

# 人口問題研究

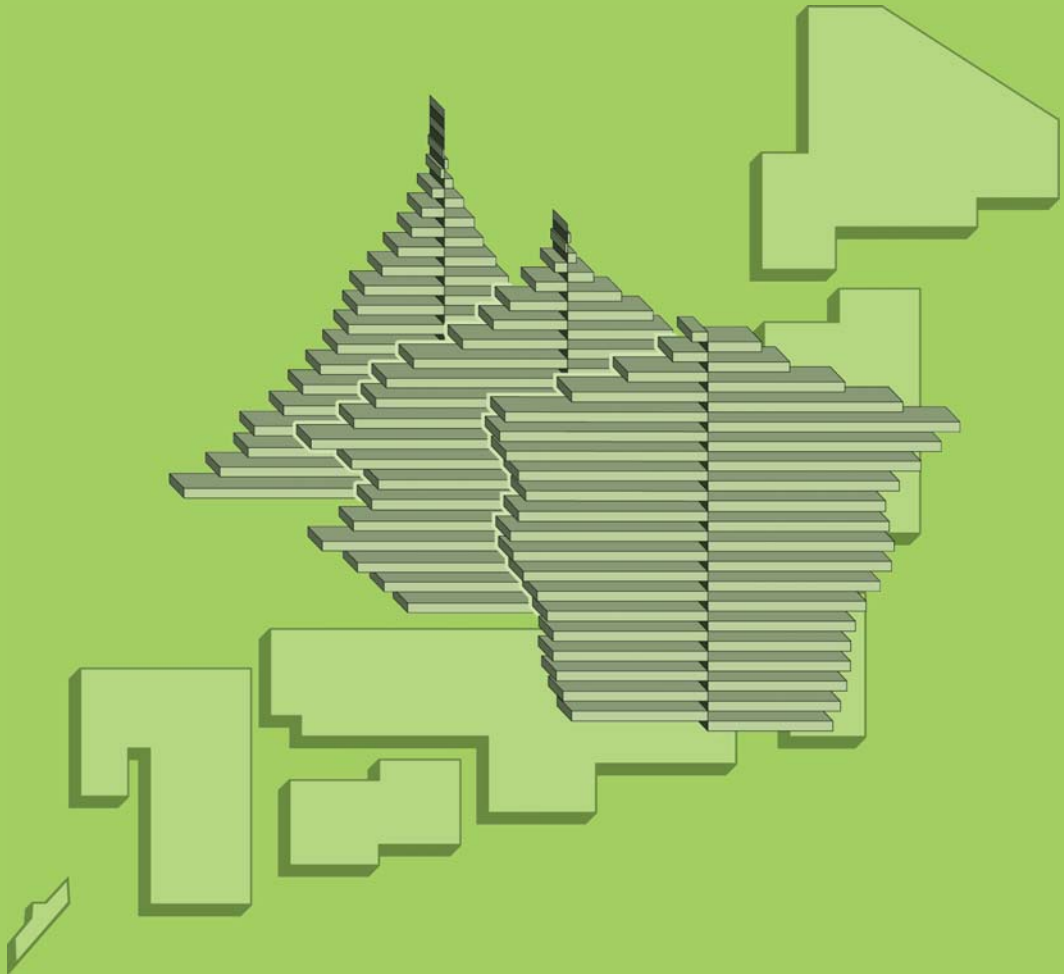
Journal of Population Problems

第76巻第2号 2020年

特集Ⅰ：日本における外国人の人口動向（その1）

特集Ⅱ：地域別将来人口推計（その2）

特集Ⅲ：第8回人口移動調査の結果から（その4）



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2号(2020年6月)

### 特集Ⅰ：日本における外国人の人口動向（その1）

- 特集によせて……………林 玲子・197～200  
日本人の将来仮定値に同調する外国人年齢別出生率の推計  
……………岩澤美帆・余田翔平・別府志海・金子隆一・201～217  
外国人の死因—日本人・本国人との比較……………林 玲子・218～239

### 特集Ⅱ：地域別将来人口推計（その2）

- 都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解  
……………鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和・240～264

### 特集Ⅲ：第8回人口移動調査の結果から（その4）

- 東京大都市圏と非東京大都市圏および全国の結婚出生力に対する  
人口移動の影響……………山内昌和・小池司朗・鎌田健司・中川雅貴・265～283

### 書評・紹介

- Jennifer, Lee and Min Zhou  
*The Asian American Achievement Paradox* (是川 夕) ……284～285

### 研究活動報告 ……286～289

- 移民政策専門家会合（SOPEMI, OECD）参加報告—アクティブ・  
エイジングに関する新潟・マレーシア会議—統計セミナー 2020—  
COVID-19の世界的蔓延による人口関係学会への影響

Journal of Population Problems  
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)  
Vol.76 No.2  
2020

**Special Issue I: The Demographic Trend of Foreign Nationals in Japan  
(Part 1)**

- Introduction .....HAYASHI Reiko•197-200  
Fertility Assumption for Non-Japanese Women Synchronizing with  
Japanese Age-Schedule  
.....IWASAWA Miho, YODA Shohei, BEPPU Motomi  
and KANEKO Ryuichi•201-217  
Causes of Death of Foreign Nationals in Japan:  
In Comparison to Japanese and Nationals at Origin  
.....HAYASHI Reiko•218-239

**Special Issue II: Regional Population Projections for Japan (Part 2)**

- Demographic Components of Future Population Growth Rates  
by Prefectures .....KAMATA Kenji, KOIKE Shiro, SUGA Keita  
and YAMAUCHI Masakazu•240-264

**Special Issue III: In-depth Analyses of the Results of the Eighth National  
Survey on Migration (Part 4)**

- Migration Effects on Marital Fertility in the Tokyo Metropolitan Area,  
the Non-Tokyo Metropolitan Area, and Japan  
.....YAMAUCHI Masakazu, KOIKE Shiro, KAMATA Kenji  
and NAKAGAWA Masataka•265-283

**Book Review**

- Jennifer, Lee and Min Zhou  
*The Asian American Achievement Paradox* (KOREKAWA Yu) .....284-285

**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

---

### 日本における外国人の人口動向 (その1)

## 特集によせて

林 玲 子

新型コロナウイルスの感染拡大が世界の人々の動きを大きく変えるなか、本特集その1は刊行されることになる。国際的な移動のみならず、国内の移動、さらには日々の通勤・通学に至るまで、これまで我々が経験したことのないほどの移動制限が、政府により、また自主的にも実施された。短期的にみれば、移動しないことがどれだけ人々の日常を変え、また社会に影響を及ぼすかを、まさに身をもって体験したことになる。また中長期的にも今回のパンデミックは日本社会、国際社会の転換点となる、という意見もある。

このような中、コロナ前、コロナ後に分けて、日本における国際人口移動の動向と施策について簡単に触れてみたい。コロナ前の日本は、人口減少が本格化する中、外国人受け入れおよび社会統合に資する施策が大幅に拡充された。毎年6月に閣議決定される政府の経済財政運営と改革の基本方針、いわゆる『骨太』において、「外国」をキーワードに施策の推移を見ると、2013年度当初は高度外国人材のみの記述であったものがその後留学生(2014年度)、研究者(2016年度)、そして特定技能制度による受け入れ(2018年度)と年を追って受け入れ対象が拡大し、また社会統合についても外国の高度人材や留学生が活躍しやすい環境の整備(2014年度)にはじまり、外国人の子供の教育環境の充実(2016年度)、留学生の就職支援(2015年度)と5割の就職率という数値目標の設定(2016年度)と拡充され、2018年度には外国人の受け入れ環境の整備は項目化され目次に入るようになり、それを受けてその年に「外国人材の受け入れ・共生のための総合的対応策」が関係閣僚会議にて決定されるに至った。

『骨太』目標の一つに訪日外国人旅行者数の増加があるが、2014年度では目標値が2020年に2千万人であったものが2016年度には倍増の4千万人に引き上げられたことからわかるように、訪日外国人旅行者数は大きく増加し、そのことが、観光資源の整備のみならず、外国人に対する医療など多方面の制度整備に拍車をかけた。また、当初は外国人に関しては一言一句たりとも含めていなかった地方創生に関する施策は、訪日外国人旅行者によるインバウンド効果、親日外国人材による地方活性化の好事例を受けて、2019年度から『骨太』においても地方への新しい人の流れをつくるための外国人材の活用が謳われるに至った。

それではコロナ後に、このような外国人受け入れの施策が再開されるだろうか。短期的

にはコロナの流行は複数年にわたって繰り返すだろうから、今後2-3年にかけて国境を越えた移動は制限されるであろう。そのため外国人旅行者のような短期的な往来は大幅に減少すると思われる。現在（令和2年4月末）わかっているところでは、出入国管理統計速報ベースで2020年3月の外国人入国者数は21.8万人と前月の5分の1に減り、前年同月と比べわずか8%であった。4月中旬には1日の入国外国人数は85人で2020年1月の千分の1という報道があり（日本経済新聞2020年4月20日電子版<sup>1)</sup>）、この水準が今年いっぱい続くとすれば2020年の入国外国人数は4百万人台で1990年代の水準であり、『骨太』で目標とした4千万人の十分の一となる。

中長期的に日本に居住する在留外国人数については、コロナの影響を示す全国的な統計は未だ公表されていないものの、東京都においては2020年4月の住民基本台帳に登録された外国人数は減少した。留学生が来日できない、東京都から感染の少ない国内他県に移動、といった一過性のものなのかどうかは、今後判明するだろう。2009年から2012年にかけて、リーマンショック、東日本大震災の影響を受けて、日本の外国人数は総数としては減少したが、永住者数は減少しなかったことを考えると、今後中長期在留外国人が減り続けることは想定しにくい、何らかの形で影響が広がるであろう。

今回我々は、このコロナ騒動により、当たり前だと思っていた日常はいとも簡単に崩れることを身をもって体験し、何が「不要不急」でないのか、冷静に見る時間を与えられた。日本におけるコロナの影響は、医療崩壊すれすれであったかもしれないが幸いにも死亡数は欧米各国に比べて一桁も二桁も少ない。一方、行動制限がもたらした社会・経済的な影響は重篤であった。逆にコロナによりテレワークやオンライン会議などが一気に進み、今後よりこなれた形でネットを利用した情報交換はさらに活発化し、人の往来もその影響を受けるだろう。本特集「日本における外国人の人口動向」は、「コロナ前時代」の研究成果であるが、「コロナ後時代」において人の移動がどのように変化するか、継続的に注視していく必要がある。

国立社会保障・人口問題研究所においては、その前身の人口問題研究所の時代から国際人口移動についての研究を行っている。例えば、人口問題審議会における議論を通じて1993年に『国際人口移動の実態』（東洋経済新報社刊）を編纂し、2003年には「人口減日本の選択—外国人労働力をどうする？」、2013年には「国際人口移動の新たな局面～「日本モデル」の構築に向けて」と題する厚生政策セミナーで、国際人口移動について議論してきた。2019年度からは一般会計プロジェクト「アジア諸国からの労働力送出し圧力に関する総合的研究」を実施し、さらに今年度も第二弾を実施中である。これら以外にも、国際人口移動に関しては将来人口推計、人口移動調査、その他科研プロジェクトにおいても多くの研究を行っている。今回の特集は、これまで社人研内の研究者がそれぞれ行ってきた外国人・国際人口移動研究を特集の形でとりまとめたものであり、特集は本号、次号にまたがって掲載する予定である。

1) 「外国人の入国者数 千分の1に減少 茂木外相」茂木外相 <https://www.nikkei.com/article/DGXMZO58261590Q0A420C2PP8000/> (accessed 2020/4/28)

# Special Issue I: The Demographic Trend of Foreign Nationals in Japan (Part 1)

## Introduction

HAYASHI Reiko

Amid the COVID-19 pandemic, this special issue is to be published. The unprecedented restriction on the free movement in Japan and the world have affected people's lives, for the short term definitely, and possibly in the coming years. Some would say this pandemic is the turning point of human history.

Before the COVID-19, Japan was implementing a radical shift in immigration policies. One can see the change through overviews of the *Honebuto*, the annual primary policy framework decided by the Cabinet titled "Basic Policies for the Economic and Fiscal Management and Reform". When this policy framework re-started in 2013, the migration issue was only for highly-skilled professionals. Then, it expanded to international students in 2014, researchers in 2016, and the "specified skilled workers" in 2018. As for the social integration of migrants, the first relevant mention appeared in 2014, where the development of a favorable environment for highly-skilled professionals and international students was highlighted. It was followed by the development of the educational environment for foreign children and employment support for international students in 2016. Since 2018, this "environmental development" became one itemized chapter in the policy, entailing the adoption of "Comprehensive Measures for Acceptance and Coexistence of Foreign nationals" by the relevant ministries.

Another prominent item in the policy concerning international migration is the target to attract 20 million foreign tourists. This target, being achieved so quickly before the term set in 2020, was raised to 40 million in 2016. The rapid increase of foreign tourists also contributed to a better tourism infrastructure and health care system. Increasing migrants was not the option at the beginning, to stop the Tokyo monopolization and disappearance of small municipalities. However, experiencing positive effects of foreign tourists and residents in the rural, depopulating area, the 2019 *Honebuto* policy started to value the role of foreign residents for revitalizing the local economy.

In the post-COVID-19 era, would these policies be safely resumed? Due to the anticipated resurgence of infections, international travel would be limited at least for a few years, which will certainly affect the number of foreign tourists. So far, according to the provisional report of Immigration Control Statistics, the entries of foreign nationals in March 2020 were 217,671, one-fifth of the previous month, and 8% of March 2019. If the situation continues until the end of the year, the annual entries would be 4 million, which is the same level as in the 1990s, and only one-tenth of what was targeted in the *Honebuto* policy.

As for the mid to long-term foreign residents, the national level statistics are not yet published, but the number of registered foreigners in Tokyo prefecture decreased in April 2020. International students supposed to arrive in April might not be able to enter Japan, some of the foreign

residents returned home, or more mobile foreign residents moved out of Tokyo to other prefectures within Japan. So far, the reasons are not certain, but we will know when there will be further information. Back in 2009 through 2012, the number of mid to long-term foreign residents decreased due to the global financial crisis and the Great East Japan Earthquake. However, during the same period, the number of permanent foreign residents was never affected and kept on increasing. Considering the steady population decrease and labour shortage at present, the increase of foreign residents would be a stable, long-term trend. Still, in the short run, the COVID-19 will affect the mobility of people.

We have experienced how the daily life, which we took for granted, was so easily discontinued. It gave us time to reflect on what is truly necessary and essential in our lives. Fortunately this time, the deaths caused by COVID-19 was relatively small in Japan compared to Western countries but the limitation on daily life affected economy and social life tremendously. On the other hand, IT usage such as telework and online meetings saw a dramatic increase, which would continue even after the pandemic. These phenomena would necessarily change the way people move. This special issue on "The Demographic Trend of Foreign Nationals in Japan" was elaborated during the pre-COVID-19 era, but it will be followed by researches adapted to the post-COVID-19 age.

National Institute of Population and Social Security Research has been working on the international migration issues since the time of its predecessor, the Institute of Population Problems. For example, a book on international migration was compiled in 1993 based on the discussion made in the Advisory Council on Population Problems. The Institute organized annual seminars titled "Population Decline and Immigration Policies: Japan's Choice" in 2003 and "New Trends in International Migration - Towards a Japanese Model" in 2013. In 2019, the general budget project "Survey on Emigration Pressure in Asia" was conducted and continued this year. Other than these activities, many researchers in the Institute have been conducting researches on international migration. This special issue is the result of such endeavor. It is planned to cover this number and the next.



## 特集 I : 日本における外国人の人口動向 (その 1)

日本人の将来仮定値に同調する外国人年齢別  
出生率の推計

岩澤美帆・余田翔平・別府志海\*・金子隆一\*\*

将来人口推計を行う際、出生パターンが異なる日本人と外国人については、それぞれ異なる年齢別出生率の仮定を設定する必要がある。本論文では、日本人女性の将来出生率仮定値をベースラインとし、外国人女性の年齢別出生率を推計する方法を示す。具体的には、日本人女性の出生年齢スケジュールと外国人女性のそれとの相対的差異を保持したまま、出生率の変化の傾向のみを日本人女性の出生率と同調させることで、外国人女性の年齢別出生率を推計する。同調には、両集団の年齢別出生率のモーメント（平均、分散、水準）の相対格差を活用し、推計時点での相対格差が将来にわたって保持されるよう出生率を変化させる。この方法は、基準となる集団と同調させる集団の出生率の実績値、そして基準となる集団の将来仮定値が得られれば適用可能であり、異質性が想定される様々なサブグループの将来人口推計に応用できる。

キーワード 将来推計人口, 出生率仮定, 外国人出生率

## I. 本研究の目的と概要

将来人口推計の最も標準的な手法といえるコーホート要因法を用いて将来人口を推計する際には、出生、死亡、移動に関して何らかの仮定をおく必要がある。出生に関しては、再生産年齢女性（一般に15~49歳）の年齢別出生率について仮定を置くが、その際、推計の対象となる人口が同質か異質か、そしてその構造が安定的か変動するかによって仮定の置き方が異なってくる。

国立社会保障・人口問題研究所が実施する日本の将来人口推計では、日本人人口と外国人人口を異質集団とみなし、年齢別出生率と国際人口移動については、日本人と外国人について別の仮定を置き、国籍別に人口を推計している（金子・三田 2008, 国立社会保障・人口問題研究所 2017）。本研究は、こうした異質な集団の仮定設定を行う際に、基準出生率をもとに、別の集団の出生率の仮定設定を行う方法を論じる。具体的には、日本人女性の出生率将来仮定を基準とし、外国人女性については、日本人女性と外国人女性の出生パ

\* 国立社会保障・人口問題研究所

\*\* 明治大学政治経済学部

ターンの異質性を保持したまま、日本人女性の出生率のトレンドに同調するよう外国人女性の出生率を設定する方法を述べる。

このような外国人女性の出生率の推計方法に関する基本的な考え方は、金子（2009）において示されており、「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2017）でも踏襲されている。まず、コーホート別投影手法によって仮定された日本人女性の年次別出生順位別年齢別出生率（中位仮定値）を基準とし、実績部分で見られる標準年齢パターンのモーメント（平均、分散（標準偏差）、水準（合計値））について、外国人女性と日本人女性との相対格差を格差係数としてもとめる。そうしたモーメントの相対格差の動向を将来にわたって仮定し、その係数を用いて日本人出生率の仮定値の推移に同調する外国人女性出生率の仮定値を得る。本論文では、この方法に、平均の同調において分散の変化を反映するよう調整を加えたほか、直近の相対格差係数を固定値として利用する改定を加えた上で、推計方法を説明する。

なお、本研究は直近のパターン（今回の場合、日本人女性と外国人女性の相対格差）を将来に投影するという将来人口推計の基本方針に沿った方法を解説することを目的としており、外国人女性と日本人女性の出生力の違いが何によってもたらされているか、また外国人出生力自体の変化等については紙幅を割かない。外国人の人口動態の推移については、勝野・林（1990）、山内（2010）、その構造や異質性については是川（2013a）、是川（2013b）、中川ほか（2018）に詳しい。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、日本人、外国人別にみた再生産年齢女性の人口の現状と見通し（2節）を整理する。つづいて、推計に用いるデータおよび指標の説明（3節）、実績値の推移を示す（4節）。その上で最後に、推計方法の説明（5節、6節）、および推計結果（7節）を示す。

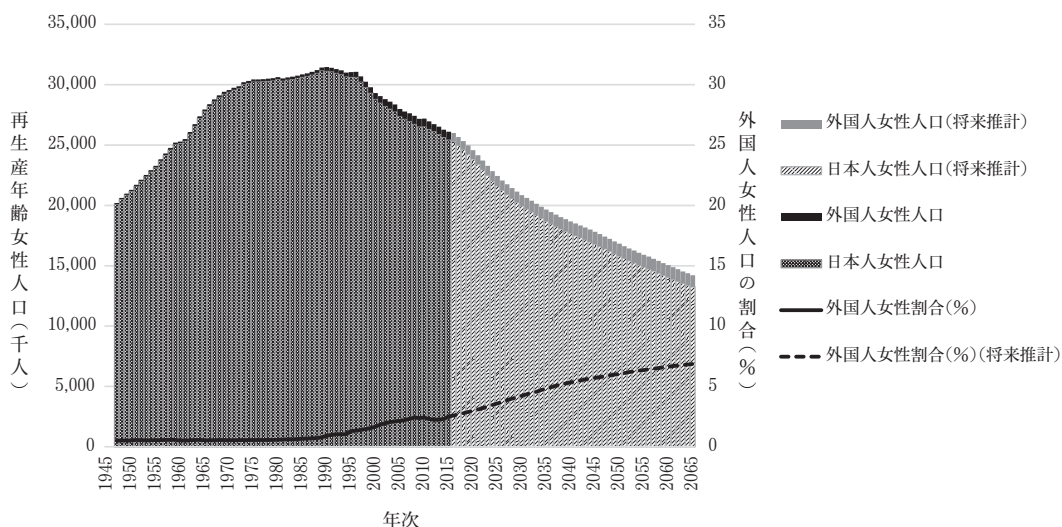
## II. 日本人、外国人別にみた再生産年齢女性人口の推移と構造

外国人女性の出生率の推計システムの説明に入る前に、日本における出生の発生に主に関わる年齢人口、すなわち15歳～49歳の再生産年齢に該当する女性人口の規模と構造を確認しておこう。図1には、日本における再生産年齢の女性人口の推移を国籍別（日本人、外国人）に積み上げグラフで示し、第2軸では再生産年齢女性人口に占める外国人女性の割合を線グラフで示している。再生産年齢女性人口は1990年に3,145万人でピークに達し、その後減少している。2015年は2,611万人であったが、2065年には1,423万人（出生中位・死亡中位推計）となる見通しである（国立社会保障・人口問題研究所 2017）。これを、国籍別にみると、外国人女性人口は1950年代以降増加傾向を示している。再生産年齢人口に占める外国人女性人口の割合は、1990年頃まで1%を下回っていたが、1992年に1%を越え、2015年は2.5%であった。国立社会保障・人口問題研究所の将来推計によれば2050年代に6%を越えるとみられている。

また、図2には、再生産年齢の日本人、外国人それぞれについて年齢構造を2015年の実

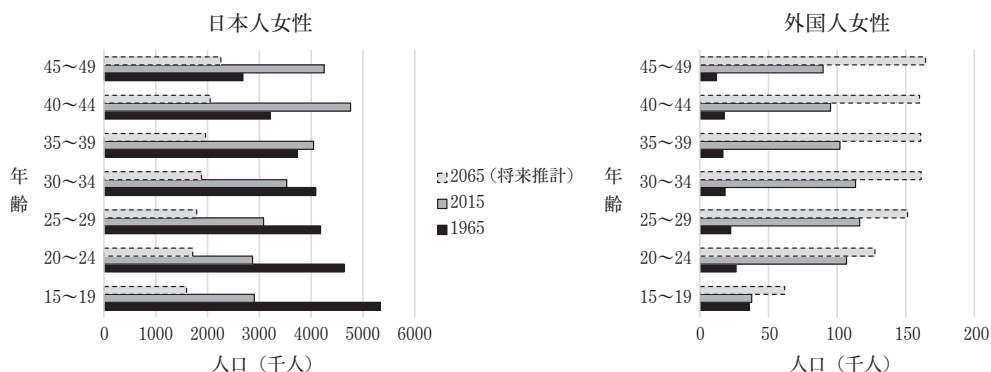
續および2065年の将来推計人口に基づき示した。日本人については各年齢層の人口規模は縮小するが、40代が相対的に多く10代、20代が相対的に少ない。外国人女性については2015年の実績では20代後半と30代前半がやや多くなっているが、いずれの年齢層でも人口が増加する2065年については30代、40代が相対的に多くなっている。

図1 日本人・外国人別にみた再生産年齢女性人口の年次推移と外国人女性人口の割合



注：再生産年齢は15～49歳。  
 データ：2015年までは「国勢調査」および「推計人口」（総務省統計局）による。2016年以降は「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2017）の出生中位・死亡中位推計による。

図2 日本人および外国人の再生産年齢女性人口の年齢構造（2015年と2065年）



データ：1965年、2015年は「国勢調査」（総務省統計局）による。2065年は「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所）の出生中位・死亡中位推計による。

このように、再生産年齢の日本人女性と外国人女性の人口は、過去および将来にわたってその相対的規模が変化し、外国人女性が占める割合が増している。同時に、外国人女性の年齢構造も大きく変化している。これは外国人女性人口から発生する出生が将来推計人口に及ぼす影響が大きくなることを意味し、日本人女性と同様、外国人女性に対しても年齢別に出生率を仮定設定することでモデルを精緻化する必要があることを示唆している。そこで以下では、将来人口推計に必要な、外国人女性の年齢別出生率の仮定設定の方法論を論じる。

### III. 入力データ

本出生率推計システムに必要な入力データは、(1)基準出生率実績値と(2)その将来仮定値、および(3)同調の対象となる人口の出生率の実績値である。本論文では外国人女性の出生率を推計することを目的としているため、(1)～(3)はそれぞれ、(1)日本人女性の出生率実績値と(2)その将来仮定値（中位仮定）、(3)外国人女性出生率となる。年齢別出生率は出生順位別に求める。

#### (1) 基準出生率の実績値

基準年齢別出生率の実績値 ( $Base\_a$ ) は、以下のように求める。

$$f_{x,t}^{Base\_a}[\text{Jan.1}, \text{Dec.31}] = B_{x,t}^{jj}[\text{Jan.1}, \text{Dec.31}] / E_{x,t}^{jF}[\text{Jan.1}, \text{Dec.31}]$$

$x$  歳の基準出生率は、「人口動態統計」による日本人の母から生まれた日本国籍児  $B_x^{jj}$  ( $t$  年 1 月 1 日から  $t$  年 12 月 31 日) を分子に、日本人女性生存延べ年数  $E_x^{jF}$  ( $t$  年 1 月 1 日から  $t$  年 12 月 31 日) (「日本版死亡データベース」(JMD) (国立社会保障・人口問題研究所)) を分母にしたものになる。出生順位別に求める。なお本稿における第 4 子の表記は第 4 子以上を含む。

これを平滑化のため基準年から過去 10 年分について平均し、基準出生率実績値の標準年齢パターンとする。例えば、2015 年を基準年とする場合、2006 年～2015 年の平均値となる。

