to move PERMANENTLY to another country, or would you prefer to continue living in this country?"

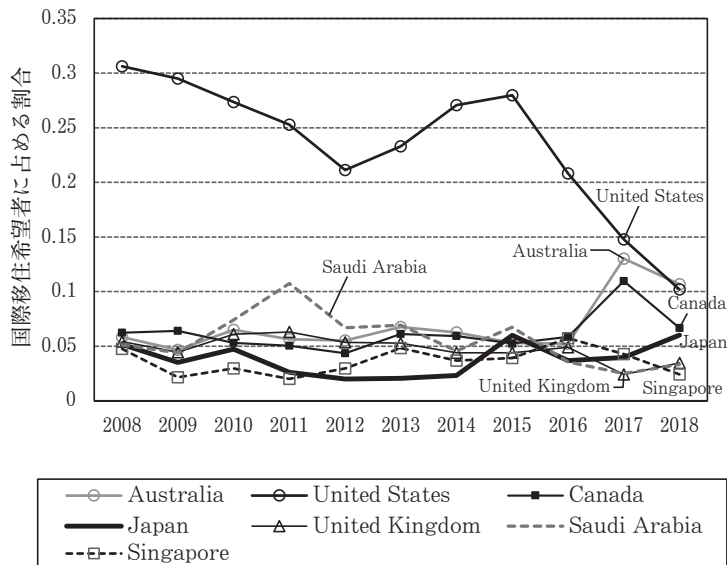
図6 アジア諸国における学歴別に見た国際移動意向の分布



出所：Gallup（2019）より筆者集計

更に国際移動を希望する国を尋ねたところ、2018年時点ではオーストラリアを希望する者が最も多く、それに米国、カナダ、日本、英国、サウジアラビア、シンガポールと続く。また、これらの希望目的国の推移を見ると従来、米国が圧倒的に多かった時期が長かったものの、2016年以降、急速に減少し、2017-8年にかけてそれに変わって上昇してきたオーストラリアに抜かれていることが分かる。また、米国を除けばその他の国の間に大きな差はなく、日本は多少の変動はあるものの一貫して上位層に含まれている（図7）。

図7 アジア諸国からの国際移動の希望目的国の推移（上位6カ国）



出所：Gallup（2019）より筆者集計

一方、来日を希望する人たちの出身地域を見ると、圧倒的にアジア地域が多く、おおよそ全体の57.4%を占めている。それに続くのがラテンアメリカ（17.4%）であり、これらを合わせると全体の74.8%に達する。また、それぞれの地域における希望目的国を見ると、日本は東南アジアで米国に次いで第2位（14.6%）、東アジアで第7位（3.5%）など上位に位置づけられている¹⁰⁾（表1）。

表1 東南アジア、東アジアにおける国際移動の希望目的国（2015-18年平均）

順位	東南アジア	東アジア
1	米国 (24.6%)	米国 (20.6%)
2	日本 (14.6%)	オーストラリア (10.2%)
3	オーストラリア (6.7%)	カナダ (7.0%)
4	カナダ (6.2%)	シンガポール (4.9%)
5	韓国 (5.9%)	フランス (4.4%)
6	シンガポール (5.3%)	ニュージーランド (4.0%)
7	英国 (5.0%)	日本 (3.5%)
8	ドイツ (3.0%)	ドイツ (3.5%)
9	マレーシア (2.7%)	英国 (3.1%)
10	タイ (2.6%)	スイス (3.1%)

出所：Gallup（2019）より筆者集計

これを更に国別に見た場合、来日希望者は中国（アジア諸国からの来日希望者総数の内19.8%）、ベトナム（同19.0%）、インド（同11.4%）、台湾（同9.0%）、インドネシア（同7.6%）、フィリピン（同6.6%）、バングラデシュ（同5.0%）、タイ（同4.7%）、韓国（同3.7%）、マレーシア（同2.9%）、ネパール（1.7%）が多い¹¹⁾。とりわけ本稿でも分析対象とするベトナムでは日本はベトナムからの国際移動の希望目的国の中でも米国（ベトナムからの国際移動希望者の内25.5%）に次いで2位（同17.4%）を占めており、3位以下の韓国（同7.4%）、4位（6.8%）を大きく引き離している¹²⁾。

では学歴別に見た場合どうであろう（表2）。アジア諸国における希望目的国を学歴別に見た場合、大卒者以上の中で日本は第4位、高校・短大卒者の間で第4位、そして中卒以下で第6位となっていることから、相対的に高学歴者の間で人気が高いと言える（表2）。また、ベトナム、ネパール、中国といった日本に対する主要な送り出し国別に見ても、米国への国際移動を希望する者と比較して来日を希望する層が、特に世帯収入、本人学歴、居住地（大都市-それ以外）の面において特に大きく異なっているといったような事実は見当たらなかった。

10) 2015-18年平均。

11) 2015-18年平均。

12) 2015-18年平均。なお、第5位はシンガポール（6.0%）と続く。

表2 アジア諸国からの国際移動希望目的国（学歴別）

	大卒以上	高校，短大卒	中卒以下
1位	米国（17.5%）	米国（18.8%）	米国（18.3%）
2位	オーストラリア（14.1%）	オーストラリア（8.6%）	サウジアラビア（8.7%）
3位	カナダ（11.0%）	カナダ（5.2%）	オーストラリア（4.7%）
4位	日本（5.4%）	日本（5.2%）	カナダ（4.3%）
5位	シンガポール（4.3%）	英国（4.8%）	シンガポール（4.0%）
6位	ドイツ（3.9%）	シンガポール（4.3%）	日本（3.7%）
7位	ニュージーランド（3.7%）	フランス（2.6%）	アラブ首長国連邦（3.6%）
8位	スイス（3.4%）	ドイツ（2.3%）	アラブ諸国（3.5%）
9位	英国（3.2%）	アラブ諸国（2.3%）	韓国（2.8%）
10位	デンマーク（2.1%）	ニュージーランド（2.3%）	英国（2.5%）

注：2015-18年平均値。

出所：Gallup（2019）より筆者集計

以上のことから見えてくるのは、アジア諸国において、来日希望者は米国には及ばないものの2016年以降、その差は縮まっていると同時に、他の先進国との関係では日本に国際移動を希望する者は決して少なくないということである。また、学歴別に見てもむしろ希望者は高学歴層に多く見られる傾向にあることも示されたといえよう¹³⁾。

こうしたことから、日本がアジア諸国からの労働力送り出しにおいて、重要な地位を占めていること、及び近年その地位は上昇していることが示されたといえよう。

VI. 分析結果②：国際労働力移動の実態

以上の状況を踏まえ、国際労働力移動の実態について明らかにするため、ベトナムの事例を分析する。なお、以下の分析結果は特に断りがない限り、先述した通り是川他（2020）に基づくものである。

以下ではまず、基礎的な事項として、マクロ経済、人口動態、労働力送り出しの歴史、送り出しの現状、制度、及び政策について見ていきたい。

1. 基礎的な事項

(1) マクロ経済、人口動態

ベトナムの総人口は、9,267万人（2015年）である。国際連合の将来人口推計に基づく、総人口は緩やかな増加が続くが、若年生産年齢人口比率は緩やかながらも一貫して下降すると同時に、高齢化率は2020年以降急激に上昇することが見込まれている。その結果、2060年には、総人口10,963万人のうち、若年生産年齢人口比率は22.6%、高齢化率は24.7

13) 日本との経済格差の縮小はむしろ現実的な移動先としての日本の魅力を高める可能性がある。これはIMF（2020）の結果とも整合的である。

%に達すると推計されている (United Nations Population Division 2019)。なお、2020年以降、急激な高齢化が見込まれる背景には、1988～2017年に実施されていた「ふたりっ子政策」の影響があると考えられている。

また、ベトナムの一人当たりの実質 GDP は、長期にわたって一貫した増加を示しており、1995年 (717US ドル) から2018年 (2,457US ドル) にかけて約3.4倍の増加となった。実質経済成長率も直近20年間では年平均5%以上で推移しており、2018年は7.1%であった (UNSD 2019)。また、ベトナム政府の「2020年社会・経済発展計画」では、GDP 成長率6.8%を目標値として掲げている。なお、それに伴って、ベトナム国内の平均賃金も着実に上昇してきており、2017年には月額537万ドン (約25,000円、約230US ドル) となるなど、2010年に比べて2倍に上昇した (ILO 2019)。

一方、失業率はベトナム全体では2%前後で推移しているものの、都市部の若年層の失業率が高く、2017年には11.8%に達している。最終学歴別では、学歴が高くなるほど失業率が高い関係にある。こうしたことから、高等教育の進学率が高まる一方で、国内に賃金水準の高い就労機会が少なく、都市部を中心として大卒者などの高学歴層が国外就労を選択せざるをえない状況にあることがうかがわれる (ibid)。

(2) 国外への労働力送り出しの歴史

ベトナムから海外への労働力送出しは、1980年代より開始され現在まで続いている。この間は送出し方法、及び送り出し先の違いにより、1980-90年代初頭と1990年代以降の主に2つに大別される。

開始当初の1980年代の送出しは、主として二国間協定にもとづく国営企業に限定されたものであった。ベトナムは当時、社会主義諸国による経済相互援助会議 (COMECON) に加盟しており、加盟国間の労働協力協定にもとづき、1980年に東ドイツ、ブルガリア、チェコスロバキアへ、1981年にはソビエト連邦への労働力送出しを開始した。

このような国際的枠組みのもとで自国の労働者を送り出すにあたり、現在の海外労働管理局 (Department of Overseas Labor: DOLAB) の前身である国際労働協力局が設置され、各国政府間における派遣人数や賃金等の調整が行われた。さらに、1980年代後半からは、二国間協定にもとづいて中東やアフリカ諸国 (イラク、リビア、アルジェリア、アンゴラ等) に対しても、労働者および専門家を派遣するようになった。

同時期には、延べ約30万人のベトナム人労働者や専門家が海外へ送り出されていたが、ソビエト連邦崩壊に伴う COMECON 解散を受け、加盟国間の労働協定が終了した。さらに同時期、中東で湾岸戦争が勃発した影響で、イラクで就労していた約2万人のベトナム人が帰国することとなった。こうして、二国間協定にもとづく労働力輸出の時代が終焉した。

続く1990年代から現在までの送出しは、ライセンス制のもとで行われ、民間送出し機関が送出し事業へ参入することが可能となった。送り出される人材についても、国営企業の労働者に加え、一般の労働者が広く送り出されるようになった。背景には、1986年のドイ

モイ政策が挙げられる。市場経済化と対外開放政策が進められていくなかで、海外への労働者派遣と関連する法整備も進んでいった。

例えば、1988年の政府108号指示によれば、海外への労働力輸出の目的は「国家予算のための外貨獲得、雇用創出、および労働者の技能向上と収入増加」とされている。1991年の政府議定370号では、ライセンス制について規定し、労働傷病兵社会省（Ministry of Labour, Invalid and Social Affairs: MOLISA）によって許可された送出し機関が、海外への労働者の派遣に携わることが可能となった。これにより民間送出し機関は、市場開拓に始まり、労働者派遣前訓練の実施、帰国後までの管理等を担えるようになった。

同政府議定に続いて、1995年には政府議定7号、1999年政府議定152号、2003年政府議定81号と、労働力輸出に関する法的枠組みが拡充されてきた。こうした中、2006年になり、主に政府議定370号をもとに上記の複数の政府議定をまとめた、「契約によるベトナム人労働者海外派遣法」（海外派遣法）が成立するに至った。また同時期、ベトナム政府は「2005～2010年労働力輸出計画」を策定しており、現在も毎年、労働者輸出の目標数値が設定、公表されている。

表3 ベトナムにおける労働力輸出の変遷

年	主な出来事
1980年	COMECON 枠組下で、東ドイツ、ブルガリア、チェコスロバキアと「労働力協定」を締結し、労働者の送出しを開始
1988年	政府108号指示によって、労働協力業務を分権化し、経済組織が直接担当する制度へ方針転換
1991年	ソ連崩壊、COMECON 解散 → 該当国への送出し終了 政府370号議定によって、MOLISA に認定された送出し機関が、海外の市場開拓、労働者の採用、派遣前訓練、派遣から帰国までの管理を担当することや、労働者が送出し機関に対して手数料や保証金を支払うこと等を規定 ⇒1995年、1999年、2003年に相次いで改定され、内容拡充
2006年	政府370号議定を基礎として「契約によるベトナム人労働者海外派遣法」が成立
2008年	日本ベトナム経済連携協定（日越 EPA）（ベトナム最初の二国間 EPA）により、ベトナム人看護師の日本への送出し決定。高度人材の海外送り出しも開始。同時期にドイツへの送出しも開始

（出所）石塚二葉（2018）より作成

更に2000年代後半以降、ベトナムから国外への労働力輸出は、政府による貧困解決策としても実施されている。そもそもベトナムにおける貧困問題は、ドイモイ政策導入後の地域間格差の拡大に起因しているとされているため、貧困率が高い地域に対して、現在も国が労働者海外派遣を支援し、政令公布および事業実施を継続している。また、2004年に国家銀行総裁決定365号が出され、社会政策銀行による貧困世帯出身労働者に対する優先的融資に関して規定がなされた。そして2009年には、首相決定71号として「貧困県の労働力輸出推進を支援し、貧困削減に貢献するためのプログラム（2009年～2020年）」が公布され、期間中に全国61の貧困県から約12万人の送出しを行うことを目標に定めている。

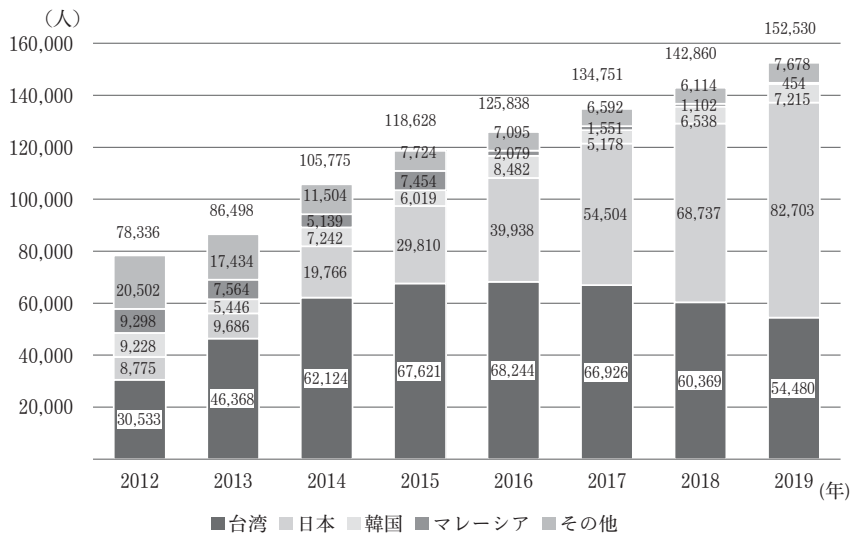
(3) 国外への労働力送り出しの現状

こうした中、ベトナムから国外への労働力送り出し規模が拡大している。同国では、1980年以降労働者の海外送出しを行っているが、2000年代に入り海外派遣労働者に関する労働法制度整備が進む中で送出し数を伸ばし、2018年で約14万人に達した。送出し先の国別でみると、台湾、マレーシア、韓国、日本のアジア4カ国でほぼ全てを占めている。

日本への送出しは2013年頃から大きく増加し、2017年には台湾とほぼ同程度の人数となり、日本と台湾で全体の9割を占めている。DOLAB (Department of Overseas Labor) による最新のデータによれば、2019年の国外への労働力送出し全数のうち、日本は54%を占める最大の送出し先の国となっている。

また、マレーシアへの送り出しは2002-07年に多かったものの、その後減少している。台湾は2000年から年によって受入れ人数が上下するものの、2010-17年までは最大の送り出し先となっている。韓国への送り出しは、2005年に雇用許可制 (EPS) の開始により増加するが、その後、失踪率の高さ等により韓国が受入れ停止を行う期間もあり、近年、受入れ人数はほぼ横ばいである。こうした背景にはベトナムの堅調な経済成長に伴い、マレーシアや台湾との賃金格差が縮小していったことがあることが確認されている¹⁴⁾。

図8 ベトナムから国外への労働力送り出し人数の推移



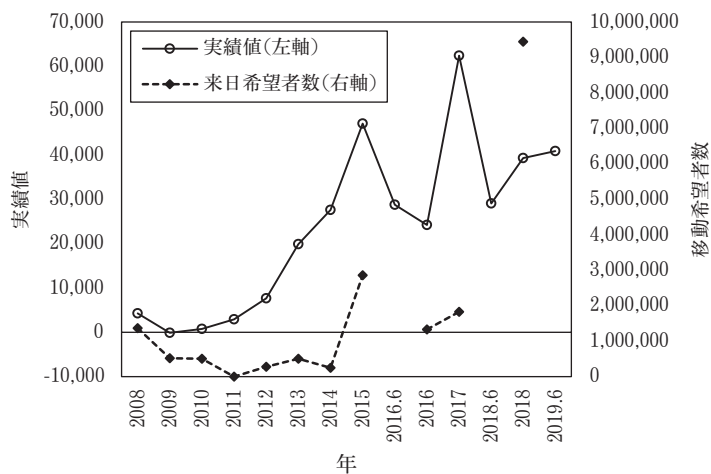
(出所) 是川他 (2020:74)

(注) 2017年は「134.751 lao động đi làm việc ở nước ngoài trong năm 2017」, 2018年は「Cục Quản lý Lao động ngoài nước tổng kết công tác 2018 và triển khai nhiệm vụ năm 2019」, 2019年「Cục Quản lý lao động ngoài nước tổng kết công tác năm 2019 và định hướng năm 2020」より数値取得

14) 筆者によるベトナム政府担当者からのヒアリングに基づく。

なお、日本の在留外国人統計（法務省 2009-20）から求めた日本国内の居住するベトナム国籍人口の毎年の純増分の推移（フロー）と来日希望者数の推移を比較すると、規模感は大きく異なるものの両者の間には強い相関が見られることが分かる。これはベトナムからの国際労働力移動過程が個々人の意向をある程度反映したものとなっていることを示唆するものである。

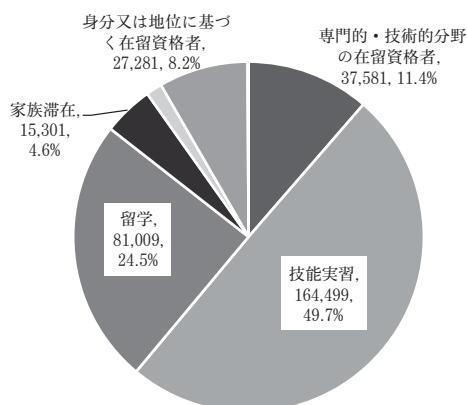
図9 日本におけるベトナム国籍人口、及びベトナムにおける来日希望者の推移



法務省（2009-20）、Gallup（2019）

その在留資格別の構成を見ると、技能実習が全体の約半数、留学が1/4を占めている。また「技術・人文・国際知識」を含む専門的・技術的分野の在留資格者が近年、増加しており、その多くがIT技術者として来日しているとされる。こうした構成はベトナムから日本への国際移動が技能実習のようなマニュアルワーカーだけではなく、よりハイスキル層に変化していく可能性を持っていることを示すものといえよう。以下ではこうした様々な移動過程を念頭に分析を進める。

図10 日本国内に居住するベトナム国籍者の在留資格の内訳（2018年）



法務省（2020）

（4）制度：国外労働者送り出しに関する行政機構

国外への労働者送出しを所管する機関は、労働傷病兵社会省（Ministry of Labour, Invalid and Social Affairs: MOLISA）である。MOLISA は、ベトナムの労働、職業訓練・教育、社会保障分野全般を担うが、同機関の役割、職務、権限、組織構造についての政府議定（14/2017/NĐ-CP）によると、契約にもとづく海外への労働者派遣に関して、契約にもとづく海外への労働者派遣に関する法律規定の実施の指導等を担当することと定められている。

MOLISA の組織構造は大きく4つに分かれており、国家管理機関、機能特化組織、公共サービス組織、地方部局からなる。そのなかでも、国家管理機関のひとつである海外労働管理局（Department of Overseas Labor: DOLAB）が、海外への労働者送出しの管理に携わっている。DOLAB は、首相決定（1638/QĐ-LĐTBXH）に規定されているように、MOLISA の決定に従い、海外労働者派遣ライセンス交付後の送出国の査察や指導を主に行っている。ライセンスについては、MOLISA が公布を決定する権限を有するが、DOLAB はそのライセンス付与の妥当性について、送出国の運営状況等をもとに評価し、MOLISA へ報告する立場にある。

なお、労働者送出しに関して、MOLISA は直属の非営利送出国機関と、株式を保有する国営送出国機関2社を擁している。前者は、MOLISA の公共サービス組織の中に存在する海外労働センター（Center of Overseas Labour: COLAB）である。従前は、海外労働者センター（Overseas Worker Center: OWC）という名称であり、2008年の首相決定531/QĐ-BLĐTBXHによって、主に韓国への労働者派遣を担当する機関として設立されたものであった。現在は、韓国雇用許可制（EPS: Employment Permit System）にもとづく派遣のみならず、日本への国際人材育成機構（International Manpower Development Organization, Japan: IM Japan）プログラム、ドイツへの看護人材育成

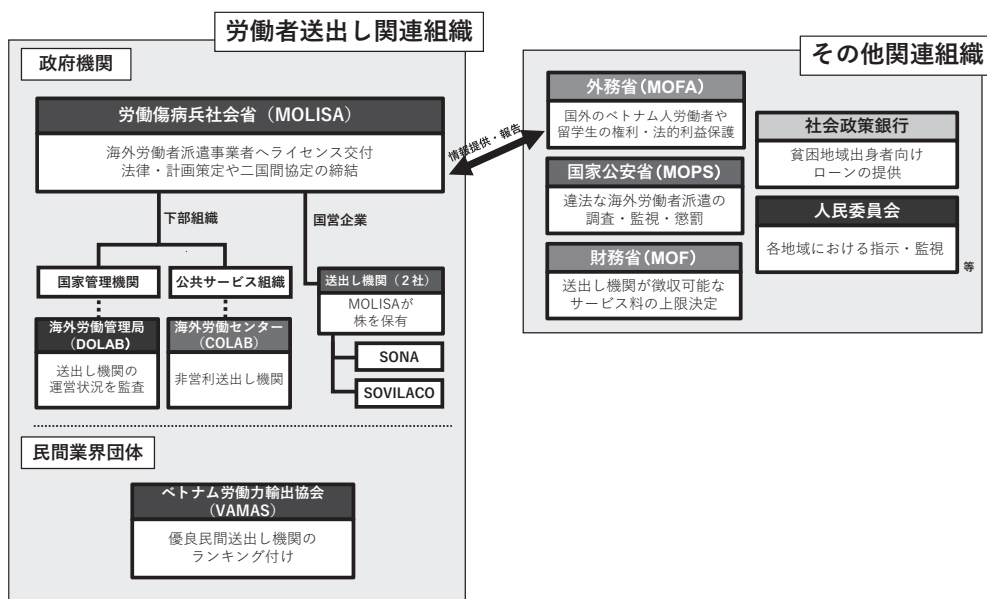
プログラム、台湾への派遣を行っている。

また、後者の国営送出国機関については、北部ハノイを拠点とする SONA と、南部ホーチミンを拠点とする SOVILACO の 2 社が存在し、MOLISA が直轄している。さらに省、県、町村の地方行政単位ごとに設置されている人民委員会も、政府の委任によって海外労働者派遣に関する国家管理を行う責任を有するとされている。

これらの国家機関に加え、海外への労働者送出国機関に関わる業界団体として、ベトナム労働力輸出協会（Vietnam Association of Manpower Supply: VAMAS）がある。同団体は、首相決定86/2003/QD-BNV によって設立が承認され、内務大臣承認の協会憲章に則り運営される組織である。主な役割としては、海外労働者派遣に関する法的規制順守のためのガイドライン普及や、労働者と送出国機関の権利と利益の保護、組合員と自治体間および組合員と訓練センター間の協議・連携の促進、海外労働市場に関する情報交換等である。2014年時点では、約130のライセンスを有する送出国機関が同団体に加盟しており、執行委員会議長には元 MOLISA 副大臣のグエン・ルオン・トラオ氏が就任している。

VAMAS の具体的な活動として、優良送出国機関のランク付けや定期的な機関紙の発行を行っている。送出国機関のランク付けについては、国際労働機関（International Labour Organization: ILO）の支援のもと作成した派遣機関の行動指針（Code of Conduct: CoC）策定を受け、2012年より開始された。評価にあたっては、「メディア、労働者およびその家族、同業他社、地方政府機関、受入国における関係各機関などから広く情報を収集することとされている」（石塚 2014:187）。

図11 人材送出国機関に関わるベトナム国内の主要政府機関および関連組織



(出所) 是川他 (2020:58) より作成

(5) 政策：労働力送出しに関する基本法

ベトナムの労働力送出しに関する基本法としては、契約にもとづき海外で働くベトナム人労働者の規定を定めた法律「契約によるベトナム人労働者海外派遣法」（2006年）があり、海外雇用サービスを提供する企業（送出し機関）の条件や契約に関する内容、海外派遣労働者の権利と義務等に関する内容が規定されている。

本法は、1991年の「政府370号議定」を基礎として2006年に成立したものである。1991年以前は、国家が政府間協定のもと、労働者派遣および管理の責任を負っていたが、「政府370号議定」制定以降は、政府以外の認可機関による労働者海外派遣が可能になった。同時に、派遣を希望する労働者自身が、認可派遣機関に対して手数料や保証金などを支払うことで、派遣前から帰国までの一連の管理・支援サービスを、認可機関から受けられる制度となった。本法においては、上記の海外労働者派遣認可制度や、手数料・管理手続きの枠組みのみならず、派遣を行う認可機関・企業の条件、派遣される労働者双方の権利と義務について規定がなされた点に特徴がある。海外への労働者派遣に関する法の策定や監督を担ってきた MOLISA の権限も、本法の成立によって強化されたとされている。

具体的には、労働者を海外へ派遣可能な企業は、ライセンスを有するものと規定されている。ライセンスの認可条件としては、派遣前訓練を提供する専門部門と労働者の海外派遣の専門部門を有すること、労働者派遣、国際分野において3年以上の経験のある管理者の配置等がある。また、支店については、3店以下と限定されており、支店でのサービス料等の徴収は行わないものとされている。さらに、技能実習による海外派遣を実施する送出し機関について（34条～37条）、海外派遣を実施する国営送出し機関（39条～41条）に詳細な規定がある。また、ライセンスについては、2章において、申請（10条）、変更（11条）、再発行（12条）、公布（13条）、期間限定中止（14条）、返却・回収（15条）とそれぞれ定められている。

またライセンス認可企業（送出し機関）が仲介者に支払う仲介手数料、労働者がライセンス認可企業に対して支払うサービス料の上限については、MOLISA および財務省による合同通達16/2007/TTLT-BLDTBXH-BTC¹⁵⁾によって、サービス料、仲介手数料のいずれにおいても、海外派遣期間が1年の場合には、1ヶ月の基本給以上の金額を徴収してはならないとされているものの、日本への送出しの場合は業種や労働形態に関係なく、一律1,500USドルまで徴収が可能となっている（首相決定第61/2008/QĐ-LĐTBXH¹⁶⁾内の付録）。他には、台湾の製造業・建設業に送り出す場合、日本と同額の1,500USドルに設定されており、韓国の沿岸漁業における実習の場合は500USドルまでの徴収が可能とされている。

加えて、日本への技能実習送出しの場合、サービス料や仲介手数料等の各種費用の合計

15) http://vanban.chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class_id=1&mode=detail&document_id=39055（最終アクセス日2020年3月2日）

16) <https://thuvienphapluat.vn/van-ban/lao-dong-tien-luong/quyet-dinh-61-2008-qd-bltdtbxh-muc-tien-moi-gioi-nguoi-lao-dong-hoan-tra-cho-doanh-nghep-tai-thi-truong-69396.aspx>（最終アクセス日2020年3月2日）

金額に対しても上限が設けられている。2016年の通達1123/LĐTBXH-QLLĐNN¹⁷⁾によると、海外派遣期間が3年の場合には3,600USドル以下、1年の場合には1,200USドル以下となっている。なお、本通達は、日本への技能実習生送出し業務を行う送出し機関に向けられたもので、MOLISAが送出し機関の運営を是正する目的で出したものである。

更に、預託金については、MOLISA および中央銀行による合同通達17/2007/TTLT-BLDTBXH-NHNN¹⁸⁾において、送出し機関と労働者による預託金の管理と利用に関する規定がなされている。具体的な預託金の上限額については、日本への技能実習生の場合3,000USドルとされている（MOLISAの通達21/2013/TT-BLDTBXH内の付録¹⁹⁾）。日本と同額の預託金上限が定められているのは、韓国の沿岸漁業乗組員と特定活動ビザ（E-7）労働者のみであり、ベトナムの送出し相手国・地域の中では一番設定金額が高い。その他の国については、台湾の製造業・建設業労働者は1,000USドル、マレーシアは300USドル、欧米およびアフリカ諸国はおよそ1,000～2,000USドルが預託金の上限とされている。

表4 各種規定における労働力送り出しに関する費用

	日本	その他
仲介手数料 （原則：1ヶ月分の基本給以下）	1,500米国ドル以下 ※各種費用を合わせて派遣期間3年で3,600USD以下、1年で1,200USD以下	台湾（製造・建設）1,500USD 韓国（沿岸漁業）500USD
預託金	3,000USD以下	韓国の沿岸漁業乗組員と特定活動ビザ（E-7）3,000USD 台湾の製造業・建設業労働者は1,000USD マレーシア 300USD 欧米およびアフリカ諸国1,000～2,000USD

出所：各種資料より作成

2. 移動過程の実態

以上を踏まえ、以下では移動過程の実際について見ていきたい。その際、移住仲介機能を実質的に担う送り出し機関の種類、及び特徴、労働者の募集方法、個人の選択メカニズム及びそこにおける仲介コストについて、順を追って見ていくこととする。ここがマクロ

17) <https://thuvienphapluat.vn/cong-van/lao-dong-tien-luong/Cong-van-1123-LĐTBXH-QLLĐNN-tiep-tuc-chan-chinh-dua-thuc-tap-sinh-Viet-Nam-sang-Nhat-Ban-2016-308478.aspx>（最終アクセス日2020年3月12日）

18) <https://thuvienphapluat.vn/van-ban/doanh-nghiep/Thong-tu-lien-tich-17-2007-TTLT-BLDTBXH-NHNNVN-quy-dinh-quan-ly-va-su-dung-tien-ky-quy-cua-DN-va-tien-ky-guy-cua-nguoi-lao-dong-lam-nuoc-ngoai-55322.aspx>（最終アクセス日2020年3月2日）

19) <https://thuvienphapluat.vn/van-ban/lao-dong-tien-luong/Thong-tu-21-2013-TT-BLDTBXH-muc-tran-tien-ky-quy-thi-truong-lao-dong-Doanh-nghiep-thoa-thuan-209674.aspx>（最終アクセス日2020年3月19日）

な制度的要因とミクロな個人レベルでの選択とをつなぐ重要な回路であり、これまで網羅的に明らかにされてこなかった部分である。

(1) 送り出し機関

労働者の送り出しに当たっては、ベトナム側の送り出し機関が重要な役割を果たす。送り出し機関とは国からのライセンスを得た主に民間の事業者であり、2020年1月時点で421法人存在している²⁰⁾。また、そのおおよそ半数が2011年以降に設立されたものである。事業体の規模は中小零細企業が多く、従業員数で見ると5-10人規模のところ全体が44.4%、資本金で見ると101-500米ドルのところ全体が55.9%を占めている。また、所在地はハノイが全体の67.2%、それに続いてホーチミンが11.9%となっており²¹⁾、これは後述するように、送り出される労働者の出身地域に影響することとなる。

また、送り出し機関の多くは民間の中小零細企業であるが、中には大規模なものも存在する。とりわけ国営企業、及びその系列の企業は日本語センター、職業訓練校、寮などを併設したものであり、労働力送り出しビジネスが民間に開放される以前から旧社会主義国に対して労働力送り出し事業を行ってきた経緯を有する。そのため、日本への送り出しにあたってはかえって出遅れることとなった。民間大規模企業は主に2010年代以降に設立されたものであり、日本の監理団体との連携をテコに日本への送り出し数を大きく伸ばしており、1事業体で1,000-2,000人単位での送り出しを行っているところもある。

なお、これらライセンスを有する事業体とは別に、ライセンスを借り、事業を行う事業者、及び村の世話役や学校の教員などライセンスなく仲介を行う個人も少なくないとされる。こうしたインフォーマルな仲介事業者、仲介者が後述するように移動コストの高騰を招くこととなる。

20) 「Cục Quản lý lao động ngoài nước tổng kết công tác năm 2019 và định hướng năm 2020 (2019年の業務レビューと2020年に向けた方針をまとめました)」公開日：2020年1月15日 <http://www.dolab.gov.vn/New/View2.aspx?Key=5083> (最終アクセス日2020年3月13日)

21) 外国人技能実習機構 OTIT 外国政府認定送出国機関一覧ベトナム、Bureau van Dijk 社 Orbis より三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング作成。

表5 送り出し機関の種類、及びその特徴

	設立経緯	特徴
各省庁系列企業、国営企業	各省庁の送出し機関として、1900年代に設立、日本以外への送り出しも多い	日本語センター、職業訓練校、寮併設等の施設が充実。 従業員数は100人程度、日本への送出し人数100～500人
民間大規模企業	2010年以降の設立が多い、日本への送り出して急拡大	日本語センター、職業訓練校、寮併設等の施設が充実。 従業員が100人以上の規模、日本への送出し人数1,500～2,500人
民間中小規模企業	2010年以降の設立が多い、送出し機関の分社化、M&A、大学等の就職斡旋機能の独立等	日本語センター、寮の併設（外部委託の場合もある） 従業員が20人程度、日本への送出し人数300人程度
ライセンス借り	ライセンス借りをする企業が直近で増加	施設を持たず日本語教育等を外注する場合も、施設を持ちライセンスのみを借りる場合もある。
個人	インフォーマルな仲介	<ul style="list-style-type: none"> ・その機関で送出した人の親戚や知人の紹介 ・元技能実習生からの紹介 ・職員や関係団体職員からの紹介 ・専門学校等の先生からの個人的な紹介 等

出所：各種資料より作成

(2) 労働者の募集方法

これらの送り出し機関が労働者を募集するに当たっては、それぞれの事業体の設立経緯によって異なる手法が採られる。

まず、1つ目の各省庁系列企業、国営企業については、関連機関等との連携を活かして募集をすることが多い。例えば、省庁の地方局、関係する職業紹介機関、全国にわたるグループ会社を通じた募集、関係する職業訓練校、短大や専門学校からの紹介により人材を集めている。国防省の送出し機関においては、徴兵修了者に対するインセンティブ（無料で海外送出しに関する職業訓練、語学教育等を受けられる）により、多くの人材を集めている。

2つ目の民間大規模企業は、規模拡大に伴い、自社での募集体制を強化している。海外送出し制度の認知が高まり、仲介斡旋事業者に頼らなくても人が集まる状況になっていることが背景にある。また、仲介斡旋事業者を介すると手数料等がかかることや、日本等の受入れ企業でのコンプライアンス重視から、大規模企業は自力での募集に注力する傾向がみられる。

3つ目の民間中小規模企業は、大規模企業と同様送出し機関の事業の一環として、自社募集を行う一方、自社募集の体制を整えることには限界があるため、仲介斡旋事業者や個人の仲介に頼る傾向がみられる。