#### (2) 基準出生率の将来仮定値

将来仮定値 ( $Base\_proj$ ) については、「日本の将来推計人口」(平成 29 年推計) において仮定された日本人女性の出生順位別年齢別出生率 (中位仮定) を用い、基準出生率の将来仮定値  $f_{x,t}^{Base\_proj}[\text{Jan.1}, \text{Dec.31}]$  とする。

#### (3) 同調出生率の実績値

年齢  $x$  の同調出生率の実績値 ( $Sync\_a$ ) は、以下のように求める。

$$f_{x,t}^{Sync\_a,i}[\text{Jan.1}, \text{Dec.31}] = B_{x,t}^{fi}[\text{Jan.1}, \text{Dec.31}] / N_{x,t(\text{Jul.1})}^{fFi}$$

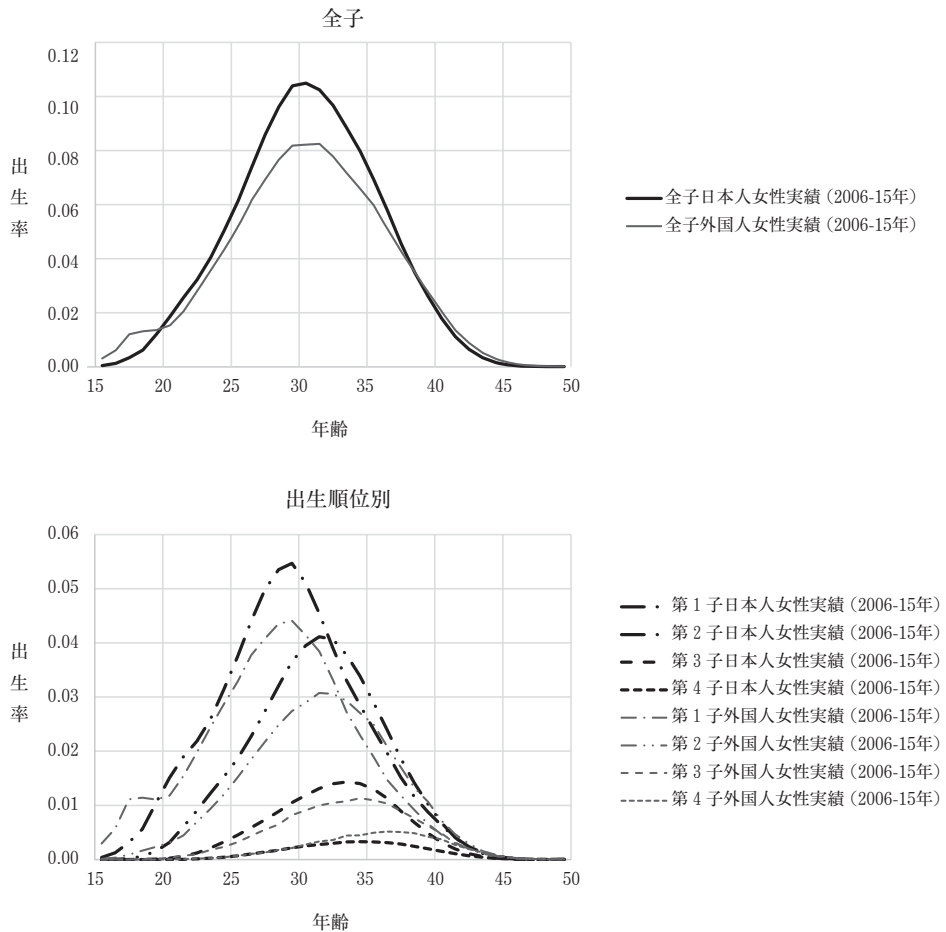
本稿では、同調の対象となる集団  $i$  は外国人女性である。異なる  $i$ 、例えば国籍別人口などのサブグループについても同調出生率を推計することができる。以下では、外国人女性から生まれた外国籍児数および日本国籍児（人口動態統計）を分子に、外国人女性の7月1日人口を分母にしたものを、 $t$ 年の同調出生率とする。外国人女性の7月1日人口は、日本人について得られる10月1日と7月1日における年齢別人口の比が外国人においても等しいと仮定して10月1日外国人人口から推定した。

これを平滑化のため基準年から過去10年分について年齢別出生率を平均し、同調出生率の標準年齢パターンとする。例えば、2015年を基準年とする場合、2006年～2015年の平均値となる。

#### IV. 実績データによる日本人女性および外国人女性の出生率の推移

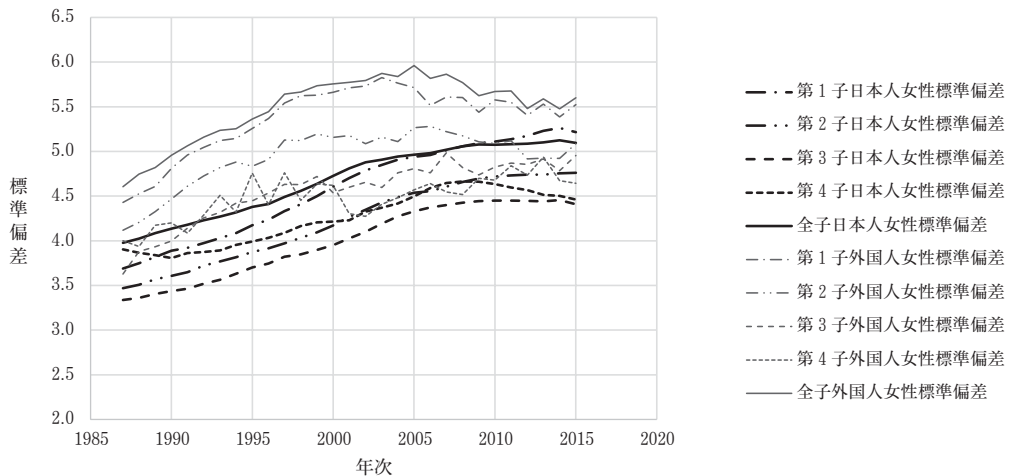
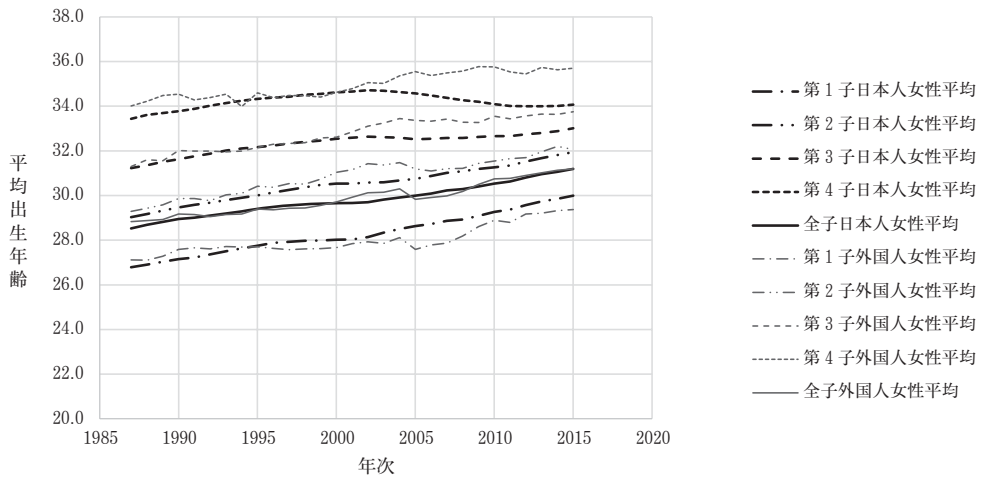
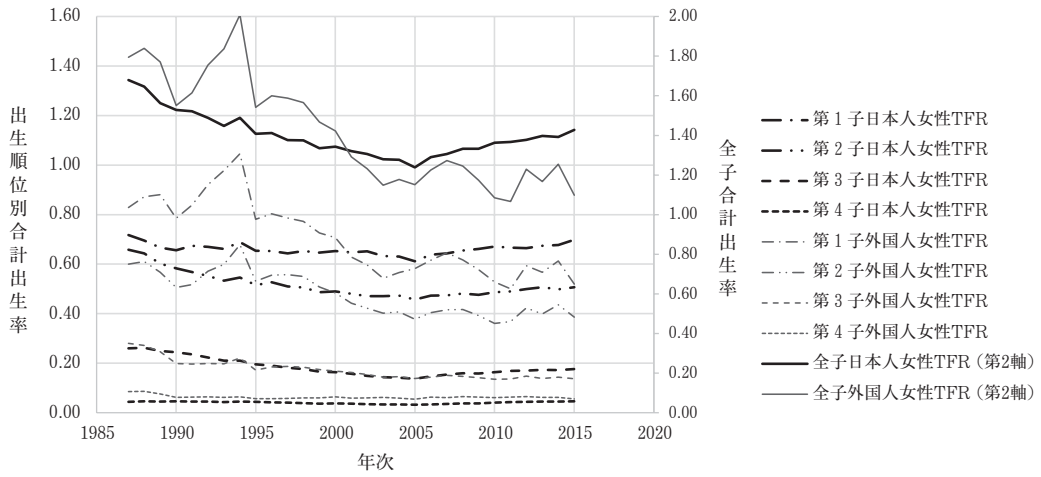
つづいて、日本人女性、外国人女性の出生率について実績値の推移を確認しておこう。まず図3では、出生順位別および全子の標準年齢パターン（年齢別出生率）を両者で比較している。標準年齢パターンは2006～2015年の平均値として求めた。外国人女性の出生率は概ね日本人女性出生率よりも低い。出生順位別にみると、1子、2子は日本人のほうが高いが、4子では外国人女性が、とくに高い年齢で日本人を上回っている。また外国人女性の第1子では、10代後半に小さな山がある二峰性を示している。これは外国人女性人口の中に、出生パターンが異なる集団が含まれている可能性を示唆する。

図3 日本人女性と外国人女性の年齢別出生率（2006～2015年の平均値）



年齢別出生率から求められる合計値，平均年齢，年齢の標準偏差について，1987年以降の推移を日本人女性と外国人女性で比較したものが図4である．太線で日本人女性，細線で外国人女性の各指標を示している．合計出生率を見ると，日本人女性は2005年以降回復しているが，外国人女性では明確な回復傾向は確認されない．標準偏差については日本人女性よりも外国人女性のほうが全般的に大きい，近年はその差が縮小している．

図4 日本人女性と外国人女性の合計出生率，平均出生年齢，標準偏差の年次別推移  
(出生順位別および全子について)



## V. 年齢別出生率の数理モデル

同調させる集団の出生順位別年齢別出生率は、平滑化のため、数理モデルのモデル値を用いる。モデルには、一般にコーホートの出生過程のモデルとして用いられる一般化対数ガンマ分布モデル（金子 1993, Kaneko 2003）を期間年齢別出生率に適用した。

出生順位  $n$ 、年齢  $x$  の出生率を  $f_n(x)$  とすると、

$$f_n(x) = C_n \cdot \gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n)$$

ただし、

$$\gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n) = \frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(\lambda_n^{-2})} (\lambda_n^{-2})^{\lambda_n^{-2}} \exp \left[ \lambda_n^{-1} \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) - \lambda_n^{-2} \exp \left\{ \lambda_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

とする。ここで、 $\Gamma$ 、 $\exp$  はそれぞれガンマ関数、指数関数であり、 $C_n$ 、 $u_n$ 、 $b_n$  および  $\lambda_n$  は、それぞれ出生順位  $n$  の出生率関数のパラメータである。これはコールマクニールモデルとして知られるものの拡張形式である。なお、ここでは出生順位は第1子～第3子および第4子以上の4グループとした。

なお、わが国の年齢別出生率の特徴を精密に再現するために、実績値との比較による誤差の標準パターン ( $\varepsilon_n$ ) を抽出し、これによって一般化対数ガンマ分布モデルの修正を行っている。その結果、コーホートの年齢別出生率関数  $f(x)$  は、

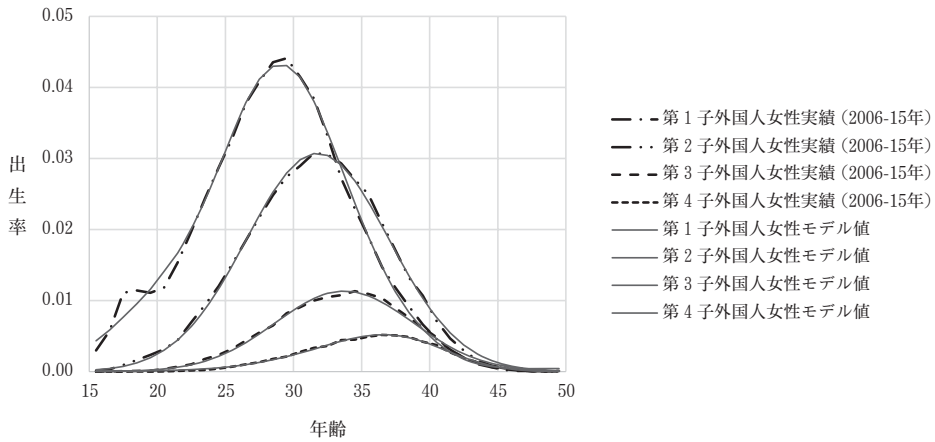
$$f(x) = \sum_{n=1}^{4+} C_n \cdot \left\{ \gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

として与えられる（詳しくは、金子（1993）、Kaneko（2003））。なお、この補正は実際には累積出生関数の経験補正関数として与えられる。また、第1子出生については、近年婚前妊娠結婚の増加によるパターンの変化がみられることから、別途モデル値との誤差の標準パターンを抽出し、モデルの修正が行われている（金子 2009）。

図5は、外国人女性の標準年齢パターン（2006年～2015年の年齢別出生率の平均値）と上記一般化対数ガンマ分布モデルで当てはめたモデル値を示したものである。第1子に見られる二峰性については実績値とモデル値で乖離があるものの、概ね年齢パターンが再現できている。



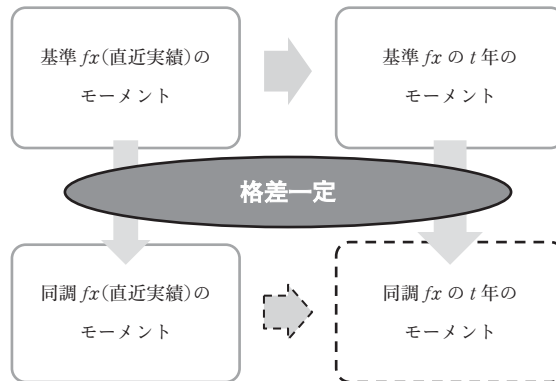
図5 一般化対数ガンマ分布モデルによる期間年齢別出生率の当てはめ：  
外国人女性の標準年齢パターン（実績値は2006年～2015年の平均値）



## VI. 基準出生率将来仮定値から同調出生率将来仮定値を求める方法

以下では、基準集団 (*Base*) の年齢スケジュール (baseline age schedule) が長期に与えられているとき、同調する集団 (*Sync*) の年齢スケジュール (synchronous age schedule) を求める方法を解説する。

図6 基準  $f_x$  (日本人女性) と同調  $f_x$  (外国人女性) のモーメント同調関係



ここでの基準年齢スケジュールは  $t$  年、 $x$  歳の日本人女性年齢別出生率  $f_x^{Base}$  であり、同調年齢スケジュールは  $t$  年の外国人女性年齢別出生率  $f_x^{Sync, i}$  である（今回、外国人女性は国籍で分割していないため  $i$  は 1 つのみであるが、国籍別などに分ける場合、 $i$  は複数の値をとる）。

ここで同調とは、基準集団と同調集団の標準年齢パターンのモーメント（平均、標準偏差、水準）の相対格差係数をもとめ、その格差係数の将来推移を仮定し、基準集団の変化を格差係数で調整することにより同調集団の年齢スケジュールを求めることを指す（図6）。ここでは、基準出生率の実績値  $f_x^{Base.a}$  と将来  $t$  年仮定値が与えられ、同調出生率  $f_x^{Sync.a.i}$  の実績値が与えられている場合の、同調出生率の将来  $t$  年仮定値  $f_x^{Sync.proji}$  の設定方法を説明する。

### 1. 基準 $f_x$ と同調 $f_x$ のモーメント相対格差係数の算出

基準  $f_x$  が将来にわたり与えられ、同調  $f_x$  の実績値が与えられているとき、両者の  $t$  年のモーメント、すなわち標準偏差  $\beta$ 、平均  $\alpha$ 、水準  $\gamma$ 、の格差係数（ $\nabla \beta$ 、 $\Delta \alpha$ 、 $\nabla \gamma$ ）は、以下のように求まる（ここでは  $\Delta$  は差分、 $\nabla$  は比を表現する）。

$$\begin{aligned}\nabla \beta_{SB,t} &= \beta_{Sync,t} / \beta_{Base,t} \quad (\text{標準偏差の比}) \\ \Delta \alpha_{SB,t} &= \alpha_{Sync,t} - \nabla \beta_{SB,t} \cdot \alpha_{Base,t} \quad (\text{分散調整後の平均の差}) \\ \nabla \gamma_{SB,t} &= \gamma_{Sync,t} / \gamma_{Base,t} \quad (\text{水準の比})\end{aligned}$$

各モーメント格差係数の将来仮定値については、実績の変化傾向を数理曲線（ロジスティック曲線など）で投影する方法など考えられるが、後に示すとおり、近年は必ずしも特定の傾向を示しては無い。そこで以下では、格差係数の将来値については、推計時点（BaseYear=2015）の直近の5年間、すなわち2011～2015年の平均値を固定値として用いることとした。したがって、格差係数の将来値（固定）は次のように求まる。

$$\begin{aligned}\nabla \beta_{SB} &= (\sum [t=BaseYear-4 \rightarrow BaseYear] \nabla \beta_{SB,t}) / 5 \quad (\text{格差係数の5年平均}) \\ \Delta \alpha_{SB} &= (\sum [t=BaseYear-4 \rightarrow BaseYear] \Delta \alpha_{SB,t}) / 5 \quad (\text{格差係数の5年平均}) \\ \nabla \gamma_{SB} &= (\sum [t=BaseYear-4 \rightarrow BaseYear] \nabla \gamma_{SB,t}) / 5 \quad (\text{格差係数の5年平均})\end{aligned}$$

同調  $f_x$  の将来  $t$  年の各モーメントは「基準  $f_x$  との相対格差が将来にわたって一定」と仮定することにより、以下のように決まる。

$$\begin{aligned}\beta_t^{Sync} &= \nabla \beta_{SB} \cdot \beta_t^{Base} \quad (t \text{ 年の標準偏差}) \\ \alpha_t^{Sync} &= \nabla \beta_{SB} \cdot \alpha_t^{Base} + \Delta \alpha_{SB} \quad (t \text{ 年の平均}) \\ \gamma_t^{Sync} &= \nabla \gamma_{SB} \cdot \gamma_t^{Base} \quad (t \text{ 年の水準})\end{aligned}$$

出生順位別出生率について、日本人女性と外国人女性の各モーメント格差係数（標準偏差の比、平均の差、水準の比）の1987年から2015年までの実績値推移と直近5年間の平均値から求めた将来値の推移を示したのが図7である。

## 2. 同調 $f_x$ の標準パターンと $t$ 年のモーメント相対格差の算出

同調  $f_x$  の標準パターンは、直近実績10年分（2006～2015年）を使ったモデル値（一般化対数ガンマ分布モデルの推定） $f_{x,*}^{Sync}$  とする。標準パターンの推定にあたり  $u$ （位置）、 $b$ （分散）、 $\lambda$ （歪み）、 $C$ （水準）の各パラメーターが推定される。標準パターンをしめす\*マークを使い、各モーメントは、 $\beta_{t,*}^{Sync}$ 、 $\alpha_{t,*}^{Sync}$ 、 $\gamma_{t,*}^{Sync}$  と表す。

同調  $f_x$  の標準パターン（\*）と、同調  $f_x$  の  $t$  年のモーメント格差係数は以下で表す。

$$\begin{aligned}\nabla \beta_{t,*}^{Sync} &= \beta_{t,*}^{Sync} / \beta_{*,*}^{Sync} \\ \Delta \alpha_{t,*}^{Sync} &= \alpha_{t,*}^{Sync} - \nabla \beta_{t,*}^{Sync} \cdot \alpha_{*,*}^{Sync} \\ \nabla \gamma_{t,*}^{Sync} &= \gamma_{t,*}^{Sync} / \gamma_{*,*}^{Sync}\end{aligned}$$

そして、これらの変化が生じた場合の外国人女性の  $t$  年の同調  $f_x$  そのものを求めるためには、以下の算定式を用いる。

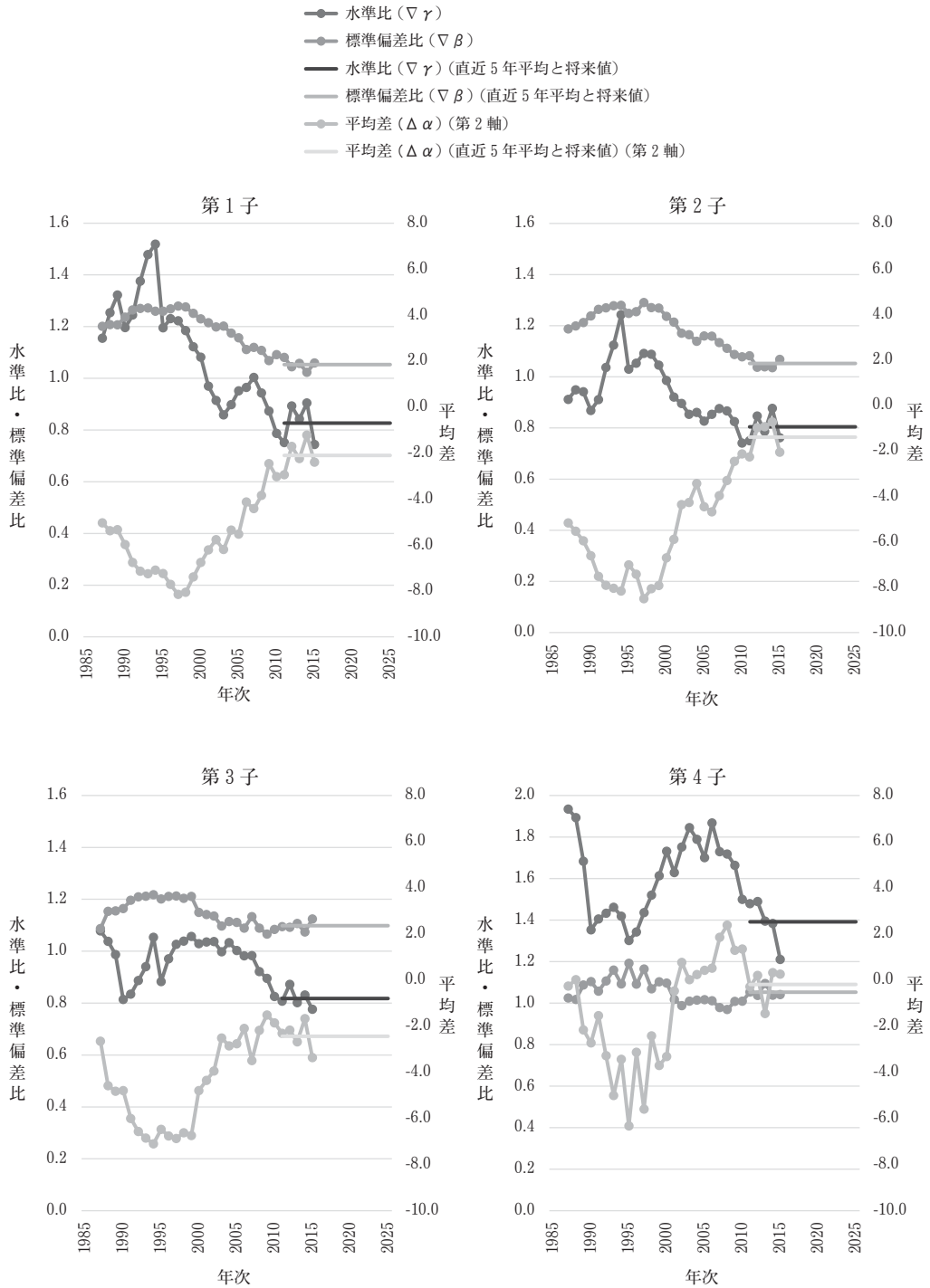
$$f_{x,t}^{Sync} = (\nabla \gamma_{t,*}^{Sync} / \nabla \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot f_{z,*}^{Sync}$$

ここで平均、分散の違いを調整した調整後年齢  $z$  は、以下で求まる。

$$\begin{aligned}z &= (x - \Delta \alpha_{t,*}^{Sync}) / \nabla \beta_{t,*}^{Sync} \\ &= (1 / \nabla \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot x - (1 / \nabla \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot (\Delta \alpha_{t,*}^{Sync}) \\ &= (1 / \nabla \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot x - (1 / \nabla \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot (\alpha_{t,*}^{Sync} - \nabla \beta_{t,*}^{Sync} \cdot \alpha_{*,*}^{Sync}) \\ &= (1 / \nabla \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot x - (1 / \nabla \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot \alpha_{t,*}^{Sync} + \alpha_{*,*}^{Sync} \\ &= (1 / \nabla \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot (x - \alpha_{t,*}^{Sync}) + \alpha_{*,*}^{Sync} \\ &= (\beta_{*,*}^{Sync} / \beta_{t,*}^{Sync}) \cdot (x - \alpha_{t,*}^{Sync}) + \alpha_{*,*}^{Sync}\end{aligned}$$

これにより、基準  $f_x$  のモーメント変化に同調する同調  $f_x$  の将来にわたる仮定値  $f_x^{Sync\_proj, i}$  [ $t$ ] を求めることができる。

図7 日本人女性出生年齢パターンと外国人女性出生年齢パターンのモーメント相対格差係数の推移（実績と将来値）



## VII. 推計された外国人出生率仮定値

2006～2015年の年齢別出生率実績値（標準年齢パターン）と2065年の推計値について、日本人女性と外国人女性を比較したのが図8である。日本人女性の仮定値がやや晩産化している変化に同調して、外国人女性出生率の年齢パターンも晩産化を示している。