実際、本研究で独自に実施した送出し機関アンケートからも、従業員が50人未満と50人以上の企業で比較すると、50人以上の企業の方が、自社の募集の割合が高い傾向がみられた。この結果から、従業員規模に応じて、自社募集を行うか、仲介斡旋事業者や個人の紹介に頼るかが決まる状況になっていると考えられる。

なお、企業規模や国営／民営に関わらず、募集方法として、送出し機関が日本語センターに労働者の募集と面接までの日本語教育を委託する方法が増加してきている。面接までの日本語教育を委託し、受入れ企業の面接合格者のみを送出し機関で受入れることから、送出し機関において、受入れ企業が決まらない人材への支援等が軽減される仕組みとなっている。また人材側にとっても、1つの送出し機関に登録するよりも多くの受入れ企業の面接を受けることができるため機会が広がり、送出し機関、人材双方にとって合理的な仕組みとなっている。

さらに、企業規模や国営／民営に共通して、元技能実習生や送出し機関幹部という個人的な関係を通じた募集ルートが一定数存在している。特に、公募では集まらない人気の無い職種において顕著とされ、こうした個人の関係を通じた、あるいは前述の下請け事業者による募集を依存する傾向があるとされる。

表6 送り出し機関別に見た募集方法

	募集方法の特徴
各省庁系列企業、国営企業	<ul style="list-style-type: none"> ■各省庁の関連機関等との連携 ・地方局経由で募集、省庁各地方の職業管理局、系列会社からの紹介 ・関係する職業訓練校、専門学校等からの紹介 ・徴兵制との連携（国防省系の送出し機関のみ）
民間大規模企業	<ul style="list-style-type: none"> ■自社での公募に注力 ・地方の高校、大学、村の人民委員会でのセミナー開催 ・SNS、メディアを使った募集、宣伝 ・飛び込みの電話がけ ■短大、専門学校、大学との提携 ・短大、専門学校、大学と提携を結び、人材を募集する
民間中小規模企業	<p>自社での公募も行うが、個人の紹介、仲介斡旋事業者等に頼る部分が、大規模に比べて高くなる傾向がある。</p>
<共通>	<ul style="list-style-type: none"> ■下請けとなる日本語センターとの連携 ・人材募集と面接までの日本語教育を日本語センターに委託 ■個人の紹介 ・その機関で送出した人の親戚や知人の紹介 ・元技能実習生からの紹介 ・職員や関係団体職員からの紹介 ・専門学校等の教員からの個人的な紹介

出所：各種資料より作成

(3) 個人レベルでの選択メカニズム

次にこのような移動過程をどのような個人が選択するのかを明らかにしていきたい。

まず、本調査研究で実施した送出し機関へのアンケート調査結果によると、日本に送り出される技能実習生の学歴は、高校卒業者の割合が高く、次いで短大／専門学校卒の割合が高い。ヒアリング調査の結果も同様の傾向で、高校卒業者が多く、送出し機関によっては短大／専門学校生も2-4割程度を占めている。以前は、技術系の短大／専門学校卒業者が主な送出し層となっていたが、技能実習生送出しビジネスが急拡大するにつれて、短大／専門学校卒業者のみでは日本の需要を満たせないことから、次第に高校卒業者の割合が

高くなったとのことである。職種によっては、高卒者は集まらず、中卒者もみられるようになってきている。一方で、大卒者の応募も割合としては少ないが人数としては増えているとのことである。

日本に送り出される技能実習生のベトナムにおける賃金水準としては、ヒアリングによれば、月給2.5-3万円（500万-600万ドン）の層が多いということであった。この点について、グエン・ドク・ターンのベトナム家計生活水準調査2008（VHLSS2008）のデータ分析（グエン 2015）によると、海外移住労働者の職業は、製造業の技術工・技術者・熟練工、農業の熟練労働者が56.2%、未熟練労働者が32.0%で、世帯主（実家）の職業は、農林水産業が55.1%となっている。また、ベトナムの職業別の賃金をみると、技能工、技師、組立工、農林漁業従事者が450万ドン-580万ドンの範囲となっており（ILO 2018）、ヒアリングで聴取された技能実習生希望層のベトナム国内での賃金水準である月給2.5-3万円（500万-600万ドン）と概ね合致している。更に、海外で働くためにはある程度、まとまった資金が用意できることや事前の語学や職業訓練を受けるための学力が必要なことを考えると、技能工、技師、組立工、農林漁業（熟練）従事者層が、日本に送出される労働者の類型として推定される。

日本へ送り出される技能実習生の年齢層は、20歳代が中心で、中には日本への送出しの条件を30歳未満としている送出し機関もあった。一方で、建設業等の不人気職種においては30代もみられた。グエン（2015）によると、海外移住労働者の年齢は、30歳以下が65.4%、30歳超が34.6%となっている中で、日本では送出し国としての人気を背景に20代が送り出されていると考えられる。

出身地域について見ると、海外への移住労働者の出身地域は、紅河デルタ36.8%、北中部31.6%、東北部17.8%となっており、北部出身者が多くなっているとされる。一方、国内への移住労働者の出身地域は、ホーチミンより南のメコンデルタ30.6%、北中部25.3%、紅河デルタ17.8%となっているが、これは、工業団地が南部に多くあることが関係していると考えられる（グエン 2015）。同様に IOM（2017）によると海外への送出しは北中部（ゲアン省、ハティン省、タインホア省、クアンビン省）、紅河デルタ（ハノイ、ハイズオン省、タイビン省、フンイエン省）、東北部（バクザン省、フート省）が多くなっている。また、本調査で実施した送出し機関アンケートでも、技能実習生の出身地域もクアンビン省（8社回答）、ゲアン省、タインホア省、ホアンビン省（7社回答）、ハティン省、タイビン省、ニンビン省、バクザン省（6社回答）が多かった。

一方、こうした傾向は送出し機関の所在地によっても異なり、ホーチミンに拠点を置く送出し機関においては、南部の省が中心となっていた。ハノイに拠点を置く送出し機関の場合、ゲアン省、ハティン省、タインホア省等の北中部が中心となっていた。なお、必要とする人材が集まらない場合には、ハノイが拠点にも関わらず南部の省を開拓する動きや、北部の中国国境付近、山岳地、少数民族等にも募集を広げていることも確認された。

個人の目的地選択のメカニズムについては、日本の技能実習制度においては事前研修等があるため、そのための費用や時間がかかることを理由にして台湾を選択する場合がある

とされる。一方で、国内ですでに平均賃金程度の収入を得ている者がさらに稼ぎたい、あるいはキャリアアップをしたいと考える場合には、日本に行くといったことがヒアリングで聞かれた。

また、日本に行きたい者が、留学か技能実習のいずれを選択するかについては、その目的の通り勉強したいか、すぐに就労したいかという考え方の違いがあるとされる。一方で、海外への移動において様々な事業者がかかわっているが、労働者が最初に接触した事業者やそのネットワークに応じて留学と技能実習が決まる場合があるとされる。

なお、近年増加する留学生としての送り出しについては、アメリカ、イギリスは費用が高額であり現状では行ける人は限定的であるとされる。そうした中、日本への留学は人気があるとされる。また、その場合、日本の競合国は、オーストラリア、シンガポール、中国、韓国となっているとのことである。ちなみに、日本への留学を希望する者は、ベトナムへの日系企業の進出が続いており、将来ベトナムの日系企業への就職を目指す場合が多いとされる。

(4) 留学生、ハイスکیل層の移動過程について

ベトナムからの来日者については近年、留学生や「技術・人文・国際知識」などのハイスکیل層も増加しているため、これらの移動過程についても簡単に触れておきたい。

留学生の送り出しにあたっては、外国語センターの設立や手続きに関する規定、また国からの営業許可を得た事業者のみが留学にかかわる仲介斡旋を行うことができるとの規定があり、事業者の数も近年、増加の傾向が見られる²²⁾。また、労働者の送り出しを手がけている機関が同時に留学生の送り出しを実施しているケースも少なくないとされる。

希望者の募集については、自社での募集、学校からの紹介、労働者の送り出し機関としての募集を通じたものなど、複数見られた。留学生本人が支払う仲介コストについては、日本へ行く場合、総額で100万円を超えと言われることもあるもののその内訳は事前の教育費、渡航費、日本語学校の初年度の学費、及び生活費などが大半を占め、仲介事業者に対する支払いは特段、確認されなかった²³⁾。

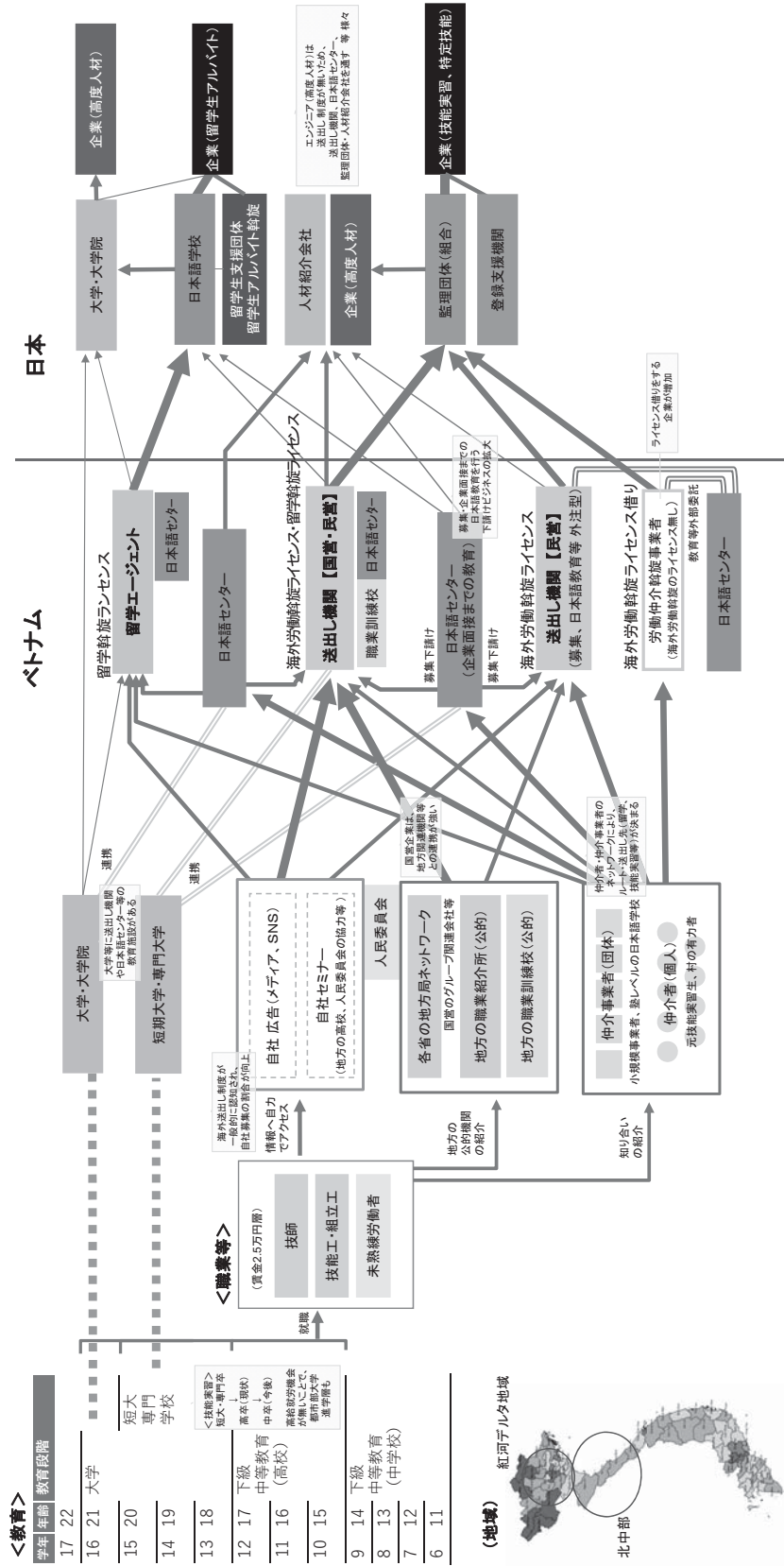
ハイスکیل層については、送り出しに関する制度面での規定は特段なく、仲介コストも多くの場合、移動する本人ではなく受入れ側の企業が負担することが多いようである。希望者の特徴としては、技能実習を経ていったん帰国した者がその後、ベトナムの大学を卒業したあとに、再度、エンジニアとして日本に行くケースが増えているとの証言も得られた。

これらの移動過程は現在、主流ではないものの、中国から日本への国際移動過程に見られたように (Liu-Farrer 2012)、今後、ベトナムにおける高学歴化がより一層進んだり、経済成長をしたりする中で増加していく可能性が大きいといえる。なお、以上のメカニズムをまとめたのが図12である。

22) ベトナム教育訓練省国際協力局のホームページによると、2020年2月現在で2,075件の留学斡旋業無許可証明書が発行されており、ここ2年間で約1,300件以上の増加となっている。

23) 仲介事業者への手数料は送り出し先の日本語学校から支払われることが多い。

図12 ベトナムから日本への移動過程



（出所）是川他（2020:93）

(5) 仲介コスト

最後に、これまでの分析を踏まえ、仲介に関するコストを明らかにしたのが下記の図13である。単価を元に、国営企業、民間大規模で自社募集の場合、及びインフォーマルな仲介も含め、自社だけで募集しきれない民間中小の場合ごとに分けて整理をする。

国営企業においては、規定手数料を遵守し、寮費等の施設利用に関する費用無料の傾向がある一方で、地方の関係局等が実質的な仲介者として仲介手数料を取っている可能性が各方面で指摘されたことから、仲介手数料を含め45-55万円程度と考える。

民営大規模企業で自社募集を展開している企業においては、手数料は規定通りであるものの、事前教育費やその他の諸経費等を含めると50-60万円程度と考えられる。民間中小企業や、ライセンスを借りているインフォーマルな事業体においては、ライセンス料を上乗せされているとともに、更に個人の仲介者を頼るケースも多いことから、仲介手数料の技能実習生分、また企業の仲介手数料の上乗せもあると想定し、合計で60-90万円程度とした。

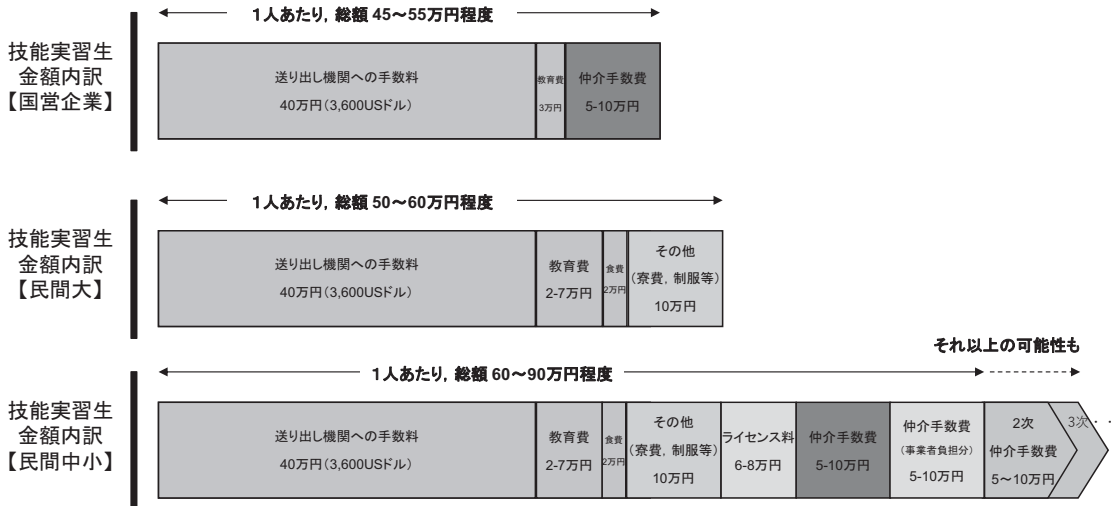
また、複数のヒアリングにおいて、国外労働を希望するものは、複数の仲介者を經由している可能性も指摘されており、2次・3次の仲介者を經由していれば、1人の仲介者につき5-20万円ずつ増えていく可能性がある。この他に契約満了後、帰国時に返還される保証金として3,000ドルを上限として徴収されることがベトナム政府によって許可されている。

以上をもとに、ヒアリングにおいて日本の技能実習生の賃金が12-15万円／月とされたことも踏まえ、技能実習生の日本における収支について試算すると、仮に賃金を12万円／月、手取りを10万円／月と仮定した場合、3年間で360万円となり、グエン（2015）の推計で示された日本での消費・生活費135万を差し引いても225万円残ることとなる。これはグエン（2015）で示された試算値23,904USドル（260万円）とおおむね一致している。更に、来日前の技能実習生の支払い負担が60万円とすると、160万円以上の貯蓄が可能になると考えられる²⁴⁾。

なお、これまで技能実習希望者個人が負担する費用が高いことが日本では問題視されてきたが、ベトナムは日本に対する送り出しに限らず、労働者送り出しの際に労働者個人が負担するコストが高い国として知られている。またその結果として、ベトナムは日本以外の国でも高い失踪率を示すことが指摘されている（Martin 2017: 112）。

24) なお、こうした結果はこれまでジャーナリズムを中心に集められて来た情報と一致する（e.g. 出井 2016, 2019, 澤田 2020, 巢内 2019）。

図13 技能実習生候補者が負担するコスト及びその内訳



※3か年分の技能実習として、現地5か月研修実施を想定。

※渡航費、日本入国後の研修費は企業負担、ベトナムでの研修費も本来は企業負担のため、教育費は5か月研修の事前教育費の扱い。

(出所) 是川他 (2020:114) より作成

Ⅶ. 考察

グローバルに見た国際人口移動は堅調に拡大しており、アジア諸国は重要な送り出し地域である²⁵⁾。日本は地理的な条件もあり、アジア諸国からの有望な希望移動国として位置づけられており1990年代以降、中国から始まり、韓国、フィリピンといった日本に比較的近い国から始まり、近年ではベトナム、ネパールなど東南アジア、南アジアからの流入が増えている。こうした動きは日本がグローバルな国際労働力移動のネットワークの中に組み込まれていることを示すものである。

しかしながら、日本の移民研究ではこうした視点は弱い。多くの研究は「サイドドア」、「バックドア」(梶田 1994) といった概念に代表されるように、日本の入管政策の歪みに注目し、これを欧米諸国のいわば正統的な移民政策からの逸脱とみる向きが強く、日本への外国人の流入をもこうした政策の歪みに起因するものと見なす傾向が強い。こうした状況は実際に生じている国際移民の流入を何か別の現象と捉え、標準的な移民研究を参照しつつ研究を進めることを阻害しているとさえいえる。

以上を踏まえ、本研究ではアジア諸国における労働力送出し圧力について、とりわけ近

25) 本論考は2020年2月時点までの情報に基づいて書かれており、その後発生した新型コロナ禍の影響については考慮していない。しかしながら経済面における南北格差、グローバルな人口学的不均衡といった国際人口移動をとりまく構造的要因自体に変化はなく、今後、国際人口移動が再開されるに伴い、元のペースに戻っていくと予想される。

年、日本への送り出しの規模を急速に拡大しているベトナムを例に、送り出し国の個人意識から労働力送り出しに関するビジネスセクターの動向、及び国の政策まで含んだ包括的な調査分析を行い、これを定量的、定性的に明らかにすることを目指した。その際、日本に向かう労働力移動の流れだけではなく、そうした選択が出身国内での就職や日本以外の国への出稼ぎと並んで、どのように位置づけられているかという視点から明らかにした。

本研究では以下の命題、及びそのための2つの探求課題の検討を行った。その結果、以下の結論を得た。

まず、アジア諸国において、来日希望者は米国には及ばないものの、2016年以降、その差は縮まっていると同時に、他の先進国との関係では日本に国際移動を希望する者は少なくないということが示された。また、学歴別に見てもむしろ希望者は高学歴層に多く見られる傾向にあることも示されたといえよう。こうしたことから、日本がアジア諸国からの労働力送り出しにおいて、重要な地位を占めていること、及び近年その地位は上昇していることが示された。

次に、近年、日本への労働力送り出しを拡大するベトナムを例に、日本へ向かう移動過程における送り出し国の制度、政策、移住産業の役割、及びそこにおける個人の選択メカニズムがどのようなものかを明らかにした。

その結果、ベトナムは歴史的に国外への労働力の輸出を行ってきた国であり、そのための制度化が進んでいることが示された。実際、今回同時に調査を行ったネパールと比較しても、その制度化の進展は際立っていた。また、ベトナムから日本への送り出しが近年、特に伸びているといえるものの、それは日本の政策の歪みによって生じたのではなく、ベトナムが経済成長をする中で、こうした制度的な経緯を下敷きに、マクロ、ミクロレベルの双方において、日本への移動を選択する誘因が強まったことによるものといえる。その一方で、留学やエンジニアに代表されるハイスキル層の日本への流入の拡大も見られることから、今後、ベトナムが経済的に成長していく中でかつて中国が経験したようなこのような転換が見られる可能性が示されたといえよう。

以上のことから、アジア諸国からの国際労働力移動の拡大はグローバルな潮流であり、日本もまたその有力な目的地の一つとして位置づけられていると同時に、アジア諸国の経済成長とともに近年その地位は上昇している。また、日本を含め国外への労働力送り出し過程は当該国からの送り出し政策、及び移住仲介機能の構造に規定されており、個人は其中で労働条件、移動コスト及び期待収益などをもとに移動先を決定していることが示されたといえる。

これは Martin (2017) に示されるように日本の経験していることがグローバルに見て決して例外的なものではなく、むしろ典型的な国際労働力移動の過程であることを示すものに他ならない。また、de Haas (2020) や IMF (2020) が示すようにアジア諸国と日本の経済格差の縮小は、むしろ日本へ向かう国際労働力移動を拡大する可能性が示されたといえよう。

なお、本稿では紙幅の関係もあり割愛せざるを得なかったものの、本調査においてはベトナムだけではなく近年、留学、技能、家族滞在といった在留資格を中心に日本への流入が急増しているネパール、およびかつては技能実習生の最大の送り出し国であったものの、近年では大学を中心とした留学生やハイスキル層にシフトしつつある中国についても調査を行っている。これらの国々は経済発展の程度でみると、中国、ベトナム、ネパールの順となるところ、その国際労働力移動の過程の違いはおおむねそれぞれの経済水準に応じた形態になっていた。これはアジアにおける国際労働力移動が今後、アジア諸国がより一層の経済成長を経験する中、どのような変化をたどっていくかを予測する上で興味深い。

いずれにせよ、ベトナム以外の二つの事例においても本稿で明らかにされた結論のエッセンスは支持された。つまり、日本への国際労働力移動はいずれの国の事例においても、決して日本との二国間関係においてアドホックに発生しているものではなく、それぞれの国から国外へ向かう国際労働力移動過程全般が制度化される中で、他の目的国と比較され、評価され、選択された上で生じているものといえる。

こうした結論はこれまでの日本の移民研究において欠けていた視点である。日本がグローバルな国際移動の流れの中でどのように位置づけられ、そこにおいてどのように振舞うべきかということは、目的地としての魅力において米国に勝るか否か、移民政策における正当か異端かといった二項対立的な思考ではなく、このような現実的な認識の上に形成されるものといえる。

例えば、本研究の知見に基づくならば、アジア諸国における来日希望者の潜在的な規模を踏まえると、日本の技能実習制度、特定技能制度を適正に運営していく上で、規制を厳格化したり、ひいてはこれらの制度を縮小、廃止したりすることは、より少ない職に多くの応募者を殺到させることとなり、仲介コストの高騰やそれに伴う不正の急増など、意図したものとはかえって逆の結果を生むと予想される。ましてや送り出し機関や管理団体、日本側の受け入れ企業の経営者、従業員のモラルの向上を説いたところで無意味であることは自明であろう。

むしろ重要なのは、国際労働力移動の過程に伴う情報の非対称性を少しでも減らすべく、雇用者の側で採用希望や応募プロセスを可能な限り、オープンなものにすること、また応募者のスキル評価においても、日本と相手国の間で共通のスキル評価の枠組みを構築する等²⁶⁾、雇用者サイドが仲介者の助けを借りずとも独自に採用できる仕組みを作るといったことが求められている。更に、それでもやはりリクルーター等の移住仲介機能は必要とされると予想されることから、Martin (2017) が提言するように、優良な事業者が手続き上の優遇措置を受けられるようにするといったような、経済学的な動機付けを伴ったルール作りが求められている。今求められているのは、このようにグローバルな視点に基づいた地に足の着いた政策である。

26) 例えば ASEAN 諸国において構築されつつある ASEAN Qualifications Reference Framework (AQRF) などは参考になる。

最後に今後、本研究は潜在的来日希望者が多く見られるインドネシア、ミャンマー、フィリピンを対象に調査を行う予定である。こうした結果を基に本稿で示された結果の妥当性を検証して参りたい。

参考文献

(和文)

- 朝日新聞 (2019) 「留学生バイト漬け、学級崩壊も放置 日本語学校でみた闇」『朝日新聞』(2019年3月18日付朝刊1面, 39面), 朝日新聞.
- 石塚二葉 (2014) 「ベトナムにおける国際労働移動『失踪』問題と労働者送り出し・受け入れ制度」山田美和編『東アジアにおける移民労働者の法制度: 送出国と受入国の共通基盤の構築に向けて』日本貿易振興機構アジア経済研究所, pp.1-19.
- (2018) 「ベトナムの労働力輸出: 技能実習生の失踪問題への対応 (特集 繋がりアジア) (公開シンポジウム「新興国ベトナム 変わる日本: 拡大する若者の越境的移動」から)」『アジア太平洋研究= Review of Asian and Pacific Studies』(43): pp.99-115.
- 出井康博 (2019) 『移民クライシス 偽装留学生、奴隷労働の最前線』, 角川新書.
- 梶田孝道 (1994) 『外国人労働者と日本』日本放送出版協会.
- 梶田孝道ほか (2005) 『顔の見えない定住化: 日系ブラジル人と国家・市場・移民ネットワーク』名古屋大学出版会.
- 上林千恵子 (2015) 『外国人労働者受け入れと日本社会: 技能実習制度の展開とジレンマ』東京大学出版会.
- グエン・ドク・ターン (2015) 「ベトナムにおける労働力輸出」トラン・ヴァン・トウ・松本邦愛・ド・マン・ホーン編『東アジア経済と労働移動』文眞堂, pp.146-65.
- 栢原暁 (2010) 「「留学生30万人計画」の意味と課題 (特集 日本の留学生政策の再構築)」『移民政策研究』2: pp.7-19.
- 厚生労働省 (2020) 『「外国人雇用状況 外国人雇用状況 外国人雇用状況」の届出状況 (令和元年 令和元年10月末現在)』厚生労働省.
- 是川夕, 松下奈美子, 横山重宏, 南田あゆみ, 加藤真, 伊藤瑞萌 (2020) 『アジア諸国からの労働力送り出し圧力に関する総合的研究 (第一次) 報告書』国立社会保障・人口問題研究所.
- 澤田晃宏 (2020) 『ルポ技能実習生』ちくま新書.
- 巢内尚子 (2019) 『奴隷労働: ベトナム人技能実習生の実態』花伝社.
- 芹澤健介 (2018) 『コンビニ外国人』新潮社.
- 津崎克彦編著 (2018) 『産業構造の変化と外国人労働者: 労働現場の実態と歴史的視点』明石書店.
- 鳥井一平 (2020) 『国家と移民: 外国人労働者と日本の未来』集英社新書.
- 西日本新聞社 (2017) 『新移民時代: 外国人労働者と共に生きる社会へ』明石書店.
- 法務省 (1949-2020) 『出入国管理統計年報』法務省入国管理局.
- 宮島喬・鈴木江理子 (2019) 『外国人労働者受け入れを問う』岩波書店.
- 望月優大 (2019) 『ふたつの日本「移民国家」の建前と現実』講談社現代新書.

(英文)

- ADB, OECD, ILO (2020) *Innovative Approaches for the Management of Labor Migration in Asia*. ADB, OECD, ILO.
- Carling, J. (2002) "Migration in the Age of Involuntary Immobility: Theoretical Reflections and Cape Verdean Experiences," *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 28(1):pp.5-42.
- de Haas, H., Miller, M. J. and Castles, S. (2020) *The Age of Migration: International Population Movements in the Modern World*. Red Globe Press.
- de Haas, H. (2003) *Migration and Development in Southern Morocco: The Disparate Socio-Economic Impacts of out-Migration on the Todgha Oasis Valley*. PhD Thesis, Radboud University, Nijmegen.

- Docquier, F., Peri, G. and Ruysen, I. (2014) "The Cross-Country Determinants of Potential and Actual Migration," *International Migration Review*, 48:pp.37-99.
- Gallup (2019) *Gallup World Wide Research Data Collected from 2005 - 2019*. Gallup.
- Gammeltoft-Hansen, T. and Sørensen, N. N. (2013) *The Migration Industry and the Commercialization of International Migration*, Routledge.
- Harney, R. (1977) Frozen Wastes: The Stat of Italian Canadian Studies, Immigration and Ethnicity. In *Symposium Held at Casa Italiana, Columbia University*. New York: Center for Migration Studies.
- Hernández-León, R. (2005) The Migration Industry in the Mexico-US Migratory System. *UCLA on-Line Working Paper Series*. CCPR-049-05, UCLA.
- ILO (2019) *Employment by Sex and Age — ILO Modelled Estimates*. International Labour Organization.
- IOM (2017) *Viet Nam Migration Profile 2016*. International Organization for Migration.
- Liu-Farrer, G. (2011) *Labour Migration from China to Japan : International Students, Transnational Migrants*: Routledge.
- Martin, P. L. (2017) *Merchants of Labor Recruiters and International Labor Migration*: Oxford University Press.
- Menz, G. (2012) "The Neoliberalized State and the Growth of the Migration Industry," T. Gammeltoft-Hansen and N. N. Sørensen eds., *The Migration Industry and the Commercialization of International Migration*: Routledge. pp.108-27.
- Salt, J. and Stein, J. (1997) "Migration as a Business: The Case of Trafficking," *International Migration*, 35(4):pp.467-94.
- Skeldon, R. (1990) *Population Mobility in Developing Countries: A Reinterpretation*, London u.a.: Belhaven Press.
- (1997) *Migration and Development : A Global Perspective*, Harlow: Longman.
- (2012) "Migration Transitions Revisited: Their Continued Relevance for the Development of Migration Theory," *Population, Space and Pplace*, 18(2):pp.154-66.
- United Nations Population Division (2019) *World Population Prospects: The 2019 Revision*: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- UNSD (2019). *National Accounts - Analysis of Main Aggregates (AMA)* United Nations Statistical Division.
- Zelinsky, W. (1971) "The Hypothesis of the Mobility Transition," *Geographical Review*, 61(2):pp.219-49.

Who will come to Japan? An analysis with the first comprehensive survey on emigration pressure in Asia

KOREKAWA Yu

International migration is growing steadily, with Asian countries as major source countries and Japan as one of the major destinations for them. However, little research has seen rapid growth of migrant workers in Japan as a consequence of a global phenomenon. Rather, it is seen as a distortion of Japanese migration policy, which is exemplified by industrial trainee and internship programs, etc. Thus, the present study delved into the wishes of individual for international migration with vast international comparison poll data covering more than 160 countries, and conducted a social survey on Vietnamese labor migration policy. As a result, the present study revealed that Japan is one of the major destinations for Asian countries, which are major source countries of global international migration, and its position as a destination has recently been rising, despite the ongoing economic development of Asian countries. Further, the migratory process of international labor migration is constrained by the labor sending policies of the country of origin, migration intermediates, where individual migrants choose a destination depending on an expected labor condition, and a cost-benefit analysis of migration.

 特 集 III

第8回人口移動調査の結果から (その5)

キャリアによる国内人口移動の違いと世代効果

塚崎裕子*

本稿では、「第8回人口移動調査」のデータを用いて、キャリアによる国内人口移動の違いと世代効果が国内人口移動に及ぼす影響について分析した。分析に用いたキャリアパターンは、無業状態も含め、正規雇用、非正規雇用といった雇用における位置付けと職業によって類型化した。分析の結果、次の4点が明らかになった。①男性については、キャリアパターンによって、初めて就職した際の移動、転勤、転居を伴う転職に大きく異なる傾向がみられる。例えば、管理職になった人は転勤している傾向があるが、転居を伴う転職はしていない傾向があるのに対し、正規雇用から非正規雇用になった人には逆の傾向がみられる。②女性については、キャリアパターンによって、初職時の移動、家族の移動に伴う移動、転居を伴う転職に大きな違いはみられなかった。③男女とも、キャリアパターンによって、既婚か未婚かという傾向に大きな違いがみられた。例えば、専門・技術職に比べ、正規雇用から無職や非正規雇用になった人は、男性は結婚していない傾向があるのに対し、女性は既婚である傾向が認められた。④最終学校卒業時の労働市場の需給状況が、その後のライフキャリアの節目の移動に対して影響を及ぼしている。キャリアによる国内人口移動の違いや国内人口移動への世代効果の影響を明らかにすることは、ライフキャリアにおける移動の位置付けや労働市場の実態把握に資する。

【キーワード】国内人口移動、キャリア、世代効果、正規雇用、非正規雇用

I. はじめに

本稿では国立社会保障・人口問題研究所による「第8回人口移動調査」のデータを用いて次の2点について分析を行う。

第一は、キャリアパターンによって国内人口移動に違いがみられるのかという点である。Hall (2002) は、「移動性 (mobility)」は各人の「職業キャリア」の性格を発現する重要な要素であると指摘する。しかし、移動性が発現するのは職業キャリアの性格だけにとどまらない。移動性はより広く「ライフキャリア¹⁾」を表象する重要な要素となり得ると考

* 大正大学社会共生学部

1) 「キャリア (career)」の語源は車が通った後にできる轍であるといわれている。ここでの「ライフキャリア」はHall (2002) が「キャリア」という言葉の使われ方として分類したもののうち、「生涯を通じた役割経験の連鎖」の意味で用いている。

える。このような問題意識の下、本稿では、無業状態も含め、正規雇用、非正規雇用といった雇用における位置付けによって、キャリアパターンを類型化し、当該キャリアパターンと国内人口移動の関係について分析を行う。初めての就職、転勤、転職、家族の移動、結婚等、ライフキャリアの節目において、移動を伴う場合は少なくない。こうしたライフキャリアの節目における移動と一人一人のキャリアの軌跡との間にどのような関係があるのか検証していくこととする。とりわけ女性は男性に比して非正規雇用や無業の割合が高いため、このような検証は、特に女性のライフキャリアと国内人口移動の関係を明らかにすることに役立つと考える。

第二は、国内人口移動が労働市場における世代効果の影響を受けているのかという点である。先行研究は、不況期に就職した世代ほど、正規雇用に就きにくく、非正規雇用もしくは無業状態にとどまりやすくなってしまおうという世代効果の存在を明らかにしている。世代効果が、初職やその後の就業形態だけでなく、ライフキャリアの節目の移動に対して何らかの影響を及ぼしている可能性がある。本稿では、初職就職時点の労働市場の需給状況によって、初職、転勤、転職、家族の移動、結婚等、ライフキャリアの節目における移動が影響を受けているのか、影響を受けている場合、どのような影響を与えているのかについて分析・考察を行うこととする。国内人口移動に対する世代効果の影響を明らかにすることは、労働市場の需給状況が影響を及ぼす範囲の把握に資すると考える。

本稿の構成は次のとおりである。Ⅱでは、これまでの関連する先行研究をみる。Ⅲでは、分析に用いたデータについて説明し、分析の基軸とした最終学校卒業直後と現在の従業上の地位と職業の組み合わせから成るキャリアパターン等について説明する。Ⅳでは、まず基本統計量について触れた後、最終学校卒業時点の労働市場の需給状況が初職やその後の就業形態に及ぼす影響について確認した上で、ライフキャリアの節目の移動についてキャリアパターンによる違いや世代効果の影響の分析・考察を行う。Ⅴは全体のまとめと今後の課題である。

Ⅱ. 先行研究

職業キャリアと国内人口移動については、正社員を対象に職種という観点から国内人口移動の分析を行い、各職種の国内人口移動の特徴を明らかにした先行研究がある。

井上（2001）は、第4回人口移動調査のデータを用いて年平均生涯移動率を職種別に分析し、専門・管理・事務関係従事者において生涯移動数が多いことが目立つが、その一因としては、専門・管理・事務関係従事者の職業移動が相対的に活発であったことがあり、その背景として、特に男性において就職時に高い確率で移動し、またその後転勤移動を繰り返してきたと推察できるとする。

また、清水（2010）は、近年における大都市圏の転入超過について、第6回人口移動調査のデータを分析し、学卒後はじめて仕事を持った際の大都市圏残留傾向は最初の職業が専門・管理職だった人などで相対的に強かったことを明らかにしている。

塚崎（2019）は、第8回人口移動調査のデータを用い、正社員を分析対象とし、専門・技術職から職業キャリアを始める者は進学時や初職時に他県に移動する傾向が強いこと、及び男性管理職とその予備軍が転勤する傾向が強いことが職業キャリアによって国内人口移動が異なる主因となっていること、女性については職業キャリアの違いが国内人口移動に与える影響は限定的で職業キャリア形成の節目での移動性が低いこと等を明らかにした。

これらの研究は主に正社員を中心に分析しているが、清水（2014）は、第7回人口移動調査のデータを用いて正社員のみならず非正規社員についても分析し、男性の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こと、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、男性の25-39歳の「派遣」の割合は大都市圏出身者のほうが低いこと、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、特に大都市圏出身者の男性で目立つ結果となっていることを指摘する。

稲垣（2011）は、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こと、即ち、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、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考察している。

男性の転勤と女性の家族移動に関連する先行研究として、千年（2006）は、夫婦移動が「主に仕事」という有配偶女性の就業形態に短期的な負の影響を及ぼすのみならず、欧米の研究結果と異なり、長期的な影響をも与えることを明らかにし、移動研究におけるジェンダーの重要性を示唆した。

岩間（2008）は、高学歴女性は高学歴の男性と結婚する傾向がみられるため、女性が高学歴であるほど夫は長時間労働や転勤が多いといった条件に置かれ、女性の第一義的な役割が『ケア役割』とされているために、高学歴の女性であっても就業を継続することが難しいと指摘する。

これらの研究は、職業による国内人口移動の違い、非正規職員の国内人口移動、女性の家族移動の実態等を明らかにし、ライフキャリアや職業キャリアと人口移動の関係について考察をしている。しかし、管見の限り、1時点の職業等だけでなく、キャリアの継続性を踏まえたキャリアパターンによる国内人口移動の違いについて分析を行った研究や、世代効果が国内人口移動に及ぼす影響を分析した研究は見当たらない。

そこで、本稿では、ライフキャリアの節目における国内人口移動のキャリアパターンによる違いや世代効果が国内人口移動に及ぼす影響について分析を行う。具体的には、初めての就職、転勤、家族の移動に伴う移動、転居を伴う転職、結婚等ライフキャリアの節目における移動について、キャリアパターンによって異なる特徴がないか、最終学校卒業年の前年の失業率の影響をその後も受けているのかを分析する。

Ⅲ. 分析に用いたデータ及びキャリアパターン

1. 分析に用いたデータ

分析に用いたデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2016年に実施した「第8回人口移動調査」である。「人口移動調査」は、「人口移動の動向を明らかにし、将来の人口移動の傾向を見通すための基礎データを得ること」を目的に、概ね5年ごとに実施されている。「第8回人口移動調査」は、全国の67,098世帯を対象に実施された。調査票回収世帯数は49,315世帯（有効回収率72.2%）であった。但し、2016年4月に発生した熊本地震の影響により、熊本県及び大分県由布市は調査対象から除いている。また、「人口移動調査」では、調査区は都道府県ごとに一定の数以上になるように選ばれているため、分析に当たっては、調査対象者の人数ではなく、都道府県の人口で重み付けした値を使う必要がある。詳細な調査内容、方法については、国立社会保障・人口問題研究所（2018）に記載されている。

本稿では、調査対象者のうち、最終の学校が高校以上で、最終の学校卒業後から一般的に現役で働いている年齢に当たる59歳までの男女33,769人を分析の対象とした。

2. 分析に用いたキャリアパターン

本稿では、「最終の学校卒業直後の従業上の地位」と「現在の従業上の地位」の組み合わせによりキャリアパターンを類型化した。そのうち、「最終の学校卒業直後の従業上の地位」が正規職員で「現在の従業上の地位」も正規職員の場合は、職業も考慮に加え、キャリアパターンは「最終の学校卒業直後の職業」と「現在の職業」の組み合わせとした。例えば「最終の学校卒業直後の従業上の地位」が正規職員で「現在の従業上の地位」が無職の場合は、「正規職員→無職」とした。本来であれば、最終の学校卒業直後と現在の間のキャリアの変遷も把握した上で分析するべきであるが、調査上、最終の学校卒業直後と現在の2時点しか把握していないので、これら2時点の組み合わせとしている。表1のとおり男女それぞれについて割合の多いキャリアパターンを変数とし、それ以外は「その他の正規職員→正規職員」や「その他」とした。

なお、ここで非正規職員はパート、アルバイト、派遣、嘱託、契約社員のいずれかとした。また、「最終の学校卒業直後の従業上の地位」、「現在の従業上の地位」、「最終の学校卒業直後の職業」、「現在の職業」が不詳の場合は分析対象から除いている。

3. キャリアパターン以外の変数

本分析で用いる属性情報は、上記キャリアパターンの他、性別、出身地が大都市圏であるか否か、最後に卒業した学校とした。また、世代効果の影響をみるための変数として、各人の最終学校卒業年の前年の失業率を変数に加えた²⁾。

2) 太田・玄田・近藤（2007）は、労働市場の世代効果の実証研究は、学校を卒業した時点の労働市場の需給状況の影響を分析したものと世代ごとに異なる人口サイズが与える影響を分析したものに二分されるとする。

出身地は「中学校を卒業したときの居住地」とした。大都市圏と非大都市圏の区分については、東京圏（東京都，神奈川県，埼玉県，千葉県），名古屋圏（愛知県，岐阜県，三重県），大阪圏（大阪府，兵庫県，京都府，奈良県）の1都2府8県を大都市圏とし，大都市圏以外の道県は非大都市圏とした。「中学校を卒業したときの居住地」が「外国」の場合は分析対象から除いている。

最終学校卒業年の前年の失業率は，総務省労働力調査の結果から，各人の最終学校卒業年の前年の完全失業率の年平均を用いた。

なお，これらの変数について不詳の者は分析対象から除いている。

IV. 分析結果と考察

1. 基本統計量

分析対象とした，最終の学校が高校以上で最終の学校卒業後から59歳までの33,769人（男性16,642人，女性17,127人）について，男女別の基本統計量を表1に掲げる。

表1 基本統計量

		男性 (N=16642)		女性 (N=17127)		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	
年齢		42.53	10.20	42.48	10.29	
出身地大都市圏		0.488	0.500	0.487	0.500	
最後に卒業した学校	高校	0.359	0.480	0.349	0.477	
	専修学校（高卒後），短期大学，高専等	0.205	0.404	0.416	0.493	
	大学，大学院等	0.437	0.496	0.235	0.424	
キャリアパター ン（最後の学校 卒業直後の従業 上の地位・職業 →現在の従業上 の地位・職業）	正規職員→ 正規職員	専門・技術→専門・技術	0.184	0.388	0.098	0.298
		事務→事務	0.053	0.224	0.087	0.282
		販売→販売	0.042	0.201	—	—
		サービス→サービス	0.041	0.198	0.024	0.153
		生産工程→生産工程	0.059	0.236	—	—
		専門・技術・販売・事務・サービス→管理職	0.094	0.292	—	—
		その他の正規職員→正規職員	0.192	0.394	0.081	0.272
	正規職員→無職	0.029	0.168	0.181	0.385	
	正規職員→非正規職員	0.046	0.209	0.295	0.456	
	非正規職員→非正規職員	0.036	0.186	0.073	0.260	
非正規職員→正規職員	0.058	0.233	0.034	0.182		
その他	0.166	0.372	0.127	0.333		
初職時に他県に移動		0.273	0.446	0.157	0.364	
転勤を理由とする転居の経験・予定あり		0.132	0.338	0.032	0.176	
家族の移動に伴う転居の経験・予定あり		0.039	0.194	0.134	0.341	
転職を理由とする転居の経験・予定あり		0.052	0.222	0.019	0.136	
既婚（離死別を含む）		0.707	0.455	0.767	0.423	

注：1) 年齢以外は全てダミー変数化した

2) 都道府県の人口で重み付けしたデータを集計

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

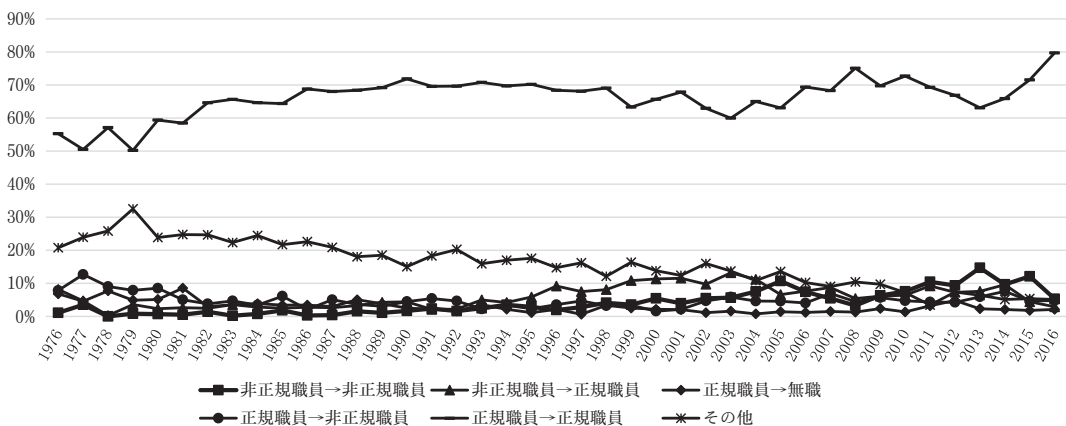
男女でキャリアパターンの種類が違っているが、これはキャリアパターンのうち、男性、女性でそれぞれ多いパターンを変数としているためである。「正規職員→正規職員」では、男女とも「専門・技術→専門・技術」が最多であるという共通点があるが、男性は多様な職業に分散しているのに対し、女性は「専門・技術→専門・技術」と「事務→事務」が「正規職員→正規職員」の63.8%と6割以上を占めていること、男性の場合は、初職が「専門・技術」、「販売」、「事務」、「サービス」であった人が「管理職」になるキャリアパターンが「正規職員→正規職員」の14.1%を占め、女性に比べ多いことが特徴となっている。「正規職員→正規職員」以外は、男性は全体の33.5%、女性は71.0%と女性が圧倒的に多く、特に「正規職員→非正規職員」や「正規職員→無職」の割合がそれぞれ全体の29.5%、18.1%と多くなっている。

初職時に他県に移動した割合や転勤や転職を理由とする転居の経験・予定がある割合は、いずれも男性が女性より多いのに対し、家族の移動に伴う転居の経験・予定がある割合は女性が男性より多い。但し、ここでは、最終学校を卒業したときの居住地と初職時の居住地の都道府県が異なる場合に初職時に他県に移動したとみなしている。また、ここでの転勤、家族の移動、転職を理由とする転居の経験・予定は、調査上の限界からライフキャリアにおける転勤、家族の移動、転職を理由とする転居全てではなく、直近の引っ越しとこれから5年後までの引っ越しにおいて、その理由が転勤、家族の移動、転職である場合のみ取り上げている。

2. キャリアパターンの構成比の推移と世代効果

男女別に就職年ごとにキャリアパターンの構成比の推移をみた。但し、2016年の調査時点に近い就職年については、初職時から現在まで時間があまり経っていないため、就業状況に変化が少ない点、留意が必要である。(図1, 2)

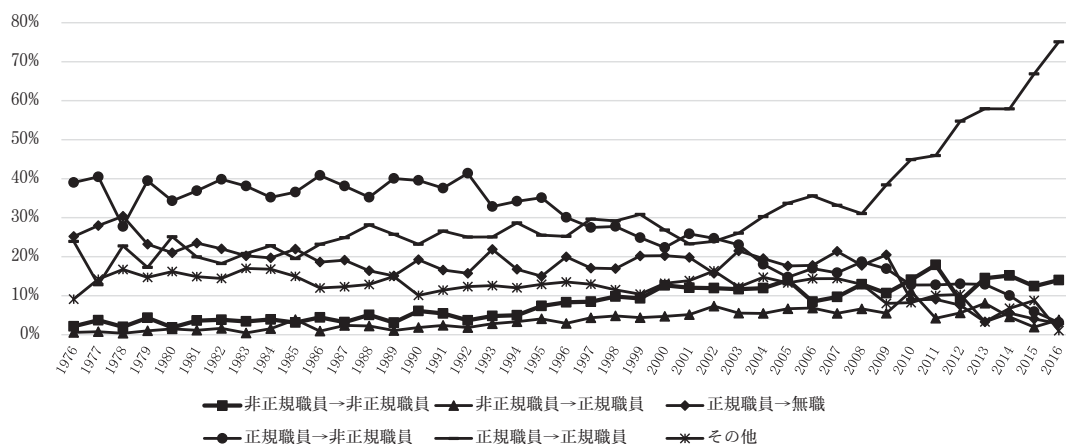
図1 就職年別キャリアパターンの構成比(男性)



注：都道府県の人口で重み付けしたデータを集計

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

図2 就職年別キャリアパターン構成比（女性）



注：都道府県の人口で重み付けしたデータを集計

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

男性では、「正規職員→正規職員」が一貫して圧倒的に大きい割合を占めている。「自営→自営」、「正規職員→自営」、「正規職員→役員」の割合が多い「その他」は、就職年が最近に近づくにつれて徐々に割合が減少している。「非正規職員→正規職員」は、ほぼ就職氷河期³⁾に重なる、就職年が1990年代半ばから2000年代半ばの年代で割合が多くなっている。「非正規職員→非正規職員」の割合は、就職年が2000年以降の年代で、以前に比べ高い水準となっている。「正規職員→非正規職員」及び「正規職員→無職」は、就職年が1970年代を除くと、ほぼ横ばいとなっている。

女性では、「正規職員→非正規職員」が、1978年を除き、就職年が1996年までの年代で最多であったが、1997年から2002年までの年代では、「正規職員→非正規職員」と「正規職員→正規職員」の割合が拮抗し、2003年以降の年代からは「正規職員→正規職員」が最多となり、継続就労する女性の増加に伴い、就職年が最近になるにつれて顕著に増加している。「正規職員→無職」は、1970年代を除き、就職年が2009年までの年代では2割前後の水準で推移し、その後の年代では減少している。「非正規職員→非正規職員」と「非正規職員→正規職員」の割合は、就職年が1990年代の半ば以降の年代で従前より高水準となっている。

最終学校卒業時点の労働市場の需給状況が初職やその後の就業形態に影響を与えるとする先行研究は多い。Genda, Kondo & Ohta (2007) は、不況期に就職した世代の低学歴層ほど、フルタイム就業者や正社員になりにくく、非正規雇用もしくは無業状態にとどまりやすくなることを明らかにした。また、黒澤・玄田 (2001) は、学卒前年の失業率が高いほど、学卒の正社員就職確率が低いことを指摘している。加えて、堀 (2019) も初職が

3) 厚生労働省によると、「就職氷河期世代」は概ね1993（平成5）年～2004（平成16）年に学校卒業期を迎えた世代を指すとされている。

正社員でなかった場合、現在、無業状態にあたり、現職が正社員でない割合が高くなっており、年齢を重ねても初職時の状況が中期まで持続的な影響を及ぼしていることを明らかにした。

これらの先行研究の結果を第8回人口移動調査においても確認するため、初職が非正規職員である場合は「1」、初職が正規職員である場合は「0」を当てはめたダミー変数を作成し、この変数を被説明変数として男女別に二項ロジスティック回帰分析を行った。説明変数は、出身地が大都市圏か否か、最後に卒業した学校、最終学校卒業年の前年の失業率を投入した。(表2)

表2 初職が非正規職員(二項ロジスティック回帰分析)

	男性		女性		
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	
定数	-3.451	0.032 **	-3.092	0.045 **	
出身地大都市圏	0.244	1.276 **	0.004	1.004 **	
最後に卒業した学校	専修学校(高卒後), 短期大学, 高専等	-0.459	0.632 **	-0.400	0.670 **
	大学, 大学院等	-0.904	0.405 **	-0.371	0.690 **
最終学校卒業年の前年の失業率	0.515	1.674 **	0.494	1.639 **	
Nagelkerke R ²	0.082		0.066		
-2 対数尤度	11547660.5		14498221.3		
χ^2	733605.3		685727.3		
N	16642		17127		

注: 1) **: p < 0.01, *: p < 0.05, +: p < 0.1

2) 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である

3) 都道府県の人口で重み付けしたデータを分析

資料: 国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

出身地については、男女とも出身地が大都市圏であるほど、初職が非正規職員である傾向があった。これは、都市部の労働市場の方が非正規化が進み、非正規の雇用機会が多いためと考えられる。

また、男女とも「大学、大学院等」、「専修学校、短期大学、高専等」に比べ、「高校」であるほど、初職が非正規職員である傾向が認められ、低学歴層ほど正規職員になりにくいという結果となった。

男女とも最終学校卒業年の前年の失業率が高いほど、初職が非正規職員である傾向があった。先行研究と同様、失業率が高い時期に就職した人ほど、正規職員に就職しにくい傾向が認められた。

次に、最終学校卒業年の前年の失業率と非正規職員にとどまりやすい傾向との関係を見るため、初職も現職も非正規職員である場合は「1」、それ以外は「0」を当てはめたダミー変数を作成し、この変数を被説明変数として男女別に二項ロジスティック回帰分析を行った。説明変数は、初職が非正規職員である傾向についての分析と同様とした。(表3)

表3 初職及び現職が非正規職員（二項ロジスティック回帰分析）

	男性		女性		
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	
定数	-5.361	0.005 **	-4.006	0.018 **	
出身地大都市圏	0.576	1.778 **	0.210	1.233 **	
最後に卒業した学校	専修学校（高卒後）， 短期大学，高専等	-0.706	0.494 **	-0.463	0.629 **
	大学，大学院等	-1.178	0.308 **	-0.533	0.587 **
最終学校卒業年の前年の失業率	0.664	1.942 **	0.496	1.643 **	
Nagelkerke R ²	0.099		0.053		
-2 対数尤度	4839923.5		8851004.0		
χ^2	454922.8		382163.1		
N	16642		17127		

注：1) **：p < 0.01，*：p < 0.05，+：p < 0.1

2) 最後に卒業した学校の参照グループは，高校である

3) 都道府県の人口で重み付けしたデータを分析

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

出身地については，初職が非正規職員である傾向についての分析と同様，男女とも出身地が大都市圏であるほど，初職も現職も非正規職員である傾向があった。

加えて，男女とも「大学，大学院等」，「専修学校，短期大学，高専等」に比べ，「高校」であるほど非正規職員にとどまっている傾向が認められ，低学歴層であるほど非正規職員にとどまりやすいという傾向が確認できた。

男女とも最終学校卒業年の前年の失業率が高いほど，初職及び現職が非正規職員である傾向があった。先行研究と同様，失業率が高い時期に就職した人ほど，非正規職員にとどまりやすいことが確認できた。非正規雇用にとどまりやすい傾向は特に男性で強かった。これは，女性の方が男性より非労働力化する割合が高く，非正規雇用にとどまらずに無職になる人も多いためと考えられる。実際，初職が非正規職員のうち，現在無職である人の割合は，男性は6.7%であるのに対し，女性は22.8%であった。

3. ライフキャリアの節目における国内人口移動

(1) 初めての就職時の移動

ライフキャリアの節目における国内人口移動が，キャリアパターンによって異なるのか，世代効果の影響を受けているのかについて分析していく。まず，初めての就職の際の移動を分析する。具体的には，最終学校を卒業した際の居住地と初職時の居住地の都道府県が異なる場合は，初職時に他県に移動したとみなし「1」を，最終学校を卒業した際の居住地と初職時の居住地の都道府県が同じ場合は，初職時に他県へ移動しなかったとみなし「0」を当てはめたダミー変数を作成し，この変数を被説明変数として男女別に二項ロジスティック回帰分析を行った。説明変数は，出身地が大都市圏か否か，最後に卒業した学校，キャリアパターン，最終学校卒業年の前年の失業率を投入した。（表4）

表4 初職時に他県に移動あり（二項ロジスティック回帰分析）

		男性			女性			
		B	Exp(B)		B	Exp(B)		
定数		-0.694	0.499	**	-1.174	0.309	**	
出身地大都市圏		-1.070	0.343	**	-1.185	0.306	**	
最後に卒業した学校	専修学校（高卒後），短期大学，高専等	0.481	1.618	**	0.402	1.495	**	
	大学，大学院等	1.436	4.203	**	1.287	3.622	**	
キャリアパターン（最後の学校卒業直後の従業上の地位・職業→現在の従業上の地位・職業）	正規職員→正規職員	事務→事務	-0.486	0.615	**	-0.513	0.599	**
		販売→販売	-0.495	0.610	**	—	—	
		サービス→サービス	-0.343	0.710	**	-0.237	0.789	**
		生産工程→生産工程	-0.795	0.451	**	—	—	
		専門・技術・販売・事務・サービス→管理職	-0.019	0.981	**	—	—	
		その他の正規職員→正規職員	-0.252	0.777	**	-0.219	0.804	**
	正規職員→無職	-0.287	0.751	**	-0.302	0.740	**	
	正規職員→非正規職員	-0.458	0.633	**	-0.243	0.784	**	
	非正規職員→非正規職員	-0.965	0.381	**	-0.357	0.700	**	
	非正規職員→正規職員	-0.545	0.580	**	-0.246	0.782	**	
その他	-0.537	0.584	**	-0.202	0.817	**		
最終学校卒業年の前年の失業率		-0.095	0.909	**	-0.103	0.902	**	
Nagelkerke R ²		0.169			0.108			
-2 対数尤度		18009904.0			14208744.3			
χ ²		2135385.8			1139472.8			
N		16642			17127			

注：1) **：p < 0.01, *：p<0.05, +：p<0.1

2) 最後に卒業した学校の参照グループは，高校である

3) キャリアパターンの参照グループは，専門・技術→専門・技術である

4) 都道府県の人口で重み付けしたデータを分析

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

非大都市圏出身者は，大都市圏出身者より男女とも初職時に他県に移動している傾向が認められた。これは，非大都市圏出身者が初職時に雇用機会が豊富な都市部に移動することが多いためと考えられる。男女とも「高校」に比べ，「専修学校，短期大学，高専等」，「大学，大学院等」の方が初職時に他県に移動している傾向があり，特に「大学，大学院等」でその傾向が顕著であった。

キャリアパターンについては，男性で「専門・技術→専門・技術」に比べ，いずれのキャリアパターンも初職時に他県に移動していない傾向が認められた。特に「非正規職員→非正規職員」，「生産工程→生産工程」はその傾向が強かった。「専門・技術→専門・技術」に傾向が最も近かったのは「専門・技術・販売・事務・サービス→管理職」であった。ここでは，移動先の分析は含んでおらず明らかではないが，初職時の他県への移動は地方から都市部への移動が多いと考えられる⁴⁾。「専門・技術→専門・技術」や「専門・技術・

4) 喜始（2015）は，初職就職時点での移動について分析し，「進学地・都市に定着」が39.5%，「進学地・地方に定着」が34.1%であり，7割以上が移動せず，移動を経験した者の中では，「地方から都市に移動」（9.5%）が最多で，「都市から都市に移動」（6.8%），「都市から地方に移動」（4.2%）がそれに続くとしている。

販売・事務・サービス→管理職」が他のキャリアパターンに比べ初職時に他県に移動している傾向があるのは、様々な専門・技術職を雇用する企業や多くの管理職を擁する大企業が都市部に集中していることによると考えられる。女性は「専門・技術→専門・技術」に比べ、いずれのキャリアパターンも初職時に他県に移動していない傾向があることがわかった。「専門・技術→専門・技術」以外のキャリアパターン間の違いは小さかった。

男女とも、最終学校卒業年の前年の失業率が高いほど初職時に他県に移動していない傾向がみられた。これは失業率が高い時期は他県において優良な雇用機会が乏しくなるので、他県に移動しないことによると推測できる⁵⁾。

(2) 転勤と家族の移動

次に、転勤とその転勤を主な契機とする家族の移動に伴う移動について、キャリアパターンや世代効果との関係を検討する。前述したように、表1から転勤を理由とする転居の経験・予定がある割合は男性が多く、家族の移動に伴う転居の経験・予定がある割合は女性が多いことがわかるので、ここでは男性の転勤と女性の家族の移動に伴う移動を分析した。人口移動調査では、調査対象者の全ての転勤や家族の移動に伴う移動を追っていないため、直近の引っ越しとこれから5年後までの引っ越しの理由が転勤や家族の移動である場合を取り上げ、被説明変数を作成した。即ち、引っ越しの経験がある場合の直近の引っ越しの理由と、5年後に居住地が異なる可能性がある場合の理由のいずれかまたは両方に「転勤」や「家族の移動に伴って」と回答している場合を「1」、それ以外の場合を「0」とするダミー変数を作成し、男女別に二項ロジスティック回帰分析を行った。説明変数は、初めての就職時の移動についての分析と同様とした。(表5)

5) 太田(2005)は、1993年以降の県外就職率の動きと求人倍率の動向の関係を分析し、「地元志向」はトレンド要因の影響も強いが、他地域における優良な雇用機会の減少に起因している側面もあると指摘する。

表5 転勤（男性）と家族の移動（女性）に伴う転居の経験・予定あり
（二項ロジスティック回帰分析）

		男性			女性		
		B	Exp(B)		B	Exp(B)	
定数		-2.045	0.129 **		-3.191	0.041 **	
出身地大都市圏		-0.375	0.688 **		-0.048	0.954 **	
最後に卒業した学校	専修学校（高卒後）、短期大学、高専等	-0.073	0.930 **		0.158	1.171 **	
	大学、大学院等	0.852	2.345 **		0.669	1.952 **	
キャリアパターン （最後の学校卒業直後の従業上の地位・職業 →現在の従業上の地位・職業）	正規職員→ 正規職員	事務→事務	0.335	1.398 **		0.138	1.148 **
		販売→販売	0.450	1.568 **		—	—
		サービス→サービス	0.092	1.096 **		0.000	1.000
		生産工程→生産工程	-0.799	0.450 **		—	—
		専門・技術・販売・事務・サービス→管理職	0.598	1.818 **		—	—
		その他の正規職員→正規職員	-0.133	0.876 **		0.054	1.056 **
	正規職員→無職	-1.205	0.300 **		1.009	2.744 **	
	正規職員→非正規職員	-1.070	0.343 **		0.532	1.702 **	
	非正規職員→非正規職員	-1.439	0.237 **		0.540	1.716 **	
	非正規職員→正規職員	-0.426	0.653 **		0.079	1.082 **	
その他	-1.694	0.184 **		0.437	1.548 **		
最終学校卒業年の前年の失業率		0.030	1.030 **		0.191	1.210 **	
Nagelkerke R ²		0.141			0.047		
-2 対数尤度		12023928.5			13225393.2		
χ^2		1361250.9			447667.1		
N		16642			17127		

注：1) **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, +: $p < 0.1$

2) 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である

3) キャリアパターンの参照グループは、専門・技術→専門・技術である

4) 都道府県の人口で重み付けしたデータを分析

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

非大都市圏出身の方が、男性は転勤している傾向があり、女性は家族の移動に伴う移動をしている傾向があった。男性は、「高校」に比べ、「大学、大学院等」であるほど転勤している傾向があり、「専修学校、短期大学、高専等」は転勤していない傾向があった。女性は「大学、大学院等」、「専修学校、短期大学、高専等」であるほど家族の移動に伴って移動している傾向があった。男女とも「大学、大学院等」であるほど転勤や家族の移動に伴う移動をしている傾向がみとれる⁶⁾。

キャリアパターンでは、「専門・技術→専門・技術」に比べて、男性は、「専門・技術・販売・事務・サービス→管理職」、「販売→販売」、「事務→事務」、「サービス→サービス」は転勤している傾向があり、「正規職員→正規職員」以外の全てのキャリアパターンと「生産工程→生産工程」で転勤していない傾向が認められた。専門・技術職、販売職、事

6) 男女とも「大学、大学院等」であるほど転勤や家族の移動に伴う移動をしている傾向は、岩間（2008）による、高学歴女性は高学歴の男性と結婚する傾向がみられるため、女性が高学歴であるほど夫は転勤が多いという指摘と整合的といえる。

務職，サービス職から管理職に就いた人，或いは経験を積んで将来的には管理職になり得る事務職，販売職，サービス職は，専門・技術職のキャリアを続けている人より転勤している傾向がみられる。女性については，有意差がなかった「サービス→サービス」を除き，いずれのキャリアパターンも「専門・技術→専門・技術」に比べ，家族の移動に伴う移動をしている傾向がみられた。特に，「正規職員→無職」，「非正規職員→非正規職員」，「正規職員→非正規職員」で家族の移動に伴う移動をしている傾向が強かった。正規職員から無職や非正規職員になった人が家族移動に伴う移動をしている傾向がみられるのは，夫は転勤が多いといった条件に置かれ，結果的に妻の継続的な就業や正規職員としての就業が困難となる状況があることを推測させる。転勤は職業キャリアの形成や能力開発の手段として重要な機能を担っているとされる。しかし，図2でみたように正規職員として働き続ける女性が顕著に増えている中，転勤の対象となる本人だけでなく⁷⁾，その配偶者の就業継続や活躍促進の観点からも，本人の希望や本人をとりまく事情との調整の重視等の転勤政策の見直しや総合職の制約社員化に対応する抜本的な人事改革が企業に求められる⁸⁾と考える。

最終学校卒業年の前年の失業率が高いほど，男性は転勤している傾向があり，女性は家族の移動に伴う移動をしている傾向が認められた。

(3) 転居を伴う転職

転職のうちの転居を伴う転職とキャリアパターンや世代効果との関係について検討する。人口移動調査では，転勤や家族の移動と同様，対象者の全ての転職を追っていないため，ここでは，直近の引っ越しとこれから5年後までの引っ越しの理由のいずれか或いは両方が「転職」である場合を取り上げ，被説明変数を作成し，男女別に二項ロジスティック回帰分析を行った。説明変数は，初めての就職時の移動についての分析と同様とした。(表6)

7) 塚崎(2019)は，男女の管理職の転勤に係る移動を分析し，男性と異なり，管理職になった女性には，専門・技術職に比べ転勤しているという傾向は認められず，転勤しなくても昇進できるぐらい能力や業績があるといった特別なケースでしか女性が管理職に昇進できないという実態が推測できること，転勤の経験を人材育成の観点から重視することが女性の人事評価にとって不利に働いている可能性があることを指摘している。

8) 武石(2017)は，ダイバーシティ戦略の下で転勤対象者の範囲の見直し，転勤を透明化・可視化できる運用のあり方，本人の希望や事情との調整といった観点から転勤政策を検討する必要性を指摘する。今野(2016)は，労働供給制約下で人材調達範囲を拡大するため，転勤制度を含め人事管理の見直しの必要性を指摘する。

表6 転居を伴う転職の経験・予定あり（二項ロジスティック回帰分析）

		男性			女性		
		B	Exp(B)		B	Exp(B)	
定数		-3.789	0.023 **		-4.339	0.013 **	
出身地大都市圏		-0.307	0.736 **		-0.608	0.544 **	
最後に卒業した学校	専修学校（高卒後），短期大学，高専等	0.346	1.413 **		0.290	1.337 **	
	大学，大学院等	0.760	2.138 **		0.921	2.511 **	
キャリアパターン（最後の学校卒業直後の従業上の地位・職業→現在の従業上の地位・職業）	正規職員→正規職員	事務→事務	-0.450	0.637 **		-0.663	0.515 **
		販売→販売	-0.232	0.793 **		—	—
		サービス→サービス	-0.128	0.880 **		-0.256	0.774 **
		生産工程→生産工程	-0.332	0.718 **		—	—
		専門・技術・販売・事務・サービス→管理職	-0.683	0.505 **		—	—
		その他の正規職員→正規職員	0.259	1.296 **		-0.458	0.633 **
	正規職員→無職	-0.059	0.942 **		-1.300	0.272 **	
	正規職員→非正規職員	0.834	2.302 **		-0.730	0.482 **	
	非正規職員→非正規職員	0.116	1.123 **		-0.809	0.445 **	
	非正規職員→正規職員	0.309	1.363 **		-0.145	0.865 **	
その他	-0.375	0.687 **		-0.888	0.412 **		
最終学校卒業年の前年の失業率		0.181	1.198 **		0.256	1.292 **	
Nagelkerke R ²		0.044			0.062		
-2 対数尤度		6750347.7			3103205.9		
χ ²		253250.8			186006.7		
N		16642			17127		

注：1) **：p < 0.01, *：p < 0.05, +：p < 0.1

2) 最後に卒業した学校の参照グループは，高校である

3) キャリアパターンの参照グループは，専門・技術→専門・技術である

4) 都道府県の人口で重み付けしたデータを分析

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

まず，出身地については男女とも出身地が非大都市圏であるほど転居を伴う転職をしている傾向が認められた。これは，雇用機会が豊富な都市部に転職するため，地方から移動する機会が多いことによると考えられる。最後に卒業した学校については，男女とも「高校」に比べ，「大学，大学院等」，「専修学校，短期大学，高専等」であるほど，転居を伴う転職をしている傾向が認められた。男女とも高学歴であるほど，転居を伴う転職をしている傾向があった。

キャリアパターンでは，「専門・技術→専門・技術」に比し，男性の「正規職員→正規職員」では，いずれのキャリアパターンも転居を伴う転職をしていない傾向が認められた。特に，「専門・技術・販売・事務・サービス→管理職」は転居を伴う転職をしていない傾向が強かった。専門・技術職を続ける場合は，エンプロアビリティを高め転職しやすいのに対し，管理職は企業特種的な人的資本を形成することで同じ組織にとどまる傾向があることが背景にあると考えられる。「正規職員→正規職員」以外では，「専門・技術→専門・技術」に比べ，「正規職員→非正規職員」，「非正規職員→正規職員」，「非正規職員→非正規職員」が転居を伴う転職をしている傾向があり，これらのキャリアパターンの雇用の不

安定性がうかがわれる結果となっている。女性の方は、「専門・技術→専門・技術」に比べて、いずれのキャリアパターンも転居を伴う転職をしていない傾向が認められた。特に「正規職員→無職」においてこの傾向が強かった。これら以外のキャリアパターンの間の違いはそれほど大きくなかった。

最終学校卒業年の前年の失業率が高いほど、男女とも転居を伴う転職をしている傾向がある。これは、初職就職時に失業率が高いと満足度の高い仕事を見出しにくく、就業ミスマッチが生じやすく、その後転職する傾向が強まるためと考えられる⁹⁾。