推計された外国人出生率の合計出生率（全子，第1～第3子），平均出生年齢，標準偏差の推移を図9に示した。2015年直前の日本人との格差が，その後の推移に反映されていることが確認できる。

図8 実績値（2006～2015年平均値）および将来仮定値（2065年）の年齢別出生率：  
日本人女性と外国人女性

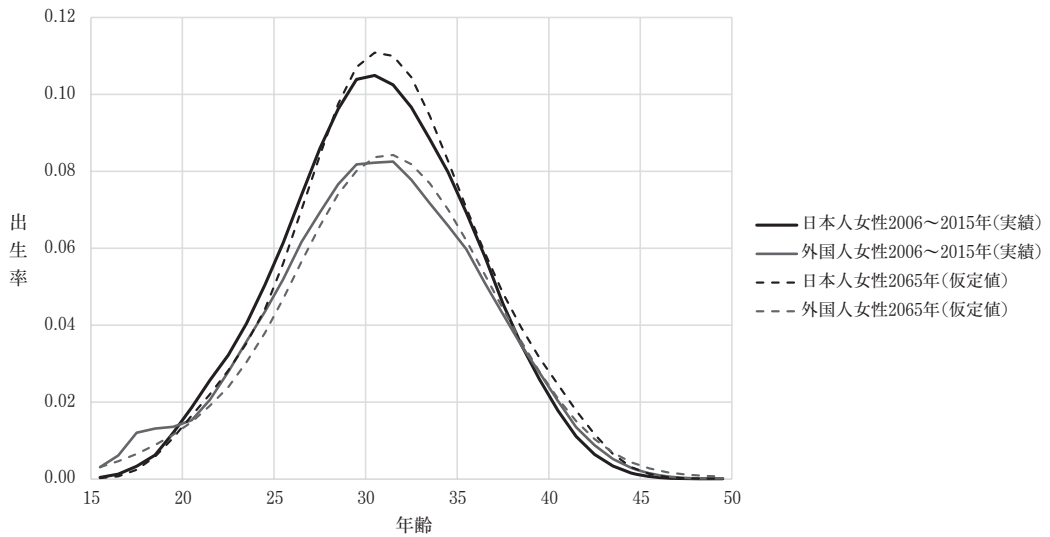
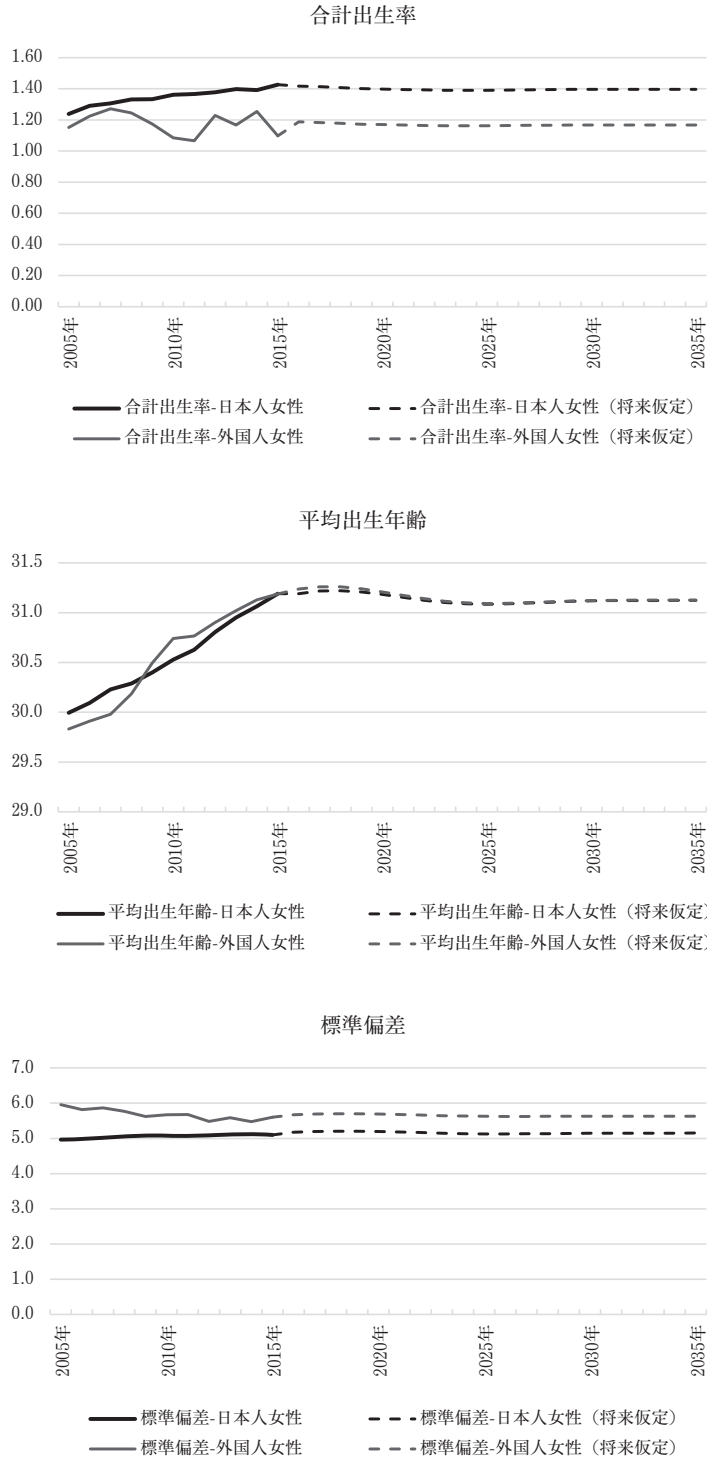


図9 合計出生率，平均出生年齢，標準偏差の推移：日本人女性と外国人女性



## VIII. おわりに

本論文では、出生行動に関して異質な集団が含まれる社会において将来人口推計を行う際に有用な出生率の仮定設定の方法を解説した。日本人、外国人別に推計を行う際には、日本人女性および外国人女性の年齢別出生率の仮定値を設定する必要がある。今回は、日本人女性出生率の将来仮定値が得られた場合に、その年齢別出生率の変化に同調するよう外国人女性の年齢別出生率を推計する手順を示した。異質な集団は出生の年齢スケジュールが異なるが、ここでは同様の社会変化を体験する集団については、変化の傾向が同調すると仮定した。本研究では、別の集団の変化を基準集団の変化に同調させるため、両者の年齢別出生率の平均、分散、水準といったモーメントの相対格差を推計時点で算出し、その格差が保持するよう推計時点の年齢スケジュールを将来について変動させる方法を示した。本研究で示した方法論は、一般的に任意の基準集団に対する別の集団の仮定設定に用いることができる。外国人人口をさらに国籍別に推計する場合や、全国を基準とした場合の都道府県別出生率の将来仮定など（岩澤ほか 2019）、様々な異質性が想定される集団の将来人口推計に応用できることが期待できる。

### 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（研究代表者 石井太、課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。また、本研究のデータ処理については林静芳氏に協力いただいた。ここに記して感謝申し上げる。

### 参考文献

- 岩澤美帆・金子隆一・余田翔平・小池司朗・別府志海（2019）「全国将来推計人口における年齢別出生率仮定値に同調した都道府県別年齢別出生率の推計とその応用」『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（平成30年度）総括研究報告書（研究代表者：石井太）』pp.163-180.
- 勝野真人，林謙治（1990）「わが国における外国人の出生—その推移と将来予測」『週産期医学』pp.1729-32.
- 金子隆一（1993）「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第49巻第1号，pp.17-38.
- 金子隆一・三田房美（2008）「将来人口推計の基本的性質と手法的枠組みについて」『人口問題研究』第64巻第3号，pp.3-27.
- 金子隆一（2009）「将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて」『人口問題研究』第65巻第2号，pp.1-27.
- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」<http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『日本の将来推計人口（平成29年推計）』.
- 是川夕（2013a）「日本における外国人女性の出生力—国勢調査個票データによる分析—」『人口問題研究』第69巻第4号，pp.86-102.
- 是川夕（2013b）「日本における外国人の移住過程がその出生率に及ぼす影響について」『社会学評論』64巻1号，pp.109-27.

- 中川雅貴・山内昌和・菅桂太・鎌田健司・小池司朗（2018）「都道府県別にみた外国人の自然動態」『人口問題研究』第74巻第4号, pp.293-319.
- 山内昌和（2010）「近年の日本における外国人女性の出生数と出生率」『人口問題研究』第66巻第4号, pp.41-59.
- Kaneko, R. (2003) "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as the Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements," *Demographic Research*, Vol. 9, No. 10, pp.223-262.



# Fertility Assumption for Non-Japanese Women Synchronizing with Japanese Age-Schedule

IWASAWA Miho, YODA Shohei, BEPPU Motomi \* and KANEKO Ryuichi \*\*

Population projection based on the cohort component method requires assumptions about age-specific fertility rates in the future. A demographic trend that makes recent fertility projection more challenging is the increase in immigrants. Past studies have revealed the differences between native-born and foreign-born fertility, which suggests the importance of taking account of the heterogeneity in fertility behaviors.

This paper presents a method for projecting fertility rates for non-Japanese women. The key idea behind our model is that fertility rates for non-Japanese women are assumed to move in proportion to the base schedule of fertility, comprised of the age-specific fertility rates of Japanese women. We developed a three-parameter system in which the relative relationship between age patterns of fertility in the two populations is time-invariant, and the future fertility rates of non-Japanese women are driven by projected fertility rates of Japanese women. We discuss the potential applications of the proposed system in a wide range of settings.

**【Keywords】** population projections, fertility assumption, non-Japanese fertility rate

---

\* National Institute of Population and Social Security Research

\*\* School of Political Science and Economics, Meiji University

## 特集 I : 日本における外国人の人口動向 (その 1)

## 外国人の死因—日本人・本国人との比較

林 玲 子

日本における外国人数は増加しているが、外国籍人口の年齢構造は若く、死亡数も増加しているがまだ少ない。しかしながら、国籍・死因別に、年齢構造を調整して比較すると異なった様相を示す。2013~2017年の5年間で合算し人口動態統計の外国人死亡数と在留外国人統計による人口構造を用いて間接法により日本人に対する標準化死亡比 (SMR) を算出した結果、外国籍全体では日本人よりも SMR が大きい、韓国・朝鮮籍以外の国籍ではおおむね SMR が小さいことがわかった。韓国・朝鮮籍では老衰を除くすべての死因で SMR が大きく、中国、英国、ブラジル、ペルーはほとんどすべての死因で SMR が小さい。フィリピン、タイ、米国では全死因の SMR は小さいがフィリピンの心疾患、脳血管疾患、タイの心疾患、脳血管疾患、肝疾患、米国籍の心疾患は SMR が大きい。自殺の SMR は韓国・朝鮮籍を除いたすべての国籍で小さい。

韓国の韓国人に対する在日韓国・朝鮮人の SMR を算出すると、悪性新生物、心疾患、肺炎、肝疾患、腎不全では日本人、韓国人よりも大きく、糖尿病、脳血管疾患、慢性閉塞性肺疾患、不慮の事故、自殺、「その他」の死因においては日本人と韓国人の中間の死亡水準になっている。長い定住期間を経た日本の韓国・朝鮮籍人口において、死亡格差をもたらすような社会階層の固定化、もしくは部分的な同化が起こっている。韓国・朝鮮籍とそれ以外の国籍では在日の歴史・期間が異なるが、死亡水準においても違いがみられる。韓国・朝鮮籍人口は減少しているが、それ以外の国籍の外国人は今後増え、定住期間も長くなることが見込まれており、韓国・朝鮮籍人口の前例を十分に把握したうえで今後の外国人の健康・死亡の情報と施策の拡充が求められる。

【キーワード】外国人、死因別死亡、標準化死亡比 (SMR)

## I. はじめに

移民の健康や死亡については国際的にも古くから研究されているが、その先鞭ともいえるものは、米国における日系人と日本における日本人の死因別死亡率の比較についてであった。日米の人口動態統計を用いた分析 (Gordon 1957, 1967)、また原爆傷害調査委員会 (ABCC) によるコホート調査結果を用いた日本における日本人のサンプルとフラミンガム研究のコホートを利用した米国における日系人のサンプルを用いた分析 (Worth et al. 1975) のいずれにおいても、日本における日本人の心疾患死亡率は米国の日系人よりも、米国における米国人よりも低く、逆に脳血管疾患による死亡率は逆の傾向となっていることが示されている。

近年の世界的な国際人口移動の高まりにより、このような移民の健康・死亡に関する研究は増えているがその多くは移民の死亡率が低いことを明らかにしている。そのメカニズ

ムとして、健康な人が国境を越えて移動するという「ヘルシーマイグランド効果」、病気になる、もしくは死期が近づいたら母国へ帰国する「サーモンバイアス」が作用する、といった選択的な移動が影響しているとされている。ヘルシーマイグランド効果はカナダ・米国・英国・オーストラリアにおける移民 (Kennedy 2006)、オランダの国内移動 (Puschmann et al. 2017) であてはまるとされ、中国の国内移動ではヘルシーマイグランド効果、サーモンバイアス双方があてはまるとされているが (Lu and Qin 2014)、米国における中南米出身者はいずれもあてはまらない (Abraido-Lanza et al. 1999)、といった結果もある。さらに年齢別にみると、フランス、英国、米国における移民の死亡率は年齢に応じてUカーブを描くとされている (Guillot 2018)。死因別については、ブラジル・パラナ州における日系人の死亡率は日本人よりも高くブラジル人よりも低い死因により差があること (de Souza et al. 1999)、米国におけるアジア人の第一の死因は、インド人、フィリピン人男性、日本人男性が心疾患でそれ以外は悪性新生物であり、アジア人全体の死亡率はヒスパニックを除く白人よりも低いことなど (Hastings 2014)、多くの結果が示されている。

日本における外国人<sup>1)</sup>の死亡及び死因についての研究は少なからず蓄積されているが、そのほとんどが人口動態統計を用いている。人口動態統計の死亡票は、1984年までは国籍の自由記入、1985年からは国籍5区分、1992年からは国籍11区分<sup>2)</sup>となり現在に至る。集計表レベルでは、1955年から附録第4表に日本における外国人の人口動態として掲載されており、死因については国籍・性別・簡単分類別に掲載されている。外国人口の年齢構造は日本人とかなり異なっており、直接法による年齢標準化のためには年齢別データが必要であるが、そのようなデータは非定期であるが平成14年度、19年度、26年度に人口動態統計特殊報告として公表されている。

日本における外国人は、1990年の出入国管理法改正までは8割以上が韓国・朝鮮籍であり、韓国・朝鮮籍の健康と死亡については1960年代から多くの研究がなされている。そのいずれも韓国・朝鮮籍人口、特に男性の死亡率が日本人に比して高いことを示している (平山他 1965, 金 1971, 金 1977, 金 1982, 生方他 1984, 厳他 1988, 朝倉他 1990, 李他 2012)。死因別死亡の日本人との差については、肝硬変が多い (平山他 1965)、結核、肝硬変、肝がんが多い (生方他 1984)、乳児死亡で不慮の事故が多い (金 1977)、自殺が多い (李他 2012) といった結果が示されている。韓国・朝鮮籍人口の死亡率が日本人、韓国人と比べ一番高い (朝倉他 1990) とされ、また、死亡分析から健康や生活習慣に広げた保健社会学的分析も早くから行われている (金他 1995)。

韓国・朝鮮籍以外の国籍については、日本人よりも死亡水準が低い (平山他 1965, 是川 2011)、もしくは高い (厳他 1988) と異なる結果が出ており、また韓国・朝鮮籍を含

---

1) 本稿で外国人とは人口動態統計において国籍が日本以外の者、在留外国人統計において記載されている者とする。台湾など地域も外国として、台湾籍を持つ者も外国人としている。なお中国と台湾を合わせて「中国」とした。

2) 国籍5区分は日本、韓国・朝鮮、中国、米国、その他、国籍11区分は日本、韓国・朝鮮、中国、フィリピン、タイ、米国、英国、ブラジル、ペルー、その他の国、不詳である。

めた外国人全体で見ると死亡水準は日本人と同様（小堀他 2017, 中川他 2018）という結果が示されており、齟齬がある。国籍別の死因分析結果としては、在日米国人の動脈硬化性心疾患が多いこと（平山他 1965）、結核、脳血管疾患、心疾患の死亡率が日本よりも高い国籍・年齢層が広くみられること（森 1997）、在日韓国・朝鮮籍、中国籍、フィリピン男性で結核死亡率が日本人よりも高く、ブラジル人は日本人と比べると死亡率が低いが交通事故による死亡が日本人同等であること（是川 2011）などが示されている。小堀他（2017）は外国人全体の死因についてであるが、不慮の事故、自殺による死亡が外国人で多いことを明らかにしている。

時代の差もあるが、外国人としてまとめてみると一様な結果が出ないということは、外国人という集団を一つにまとめて論じることが難しい、ということを示しているとも考えられる。近年の外国人口の増加を考えると、外国人の死亡構造も多様化していることが推察されるが、既存研究では管見の限り外国人全体の死因分析は2010年のデータまで（小堀他 2017）、国籍別の死因分析は2008年のデータまで（是川 2011）となっており、それ以降の外国人の死因について国籍別にできるだけ詳細に分析する必要があると思われる。

## II. データと方法

### 1. 日本人との比較

まず、日本における外国人の死亡率を国籍別、死因別に日本人と比較する。国籍別死因別死亡数は人口動態統計（厚生労働省）にて1955年から毎年公表されており、ある程度のデータの規模を得るために本稿では2013～2017年の5年間を合算した死亡数を分析対象とした。国籍は、人口動態統計死亡票の国籍欄に記載されている日本、韓国・朝鮮、中国、フィリピン、タイ、米国、英国、ブラジル、ペルー、その他の10国籍に限られる。該当年には国籍不詳死亡はなかった。死因は人口動態統計特殊報告（厚生労働省 2014）と同様とし、悪性新生物、糖尿病、心疾患（高血圧性を除く）、脳血管疾患、肺炎、慢性閉塞性肺疾患、肝疾患、腎不全、老衰、不慮の事故、自殺、その他の12区分とした。

人口動態統計で公表されているのは死亡数であり、死亡率を計算するには分母人口が必要である。日本に居住する外国人の性別・年齢別の人口は、国勢調査、在留外国人統計、住民基本台帳人口調査等複数の政府統計から得られるが統計間の差異は大きい（林 2019）。国勢調査は5年毎にしかデータが得られず、また国籍不詳人口がかなり大きいため、ここでは毎年6月、12月のデータが得られ国籍不詳がほとんどない在留外国人統計を用いた。外国人の人口構造は、全体で見ると25歳をピークとする若者層の割合が大きいが、国籍別にみると著しく異なっている（付図1）。外国人の多くを占める韓国・朝鮮籍では高齢化が著しい。フィリピン国籍やタイ国籍では日本人の配偶者ではないかと思われる50歳前後の女性が特に多く、英国籍や米国籍では20代から50代の男性が圧倒的に多い。ブラジル、ペルー国籍では、1990年からの日系人受け入れを反映してか、男女とも40～50歳代の割合が大きい。従って、外国籍全体で見た時の25歳をピークとした若者層が多い構造は、結果

として中国籍, 「その他」の国籍においてみられるのみである。つまり, 国籍別に見ると外国人の人口構造は日本人と比べても, 異なった国籍間でも差異が大きい。

死亡率は高齢になるほど高くなり, また女性より男性の方が高いことを考えれば外国人の死因分析には人口構造を調整することは必須であるといえよう。本稿では国籍別死因別の死亡数が限られることを鑑みて, 間接法による標準化死亡比 (SMR) を算定し分析した。これは, 日本人の性・年齢別・死因別死亡率を, 性・年齢別外国籍人口に掛け合わせて算出される死亡数, つまり日本人が外国籍と同数の性別・年齢別人口であった場合に期待される死亡数に対する実際の外国籍の死亡数の割合として算出され, 次式で表される。

$$SMR = \frac{d}{\sum_{i=0}^{80+} (p_i \times m_i)} \quad \dots (1)$$

$d$  : 外国籍死因別死亡数

$i$  : 年齢階層

$p$  : 外国籍年齢階層別人口

$m$  : 日本人死因別死亡率

年齢階層は, 在留外国人統計の最高年齢層が80歳以上であることから, 0歳, 1-4歳, 5-9歳以降75-79歳まで5歳階級, および80歳以上とした。SMRは国籍別, 主な死因別, 性別に算定した。なお, 今回のSMR算出は, 日本にいる外国人全数についてのものであるため標本誤差は生じないが, 外国人数が小さいことによる偶然変動が生じる。偶然変動は95%の確率内に収まる範囲を次式(2)で算定した(厚生労働省 2014)。また外国人の死因構造は, 日本人と同様か本国人と同様かは未知であり事前分布として設定しがたいとみなしてベイズ推計は行わなかった。

$$SMR \times \left(1 - 1.96 \times \frac{1}{\sqrt{x}}\right) < \text{真の値} < SMR \times \left(1 + 1.96 \times \frac{1}{\sqrt{x}}\right) \quad \dots (2)$$

$x$  : 死亡数

## 2. 本国人との比較

次に, 日本に居住する外国人の死亡率を, その外国人の本国における死亡率と比較する。これは, 死亡率に影響を及ぼす要因のうち, 本国由来のもの, 例えば遺伝的要因を含む体質, 本国から継続している食習慣などの生活習慣がどの程度あるのかを, 死亡率の違いにより推察するためである。比較は日本人との比較同様, 間接法による標準化死亡比 (SMR) を用いた。つまり, 本国人の性別・年齢別・死因別死亡率を, 日本における該当国の国籍の性・年齢別人口に掛け合わせて算出される死亡数を分母とし, 日本におけるその国籍者の死因別死亡数を分子として比を算出した。

日本における人口動態統計では、前述の通り死亡票の設計により11種類の国籍（日本、「その他」、不詳を含む）しかないために、比較できるのは8ヵ国となる。一方それら8ヵ国の全ての国の死因統計が比較可能な形で提供されているわけではない。多くの中・低所得国では死亡登録自体が完全ではなく、死亡登録されていても医師による死亡診断がなく死因統計の精度が劣ることが多い（林 2019, 千年 2019, 中川 2019）。比較するためには性別年齢別死因別死亡率が公表されていなければいけないが、現時点で各国の統計局からそのようなデータが得られたのは米国、韓国、中国であった。フィリピンの死因統計もフィリピン統計局のWEBに公開されているが、死因分類のICD-10対応表が掲示されておらず、また年齢構造も0, 1-4, 5-14, 15-64, 65+の5区分しかないことから、今回は利用を見送った。

一方、国際的な枠組みでも同様のデータは提供されている。WHOはGlobal Health Estimates (GHE)として世界各国・地域の死因統計をとりまとめ公表している（WHO 2018）。このGHEデータはICD-10の18(R)章「症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの」をそれ以外の死因に比例分配していることから本稿では利用を見送った。また、米国ワシントン大学保健指標評価研究所（IHME）がWEBで公開しているGlobal Burden of Diseases (GBD：世界疾病負担)においても、性別年齢別死因別死亡率のダウンロードが可能であるが、このデータは、様々なソースから独自の計算方法により加工されており、実際のデータとの関連が不明瞭である。例えばGBDによる日本の2017年死亡数は、下限値でも1,347,735人で、人口動態統計の公表値である1,340,397人、外国人を入れても1,347,555人よりも多くなっている。この死亡総数の差の説明は探すことができなかった。

本稿ではデータの出自が明らかである各国統計局の公表データに限って利用した。各国のデータを直接使うことで、例えば韓国ではICD-10コード3桁まで遅れない、中国は不詳死因がない（公表時点で割り振られている）、といった国独自の死因統計の特性が明らかになり、比較分析の時に考慮できる。米国のように複合死因も含めてWEB公開している国は少数派だが、中・低所得国でもフィリピンのように急速に人口登録と人口動態統計を整備している国もあり、また各国とも基本的にWEB公開が標準的になっている中、今後、各国統計局が公表したデータを直接利用できるケースは増加すると見込まれ、韓国・中国・米国以外の国との比較は今後の課題とする。

### III. 結果

#### 1. 日本人との比較

2013～2017年5年間の日本における総死亡数は6,514,451人で、その0.5%にあたる34,422件が外国人の死亡である（表1）。総人口に占める外国人の割合は2.0%（在留外国人統計ベース、2017年末）であるので、死亡数に占める外国人の割合は、総人口よりもかなり小さい。これは外国人の若い人口構造によるものであると考えられよう。この2013～

2017年5年間の日本における外国人の死亡34,422件を国籍別にみると、その7割近く(68.2%)は韓国・朝鮮籍で占められている。これも、付図1に示したように、韓国・朝鮮籍のみ高齢化が著しいことが大きな理由であるといえる。韓国・朝鮮籍の次に多いのは「その他」の国籍、次いで中国である。死因別にみると、上位三位はフィリピン以外、悪性新生物、「その他」、心疾患の順である。フィリピンは第三位が脳血管疾患である。第四位は脳血管疾患が多いが、日本、米国では肺炎、英国では肝疾患、ブラジルでは不慮の事故、フィリピンでは心疾患となっている。

表1 国籍別死因別死亡数(2013~2017年合算)

死因	日本人	外国人									
		総数	韓国・朝鮮	中国	フィリピン	タイ	米国	英国	ブラジル	ペルー	その他
悪性新生物	1,849,641	10,770	7,304	1,256	325	75	234	37	266	122	1,151
糖尿病	68,257	401	295	30	7	2	7	0	11	4	45
心疾患*	992,604	5,335	3,538	494	113	36	215	17	179	33	710
脳血管疾患	563,727	2,890	2,022	273	123	32	42	3	79	16	300
肺炎	579,713	2,379	1,850	166	16	3	56	5	25	13	245
COPD*	82,592	377	283	28	1	1	14	0	4	3	43
肝疾患	80,072	795	552	49	16	13	22	12	22	5	104
腎不全	124,183	627	496	44	5	2	8	0	8	2	62
老衰	424,121	1,148	887	81	1	0	49	2	2	2	124
不慮の事故	195,544	1,389	749	215	40	19	34	6	82	13	231
自殺	115,114	1,158	688	152	31	15	32	7	63	4	166
その他	1,404,461	7,153	4,795	718	169	37	220	20	210	56	928
合計	6,480,029	34,422	23,459	3,506	847	235	933	109	951	273	4,109
(外国構成%)		100.0%	68.2%	10.2%	2.5%	0.7%	2.7%	0.3%	2.8%	0.8%	11.9%