(4) 結婚

結婚は、通常、結婚相手と同居するための引っ越しなど移動を伴うので、ここでは結婚自体を分析の対象とし、キャリアパターンによって既婚である傾向に違いはないか、既婚である傾向が世代効果の影響を受けているのかについて分析した。被説明変数は既婚（離死別を含む）を1、未婚を0とし、男女別に二項ロジスティック回帰分析を行った。説明変数は、初めての就職についての分析と同様とした。（表7）

表7 既婚（二項ロジスティック回帰分析）

	男性		女性			
	B	Exp(B)	B	Exp(B)		
定数	2.963	19.348 **	2.744	15.549 **		
出身地大都市圏	-0.114	0.892 **	-0.223	0.800 **		
最後に卒業した学校	専修学校（高卒後）、短期大学、高専等	0.246	1.279 **	0.102	1.108 **	
	大学、大学院等	0.374	1.454 **	-0.012	0.988 **	
キャリアパターン（最後の学校卒業直後の従業上の地位・職業→現在の従業上の地位・職業）	正規職員→正規職員	事務→事務	-0.178	0.837 **	-0.516	0.597 **
		販売→販売	0.120	1.128 **	—	—
		サービス→サービス	0.107	1.112 **	-0.573	0.564 **
		生産工程→生産工程	-0.441	0.643 **	—	—
		専門・技術・販売・事務・サービス→管理職	1.721	5.587 **	—	—
		その他の正規職員→正規職員	0.281	1.325 **	-0.046	0.955 **
	正規職員→無職	-1.829	0.161 **	1.832	6.246 **	
	正規職員→非正規職員	-1.314	0.269 **	1.125	3.082 **	
	非正規職員→非正規職員	-2.501	0.082 **	-0.095	0.910 **	
	非正規職員→正規職員	-0.112	0.894 **	-0.360	0.697 **	
その他	-0.168	0.846 **	0.815	2.260 **		
最終学校卒業年の前年の失業率	-0.631	0.532 **	-0.599	0.550 **		
Nagelkerke R ²	0.261		0.258			
-2 対数尤度	17309488.7		15884754.4			
χ ²	3479767.1		3316806.5			
N	16642		17127			

注：1) **: p < 0.01, *: p < 0.05, +: p < 0.1

2) 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である

3) キャリアパターンの参照グループは、専門・技術→専門・技術である

4) 都道府県の人口で重み付けしたデータを分析

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」の二次利用による分析結果

9) 黒澤・玄田（2001）は、学卒前年の失業率が高いほど、正社員就職後の離職率を高めると指摘する。

出身地については、男女とも大都市圏出身者ほど結婚していない傾向が認められた。最後に卒業した学校については、「高校」に比べ、男性は「大学、大学院等」も「専修学校、短期大学、高専等」も既婚である傾向が認められたのに対し、女性は「専修学校、短期大学、高専等」のみ既婚である傾向がみられ、「大学、大学院等」は結婚していない傾向があった。

キャリアパターンについては、男性は、「専門・技術→専門・技術」に比べ、「専門・技術・販売・事務・サービス→管理職」、「販売→販売」、「サービス→サービス」は既婚である傾向が認められた。とりわけ「専門・技術・販売・事務・サービス→管理職」はこの傾向が強かった。他方、「非正規職員→非正規職員」、「正規職員→無職」、「正規職員→非正規職員」、「生産工程→生産工程」、「事務→事務」、「非正規職員→正規職員」は結婚していない傾向がみられた。特に、「非正規職員→非正規職員」、「正規職員→無職」、「正規職員→非正規職員」でこの傾向が強く、雇用が不安定であるほど結婚していない状況がうかがわれる¹⁰⁾。女性は、「専門・技術→専門・技術」に比べ、「サービス→サービス」、「事務→事務」、「非正規職員→正規職員」及び「非正規職員→非正規職員」は結婚していない傾向が認められた。特に「サービス→サービス」、「事務→事務」においてこの傾向は顕著であった。他方、「正規職員→無職」、「正規職員→非正規職員」は結婚している傾向が強かった。正規職員を辞めた人や正規職員から非正規職員になっている人において既婚である傾向が強く、正規職員として働き続けている人において結婚していない傾向があることから、結婚後の家庭生活と仕事との両立が難しい状況がうかがわれる。図2のとおり、正規職員として継続的に就業する女性が増えている中、ワーク・ライフ・バランスが実現しやすい職場環境の整備がより一層重要な課題となる。

最終学校卒業年の前年の失業率が低いほど、男女とも結婚している傾向が認められた。これは、初職就職時の失業率が低いほど安定した仕事に就くことができ、結婚しやすいためと考えられる。

V. まとめと今後の課題

本稿では、キャリアパターンによって国内人口移動がどのように異なっているのか、国内人口移動は最終学校卒業時の労働市場の需給状況の影響を受けるのかという問題意識の下、「第8回人口移動調査」のデータを用い、初職時の移動、転勤、転居を伴う転職、家族の移動、結婚等ライフキャリアの節目における移動について分析を行った。分析の結果、次の4点が明らかになった。

第一に、男性については、キャリアパターンによって、初職時の移動、転勤、転居を伴う転職に大きく異なる傾向がみられるということである。具体的には、管理職になった人や専門・技術職は初職時に他県に移動している傾向があるのに対し、特に非正規職員や生

10) 山田(2004)や西本・七條(2007)は、雇用の不安定化や不安定な職業が未婚化進展の理由の1つと指摘する。

産工程従事者は初職時に他県に移動していない傾向が認められた。また、専門・技術職に比べ、管理職になった人、販売職、事務職、サービス職は転勤している傾向があるのに対し、正規職員以外の全てのキャリアパターンと生産工程従事者は転勤していない傾向があった。加えて、専門・技術職に比べ、正規職員から非正規職員になった人、非正規職員から正規職員になった人、非正規職員は、転居を伴う転職をしている傾向があり、特に管理職になった人は転居を伴う転職をしていない傾向があった。

第二に、女性については、キャリアパターンによって、初職時の移動、家族の移動に伴う移動、転居を伴う転職は大きく異なるということである。女性では、専門・技術職が初職時に他県に移動している傾向や転居を伴う転職をしている傾向があること、正規職員から無職になった人が転居を伴う転職をしていない傾向があること、正規職員から無職や非正規職員になった人や非正規職員が家族の移動に伴う移動をしている傾向があること以外は、キャリアパターンによって、これらのライフキャリアの節目の移動に大きな違いはみられなかった。特に男性と比較した場合、この傾向は顕著であった。

第三に、男女とも、キャリアパターンによって、既婚か未婚かという傾向に大きな違いがみられたということである。結婚は、通常結婚相手と同居するための引っ越しなど移動を伴うことから、分析対象とした。具体的な結果を述べると、専門・技術職に比べ、男性は、とりわけ管理職になった人が既婚である傾向があり、特に非正規職員や、正規職員から無職や非正規職員になった人は、結婚していない傾向がある。女性は、専門・技術職に比べ、正規職員から無職や非正規職員になった人において既婚である傾向が強く、特にサービス職、事務職において結婚していない傾向がある。正規職員を辞めて無職になったり、非正規職員になった人において既婚である傾向が強く、正規職員として働き続けている人において結婚していない傾向が強いことから、家庭生活と仕事との両立の困難性がうかがわれる。これは、第二の点に記述した、女性について、専門・技術職に比べ、正規職員から無職や非正規職員になった人が家族の移動に伴う移動をしている傾向があることと共通する問題といえる。正規職員として継続的に就労する女性は顕著に増加している中、仕事か家庭かという二者択一を迫る状況を変え、ワーク・ライフ・バランスの実現しやすい就労環境の整備や総合職の制約社員化に対応する人事改革が一層求められると考える。

第四に、ライフキャリアの節目の移動は、世代効果の影響を受けているということである。多くの先行研究と同様、最終学校卒業年の前年の失業率が高いほど、初職が非正規職員である傾向や非正規職員にとどまり続ける傾向が本研究においても確認できた。加えて、キャリアパターンをコントロールした上でも、国内人口移動は初職就職時の労働市場の需給状況の影響を受けていることがわかった。具体的には、最終学校卒業年の前年の失業率が高い人ほど、結婚していない傾向や初職時に他県に移動していない傾向があり、転居を伴う転職、家族の移動に伴う移動、転勤をしている傾向が認められた。最終学校卒業時の労働市場の需給状況が、その後のライフキャリアの節目の移動に対して、引き続き影響を及ぼしていることが明らかになった。

本稿では、調査上の制約があり、最終学校卒業直後と現在の2時点のみの従業上の地位

や職業を取り上げ、キャリアパターンとして類型化した。また、転勤、転職、家族の移動については、直近の移動の経験と5年後までの移動の予定のみを対象とした。各人のキャリアと移動の軌跡を丁寧にたどった上で国内人口移動との関係を分析することが今後の課題となる。

(2020年7月6日査読終了)

付記

本稿を作成するに当たり、匿名の査読者の方から貴重なコメントをいただきました。深く御礼申し上げます。本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「人口移動調査プロジェクト」の研究成果であり、本研究で使用した「人口移動調査」の調査票情報（個票データ）は、統計法に基づき二次利用したものです。関係各位に感謝申し上げます。

参考文献

- 稲垣稜（2011）『郊外世代と大都市圏』ナカニシヤ出版
- 井上孝（2001）「わが国における生涯移動とその特性」、『人口問題研究』57-1, pp.41-62
- 今野浩一郎（2016）「労働供給制約時代の人事管理」『日本労働研究雑誌』674号, pp.16-25
- 岩間暁子（2008）『女性の就業と家族のゆくえ』, 東京大学出版会
- 太田聰一（2005）「地域の中の若年雇用問題」, 『日本労働研究雑誌』539号, pp.17-33
- 太田聰一・玄田有史・近藤絢子（2007）「溶けない氷河」, 『日本労働研究雑誌』569号, pp.4-16
- 喜始照宣（2015）「進学・就職に伴う地域移動のパターンとその推移—第7回人口移動調査の分析による検討」『資料シリーズNo.162若者の地域移動—長期的動向とマッチングの変化—』労働政策研究・研修機構, pp.12-45
- 黒澤昌子・玄田有史（2001）「学校から職場へ『七・五・三』転職の背景」, 『日本労働研究雑誌』490号, pp.4-18
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『2016年社会保障・人口問題基本調査 第8回人口移動調査報告書』, 調査研究報告資料第36号
- 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』66-1, pp.1-16
- 清水昌人（2014）「大都市圏居住者のライフステージ別居住地と人口構造」, 『人口問題研究』70-1, pp.44-64
- 武石恵美子（2017）「ダイバーシティ推進と転勤政策の課題—社員の納得性を高めるために」, 『ダイバーシティ経営と人材活用』, 東京大学出版会, pp.23-42
- 千年よしみ（2006）「夫婦移動と有配偶女性の就業」, 『人口問題研究』62-4, pp.20-40
- 塚崎裕子（2019）「就業キャリアと国内人口移動」『人口問題研究』75-3, pp.401-420
- 西本真弓・七條達弘（2007）「就業状態や職種が男性の結婚に与える影響」『人口学研究』40, pp.37-49
- 堀有喜衣（2019）『就職氷河期世代』の現在—移行研究からの検討『日本労働研究雑誌』806号, pp.17-27
- 山田昌弘（2004）『希望格差社会:「負け組」の絶望感が日本を引き裂く』, 筑摩書房
- Genda, Y., Kondo, A., & Ohta, S. (2007). "Long-Term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States," *ISERP Working paper*, 07- 09, Institute for Social and Economics Research and Policy, Columbia University.
- Hall, D. T. (2002) *Careers in and out of Organizations*, Sage

Differences in Internal Migration by Careers and Generational Effects

TSUKASAKI Yuko

In this paper, differences in internal migration by careers and influence of generational effect on internal migration were analyzed, using the data from the Eighth National Survey on Migration. The career patterns used in the analysis were categorized according to employment status such as regular employment and non-regular employment, including worklessness. As a result of the analysis, the following four points were revealed: (1) For men, depending on career patterns, there is a tendency of a big difference in movement when first employed, transfers, job change with moving. For example, while those who have become managers are more likely to have been transferred and are less likely to have changed jobs with moving, those who have become non-regular employees from regular employees have the opposite tendency. (2) For women, movement when first employed, family migration, job change with moving do not differ significantly depending on their career patterns. (3) For both men and women, depending on career patterns, there is a tendency of a big difference in whether they are married or unmarried. For example, compared to professional and engineering workers, men who have become unemployed or non-regular employees from regular employees tend not to be married, whereas women are likely to be married. (4) The demand and supply situation in the labor market at the time of graduation from the final school continues to influence the movements of life career milestones. It is considered that clarifying the differences in internal migration by careers and the influence of generational effect on internal migration will help to understand the meaning of migration in life careers and the actual situation of the labor market.

【Key Words】 Internal migration, career, generational effect, regular employment, non-regular employment

特集Ⅲ：第8回人口移動調査の結果から（その5）

高齢者の移動—国勢調査，国民生活基礎調査と 人口移動調査からの把握

林 玲 子

人口高齢化に伴い，高齢人口が増加する中，高齢者の移動数も増加し，さらに1980年代より後期高齢者の移動率の反騰が見られ，高齢者の移動に関心が向けられるようになった。本稿では，国勢調査，国民生活基礎調査，人口移動調査を組み合わせ，一般世帯・施設における65歳以上高齢者の5年移動の類型別に移動数・率を算定し，2000/1年から2015/6年にかけての変化を分析した。2015/6年においては高齢者の移動の53.4%は介護を求めた移動であり，2000/1年から移動者数，率ともに増加しているが，その多くは施設に居住する高齢者の移動によるものである。介護移動以外の住宅環境，世帯変化，定年退職による移動者数・率は2000/1年から2015/6年にかけて減少し，仕事による移動は高齢者の移動に占める割合はわずかであり移動率は低下したが，移動者数は微増した。年齢階層別にみると介護による移動は80歳から移動の過半をしめるようになるが，より若い高齢者では主要な移動類型ではない。男女別にみると移動率は女性で高く，特に介護による移動で顕著である。家計支出額と移動率，移動類型には明確な関係が認められなかった。県を超える高齢者の移動は，介護による移動が一番多く，次いで世帯変化による移動が多いが，世帯変化以外のすべての移動類型で，非東京圏から東京圏への移動よりも東京圏から非東京圏への移動の方が多く，東京一極集中を緩和している。高齢者の移動は率でみると低下しているが，それが良いのか悪いのかは一概にいえるものではない。例えば，定年退職後に地方に移動し，アクティブ・エイジングを体現する生活ができたのであればそれは良い移動であり，自宅に住み続けたい高齢者が介護のために移動せずすんだのであればそれも良い「不移動」ということになる。高齢者の生活ニーズに合わせて移動の数・率を，移動理由と合わせてきめ細かく分析することが今後も求められよう。

キーワード：人口移動，高齢者，仕事，定年退職，住宅環境，世帯変化，介護

I. はじめに

人口移動は進学，就職，結婚といった要因により起こり，20～30歳代における移動率が一番高く，その後年齢を重ねるにつれ低下する。しかしながら，日本においては1980年代より高齢者の移動率の反騰が認められるようになり，高齢人口の増大と共に高齢世代の人口移動に対する関心が高まった（Otomo 1981，内野 1987）。高齢者の移動に関しては，これまでも一定の研究の蓄積があり，データとしては居住期間や5年前居住地に関する設問がある国勢調査や生涯の移動経歴や移動理由がわかる人口移動調査などが用いられている。また高齢者の移動に特化した調査も，厚生省人口問題研究所（「昭和63年度 高齢人口

の移動に関する人口学的調査) や社団法人エイジング総合センターによる一連の調査(「大都市における高齢者の移動に関する調査研究」など)が1980年代、1990年代を通じて実施されている。さらに2000年代からは介護保険制度の施行もあり、個別のアンケート調査などを通じて健康・介護に関わる移動も論点として取り上げられることが多くなった(平井 2000, 工藤 2008)。

わが国において移動する高齢者は、女性、借家に居住、配偶者と死別、高い教育水準、引っ越し回数が多い、といった傾向があり(内野 1987, 坂井 1989, 小島 2013, 平井 2014)、男性の場合は妻と一緒に、女性の場合は夫と死別したのち子と同居や施設へ移動、というパターンがある(エイジング総合研究センター 1994)。また、別荘への移動に限れば、地域を限った調査結果ではあるが、学歴が高く、現役時にはホワイトカラーであった人が多く(静岡県伊東市, 杉澤他 2000)、転居時の年齢は60~64歳が最も多い(千葉県別荘地域, 橋詰 2013)。また今後5年間に転居を志向する高齢者は多くはないが、有配偶ではなく、教育水準が高く、一人暮らしであり、引っ越し経験が多いことは転居志向を増加させる(小島 2019)。一方、賃貸住宅に住む高齢者は持ち家に住む高齢者よりも移動率が高く(国立社会保障・人口問題研究所 2013)、高齢に至るまで持ち家を持てなかった貧困層で移動率が高いとも考えられ、2009年の群馬県高齢者施設「養護ホームたまゆら」の火災事故から無届け老人ホームを転々とする高齢者の存在も明らかになった。しかしながら、高齢者の貧困と移動についてはいまだ十分な研究はなされていない。

高齢者の移動を地域別にみると自市区町村内など近い距離の移動が多く、北海道や、都市化の著しい地域で移動率が高く(内野 1987)、県を超えた移動についてみれば大都市圏での移動が活発であるが、前期高齢者では大都市圏から非大都市圏へ向かう動きになっている(田原 2007)。後期高齢者についてみると、逆方向、つまり非大都市圏から大都市圏への移動も多いとされている(平井 2014)。

移動理由をみると、大別すれば親子同居、住宅事情、仕事の関係にまとめられるが(厚生省人口問題研究所 1989)、さらに因子分析により、住宅環境、配偶者死亡、新築・改築、老後準備、家族、子が呼ぶ、近居・別居、定年の8因子が抽出される(坂井 1989)。後期高齢者になると「施設への入居」や「病気」という理由が多くなり(エイジング総合研究センター 1994)、近年では大都市圏、特に東京圏内において、東京都で介護施設が不足しているため近隣県に高齢者は移動している(林 2017a, 中澤 2017)。しかし子供との同居・近居は前期高齢者・後期高齢者のいずれにとっても重要な移動理由である(伊藤 2011)。

移動理由の一つとして定年退職後の移動が挙げられるが、欧米で多くある退職期のアメニティを求めた移動は日本では少ないとされている(平井 2018)。しかしながら、退職年齢とみなせる60~64歳人口では大都市圏から非大都市圏への移動の流れがあり(田原 2007)、温暖な土地へのIターン移動というよりはより包括的に「引退移動」としてとらえるべきという見方もある(石川 2018)。また高齢者の海外への移動、いわゆるロングステイについては、気候・風景・環境の良さ、安い生活費が主な動機であるが(久保・石川

2004), 近年では国内での二地域居住・多拠点居住型ロングステイも一つの潮流となっており(ロングステイ財団 2019), 別荘地への移動も含め, これらの移動はかならずしも既存の「人口移動」の枠組みとしてとらえられない可能性もある。またこれら引退移動, ロングステイは65歳以上と区切った高齢者の枠内にとどまらない, という点にも留意が必要である。

高齢者の移動率は若年層と比べると低い, 団塊の世代を含め高齢人口は大きく増大する中, 移動者に占める高齢者の割合も相応に増加しているものと考えられる。そのような中, 東京一極集中の是正策として, 東京圏から地方へ的高齢者の移動に着目した施策も講じられるようになってきている。例えば2015年より始まった「生涯活躍のまち(日本版 CCRC)」においては, 引退移動のような中高年齢層の地方や「まちなか」への移住が支援・推奨されている¹⁾。これら施策の一環で調査されている高齢者の移住希望は過大評価されているという指摘もあるが(藤波 2015), 高齢者の住まいの選択肢を増やすことは重要である(高尾 2018)。また5年以内に移動の可能性が少しでもある高齢者の割合は2016年では11.3%にのぼり(国立社会保障・人口問題研究所 2018), 実際に過去5年間に移動した高齢者の割合は9.6%であり(2015年国勢調査), それほど乖離していない。

介護分野においては近年, よりよい介護を目指し, Ageing in Place, 住み慣れた地域で老いるための地域包括ケアシステムが普及されてきた(西村 2013)。このような中で, 従来型の介護が必要になったら遠くの施設へ入所, という形態から, 自宅で, もしくは自宅近くの施設で介護サービスを受けるケースが増えてきている。厚生労働省介護給付費等実態統計によれば介護保険の年間実受給者数に占める施設サービス受給者の割合は, 2001年の30.5%から2018年の24.8%に低下し, 施設居住者の5年前の居住地が同じ市区町村内である割合は1990年では67%であったところ, 2010年では77%に増加している(林 2017 a)。一方, 東京圏に住む子供が要介護の親を呼び寄せることにより, さらに東京一極集中が加速されるという懸念も表示されているが(河合 2017), 実際にどの程度そのような移動があるのかは明らかになっていない。

このように, 高齢者の移動は近年の高齢人口の増大と共に関心を集めているトピックではあるが, その移動理由, 時系列的推移や移動の方向は様々であり, 国勢調査は移動理由を含まない, 人口移動調査等標本調査は施設人口を含まない, といったデータの制約もあり, 移動の全体像を把握するのが困難であった。そのため本稿では, 国勢調査, 国民生活基礎調査, 人口移動調査の三統計の公表データおよび個票データを組み合わせて, 高齢者の移動の全体像を把握することを試みた。

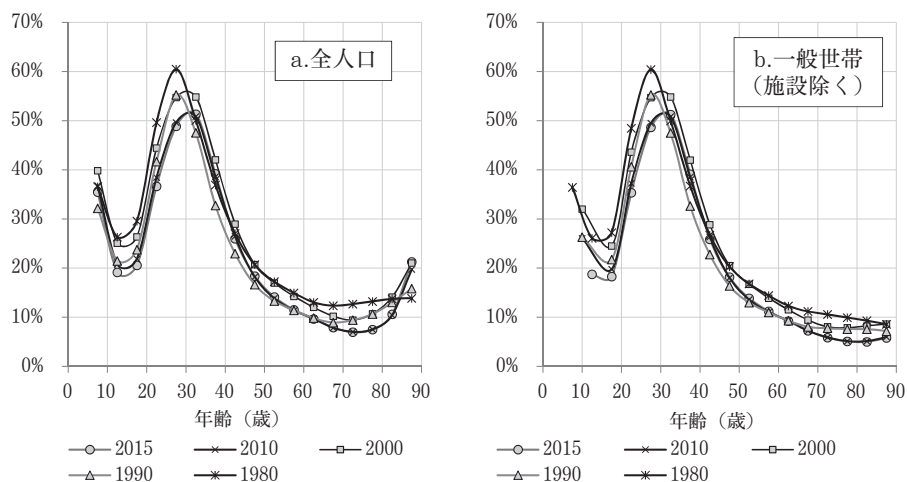
1) まち・ひと・しごと創生本部「生涯活躍のまち(日本版 CCRC)」
<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/about/ccrc/> (2020年6月12日最終アクセス)

II. 三統計からみた高齢者の移動と移動類型の設定

1. 国勢調査からみた世帯の種類別高齢者移動

前述の通り、日本において高齢者の移動が注目されるようになったのは、1980年の国勢調査より全国的に高齢での移動率の反騰がみられるようになったためである。移動に関する設問のある1980年、1990年、2000年、2010年、2015年国勢調査の5年移動率²⁾を年齢別にみると、70歳代以降に移動率が反騰する状態は特に1990年から顕著に表れている（図1 a）。ただし、施設を除く一般世帯居住者に限ってみると、この反騰はほぼ消失する（図1 b）。つまり、70歳代以降に移動率が反騰するのは、施設居住者の移動率が高い（5年前の居住地が今と違う）ことによるものであるといえる。ここで「施設」とされるのは、国勢調査において定義されているもので、65歳以上ではほとんど（2015年では99%）が病院・療養所での3か月以上の入院者、もしくは社会施設入所者であり（表3、林 2017a）、高齢者の施設への移動は介護のための移動とみなせる。また全人口については80歳未満、一般世帯では高齢者のすべての年齢層について、近年になるほど移動率が低下している。

図1 5年移動率



資料：国勢調査

しかしながら高齢人口は増加しており、移動率は低下していても移動する高齢者の数自体は増加しており、1980年に137万人であったところ、2015年には323万人へと2倍以上になっている（表1）。また一般世帯に居住する高齢者の移動率は低いとはいえ、施設人口よりも一般世帯人口の方がはるかに多いことから、一般世帯の高齢移動者数は施設居住

2) 1970年、1980年は現住地の居住期間が5年以内の人の割合、1990年以降は5年前の居住地が違う人の割合をそれぞれ「5年移動率」とした。国勢調査の場合、両者の違いは5年前の居住地からいったん移動して5年以内にまた元の住所に戻った人を含むか含まないかということになり、その差はわずかである（林 2014）。

の高齢移動者数よりも多い。1980年では一般世帯の高齢移動者数は107万人で、施設における高齢移動者数29万人の3.7倍であったが、2015年ではそれぞれ183万人と140万人と、その割合は1.3倍程度に縮小し、施設における高齢移動者の割合が大きくなっているものの、依然、一般世帯における移動者数の方が施設における移動者数よりも多い。

表1 高齢移動者数の推移

年	施設			一般世帯			合計		
	人口	5年移動者	5年県間移動者	人口	5年移動者	5年県間移動者	人口	5年移動者	5年県間移動者
1980	380,873	292,051	15,553	10,266,483	1,074,454	214,902	10,647,356	1,366,505	230,455
1990	640,106	445,188	28,002	14,254,489	1,108,383	255,262	14,894,595	1,553,571	283,264
2000	1,023,991	771,475	40,598	20,981,161	1,794,899	310,748	22,005,152	2,566,374	351,346
2010	1,667,861	1,074,931	60,548	27,577,824	1,625,046	315,993	29,245,685	2,699,977	376,541
2015	1,998,669	1,395,392	77,735	31,466,772	1,833,585	345,815	33,465,441	3,228,977	423,550

資料：国勢調査

2. 人口移動調査における高齢者移動理由

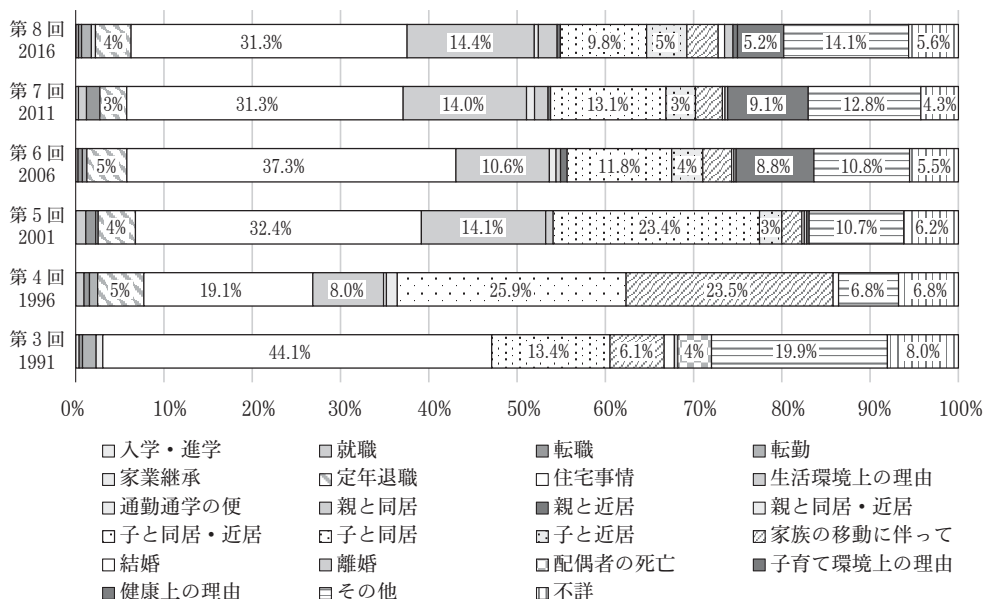
人口移動調査では1976年の第1回調査より移動理由を訊いているが、第1回、第2回は世帯主のみを対象としており、世帯員全体を対象に訊いているのは第3回からである。移動理由の選択肢は第3回は14種類、第4回は15種類、第5回は18種類、第6回以降は19種類が挙げられ、もっとも重要な理由を一つだけ選ぶようになっている（厚生省人口問題研究所 1977, 1988, 1993, 国立社会保障・人口問題研究所 1998, 2005, 2009, 2013, 2018）。第3回調査の「配偶者の死亡」、「教育」は第4回以降廃止され、第4回から「定年退職」、「生活環境上の理由」、「通勤通学の便」が新設され、同居だけでなく近居も選択肢の文言に含まれた。第5回では同居と近居は別々の選択肢になり、「子育て環境上の理由」が新設された。第6回では「健康上の理由」が追加された。

配偶者の死亡は、第3回調査（1991年）にしか採用されていないが、この時は高齢者の移動の4%を占めている。5年後の第4回調査では子と同居・近居が大きく増加しており、この中に配偶者が死亡し子と同居・近居したケースが含まれている可能性がある。なお第4回調査は前後の調査と比べて「住宅事情」、「その他」が減り「家族の移動に伴って」の理由が突出して多くなっているが、これはデータ・クリーニングの段階で、世帯主と同じ時点、同じ前住地から同じ理由で移動した世帯員の移動理由を「家族の移動に伴って³⁾」に自動修正するよう設定されていたことによる。前後と傾向が違うので留意が必要である。

第3回から第8回調査までの5年以内に引っ越しした65歳以上の移動（以下「高齢移動」とする）の理由構成をみると（図2）、おおむね住宅事情の割合が一番多く、次いで子と同・近居、生活環境上の理由、健康上の理由、定年退職となっている。いずれも高齢移動の既存研究で触れられている理由である。

3) 第4回調査の選択肢の表現は「親や配偶者の移動に伴って」である。

図2 高齢者の移動理由（過去5年以内移動について）



資料：第3～8回人口移動調査

直近の第8回調査では合計19の移動理由選択肢が設けられており、報告書（国立社会保障・人口問題研究所 2018）では、全年齢について19の移動理由を7つに分類しているが、ここでは高齢者の移動文脈に合わせて仕事、定年退職、住宅事情、世帯変化、健康の5つに分類した（表2）。それらの構成割合を見ると、全年齢では世帯変化、住宅環境、次いで仕事の順に多いが、65歳以上では住宅環境が突出して多い。定年退職による移動は65歳以上で4.0%と全年齢の0.7%よりも多いのは当然と言えるが、仕事による移動の2.7%と比べてもかなり多い。また全年齢では移動理由分類「健康」の構成割合は0.9%に過ぎないが、65歳以上では5.2%にもものぼる。仕事や定年退職といった移動理由分類はそのまま移動理由として明らかであるが、住宅環境や、世帯変化といった移動理由分類には、介護に適した住居への移動、介護が必要であるために子と同居といった状況が考えられ、さらに要介護度などの情報を付け加えれば、高齢者の事情をうまく反映した移動理由分類を作成できるだろう。

表2 移動理由分類（2016年，65歳以上/全年齢）

分類	移動理由	構成割合	
		65歳以上	全年齢
仕事	入学・進学，就職，転職，転勤，家業継承，通勤通学の便	2.7%	19.5%
定年退職	定年退職	4.0%	0.7%
住宅環境	住宅事情，生活環境上の理由	45.7%	33.2%
世帯変化	親と同居，親と近居，子と同居，子と近居，家族の移動に伴って，結婚，離婚，子育て環境上の理由	22.6%	34.3%
健康	健康上の理由	5.2%	0.9%
その他		14.1%	8.4%
不詳		5.6%	3.1%
	合計	100.0%	100.0%

資料：第8回人口移動調査

3. 施設人口の定義

国民生活基礎調査およびその後続調査である人口移動調査は、国勢調査区のうち後置番号1（一般の調査区）と8（寄宿舍・寮等の区域）を抽出して実施しており、後置番号4（社会施設，病院（おおむね患者200人以上の収容施設を有するもの））である調査区は含まれていない。近年高齢者の施設居住者が増加し、後置番号4調査区人口は増加しており（林 2017b），後置番号4調査区も含まれる国勢調査のデータにより、高齢者の移動をとらえる必要がある。

しかしながら、国勢調査における施設人口も単純に示されているわけではなく、後置番号別の人口と、世帯の種類別の人口と二種類の切り口がある。世帯の種類は、一般世帯，学校の寮・寄宿舍，病院・療養所，老人ホーム等の社会施設，その他，のいずれかを，居住者ではなく調査員が記入するものであり，さらに自衛隊営舎，矯正施設を加え，それぞれの世帯の種類人口が公表されている。一方後置番号は，あくまでも調査区に付与されるものであり，例えば大型施設がある後置番号4調査区に一般世帯が含まれているケースなどのように，後置番号別人口に複数の世帯の種類が混在することがありえる。後置番号別人口は年齢別には公表されておらず，個票により2015年国勢調査の65歳以上についてみると，施設等の世帯居住者は1,998,669人であるが，そのうち73.7%の1,501,378人が後置番号4調査区の居住者であった（表3）。後置番号1の一般調査区にもある程度の施設居住者がいるが，例えば小規模な地域密着型のグループホームなど介護施設はこちらの一般世帯に含まれる可能性もある。

なお近年，高齢者の矯正施設（刑務所や拘置所）入所者の増加が取りざたされることもあるが，2015年国勢調査ではその数は6,752人にすぎず，高齢者で施設等の世帯に居住する人はほぼ病院・療養所の長期入所者，社会施設居住者であるとみなせる。

表3 後置番号別世帯の種類別人口（65歳以上、2015年）

後置番号	一般の世帯	施設等の世帯							合計	構成%
		寮・寄宿舎	病院・療養所	社会施設	その他	自衛隊営舎	矯正施設	小計		
1.一般	31,307,370	8	94,660	407,038	9,879	0	0	511,585	31,818,955	95.1%
2.森林	119,552	0	746	3,069	88	0	0	3,903	123,455	0.4%
3.工場	6,043	1	364	564	225	0	0	1,154	7,197	0.0%
4.施設	28,482	0	312,656	1,160,051	189	0	0	1,472,896	1,501,378	4.5%
5.刑務所	7	0	0	0	0	0	6,752	6,752	6,759	0.0%
6.自衛隊	13	0	0	0	3	0	0	3	16	0.0%
7.駐留軍	4	0	0	0	0	0	0	0	4	0.0%
8.寮	5,301	9	104	1,167	1,095	0	0	2,375	7,676	0.0%
9.水面	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0.0%
合計	31,466,772	18	408,530	1,571,889	11,480	0	6,752	1,998,669	33,465,441	100.0%

資料：国勢調査

さらに、社会施設の中に何が含まれるのかであるが、後置番号4の社会施設には、生活保護法、老人福祉法、児童福祉法、障害者自立支援法という施設が含まれるとされ（総務省統計局 2012）、社会施設は、「老人ホーム、児童保護施設などの入所者の集まり」であるとされる⁴⁾。いずれにせよ、国勢調査には社会施設の種類別内訳は示されていない。林（2017a）は、厚生労働省統計による高齢者関連施設の種類別入所者数と国勢調査における社会施設の入所者数を比較しているが、2015年において前者は148万人、後者は157万人と、国勢調査の方が9万人多い。その差は未届老人ホームである可能性もあるが、そもそも種類の異なった統計が一致した数値を示すわけでもなく、また近年の介護保険施設の多様化、さらにはサービス付き高齢者向け住宅のような住宅ではあるが一般には老人ホームとみなされることもある居住施設が増加している中、それが国勢調査員によりどのように類別されているかは明らかではなく、高齢者の居住場所としての「社会施設」の定義は限りなく曖昧である。

このような状況を踏まえて、本稿では国民生活基礎調査および人口移動調査は国勢調査における一般世帯をカバーするものとし、それ以外の施設等の世帯の状況は国勢調査の情報を用いることとした。

4. 国民生活基礎調査と人口移動調査のマッチング

人口移動調査は国民生活基礎調査の後続調査であり、国民生活基礎調査の調査区からさらに標本抽出された調査区を対象にしている。そのため、人口移動調査の回答に、国民生活基礎調査の質問項目をマッチングし追加することが可能である。

国民生活基礎調査は1986年にそれまでの複数の厚生省調査を統合する形で開始され、3年毎に行われる大規模調査では、健康や介護、家計支出や所得、貯蓄など多くの質問項目

4) 2005年国勢調査「用語の解説」<https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2005/kihon1/yougo.html>

が盛り込まれている。人口移動調査は第1回を1976年、次いで第2回を1986年に⁵⁾、その後は5年毎に実施しているため、国民生活基礎調査大規模調査と人口移動調査が重なるのは1986年から15年毎の、第2回、第5回、第8回調査となり、この3回分の調査のマッチングを行った。

マッチングは、山内他(2016)同様、二段階で行った。つまり、第一段階は調査区-(単位区)-世帯番号-性-出生年月で一致する世帯員を、第二段階は、第一段階で一致しなかった世帯員について、調査区-(単位区)-性-出生年月が一致する世帯員をそれぞれマッチングさせた。マッチング結果を表4に示す。

表4 国民生活基礎調査とのマッチング結果

	第2回 人口移動調査 (1986)	第5回 人口移動調査 (2001)	第8回 人口移動調査 (2016)
調査区数	175	298	1,271
単位区数	-	-	3,002
世帯数(有効回収)	7,825	12,594	48,477
世帯人員数(有効回収)	25,667	35,292	122,640
1次マッチング数	23,832	29,292	103,086
1+2次マッチング数	23,881	30,058	105,386
1+2次マッチング率	93.0%	85.2%	85.9%

国民生活基礎調査とのマッチング率、つまり人口移動調査のサンプル総数に対する、国民生活基礎調査とマッチすることができた件数の割合をみると、第2回は93.0%、第5回・第8回では85%程度であった。既存研究では1995年実施の国民栄養調査で93.2% (川戸他2003)、2010年実施の出生動向基本調査で93.1% (夫婦票、初婚どうし夫婦について、石井(2013))、2013年実施の全国家庭動向調査で93.3% (山内他2016)であり、第2回人口移動調査のマッチング率はこれらと同じ水準であるが、第5回、第8回人口移動調査のマッチング率は85%台と低い。その差の理由として考えられるのは、出生動向基本調査、全国家庭動向調査とも、マッチングするケースは夫婦もしくは結婚経験のある女性であり、調査地区の全世帯の全世帯員を対象とする人口移動調査とはマッチングされる個票の単位が違う、ということである。また、マッチング率の高い第2回人口移動調査は、一部のデータを国民生活基礎調査から利用するよう計画されていたため(厚生省人口問題研究所1988)、確実に国民生活基礎調査からのデータを使えるように、調査実施時に何らかの配慮がされていた可能性もある。また、国民生活基礎調査の1カ月後に人口移動調査を実施、というスケジュールや、国民生活基礎調査は調査員訪問調査、人口移動調査は配票自計と

5) 1976年調査は「地域人口移動に関する調査」、1986年調査は「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査」という名称であったが、その、5年後の1991年に人口移動調査が実施され、それ以前の全国規模の調査を前身としたため、事後的に1976年調査が第1回人口移動調査、1986年調査が第2回人口移動調査とされるようになった(国立社会保障・人口問題研究所2005)。

いった調査方法の違いはその後の調査と同様であるが、第2回調査は密封ではなく開封のまま回収されたので、調査員のチェックを経た回答が集計されマッチング率を高めた可能性がある。

なお、1995年国民栄養調査も、全世帯員を対象としていながら、国民生活基礎調査とのマッチング率が高いが、この調査は300地区の5,000世帯を対象としている（厚生省 1997）。同年の国民生活基礎調査は5,100地区の271,588世帯を対象としているので、300地区であれば15,976世帯が対象となる計算であるが、それが5,000世帯ということは、対象とする世帯をさらに何らかの形で選択したことが考えられ、それがマッチング率を高めた可能性もある。

5. 三統計の合成による移動類型の設定

国民生活基礎調査では、6歳以上に手助けや見守りが必要かどうかを訊き、さらに手助けや見守りが必要で40歳以上の人に要介護認定の有無を聞いている。国民生活基礎調査とマッチングできる、第2回、第5回、第8回人口移動調査のうち、移動理由を訊いているのは第5回、第8回であるので、第5回、第8回人口移動調査の移動理由を、国民生活基礎調査の要手助け・要介護認定の状態別にクロス集計した（表5）。

前述した移動理由分類（表2）の「健康」を「介護」とし、移動類型として仕事、定年退職、住宅環境、世帯変化、介護、その他、不詳の7つを設定した。介護の移動類型には、健康上の理由に付け加え、その他の移動理由でも介護移動とみなせるものを組み入れた。すなわち、住宅事情や生活環境上の理由で移動した人が要介護/要手助であれば、介護を可能にするために移動したとみなし、介護移動とした。同様に、親/子と同/近居で移動した人が要介護/要手助であれば、親や子による介護を期待した介護移動であるとみなした。その他、不詳であっても要介護/要手助であれば、介護移動であるとみなした。これは人口移動調査は自計密封であるが国民生活基礎調査は調査員が回答を補助・確認するため、人口移動調査で回答が不十分であっても国民生活基礎調査による要介護状態の記入は正確とみなせることによる。これら移動類型の割り振りを表5に示した。

なお、要介護と要手助についてであるが、2016年で移動調査とマッチングされた65歳以上に限ると、手助けや見守りが必要である人の71.7%が要介護認定を受けていた。残りの手助けや見守りが必要だが要介護認定を受けていない人は、何らかの理由があり介護保険のサービスにアクセスできていないが身体状況としては要手助けであるので、要介護認定者と同様に介護が必要であるとみなした。また国民生活基礎調査世帯票では要介護認定の有無を訊いており、その中には要支援も含まれるため、本稿で「要介護」としているものには、要支援が含まれている。

表5 移動理由・要介護状態別移動者数と移動類型（65歳以上）

移動理由	2001年（第5回人口移動調査）					2016年（第8回人口移動調査）				
	要介護	要手助	元気	非突合	合計	要介護	要手助	元気	非突合	合計
入学・進学						0	0	0	569	569
就職	0	0	1	3	4	0	0	1,037	4,063	5,101
転職	0	0	4	0	4	0	0	4,829	1,909	6,738
転勤	0	0	1	0	1	1,944	0	18,330	405	20,678
家業継承	0	0	0	0	0	0	0	8,200	622	8,822
定年退職	0	0	14	1	15	0	3,553	70,181	1,974	75,708
住宅事情	10	1	89	15	115	33,020	15,776	454,662	83,170	586,627
生活環境上の理由	5	1	36	8	50	23,341	17,097	197,513	32,496	270,446
通勤通学の便	0	0	0	0	0	0	0	8,637	0	8,637
親と同居	0	0	3	0	3	5,243	3,430	25,580	5,526	39,778
親と近居	0	0	0	0	0	0	0	6,602	469	7,071
子と同居	18	5	44	16	83	45,357	9,005	103,531	25,257	183,150
子と近居	0	0	8	1	9	11,164	6,671	62,843	4,941	85,619
家族の移動に伴って	0	0	7	1	8	6,983	5,921	47,045	6,502	66,451
結婚	0	0	0	1	1	0	0	12,544	1,019	13,563
離婚	0	0	1	0	1	2,489	988	12,752	1,788	18,018
子育て環境上の理由	0	0	1	0	1	0	0	9,554	0	9,554
健康上の理由	-	-	-	-	-	35,678	6,557	33,571	22,602	98,408
その他	3	0	27	8	38	16,423	7,777	219,101	21,990	265,291
不詳	1	0	16	5	22	11,824	1,530	71,300	21,250	105,904
合計	37	7	252	59	355	193,465	78,304	1,367,812	236,553	1,876,134
n	37	7	252	59	355	183	75	1,185	220	1,663

移動類型：



資料：第5回・第8回人口移動調査，国民生活基礎調査

注：第5回の「親や子や配偶者の移動に伴って」は第8回の「家族の移動に伴って」と同じとした。第5回には「健康上の理由」は選択肢にない。「要手助」は要介護認定を受けていない人のみ。第8回調査の値は都道府県別ウエイトを付与したものである。

Ⅲ. 類型別にみた高齢移動の分析

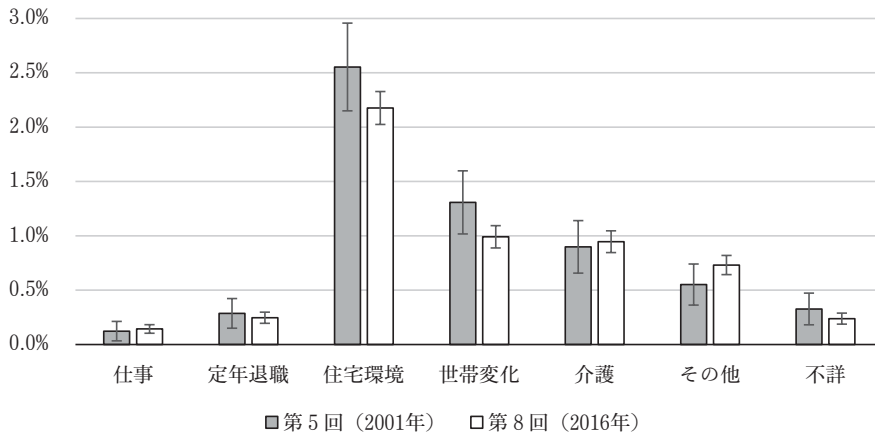
1. 一般世帯の類型別移動率の推移

移動類型別の移動率を図3に示した。これは、国民生活基礎調査と人口移動調査による結果であるので、一般世帯についてのものである。第5回調査では全サンプル35,292人のうち65歳以上が5,871人、うち5年移動者が355人であったが、第8回調査では調査規模が拡大されたため、全サンプル122,640人のうち65歳以上が35,743人、うち5年移動者が

1,663人であった。サンプル数の違う二つの調査を比較するために、95%信頼区間を図中に示した。

移動類型別にみて一番移動率が高いのは、第5回、第8回ともに住宅事情、次いで世帯変化、介護の順である。第5回から第8回の変化をみると、住宅環境や世帯変化が減少し、定年退職は微減、逆に介護、仕事が増加しているが、いずれの変化も有意ではない。

図3 移動類型別5年移動率（一般世帯）

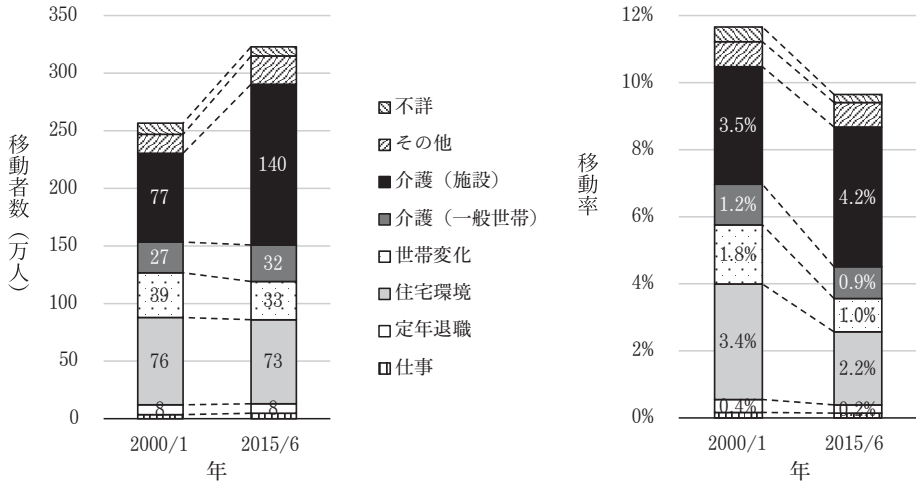


資料：第5回・第8回人口移動調査
注：範囲は95%信頼区間

2. 一般世帯と施設を合わせた類型別移動者数・率の推移

国勢調査による施設居住高齢者の移動は介護移動とみなし、人口移動調査と国民生活基礎調査のマッチングデータにおける移動類型別移動数と組み合わせると、高齢移動の全体像がわかることとなる。人口移動調査と国民生活基礎調査のマッチングデータにおける移動類型別の構成割合を、国勢調査の一般世帯高齢移動者数に掛け合わせ、施設居住高齢者の移動数をすべて介護移動とし合計したものを図4左に示した。また、高齢人口に対する類型別移動者の割合を図4右に示した。人口移動調査の調査時点は国勢調査よりも9ヵ月遅いが、移動調査時点の移動理由が9ヵ月前の国勢調査時に当てはまると仮定した。そのため、年次表記は2000/1年、2015/6年としている。

図4 類型別移動者数・率（全世帯）



資料：国勢調査，第5回・第8回人口移動調査，国民生活基礎調査

2000/1年における高齢移動者数合計257万人のうち、介護移動は104万人で40.5%を占めていたが、2015/6年では高齢移動者数合計323万人の53.4%を占める171万人に増加した。移動者数全体の増加は介護移動がもたらしており、介護以外の移動類型で移動数はほぼ同じか減少している。一方、移動率をみると、全体では2000年の11.7%から2015年の9.6%に減少し、施設居住者の介護移動のみ3.5%から4.2%に増加しているが、それ以外の移動類型すべてで移動率は大きく減少している。

施設居住者の介護移動は2000/1年から2015/6年にかけて数も率も増加しているが、一般世帯における介護移動者数は2000/1年の27万人から2015/6年の33万人に増加する一方、移動率は1.2%から1.0%へと減少している。減少分は施設への移動に振り替えられた、地域包括ケアシステムにより移動せずに自宅でそのまま過ごせるケースが増えた、施設が不足しているためやむを得ず自宅で待機している、といった状況が考えられる。本分析データからその内訳は明らかにできないが、高齢者数の増大に応じた介護移動の需要と実態についてさらなる分析が必要とされよう。

介護の次に多い移動類型は住宅環境による移動であるが、2000/1年から2015/6年にかけて移動者数は76万人から73万人に、移動率は2.4%から1.5%に減少している。住宅事情による移動は持ち家か賃貸かといった住宅の種類に影響を受けると考えられる。第8回人口移動調査では、持ち家に住む高齢者の移動率は3.5%であるが、賃貸住宅では18.7%にのぼる。しかし高齢者で賃貸住宅居住者は全高齢者の12.3%と少なく、賃貸住宅居住で移動した高齢者は移動者全体の41.0%、移動類型が住宅事情である人の43.8%であるとどまる。つまり、賃貸住宅の更新ができない、公営住宅の建て替えなどによりやむにやまれず移動した、というケースだけではなく、持ち家の改築などによる移動も同様に多い、ということになる。

世帯変化による移動は、2000/1年の39万人から2015/6年の32万人に減少し、割合も1.8%から1.0%と大きく減っており、移動類型の中で減少幅が一番大きい。世帯変化による移動の内訳で一番多いのは子と同居で世帯変化による移動全体の1/3以上を占め、子と同居と合わせると半分以上となる。世帯変化移動類型は、手助けや見守りが不要な元気な高齢者の数であるので、現時点での介護とは関係なく、同居・近居による経済的、心理的なメリット、将来に備える、といった様々な要因が考えられる。しかしながらこの移動類型が減っていることは、家族の再結合よりも独居化が進んでいることを示しているのではないだろうか。

定年退職による移動は、率は2000/1年の0.4%から2015/6年の0.2%へ、数は84,894人から82,459人に微減している。「生涯活躍のまち」施策は2015年から始まっているので、政策の影響が今後出てくる可能性もあるが、いずれにせよ、高齢移動全体に占める割合は小さい。

最後に仕事による移動であるが、高齢者の就業施策は進み、就業率も上昇しており、移動率は2000/1年の0.2%から2015/6年の0.1%に減少しているものの、移動者数は2000/1年の36,383人から2015/6年の48,062人へ3割程度増加している。今後の高齢者の就業率上昇に伴い、仕事による高齢者の移動は増える可能性がある。

3. 年齢別にみた類型別移動

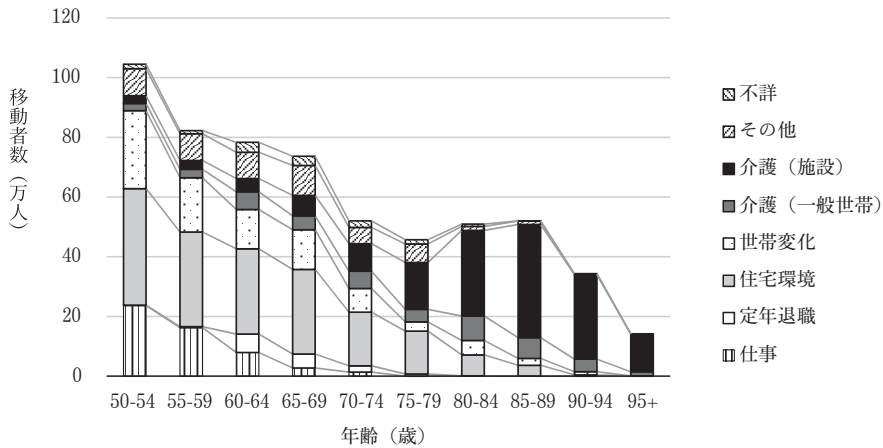
本稿では日本で通常用いられている65歳以上が高齢者、という定義を用いて高齢者の移動とした。しかしながら、例えば定年退職による移動は60歳定年による60-64歳の移動が一番多いとされ（橋詰 2013, 田原 2007, 石川 2018）、65-69歳の過去5年間の移動は60-64歳の移動を部分的にしか含まず、また早期退職などでそれ以前の定年退職移動もありうることから、より若い年齢層の移動も確認する必要がある。また要介護率は年齢が高くなるにつれて大きく上昇し、配偶者の死去など家族構成の変化も加速すると考えられるので、前期高齢者と後期高齢者の移動類型は異なるだろう。そこで、サンプル数がある程度確保できる第8回人口移動調査を使った2015/6年のデータを用い、50歳から95歳以上まで5歳階級別に、類型別移動者数を算定した（図5）。

移動者数は50歳から79歳にかけて減少し、80歳から増加するが、その増加は主に介護移動によるものであり、90歳以上ではほとんどが介護移動である。逆に若い高齢者では介護移動は主要な類型ではない。世帯変化による移動は年齢と共に減少するが80-84歳でやや増加する。定年退職移動者数は60-64歳で一番多く、次いで65-69歳が多い。50歳から64歳までは仕事移動の方が定年退職移動よりも多いが、65歳以上でそれが逆転する。仕事による移動は65歳以上では少ないが50代を含めればかなりの数があり、高齢者というよりは中高年の移動としてとらえ、仕事による移動が職種の変化を伴っているのか、正規雇用か非正規雇用なのか、県内移動か県間移動か、といったより詳しい分析が求められよう。

より幅広く年齢別にみると、今後の詳細分析の方向として、高齢者の移動を65歳以上と一括りにするのではなく、後期高齢者（75歳以上）の介護移動と、中高年（50～75歳）の

介護以外の移動に注目するような分析フレームが考えられる。

図5 年齢別・類型別移動者数（全世帯，2015/6年）



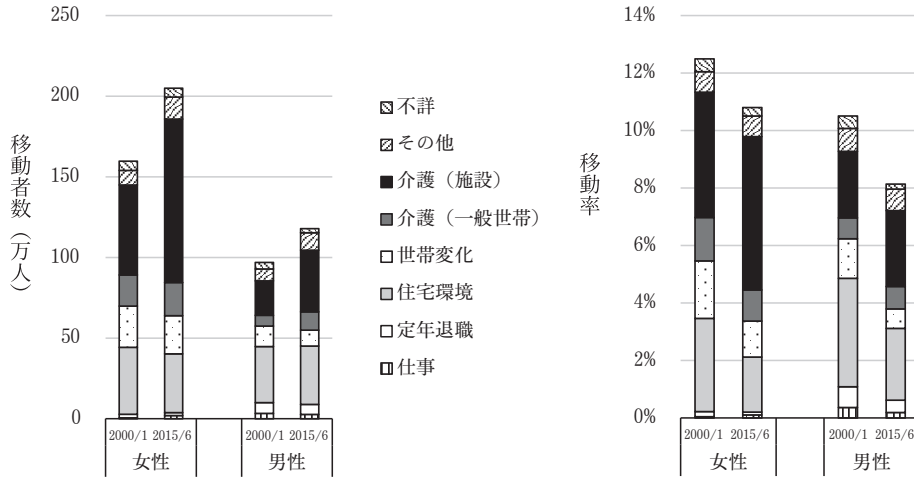
資料：国勢調査，第8回人口移動調査，国民生活基礎調査

4. 性別にみた類型別移動

死亡率は女性よりも男性の方が高く，そのため高齢になるほど女性人口が多くなるが，移動者数でも女性の方が多く（図6）．しかし単に女性人口が多いため移動者数が多いのではなく，移動率も女性の方が高い．2000/1年から2015/6年にかけての変化は男女同様で，移動者数は増加し，移動率は低下しているが，女性の方が移動者数の増加が大きく移動率の低下が少ない．移動類型別にみると介護による移動は圧倒的に女性の方が多く，移動者数では2015/6年で女性は男性の2.5倍，率では1.9倍である．2000/1年もほぼ同様の傾向である．次いで世帯変化移動が女性に多く，近年その傾向が増している．定年退職は男性に多い移動類型であり，女性の定年退職移動者数は男性の3割程度であり，2000/1年と2015/6年の男女差の傾向は変わらない．一方仕事による移動は男性に多いものの，2000/1年では男性の仕事移動者数は女性の5.9倍であったところ，2015/6年では1.4倍となり，女性の仕事移動者が相対的に増加している．住宅環境の移動では男女差は小さい．

人口移動調査は縦断調査であり，また一番最近の移動のみの情報であるので，健康と死亡，配偶状態が年齢と共に変化するのに応じてどのように移動が生じているか，ということまではわからない．しかしながら，ここでみた年齢別・性別の移動数・率は，高齢期の早い段階で夫の仕事や定年退職で移動し，その後妻が夫を介護，次いで夫は死亡し，妻が子と同居，もしくは介護により移動，というパターン（エイジング総合研究センター1994）と整合的である．

図6 性別・移動類型別移動者数・率（全世帯）



資料：国勢調査，第5回・第8回人口移動調査，国民生活基礎調査

5. 家計支出額別にみた類型別移動

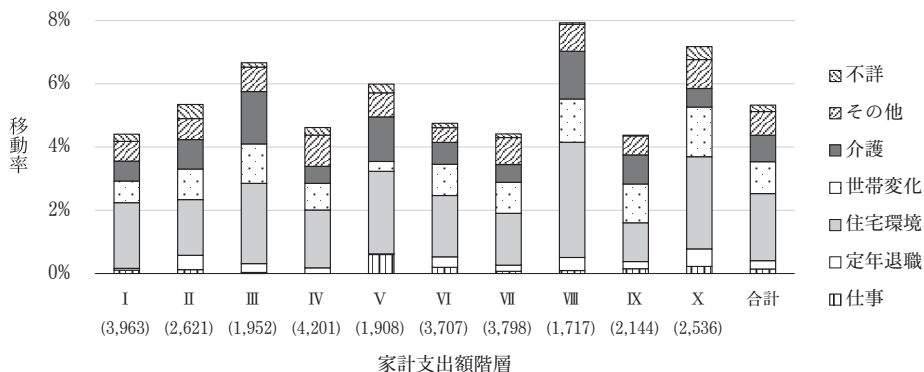
国民生活基礎調査は，世帯票で家計支出を，所得票で所得を訊いているが，国民生活基礎調査の後続調査である人口移動調査は，所得票と異なる調査区を標本対象としているので，所得情報はマッチングできない。そのため，世帯票の家計支出情報をマッチングさせて，家計支出別の移動状況を見た。いずれにせよ，高齢者は勤労世代よりも所得の把握が難しいため，家計支出で経済水準を測る方が妥当である。6月に行われる国民生活基礎調査は，5月中の世帯の家計支出総額を訊いており，ここでは一人当たり家計支出額として世帯の家計支出総額を世帯員数の平方根で除した数値を用い，個人レベルの家計支出額別の移動率を比較した。サンプル数が確保できる第8回人口移動調査のみを用い，国勢調査の施設人口は家計支出額の情報はないため，一般世帯に限った分析とした。

全年齢で見た場合，家計支出額の平均は15.6万円であるが，過去5年以内に移動した人では14.6万円やや少ない。一方高齢者に限ると，全体で平均15.9万円のところ，移動者では16.6万円やや多い。全年齢の場合は移動率の高い若者の家計支出額が小さいことから移動者の家計支出額が小さくなると考えられるが，高齢者に限れば移動者の方が家計支出額が高い傾向にある。

しかしながら高齢者の家計支出額を十階層に等分し，階層別の移動類型別移動率をみると（図7），一番家計支出額が小さい第I階層は移動率が低く4.4%であるが，第IV階層，第VII階層，第IX階層も同じ割合で低く，一番高いのは第VIII階層の7.9%であり，家計支出額に応じて移動率が上下するわけではない。また移動類型別にみても，家計支出額に応じて増減するような移動類型は認められない。サンプル数にも限りがあり，また一般世帯のみについての値であるため，非認可老人施設を転々としているような高齢者は含まれな

いかかもしれないが、このデータから見た限りでは、家計支出額と高齢者の移動について明確な関係は認めがたい。

図7 家計支出額階層別移動類型別移動率（65歳以上、一般世帯、2016年）



資料：国民生活基礎調査，第8回人口移動調査

注：（ ）はサンプル数。家計支出額が下から10%の人が第I階層に含まれ、同様に10%毎、合計十階層に区切っているが、家計支出額の設問が「万円」単位で多く答えられた額が閾値となるケースがあり、サンプル数にばらつきがある。

6. 東京圏・非東京圏別にみた県間移動

2015年国勢調査で一般世帯居住高齢者の県間移動者は337,761人であったが、第8回人口移動調査における高齢者の県間移動者はウェイトをつけて371,615人と、国勢調査と近い値であった。いずれも高齢者総数の1.1%にあたる。この高齢者の県間移動の方向を、非東京圏から東京圏、東京圏から非東京圏、東京圏内、非東京圏内の4つに分け、人口移動調査における移動方向別・移動類型別構成割合を、国勢調査の移動方向別高齢移動者数に掛け合わせ、移動方向別・移動類型別移動者数を算定し、施設居住高齢移動者数と合わせて表6に示した。なお、第5回人口移動調査では高齢者の県間移動は54サンプルと少ないため、ここでは第8回人口移動調査のみ使い、2015/6年の値を示した。

表6 移動方向別・移動類型別 高齢移動者数（2015/6年）

移動類型	非東京圏→ 東京圏	東京圏→ 非東京圏	東京圏→ 東京圏	非東京圏→ 非東京圏	合計	移動調査 n
仕事	0	5,668	0	14,615	20,283	20
定年退職	4,012	12,084	4,315	25,818	46,230	50
住宅環境	11,863	17,585	17,578	19,431	66,457	53
世帯変化	25,621	13,259	32,518	30,616	102,014	69
介護	14,874	21,773	29,717	66,902	133,266	
内：介護（一般世帯）	6,289	10,029	5,588	33,900	55,806	50
内：介護（施設）	8,585	11,744	24,129	33,002	77,460	
その他	6,155	8,510	8,494	18,215	41,374	28
不詳	0	337	2,109	3,152	5,599	5
合計（県間移動者）	62,525	79,215	94,731	178,750	415,221	
内：一般世帯居住者	53,940	67,471	70,602	145,748	337,761	313

資料：国勢調査，国民生活基礎調査，第8回人口移動調査

移動調査のサンプル数が限られているため，解釈には注意が必要ではあるものの，県間移動全体を移動類型別にみると，一番多いのは介護移動で13.3万人，ついで世帯変化による移動で10.2万人である。住宅環境による移動は，県内移動も含めた全移動で介護に次いで多いが，県間移動に限るとそれほど多くない。

東京圏と非東京圏の間の移動に注目すると，移動類型合計では東京圏から非東京圏への移動の方が非東京圏から東京圏への移動より多く，東京圏の非東京圏に対する転出超過は1.7万人である。つまり，高齢移動は東京一極集中を緩和している。移動類型別にみると，仕事，定年退職，住宅環境，介護は東京圏から非東京圏への移動の方が多いが，世帯変化では，非東京圏から東京圏への移動の方が多い。つまり，世帯変化による移動だけをみれば，東京一極集中を促進しているとみなせる。しかしその転入超過数は合計1.3万人であり，高齢移動全体の転出超過よりも少ないだけでなく，全年齢における非東京圏から東京圏への転入超過34万人と比べてもわずかなものである。

IV. おわりに

本稿は，高齢者移動の全体像を量的にとらえることを目的とした。第8回人口移動調査は規模を拡大したとはいえ，標本数は限られ，高齢者移動の細部を緻密にとらえるには限界があるものの，介護移動以外の高齢移動者数は増えておらず，移動率としてみると減少している，ということがわかり，その傾向が今後も続くのかどうか，第9回人口移動調査で継続的に測定する必要があるだろう。

人口移動それ自体は，良いのか悪いのかは一概にいえものではない。例えば，定年退職後に地方に移動し，アクティブ・エイジングを体現する生活ができたのであればそれは良い移動であり，自宅に住み続けたい高齢者が移動せずにすんだのであればそれも良い

「不移動」ということになる。世の中に、公的な施策を含めて、居住地に対する十分な選択肢が提供され、一人一人が十分に情報を持って、動くか動かないか、最適の選択ができることが理想形であり、高齢者の生活ニーズに合わせて移動の数・率を、移動理由と合わせてきめ細かく分析していくことは、高齢者の生活の質向上に貢献するのではなからうか。

本稿は国際比較については触れておらず、世界最高水準の高齢社会である日本における高齢移動が、欧米と、また今後大きく高齢化が進むアジア各国とどう違い、似ているのかを明らかにすることで、高齢移動とは何かが浮き彫りになるだろう。今後の課題としたい。

最後に、新型コロナウイルス感染症と高齢者の移動に関して考察したい。新型コロナウイルス感染症は、日本のみならず世界各国すべての地域において、社会、そして個人の生活に対して影響を及ぼした。新型コロナウイルス感染症は、日本の中では東京都、大阪府といった大都市圏で感染者数、死亡者数が多い一方、非大都市圏の多くの県（岩手県、秋田県、山形県、福島県、栃木県、新潟県、長野県、鳥取県、島根県、岡山県、山口県、香川県、佐賀県、宮崎県、鹿児島県）で死亡者はゼロ（2020年6月12日時点）といったように、非大都市圏ではことごとく影響が少ない。人口過密な大都市圏に対する恐怖感もさることながら、医療資源の枯渇といった現実的な問題も露呈し、さらに新型コロナウイルス感染症対策で、日本におけるオンライン会議やテレワーク体制が大幅に進んだ。このようなことから、地方への人の流れに拍車がかかると思われる。それは現在の高齢者の移動に影響を与えることは少ないかもしれないが、これから高齢者になっていく世代は、すでにパソコンやスマホを使いこなした世代であり、この世代が定年退職や第二の職を求めて地方へUターン、Iターンすることも多くなるかもしれない。

人口減少が続く中、日本における人口移動は、それが若者であれ高齢者であれ、人口分布を決めるという意味で重要である。人口減少社会であるからこそ、一人一人が大切にされる、という側面もある。しばらくは増加が続くと見込まれている高齢者の人口動向、そして移動動向について、継続的な注視が求められよう。

（2020年8月17日査読終了）

※本稿は、社人研一般会計プロジェクト「人口移動調査」「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」および厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学総合研究事業「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究」の成果である。人口移動調査の個票データは「人口移動調査」プロジェクトにおいて統計法32条の規定に基づき利用した。国民生活基礎調査の個票は「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」プロジェクトにおいて、厚生労働省より統計法32条の規定に基づき提供を受けた。国勢調査の個票データは「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究」において総務省統計局より統計法33条の規定に基づき提供を受けた。個票を再集計しているため、公表数値とは一致しない場合がある。

※本稿をまとめるにあたって、2017年7月に英国ラフバラで開催された国際人口地理学会において“Health and long-term care workforce shortage and the role of migration（保健介護人材不足

に対する人口移動の役割”と題する報告を行い、参加者から有益なコメントをいただいた。また匿名の査読者からの建設的かつ示唆に富む多くの指摘により大幅な論文改訂を行うことができた。深く感謝申し上げる。

※図表のデータはオンライン資料として別掲している。

参考文献

- 石井太（2013）「出生動向基本調査と国民生活基礎調査とのデータマッチングを用いた子ども数の分析」『人口問題研究』第69巻第2号，pp.53-73，国立社会保障・人口問題研究所。
- 石川義孝（2018）「日本の国内引退移動再考」『流入外国人と日本—人口減少への処方箋』海青社，pp.119-146。
- 伊藤薫（2011）「高齢者の長距離人口移動の決定因の変化 - 1960年国勢調査から2000年国勢調査による分析」『地域学研究』Vol. 41 No. 1。
- 内野澄子（1987）「高齢人口移動の新動向」『人口問題研究』第184号，pp.19-38。
- エイジング総合研究センター（1994）「高齢者の居住移動を考える」特集：増加する高齢者の居住移動，『エイジング』。
- エイジング総合研究センター（1994）『大都市高齢者の移動実態と理由に関する研究—仙台市・北九州市・横浜市・名古屋市・福岡市の比較研究分析—』。
- 河合雅司（2017）『未来の年表』講談社現代新書。
- 川戸美由紀，橋本修二，松村康弘，小栗重統，岡山明，中村好一，柳川洋（2003）「国民生活基礎調査と国民栄養調査のレコードリンケージに基づく自覚症状と生活習慣の関連」『厚生指標』第50巻第13号，pp.8-13，厚生労働統計協会。
- 工藤禎子（2008）「都市部に引越した要支援・要介護高齢者の生活変化と心身の状態」『老年社会科学』第29巻第4号，pp.553-560。
- 久保智祥，石川義孝（2004）「「楽園」を求めて—日本人の国際引退移動—」『人文地理』第56巻第3号，pp.74-87。
- 厚生省人口問題研究所（1977）『昭和51年度実地調査 地域人口移動に関する調査報告—概報および主要結果表』（実地調査報告資料）。
- 厚生省人口問題研究所（1988）『昭和61年度 地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査』（実地調査報告資料）。
- 厚生省人口問題研究所（1989）『昭和63年度 高齢人口の移動に関する人口学的調査』（実地調査報告資料）。
- 厚生省人口問題研究所（1993）『1991（平成3）年度 第3回人口移動調査』（調査研究報告資料第6号）。
- 厚生省保健医療局健康増進栄養課（1997）「平成7年国民栄養調査結果について（概要）」。
- 国立社会保障・人口問題研究所（1998）『1996（平成8）年度（人口問題基本調査）第4回人口移動調査』（調査研究報告資料第12号）。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2005）『第5回人口移動調査（2001年社会保障・人口問題基本調査）日本における近年の人口移動』（調査研究報告資料第20号）。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2009）『第6回人口移動調査（2006年社会保障・人口問題基本調査）日本における近年の人口移動』（調査研究報告資料第25号）。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『2011年社会保障・人口問題基本調査 第7回人口移動調査 報告書』（調査研究報告資料第31号）。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『2016年社会保障・人口問題基本調査 第8回人口移動調査 報告書』（調査研究報告資料第36号）。
- 小島克久（2013）「一般世帯に居住する転居高齢者の属性に関する分析—「第7回人口移動調査」（2011年）を用いた分析—」『人口問題研究』69-4（2013.12）pp.25-43。
- 小島克久（2017）「高齢者の居住地移動とその要因—「人口移動調査」のデータによる分析—」『都市住宅学』96号，pp.13-17。
- 小島克久（2019）「高齢者が将来の転居を志向する要因に関する研究—「第8回人口移動調査」（2016年）を用いた個人および地域属性の分析—」『人口問題研究』第75巻3号，pp.147-168。

- 斎藤民, 甲斐一郎, 杉澤秀博, 柴田博 (2011) 「高齢者の居住継続性とその関連要因—別荘地に移住した高齢者への5年間の追跡研究」『老年社会科学』第33巻第3号.
- 坂井博通 (1989) 「高齢人口移動の特徴と移動理由」『人口問題研究』第45巻第3号, pp.1-13.
- 杉澤秀博, 斎藤民, 柴田博 (2000) 「大都市圏から別荘地域に移動した高齢者の特性—受け入れ地域および大都市の高齢者との比較」『日本公衆衛生誌』第47巻第9号, pp.828-836.
- 高尾真紀子 (2018) 「日本版 CCRC の課題と可能性—ゆいま〜るシリーズを事例として—」『地域イノベーション』第10号, 法政大学地域研究センター, pp.85-93.
- 田原裕子 (2007) 「引退移動の動向と展望—団塊の世代に注目して」石川義孝編著『人口減少と地域—地理学的アプローチ』京都大学学術出版会, pp.44-69.
- 総務省統計局 (2012) 『平成22年国勢調査 調査区関係資料利用の手引』
- 中澤克佳 (2017) 「高齢者の社会動態と介護保険制度」『社会保障研究』第2巻第2・3号 (通巻第6号), pp.332-348.
- 西村周三監修, 国立社会保障・人口問題研究所編 (2013) 『地域包括ケアシステム「住み慣れた地域で老いる」社会をめざして』国立社会保障・人口問題研究所叢書, 慶應義塾大学出版会.
- 橋詰直道 (2013) 「超郊外別荘型住宅地における定住化と高齢化の進展—千葉県勝浦市と御宿町内の住宅地の事例—」『駒澤地理』No.49, pp.35~62.
- 林玲子 (2014) 「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」『人口問題研究』70巻1号, pp.1-20.
- 林玲子 (2017a) 「施設人口と高齢者の移動」厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業) 「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究」平成28年度 総括研究報告書, 2017年3月, pp.105-123.
- 林玲子 (2017b) 「国勢調査における後置番号別人口」Working Paper Series (J), No.15, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 林玲子 (2018) 「健康指標の組み合わせ」『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究 第1報告書』国立社会保障・人口問題研究所 (所内研究報告第77号), pp.45-54.
- 平井誠 (2000) 「特別養護老人ホーム入所者における入所前の世帯構成と前住地の分布—東京都奥多摩町のAホーム入所者の分析」『人口学研究』第27号, pp.15-22.
- 平井誠 (2014) 「高齢人口移動」井上・渡辺編『首都圏の高齢化』人口学ライブラリー14, 原書房.
- 平井誠 (2018) 「高齢者の移動」日本人口学会編『人口学事典』丸善, pp.318-321.
- 藤波匠 (2015) 「高齢者移住と地域活性化—高齢者誘致戦略の可能性と限界」『JRI レビュー』Vol.10, No.29.
- 山内昌和・菅桂太・菊池潤 (2016) 「第5回全国家庭動向調査の無回答の発生状況ならびに平成25年国民生活基礎調査 (世帯票) の個票データとのマッチングに関する検討」『人口問題研究』第72巻1号, pp.3-27.
- ロングステイ財団 (2019) 『ロングステイ調査統計2019』.
- Otomo, Atsushi (1981) "Mobility of Elderly Population in Japanese Metropolitan Areas" 『人口学研究』第4号.