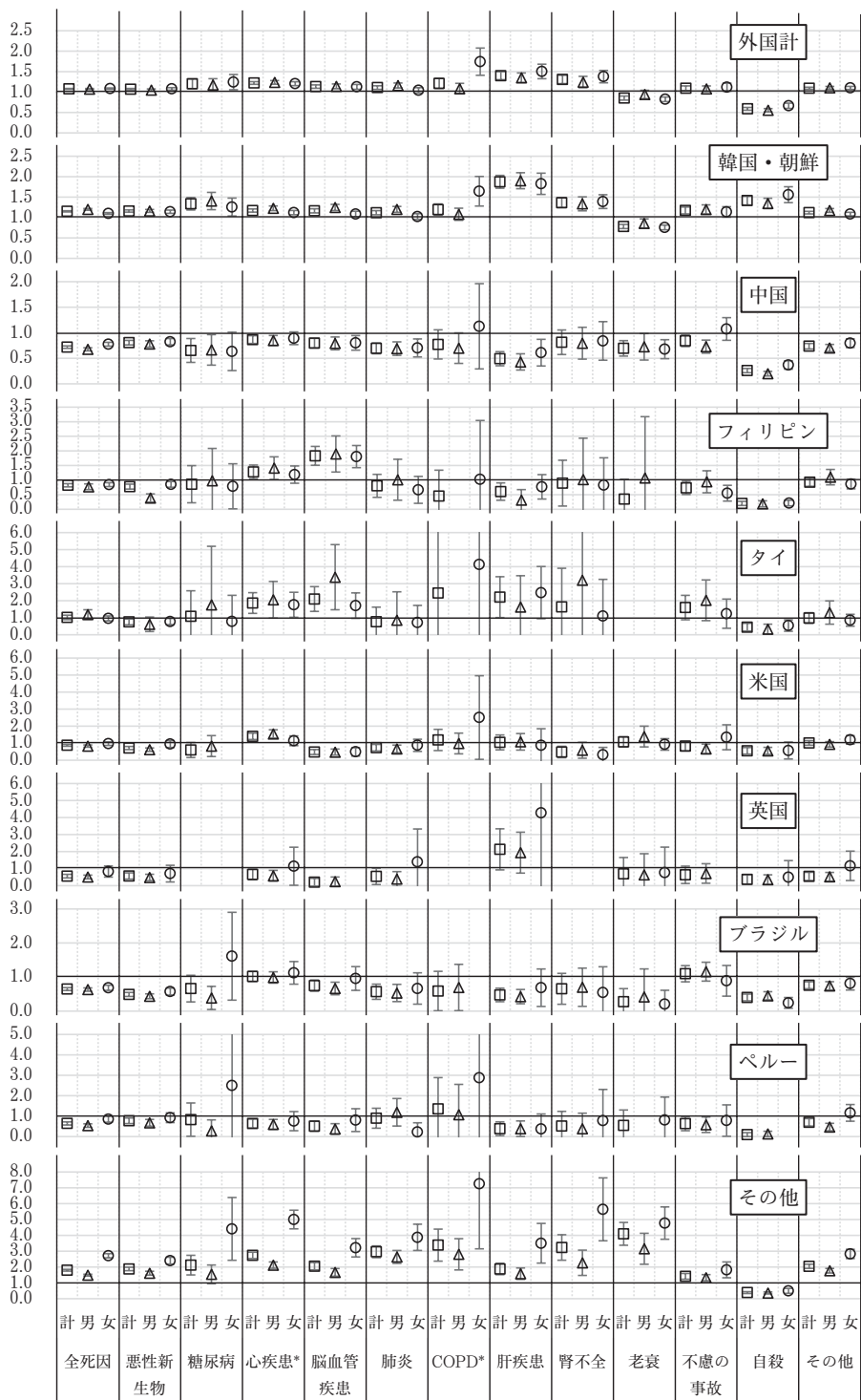
注：心疾患は高血圧性を除く。COPDは慢性閉塞性肺疾患。

出典：人口動態統計(厚生労働省)

日本人に対する標準化死亡比(以下SMRとする)を見ると(図1)、外国計の全死因では1.15とわずかであるが有意に大きい。つまり外国人の方が日本人よりも死亡水準が高い。またすべての死因について有意に差があり、老衰、自殺は有意に小さく、それ以外の死因は有意に大きい。男女別にみると、男性では慢性閉塞性肺疾患、老衰は有意な差はなく、自殺は有意に小さく、それ以外の死因では有意に大きい。女性では肺炎のみ有意な差がなく、自殺は有意に小さく、それ以外の死因では有意に大きい。

男女計で韓国・朝鮮籍の日本人に対するSMRをみると、老衰は有意に小さく、それ以外のすべての死因および全死因で有意にSMRが大きい。男女別に見てもこの傾向はおおむね同様である。

図1 日本人に対する標準化死亡比 (SMR)



注：範囲は95%信頼区間。心疾患は高血圧性を除く。COPDは慢性閉塞性肺疾患。表示がない箇所は死亡数が0である。

出典：人口動態統計（厚生労働省），登録外国人統計（法務省）より算定。



男女計で韓国・朝鮮以外の国籍をみると、中国では全死因を含め、すべての死因で SMR が小さい。フィリピンは全死因では SMR が小さいが、心疾患、脳血管疾患の SMR は有意に大きく、悪性新生物、肝疾患、不慮の事故、自殺が有意に小さい。タイは悪性新生物、自殺が有意に小さく、心疾患、脳血管疾患、肝疾患が有意に大きい。米国は全死因、悪性新生物、脳血管疾患、肺炎、腎不全、自殺は有意に小さいが、心疾患が有意に大きい。英国、ブラジル、ペルーは全死因で SMR は有意に小さく、多くの死因の SMR も同様に有意に小さいが、有意に大きい死因はない。「その他」の国籍では、自殺を除くすべての死因で SMR が有意に大きく、自殺は有意に小さくなっている。男女別にみた場合も、概ね男女計と同様な傾向となっている。

外国人全体で日本人よりも死亡水準がやや高いのは、外国人死亡の多くを占める韓国・朝鮮籍、および「その他」の国籍の死亡水準が高いことによる。しかしながら全死因で見ると SMR が小さい国籍でも、死因別にみるとフィリピンの心疾患・脳血管疾患、タイの心疾患・脳血管疾患・肝疾患、米国の心疾患といった SMR が高い死因がある。外国人全体で、また多くの国籍で、老衰と自殺の SMR が小さいが、例外的に韓国・朝鮮籍で自殺の SMR が大きく、「その他」の国籍で老衰の SMR が大きい。

## 2. 本国人との比較

### (1) 韓国

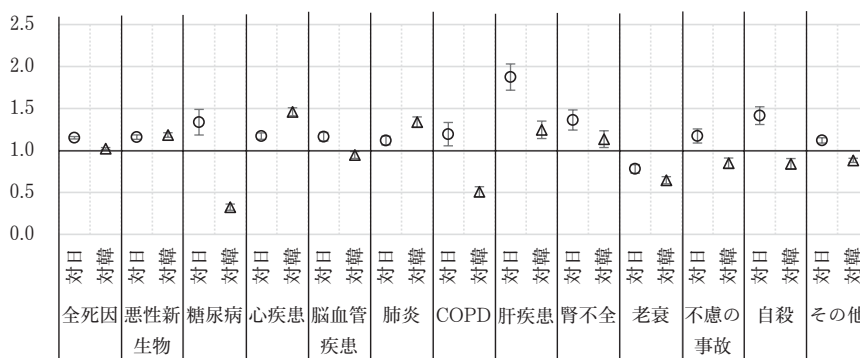
韓国の死因データは、性・年齢別に韓国統計庁により WEB<sup>3)</sup> で公開されており、ICD-10 の 3 桁、4 桁データは韓国内で個票申請をするしかないが、WEB 公開データでも一番詳細な分類は 236 死因に及ぶ。日本の死因分類と一致するように WEB 公開されている死因を選択したが、対応表（付表 1）に示したとおり、心疾患と慢性閉塞性肺疾患、不慮の事故は完全一致させることができなかつたが、近い値とみなすことができると判断した。この死因別に、2015 年の性別年齢 5 歳階級別死亡率を用いて SMR を算出した。

表 1 に示した通り、2013 年から 2017 年 5 年間の日本における韓国・朝鮮国籍の死亡数は 23,459 人であり、図 1 に示したように日本人に対する SMR は有意に大きい、韓国人に対する SMR もわずかであるが有意に大きい（図 2）。在日韓国・朝鮮人は日本の日本人よりも韓国の韓国人よりも死亡水準が高いという事になる。

死因別にみると、悪性新生物、心疾患、肺炎、肝疾患、腎不全において、在日韓国・朝鮮人は日本人、韓国人よりも死亡水準が高い。一方糖尿病、脳血管疾患、慢性閉塞性肺疾患、不慮の事故、自殺、「その他」の死因においては、日本人に対しては SMR が大きい、韓国人に対しては小さい。つまり、在日韓国・朝鮮人のそれらの死因の死亡率は日本と韓国の間位置している。老衰の SMR は日本人、韓国人いずれに対しても小さく、在日韓国・朝鮮人は老衰による死亡が少ない。

3) Statistics Korea, Causes of Death Statistics,  
[http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1B34E07&language=en&conn\\_path=I3](http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E07&language=en&conn_path=I3)  
(accessed 2020/4/20)

図2 在日韓国・朝鮮人の標準化死亡比（SMR）（対日本人，韓国人）



注：在日韓国・朝鮮人人口および死亡数は2013～2017年合算。日本人死亡率は2013～2017年平均，韓国人死亡率は2015年。

出典：人口動態統計（厚生労働省），登録外国人統計（法務省），Causes of Death Statistics (Statistics Korea) より算定

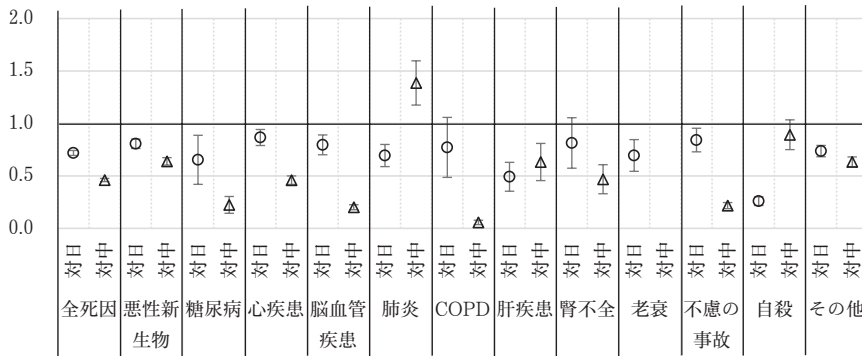
## (2) 中国

中国の死因統計は，全数ではなく，都市・農村別に選択された605の監視点（区・市・県単位）における死亡について集計・公表されている（中国疾病預防控制中心 2015，林 2019）。605監視点の人口総数は3億人を超え，総人口の24%がカバーされているとのことであるが，2014年においては，死亡率が人口千対5を下回る114自治体は登録漏れがあるとして削除され，残った491監視点における，総人口253,610,895人の死亡数1,643,377人の死因が公表されている。公表は冊子体が市販されており，WEBには掲載されていないようである。死因分類はGBD（Global Burden of Disease）に準じた160分類が設定され，ICD-10との対応表も作成されている。160分類の中にはR（その他）は含まれていないが，より大きな分類では死因不明が人口10万対8.71と記されている。これは総死亡率647.99の1.34%にすぎないが，何らかの形で不詳以外に振り分けられているものと思われる。日本および韓国では多い老衰（R54）は，中国の死因統計には見当たらない。

表1に示した通り，2013～2017年の5年間の在日中国人の死亡数は3,506人であり，図1に示したように日本人に対するSMRは有意に小さいが，中国の中国人に対するSMRも非常に小さい（図3）。韓国・朝鮮人とは逆に，在日中国人は日本人よりも中国人よりも死亡水準が低いということになる。

死因別に見ると，肺炎以外のすべての死因においてSMRは小さい。肺炎は日本人に対するSMRは有意に小さいが，中国人に対しては有意に大きい。慢性閉塞性肺疾患，腎不全の日本人に対するSMRは有意ではなく，自殺の中国人に対するSMRも有意ではない。

図3 在日中国人の標準化死亡比（SMR）（対日本人，中国人）



注：在日中国人人口および死亡数は2013～2017年合算。日本人死亡率は2013～2017年平均，中国人死亡率は2014年。

出典：人口動態統計（厚生労働省），登録外国人統計（法務省），中国死因監測数据集2014（中国疾病預防控制中心）より算定

### (3) 米国

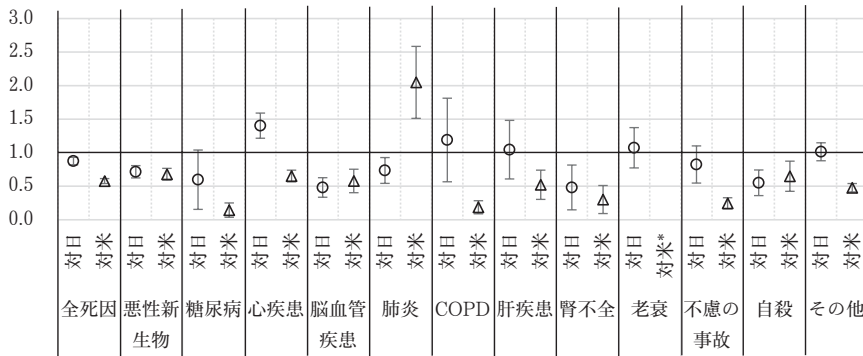
米国の死因統計は複合死因も合わせて WEB で公開されており<sup>4)</sup>，性別，各歳，死因 ICD-10コード 4 桁別にダウンロードすることができるため，前章で用いた日本の単純死因分類死因分類の ICD-10コードとほぼ一致させることができた（付表 1）。

表 1 に示した通り，2013～2017年の 5 年間の在日米国人の死亡数は 933 人であり，図 1 に示したように日本人に対する SMR はわずかであるが有意に小さいが，米国の米国人に対する SMR はさらに小さい（図 4）。在日中国人の日本人および中国人に対する SMR と同様の傾向である。

死因別にみると，悪性新生物，腎不全，自殺では日本人に対しても米国人に対しても有意に SMR が小さい。これらの死因の在日米国人の SMR の小ささは，日本人に対しても，米国人に対しても同程度である。心疾患は日本人に対しては有意に大きく，米国人に対しては有意に小さい。1950年代から観察された米国人，日系移民，日本人の順に心疾患死亡率が低下する関係がいまだ続いていることがわかる。逆に肺炎は日本人に対しては有意に小さく，米国人に対しては有意に大きい。肺炎に関するこの関係は，在日中国人においてもみられるものである。老衰に関しては日本人に対する SMR は有意ではない，つまり日本人と同程度であるが，米国人に対する SMR は図 4 の範囲内に表示できないほど高く 23.8 である。

4) Centers for Disease Control and Prevention, Underlying Cause of Death, 1999-2018, <https://wonder.cdc.gov/ucd-icd10.html> (accessed 2020/4/20)

図4 在日米国人の標準化死亡比（SMR）（対日本人，米国人）



注：COPDは慢性閉塞性肺疾患。在日米国人人口および死亡数は2013～2017年合算。日本人死亡率は2013～2017年平均、米国人死亡率は2015年。米国人に対する老衰のSMRは23.8。  
 出典：人口動態統計（厚生労働省）、登録外国人統計（法務省）、Underlying Cause of Death（Centers for Disease Control and Prevention, US）より算定。

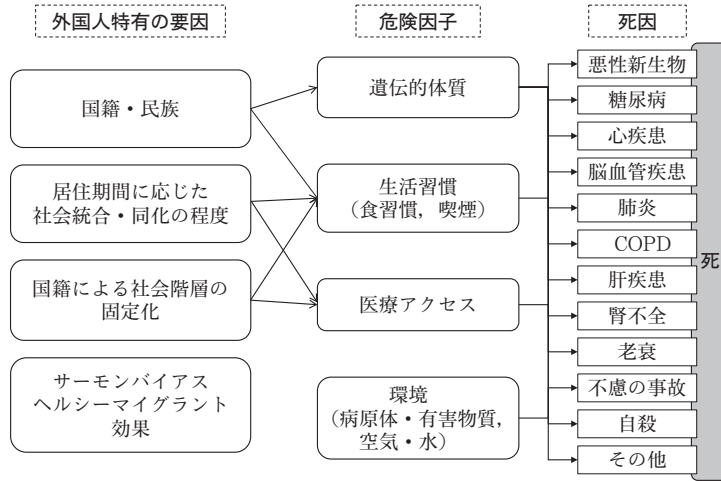
#### IV. 考察

##### 1. 朝鮮・韓国籍の死亡格差の解釈

日本における外国人のうち韓国・朝鮮籍の人々は、日本で生まれ育った人も多く、在日の歴史的経緯、そして高齢化した人口構造とそれに付随した死亡者の多さ、という意味で、他の国籍と異なっていると考えられるが、それは日本人に対するSMRにも表れていた。韓国・朝鮮籍のSMRは高く、それ以外の国籍では小さい（「その他」の国籍を除く）。これはどのようなメカニズムによるものであろうか。

人口動態統計における死因は、死亡をもたらした疾病・病態であり、あくまでも医学的に判断されるものであるが、それぞれの死因をもたらす危険因子（リスクファクター）は、遺伝的体質から生活習慣、医療アクセス、病原体や有害物質への暴露の有無や空気・水といった環境的な要因まで様々考えられる。外国人と日本人の死亡水準に差があるとしたら、外国人に特有の要因が危険因子を増大または減少させると解釈できる。その外国人特有の要因とは、国籍や民族が違うことにより遺伝的体質が違ったり生活習慣が違ったりすること、新たな社会環境に統合されているかどうか、国籍により社会階層の固定化が起こっているかどうか、といったことが考えられる（図5）。また、健康な人が国境を越えて移動するといったヘルシーマイグレーション効果、死ぬ前に自国に戻るといったサーモンバイアスといった、移動により見かけの死亡率が変化する、ということも外国人要因としてとらえることができるだろう。

図5 外国人の死亡に影響を与える要因の模式図



日本における韓国・朝鮮籍、特に死亡するような高齢者は在日の期間も長く、日本で生まれ日本で育った人々を含んでおり、居住期間が短いことにより社会にうまく統合されていない、という要因は考えにくい。またサーモンバイアスやヘルシーマイグラント効果が作用しているとも考えにくい。そうであれば、国籍・民族の差、国籍による社会階層の固定化が死亡水準を決める要因として考えられよう。図2に示した、在日韓国・朝鮮人の日本人と韓国人に対するSMRの比較から、在日韓国・朝鮮人の悪性新生物、心疾患、肺炎、肝疾患、腎不全による死亡は日本人、韓国人いずれに対してもSMRが高いため、国籍・民族の差では説明がつかず、在日韓国・朝鮮籍の日本における社会階層の固定化が起こったと解釈することができる。一方、在日韓国・朝鮮人の糖尿病、脳血管疾患、慢性閉塞性肺疾患、不慮の事故、自殺、「その他」の死因の死亡水準は日本と韓国の間位置している。いずれも韓国人>在日韓国・朝鮮人>日本人の順の死亡水準であり、韓国における高い死亡水準から日本における低い死亡水準へと同化したと解釈することができる。これは部分的な社会統合・同化によるものとすることもできるが、日本人でも韓国人でもない「在日韓国・朝鮮人」という新たな民族が形成された、といえなくもない。

韓国・朝鮮籍の高い死亡水準は懸念されることであり、是川(2011)が「分節化された同化」と呼ぶような、国籍に応じた社会階層の固定化が死亡率の上昇をもたらす、という傾向は、今後定住外国人の増加が見込まれる中、重篤な前例としてその要因解明と対応策については真剣に取り組む必要がある。一方、韓国・朝鮮籍の分母人口について、特に男性について過小となっていること(厳他1988, 朝倉他1990)、日本人に帰化するとカウントされなくなる(李他2012)といった、統計の定義が影響しているという見方もある。移民の多い欧米諸国では国籍や出生地に付け加えて、親や祖父母が外国人だったか、といった移民背景がある人を幅広くとらえて社会統合を進めているが、日本における韓国・朝鮮を背景に持つ人々に対して同様に施策を進めることができるだろうか。一方、自殺をはじめ

めとし、日本人よりも高いが韓国人よりは低い死亡率の死因があることは、在日韓国・朝鮮人が日本と韓国の間に位置する集団として新たなアイデンティティーが生じていることを示唆している。また日本人同様に長年住んでいたオールドカマーに付け加えて1990年からニューカマーが、さらに近年はレイティストカマーといってもよい、韓国政府のK-Move事業<sup>5)</sup>などを通じて日本で就業する韓国人若者など、朝鮮・韓国籍と一口にいても、日本での定住過程が異なる人々の集合体となっており、「高齢化し人口減少している韓国・朝鮮籍人口」というイメージを超えた、新たな在日コリアン社会が今後発展するのかどうか注視したい。

## 2. 韓国・朝鮮籍以外の国籍別死亡の特徴

韓国・朝鮮籍以外の国籍では、SMRが有意ではないタイ、有意に高い「その他」の国籍を除き、SMRが小さい。これらの国籍、つまり中国、フィリピン、米国、英国、ブラジル、ペルーでは、本国の死亡水準が日本よりも低いわけではなく、国籍・民族の要因でSMRが小さいとは考えにくい。これらの国籍者の多くは居住期間が比較的短いニューカマーであると推察されるため、ヘルシーマイグレーション効果やサーモンバイアスが影響しているからではないかと考えられるが、米国などの国籍で、日本社会の裕福側の階層に固定され死亡水準が低い、という可能性もある。

死因別に見ると、自殺のSMRが非常に小さいことが全死因のSMRを小さくしている一つの要因であり、逆にそれ以外の死因が多いことを相殺している国籍がある。今回の結果では、フィリピンの心疾患、脳血管疾患、タイの心疾患、脳血管疾患、肝疾患、米国の心疾患で、SMRが有意に大きいことが示された。外国人が慢性疾患予防の保健体制に組み込まれているか、職場や自治体を通じた検診など健康管理サービスを適切に受けているかなど、さらに詳しく見ていく必要があるだろう。

米国との比較においては、1950年代からわかっていた米国人に心疾患死亡が多く日本人(日系人)に脳血管疾患が多いという状況は、寿命の長短が逆転した今でも続いているようである。今回の結果でも心疾患死亡水準は米国人>在日米国人>日本人の順となっており、在日米国人の脳血管疾患死亡水準は日本人よりも低くなっている。日本人の変化については、多くのコホート研究結果が蓄積されており、血圧と喫煙率の低下が高かった脳血管疾患死亡率を下げ、コレステロール値の上昇による心疾患死亡増加を抑制したと説明されている(Ueshima 2007)。そうであっても依然、在日米国人よりも脳血管疾患死亡が日本人に多く、また心疾患死亡水準が米国、在日米国人、日本人の順で高いことは、国籍・民族の要因が大きく作用していると考えられよう。

中国、英国、ブラジル、ペルーはすべての死因についてSMRが小さいか、有意な差がみられない。これらの国籍の外国人は、本国人と比べて学歴が高く、ヘルシーマイグレーション効果があることも十分に考えられ、またサーモンバイアスも否定できない。しかしなが

5) 大韓貿易投資振興公社「韓国人材採用(K-move)」<http://kotra.or.jp/kmoveform/> (accessed 2020/4/20)

ら前述した通り、米国におけるヒスパニック、つまり中南米出身者は、ヘルシーマイグランド効果、サーモンバイアスといった選択的移動以外の要因、例えば健康行動、遺伝素因、家族の絆といった要因が低い死亡率をもたらす可能性がある、という分析結果があり (Abraido-Lanza et al. 1999)、日本におけるブラジル・ペルー人も同様であるかもしれない。

### 3. 自殺・肺炎・老衰

外国人の自殺による SMR は韓国・朝鮮籍を除いて様に小さい。国際的に見ると日本、韓国の自殺率は高く (WHO 2019)、日本人に対する SMR が在日外国人 (韓国・朝鮮籍を除く) で小さいのは、日本人の自殺死亡率が高いことによると考えられる。またこの場合、自殺をもたらす要因は国籍・民族であり、社会統合の程度や社会階層の固定化といった要因は作用していない、ということになる。

肺炎や老衰は多くの外国籍で SMR が小さく、中国、米国の本国人と比較しても在日中国人、在日米国人の SMR は極端に大きくなることから、日本人、また日本の死亡診断の過程で肺炎、老衰の死因付与が過剰に行われているのではないかと推察される。これら日本に多い死因については、日本における外国人の死因詳細から改善点を探ることも可能であろう。今後の課題としたい。

### 4. データの制約

今回の分析で国籍を11区分としたのは、人口動態統計の死亡票にそれしか選択肢がないことによる。現段階での国籍分類では、現在増えているベトナム人、ネパール人、インドネシア人などの死亡が「その他」に合算されてしまう。「その他」の国籍の SMR は自殺以外すべての死因で SMR が大きく、また老衰も有意に大きい。「その他」の国籍の人口構造は、若い男性が一番多いという典型的な「移民型」であるが (付図 1)、老衰も多いということは定住期間が長い様々な国籍の高齢化が影響しているのかもしれないが、「国籍」の内訳がないので確定的ではない。これを解明するには、死亡票の国籍欄情報が拡充されるのを待つしかない。現状では医師が記入する死亡届には本籍または国籍を自由記入することになっているので、それを死亡票に転記する際にそのまま国名を登録することにしたらいのではないか。国籍別に元データがあれば、ベトナム人、ネパール人、インドネシア人など現在増えている外国人の死亡数がわかるだけでなく、アフリカや EU など国別では値が小さすぎるが地域でまとめると分析に耐えうる数が得られ、情報量が増える。

不法残留者を分母人口に加えるかどうかも問題とされるが (森 1997, 小堀 2017)、現在法務省がとりまとめている不法残留者数は国籍・性別のみで、年齢別には公表されていないため今回の分析には用いなかった。不法残留者数は1990年代には30万人近くであったが、近年では減少し、2014年に59,061人の底を打ってから再び微増している<sup>6)</sup>。国籍別に

6) 法務省出入国在留管理庁「本邦における不法残留者数について」

[http://www.moj.go.jp/nyuukokukanri/kouhou/nyuukokukanri04\\_00084.html](http://www.moj.go.jp/nyuukokukanri/kouhou/nyuukokukanri04_00084.html) (accessed 2020/4/20)

不法残留者の割合をみると（表2）、外国籍全体では2.5%程度であり、それほど大きなものではない。しかしながら、タイ国籍については男性で16.7%、女性で9.9%、合計11.9%と突出して高い割合となっている。このため、不法残留者を入れたタイの分母人口はより大きく、本稿で算定した死亡率が過大となっている可能性もある。

表2 不法残留者数・割合（2017年末）

		中国	韓国・朝鮮	フィリピン	タイ	英国	米国	ブラジル	ペルー	その他	外国籍計
在留外国人	男女計	787,614	481,522	260,553	50,179	17,200	55,713	191,362	47,972	669,733	2,561,848
	男性	340,893	222,517	74,735	14,037	12,756	36,958	104,109	25,056	402,762	1,233,823
	女性	446,721	259,005	185,818	36,142	4,444	18,755	87,253	22,916	266,971	1,328,025
不法残留者	男女計	9,390	12,876	4,933	6,768	0	0	976	0	31,555	66,498
	男性	5,815	5,091	1,465	2,807	0	0	683	0	21,191	37,052
	女性	3,575	7,785	3,468	3,961	0	0	293	0	10,364	29,446
割合	男女計	1.2%	2.6%	1.9%	11.9%	0.0%	0.0%	0.5%	0.0%	4.5%	2.5%
	男性	1.7%	2.2%	1.9%	16.7%	0.0%	0.0%	0.7%	0.0%	5.0%	2.9%
	女性	0.8%	2.9%	1.8%	9.9%	0.0%	0.0%	0.3%	0.0%	3.7%	2.2%

注：在留外国人は2017年12月の値。不法残留者数は2018年1月1日の値。

出典：在留外国人統計（法務省）、法務省プレスリリース

外国人が旅行などで日本に短期滞在中に死亡し日本で死亡届を出し人口動態統計に算入されるケースも考えられる。個票を用いて外国人死亡者の住所をみると（表3）、住所が外国である外国人死亡数は2013年から2017年の5年間で1,531件、住所不詳は5,886件、合わせて7,417件であり、外国人死亡数の3.1%である。この割合は国籍別にみると、タイ（11.9%）、中国（10.4%）、米国（9.5%）、「その他」（8.6%）でかなり高い。近年の外国人旅行者の増加を受けて、延べ人数としてはかなりの数の外国人が日本に滞在しており、旅行中での突然死、また医療ビザで入国し治療中に死亡、家族呼び寄せで日本で介護を受け死亡、といったケースが想定され、住民ではない外国人の死亡数も人口動態統計にある程度含まれていることになる。そうであれば、在留外国人の死亡数はその分少なくなるわけで、死亡率としては本稿で算定したものよりも小さくなる。韓国・朝鮮籍の死亡においては住所が外国等の割合は0.7%と小さく、死亡超過が相殺されるまでではないと考えられ、韓国・朝鮮以外の国籍では、小さいSMRがさらに小さくなる、という方向になるので、得られた結果を覆す方向ではない。



表3 国籍別死亡者住所（外国籍2013～2017年）

国籍 住所	韓国・ 朝鮮	中国	フィリ ピン	タイ	米国	英国	ブラジ ル	ペルー	その他	外国籍計
外国	90	349	47	20	88	6	2	3	222	827
不詳	78	16	11	8	1	1	1	0	133	249
合計：a	168	365	58	28	89	7	3	3	355	1,076
死亡数：b	23,459	3,506	847	235	933	109	951	273	4,109	34,422
割合（a/b）	0.7%	10.4%	6.8%	11.9%	9.5%	6.4%	0.3%	1.1%	8.6%	3.1%

出典：人口動態統計（厚生労働省）個票

今回の分析では、80歳以上は一つの年齢層とまとめて分析した。これは在留外国人統計の年齢別区分がそのようになっているからである。しかしながら付図1に示したように、韓国・朝鮮籍はもとより、中国、英国、米国、また外国籍合計でも80歳以上人口が大きく、今後外国人の定住化と共に高齢化も進行することを考えれば、在留外国人統計の最終年齢層はより高年齢とした方が望ましいと思われる。

## V. おわりに

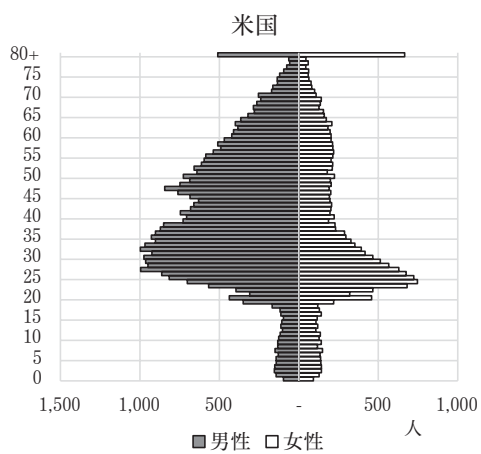
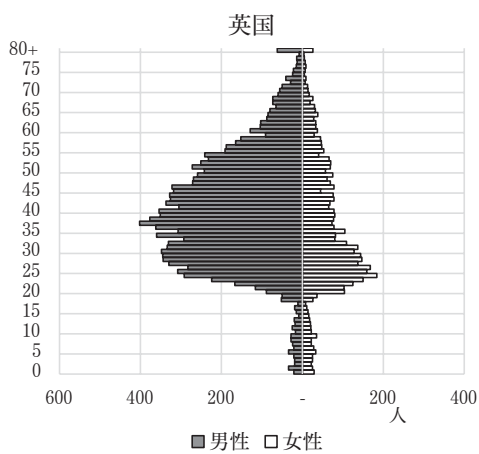
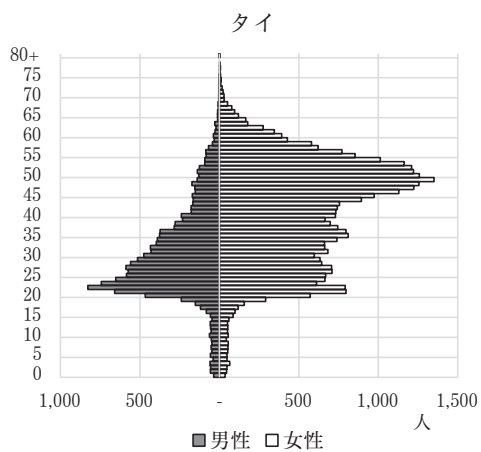
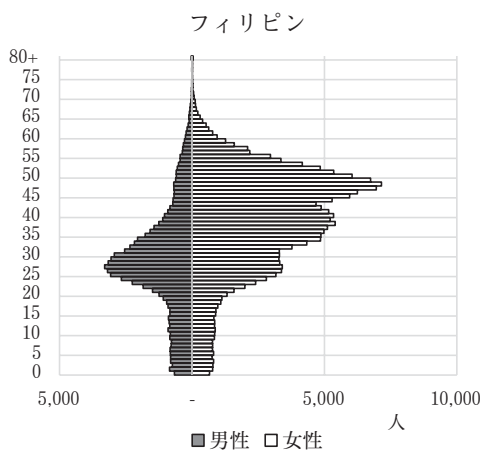
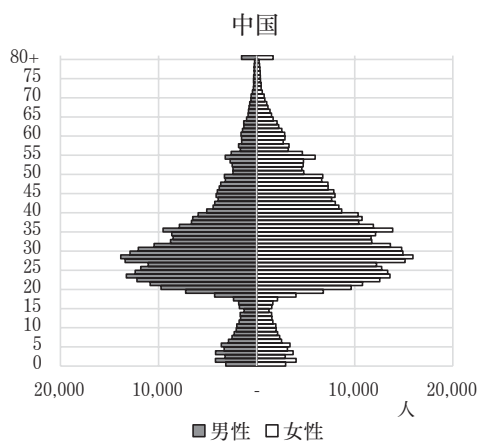
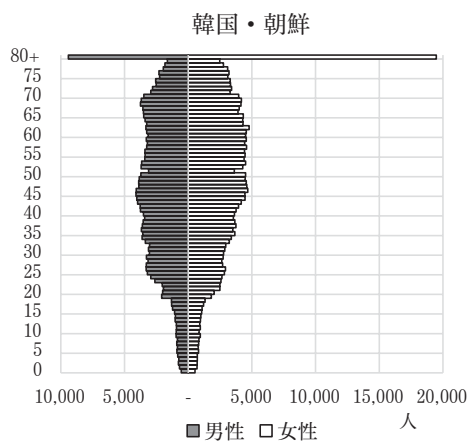
今回明らかになった、フィリピン・タイ国籍の心疾患、脳血管疾患死亡の多さは、中高年の女性が多いこれら国籍の住民に対して慢性疾患対策が十分に行き渡ってないことが示唆され、今後定住外国人の増加が見込まれる中、外国人住民の健康管理を支援する体制が強化される必要があろう。中国籍やブラジル・ペルーでSMRが小さいこと、また韓国・朝鮮籍以外では一様に自殺によるSMRが小さいことは、ヘルシーマイグランド効果やサーモンバイアスといった選択的な移動が影響していることも考えられるが、それ以外の何らかの要因があり、それが解明できれば、日本人も含めて健康増進に資する有益な施策を生むであろう。

人口動態統計の死亡票の国籍欄の拡充については前述したが、それ以外にも外国人の健康状態も含め、さらなる統計情報があればよい。地域別、国籍コミュニティ別の外国人の健康に関する調査は近年行われるようになっており（浜松市<sup>7)</sup>、小堀・前田 2019）、すでに解明が進んでいる韓国・朝鮮籍社会（金他 1995）に付け加え、新たな外国人コミュニティの健康に関する調査研究のさらなる進展が求められよう。また政府統計の側でも、国民生活基礎調査など大規模調査に「国籍」の質問を一つ入れるだけで、情報量が格段に増える。そのような対応を期待する。

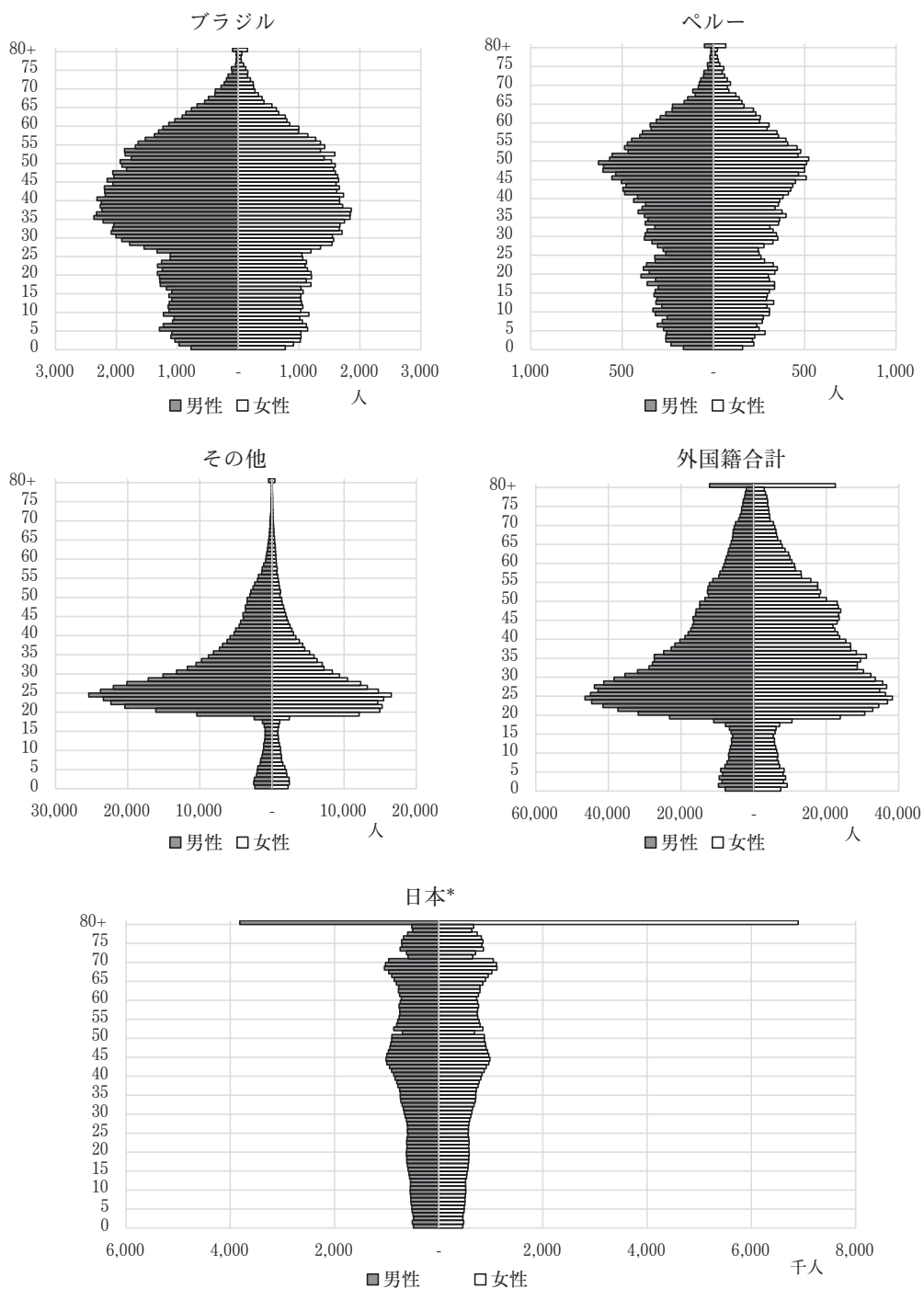
（2020年4月20日査読終了）

7) 「浜松市における外国人市民のメンタルヘルス実態調査」2013年9月1日、  
[https://www.city.hamamatsu.shizuoka.jp/sei-hokenc/soudan/seisin/suicide\\_measures/mental.html](https://www.city.hamamatsu.shizuoka.jp/sei-hokenc/soudan/seisin/suicide_measures/mental.html)  
 (accessed 2020/4/20)

付図1 国籍別人口構造（2017年12月）



付図1 国籍別人口構造（2017年12月）（つづき）



注：縦軸は年齢，横軸は人数。日本は2017年10月1日。  
 出典：外国人登録統計（法務省），日本は人口推計（統計局）より作成

付表1 日本・韓国・中国・米国の死因対照表

日本2017			韓国2016	中国2014	米国2015
2100	悪性新生物	C00-C96	C00-C97	C00-C97	C00-C97
4100	糖尿病	E10-E14	E10-E14	E10-E14	E10-E14
9200	心疾患（高血圧性を除く）	I01-I02.0, I05-I09, I20-I25, I27, I30-I51	I00-I09, I20-I25, I26-I51（I26-I28 を除く）	I01-I09, I20-I25, I30-I33, I38, I40, I42	I00-I02, I05-I09, I20-I25, I30-I51, I27
9300	脳血管疾患	I60-I69	I60-I69	I60-I69	I60-I69
10200	肺炎	J12-J18	J12-J18	J10-J18, J20-J22	J12-J18
10400	慢性閉塞性肺疾患 (COPD)	J41-J44	J40-42, J43, J44	J40-J44	J41-J44
11300	肝疾患	K70-K76	K70-K76	K70, K74	K70-K76
14200	腎不全	N17-N19	N17-N19	N00-N19	N17-N19
18100	老衰	R54	R54	-	R54
20100	不慮の事故	V01-X59	V01-V99, W00-W19, W20-W49, W65-W74, W75-W84, W85-W99, X00-X09, X30-X39, X40-X49, X59	V01-X59, Y40-Y86, Y88, Y89	V01-X59, Y85-Y86
20200	自殺	X60-X84	X60-X84	X60-X84, Y87.0	U03, X60-X84, Y87.0
	その他	上記以外	上記以外	上記以外	上記以外

注：韓国の不慮の事故は、日本定義と比べW50-W64, X10-X29, X50-X58が含まれておらず、この部分は「その他の外因」(Remainder of external causes of morbidity & mortality (Re. V01-Y89))の中に含まれている。この「その他の外因」は2015年では170人であり、無視できると判断した。

#### 付記

本稿は、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究（H29-31）」の成果である。人口動態統計の個票はこの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。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。本稿は上記プロジェクトの報告内容をベースとしているが、匿名の査読者から非常に有益なコメントを頂き、大幅に改訂を行った。査読者の方に深く感謝申し上げる。

なお、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

- 朝倉隆司・中山和弘・園田恭一（1990）「川崎市における在日韓国・朝鮮人（在日）の中高年期死亡に関する研究-日本人および韓国人との比較から」『日本公衆衛生雑誌』第37巻第3号，pp.195-208.
- 生方亨司・大島明・藤本伊三郎（1984）「在日韓国・朝鮮人と日本人死亡との比較研究」『日本公衆衛生雑誌』第31巻第2号，pp.60-77.

- 金潤信 (1977) 「在日韓国人の最近10年間における人口学的推移」『民族衛生』第43巻第3・4号, pp.91-102.
- 金潤信 (1982) 「在日外国人の死亡に関する考察」『日本公衆衛生雑誌』第29巻第2号, pp.83-87.
- 金正根 (1971) 「在日朝鮮人の人口学的研究」『民族衛生』第37巻第4号, pp.131-157.
- 金正根・園田恭一・辛基秀編 (1995) 『在日韓国・朝鮮人の健康・生活・意識—人口集団の生態と動態をめぐって—』明石書店.
- 厳善・林恭平・渡辺能行・東あかね・小笹晃太郎・青池晟・川井啓市 (1988) 「在日外国人と日本人の死亡状況の比較研究」『日本公衆衛生雑誌』第35巻第1号, pp.4-10.
- 厚生労働省 (2014) 「I 人口動態保健所・市区町村別統計の概要」平成20年～平成24年人口動態保健所・市区町村別統計  
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/file-download?statInfId=000023622139&fileKind=2>  
 (accessed 2020/4/20).
- 厚生労働省 (2015) 「平成26年度 人口動態統計特殊報告 日本における人口動態—外国人を含む人口動態統計—」.
- 小堀栄子・前田祐子・山本太郎 (2017) 「日本在住外国人の死亡率—示唆されたヘルシー・マイグランド効果」『日本公衆衛生学会誌』第64巻第12号, pp.707-717.
- 小堀栄子・前田祐子 (2019) 「日本在住外国人の在住期間と健康損失：若年の健康損失はより早くより大きい増大比か」第34回日本国際保健医療学会学術大会プログラム・抄録集O10-1, p.93.
- 是川夕 (2011) 「外国人の定住化が死亡動向に与える影響について—在留資格別人口の変動からの分析」『人口学研究』第47号, pp.1-23.
- 千年よしみ (2019) 「マレーシアにおける UHC と CRVS の現状と課題」『東アジア, ASEAN 諸国における UHC に資する人口統計システムの整備・改善に関する総合的研究 (平成30年度) 総括研究報告書 (研究代表者 鈴木透)』.
- 中国疾病预防控制中心慢性非传染性疾病预防控制中心・国家卫生和计划生育委员会统计信息中心 (2015) 『中国死因监测数据集2014』科学普及出版社.
- 中川雅貴・山内昌和・菅桂太・鎌田健司・小池司朗 (2018) 「都道府県別にみた外国人の自然動態」『人口問題研究』第74巻第4号, pp.293-319.
- 中川雅貴 (2019) 「インドネシアにおける人口動態統計の現状と課題」『東アジア, ASEAN 諸国における UHC に資する人口統計システムの整備・改善に関する総合的研究 (平成30年度) 総括研究報告書 (研究代表者 鈴木透)』.
- 林玲子 (2019) 「東アジア・ASEAN 諸国の死因統計の整備状況について」『東アジア, ASEAN 諸国における UHC に資する人口統計システムの整備・改善に関する総合的研究 (平成30年度) 総括研究報告書 (研究代表者 鈴木透)』.
- 森博美 (1997) 「わが国における外国人の死亡特性」統計研究参考資料 No. 53, 法政大学日本統計研究所.
- 李錦純・李節子・中村安秀 (2012) 「在日コリアンの人口高齢化と死亡の動向—死亡・死因統計に関する日本人との比較分析—」『厚生指針』第59巻第2号, pp.27-32.
- Abrafo-Lanza, Ana F. et al. (1999) "The Latino Mortality Paradox: A Test of the "Salmon Bias" and Healthy Migrant Hypotheses," *American Journal of Public Health*, Vol. 89, No. 10, pp.1543-1548.
- Gordon, Tavia (1957) "Mortality Experience Among the Japanese in the United States, Hawaii, and Japan," *Public Health Reports*, Vol. 72, No. 6, pp.543-553.
- Gordon, Tavia (1967) "Further Mortality Experience Among Japanese Americans," *Public Health Reports*, Vol. 82, No. 11, pp.973-984.
- Guillot, Michel et al. (2018) "Understanding Age Variations in the Migrant Mortality Advantage: An International Comparative Perspective," *PLoS ONE* 13(6).
- Hastings, Katherine G. et al. (2015) "Leading Causes of Death among Asian American Subgroups (2003-2011)," *PLoS ONE* 10(4):e0124341.
- Kennedy, Steven, James Ted McDonald and Nicholas Biddle (2006) "The Healthy Immigrant Effect and Immigrant Selection: Evidence from Four Countries," *Social and Economic Dimensions of an Aging Population Research Papers* 164, McMaster University.
- Lu, Yao and Lijian Qin (2014) "Healthy Migrant and Salmon Bias Hypotheses: A Study of Health and Internal Migration in China," *Social Science & Medicine*, Vol. 102, pp.41-48.

- Puschmann, Paul, Robyn Donrovich and Koen Matthijs (2017) "Salmon Bias or Red Herring?" *Human Nature* (Hawthorne, N.Y.), Vol. 28, No. 4, pp.481-499.
- Souza, Regina Kazue Tanno de and Sabina Léa Davidson Gotlieb (1999) "Mortalidade em migrantes japoneses residentes no Paraná, Brasil (Mortality Among Japanese Migrants Living in a State of Parana, Brazil)," *Revista de Saúde Pública*, v. 33 n. 3, pp.262-272.
- WHO (2018) *Global Health Estimates 2016: Deaths by Cause, Age, Sex, by Country and by Region, 2000-2016*.
- WHO (2019) *Suicide in the World - Global Health Estimates*.
- Worth, R.M. et al. (1975) "Epidemiologic Studies of Coronary Heart Disease and Stroke in Japanese Men Living in Japan, Hawaii and California: Mortality," *American Journal of Epidemiology*, Vol. 102, No. 6, pp.481-490.

## Causes of Death of Foreign Nationals in Japan: In Comparison to Japanese and Nationals at Origin

HAYASHI Reiko

While the number of foreign nationals in Japan is constantly increasing, the overall population structure is young, and the number of deaths is growing but still limited. However, when the mortality is compared by nationality and cause of death, using standardized mortality ratio (SMR) by the indirect method, the results are varied and not always optimistic.

For the period of 5 years from 2013 to 2017, the SMR of foreign nationals compared to Japanese nationals is higher, but lower when the Korean nationality is excluded. Korean SMR is higher in all causes of death except senility. Chinese, British, Brazilian and Peruvian SMR are lower in almost all causes of death. Although Filipino, Thai and American (US) SMR of total death are lower, SMR are higher for heart disease and cerebrovascular diseases of Filipinos, heart disease, cerebrovascular diseases and liver diseases of Thai, and heart diseases of American. SMR of "Other" nationality is higher for all causes of death except suicide. The SMR of suicide is lower for all nationalities except Koreans, and this smallness is causing the lower SMR of total death.

The cause-specific mortality of the Republic of Korea, the People's Republic of China and the US are used to compare the mortality of Korean, Chinese and American in Japan and the nationals in the respective origin country. The mortality of Koreans in Japan is higher in comparison to Japanese in Japan and Koreans in the Republic of Korea for malignant neoplasm, heart disease, pneumonia, liver disease and renal failure. On the other hand, for diabetes, cerebrovascular disease, COPD, accident and suicide, the mortality of Koreans in the Republic of Korea is the highest, followed by Koreans in Japan and Japanese in Japan. The mixed mortality outcome of Koreans in Japan might be affected by the long history of residence, in contrast to other nationalities. The mortality of Chinese in Japan is generally lower than Japanese in Japan and Chinese in China. The same is true for American, with the notable exception of heart disease, where the mortality is the highest among Americans in US, followed by Americans in Japan and Japanese in Japan. This trend is persistent since the 1950s. In comparison to both Chinese and American, pneumonia and senility are found the highest among Japanese in Japan, which might be caused by the death certificate practice in Japan.

The mortality level of Koreans in Japan is higher in contrast to other nationalities, reflecting the difference in the history of residence in Japan. While the number and proportion of Koreans are decreasing, the population of other foreign nationals is expanding, and their length of stay is getting longer. The mortality experience of Koreans in Japan should be well examined so that the lessons will be learned and utilized for a better health information system and policies for foreign nationals in Japan.