Capturing Migration of Older Persons in Japan using Population Census, Comprehensive Survey of Living Conditions and National Survey on Migration

HAYASHI Reiko

Along with population ageing, the migration trend of older persons attracted the attention in Japan since around the 1980s, when the migration rate in very old age started to rebound. In this paper, Population Census, conducted by Statistics Bureau, Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC), a nation-wide sample survey conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare, and National Survey on Migration, a subsidiary survey of CSLC conducted by National Institute of Population and Social Security Research, were combined, and migration trends of older persons (aged 65 years and over) were analyzed by type of migration (related to work, retirement, housing, household change and long-term care) for those living in ordinary household and facility.

Long-term care related migration is the most important type and it increased from 2000/1 to 2015/6 in terms of both number and proportion to the total elderly population. The migration related to the housing, household change and retirement decreased from 2000/1 to 2015/6, both in number and proportion. Work-related migration increased in number but decreased in proportion, and the volume remains small compared to other types.

The long-term care related migration increases in the oldest old, especially after 80 years old whereas long-term care is not the main cause of migration for the younger elderly. Retirement related migration starts from 60 years old and work-related migration is substantial for the age group of the 50s. A gradual shift of migration patterns occurs from middle-aged to old age. By gender, older women move more than older men, with a higher proportion of long-term care and household change related migration. This age and sex specific migration trend is consistent with a generally conceived life course pattern. As for the geographical direction between Tokyo area and non-Tokyo area, Tokyo area to non-Tokyo area migration is larger than the opposite direction for all but household-change related migration. Thus, the migration of older persons contributes to reducing the Tokyo monopolization.

Studying the migration by reason would reveal each older person's needs, which is expected to eventually improve the quality of life.

keywords : migration, older persons, work, retirement, housing, family change, long-term care

 統 計

主要国における合計特殊出生率および 関連指標：1950～2018年

合計特殊出生率（TFR：Total Fertility Rate）は、各国、地域における出生力を表わす代表的な指標である。本資料は、出生力指標として合計特殊出生率、年齢別出生率ならびに第一子平均出生年齢について、国際連合¹⁾および国連欧州経済委員会²⁾が公表している資料を基に、主要国における時系列推移、国際比較等、人口分析に利用しやすいようまとめたものである³⁾。

なお、本資料に掲載した国は、原典で公表されている全てではなく、最新（2015年以降）のデータが更新され、それ以前の年次についても比較的長期のデータが得られている国に限定した。また、表中に示した国の配列は原典に準拠している。（佐々井 司・別府 志海）

主要結果

主要国における合計特殊出生率の推移をみると、1950～60年代においては、ヨーロッパ諸国で概ね2から3程度の水準、それ以外の地域では4から8と極めて高い出生率を示していた（図1、表1）。しかし60年代以降、それまで高水準であった北アメリカ（カナダとアメリカ合衆国を除く）、南アメリカ、アジア（日本を除く）地域を含むほぼすべての国々において2前後の水準にまで低下した。現在、4を上回る高い水準を保っているのはアフリカ地域の数か国に留まる。日本をはじめとする東アジア諸国、およびヨーロッパの多くの国々では人口置換水準を大きく下回る状態が続いている。その一方で、一度は人口置換水準を下回ったものの1990年代に入り再び人口置換水準近くにまで出生率を回復させる国々も現れている。

表2に掲載する80か国のうち、最新年次における合計特殊出生率が最も高いのはブルンジの5.70（2015年）、反対に最も低いのはホンコン特別行政区の1.07（2018年）で、その差は4.63ポイントとなっている。合計特殊出生率が相対的に低い国々は、（東）アジア、東・南ヨーロッパなどの地域に偏在している。出生率が2を下回る国は39か国と全体の約半数以上であり、さらに1.5を下回る国も17か国ある。他方、3以上の国は15か国、さらに4以上も3か国観測され、多くがアフリカ諸国である。

表3は年齢別出生率を100か国・地域についてみたものである。合計特殊出生率が1.9以上の30か国のうち26か国において、30歳未満の出生率が30歳以上の出生率を上回っている（イスラエル、オマーン等の4か国では逆に、後者が前者を上回っている）。一方で、合計特殊出生率1.9未満の70か国のうち、30歳未満の出生率が30歳以上の出生率を上回るのは40%にあたる28か国である。合計特殊出生率1.9以上の30か国では、出生率のピークが比較的若い年齢階級に分布する傾向があり（20～24歳8か国、25～29歳20か国、30～34歳2か国）、1.9未満の国々では逆に高い年齢階級に出生率のピークが偏在している（20～24歳8か国、25～29歳24か国、30～34歳38か国）。ピーク年齢の出生水準が100%以上の国は、合計特殊出生率1.9以上のグループでは28か国（30か国中）、1.9以上のグループでは38か

1) United Nations, Demographic Yearbook（最新：2018年版）。

<https://unstats.un.org/unsd/demographic/products/dyb/default.htm>。

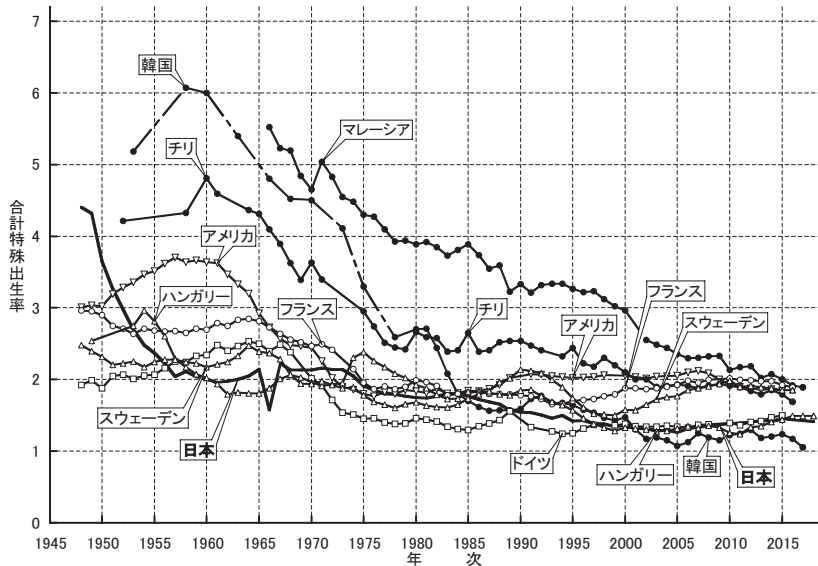
2) UNECE, Statistical Database (<http://w3.unece.org/pxweb/>)。

3) United Nations, Demographic Yearbook 2017年版までを用いた指標は、別府志海・佐々井司「主要国における合計特殊出生率および関連指標：1950～2017年」『人口問題研究』、第75巻3号、2019年9月、pp.254-261に掲載。

国（70か国中）で、さらに150%以上が観測されるのは1.9以上のグループに属する13か国のみとなっている。

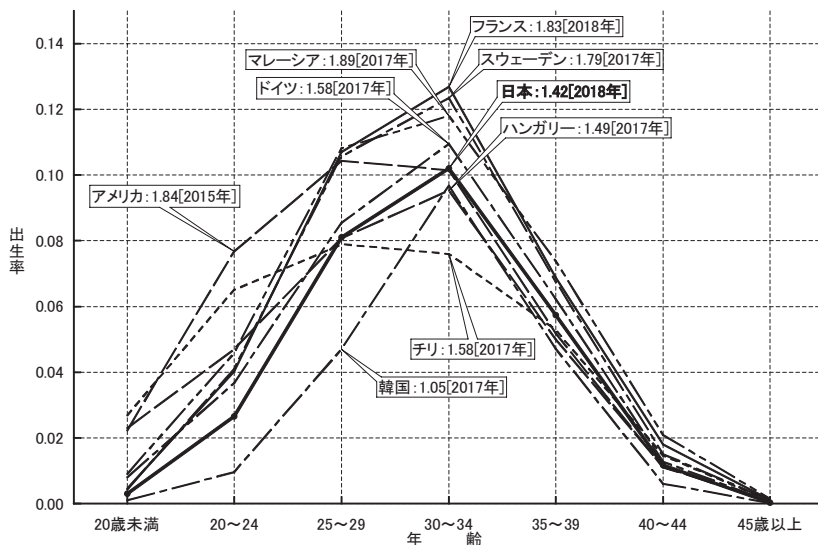
つぎに、国連欧州経済委員会（UNECE）加盟国における母の第1子平均出生年齢をみると、ほとんどの国で上昇傾向にあることがわかる（表4）。アイルランド、イタリア、ルクセンブルク、スペイン、スイスなどでは出生時の年齢が高く、日本と同様に平均値が30歳を超えている。逆に、アルメニア、アゼルバイジャン、キルギス、モルドバ、タジキスタン、ウズベキスタンなどでは25歳を下回っており、平均年齢が相対的に低くなっている。概して、第1子出生年齢が低い国の合計特殊出生率は高く、出生年齢の高い国では合計特殊出生率が低くなる傾向がみられる。

図1 主要国の合計特殊出生率



マレーシアは、1994年まではマレー半島、ドイツは、1989年までは西ドイツ。

図2 主要国女性の年齢別出生率：最新年次



国名横に記した数値は当該年の合計特殊出生率。

表1 主要国の合計特殊出生率：1950～2018年

国	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2010年	2015年	2018年
〔アフリカ〕									
ボツワナ	…	6.70 ⁶⁾	6.80 ⁹⁾	7.07 ¹⁴⁾	5.24 ¹⁵⁾	4.40 ¹⁸⁾	2.79	2.30 ²⁸⁾	…
ブルンジ	…	6.80 ⁶⁾	6.80 ⁹⁾	6.80 ¹²⁾	6.80 ¹⁵⁾	6.80 ¹⁸⁾	6.06	5.70	…
カメルーン	…	5.68 ⁶⁾	6.10 ⁹⁾	6.45 ¹²⁾	6.10 ¹⁵⁾	5.10 ¹⁸⁾	…	4.90 ²⁷⁾	4.80
ギニア	…	7.00 ⁶⁾	7.00 ⁹⁾	7.00 ¹²⁾	7.00 ¹⁵⁾	6.30 ¹⁸⁾	5.10 ²⁵⁾	5.00	4.69
ケニア	…	7.82 ⁶⁾	8.12 ⁹⁾	8.12 ¹²⁾	6.80 ¹⁵⁾	5.04	4.60 ²²⁾	3.90	3.90
リベリア	…	6.50 ⁶⁾	6.25	6.80 ¹²⁾	6.80 ¹⁵⁾	6.80 ¹⁸⁾	4.90	4.60 ²⁷⁾	…
モーリシャス	…	5.98 ⁶⁾	4.25 ⁹⁾	3.07 ¹²⁾	2.32	1.99	1.47	1.36	1.41
モザンビーク	…	6.29 ⁶⁾	6.50 ⁹⁾	6.50 ¹²⁾	6.50 ¹⁵⁾	5.80	5.60	5.40 ²⁶⁾	…
セネガル	…	6.90 ⁶⁾	7.00 ⁹⁾	7.00 ¹²⁾	6.50 ¹⁵⁾	5.60 ¹⁸⁾	4.86	4.90	…
セーシェル	…	5.45	6.10 ¹¹⁾	4.16	2.73	2.08	2.17	2.34 ²⁷⁾	…
南アフリカ	…	6.51 ⁶⁾	5.90 ⁹⁾	5.09 ¹²⁾	4.38 ¹⁵⁾	2.86	2.38 ²³⁾	2.47	2.40
スワジランド	…	6.50 ⁶⁾	6.50 ⁹⁾	6.50 ¹²⁾	5.25 ¹⁵⁾	4.80 ¹⁸⁾	3.80	3.50	…
チュニジア	…	7.00 ⁶⁾	6.09	4.51	3.35	2.23 ¹⁸⁾	2.13	2.30	…
タンザニア	…	6.82 ⁶⁾	6.87 ⁹⁾	7.10 ¹²⁾	6.50 ¹⁵⁾	5.50 ¹⁸⁾	5.10	5.20	…
〔北アメリカ〕									
カナダ	3.37	3.80	2.26	1.71	1.83	1.49	1.67 ²³⁾	1.56	…
コスタリカ	…	7.14	…	3.63	3.20	2.00	1.81	1.75	1.66
キューバ	…	3.68 ⁶⁾	3.70	1.64	1.83	1.60 ¹⁸⁾	1.69	1.72	…
ドミニカ共和国	7.22	5.30	6.82	5.55	3.50 ¹⁵⁾	2.90 ¹⁸⁾	2.46	2.34	2.26
エルサルバドル	6.06	6.81	6.62	5.70	4.52 ¹⁵⁾	2.79 ¹⁹⁾	2.30 ²⁵⁾	2.20 ²⁶⁾	…
グリーンランド	…	6.69	3.49	2.40	2.44	2.31	2.26	2.11	2.00
パナマ	4.18	5.59	4.99	3.63	2.88	2.50 ²⁰⁾	2.40	2.40	…
プエルトリコ	5.24	4.67	3.16	2.72	2.29	2.03	1.62	1.34	…
アメリカ合衆国	3.02	3.64	2.44	1.84	2.02 ¹⁶⁾	2.06	1.93	1.84	…
〔南アメリカ〕									
アルゼンチン	…	2.53 ⁸⁾	3.17	3.28	2.83	2.35	2.39	2.32	…
ブラジル	…	6.15 ⁶⁾	5.38 ⁹⁾	2.80	2.66	2.20	1.87	1.72	…
チリ	4.21 ⁵⁾	4.81	3.63	2.66	2.54	2.10	1.91	1.79	…
コロンビア	4.88 ⁴⁾	6.76 ⁶⁾	6.28 ⁹⁾	4.14 ¹²⁾	2.90 ¹⁵⁾	2.73 ¹⁹⁾	2.35 ²⁵⁾	2.29 ²⁹⁾	…
エクアドル	6.90	6.90	5.92	5.00	3.74	2.82	2.79	2.54	2.42
ペルー	3.36 ²⁾	5.40	4.51	4.65	3.70	3.02	2.49	2.29	2.20
ウルグアイ	2.73	2.90	3.00	2.57	2.33	2.25	1.92	1.94 ²⁷⁾	…
ベネズエラ	5.51	6.58 ⁸⁾	5.68	4.13	3.59	2.93 ¹⁸⁾	2.47 ²⁴⁾	2.41 ²⁷⁾	…
〔アジア〕									
バーレーン	…	6.97 ⁶⁾	6.97 ⁹⁾	4.40 ¹⁴⁾	3.90	2.75	1.88	2.09	…
バングラデシュ	…	6.62 ⁶⁾	6.91 ⁹⁾	4.97 ¹⁴⁾	4.45 ¹⁵⁾	2.56 ²⁰⁾	2.12	2.10	…
ホンコン特別行政区	…	4.70 ⁶⁾	3.29	2.06	1.21	1.04	1.13	1.20	1.07
マカオ特別行政区	…	5.16	2.04	1.87 ¹⁴⁾	1.61 ¹⁷⁾	0.95	1.07	1.14	…
キプロス	3.95	3.44	2.74	2.32	2.43	1.64	1.44	1.32	…
インド	…	5.92 ⁶⁾	5.69 ⁹⁾	4.40	3.80	3.20	2.50	2.30	…
インドネシア	…	5.67 ⁶⁾	5.57 ⁹⁾	4.42	3.08	2.54	2.41	2.17	2.13
イラン	…	7.20 ⁶⁾	6.97 ⁹⁾	6.50 ¹²⁾	4.90 ¹⁷⁾	2.50 ²⁰⁾	1.79 ²⁴⁾	2.11 ²⁸⁾	…
イスラエル	…	3.94	3.92	3.10	3.02	2.95	3.03	3.09	…
日本	3.65	2.00	2.13	1.75	1.54	1.36	1.39	1.45	1.42
ヨルダン	…	7.38 ⁶⁾	5.12	8.40 ¹³⁾	6.20 ¹⁶⁾	3.50 ²⁰⁾	3.80	3.50	…
クウェート	…	7.21 ⁶⁾	6.78	5.50	3.94 ¹⁵⁾	4.23	2.69 ²³⁾	1.90 ²⁷⁾	…

表1 主要国の合計特殊出生率：1950～2018年（つづき）

国	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2010年	2015年	2018年
ラオス	…	6.15 ⁶⁾	6.15 ⁹⁾	6.69 ¹²⁾	6.69 ¹⁵⁾	4.90	3.20	3.20	…
マレーシア	…	6.94 ⁶⁾	5.94 ⁹⁾	4.16 ¹²⁾	4.00 ¹⁵⁾	2.96	2.14	2.00	…
モンゴル	…	6.00 ⁶⁾	7.32 ⁹⁾	6.65 ¹²⁾	4.83 ¹⁵⁾	2.20	2.40	3.10	3.00
ミャンマー	…	6.05 ⁶⁾	5.74 ⁹⁾	5.02 ¹²⁾	4.50 ¹⁵⁾	3.30 ¹⁸⁾	2.03	2.48	…
オマーン	…	7.20 ⁶⁾	7.20 ⁹⁾	7.20 ¹²⁾	7.20 ¹⁵⁾	4.70	3.00	2.90	2.86
カタール	…	6.97 ⁶⁾	6.97 ⁹⁾	6.35 ¹²⁾	4.70 ¹⁵⁾	2.77 ²¹⁾	2.08	2.00	…
韓国	…	6.00	4.50	2.70	1.59	1.47	1.23	1.24	…
サウジアラビア	…	7.17 ⁶⁾	7.26 ⁹⁾	7.28 ¹²⁾	6.80 ¹⁵⁾	4.30	2.98	2.69	…
シンガポール	…	6.00 ⁶⁾	3.10	1.74	1.82	1.60	1.15	1.24	…
東ティモール	…	6.35 ⁶⁾	6.16 ⁹⁾	4.30 ¹²⁾	5.21 ¹⁵⁾	4.40 ¹⁸⁾	…	4.29	3.70
トルコ	…	6.54 ⁶⁾	5.62 ⁹⁾	4.51 ¹²⁾	3.39 ¹⁶⁾	2.27	2.11	2.15	…
ベトナム	…	6.05 ⁶⁾	5.94 ⁹⁾	5.59 ¹²⁾	4.22 ¹⁵⁾	2.50 ¹⁸⁾	2.00	2.10	2.05
〔ヨーロッパ〕									
オーストリア	2.03 ⁴⁾	2.61 ⁷⁾	2.31	1.68	1.45	1.36	1.44	1.49	…
ブルガリア	…	2.30	2.18	2.06	1.73	1.27	1.49	1.53	…
デンマーク	2.58	2.54	1.97	1.54	1.67	1.77	1.88	1.71	…
フィンランド	3.16	2.71	1.83	1.63	1.79	1.73	1.87	1.65	…
フランス	2.90	2.70	2.47	1.99	1.78	1.88	2.02	1.92	…
ドイツ	1.88 ¹⁾	2.34 ¹⁾	2.01 ¹⁾	1.46 ¹⁾	1.33 ¹⁷⁾	1.38	1.39	1.50	…
ハンガリー	2.54 ³⁾	2.02	1.96	1.93	1.85	1.33	1.26	1.44	1.49
アイスランド	3.86	4.29	2.79	2.48	2.31	2.08	2.20	1.81	…
アイルランド	…	3.79 ⁸⁾	3.86	3.23	2.20	1.90	2.06	1.94	…
イタリア	2.37 ⁴⁾	2.29	2.40 ¹⁰⁾	1.62	1.36	1.26	1.41	1.35	…
ルクセンブルク	…	2.29	1.97	1.50	1.62	1.78	1.63	1.39 ²⁹⁾	1.38
マルタ	…	3.62	2.02	2.06	2.06	1.72	1.36	1.37	1.23
ノルウェー	2.53	2.85	2.54	1.73	1.93	1.85	1.95	1.73	1.56
ポーランド	3.64	3.01	2.23	2.28	2.04	1.37	1.38	1.29	…
ポルトガル	3.15	3.01	2.88	2.07	1.51	1.56	1.39	1.30	…
ルーマニア	…	2.62 ⁶⁾	2.89	2.45	1.83	1.31	1.33	1.40 ²⁶⁾	…
スペイン	2.46	2.81	2.82	2.05 ¹⁴⁾	1.33	1.23	1.37	1.33	…
スウェーデン	2.32	2.17	1.94	1.68	2.14	1.57	1.99	1.85	…
スイス	2.40	2.34	2.09	1.55	1.59	1.50	1.54	1.54	…
イギリス	…	2.50 ⁶⁾	2.52 ⁹⁾	1.72 ¹²⁾	1.84	1.64	1.91 ²⁴⁾	1.82 ²⁷⁾	…
〔オセアニア〕									
オーストラリア	3.06	3.45	2.86	1.90	1.91	1.76	1.95	1.80	…
仏領ポリネシア	…	6.40 ⁶⁾	6.20 ⁹⁾	4.23 ¹²⁾	3.57 ¹⁵⁾	2.60 ¹⁸⁾	2.13	1.96 ²⁷⁾	…
グアム	5.35	5.95	4.76	3.21	3.35	4.00 ¹⁸⁾	2.52	2.38 ²⁷⁾	2.68
ニュージーランド	…	3.93 ⁶⁾	3.16	2.03	2.16	1.98	2.17	1.99	1.71
サモア	…	8.30 ⁶⁾	5.78 ¹¹⁾	6.25 ¹²⁾	5.00 ¹⁵⁾	4.50 ¹⁸⁾	4.70 ²⁴⁾	4.40 ²⁷⁾	…

United Nations, *Demographic Yearbook* による。ただし日本は国立社会保障・人口問題研究所の算出による。…は該当年（前後の年も含む）のデータが得られない。1)1980年以前は旧西ドイツ。2)1948年。3)1949年。4)1951年。5)1952年。6)1958年。7)1959年。8)1961年。9)1968年。10)1969年。11)1971年。12)1978年。13)1979年。14)1981年。15)1988年。16)1989年。17)1991年。18)1998年。19)1999年。20)2001年。21)2002年。22)2008年。23)2009年。24)2011年。25)2012年。26)2013年。27)2014年。28)2016年。29)2017年。

表2 主要国の合計特殊出生率の低い順：最新年次

順位	国	(年次)	合計特殊出生率	順位	国	(年次)	合計特殊出生率
1	ホンコン特別行政区	(2018)	1.07	40	マレーシア	(2015)	2.00
2	マカオ特別行政区	(2015)	1.14	40	カタール	(2015)	2.00
3	マウルタ	(2018)	1.23	43	ベトナム	(2018)	2.05
4	韓国	(2015)	1.24	44	バーレーン	(2015)	2.09
4	シンガポール	(2015)	1.24	45	バングラデシュ	(2015)	2.10
6	ポーランド	(2015)	1.29	46	イラン	(2016)	2.11
7	ポルトガル	(2015)	1.30	47	インドネシア	(2018)	2.13
8	キプロス	(2015)	1.32	48	トルコ	(2015)	2.15
9	スペイン	(2015)	1.33	49	エルサルバドル	(2013)	2.20
10	プエルトリコ	(2015)	1.34	49	ペルー	(2018)	2.20
11	イタリア	(2015)	1.35	51	ドミニカ共和国	(2018)	2.26
12	ルクセンブルク	(2018)	1.38	52	コロンビア	(2017)	2.29
13	ルーマニア	(2013)	1.40	53	ボツワナ	(2016)	2.30
14	モリシャス	(2018)	1.41	53	チュニジア	(2015)	2.30
15	日本	(2018)	1.42	53	インド	(2015)	2.30
16	オーストリア	(2015)	1.49	56	アルゼンチン	(2015)	2.32
16	ハンガリー	(2018)	1.49	57	セーシェル	(2014)	2.34
18	ドイツ	(2015)	1.50	58	南アフリカ	(2018)	2.40
19	ブルガリア	(2015)	1.53	58	パナマ	(2015)	2.40
20	スイス	(2015)	1.54	60	ベネズエラ	(2014)	2.41
21	カナダ	(2015)	1.56	61	エクアドル	(2018)	2.42
21	ノルウェー	(2018)	1.56	62	ミャンマー	(2015)	2.48
23	フィンランド	(2015)	1.65	63	グアム	(2018)	2.68
24	コスタリカ	(2018)	1.66	64	サウジアラビア	(2015)	2.69
25	デンマーク	(2015)	1.71	65	オマーン	(2018)	2.86
25	ニュージーランド	(2018)	1.71	66	モンゴル	(2018)	3.00
27	キューバ	(2015)	1.72	67	イスラエル	(2015)	3.09
27	ブラジル	(2015)	1.72	68	ラオス	(2015)	3.20
29	チリ	(2015)	1.79	69	スワジランド	(2015)	3.50
30	オーストラリア	(2015)	1.80	69	ヨルダン	(2015)	3.50
31	アイスランド	(2015)	1.81	71	東ティモール	(2018)	3.70
32	イギリス	(2014)	1.82	72	ケニア	(2018)	3.90
33	アメリカ合衆国	(2015)	1.84	73	サモア	(2014)	4.40
34	スウェーデン	(2015)	1.85	74	リベリア	(2014)	4.60
35	クウェート	(2014)	1.90	75	ギニア	(2018)	4.69
36	フランス	(2015)	1.92	76	カメルーン	(2018)	4.80
37	ウルグアイ	(2014)	1.94	77	セネガル	(2015)	4.90
37	アイルランド	(2015)	1.94	78	タンザニア	(2015)	5.20
39	仏領ポリネシア	(2014)	1.96	79	モザンビーク	(2013)	5.40
40	グリーンランド	(2018)	2.00	80	ブルンジ	(2015)	5.70

表1に基づく。

表3 女性の年齢別出生率：最新年次

(‰)

国	(年次)	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ³⁾
〔アフリカ〕									
ボツワナ	(2017)	62.2	31.4	96.1	94.8	80.3	61.1	23.0	2.1
マラウイ	(2018)	135.1	100.9	203.1	186.7	157.6	114.2	53.1	17.6
モーリシャス	(2018)	40.7	23.4	54.9	84.3	75.9	33.7	8.1	0.4
マヨット	(2017)	148.9	79.4	245.3	242.7	204.3	138.3	55.4	5.5
レユニオン	(2017)	65.7	29.9	114.6	142.0	115.1	66.5	19.5	1.1
南アフリカ	(2017)	58.2	41.4	89.9	86.8	75.4	50.5	18.3	1.5
チュニジア	(2016)	72.6	8.4	70.0	137.9	134.1	86.6	27.7	1.6
〔北アメリカ〕									
アンチグア・バーブダ	(2018)	38.9	27.6	70.8	67.7	60.1	37.4	7.4	0.3
アルバ	(2017)	45.6	26.1	93.7	104.0	76.3	39.4	8.6	0.8
バーミューダ	(2017)	42.5	3.5	28.9	55.5	97.1	80.5	22.5	0.9
カナダ	(2017)	45.5	7.7	36.9	87.0	107.6	56.9	11.7	0.8
コスタリカ ^{*)}	(2018)	52.1	47.9	87.8	92.7	69.6	37.7	8.9	0.5
キューバ	(2017)	43.0	50.8	95.8	87.2	56.6	25.2	5.0	0.3
エルサルバドル	(2015)	58.9	67.2	94.1	82.7	68.5	39.2	11.1	0.9
グリーンランド	(2018)	63.3	37.2	104.4	111.2	87.3	44.7	13.5	-
グアドループ	(2017)	47.9	16.1	78.3	107.7	99.4	60.7	19.6	1.7
グアテマラ	(2016)	92.4	79.9	148.0	135.2	102.6	67.4	23.5	2.1
マルチニーク	(2017)	46.5	18.6	79.5	98.9	99.0	61.3	15.7	1.0
メキシコ	(2016)	60.3	62.2	112.1	100.1	72.2	36.2	9.5	0.7
パナマ ^{*)}	(2017)	72.2	75.3	132.3	118.3	89.1	48.4	13.1	1.0
セントビンセント・グレナディーン ^{*)}	(2017)	55.1	49.5	92.6	88.5	69.2	51.6	15.9	2.2
アメリカ合衆国	(2015)	53.7	22.3	76.8	104.3	101.5	51.8	11.0	0.8
〔南アメリカ〕									
アルゼンチン	(2017)	63.4	54.2	97.9	98.5	90.5	59.6	9.6	
ブラジル	(2017)	50.9	52.1	85.4	81.5	67.0	40.1	10.6	0.7
チリ ^{*)}	(2017)	46.9	26.9	65.1	78.9	75.9	52.8	14.6	0.9
仏領ギアナ	(2017)	114.8	79.7	178.3	201.8	171.2	111.6	35.7	3.5
スリナム	(2017)	65.5	57.7	103.0	111.3	95.1	54.0	13.8	1.3
ウルグアイ	(2016)	55.1	50.3	85.7	86.3	86.2	51.7	13.5	0.8
〔アジア〕									
アルメニア	(2017)	49.5	21.1	110.5	97.1	56.1	25.1	4.7	0.4
アゼルバイジャン	(2017)	54.3	45.7	140.5	98.0	45.5	17.9	4.1	0.3
バーレーン	(2017)	63.3	13.4	94.0	106.2	93.3	59.0	20.9	2.2
ブルネイ	(2017)	53.6	9.4	48.4	106.6	111.6	61.7	17.3	1.4
ホンコン特別行政区	(2018)	26.8	2.1	13.9	42.5	63.8	39.6	8.8	0.6
キプロス	(2017)	41.8	6.5	25.9	69.4	98.2	52.3	11.6	1.4
ジョージア	(2017)	62.5	36.2	126.1	126.6	84.5	44.1	10.5	0.9
イラン	(2017)	63.7	33.5	95.3	110.7	91.6	54.5	15.9	1.3
イスラエル	(2017)	90.4	9.2	105.0	178.1	185.5	109.7	31.2	3.2
日本	(2018)	37.3	3.1	26.6	81.1	102.0	57.4	11.7	0.4
カザフスタン	(2018)	87.6	23.9	164.5	164.6	122.9	71.9	18.6	0.8
クウェート	(2017)	61.0	6.4	91.6	157.1	98.1	58.8	16.3	2.1
キルギス	(2017)	96.7	33.9	187.5	165.0	118.5	69.5	18.9	1.2
マレーシア	(2017)	58.5	9.1	45.9	108.2	118.0	73.8	20.9	1.5
モルジブ	(2017)	67.4	9.1	85.2	124.0	100.2	61.0	22.0	1.4
モンゴル	(2018)	90.5	30.7	149.8	162.1	131.3	85.1	23.3	1.2
オマーン	(2018)	96.4	11.9	92.3	151.6	141.8	113.8	53.0	6.4
フィリピン	(2017)	62.8	39.5	98.5	102.4	84.7	57.1	20.8	2.3
カタール	(2017)	64.1	9.8	79.2	93.6	94.1	62.1	24.7	2.7
韓国	(2017)	28.6	1.1	9.6	47.0	96.7	47.2	6.1	0.2
サウジアラビア	(2017)	59.3	9.6	68.0	111.6	97.2	64.1	17.9	11.4
シンガポール	(2017)	39.2	2.7	15.8	69.1	110.3	57.3	10.6	0.6
スリランカ	(2015)	60.9	16.0	78.8	121.8	113.3	63.0	14.4	1.5

表3 女性の年齢別出生率：最新年次（つづき）

(%o)