**【Keywords】** foreign nationals in Japan, cause of deaths, Standardized Mortality Ratio (SMR)

---

## 特 集 II

---

### 地域別将来人口推計 (その2)

# 都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和\*

本稿は、社人研が平成30(2018)年3月に公表した地域推計(平成30年推計)における将来の人口増加率の要因分解を行うことを目的に、出生率が人口置換水準に達した場合の反事実的仮定に基づく推計結果や人口モメンタムの分析を行うことで将来の人口に対する基準人口の年齢構造及び人口動態率の影響を定量的に分析した。

その結果、すべての地域で年齢構造要因によるマイナスの寄与が最も大きいことが明らかとなった。大都市圏は移動要因のプラスの寄与によって人口増加率の減少分が緩和され、非大都市圏は移動要因のマイナスの寄与によってさらなる人口減少が進む。一方で、出生要因と死亡要因が将来の人口増加率に及ぼす影響は限定的であった。

各要因の年齢別寄与率について分析を行った結果、2015年時点で65歳以上人口割合が高く、すでに人口減少が始まっている非大都市圏では、ほぼ全年齢で年齢構造要因によって人口減少が構造的に生じる。一方で、大都市圏は年齢構造要因による年少人口・生産年齢人口の減少、老年人口の増加がみられ、今後、高齢化が進む。

人口モメンタムの分析では、2015~2045年の人口増加率が正であった東京都や出生率の高い沖縄県においても、長期的には「減少モメンタム」の状況に陥っている状況が示された。したがって、出生率が人口置換水準に上昇し、人口移動が均衡した場合であっても、各地域の長期的な人口減少が止まるまでには2080~2095年までの期間を要する。

【キーワード】 地域別将来推計人口 人口増加率 要因分解 人口モメンタム

## I はじめに

日本全国の総人口は2008年をピークに減少を開始してから10年以上が経過し、その減少規模は毎年拡大傾向にある。その主要因は自然減少(出生数<死亡数)である。2018年10月1日の総人口は、前年に比べ26.3万人の減少であり、自然増減は-42.4万人、社会増減は16.1万人である(総務省統計局 2019)。また、2015年の65歳以上人口割合は26.6%であり、将来推計では2065年には38.4%まで上昇することが見込まれている(国立社会保障・人口

\* 早稲田大学教育・総合科学学術院



問題研究所 2017)。地域人口では、非大都市圏ではすでに人口減少が常態化している地域も多く、2010～2015年で総人口が減少している都道府県は39道府県に及ぶ（総務省統計局 2016）。

国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）が平成30（2018）年3月に公表した「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」（以下、地域推計（平成30年推計））では、2015と2045年を比べて2045年の総人口が高い地域は東京都のみであり、その他の道府県では総人口が2015年に比べて2045年では減少する見込みとなっている（国立社会保障・人口問題研究所 2018a）。65歳以上人口割合は、全ての都道府県で上昇する。最も割合が高いのは秋田県の50.1%（2045年）であるが、65歳以上人口の増加は大都市圏で多く、東京都、神奈川県、沖縄県では2015～2045年の間で65歳以上人口が30%以上増加する。

人口の変化は自然増減（出生－死亡）と社会増減（転入－転出）に分解することができる。都道府県別にみると、1980年代後半まではすべての都道府県で自然増加が観察され、人口減少の要因は主に社会減少によるものであった（国立社会保障・人口問題研究所 2020ab）。1990年代に入ると65歳以上人口割合の高い一部の県において自然減少が観察され、2000年代には大都市圏を除く多くの道府県において自然減少に転換した。自然減少による人口減少の傾向は今後も続くとされ、地域推計（平成30年推計）の結果では<sup>1)</sup>、2015～2045年の間において「自然減少>社会減少」によって人口が減少する地域は39道府県、「自然減少>社会増加」によって人口が減少する地域は6県（埼玉県、千葉県、神奈川県、愛知県、岡山県、福岡県）、残りは「自然増加<社会減少」によって人口が減少する沖縄県と「自然減少<社会増加」によって人口が増加する東京都となる（小池ほか 2019）。

人口の変化を自然増減と社会増減に分解する手法は簡便であり、人口変動要因に対する理解がしやすい。一方で、人口の変動を構成する出生、死亡、移動といった個別の人口動態率が将来の人口増加率（Population Growth Rates）に及ぼす影響や基準人口の年齢構造の影響についての情報が無い点で不十分である。

そこで本稿は、地域推計（平成30年推計）における将来の人口変化について、Bongaarts and Bulatao（1999）の手法を用いて、人口増加率を年齢構造要因・出生要因・死亡要因・移動要因の4要因に分解し、将来の人口増加率に対する各要因の影響を定量的に把握することを目的とする。また、出生率が人口置換水準に達した場合や平均寿命が延びた場合など仮定値を変えた場合の推計や人口モメンタムの分析を行うことで、2015年時点の基準人口の年齢構造が将来の人口増加率に及ぼす影響や、人口動態率を変化させたときの影響の違いなどを分析する。

---

1) 地域推計（平成30年推計）で公表されている推計人口と移動をなしと仮定した場合の封鎖人口を利用することで2015～2045年の人口増加率（%）を自然増加率と社会増加率に分解することができ、社会増加率＝{(2045年推計人口－2045年封鎖人口)}／2015年人口×100、自然増加率＝{(2045年封鎖人口－2015年人口)}／2015年人口×100で求められる。なお、自然増加率の計算にあたり小池ほか（2020）・菅ほか（2020）で推定された出生数・死亡数は用いていない。

2014年に発足したまち・ひと・しごと創生本部が地方自治体に策定を促している「地方人口ビジョン」では、地域推計が「社人研推計準拠」として参照されているほか（内閣府地方創生推進室 2019）、各自治体が望む出生率や移動率の設定を通じた将来の人口展望を示していることから、人口動態率を変化させることによる将来の人口増加率に対する影響について示すことには一定の意義があると考えられる。

さらに、2015年時点の人口構造が持つ慣性（人口モメンタム）の分析を通じて、現状の年齢構造では出生率や移動率の変化だけでは人口減少のトレンドをただちに止めることが難しいことを明らかにする。

## II 将来の人口増加率の要因分解

### 1. Bongaarts and Bulatao（1999）による要因分解法

本稿は Bongaarts and Bulatao（1999）の手法を用いて将来の人口増加率の要因分解を行う。同手法では、将来の人口増加率を基準人口の年齢構造、出生率、生残率（死亡仮定）、純移動率の4要因に分解する。分解の手法は比較的単純であり、人口動態率について、段階的に将来の仮定値を一定、もしくは純移動率であればゼロとすることによって推計結果を投影し、得られた推計結果を用いて各要因の効果（乗数）に分解する。同手法は国連の世界人口推計結果にも活用されており、汎用的な要因分解法である（Kirill et al. 2013; United Nations 2017）。

また、本稿では将来の人口増加率における基準人口の年齢構造及び人口動態率の影響に関する理解を深めるために、各要因が変化した場合の反事実的仮定（Counterfactual Assumptions）に基づく推計結果を示す。反事実的仮定を行う利点としては、例えば、年齢構造が高齢化している地域とそうでない地域では、出生率上昇の効果は若い年齢構造の地域の方が大きいといった、基準人口の年齢構造の効果を評価することができる点にある。Bongaarts and Bulatao（1999）では、1998年に公表された国際連合の推計結果を用いて、出生率は人口置換水準、生残率は United States Bureau of the Census（1999）における2100年の平均寿命（男性87.5年、女性92.5年）に基づく数値、純移動率はゼロに設定した仮定を用いて要因分解を行い、人口動態率の変化が年齢構造の異なる人口では効果が異なることをシミュレートしている。

将来の人口増加率の要因分解を行うための推計シナリオは以下の4通りである。括弧内の二重引用符で示される英名は Bongaarts and Bulatao（1999）によるシナリオ名である。

- (1) 標準シナリオ ("Standard")  $P_s$  : 人口動態率が仮定値どおりに投影される推計結果
- (2) 自然増減シナリオ ("Natural")  $P_n$  : (1)に加え、純移動率をゼロとする推計結果
- (3) 人口置換シナリオ ("Replacement")  $P_r$  : (2)に加え、出生率を一定とする推計結果
- (4) 年齢構造シナリオ ("Momentum")  $P_m$  : (3)に加え、生残率を一定とする推計結果

上記の4通りの推計結果に加えて(5)基準人口Pを加えた5つの人口を用いて、要因分解を行う。本稿で行う推計シナリオと仮定値の構成を表1に示した。はじめに、地域推計(平成30年推計)の推計結果に関する要因分解を行い、次に反事実的仮定に基づく推計結果の要因分解結果を示し、両者の比較から基準人口の年齢構造と人口動態率を変化させたときの推計結果への影響を評価する。反事実的仮定には、Bongaarts and Bulatao (1999)にならい、(1)出生率が人口置換水準に達する、(2)平均寿命が2045年の水準に延伸、(3)純移動率は地域推計(平成30年推計)と同一とする。

さらに、人口モメンタムを測定するための仮定値を用いて2115年までの長期推計を行う。人口モメンタムを測定するための仮定値は、(1)出生率が人口置換水準に達する、(2)平均寿命は2010～15年の水準で一定、(3)移動がない封鎖人口である。

表1 推計シナリオと仮定値の構成

推計シナリオ	仮定値の構成	推計結果
<b>1-1. 地域推計(平成30年推計)の要因分解: 2015～2045年</b>		
1. 標準シナリオ("Standard")	年齢構造・生残率・補正出生率 <sup>1)</sup> ・純移動率 <sup>2)</sup>	$P_s$
2. 自然増減シナリオ("Natural")	年齢構造・生残率・補正出生率	$P_n$
3. 人口置換シナリオ("Replacement")	年齢構造・生残率	$P_r$
4. 年齢構造シナリオ("Momentum")	年齢構造	$P_m$
<b>1-2. 反事実的仮定に基づく推計の要因分解: 2015～2045年</b>		
5. 標準シナリオ("Standard")Cf.	年齢構造・2045年生残率 <sup>3)</sup> ・人口置換水準出生率 <sup>4)</sup> ・純移動率	$P_{s,cf}$
6. 自然増減シナリオ("Natural")Cf.	年齢構造・2045年生残率・人口置換水準出生率	$P_{n,cf}$
7. 人口置換シナリオ("Replacement")Cf.	年齢構造・2045年生残率	$P_{r,cf}$
8. 年齢構造シナリオ("Momentum")Cf.	年齢構造	$P_{m,cf}$
<b>2. 人口モメンタムの分析: 2015～2115年までの長期推計</b>		
9. 人口モメンタムシナリオ	年齢構造・2010→2015年生残率・人口置換水準出生率・移動ゼロ	$P_{pm}$

注: 1) 補正出生率は、地域推計(平成30年推計)における各年の0-4歳人口の推計結果と整合的な出生数を得る年齢別出生率である。

出生→0-4歳人口の生残率、純移動率の変化、全国推計(平成29年推計)との合計調整による変化を含む。

2) 純移動率は、地域推計(平成30年推計)の推計結果から得られるコーホート変化率から将来の生残率を引いた値。

3) 2045年生残率は、地域推計(平成30年推計)における2040→2045年の生残率。

4) 人口置換水準出生率は、2015年における人口置換水準と各都道府県出生率の比を補正出生率に掛け合わせた値。

各要因の乗数は4通りの推計結果及び基準人口の比から算出することができ、それぞれ(1)年齢構造要因乗数  $M_m = P_m / P$ 、(2)出生要因乗数  $M_b = P_n / P_r$ 、(3)死亡要因乗数  $M_d = P_r / P_m$ 、(4)移動要因乗数  $M_{mg} = P_s / P_n$  によって得られる(表2)。各シナリオにおける推計結果は基準人口に乗数を掛け合わせることで得ることができる。

また、2015年からt年までの各要因の寄与率は次のように計算した。寄与率は各要因による人口変化が2015年人口に占める割合を示し、各要因の寄与率の合計値は当該期間の人口増加率となる。本分析では2015～2045年の30年間における分析結果を示す。

年齢構造要因の寄与率(%)： $CR_m(t)_i = (P_m(t)_i - P(2015)_i) / P(2015)_i \times 100$

出生要因の寄与率(%)： $CR_b(t)_i = (P_n(t)_i - P_r(t)_i) / P(2015)_i \times 100$

死亡要因の寄与率(%)： $CR_d(t)_i = (P_r(t)_i - P_m(t)_i) / P(2015)_i \times 100$

移動要因の寄与率(%)： $CR_{mg}(t)_i = (P_s(t)_i - P_n(t)_i) / P(2015)_i \times 100$

ここで、 $i$ は都道府県、 $t$ は2020年から2045年までの5年間隔の時点である。

表2 各要因の乗数の計算式と推計シナリオとの関係

各要因	乗数 M
年齢構造要因	$M_m = P_m / P$
出生要因	$M_b = P_n / P_r$
死亡要因	$M_d = P_r / P_m$
移動要因	$M_{mg} = P_s / P_n$
標準シナリオ	$P_s = M_m \cdot M_b \cdot M_d \cdot M_{mg} \cdot P$
自然増減シナリオ	$P_n = M_m \cdot M_b \cdot M_d \cdot P$
人口置換シナリオ	$P_r = M_m \cdot M_d \cdot P$
年齢構造シナリオ	$P_m = M_m \cdot P$

資料：Bongaarts and Bulatao (1999) をもとに作成。

注：Pは基準人口。

## 2. 人口動態率の定義

本分析に用いる人口動態率は、生残率を除き地域推計（平成30年推計）において公表されている仮定値とは異なることに留意が必要である。

出生率の将来の仮定値は、地域推計（平成30年推計）で用いられている子ども女性比及び全国推計と一致させるための補正によって得られた0～4歳人口に整合的な年齢別出生率を用いる（これを本稿では「補正出生率」と呼ぶ）。地域推計（平成30年推計）は「平成25年3月推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2013）に続き、市区町村推計を行った上で、その合算値を都道府県の推計結果として公表している。したがって、都道府県の推計結果は、市区町村別に子ども女性比を用いた0～4歳人口の推計値の合算値となる。

子ども女性比は人口規模が小さい地域においても安定した仮定値を得られることから社人研の市区町村推計において用いられてきているほか（国立社会保障・人口問題研究所 2018a）、小地域別将来人口推計においても利用されている指標である（Smith et al. 2013, Baker et al. 2017）。しかし、子ども女性比では、人口置換水準まで達する場合の出生率の水準を計算できないため、本稿では地域推計（平成30年推計）の推計結果に整合的な年齢別出生率である補正出生率を作成した。

移動率の将来の仮定値は、地域推計（平成30年推計）の推計結果から得られるコーホート変化率を用いて生残率を引いた純移動率に変換した数値を用いる。

以上のように推計に用いる将来の出生率と移動率の仮定値は異なるが、補正を行っているため、本推計における標準シナリオの推計結果は地域推計（平成30年推計）の結果と一

致する。したがって、地域推計（平成30年推計）の将来の人口増加率の要因分解として解釈することが可能である。

(1) 補正出生率

地域推計（平成30年推計）の推計結果に整合的な年齢別出生率である補正出生率は以下の通り作成した。

はじめに推計開始時点である2015年の都道府県別5歳階級別年齢別出生率  $ASFR(2015)_{i,x}$  の実績値と全国値  $ASFR(2015)_{I,x}$  との相対的較差  $R(2015)_{i,x}$  を算出する。ここで、 $i$  は都道府県、 $I$  は全国、 $x$  は15～19歳から45～49歳までの5歳間隔の年齢である。

$$R(2015)_{i,x} = ASFR(2015)_{i,x} / ASFR(2015)_{I,x}$$

2015年の相対的較差  $R(2015)_{i,x}$  が2020年から2045年まで一定であると仮定し、「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（以下、全国推計（平成29年推計））（国立社会保障・人口問題研究所 2017）における5歳階級別に合算した年齢別出生率  $ASFR(t)_{I,x}$  を掛け合わせて、都道府県別の将来の年齢別出生率  $ASFR(t)_{i,x}$  を算出する。ここで、 $t$  は2020年から2045年までの5年間隔の時点である。

$$ASFR(t)_{i,x} = ASFR(t)_{I,x} \times R(2015)_{i,x}$$

次に、上記の年齢別出生率から得られる5年間分の出生数と地域推計（平成30年推計）の0～4歳人口を一致させるための補正係数  $C(t)_i$  を算出する。都道府県別の将来の年齢別出生率  $ASFR(t)_{i,x}$  を地域推計（平成30年推計）における2020年から2045年までの女性15～49歳の5歳階級別推計人口  $P(t)_{i,x}$  に掛け合わせて、5年間の出生数の合計を算出し、地域推計（平成30年推計）における0～4歳人口  $P(t)_{i,0-4}$  との比をとって、補正係数とする。

$$C(t)_i = P(t)_{i,0-4} / \sum_{15-19}^{45-49} (P(t)_{i,x} \times ASFR(t)_{i,x})$$

最後に補正係数  $C(t)_i$  と都道府県別の将来の年齢別出生率  $ASFR(t)_{i,x}$  を掛け合わせることで、地域推計（平成30年推計）における0～4歳人口の推計結果に整合的な年齢別出生率  $ASFR(t)_{i,x}^C$  が算出される。 $ASFR(t)_{i,x}^C$  を補正出生率と呼ぶ。

$$ASFR(t)_{i,x}^C = ASFR(t)_{i,x} \times C(t)_i$$

なお、反事実的仮定に基づく人口置換水準の補正出生率  $ASFR(t)_{i,x}^R$  は、人口置換水準を都道府県一律2.07と仮定し、補正出生率の合算値との比を補正出生率  $ASFR(t)_{i,x}^C$  に掛

け合わせて算出した。

$$ASFR(t)_{i,x}^R = ASFR(t)_{i,x}^C \times \left( \frac{2.07}{\sum_{15-19}^{45-49} ASFR(t)_i^C} \right)$$

## (2) 生残率

将来の都道府県別の生残率は、地域推計（平成30年推計）で公表されている仮定値を用いた（国立社会保障・人口問題研究所 2018a）。

本稿では、将来の男女別生残率を  $S(t)_{i,x}$  と表す。  $i$  は都道府県、  $x$  は男女年齢階級  $x \rightarrow x+5$  歳であり、  $0 \sim 4$  歳  $\rightarrow 5 \sim 9$  歳から85歳以上  $\rightarrow 90$ 歳以上、  $t$  は2015  $\rightarrow$  2020年から2040  $\rightarrow$  2045年まで5年間隔の時点を示す。

## (3) 純移動率

地域推計（平成30年推計）では、移動仮定の設定に多地域モデルの一つであるプールモデルによる移動数の推計を行っている。プールモデルは、地域別人口に占める域外への転出数の割合である転出率と全国の転入数に占める地域別の転入数のシェアである配分率を用いて、転出数と転入数を推計する手法である（国立社会保障・人口問題研究所 2018a）。

ここでは、地域推計（平成30年推計）の推計結果と整合的な純移動率  $NM(t)_{i,x}$  を算出するために、推計結果の時点間のコーホート変化率  $CCR(t)_{i,x}$  から生残率  $S(t)_{i,x}$  を引いた値を男女年齢別の移動仮定として算出した。  $i$  は都道府県、  $x$  は男女年齢階級  $x \rightarrow x+5$  歳であり、  $0 \sim 4$  歳  $\rightarrow 5 \sim 9$  歳から85歳以上  $\rightarrow 90$ 歳以上、  $t$  は2015  $\rightarrow$  2020年から2040  $\rightarrow$  2045年まで5年間隔の時点を示す。

$$NM(t)_{i,x} = CCR(t)_{i,x} - S(t)_{i,x}$$

## 3. 人口モメンタム（静止人口比）仮定

「人口モメンタム」と呼ばれる人口が持つ慣性がある（国立社会保障・人口問題研究所 2018b）。人口モメンタムの考え方は Keyfitz (1971, 1985) によって考案・定式化され、Preston et al. (2001) においてその方法論が整理されている。Keyfitz (1971) では、発展途上国の高出生力を家族計画などで人口置換水準に下げたとしても、ただちに人口増加が止まることはないということを示すためにシミュレーションを行い、人口変動のトレンドを変化させるためには長期間を要することが示されている。

Keyfitz (1985), Preston et al. (2001) では、女子単性人口において時点  $t$  における人口モメンタム  $M(t)$  は以下のように定義される。

$$M(t) = \int_0^{\beta} \frac{C(a, t)}{C_s(a, t)} w(a, t) da$$

ここで、  $\beta$  は再生産年齢の上限であり、  $C_s(a, t)$  は出生率が人口置換水準に長期的に固

定された場合の安定人口における年齢構成、 $C(a, t)$  は推計開始時点における年齢構成、 $w(a, t)$  は分子を出生率が人口置換水準において生じる  $a \sim \beta$  歳の期待出生数、分母を安定人口における生涯の期待出生数とする比である。

(1)出生率が人口置換水準に達する、(2)死亡率が一定、(3)移動がない(封鎖人口)場合において、人口は長期的に一定の人口規模に静止する(静止人口)。このとき、基準人口と静止人口の比(静止人口比)を人口モメンタムと呼ぶ。

日本では第二次大戦後に出生率が急激に低下し、さらに1970年代中頃に出生率が人口置換水準を下回る少子化状況に陥ってからも2008年まで約30年以上にわたり全国の総人口が増加してきた。これは、それまで人口置換水準を上回る出生率によって産まれた世代の規模が大きいため、出生率が人口置換水準を下回ったとしても出生数はただちに減少することがなかったためである。国立社会保障・人口問題研究所(2018b)は、全国の1955～2015年の総人口と人口置換水準の出生率から人口モメンタムを算出している。人口モメンタムは1955年の1.44から1995年には1.00へと推移してきており、戦後、一貫として減少してきたが、1995年までは出生率が低下しても総人口は長期的に維持できる人口構造を保持してきた。しかし、1996年以降は1を下回る、いわゆる「減少モメンタム」に陥っている(2015年は0.78)。減少モメンタムである人口では、出生率が人口置換水準までただちに回復したとしても、出生力の高い若年人口が減少し続けていることから、人口置換水準であっても出生数は減少する。また、かつて高出生率の時期に誕生した世代が死亡することによって、出生数よりも死亡数の方が多い自然減少による人口減少が構造的に生じるため、人口減少を即座に止めることはできないのである。

本稿では、人口置換水準の補正出生率、2010→2015年の生残率を用いて、封鎖人口(死亡率一定)を仮定した場合の都道府県別の人口モメンタムの算出を行う。地域人口の変動において人口移動はきわめて重要な役割を持ち、移動がないことを仮定することは非現実的な仮定であると考えられる。しかし、地域別に静止人口に至るまでの期間の違いをみることで、基準人口の年齢構造と自然増減が長期的に人口に及ぼす影響を評価することができるほか、地方自治体が策定する人口ビジョンでは、国民(住民)の希望出生率や社会増減ゼロを目標としたシミュレーションが行われていることから、一種の参考推計として、人口が静止するまでの期間について明らかにすることには一定の役割があると考えられる。

### III 分析結果

#### 1. 2015～2045年の人口増加率の要因分解

表3には2015～2045年の人口増加率の要因分解結果として、都道府県別にみた2015年と2045年の総人口、各要因の乗数および乗数の積×100(2015年を100としたときの2045年の総人口の指数に相当)を示した。括弧内は反事実的仮定に基づく推計結果である。

本推計の結果は地域推計(平成30年推計)の推計結果に一致する。年齢構造要因の乗数は、本推計では平均0.775、最小は秋田県0.643、最大は沖縄県0.986である。年齢構造要因

は基準人口の年齢構造の将来の人口構造に対する効果であるため、反事実的仮定においても乗数は本推計と同じ数値となる。年齢構造要因はすべての都道府県で1を下回っており、2015～2045年の人口増加率を引き下げる効果を持つ。

出生要因の乗数は、本推計では平均1.004、最小は東京都0.983、最大は宮崎県1.026である。地域分布は大都市圏で1を下回り、非大都市圏では1を上回る傾向を示す。反事実的仮定における出生要因の乗数は、平均1.095、最小は沖縄県1.020、最大は東京都1.147となり、出生率が人口置換水準に達する場合の乗数の上昇幅は20～30代の人口規模が大きく、本推計における出生率の水準が低い大都市圏で大きくなる。

死亡要因の乗数は、本推計では平均1.042、最小は沖縄県の1.031、最大は秋田県の1.057である。死亡要因の乗数は、平均寿命の高低よりも、高齢化している地域ほど死亡率低下に伴う将来人口に対する効果である乗数が大きくなる。反事実的仮定における死亡要因の乗数は、平均1.052、最小は沖縄県の1.038、最大は秋田県の1.071である。

移動要因の乗数は、本推計では平均0.966、最小は秋田県の0.845、最大は東京都の1.217である。東京圏、愛知県、大阪圏、岡山県、広島県、福岡県では1を上回り、その他の地域では1を下回り、若者の人口流出が激しい地域ほど数値が低くなる。反事実的仮定における移動要因の乗数は、平均0.963、最小は秋田県の0.825、最大は東京都の1.273である。反事実的仮定では移動傾向は、本推計と同様、大都市圏への移動傾向を仮定しているため、出生率の上昇により増加した若年人口が大都市圏へ移動する構造が変わらないことから、本推計よりも大都市圏の移動効果が大きくなり、非大都市圏では移動の効果が小さくなる。

その結果、各要因の乗数の積×100の数値は、本推計では平均78.4（人口増加率では、21.6%の減少）、最小は秋田県の58.8（同41.2%減少）、最大は東京都の100.7（同0.7%増加）である。本推計では東京都のみが100を上回り、他の地域は100を下回り2015年に比べ2045年では人口が減少するという推計結果となる。反事実的仮定では、平均86.1（人口増加率では13.9%の減少）、最小は秋田県の63.7（同36.3%減少）、最大は東京都の124.0（同24%増加）である。東京圏（一都三県）、愛知県、沖縄県は100を上回り、出生要因の増加の影響が顕著である。