国	(年次)	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ³⁾
〔アジア〕									
トルコ	(2017)	61.1	21.9	96.0	132.0	99.9	51.2	11.7	0.9
ウズベキスタン	(2017)	81.2	19.0	182.8	159.2	86.8	30.8	4.7	0.3
〔ヨーロッパ〕									
オーランド	(2017)	47.5	2.7	45.0	113.0	102.2	68.9	7.6	-
アルバニア	(2017)	44.6	16.0	67.1	100.0	76.9	30.6	5.0	0.3
アンドラ	(2018)	29.3	2.5	13.1	49.4	71.9	50.8	15.7	3.2
オーストリア	(2017)	44.1	6.8	40.5	89.0	100.9	55.8	11.1	0.6
ベラルーシ	(2017)	45.9	13.4	78.2	100.7	76.3	34.8	6.7	0.2
ベルギー	(2017)	47.9	5.9	38.1	107.9	114.8	51.4	11.3	0.7
ブルガリア	(2017)	41.8	38.2	71.5	88.6	71.5	32.7	7.1	0.8
クロアチア	(2017)	40.9	9.3	40.6	85.1	93.0	46.9	9.2	0.4
チェコ	(2017)	48.0	11.8	50.8	103.7	111.9	49.8	9.1	0.5
デンマーク	(2017)	48.6	2.8	34.6	111.8	127.8	60.2	12.1	0.7
エストニア	(2017)	48.0	10.1	48.0	98.0	95.2	53.2	14.7	0.9
フェロー諸島	(2018)	66.6	7.6	76.6	162.7	169.5	65.1	14.9	1.3
フィンランド	(2017)	44.3	4.9	39.6	86.7	100.3	54.3	13.4	0.8
フランス	(2018)	51.6	4.6	40.2	107.0	126.9	68.8	18.0	1.2
ドイツ	(2017)	45.6	8.0	36.7	85.5	109.4	62.3	12.7	0.6
ギリシャ	(2018)	36.8	8.5	27.2	63.4	94.2	56.3	13.9	2.2
ハンガリー	(2017)	42.0	23.0	47.0	80.8	95.3	49.9	11.2	0.5
アイスランド	(2017)	51.0	6.0	48.9	107.9	107.2	57.5	13.6	1.2
アイルランド	(2017)	52.9	6.9	37.7	72.2	118.0	94.1	21.8	1.8
マン島	(2016)	41.4	10.1	51.2	81.1	100.9	58.4	11.4	0.3
イタリア	(2017)	35.7	4.3	26.5	64.8	90.3	60.5	15.7	1.4
ラトビア	(2017)	49.0	14.8	59.6	100.4	92.5	53.2	13.4	0.6
リヒテンシュタイン	(2017)	39.3	1.0	27.3	76.4	111.5	61.2	10.4	1.2
リトアニア	(2017)	46.3	12.2	47.1	109.4	103.2	45.1	9.0	0.3
ルクセンブルク	(2017)	42.5	4.2	24.5	68.3	106.6	62.7	15.6	1.0
マルタ	(2017)	40.1	12.2	32.1	68.0	88.6	45.0	8.3	0.4
モンテネグロ	(2018)	50.0	9.6	57.9	119.7	100.0	49.9	11.1	1.0
オランダ	(2017)	45.1	2.8	26.4	95.7	129.0	61.2	10.2	0.5
北マケドニア	(2018)	41.9	15.4	58.2	94.4	75.7	33.4	6.0	0.4
ノルウェー	(2017)	47.0	3.0	34.7	103.0	115.6	56.5	11.6	0.7
ポーランド	(2017)	45.1	11.0	50.9	100.2	88.8	38.5	7.6	0.3
ポルトガル	(2017)	37.2	7.8	33.0	68.8	93.0	57.8	13.5	0.7
モルドバ	(2018)	51.1	31.7	99.5	100.3	71.5	33.3	6.8	0.3
ルーマニア	(2017)	44.7	36.6	73.2	104.6	83.1	35.3	7.0	0.4
サンマリノ	(2017)	29.5	1.2	10.9	61.6	79.1	51.6	16.1	1.9
セルビア	(2017)	42.2	15.2	57.6	92.0	83.2	40.0	8.3	0.6
スロバキア	(2017)	44.4	26.7	55.8	89.7	86.4	39.0	7.4	0.2
スロベニア	(2017)	46.4	4.0	42.6	111.5	110.1	46.6	9.5	0.5
スペイン	(2017)	37.2	7.0	25.2	54.9	90.9	65.8	16.8	1.4
スウェーデン	(2017)	53.1	4.3	41.0	105.8	123.4	67.5	15.1	1.0
スイス	(2017)	45.3	2.4	25.8	78.4	113.5	69.4	14.9	1.0
ウクライナ	(2017)	36.2	20.6	74.2	77.8	51.2	24.3	5.3	0.5
イギリス	(2017)	50.9	12.6	52.6	94.0	108.8	64.7	14.5	1.0
〔オセアニア〕									
オーストラリア	(2017)	52.5	10.2	42.9	89.5	119.0	71.5	15.4	1.1
グアム	(2018)	83.3	35.1	135.7	158.2	137.0	84.1	19.6	1.4
ニュージーランド	(2018)	50.3	13.5	50.6	87.1	110.8	65.3	14.2	0.9
サモア	(2016)	110.1	31.4	166.8	199.2	164.5	121.1	56.3	14.6

United Nations, *Demographic Yearbook* 2018年版 において2015年以降のデータが得られる100か国について、ただし日本は国立社会保障・人口問題研究所の算出による。

*)概数による。1)15～49歳女性人口に対する率。2)15～19歳女性人口に対する率。3)45～49歳女性人口に対する率。

表4 UN E C E加盟国および日本における母の第1子平均出生年齢：1980～2018年 (歳)

国	1980年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2016年	2017年	2018年
ア ン ド ラ	…	…	…	…	…	31.3	32.7	33.3	32.9	…
ア ル メ ニ ア	22.1	22.8	22.5	22.3	22.7	23.3	24.4	24.7	24.8	…
オ ー ス ト リ ア	…	25.0	25.6	26.4	27.3	28.2	29.2	29.2	29.3	…
アゼルバイジャン	23.1	23.0	23.8	24.1	23.9	24.4	23.3	23.6	23.8	…
ベ ラ ル ー シ	…	22.9	22.9	23.3	23.9	24.9	26.0	26.3	26.5	…
ベ ル ギ ー	24.7	26.4	27.5	27.3	27.9	28.0	28.7	28.8	29.0	29.0
ボスニア・ヘルツェゴビナ	22.8	23.5	…	23.9	24.4	25.9	27.2	27.0	27.3	…
ブ ル ガ リ ア	21.9	22.0	22.2	23.5	24.8	26.2	26.9	27.0	27.1	…
カ ナ ダ	24.1	25.8	26.4	27.0	27.5	27.8	28.7	28.9	29.0	…
ク ロ ア チ ア	23.3	24.3	25.0	25.6	26.5	27.7	28.6	28.8	28.9	…
キ プ ロ ス	23.8	24.7	25.5	26.1	27.4	27.9	29.1	29.1	29.2	…
チ ェ コ	22.4	22.4	22.9	24.9	26.6	27.6	28.2	28.2	28.2	28.4
デ ン マ ー ク	24.6	26.3	27.3	28.1	28.8	29.0	29.1	29.1	29.2	…
エ ス ト ニ ア	23.2	22.7	23.0	24.0	25.2	26.3	27.1	27.3	27.4	…
フ ィ ン ラ ン ド	25.5	26.8	27.6	27.6	27.9	28.3	28.8	29.1	29.2	…
フ ラ ン ス	…	…	28.1	27.8	28.5	28.1	28.4	28.5	28.7	28.7
ジ ョ ー ジ ア	…	23.7	23.5	24.2	24.0	23.9	24.7	25.0	25.4	…
ド イ ツ	25.2	26.9	28.1	29.0	29.6	28.8	29.4	29.4	29.6	…
ギ リ シ ャ	23.3	24.7	26.6	27.5	28.1	28.6	29.7	29.8	29.9	…
ハ ン ガ リ ー	22.9	23.0	23.4	25.0	27.0	28.2	28.4	28.4	28.6	…
ア イ ス ラ ン ド	21.9	24.0	24.9	25.5	26.3	26.8	27.4	27.7	27.8	…
ア イ ル ラ ン ド	25.0	26.3	27.0	27.4	28.7	29.2	29.9	30.1	30.3	30.5
イ ス ラ エ ル	…	…	25.2	25.7	26.6	27.2	27.6	27.6	27.6	…
イ タ リ ア	25.1	26.9	28.0	28.6	29.6	30.3	30.8	31.0	31.1	…
カ ザ フ ス タ ン	…	22.4	22.2	23.4	24.3	25.0	28.0	28.3	28.5	…
キ ル ギ ス	21.8	21.9	21.8	22.7	23.5	23.6	23.1	23.0	22.9	…
ラ ト ビ ア	22.9	22.7	23.0	23.9	24.7	25.9	27.0	27.4	27.6	…
リ ト ア ニ ア	23.8	23.3	23.2	23.9	24.9	26.4	27.1	27.3	27.5	…
ル ク セ ン ブ ル ク	…	…	27.9	28.6	29.1	30.0	30.1	30.4	30.7	…
マ ル タ	…	…	…	…	…	27.0	28.5	28.9	28.9	…
モ ン テ ネ グ ロ	…	…	…	25.6	25.5	26.3	…	…	…	…
オ ラ ン ダ	25.6	27.5	28.6	29.1	29.4	29.4	29.6	29.7	29.8	…
北 マ ケ ド ニ ア	22.9	23.3	23.5	24.2	25.0	26.0	27.0	27.2	27.2	…
ノ ル ウ ェ ー	…	25.5	26.5	27.3	28.1	28.1	28.9	29.0	29.3	…
ポ ー ラ ン ド	23.4	23.5	23.8	24.5	25.8	26.6	27.6	27.8	27.8	…
ポ ル ト ガ ル	24.0	24.9	25.8	26.5	27.3	28.1	29.5	29.6	29.6	…
モ ル ド バ	22.5	22.8	22.0	21.8	22.4	23.5	24.4	24.6	24.8	…
ル ー マ ニ ア	22.6	22.3	22.7	23.7	24.9	26.0	27.0	27.0	27.1	…
ロ シ ア	23.0	22.6	22.7	23.5	24.1	24.9	…	…	…	…
サ ン マ リ ノ	…	…	…	…	30.4	31.6	31.5	31.4	32.0	…
セ ル ビ ア	23.4	23.8	24.3	24.9	25.9	27.2	28.2	28.3	28.4	…
ス ロ バ キ ア	…	21.0	21.8	23.9	25.7	27.3	27.7	27.8	27.8	…
ス ロ ベ ニ ア	22.5	23.9	25.1	26.5	27.8	28.7	29.3	29.4	29.4	…
ス ペ イ ン	25.1	26.8	28.4	29.1	29.3	29.8	30.7	30.8	30.9	…
ス ウ ェ ー デ ン	25.5	26.3	27.3	28.2	29.0	28.9	29.1	29.1	29.3	…
ス イ ス	26.3	27.6	28.1	28.7	29.2	30.0	30.6	30.7	30.7	…
タ ジ キ ス タ ン	21.8	22.4	21.9	21.7	20.9	22.6	22.9	23.0	23.2	…
ウ ク ラ イ ナ	22.2	22.7	…	22.3	23.0	24.1	25.1	25.3	25.6	…
イ ギ リ ス	24.7	25.5	26.1	26.5	27.2	27.7	28.6	28.8	28.8	…
ア メ リ カ	22.7	24.2	24.5	24.9	25.2	25.4	26.4	…	…	…
ウ ズ ベ キ ス タ ン	…	22.4	22.2	23.2	23.2	23.1	23.4	23.6	23.8	…
日 本 ¹⁾	26.1	27.2	27.8	28.0	28.6	29.3	30.0	30.1	30.1	30.2

UN E C E, *Statistical Database* (オンライン版) による。平均出生年齢は出生順位別出生率による平均値。

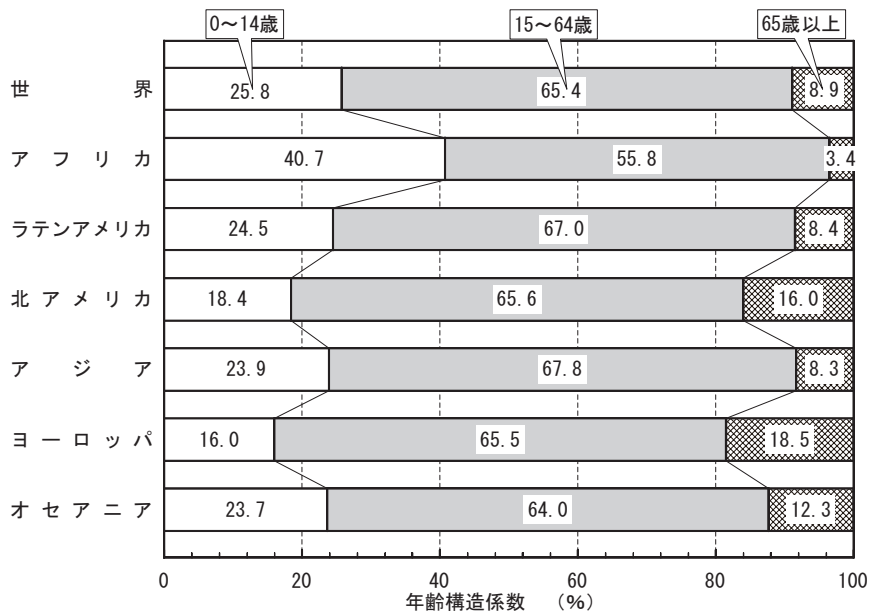
1) 国立社会保障・人口問題研究所の算出による。

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料

国際連合（統計局）が刊行している『世界人口年鑑』の最新版（2018年版¹⁾）に掲載されている各国の年齢（5歳階級）別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は、従来より国立社会保障・人口問題研究所で毎年行い、本欄に結果を掲載している²⁾。

掲載した指標は、年齢構造係数³⁾、従属人口指数⁴⁾（年少人口指数と老年人口指数の別）および老年化指数⁵⁾、ならびに平均年齢⁶⁾と中位数年齢⁷⁾である。（別府志海）

図 世界主要地域の年齢3区分別年齢構造係数：2018年



U.N., *Demographic Yearbook*, 2018による。

1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 2018*, New York.

2) 2017年版によるものは、別府志海「主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料」、『人口問題研究』、第75巻3号、2019年9月、pp.262～271に掲載。

3) 年齢3区分（0～14歳、15～64歳、65歳以上）人口について、総人口に占める割合。

4) 従属人口指数 = 年少人口指数 + 老年人口指数

$$\text{年少人口指数} = (0 \sim 14 \text{歳人口}) / (15 \sim 64 \text{歳人口}) \times 100$$

$$\text{老年人口指数} = (65 \text{歳以上人口}) / (15 \sim 64 \text{歳人口}) \times 100$$

5) 老年化指数 = (65歳以上人口) / (0～14歳人口) × 100

6) 日本については年齢各歳別、他の国は年齢5歳階級別人口を用いた。各年齢階級の代表年齢は、その年齢階級のはじめの年齢に、5歳階級の場合には2.5歳を、各歳の場合には0.5歳を加えた年齢として、平均年齢算出に用いた。なお、最終の年齢階級（Open end）の代表年齢は、日本における年齢各歳別人口（2015年国勢調査）を用いて算出した平均年齢による。すなわち、65歳以上は75.89歳、70歳以上は79.36歳、75歳以上は82.61歳、80歳以上は85.89歳、85歳以上は89.48歳、90歳以上は93.37歳、95歳以上は97.61歳、100歳以上は101.98歳をそれぞれ用いた。

7) 年齢別人口を低年齢から順次累積し、総人口の半分の人口に達する年齢を求める。ただし、中位数年齢該当年齢（日本は各歳、他の国は5歳）階級内については直線補間による。

参考表 主要国の65歳以上年齢構造係数の高い順：人口総数500万人以上の国

順位	国・地域	(年)	65歳以上 係数(%)	順位	国・地域	(年)	65歳以上 係数(%)
1	日本	(2019)	28.44	55	ボリビア	(2018)	6.39
2	イタリア	(2018)	22.56	56	インドネシア	(2018)	6.28
3	ギリシャ	(2018)	21.79	57	イラン	(2018)	6.23
4	ポルトガル	(2018)	21.51	58	ミャンマー	(2018)	6.20
5	フィンランド	(2018)	21.39	59	アルジェリア	(2017)	6.15
6	ドイツ	(2018)	21.39	60	パラグアイ	(2016)	6.03
7	ブルガリア	(2018)	21.02	61	ネパール	(2016)	5.72
8	フランス	(2018)	20.08	62	南アフリカ	(2018)	5.59
9	セルビア	(2018)	19.92	63	ホンジュラス	(2018)	5.56
10	スウェーデン	(2018)	19.82	64	インド	(2011)	5.49
11	デンマーク	(2018)	19.46	65	フィリピン	(2017)	5.09
12	チエクオ	(2018)	19.23	66	バングラデシュ	(2017)	5.04
13	スเปน	(2018)	19.20	67	ニカラグア	(2017)	5.03
14	ハンガリー	(2018)	18.94	68	グアテマラ	(2018)	4.73
15	オランダ	(2018)	18.85	69	ハイチ	(2018)	4.73
16	ベルギー	(2018)	18.69	70	キルギス	(2018)	4.66
17	オーストリア	(2018)	18.67	71	カンボジア	(2015)	4.61
18	スイス	(2018)	18.27	72	リビア	(2015)	4.54
19	イギリス	(2018)	18.25	73	ガーン	(2015)	4.45
20	ルーマニア	(2018)	18.18	74	ウズベキスタン	(2017)	4.36
21	カナダ	(2018)	17.16	75	ラオス	(2018)	4.33
22	ポーランド	(2018)	17.11	76	シリア	(2011)	4.06
23	ホンコン特別行政区	(2018)	16.99	77	エジプト	(2018)	3.86
24	ノルウェー	(2018)	16.93	78	ジンバブエ	(2018)	3.75
25	ウクライナ	(2018)	16.50	79	マラウイ	(2018)	3.74
26	アメリカ合衆国	(2018)	16.03	80	トーゴ	(2018)	3.69
27	オーストラリア	(2018)	15.66	81	ヨルダン	(2018)	3.69
28	スロバキア	(2018)	15.52	82	ギニア	(2018)	3.64
29	キューバ	(2018)	14.97	83	セネガル	(2016)	3.62
30	ベラルーシ	(2018)	14.96	84	シエラレオネ	(2015)	3.48
31	韓国	(2018)	14.29	85	ルワンダ	(2018)	3.28
32	ロシア	(2012)	12.86	86	ケニア	(2017)	3.26
33	タイ	(2017)	11.48	87	タジキスタン	(2017)	3.25
34	イスラエル	(2017)	11.46	88	ナイジェリア	(2016)	3.23
35	チリ	(2018)	11.23	89	サウジアラビア	(2018)	3.22
36	アルゼンチン	(2018)	11.20	90	イラク	(2015)	3.17
37	コスタリカ	(2018)	10.92	91	タンザニア	(2018)	3.15
38	ブラジル	(2018)	9.22	92	スーダン	(2016)	3.08
39	中国	(2011)	9.13	93	エチオピア	(2017)	3.06
40	ベトナム	(2018)	8.87	94	モザンビーク	(2017)	3.05
41	トルコ	(2017)	8.53	95	ブルキナファソ	(2017)	2.89
42	チュニジア	(2016)	8.16	96	チャド	(2009)	2.88
43	コロンビア	(2018)	8.06	97	イエメン	(2017)	2.86
44	エルサルバドル	(2017)	7.97	98	ベナン	(2018)	2.84
45	スリランカ	(2018)	7.85	99	ブルンジ	(2018)	2.73
46	カザフスタン	(2018)	7.40	100	アフガニスタン	(2018)	2.71
47	メキシコ	(2018)	7.25	101	カメルーン	(2018)	2.71
48	エクアドル	(2018)	7.17	102	ニジェール	(2016)	2.71
49	ペルー	(2018)	7.08	103	ウガンダ	(2018)	2.62
50	ベネズエラ	(2018)	7.05	104	ザンビア	(2018)	2.60
51	ドミニカ共和国	(2018)	6.98	105	アンゴラ	(2018)	2.44
52	モロッコ	(2018)	6.85	106	コートジボワール	(2017)	2.40
53	アゼルバイジャン	(2018)	6.55	107	マリ	(2016)	2.19
54	マレーシア	(2018)	6.48	108	南スーダン	(2018)	1.81

*) 概数.

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標

No.	国・地域	期日	人口			
			総数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アフリカ〕						
1	アルジェリア	2017.7.1	41,695,626	12,383,441	26,748,203	2,563,982
2	アンゴラ	2018.7.1	29,250,009	13,625,798	14,909,053	715,158
3	ベナン	2018.7.1	11,496,140	5,086,247	6,083,579	326,314
4	ボツワナ	2018.7.1	2,302,878	710,319	1,482,568	109,991
5	ブルキナファソ	2017.7.1	19,632,147	9,245,884	9,818,466	567,797
6	ブルンジ	2018.7.1	11,772,322	5,000,125	6,451,392	320,805
7	カーボベルデ	2018.7.1	544,081	153,837	360,199	30,047
8	カメルーン	2018.7.1	24,863,335	10,272,302	13,916,789	674,244
9	チャド	2009.5.20(C)	11,039,873	5,581,094	5,133,769	317,233
10	コートジボワール	2009.7.1	3,838,238	1,479,516	2,239,204	119,518
11	ジブチ	2017.7.1	24,571,044	10,330,205	13,651,622	589,218
12	ジブチ	2009.5.29(C)	818,159	277,875	519,643	20,641
13	エジプト	2018.7.1	97,147,368	33,256,386	60,138,471	3,752,511
14	エリトリア	2018.7.1	3,294,680	1,282,839	1,850,873	160,969
15	エスワティニ	2018.7.1	1,159,250	420,404	699,549	39,297
16	エチオピア	2017.7.1	94,352,138	37,336,350	54,132,758	2,883,030
17	ガンビア	2015.12.31	1,922,950	838,233	1,029,526	55,191
18	ガーナ	2015.7.1	27,670,174	10,409,640	16,030,400	1,230,134
19	ギニア	2018.7.1	11,883,516	5,336,737	6,114,208	432,571
20	ギニアビサウ	2018.7.1	1,584,791	687,550	865,845	31,396
21	ケニア	2017.7.1	46,595,199	19,207,809	25,866,229	1,521,162
22	レソト	2016.4.10(C)	2,007,201	637,444	1,247,181	122,576
23	リビア	2015.7.1	6,162,247	1,748,610	4,133,831	279,806
24	マラウイ	2018.9.3(C)	17,563,749	7,718,587	9,188,275	656,887
25	マリ	2016.7.1	18,341,000	8,649,000	9,290,000	402,000
26	モーリタニア	2016.7.1	3,782,701	1,625,768	2,016,612	140,322
27	モーリシャス	2018.7.1	1,265,303	227,175	898,487	139,641
28	マヨット	2018.1.1	259,154	114,429	138,076	6,649
29	モロッコ	2018.7.1	35,219,547	9,382,224	23,423,252	2,414,071
30	モザンビーク	2017.7.1	27,128,530	12,074,668	14,225,734	828,128
31	ミジビール	2018.7.1	2,413,643	881,676	1,428,538	103,429
32	ニジェール	2016.7.1	19,865,067	10,289,921	9,037,209	537,938
33	ナイジェリア	2016.7.1	193,392,517	80,887,385	106,257,432	6,247,700
34	南スーダン	2018.7.1	12,323,420	5,930,249	6,170,439	222,731
35	レユニオン	2018.7.1	864,459	198,360	563,683	102,416
36	ルワンダ	2018.7.1	12,089,721	4,680,756	7,012,335	396,629
37	セントヘレナ	2016.2.7(C)	4,534	613	2,984	937
38	サントメ・プリンシペ	2017.7.1	197,700	77,023	114,218	6,462
39	セネガル	2016.7.1	14,799,859	6,185,524	8,078,635	535,700
40	セーシェル	2017.7.1	95,843	19,236	67,367	9,240
41	シエラレオネ	2015.12.5(C)	7,092,113	2,894,460	3,951,124	246,529
42	南アフリカ	2018.7.1	57,725,606	17,043,517	37,457,873	3,224,215
43	スーダン	2016.7.1	39,647,621	16,885,532	21,542,604	1,219,485
44	トーゴ	2018.7.1	7,440,364	2,937,564	4,227,919	274,882
45	チュニジア	2016.7.1	11,304,483	2,756,742	7,624,884	922,857
46	ウガンダ	2018.7.1	39,059,000	18,011,600	20,023,300	1,024,100
47	タンザニア	2018.7.1	54,199,163	23,667,667	28,824,339	1,707,157
48	ザンビア	2018.7.1	16,887,720	7,736,025	8,711,999	439,696
49	ジンバブエ	2018.7.1	14,848,905	5,626,060	8,666,318	556,527
〔北アメリカ〕						
50	アンギューラ	2011.5.11(C)	13,572	3,183	9,366	1,023
51	アンチグア・バーブーダ	2018.7.1	95,014	20,497	66,249	8,268
52	アルバ	2018.7.1	111,466	20,279	75,915	15,263
53	バハマ	2018.7.1	381,320	89,460	265,370	26,490
54	バルバドス	2010.5.1(C)	277,821	54,757	187,095	35,969
55	ベリーズ	2018.7.1	398,050	141,671	239,606	16,773

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数			老年化 指数	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
29.7	64.2	6.1	29.7	27.8	55.9	46.3	9.6	20.7	1
46.6	51.0	2.4	21.5	16.6	96.2	91.4	4.8	5.2	2
44.2	52.9	2.8	22.2	17.6	89.0	83.6	5.4	6.4	3
30.8	64.4	4.8	28.0	25.6	55.3	47.9	7.4	15.5	4
47.1	50.0	2.9	21.3	16.3	100.0	94.2	5.8	6.1	5
42.5	54.8	2.7	22.9	18.7	82.5	77.5	5.0	6.4	6
28.3	66.2	5.5	29.4	26.8	51.1	42.7	8.3	19.5	7
41.3	56.0	2.7	23.2	19.1	78.7	73.8	4.8	6.6	8
50.6	46.5	2.9	20.5	14.8	114.9	108.7	6.2	5.7	9
38.5	58.3	3.1	24.0	20.8	71.4	66.1	5.3	8.1	10
42.0	55.6	2.4	22.9	19.1	80.0	75.7	4.3	5.7	11
34.0	63.5	2.5	25.3	22.7	57.4	53.5	4.0	7.4	12
34.2	61.9	3.9	26.7	23.6	61.5	55.3	6.2	11.3	13
38.9	56.2	4.9	25.0	21.4	78.0	69.3	8.7	12.5	14
36.3	60.3	3.4	24.6	21.3	65.7	60.1	5.6	9.3	15
39.6	57.4	3.1	23.6	19.7	74.3	69.0	5.3	7.7	16
43.6	53.5	2.9	22.4	18.1	86.8	81.4	5.4	6.6	17
37.6	57.9	4.4	25.3	21.2	72.6	64.9	7.7	11.8	18
44.9	51.5	3.6	22.5	17.5	94.4	87.3	7.1	8.1	19
43.4	54.6	2.0	21.8	18.1	83.0	79.4	3.6	4.6	20
41.2	55.5	3.3	23.2	19.1	80.1	74.3	5.9	7.9	21
31.8	62.1	6.1	27.7	23.9	60.9	51.1	9.8	19.2	22
28.4	67.1	4.5	28.8	27.3	49.1	42.3	6.8	16.0	23
43.9	52.3	3.7	22.5	17.6	91.2	84.0	7.1	8.5	24
47.2	50.7	2.2	20.7	16.3	97.4	93.1	4.3	4.6	25
43.0	53.3	3.7	23.3	18.3	87.6	80.6	7.0	8.6	26
18.0	71.0	11.0	37.3	36.5	40.8	25.3	15.5	61.5	27
44.2	53.3	2.6	22.9	17.8	87.7	82.9	4.8	5.8	28
26.6	66.5	6.9	31.3	28.7	50.4	40.1	10.3	25.7	29
44.5	52.4	3.1	22.2	17.5	90.7	84.9	5.8	6.9	30
36.5	59.2	4.3	25.3	21.8	69.0	61.7	7.2	11.7	31
51.8	45.5	2.7	20.0	14.4	119.8	113.9	6.0	5.2	32
41.8	54.9	3.2	23.0	18.9	82.0	76.1	5.9	7.7	33
48.1	50.1	1.8	20.5	15.9	99.7	96.1	3.6	3.8	34
22.9	65.2	11.8	36.6	36.2	53.4	35.2	18.2	51.6	35
38.7	58.0	3.3	24.3	20.3	72.4	66.8	5.7	8.5	36
13.5	65.8	20.7	44.1	46.4	51.9	20.5	31.4	152.9	37
39.0	57.8	3.3	24.4	20.1	73.1	67.4	5.7	8.4	38
41.8	54.6	3.6	23.4	18.9	83.2	76.6	6.6	8.7	39
20.1	70.3	9.6	38.0	38.8	42.3	28.6	13.7	48.0	40
40.8	55.7	3.5	23.2	18.7	79.5	73.3	6.2	8.5	41
29.5	64.9	5.6	29.1	26.9	54.1	45.5	8.6	18.9	42
42.6	54.3	3.1	23.0	18.6	84.0	78.4	5.7	7.2	43
39.5	56.8	3.7	24.2	19.6	76.0	69.5	6.5	9.4	44
24.4	67.5	8.2	33.2	31.5	48.3	36.2	12.1	33.5	45
46.1	51.3	2.6	21.0	16.6	95.1	90.0	5.1	5.7	46
43.7	53.2	3.1	22.5	17.9	88.0	82.1	5.9	7.2	47
45.8	51.6	2.6	21.3	16.9	93.8	88.8	5.0	5.7	48
37.9	58.4	3.7	24.4	20.4	71.3	64.9	6.4	9.9	49
23.5	69.0	7.5	33.8	33.2	44.9	34.0	10.9	32.1	50
21.6	69.7	8.7	34.7	33.4	43.4	30.9	12.5	40.3	51
18.2	68.1	13.7	39.6	40.7	46.8	26.7	20.1	75.3	52
23.5	69.6	6.9	33.2	31.6	43.7	33.7	10.0	29.6	53
19.7	67.3	12.9	37.8	37.3	48.5	29.3	19.2	65.7	54
35.6	60.2	4.2	25.9	21.9	66.1	59.1	7.0	11.8	55

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期日	人口			
			総数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔北アメリカ〕						
56	バーミューダ	2018.7.1	63,973	9,379	42,976	11,618
57	英領バージン諸島	2010.7.12(C)	28,054	6,268	20,093	1,693
58	カナダ	2018.7.1	*) 37,058,856	5,972,733	24,727,903	6,358,220
59	ケイマン諸島	2017.12.31	*) 63,414	10,643	47,469	5,162
60	コスタリカ	2018.7.1	5,003,673	1,045,673	3,411,814	546,186
61	キューバ	2018.7.1	*) 11,215,344	1,799,426	7,737,538	1,678,381
62	キューラソー	2017.7.1	160,175	29,171	104,819	26,186
63	ドミニカ	2011.5.14(C)	68,913	17,298	43,909	7,706
64	ドミニカ共和国	2018.7.1	10,266,149	2,891,977	6,658,069	716,103
65	エルサルバドル	2017.7.1	6,581,940	1,739,509	4,317,892	524,539
66	グリーンランド	2018.7.1	56,025	11,704	39,664	4,657
67	グレナダ	2017.7.1	111,467	24,249	69,924	8,796
68	グアドループ	2018.1.1	422,290	79,367	264,671	78,252
69	グアテマラ	2018.7.1	17,311,086	6,598,916	9,892,896	819,274
70	ハイチ	2018.7.1	11,411,527	3,740,616	7,131,009	539,901
71	ホンジュラス	2018.7.1	9,012,229	2,920,263	5,591,092	500,875
72	ジャマイカ	2017.7.1	2,728,915	596,239	1,892,416	240,260
73	マルチニーク	2018.1.1	368,640	61,092	231,819	75,729
74	メキシコ	2018.7.1	125,327,797	33,220,767	83,025,301	9,081,729
75	モントセラト	2011.5.12(C)	4,922	971	3,260	691
76	ニカラグア	2017.7.1	6,393,824	2,006,475	4,066,013	321,336
77	パナマ	2018.7.1	4,158,783	1,099,189	2,718,582	341,012
78	プエルトリコ	2017.7.1	3,337,177	523,966	2,154,461	658,750
79	セントルシア	2018.7.1	178,696	33,122	128,831	16,743
80	サンピエール・ミクロン	2015.1.1(C)	6,021	1,098	3,956	967
81	セントビンセント・グレナディーン	2018.7.1	110,520	27,253	73,159	10,108
82	サン・バルテルミー	2015.1.1(C)	9,625	1,462	7,265	898
83	フランス領セント・マーチン	2018.7.1	35,457	6,355	22,038	7,064
84	オランダ領セント・マーチン	2018.1.1	40,614	8,128	29,258	3,227
85	タークス・カイコス諸島	2017.7.1	39,792	7,626	30,519	1,647
86	アメリカ合衆国	2018.7.1	327,167,434	60,885,444	213,850,797	52,431,193
87	米領バージン諸島	2010.4.1(C)	106,405	22,134	69,887	14,384
〔南アメリカ〕						
88	アルゼンチン	2018.7.1	44,494,502	10,973,470	28,538,607	4,982,425
89	ボリビア	2018.7.1	11,307,314	3,621,661	6,963,183	722,470
90	ブラジル	2018.7.1	208,494,900	44,507,410	144,759,658	19,227,832
91	チリ	2018.7.1	18,552,218	3,693,786	12,774,837	2,083,595
92	コロンビア	2018.7.1	49,834,240	12,892,596	32,924,992	4,016,652
93	エクアドル	2018.7.1	17,023,408	5,019,608	10,782,514	1,221,286
94	フォークランド諸島	2012.4.15(C)	2,840	465	2,044	301
95	仏領ギアナ	2018.1.1	281,612	92,204	174,431	14,977
96	ガイアナ	2012.9.15(C)	746,955	224,847	483,789	38,319
97	パラグアイ	2016.7.1	6,854,536	2,077,498	4,363,932	413,106
98	ペルー	2018.6.30	32,162,184	8,602,125	21,282,364	2,277,695
99	スリナム	2017.7.1	583,200	152,900	384,500	45,800
100	ウルグアイ	2018.7.1	3,505,985	704,198	2,301,418	500,370
101	ベネズエラ	2018.7.1	31,670,952	8,257,666	21,181,076	2,232,210
〔アジア〕						
102	アフガニスタン	2018.7.1	30,075,018	14,271,735	14,986,995	816,287
103	アルメニア	2018.1.1	2,972,732	599,657	2,028,482	344,593
104	アゼルバイジャン	2018.1.1	9,898,085	2,234,309	7,015,694	648,082
105	バレーション	2018.7.1	1,503,091	296,888	1,164,405	41,798
106	バングラデシュ	2017.7.1	162,700,000	47,627,319	106,875,780	8,196,900
107	ブータン	2017.5.30(C)	727,145	189,417	494,664	43,064
108	ブルネイ	2018.7.1	442,400	91,600	330,600	20,200
109	カンボジア	2015.7.1	15,405,157	4,503,116	10,191,864	710,177