表3 都道府県別、2015・2045年の総人口、2015～2045年の人口増加率に対する各要因の乗数

	総人口(千人)		乗数				乗数の積 ×100 (2015年=100)
	2015年	2045年	年齢構造要因	出生要因	死亡要因	移動要因	
			$M_m = P_m / P$	$M_b = P_n / P_r$	$M_d = P_r / P_m$	$M_{mg} = P_s / P_n$	
北海道	5,382	4,005 (4,531)	0.721 (0.721)	1.007 (1.133)	1.047 (1.059)	0.978 (0.973)	74.4 (84.2)
青森県	1,308	824 (900)	0.697 (0.697)	1.011 (1.113)	1.055 (1.070)	0.847 (0.829)	63.0 (68.8)
岩手県	1,280	885 (955)	0.719 (0.719)	1.016 (1.101)	1.049 (1.061)	0.903 (0.889)	69.1 (74.6)
宮城県	2,334	1,809 (2,014)	0.782 (0.782)	1.016 (1.128)	1.041 (1.050)	0.938 (0.932)	77.5 (86.3)
秋田県	1,023	602 (651)	0.643 (0.643)	1.024 (1.120)	1.057 (1.071)	0.845 (0.825)	58.8 (63.7)
山形県	1,124	768 (824)	0.725 (0.725)	1.025 (1.103)	1.045 (1.055)	0.881 (0.869)	68.4 (73.3)
福島県	1,914	1,315 (1,419)	0.746 (0.746)	1.001 (1.085)	1.047 (1.058)	0.879 (0.866)	68.7 (74.1)
茨城県	2,917	2,236 (2,456)	0.771 (0.771)	1.007 (1.104)	1.044 (1.055)	0.946 (0.938)	76.6 (84.2)
栃木県	1,974	1,561 (1,715)	0.778 (0.778)	1.007 (1.101)	1.045 (1.056)	0.966 (0.961)	79.0 (86.8)
群馬県	1,973	1,553 (1,708)	0.771 (0.771)	1.003 (1.102)	1.043 (1.053)	0.975 (0.968)	78.7 (86.6)
埼玉県	7,267	6,525 (7,426)	0.797 (0.797)	1.000 (1.120)	1.041 (1.051)	1.082 (1.090)	89.8 (102.2)
千葉県	6,223	5,463 (6,247)	0.783 (0.783)	0.997 (1.121)	1.041 (1.050)	1.081 (1.090)	87.8 (100.4)
東京都	13,515	13,607 (16,758)	0.811 (0.811)	0.983 (1.147)	1.038 (1.047)	1.217 (1.273)	100.7 (124.0)
神奈川県	9,126	8,313 (9,563)	0.817 (0.817)	0.993 (1.118)	1.037 (1.046)	1.082 (1.098)	91.1 (104.8)
新潟県	2,304	1,699 (1,860)	0.738 (0.738)	1.013 (1.109)	1.043 (1.053)	0.945 (0.937)	73.7 (80.7)
富山県	1,066	817 (900)	0.745 (0.745)	0.996 (1.095)	1.042 (1.052)	0.992 (0.984)	76.7 (84.4)
石川県	1,154	948 (1,046)	0.795 (0.795)	0.998 (1.093)	1.039 (1.047)	0.997 (0.996)	82.1 (90.6)
福井県	787	614 (662)	0.794 (0.794)	1.000 (1.077)	1.038 (1.046)	0.947 (0.941)	78.1 (84.2)
山梨県	835	599 (660)	0.768 (0.768)	0.998 (1.099)	1.042 (1.052)	0.899 (0.890)	71.7 (79.0)
長野県	2,099	1,615 (1,740)	0.772 (0.772)	1.002 (1.082)	1.037 (1.045)	0.959 (0.950)	76.9 (82.9)
岐阜県	2,032	1,557 (1,703)	0.792 (0.792)	1.000 (1.091)	1.040 (1.048)	0.930 (0.925)	76.6 (83.8)
静岡県	3,700	2,943 (3,199)	0.779 (0.779)	1.006 (1.090)	1.041 (1.050)	0.974 (0.969)	79.5 (86.5)
愛知県	7,483	6,899 (7,672)	0.851 (0.851)	0.991 (1.089)	1.036 (1.044)	1.055 (1.060)	92.2 (102.5)
三重県	1,816	1,431 (1,569)	0.786 (0.786)	0.999 (1.091)	1.041 (1.050)	0.965 (0.960)	78.8 (86.4)
滋賀県	1,413	1,263 (1,364)	0.864 (0.864)	1.009 (1.083)	1.033 (1.040)	0.993 (0.993)	89.4 (96.5)
京都府	2,610	2,137 (2,488)	0.787 (0.787)	0.994 (1.134)	1.038 (1.046)	1.009 (1.021)	81.9 (95.3)
大阪府	8,839	7,335 (8,555)	0.789 (0.789)	0.984 (1.124)	1.042 (1.052)	1.026 (1.037)	83.0 (96.8)
兵庫県	5,535	4,532 (5,073)	0.790 (0.790)	0.994 (1.106)	1.040 (1.050)	1.002 (1.000)	81.9 (91.7)
奈良県	1,364	998 (1,121)	0.767 (0.767)	1.008 (1.126)	1.040 (1.049)	0.910 (0.908)	73.2 (82.2)
和歌山県	964	688 (759)	0.735 (0.735)	0.996 (1.095)	1.047 (1.058)	0.932 (0.925)	71.4 (78.7)
鳥取県	573	449 (480)	0.769 (0.769)	1.008 (1.073)	1.042 (1.052)	0.969 (0.964)	78.2 (83.7)
島根県	694	529 (557)	0.758 (0.758)	0.998 (1.049)	1.041 (1.050)	0.967 (0.960)	76.2 (80.2)
岡山県	1,922	1,620 (1,795)	0.796 (0.796)	0.997 (1.096)	1.037 (1.046)	1.024 (1.024)	84.3 (93.4)
広島県	2,844	2,429 (2,654)	0.810 (0.810)	0.999 (1.083)	1.037 (1.046)	1.018 (1.018)	85.4 (93.3)
山口県	1,405	1,036 (1,120)	0.735 (0.735)	1.003 (1.082)	1.045 (1.056)	0.957 (0.950)	73.7 (79.7)
徳島県	756	535 (589)	0.730 (0.730)	0.994 (1.093)	1.046 (1.057)	0.934 (0.925)	70.8 (77.9)
香川県	976	776 (842)	0.769 (0.769)	0.995 (1.076)	1.041 (1.051)	0.999 (0.993)	79.5 (86.3)
愛媛県	1,385	1,013 (1,098)	0.738 (0.738)	1.010 (1.094)	1.045 (1.056)	0.938 (0.929)	73.1 (79.3)
高知県	728	498 (545)	0.707 (0.707)	1.005 (1.097)	1.047 (1.058)	0.920 (0.910)	68.4 (74.8)
福岡県	5,102	4,554 (5,064)	0.817 (0.817)	1.001 (1.100)	1.039 (1.048)	1.051 (1.054)	89.3 (99.3)
佐賀県	833	664 (705)	0.808 (0.808)	1.018 (1.078)	1.040 (1.049)	0.932 (0.928)	79.7 (84.7)
長崎県	1,377	982 (1,043)	0.770 (0.770)	1.010 (1.071)	1.043 (1.054)	0.879 (0.872)	71.3 (75.7)
熊本県	1,786	1,442 (1,532)	0.805 (0.805)	1.011 (1.069)	1.037 (1.046)	0.956 (0.953)	80.8 (85.8)
大分県	1,166	897 (963)	0.764 (0.764)	1.011 (1.083)	1.040 (1.049)	0.957 (0.951)	76.9 (82.5)
宮崎県	1,104	825 (860)	0.785 (0.785)	1.026 (1.065)	1.041 (1.051)	0.890 (0.886)	74.7 (77.9)
鹿児島県	1,648	1,204 (1,261)	0.779 (0.779)	1.023 (1.066)	1.043 (1.053)	0.879 (0.874)	73.1 (76.5)
沖縄県	1,434	1,428 (1,454)	0.986 (0.986)	1.009 (1.020)	1.031 (1.038)	0.972 (0.971)	99.6 (101.4)

注：括弧内は、反事実的仮定に基づく推計結果。

乗数の積に100を掛けた数値は、2015年を100としたときの2045年の総人口の指数に相当。

表4には、人口増加率に対する各要因の寄与率を示した。各寄与率を合計すると将来の人口増加率になる。各要因の寄与率は2015～2045年の各要因によって増減する総人口を2015年時点の総人口で割り100を掛けた率として算出している。

例えば、地域推計（平成30年推計）において最も人口減少率が高い秋田県は2015～2045年の期間で人口増加率が-41.2%である。その内訳は年齢構造要因-35.7%、出生要因+1.6%、死亡要因+3.6%、移動要因-10.7%であり、合計すると人口増加率は-41.2%となる。2015年時点の人口が高齢化している（33.8%）という年齢構造要因が将来の人口増加率に対して最も大きなマイナスの効果となっており、出生要因や死亡要因のプラスの寄与はさほど影響は及ぼしていない。さらに移動要因によるマイナスの寄与が生じており、高齢化した年齢構造と主に若者の転出傾向が変わらないとすれば、2015～2045年の秋田県の総人口は41.2%の減少となると解釈することができる。反事実的仮定における寄与率では、人口増加率は36.3%の減少と本推計の結果に比べて5%ほどプラスになる。その内訳は年齢構造要因-35.7%、出生要因+8.3%、死亡要因+4.6%、移動要因-13.5%であり、年齢構造要因の影響が最も大きいことは変わらず、出生要因によるプラスの寄与があるものの、出生数の増加によって増えた分は若年人口の流出傾向を反映するため、移動要因のマイナスの寄与は本推計よりも大きくなる。その結果、出生率が増えたことによる人口増加率へのプラスの寄与は少なくなってしまう。したがって、移動傾向を変えなければ、出生率が上昇しても将来の人口増加率に対する影響は限定的となる。

一方で、地域推計（平成30年推計）で最も人口増加率が高い東京都は同期間で人口増加率が+0.7%である。その内訳は年齢構造要因-18.9%、出生要因-1.5%、死亡要因+3.1%、移動要因+17.9%であり、合計すると人口増加率は+0.7%となる。東京都の年齢構造要因も他地域同様マイナスの寄与であり、出生要因もマイナスの寄与率となり、死亡要因のプラスの寄与率は高くないことから、移動要因の寄与の大きさが同期間の人口増加率が正であることに対して決定的な影響を及ぼしていることがわかる。いわば、東京一極集中であることが東京都の人口を維持しているにすぎず、少子化による若年人口の減少や移動傾向の変化次第では将来の人口増加率が負になる可能性が高い。反事実的仮定における寄与率では、人口増加率は24.0%の増加となり、その内訳は年齢構造要因-18.9%、出生要因+12.5%、死亡要因+3.8%、移動要因+26.6%と出生要因と移動要因の寄与率のプラスの影響が大きい。東京都は他地域に比べて若い年齢の人口が多いため、出生率増加による寄与が大きくなる。このような傾向は他の東京圏3県や大阪圏、北海道、宮城県など政令指定都市を含む地域においても共通である。また移動要因について、東京圏以外の地域では本推計における寄与がプラスである地域は、反事実的仮定における移動要因の寄与は若干の増加にとどまり、寄与がマイナスの地域はマイナスの寄与が拡大する傾向となっている。これは地域推計（平成30年推計）において、東京一極集中の傾向が続くという仮定値の設定の考え方に沿うものである。

表4 都道府県別、2015～45年の人口増加率に対する各要因の寄与率

	寄与率(%) CR						2015～2045年 人口増加率
	年齢構造要因 CR <sub>m</sub>	出生要因 CR <sub>b</sub>	死亡要因 CR <sub>d</sub>	移動要因 CR <sub>mg</sub>			
北海道	-27.9 (-27.9)	0.5 (10.1)	3.4 (4.2)	-1.6 (-2.3)			-25.6 (-15.8)
青森県	-30.3 (-30.3)	0.8 (8.4)	3.8 (4.9)	-11.4 (-14.2)			-37.0 (-31.2)
岩手県	-28.1 (-28.1)	1.2 (7.7)	3.5 (4.4)	-7.5 (-9.3)			-30.9 (-25.4)
宮城県	-21.8 (-21.8)	1.3 (10.5)	3.2 (3.9)	-5.1 (-6.3)			-22.5 (-13.7)
秋田県	-35.7 (-35.7)	1.6 (8.3)	3.6 (4.6)	-10.7 (-13.5)			-41.2 (-36.3)
山形県	-27.5 (-27.5)	1.9 (7.9)	3.2 (4.0)	-9.3 (-11.0)			-31.6 (-26.7)
福島県	-25.4 (-25.4)	0.0 (6.7)	3.5 (4.3)	-9.4 (-11.5)			-31.3 (-25.9)
茨城県	-22.9 (-22.9)	0.6 (8.4)	3.4 (4.2)	-4.4 (-5.5)			-23.4 (-15.8)
栃木県	-22.2 (-22.2)	0.6 (8.3)	3.5 (4.3)	-2.8 (-3.5)			-21.0 (-13.2)
群馬県	-22.9 (-22.9)	0.3 (8.3)	3.3 (4.1)	-2.0 (-2.9)			-21.3 (-13.4)
埼玉県	-20.3 (-20.3)	0.0 (10.0)	3.3 (4.0)	6.8 (8.4)			-10.2 (2.2)
千葉県	-21.7 (-21.7)	-0.2 (9.9)	3.2 (3.9)	6.5 (8.3)			-12.2 (0.4)
東京都	-18.9 (-18.9)	-1.5 (12.5)	3.1 (3.8)	17.9 (26.6)			0.7 (24.0)
神奈川県	-18.3 (-18.3)	-0.6 (10.0)	3.1 (3.7)	6.9 (9.3)			-8.9 (4.8)
新潟県	-26.2 (-26.2)	1.0 (8.4)	3.2 (3.9)	-4.3 (-5.4)			-26.3 (-19.3)
富山県	-25.5 (-25.5)	-0.3 (7.4)	3.1 (3.8)	-0.6 (-1.3)			-23.3 (-15.6)
石川県	-20.5 (-20.5)	-0.2 (7.8)	3.1 (3.8)	-0.3 (-0.4)			-17.9 (-9.4)
福井県	-20.6 (-20.6)	0.0 (6.4)	3.0 (3.6)	-4.3 (-5.2)			-21.9 (-15.8)
山梨県	-23.2 (-23.2)	-0.2 (8.0)	3.2 (4.0)	-8.1 (-9.8)			-28.3 (-21.0)
長野県	-22.8 (-22.8)	0.1 (6.7)	2.9 (3.5)	-3.3 (-4.4)			-23.1 (-17.1)
岐阜県	-20.8 (-20.8)	0.0 (7.5)	3.1 (3.8)	-5.7 (-6.8)			-23.4 (-16.2)
静岡県	-22.1 (-22.1)	0.5 (7.4)	3.2 (3.9)	-2.1 (-2.8)			-20.5 (-13.5)
愛知県	-14.9 (-14.9)	-0.8 (7.9)	3.1 (3.8)	4.8 (5.8)			-7.8 (2.5)
三重県	-21.4 (-21.4)	-0.1 (7.5)	3.2 (3.9)	-2.9 (-3.6)			-21.2 (-13.6)
滋賀県	-13.6 (-13.6)	0.8 (7.4)	2.9 (3.4)	-0.7 (-0.7)			-10.6 (-3.5)
京都府	-21.3 (-21.3)	-0.5 (11.0)	3.0 (3.6)	0.7 (2.0)			-18.1 (-4.7)
大阪府	-21.1 (-21.1)	-1.3 (10.3)	3.3 (4.1)	2.1 (3.5)			-17.0 (-3.2)
兵庫県	-21.0 (-21.0)	-0.5 (8.8)	3.2 (3.9)	0.2 (-0.0)			-18.1 (-8.3)
奈良県	-23.3 (-23.3)	0.6 (10.1)	3.1 (3.7)	-7.2 (-8.3)			-26.8 (-17.8)
和歌山県	-26.5 (-26.5)	-0.3 (7.3)	3.4 (4.3)	-5.2 (-6.4)			-28.6 (-21.3)
鳥取県	-23.1 (-23.1)	0.6 (5.9)	3.2 (4.0)	-2.5 (-3.2)			-21.8 (-16.3)
島根県	-24.2 (-24.2)	-0.1 (3.9)	3.1 (3.8)	-2.6 (-3.3)			-23.8 (-19.8)
岡山県	-20.4 (-20.4)	-0.2 (8.0)	3.0 (3.7)	1.9 (2.2)			-15.7 (-6.6)
広島県	-19.0 (-19.0)	-0.1 (7.0)	3.0 (3.7)	1.5 (1.6)			-14.6 (-6.7)
山口県	-26.5 (-26.5)	0.2 (6.4)	3.3 (4.1)	-3.3 (-4.2)			-26.3 (-20.3)
徳島県	-27.0 (-27.0)	-0.4 (7.2)	3.3 (4.1)	-5.0 (-6.3)			-29.2 (-22.1)
香川県	-23.1 (-23.1)	-0.4 (6.1)	3.2 (3.9)	-0.1 (-0.6)			-20.5 (-13.7)
愛媛県	-26.2 (-26.2)	0.8 (7.3)	3.3 (4.2)	-4.8 (-6.1)			-26.9 (-20.7)
高知県	-29.3 (-29.3)	0.4 (7.3)	3.3 (4.1)	-5.9 (-7.4)			-31.6 (-25.2)
福岡県	-18.3 (-18.3)	0.1 (8.6)	3.2 (3.9)	4.4 (5.1)			-10.7 (-0.7)
佐賀県	-19.2 (-19.2)	1.5 (6.6)	3.2 (3.9)	-5.8 (-6.6)			-20.3 (-15.3)
長崎県	-23.0 (-23.0)	0.8 (5.8)	3.3 (4.1)	-9.8 (-11.1)			-28.7 (-24.3)
熊本県	-19.5 (-19.5)	0.9 (5.8)	3.0 (3.7)	-3.7 (-4.3)			-19.2 (-14.2)
大分県	-23.6 (-23.6)	0.9 (6.7)	3.1 (3.8)	-3.5 (-4.3)			-23.1 (-17.5)
宮崎県	-21.5 (-21.5)	2.1 (5.4)	3.2 (4.0)	-9.2 (-10.0)			-25.3 (-22.1)
鹿児島県	-22.1 (-22.1)	1.9 (5.4)	3.3 (4.1)	-10.1 (-11.0)			-26.9 (-23.5)
沖縄県	-1.4 (-1.4)	0.9 (2.0)	3.0 (3.8)	-2.9 (-3.0)			-0.4 (1.4)

注：括弧内は、反事実的仮定に基づく推計結果。  
各要因の合計は2015～2045年の人口増加率になる。

## 2. 2015～2045年の人口増加率に対する各要因の年齢別寄与率

次に各要因の年齢別寄与率を分析するにあたり、特徴的な都道府県を抽出するためにクラスター分析を行った。クラスターリングに用いた変数は、本推計における2015～2045年の4要因の総人口の寄与率と人口増加率の5変数であり、階層クラスター分析（Ward法）を用いてデンドログラムを作成し（非掲載）、8クラスターを確認した上で、k-means法によって各都道府県を分類した。

クラスター別の2015～2045年の人口増加率と各要因の寄与率の平均値を表5に示した。クラスター1は青森県、秋田県の2県で構成され、2015～2045年の平均人口増加率が-39.1%と最も低く、高齢化が進行し年齢構造要因、移動要因ともに全クラスターの中で最もマイナスの寄与が大きい。クラスター2は北海道、福島県、高知県、長崎県など9道県で構成され、クラスター1や3に比べると移動要因のマイナスの寄与が小さいが、年齢構造要因のマイナスの寄与が大きい。同期間の平均人口増加率は-28.8%である。クラスター3は山形県、宮崎県、鹿児島県の3県で構成され、出生要因のプラスの寄与は大きいものの移動要因のマイナスの寄与がそれを上回り、年齢構造要因のマイナスの寄与も加え、同期間の平均人口増加率は-28.0%である。クラスター4は宮城県、新潟県、熊本県など11県で構成され、クラスター3と比べ移動要因のマイナスの寄与が小さく、出生要因の寄与はプラスではあるが年齢構造要因や移動要因のマイナスの寄与が大きく、同期間における平均人口増加率は-22.4%である。クラスター5は京都府、岡山県、広島県など12府県で構成され、出生要因がマイナスの寄与となり、移動要因のマイナスの寄与はクラスター4以前に比べると小さいが年齢構造要因のマイナスの寄与が大きく、同期間の平均人口増加率は-20.8%である。クラスター6は埼玉県、千葉県、神奈川県、愛知県、大阪府、福岡県の6府県と大都市地域で構成され、出生要因はマイナスの寄与ではあるが、それを上回る移動要因のプラスの寄与があるものの、年齢構造要因のマイナスの寄与が大きく、同期間の平均人口増加率は-11.1%である。クラスター7は東京都のみであり、前節でみたとおり年齢構造要因と出生要因はマイナスの寄与であるが、死亡要因のプラスの寄与と東京一極集中を反映した移動要因の大きなプラスの寄与によって、同期間の人口増加率は0.7%である。クラスター8は、滋賀県と沖縄県の2県で構成され、年齢構造要因のマイナスの寄与が最も小さく、出生要因はプラス、移動要因のマイナスの寄与も小さく、同期間の平均人口増加率は-5.5%である。

反事実的仮定における結果をみると、出生要因や移動要因はクラスター6（大都市地域6府県）や7（東京都）で大きく寄与率が増加していることがわかる。出生要因は20～30代、移動要因は10代後半から30代の人口規模が大きい地域で各要因の寄与が大きくなり、死亡要因は高齢化が進んだ地域ほどプラスの寄与が大きくなる傾向がみられる。

図1には8クラスターを代表する都道府県について、各要因の年齢別寄与率を示した。代表する都道府県の選定基準は、クラスターごとに各要因の偏差平方和が最も小さい地域とした。その結果、各クラスターの代表地域には、クラスター1は秋田県、2は和歌山県、3は鹿児島県、4は茨城県、5は三重県、6は福岡県、7は東京都、8は沖縄県が選定さ

れた。

クラスター1の秋田県は前節でみたように、2015～2045年の人口減少率が最も高く、年齢構造要因及び移動要因の寄与が大きい。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因は0～4歳から85～89歳までマイナスの寄与であり、0～4歳から45～49歳の移動要因によるマイナスの寄与の影響も大きい。年齢構造要因のマイナスが大きい年齢層は50代～60代であり、これは2015年時点において第一次ベビーブーム世代前後の世代の人口規模が大きいことを反映している。出生要因の寄与は2015～2045年の30年間の変化であるため、0～4歳から25～29歳までの人口でプラスになるが、その影響は年齢構造要因や移動要因に比べると小さい。死亡要因の寄与は60～64歳以上の年齢で徐々に大きくなり、90歳以上では顕著なプラスの寄与となる。反事実的仮定における各要因の寄与率をみると、出生要因は大幅にプラスの寄与があるが、年齢構造要因や移動要因のマイナスの寄与の拡大の影響もあり、人口増加率のマイナス分を補うほどではない。死亡要因は90歳以上で顕著にプラスの寄与となっている。

クラスター2の和歌山県は、2015～2045年の人口減少率は-28.6%（反事実的仮定では-21.3%）であり、その内訳は年齢構造要因-26.5%、出生要因-0.3%（同+7.3%）、死亡要因+3.4%（同+4.3%）、移動要因-5.2%（同-6.4%）である。年齢別の各要因の寄与率は秋田県と同様のパターンであるが、出生要因はマイナスに寄与し、年齢構造要因と移動要因のマイナスの寄与が秋田県よりも小さい。

クラスター3の鹿児島県は、2015～2045年の人口減少率は-26.9%（反事実的仮定では-23.5%）であり、その内訳は年齢構造要因-22.1%、出生要因+1.9%（同+5.4%）、死亡要因+3.3%（同+4.1%）、移動要因-10.1%（同-11.0%）である。年齢別の各要因の寄与率をみると、高い出生率を反映して、40代以下の年齢構造要因のマイナスの寄与は秋田県や和歌山県に比べると小さいが、移動要因によるマイナスの寄与が大きく、結果的には年齢構造要因と移動要因の寄与の合計は和歌山県よりも大きい。50代以上では移動要因によるプラスの寄与が大きくなる点に特徴がある。反事実的仮定では、20～30代の転出傾向やもともと出生率が高いこともあって、出生率の上昇の効果は小さい。死亡要因の寄与は他県と同様、90歳以上で大きい。

クラスター4の茨城県は、2015～2045年の人口減少率は-23.4%（反事実的仮定では-15.8%）であり、その内訳は年齢構造要因-22.9%、出生要因+0.6%（同+8.4%）、死亡要因+3.4%（同+4.2%）、移動要因-4.4%（同-5.5%）である。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因のマイナスの寄与は0～4歳から65～69歳までであり、70歳以上ではプラスの寄与となる。40～44歳前後でマイナスの寄与が大きいのは、第二次ベビーブーム世代が2015年時点で多いことを示し、都市型の年齢構造効果といえる。出生要因はわずかにプラスの寄与を示しており、80代以降での死亡要因のプラスの寄与の効果大きい。移動要因は秋田県や鹿児島県に比べるとマイナスの寄与は小さいが、40代以下で一定程度みられる。

クラスター5の三重県は、2015～2045年の人口減少率は-21.2%（反事実的仮定では

-13.6%)であり、その内訳は年齢構造要因-21.4%、出生要因-0.1% (同+7.5%)、死亡要因+3.2% (同+3.9%)、移動要因-2.9% (同-3.6%)である。年齢別の各要因の寄与は茨城県と同様のパターンであるが、出生要因がマイナスである点に差異がみられる。

クラスター6の福岡県は、2015~2045年の人口減少率は-10.7% (反事実的仮定では-0.7%)であり、その内訳は年齢構造要因-18.3%、出生要因+0.1% (同+8.6%)、死亡要因+3.2% (同+3.9%)、移動要因+4.4% (同+5.1%)である。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因は65~69歳以下ではマイナスの寄与であり、特に40~44歳前後でのマイナスの寄与が高い。移動要因は50~54歳を除いて概ねプラスの寄与となっており、高齢部分での移動のプラスの影響も観察される。死亡要因は他地域と同様、高齢部分で寄与が高い。反事実的仮定においては、出生要因の増加および移動要因の増加が大きく、年齢構造要因によるマイナスの寄与を大きく補っている。

クラスター7の東京都は、前節でみたとおり、極端に大きな移動要因のプラスの寄与によって2015~2045年の人口増加率は+0.7%と唯一増加となる。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因は福岡県などの都市型の人口構造と同様に40代前後のマイナスの効果が大きく、50代以上ではプラスの寄与となるなど、今後高齢化が進んでいく様子が見て取れる。移動要因は20代から40代でプラスの寄与が大きく、55~59歳以上ではマイナスの寄与である。反事実的仮定においては、出生要因によるプラスの寄与も大きいですが、それ以上に移動要因によるプラスの寄与が大きい結果となる。

表5 クラスター別、2015~45年の人口増加率に対する各要因の寄与率の平均値

クラスター	寄与率(%) CR				2015~2045年 人口増加率
	年齢構造要因 CR <sub>m</sub>	出生要因 CR <sub>b</sub>	死亡要因 CR <sub>d</sub>	移動要因 CR <sub>mg</sub>	
1	-33.0 (-33.0)	1.2 (8.4)	3.7 (4.7)	-11.1 (-13.9)	-39.1 (-33.8)
2	-26.7 (-26.7)	0.4 (7.3)	3.4 (4.2)	-5.8 (-7.2)	-28.8 (-22.3)
3	-23.7 (-23.7)	2.0 (6.2)	3.3 (4.0)	-9.5 (-10.7)	-28.0 (-24.1)
4	-22.4 (-22.4)	0.8 (7.8)	3.2 (4.0)	-3.9 (-4.8)	-22.4 (-15.5)
5	-21.8 (-21.8)	-0.2 (7.4)	3.1 (3.8)	-1.8 (-2.3)	-20.8 (-13.0)
6	-19.1 (-19.1)	-0.5 (9.5)	3.2 (3.9)	5.3 (6.7)	-11.1 (1.0)
7	-18.9 (-18.9)	-1.5 (12.5)	3.1 (3.8)	17.9 (26.6)	0.7 (24.0)
8	-7.5 (-7.5)	0.9 (4.7)	2.9 (3.6)	-1.8 (-1.9)	-5.5 (-1.0)