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数			老年化 指数	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
14.7	67.2	18.2	43.4	45.0	48.9	21.8	27.0	123.9	56
22.3	71.6	6.0	33.7	33.9	39.6	31.2	8.4	27.0	57
16.1	66.7	17.2	41.1	40.8	49.9	24.2	25.7	106.5	58
16.8	75.0	8.2	37.4	38.3	33.3	22.4	10.9	48.5	59
20.9	68.2	10.9	35.5	33.2	46.7	30.6	16.0	52.2	60
16.0	69.0	15.0	40.4	41.6	44.9	23.3	21.7	93.3	61
18.2	65.4	16.3	40.5	41.8	52.8	27.8	25.0	89.8	62
25.1	63.7	11.2	33.9	30.9	56.9	39.4	17.5	44.5	63
28.2	64.9	7.0	30.5	27.2	54.2	43.4	10.8	24.8	64
26.4	65.6	8.0	30.6	26.4	52.4	40.3	12.1	30.2	65
20.9	70.8	8.3	35.7	34.3	41.2	29.5	11.7	39.8	66
23.5	67.9	8.5	32.7	29.1	47.3	34.7	12.6	36.3	67
18.8	62.7	18.5	41.7	43.8	59.6	30.0	29.6	98.6	68
38.1	57.1	4.7	25.0	20.5	75.0	66.7	8.3	12.4	69
32.8	62.5	4.7	27.1	23.8	60.0	52.5	7.6	14.4	70
32.4	62.0	5.6	27.5	23.6	61.2	52.2	9.0	17.2	71
21.8	69.3	8.8	33.4	30.1	44.2	31.5	12.7	40.3	72
16.6	62.9	20.5	43.6	46.7	59.0	26.4	32.7	124.0	73
26.5	66.2	7.2	31.4	28.6	51.0	40.0	10.9	27.3	74
19.7	66.2	14.0	38.8	39.1	51.0	29.8	21.2	71.2	75
31.4	63.6	5.0	27.9	24.5	57.3	49.3	7.9	16.0	76
26.4	65.4	8.2	32.1	29.5	53.0	40.4	12.5	31.0	77
15.7	64.6	19.7	41.9	41.6	54.9	24.3	30.6	125.7	78
18.5	72.1	9.4	35.8	34.3	38.7	25.7	13.0	50.6	79
18.2	65.7	16.1	41.5	43.7	52.2	27.8	24.4	88.0	80
24.7	66.2	9.1	33.2	30.5	51.1	37.3	13.8	37.1	81
15.2	75.5	9.3	38.5	38.5	32.5	20.1	12.4	61.4	82
17.9	62.2	19.9	41.7	41.8	60.9	28.8	32.1	111.2	83
20.0	72.0	7.9	36.4	37.6	38.8	27.8	11.0	39.7	84
19.2	76.7	4.1	34.1	35.4	30.4	25.0	5.4	21.6	85
18.6	65.4	16.0	39.4	38.3	53.0	28.5	24.5	86.1	86
20.8	65.7	13.5	38.3	39.1	52.3	31.7	20.6	65.0	87
24.7	64.1	11.2	33.9	31.1	55.9	38.5	17.5	45.4	88
32.0	61.6	6.4	28.4	24.5	62.4	52.0	10.4	19.9	89
21.3	69.4	9.2	34.4	32.6	44.0	30.7	13.3	43.2	90
19.9	68.9	11.2	36.5	34.8	45.2	28.9	16.3	56.4	91
25.9	66.1	8.1	32.1	29.2	51.4	39.2	12.2	31.2	92
29.5	63.3	7.2	30.1	26.6	57.9	46.6	11.3	24.3	93
16.5	72.7	10.7	38.6	39.1	37.5	22.7	14.7	64.7	94
32.7	61.9	5.3	28.8	25.7	61.4	52.9	8.6	16.2	95
30.1	64.8	5.1	29.0	25.1	54.4	46.5	7.9	17.0	96
30.3	63.7	6.0	28.9	25.3	57.1	47.6	9.5	19.9	97
26.7	66.2	7.1	31.0	28.2	51.1	40.4	10.7	26.5	98
26.2	65.9	7.9	32.2	29.8	51.7	39.8	11.9	30.0	99
20.1	65.6	14.3	37.5	35.4	52.3	30.6	21.7	71.1	100
26.1	66.9	7.0	31.6	29.1	49.5	39.0	10.5	27.0	101
47.5	49.8	2.7	21.3	16.2	100.7	95.2	5.4	5.7	102
20.2	68.2	11.6	37.0	35.0	46.5	29.6	17.0	57.5	103
22.6	70.9	6.5	33.4	31.8	41.1	31.8	9.2	29.0	104
19.8	77.5	2.8	31.5	31.7	29.1	25.5	3.6	14.1	105
29.3	65.7	5.0	29.0	26.1	52.2	44.6	7.7	17.2	106
26.0	68.0	5.9	29.7	26.9	47.0	38.3	8.7	22.7	107
20.7	74.7	4.6	32.1	30.9	33.8	27.7	6.1	22.1	108
29.2	66.2	4.6	27.9	24.6	51.2	44.2	7.0	15.8	109

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期日	人口			
			総数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アジア〕						
110	中国	2011.12.31	1,347,304,706	221,870,588	1,002,447,059	122,989,412
111	ホンコン特別行政区	2018.7.1	7,451,000	860,800	5,324,000	1,266,200
112	マカオ特別行政区	2016.8.7	650,834	77,847	513,604	59,383
113	キプロス	2018.1.1	864,236	140,289	586,727	137,220
114	ジョージア	2018.1.1	3,729,633	744,939	2,438,481	546,213
115	インドネシア	2011.2.9(C) ¹⁾	1,210,854,977	372,444,116	767,735,726	66,185,333
116	インドネシア	2018.7.1	264,161,642	66,259,783	181,305,111	16,596,748
117	イラン	2018.7.1	82,083,918	20,077,777	56,890,268	5,115,873
118	イラク	2015.7.1	36,658,503	14,740,515	20,756,749	1,161,241
119	イスラエル	2017.7.1	8,713,268	2,462,981	5,252,161	998,127
120	日本	2019.10.1 ²⁾	126,166,948	15,210,332	75,071,721	35,884,895
121	ヨルダン	2018.12.31	10,309,000	3,541,090	6,387,550	380,360
122	カタスタ	2018.7.1	18,276,452	5,179,986	11,743,873	1,352,594
123	クウェート	2018.7.1	4,124,606	884,509	3,112,398	127,699
124	キルギス	2018.7.1	6,323,115	2,053,166	3,975,392	294,558
125	ラオス	2018.7.1	7,012,994	2,277,009	4,432,319	303,666
126	マレーシア	2018.7.1	32,384,982	7,705,046	22,581,034	2,098,902
127	モルジブ	2018.7.1	512,038	105,042	389,462	17,539
128	モンゴル	2018.7.1	3,208,189	984,974	2,097,886	125,329
129	ミャンマー	2018.10.1	53,862,731	14,886,533	35,634,446	3,341,752
130	ネパール	2016.7.1	28,431,494	8,687,310	18,117,067	1,627,116
131	オマーン	2018.7.1	4,601,706	1,047,203	3,435,000	119,503
132	フィリピン	2017.7.1	104,921,400	32,725,356	66,860,500	5,335,600
133	カタール	2018.7.1	2,760,170	385,219	2,343,476	31,475
134	韓国	2018.7.1	51,606,633	6,589,388	37,645,085	7,372,160
135	サウジアラビア	2018.7.1	33,413,660	8,220,880	24,116,928	1,075,852
136	シンガポール	2018.6.30	3,994,283	591,124	2,855,305	547,854
137	スリランカ	2018.7.1 ^{*)}	21,670,000	5,470,000	14,499,000	1,701,000
138	パレスチナ	2018.7.1	4,854,013	1,877,054	2,818,903	158,056
139	シリア	2011.7.1	21,124,000	7,859,000	12,407,000	858,000
140	タジキスタン	2017.7.1	8,837,002	3,036,587	5,513,214	287,202
141	タイ	2017.7.1	65,521,660	11,493,125	46,506,883	7,521,652
142	東ティモール	2018.7.1	1,261,407	483,035	711,150	67,222
143	トルコ	2017.12.31	80,810,525	19,033,488	54,881,652	6,895,385
144	ウズベキスタン	2017.7.1	32,388,563	9,254,796	21,722,879	1,410,888
145	ベトナム	2018.4.1 ^{*)}	94,417,348	22,445,286	63,594,470	8,377,593
146	イエメン	2017.7.1	28,170,408	11,438,227	15,926,683	805,497
〔ヨーロッパ〕						
147	オランダ	2018.7.1	29,638	4,896	18,231	6,511
148	アルバニア	2018.1.1	2,870,324	506,950	1,974,207	389,167
149	アンドラ	2018.1.1	74,794	10,687	54,121	9,986
150	オーストリア	2018.1.1	8,822,267	1,273,002	5,902,273	1,646,992
151	ベラルーシ	2018.1.1	9,491,823	1,594,936	6,477,226	1,419,661
152	ベルギー	2018.1.1	11,398,589	1,933,942	7,333,992	2,130,655
153	ボスニア・ヘルツェゴビナ	2013.9.30(C)	3,531,159	543,719	2,485,444	501,996
154	ブルガリア	2018.1.1	7,050,034	1,004,376	4,563,750	1,481,908
155	クロアチア	2018.1.1	4,105,493	594,393	2,685,739	825,361
156	チェコ	2018.1.1	10,610,055	1,670,677	6,899,195	2,040,183
157	デンマーク	2018.7.1	5,789,957	959,488	3,703,664	1,126,805
158	エストニア	2018.1.1	1,319,133	215,226	845,525	258,382
159	フェロー諸島	2018.7.1	51,040	10,681	31,516	8,843
160	フィンランド	2018.1.1	5,513,130	890,424	3,443,388	1,179,318
161	フランス	2018.7.1 ^{*)}	64,768,552	11,526,519	40,237,421	13,004,613
162	ドイツ	2018.1.1	82,792,351	11,171,759	53,910,881	17,709,711
163	ジブラルタル	2012.11.12(C)	32,194	5,833	21,116	5,245
164	ギリシャ	2018.1.1	10,741,165	1,546,667	6,854,336	2,340,162

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数			老年化 指数	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
16.5	74.4	9.1	36.5	36.2	34.4	22.1	12.3	55.4	110
11.6	71.5	17.0	43.7	44.2	40.0	16.2	23.8	147.1	111
12.0	78.9	9.1	38.7	37.7	26.7	15.2	11.6	76.3	112
16.2	67.9	15.9	39.5	37.6	47.3	23.9	23.4	97.8	113
20.0	65.4	14.6	38.6	37.8	52.9	30.5	22.4	73.3	114
30.9	63.6	5.5	28.5	24.9	57.1	48.5	8.6	17.8	115
25.1	68.6	6.3	31.8	30.0	45.7	36.5	9.2	25.0	116
24.5	69.3	6.2	32.0	31.2	44.3	35.3	9.0	25.5	117
40.2	56.6	3.2	23.9	19.7	76.6	71.0	5.6	7.9	118
28.3	60.3	11.5	33.0	29.8	65.9	46.9	19.0	40.5	119
12.1	59.5	28.4	47.4	48.2	68.1	20.3	47.8	235.9	120
34.3	62.0	3.7	26.0	22.9	61.4	55.4	6.0	10.7	121
28.3	64.3	7.4	31.8	30.1	55.6	44.1	11.5	26.1	122
21.4	75.5	3.1	33.4	35.8	32.5	28.4	4.1	14.4	123
32.5	62.9	4.7	28.2	25.6	59.1	51.6	7.4	14.3	124
32.5	63.2	4.3	27.1	23.9	58.2	51.4	6.9	13.3	125
23.8	69.7	6.5	31.3	28.6	43.4	34.1	9.3	27.2	126
20.5	76.1	3.4	29.9	28.8	31.5	27.0	4.5	16.7	127
30.7	65.4	3.9	28.7	27.4	52.9	47.0	6.0	12.7	128
27.6	66.2	6.2	30.7	27.9	51.2	41.8	9.4	22.4	129
30.6	63.7	5.7	28.0	23.7	56.9	48.0	9.0	18.7	130
22.8	74.6	2.6	29.4	29.9	34.0	30.5	3.5	11.4	131
31.2	63.7	5.1	28.4	24.9	56.9	48.9	8.0	16.3	132
14.0	84.9	1.1	31.6	31.9	17.8	16.4	1.3	8.2	133
12.8	72.9	14.3	41.7	42.4	37.1	17.5	19.6	111.9	134
24.6	72.2	3.2	30.5	30.6	38.5	34.1	4.5	13.1	135
14.8	71.5	13.7	40.5	40.8	39.9	20.7	19.2	92.7	136
25.2	66.9	7.8	32.9	30.9	49.5	37.7	11.7	31.1	137
38.7	58.1	3.3	24.3	20.5	72.2	66.6	5.6	8.4	138
37.2	58.7	4.1	25.5	21.1	70.3	63.3	6.9	10.9	139
34.4	62.4	3.2	26.0	23.1	60.3	55.1	5.2	9.5	140
17.5	71.0	11.5	38.2	38.6	40.9	24.7	16.2	65.4	141
38.3	56.4	5.3	25.2	20.0	77.4	67.9	9.5	13.9	142
23.6	67.9	8.5	33.4	31.7	47.2	34.7	12.6	36.2	143
28.6	67.1	4.4	29.1	26.9	49.1	42.6	6.5	15.2	144
23.8	67.4	8.9	34.8	33.7	48.5	35.3	13.2	37.3	145
40.6	56.5	2.9	22.9	19.4	76.9	71.8	5.1	7.0	146
16.5	61.5	22.0	43.3	44.3	62.6	26.9	35.7	133.0	147
17.7	68.8	13.6	38.1	36.2	45.4	25.7	19.7	76.8	148
14.3	72.4	13.4	41.2	42.1	38.2	19.7	18.5	93.4	149
14.4	66.9	18.7	42.6	43.1	49.5	21.6	27.9	129.4	150
16.8	68.2	15.0	40.3	39.9	46.5	24.6	21.9	89.0	151
17.0	64.3	18.7	41.6	41.6	55.4	26.4	29.1	110.2	152
15.4	70.4	14.2	40.0	39.9	42.1	21.9	20.2	92.3	153
14.2	64.7	21.0	43.7	44.2	54.5	22.0	32.5	147.5	154
14.5	65.4	20.1	43.2	43.7	52.9	22.1	30.7	138.9	155
15.7	65.0	19.2	42.2	42.3	53.8	24.2	29.6	122.1	156
16.6	64.0	19.5	41.6	41.8	56.3	25.9	30.4	117.4	157
16.3	64.1	19.6	42.3	42.0	56.0	25.5	30.6	120.1	158
20.9	61.7	17.3	39.2	38.8	61.9	33.9	28.1	82.8	159
16.2	62.5	21.4	42.7	42.8	60.1	25.9	34.2	132.4	160
17.8	62.1	20.1	41.8	41.9	61.0	28.6	32.3	112.8	161
13.5	65.1	21.4	44.4	45.8	53.6	20.7	32.8	158.5	162
18.1	65.6	16.3	40.0	39.7	52.5	27.6	24.8	89.9	163
14.4	63.8	21.8	44.1	44.6	56.7	22.6	34.1	151.3	164

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期日	人口			
			総数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔ヨーロッパ〕						
165	チャンネル諸島：ガーンジー	2018.3.31	62,307	9,379	40,639	12,289
166	ハンガリー	2018.1.1	9,778,371	1,421,916	6,504,490	1,851,965
167	アイスランド	2018.1.1	348,450	67,407	232,060	48,983
168	アイルランド	2018.1.1	4,830,392	1,006,448	3,155,296	668,648
169	マーン島	2016.4.24(C)	83,314	13,346	52,763	17,205
170	イタリヤ	2018.1.1	60,483,973	8,080,176	38,759,434	13,644,363
171	チャンネル諸島：ジャージー	2018.1.1	106,800	17,008	71,731	17,175
172	ラトビア	2018.1.1	1,934,379	305,291	1,240,232	388,868
173	リヒテンシュタイン	2018.1.1	38,114	5,601	25,848	6,665
174	リトニア	2018.1.1	2,808,901	421,437	1,835,667	551,797
175	ルクセンブルク	2018.1.1	602,005	97,122	418,675	86,208
176	マルタ	2018.1.1	475,701	66,229	319,955	89,517
177	モンテネグロ	2018.1.1	622,359	112,430	417,964	91,965
178	オランダ	2018.1.1	17,181,084	2,762,624	11,179,344	3,239,116
179	北マケドニア	2018.1.1	2,075,301	341,983	1,449,869	283,256
180	ノルウェー	2018.1.1	5,295,619	938,934	3,460,260	896,425
181	ポーランド	2018.1.1	37,976,687	5,786,789	25,692,538	6,497,360
182	ポルトガル	2018.1.1	10,291,027	1,423,896	6,653,857	2,213,274
183	モルドバ	2018.7.1	2,706,049	508,367	1,832,888	364,792
184	ルーマニア	2018.1.1	19,530,631	3,052,479	12,927,891	3,550,261
185	ロシア	2012.7.1	143,201,730	22,512,171	102,275,426	18,414,133
186	サンマリノ	2018.7.1	34,536	4,823	23,013	6,700
187	セルビア	2018.1.1	7,001,444	1,004,991	4,601,877	1,394,576
188	スロバキア	2018.1.1	5,443,120	849,701	3,748,564	844,855
189	スロベニア	2018.1.1	2,066,880	310,677	1,354,941	401,262
190	スペイン	2018.1.1	46,658,447	6,978,564	30,720,389	8,959,494
191	スウェーデン	2018.1.1	10,120,242	1,794,677	6,319,419	2,006,146
192	スイス	2018.1.1	8,484,130	1,269,055	5,664,710	1,550,365
193	ウクライナ	2018.1.1	42,216,766	6,530,490	28,719,006	6,967,270
194	イギリス	2018.1.1	66,273,576	11,871,549	42,309,960	12,092,067
〔オセアニア〕						
195	米領サモア	2010.4.1(C)	55,519	19,425	33,827	2,267
196	オーストラリア	2018.7.1	24,992,860	4,702,400	16,375,787	3,914,673
197	クック諸島	2011.12.1(C)	17,794	4,627	11,537	1,630
198	フィジー	2017.9.17(C)	884,887	259,788	575,231	49,868
199	仏領ポリネシア	2015.1.1	271,796	66,560	186,373	18,863
200	グアム	2018.7.1	167,772	46,100	106,748	14,924
201	キリバス	2015.11.7(C)	110,136	38,438	67,693	4,005
202	マーシャル諸島	2011.4.3(C)	53,158	21,253	30,841	1,064
203	ミクロネシア	2018.7.1	104,286	37,212	63,719	3,355
204	ニューカレドニア	2016.7.1	11,014	4,366	6,443	206
205	ニューカレドニア	2017.1.1	278,495	63,387	190,045	25,063
206	ニュージーランド	2018.7.1	4,885,570	944,700	3,193,930	746,940
207	ノーフォーク諸島	2011.8.9(C)	2,302	361	1,388	553
208	北マリアナ諸島	2011.7.1	46,050	11,974	32,411	1,665
209	パラオ	2015.4.13(C)	17,661	3,628	12,750	1,283
210	サモア	2016.11.7(C)	195,979	74,616	111,627	9,592
211	ソロモン諸島	2018.7.1	666,557	244,374	395,586	26,597
212	トケラウ	2016.10.18(C)	1,285	426	762	97
213	トンガ	2016.11.30(C)	100,651	36,534	58,001	6,075
214	ツバル	2016.7.1	11,153	3,488	7,113	552
215	バヌアツ	2016.11.7(C)	272,459	105,930	155,092	11,235
216	ワリス・フツナ諸島	2013.7.22(C)	12,197	3,430	7,619	1,148

UN, *Demographic Yearbook*, 2018年版 (<https://unstats.un.org/unsd/demographic-social/products/dyb/index.cshhtml>) に掲載 (Table 7: 掲載年次2009～2018年) の年齢別人口統計に基づいて計算した。ただし、人口総数が1,000人未満およびここに示すような指標の算定が不能の国は除いている。

表中、期日の後の(C)はセンサスの結果であることを示し、他はすべて推計人口である。イタリック体は信頼性の低い推計値であることを示す。

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数			老年化 指数	No.
0～14歳	15～64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
15.1	65.2	19.7	42.9	44.2	53.3	23.1	30.2	131.0	165
14.5	66.5	18.9	42.5	42.7	50.3	21.9	28.5	130.2	166
19.3	66.6	14.1	38.0	36.4	50.2	29.0	21.1	72.7	167
20.8	65.3	13.8	37.7	37.3	53.1	31.9	21.2	66.4	168
16.0	63.3	20.7	43.1	44.8	57.9	25.3	32.6	128.9	169
13.4	64.1	22.6	45.1	46.3	56.0	20.8	35.2	168.9	170
16.1	67.7	16.2	41.0	41.4	47.7	23.7	23.9	101.0	171
15.8	64.1	20.1	42.9	43.3	56.0	24.6	31.4	127.4	172
14.7	67.8	17.5	42.3	43.9	47.5	21.7	25.8	119.0	173
15.0	65.4	19.6	42.9	43.8	53.0	23.0	30.1	130.9	174
16.1	69.5	14.3	39.9	39.4	43.8	23.2	20.6	88.8	175
13.9	67.3	18.8	41.8	40.4	48.7	20.7	28.0	135.2	176
18.1	67.2	14.8	39.2	38.5	48.9	26.9	22.0	81.8	177
16.1	65.1	18.9	41.8	42.5	53.7	24.7	29.0	117.2	178
16.5	69.9	13.7	39.1	38.4	43.1	23.6	19.5	82.8	179
17.7	65.3	16.9	40.1	39.5	53.0	27.1	25.9	95.5	180
15.2	67.7	17.1	41.4	40.6	47.8	22.5	25.3	112.3	181
13.8	64.7	21.5	44.2	44.8	54.7	21.4	33.3	155.4	182
18.8	67.7	13.5	38.6	37.8	47.6	27.7	19.9	71.8	183
15.6	66.2	18.2	41.9	42.2	51.1	23.6	27.5	116.3	184
15.7	71.4	12.9	39.3	38.3	40.0	22.0	18.0	81.8	185
14.0	66.6	19.4	44.1	45.8	50.1	21.0	29.1	138.9	186
14.4	65.7	19.9	43.1	43.5	52.1	21.8	30.3	138.8	187
15.6	68.9	15.5	40.6	40.2	45.2	22.7	22.5	99.4	188
15.0	65.6	19.4	43.2	43.8	52.5	22.9	29.6	129.2	189
15.0	65.8	19.2	43.2	43.6	51.9	22.7	29.2	128.4	190
17.7	62.4	19.8	41.2	40.6	60.1	28.4	31.7	111.8	191
15.0	66.8	18.3	42.2	42.4	49.8	22.4	27.4	122.2	192
15.5	68.0	16.5	41.3	40.8	47.0	22.7	24.3	106.7	193
17.9	63.8	18.2	40.7	40.1	56.6	28.1	28.6	101.9	194
35.0	60.9	4.1	27.2	22.6	64.1	57.4	6.7	11.7	195
18.8	65.5	15.7	38.9	37.4	52.6	28.7	23.9	83.2	196
26.0	64.8	9.2	33.1	31.1	54.2	40.1	14.1	35.2	197
29.4	65.0	5.6	30.0	27.5	53.8	45.2	8.7	19.2	198
24.5	68.6	6.9	32.5	30.6	45.8	35.7	10.1	28.3	199
27.5	63.6	8.9	32.5	29.1	57.2	43.2	14.0	32.4	200
34.9	61.5	3.6	25.9	22.4	62.7	56.8	5.9	10.4	201
40.0	58.0	2.0	24.0	20.6	72.4	68.9	3.4	5.0	202
35.7	61.1	3.2	26.0	21.5	63.7	58.4	5.3	9.0	203
39.6	58.5	1.9	24.2	20.8	71.0	67.8	3.2	4.7	204
22.8	68.2	9.0	34.2	32.8	46.5	33.4	13.2	39.5	205
19.3	65.4	15.3	38.5	36.9	53.0	29.6	23.4	79.1	206
15.7	60.3	24.0	47.4	52.1	65.9	26.0	39.8	153.2	207
26.0	70.4	3.6	30.9	30.0	42.1	36.9	5.1	13.9	208
20.5	72.2	7.3	35.5	35.9	38.5	28.5	10.1	35.4	209
38.1	57.0	4.9	26.3	21.4	75.4	66.8	8.6	12.9	210
36.7	59.3	4.0	25.6	21.5	68.5	61.8	6.7	10.9	211
33.2	59.3	7.5	30.0	25.4	68.6	55.9	12.7	22.8	212
36.3	57.6	6.0	27.2	22.0	73.5	63.0	10.5	16.6	213
31.3	63.8	4.9	28.7	24.3	56.8	49.0	7.8	15.8	214
38.9	57.0	4.1	25.0	20.9	75.5	68.3	7.2	10.6	215
28.1	62.5	9.4	33.3	32.2	60.1	45.0	15.1	33.5	216

1) 人口総数に年齢不詳を含む。 2) 総務省統計局『人口推計 2019年(令和元年)10月1日現在』による。
*) 概数。

 書 評 ・ 紹 介

Michaela Kreyenfeld, Dirk Konietzka (eds.)

Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences

Demographic Research Monographs, SpringerOpen, 2017, 370pp.

本書は、ここ数十年でヨーロッパやアメリカで急速に増加してきた「無子の人々」に注目し、5部立て・全17章の無子研究論文をとりまとめた著作である。

パートI「ヨーロッパにおける無子の概観」には、ヨーロッパの無子に関する論点、定義、本書各章の要約をまとめた第1章(M. Kreyenfeld & D. Konietzka)と、ヨーロッパ28ヶ国の無子レベルに関する長期データの分析を扱った第2章(T. Sobotka)が掲載されている。とくに第2章は有用で、綿密に収集された各国の長期データに基づいて出生コーホート別分析が行われ、1900年～72年生れの女性の無子割合は1940年代出生コーホートを底としてU字型を描くことを明らかにした。また、無子に関するデータ自体の解説も含まれ、大変参考になる。

パートII「各国の状況」には、国別に無子レベルの動向、家族制度との関連、無子の要因分析などを行った研究論文が掲載されており、イギリス(第3章, A. Berrington)、フランス(第4章, K. Köppen, M. Mazuy, and L. Toulemon)、東西ドイツ(第5章, M. Kreyenfeld and D. Konietzka)、スイスとオーストリア(第6章, M. Burkimsher and K. Zeman)、フィンランド(第7章, A. Rotkirch and A. Miettinen)、アメリカ(第8章, T. Frejka)が取り上げられた。各国研究に共通して、無子と学歴の関連について言及されている。一般に、女性では高学歴者ほど無子割合が高いと多くの研究で指摘されてきた。スイス・オーストリア、ドイツ、フランスでは、学歴間の差は縮小しているもののその通りのデータが示されたが、フィンランドでは低学歴者で無子割合が高い。男性は多くの国で低学歴者に無子が多い。学歴と無子の関係性は様々であり、その背後には学歴別のパートナーの得やすさの問題もある。また、イギリス(第3章)とアメリカ(第8章)では、若い世代で無子割合の上昇が反転し、低下し始めている兆しが見出されており、印象的であった。

パートIII「女性の教育と無子」・IV「出生力の理想、ライフコースを通じた意思決定、生殖補助医療」は、現代ヨーロッパにおける無子の決定要因を分析した論文が掲載されている。パートIIIの第9章(G. Neyer, J. M. Hoem and G. Andersson)は、教育制度が大きく異なるオーストリアとスウェーデンの教育分野と無子の関連を分析した。両国とも教育分野による無子割合の差が観察されており、学歴水準だけでなくどの分野を学んだかという視点も重要であることがわかる。第10章(H. Schaeper, M. Grotheer and G. Brandt)では、東西ドイツの大卒女性の出生行動を比較分析しており、ドイツ統一前は若くして結婚・出産することが多かった東独大卒女性が、統一後は保育サービスや子育て支援の減退、卒業後のキャリア見通しの不確実性の増大により、西独と同じく若い時期の出生割合が激減していることが見出された。

パートIVの第11章(A. -K. Kuhnt, M. Kreyenfeld and H. Trappe)では、ドイツ家族パネルのデータを使用して、「理想出生力」がライフコースを通じてどのように変化するか分析した。女性は男性よりも加齢に伴い理想子ども数が減少する傾向にあり、理想子ども数の変化には子供の誕生(特に第一子)の影響が大きく、経済要因はあまり影響しないようだ。第12章(L. Bernardi and S. Keim)はドイツの高学歴・常勤女性へのインタビュー調査から、東西ドイツ人では将来の家族生活イメージ

が大きく異なり（西独は男性稼ぎ手モデル，東独は共働きモデル），それは統一後も残存していることを明らかにした．第13章（H. Trappe）と第14章（P. Präg and M.C. Mills）はともに生殖補助医療（ART）について扱っており，第13章ではドイツ，第14章ではヨーロッパ全体の ART の状況と ART に関連する法律規制等についてまとめている．ヨーロッパでは域内移動が容易であるため，各国の法規制の違いと個人の経済力の有無が ART へのアクセスを規定している側面があるという．

パートV「無子の帰結」は，無子であることが高齢期にどのような心理的・経済的帰結を示すのかを分析した3つの論文で構成されている．こうした分析視点の研究は日本ではまだ少なく，興味深い．第15章（R. Keizer and K. Ivanova）は，オランダの男女を分析し，男性は女性に比べて，無子であることよりも，パートナーの有無やカップルの関係性の質が精神的・身体的ウェルビーイングに影響するとした．第16章（T. Mika and C. Czaplicki）は，東西ドイツの女性を比較分析し，西独では子どもを持つと就業経歴に影響して「出産ペナルティ」により老年期所得に差が生じるが，東独では出産ペナルティは観察されなかったことを示した．第17章（M. Albertini and M. Kohli）は，無子の高齢者は社会的孤立から公的支援需要が高い集団とみられてきたが，実はボランティア活動等を通じて周囲にサポートを提供する側でもあること，むしろ子どもがいてもつながりが切れている高齢者で公的支援需要が高まるリスクがあることを見出した．

日本では，無子に関する研究はおもに2000年代以降に盛んになってきたが，欧米諸国では1970～80年代頃から多数の無子研究が蓄積されている．本書ではその先行研究の厚みを感じ取れ，日本における今後の無子研究にとって大いに参考になる一冊といえる．また，社会調査と公的な人口登録データをリンクさせたデータセットで分析を行った論文もあり，こうしたデータは日本にはなく，興味深い．なお，本書はオープンアクセスとなっており，次の URL からコンテンツすべてがフリーで PDF ダウンロード可能である．<https://www.springer.com/gp/book/9783319446653> （守泉理恵）

研究活動報告

ウェビナー「高齢者のニーズに応える：米・日・マレーシアの識者が語る 新型コロナから得た知見」への参加

アジア健康構想 (AHWIN) の一環として、2020年5月29日に「高齢者のニーズに応える：米・日・マレーシアの識者が語る新型コロナから得た知見 Responding to the Needs of Older People During the COVID-19 Pandemic - Sharing Lessons Learned」と題するウェビナーが、東アジア・アセアン経済研究センター (ERIA) と日本国際交流センター (JCIE) の共催により行われ、米国の高齢問題専門ジャーナリストであるアイナ・ジャフィ氏、マレーシア国民大学 (UKM) 医学部准教授のモハッド・ロハイザ・ハッサン氏と共に筆者が報告した。

米国、日本、マレーシア三か国における新型コロナ感染症の影響は、患者数で見ても死亡数で見ても大きく異なるが、高齢者に限ってみても、施設における死亡割合など、米国の事情はかなり厳しいことが示された。また社会的孤立に対し、三か国それぞれの事情があるが、マレーシアでは離れた家族と顔を見て会話ができるように、政府が一日当たり1GBの無料データを提供し、スマートフォンの活用が図られていた。いまだ収束が見えない新型コロナ感染症に対し、高齢者のIT利用の推進は一つの課題、もしくは解決策であると考えられる。(林 玲子記)

国連ハイレベル政治フォーラム・サイドイベント 「人口データと移民動向」

2020年7月9日(米国時間)に「人口データと移民動向を自発的国家レビュー(VNR: Voluntary National Review)に反映させる」と題するオンライン・サイドイベントが、国連人口部により開催され、メキシコ、モルドバ、南アフリカの報告者とともに、筆者が参加した。

持続可能な開発目標(SDGs)が2015年の国連総会で採択されてから、そのフォローアップとして毎年7月にハイレベル政治フォーラム(HLPP)が国連本部で開催されており、その場で希望する国がSDGsの取組状況について自発的国家レビュー(VNR: Voluntary National Review)を実施しており、日本も2017年に実施している。今回のサイドイベントは、VNRにどのように人口データを組み込んでいくか、特に移民動向をどうとらえるのか、各国および国連の動向を紹介し討議する場であった。しかしながら各国における「人口」を切り口にした課題は様々であり、論点は拡大し1時間という時間制限もあり、議論の収束点は見出しにくい状況であった。

なお、フォーラムは日本時間午前1時から開催され、世界各国の参加者がある場合、オンライン開催はいかに妥当な時間設定をするかが大きな課題であることが実感された。(林 玲子記)

2019年度日本人口学会関西地域部会

2019年度の関西地域部会は、当初3月14日(土)に神戸大学文学部(兵庫県神戸市)で開催予定であったが、「COVID-19(新型コロナウイルス)」の影響により延期となり2020年8月8日(土)に

ZOOM を用いたオンライン形式で開催された。本地域部会のテーマは「近代移行期の人口移動—人口移動からみた過去・現在—」で、総勢29名の参加があった。

歴史上の人口移動という性格から、資料の入手や解釈が難しいながらも、人口移動の実態に迫る内容が報告された。さらに、総合討論において、指定討論者の丸山洋平准教授（札幌市立大学）からは、人口移動の分析によって何を語るのかという点で、人口移動分析の視点についても提起されるなど、活発な議論が交わされた。以下に、発表のタイトルを記す。

1. 幕末の大都市周辺地域における人口移動の分析 —丹波国桑田郡馬路村を事例として—
..... 長島雄毅（宮崎産業経営大学）
2. 幕末期の京都における人口移動
..... Mary Louise Nagata（Francis Marion University）
3. 19世紀の越後国からの出稼ぎ—越後漁村旧角田浜村の事例分析—
..... 張 婷婷（東北大学）
4. 近世東北における人口移動の空間的な広がり —二本松藩町村の比較を通して—
..... 長岡 篤（麗澤大学）
5. 近代期の都市村落間人口移動をとらえる視点
..... 鈴木 允（横浜国立大学）

（貴志匡博 記）

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

江崎 雄治 専修大学文学部
加藤 彰彦 明治大学政治経済学部
黒須 里美 麗澤大学外国語学部
佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員
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

田辺 国昭 所長
林 玲子 副所長
小西香奈江 企画部長
是川 夕 国際関係部長
小島 克久 情報調査分析部長
小池 司朗 人口構造研究部長
岩澤 美帆 人口動向研究部長

編集幹事

清水 昌人 企画部室長
千年よしみ 国際関係部室長
久井 情在 国際関係部研究員
佐々井 司 情報調査分析部室長
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 人口構造研究部主任研究官
井上 希 社会保障基礎理論研究部研究員

人 口 問 題 研 究

第76巻第3号
(通巻第314号)

2020年9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76巻第3号 (2020年9月刊)

特集Ⅰ：世帯推計

- 特集によせて……………小池司朗・291～292
平均世帯人員の減少要因の検討……………小山泰代・293～310
世帯規模別分布に関する統計分析……………鈴木 透・311～326
市区町村別世帯数の将来推計の試み
—静岡県市区町を対象として—……………小池司朗・小山泰代・327～339

特集Ⅱ：日本における外国人の人口動向（その2）

- 誰が日本を目指すのか？「アジア諸国における労働力送出し
圧力に関する総合的調査（第一次）」に基づく分析
……………是川 夕・340～374

特集Ⅲ：第8回人口移動調査の結果から（その5）

- キャリアによる国内人口移動の違いと世代効果……………塚崎裕子・375～393
高齢者の移動—国勢調査，国民生活基礎調査と
人口移動調査からの把握……………林 玲子・394～415

統計

- 主要国における合計特殊出生率および関連指標：1950～2018年・416～423
主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料……………424～433

書評・紹介

- Michaela Kreyenfeld, Dirk Konietzka (eds.)
Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences
(守泉理恵) ……………434～435

- 研究活動報告 ……………436～437