注：括弧内は、反事実的仮定に基づく推計結果。

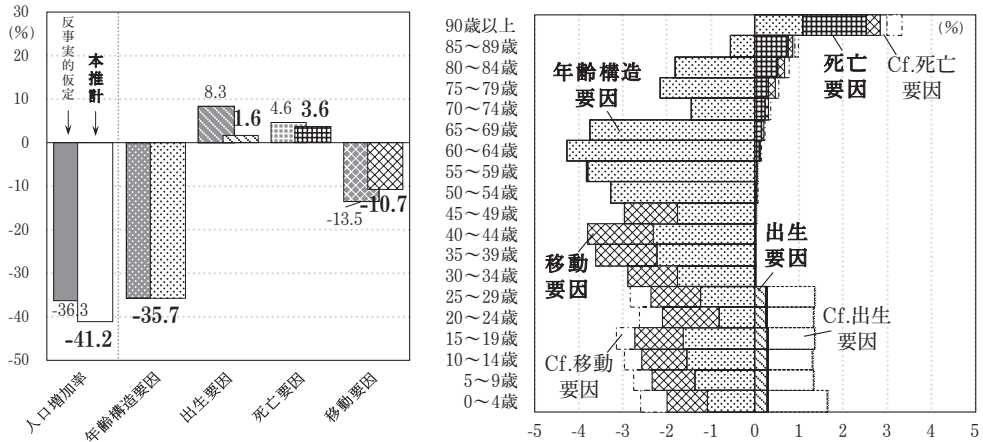
階層クラスター分析 (Ward法) によるデンドログラムから8クラスターを確認し、k-means法によって各都道府県を分類した。

8クラスターに含まれる都道府県は以下の通りである。

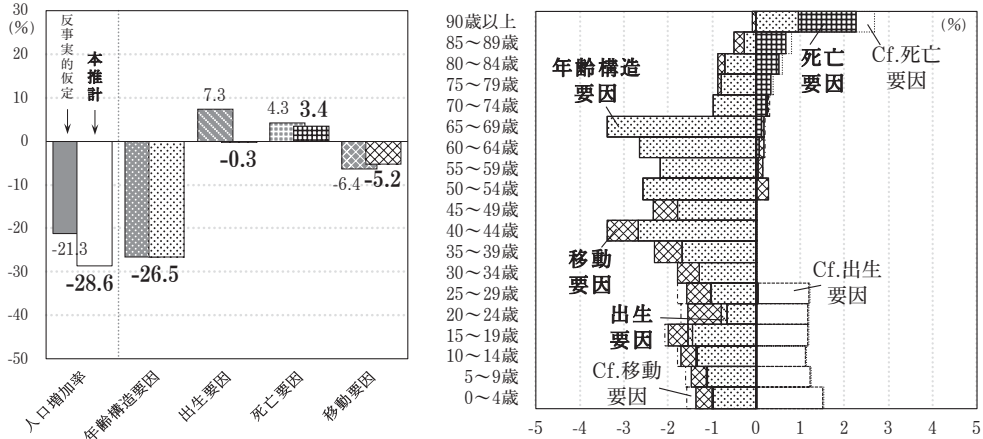
1) 青森県・秋田県、2) 北海道・岩手県・福島県・和歌山県・山口県・徳島県・愛媛県・高知県・長崎県、3) 山形県・宮崎県・鹿児島県、4) 宮城県・茨城県・栃木県・群馬県・新潟県・静岡県・奈良県・鳥取県・佐賀県・熊本県・大分県、5) 富山県・石川県・福井県・山梨県・長野県・岐阜県・京都府・兵庫県・島根県・岡山県・広島県・香川県、6) 埼玉県・千葉県・神奈川県・愛知県・大阪府・福岡県、7) 東京都、8) 滋賀県・沖縄県

図1 クラスター別、2015～2045年の人口増加率に対する各要因の寄与率及び年齢別寄与率

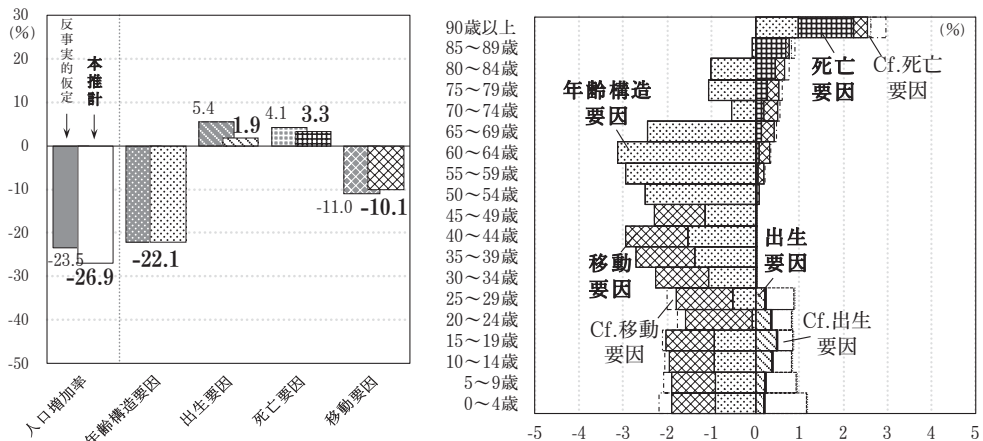
クラスター1：秋田県



クラスター2：和歌山県



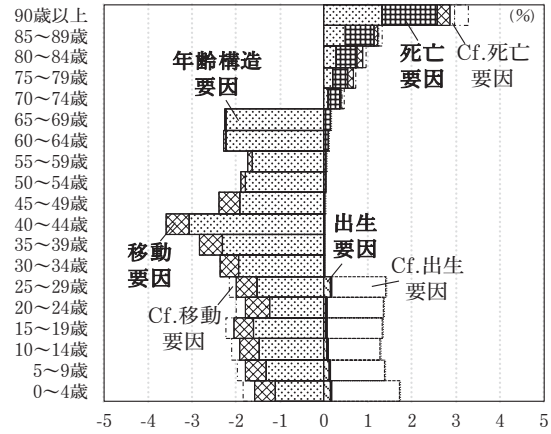
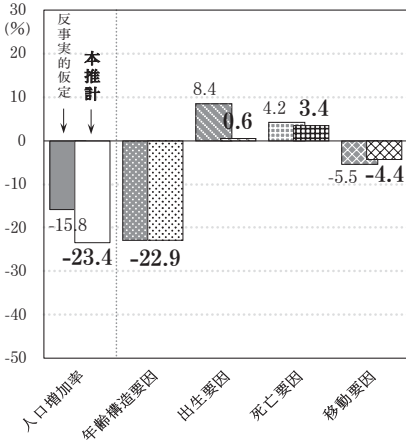
クラスター3：鹿児島県



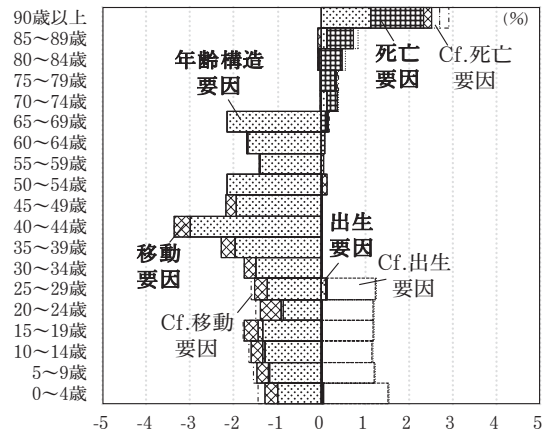
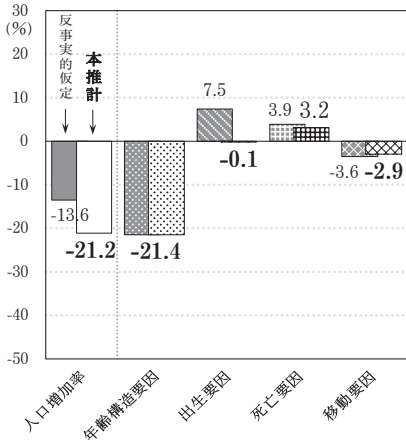
■ 年齢構造要因 ■ 出生要因 ■ 死亡要因 ■ 移動要因 □ Cf.出生要因 □ Cf.死亡要因 □ Cf.移動要因

図1 クラスター別、2015~2045年の人口増加率に対する各要因の寄与率及び年齢別寄与率（つづき）

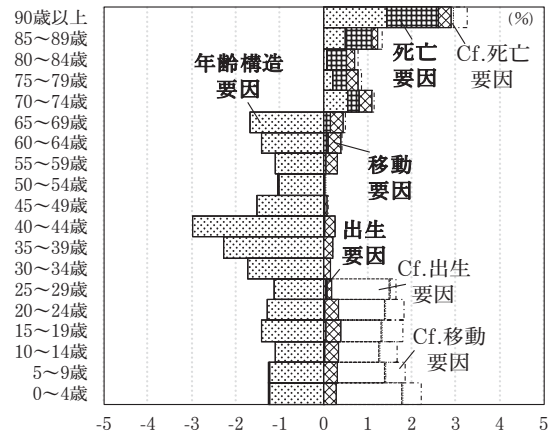
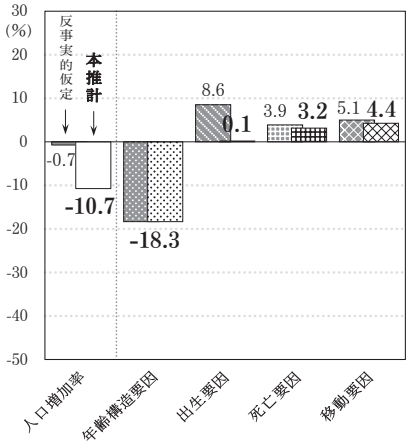
クラスター 4：茨城県



クラスター 5：三重県



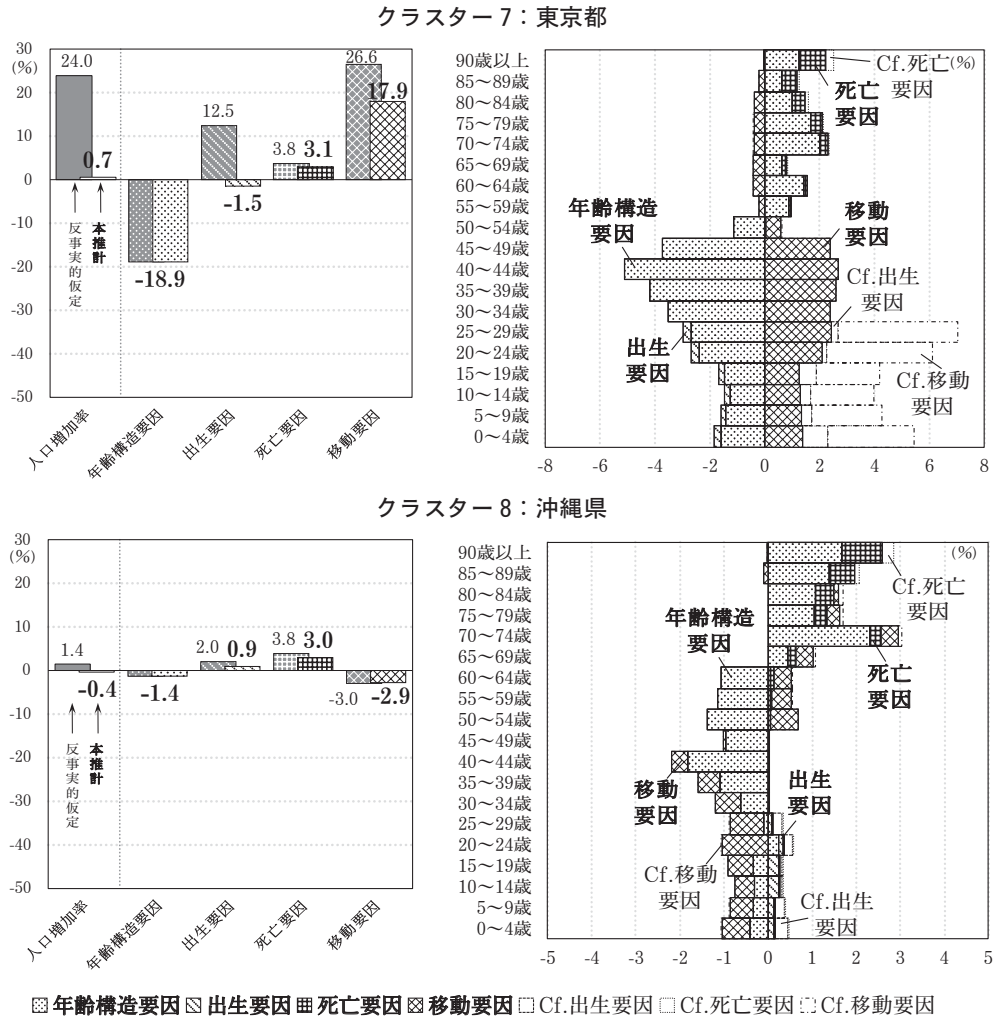
クラスター 6：福岡県



■ 年齢構造要因 ■ 出生要因 ■ 死亡要因 ■ 移動要因 □ Cf.出生要因 □ Cf.死亡要因 □ Cf.移動要因



図1 クラスタ別、2015~2045年の人口増加率に対する各要因の寄与率及び年齢別寄与率（つづき）



注：左図は、各要因の寄与率の総数を示し、左棒グラフは反事実的仮定、右棒グラフは本推計に基づく寄与率を示す。本推計の寄与率は太字で示した。  
 右図は、各要因の年齢別寄与率を示し、反事実的仮定はCf.~要因とし、点線棒グラフで示した。  
 東京都のみ、x座標の範囲を-8~8%とした。

クラスタ8の沖縄県は、2015~2045年の人口減少率は-0.4%（反事実的仮定では+1.4%）であり、その内訳は年齢構造要因-1.4%、出生要因+0.9%（同+2.0%）、死亡要因+3.0%（同+3.8%）、移動要因-2.9%（同-3.0%）である。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因は30~34歳から60~64歳で顕著にみられるが、20代ではほぼみられず、10代以下で若干マイナスの寄与がみられる。一方で65歳以上のプラスの寄与が大きく、東京都同様、今後高齢化が一層進むことがわかる。出生要因の寄与はプラスであるがその影響は小さい。移動要因は40~44歳以下ではマイナスであるが、45~49歳から75~79歳では概ね

プラスの寄与となっている。死亡要因は他の地域同様、高齢部分でプラスの寄与が高い。

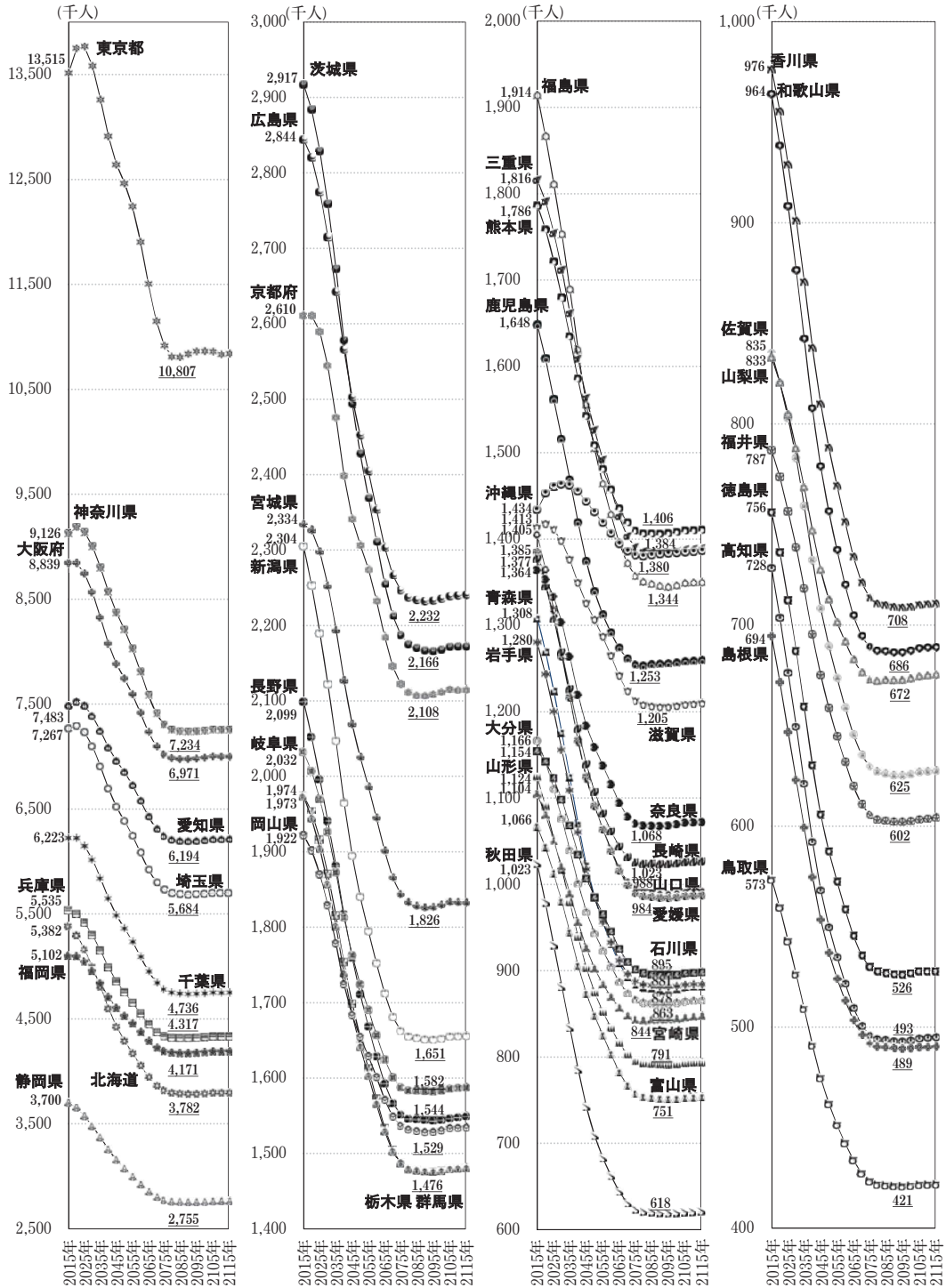
### 3. 人口モメンタム（静止人口比）仮定における推計結果

人口モメンタムを算出するために（1）出生率が人口置換水準に達する，（2）死亡率が2010～2015年の数値で一定，（3）移動がない封鎖人口である場合の仮定に基づく推計を行った。ここでは「静止年次」の考え方として，人口減少が止まり静止人口に入る直前の総人口の規模が最も小さい時点とし，参考として2115年時点での人口モメンタムの算出も行った。その結果をまとめたものが表6である。「静止人口規模」は，前者の基準によるものであり，具体的な年次は「静止年次」に示している。図2には，2015～2115年までの人口モメンタム仮定における各地域の総人口の推移を示している。図中の下線部で示している数値は，表6における静止年次における静止人口規模を示している。

人口モメンタムの分布は平均0.754，最大は沖縄県の0.962，最小は秋田県の0.604，2115年時点の基準では平均0.756，最大は沖縄県の0.967，最小は秋田県の0.606と同水準である。

人口モメンタム仮定における各地域の総人口は，大都市圏や沖縄県では短期的に人口増加が観察される地域もみられるが，長期的には全国的に総人口は減少していく軌道を描く（図2）。その後，人口減少が止まり，一定の人口規模（静止人口規模）に収束していく状況が観察される。このとき，静止年次が早い順にみると，2080年に静止するのが鹿児島県と沖縄県の2県，2085年は東京都と宮崎県の2都県である。2090年に静止するのは，北海道，神奈川県，愛知県，大阪府，福岡県など19道府県，2095年に静止するのは青森県，秋田県，福島県，高知県，長崎県など24県となる。

図2 都道府県別，封鎖人口（死亡率一定）における出生率が人口置換水準に達した場合の総人口の推移：2015～2115年



注：図中下線の数値は，表6に示した静止年次における静止人口規模を示す。

表6 都道府県別にみた、基準人口、静止人口規模、静止年次、人口モメンタム（静止人口比）

	基準人口 (千人)	静止人口 規模(千人)	静止年次	人口モメンタム(静止人口比) 静止年次	(参考:2115年)
北海道	5,382	3,782	(2090年)	0.703	(0.705)
青森県	1,308	878	(2095年)	0.671	(0.674)
岩手県	1,280	881	(2095年)	0.689	(0.691)
宮城県	2,334	1,826	(2090年)	0.782	(0.785)
秋田県	1,023	618	(2095年)	0.604	(0.606)
山形県	1,124	791	(2095年)	0.704	(0.706)
福島県	1,914	1,344	(2095年)	0.702	(0.705)
茨城県	2,917	2,166	(2095年)	0.743	(0.745)
栃木県	1,974	1,476	(2090年)	0.748	(0.750)
群馬県	1,973	1,476	(2095年)	0.748	(0.751)
埼玉県	7,267	5,684	(2090年)	0.782	(0.784)
千葉県	6,223	4,736	(2090年)	0.761	(0.763)
東京都	13,515	10,807	(2085年)	0.800	(0.802)
神奈川県	9,126	7,234	(2090年)	0.793	(0.795)
新潟県	2,304	1,651	(2095年)	0.717	(0.719)
富山県	1,066	751	(2095年)	0.705	(0.707)
石川県	1,154	895	(2095年)	0.775	(0.778)
福井県	787	602	(2095年)	0.765	(0.768)
山梨県	835	625	(2095年)	0.749	(0.752)
長野県	2,099	1,544	(2095年)	0.736	(0.738)
岐阜県	2,032	1,582	(2095年)	0.779	(0.781)
静岡県	3,700	2,755	(2095年)	0.745	(0.747)
愛知県	7,483	6,194	(2090年)	0.828	(0.831)
三重県	1,816	1,384	(2090年)	0.762	(0.765)
滋賀県	1,413	1,205	(2090年)	0.853	(0.856)
京都府	2,610	2,108	(2090年)	0.807	(0.810)
大阪府	8,839	6,971	(2090年)	0.789	(0.791)
兵庫県	5,535	4,317	(2090年)	0.780	(0.783)
奈良県	1,364	1,068	(2090年)	0.782	(0.786)
和歌山県	964	686	(2095年)	0.712	(0.715)
鳥取県	573	421	(2095年)	0.734	(0.736)
島根県	694	489	(2095年)	0.705	(0.706)
岡山県	1,922	1,529	(2090年)	0.796	(0.799)
広島県	2,844	2,232	(2090年)	0.785	(0.788)
山口県	1,405	988	(2095年)	0.703	(0.706)
徳島県	756	526	(2095年)	0.696	(0.698)
香川県	976	708	(2095年)	0.726	(0.728)
愛媛県	1,385	984	(2095年)	0.710	(0.713)
高知県	728	493	(2095年)	0.677	(0.680)
福岡県	5,102	4,171	(2090年)	0.818	(0.821)
佐賀県	833	672	(2090年)	0.807	(0.811)
長崎県	1,377	1,023	(2095年)	0.743	(0.745)
熊本県	1,786	1,406	(2090年)	0.787	(0.790)
大分県	1,166	863	(2090年)	0.740	(0.742)
宮崎県	1,104	844	(2085年)	0.764	(0.768)
鹿児島県	1,648	1,253	(2080年)	0.760	(0.764)
沖縄県	1,434	1,380	(2080年)	0.962	(0.967)

注：静止人口比は、人口置換水準の出生率によって到達する静止人口規模の基準人口（2015年）に対する比（国立社会保障・人口問題研究所 2018b）。

## IV 結論と展望

本稿は、社人研が平成30（2018）年3月に公表した地域推計（平成30年推計）における将来の人口増加率の要因分解を行うことを目的に、出生率が人口置換水準に達した場合の反事実的仮定に基づく推計結果や人口モメンタムの分析を行うことで将来の人口に対する基準人口の年齢構造及び人口動態率の影響を定量的に分析した。

地域推計（平成30年推計）における2015～2045年の将来の人口増加率を Bongaarts and Bulatao（1999）の手法で年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4要因に分解した結果、すべての地域で年齢構造要因によるマイナスの寄与が最も大きいことが明らかとなった。大都市圏は移動要因のプラスの寄与によって人口増加率の減少分が緩和され、非大都市圏は移動要因のマイナスの寄与によってさらなる人口減少が進む。一方で、出生要因と死亡要因が将来の人口増加率に及ぼす影響は限定的であった。ただし、反事実的仮定において出生率が人口置換水準に達する場合の推計結果では、20～30代の人口規模が大きい都市部ほどその寄与が大きいことから、日本全国の少子化を解消するためには大都市圏における対策の必要性を示唆する結果といえる。

全国を代表的な8つの地域に分けて各要因の年齢別寄与率について分析を行った結果、2015年時点で65歳以上人口割合が高く、すでに人口減少が始まっている非大都市圏では、ほぼ全年齢で年齢構造要因によって人口減少が構造的に生じることがわかった。特に第一次ベビーブーム世代が多い地域ほど人口減少率が高い傾向にある。一方で、大都市圏は年齢構造要因による年少人口・生産年齢人口の減少、老年人口の増加がみられ、今後、高齢化が進む。特に2015～2045年の30年間で第二次ベビーブーム世代が65歳以上人口に入るため、2015年時点でその世代が多い地域ほど、65歳以上人口の増加率が高い。移動要因は、地域推計（平成30年推計）が近年の大都市圏への移動、とりわけ東京一極集中の傾向に基づく仮定値設定を行っていることもあり、若年人口は大都市圏で、中高年人口は非大都市圏でそれぞれプラスの寄与が観察された。また、反事実的仮定において出生率が人口置換水準まで上昇することを仮定する場合、前述のような移動構造が仮定されていることもあり、大都市圏では移動要因のプラスの寄与が拡大し、非大都市圏ではマイナスの寄与が拡大する。したがって、非大都市圏において出生率が上昇したとしても、移動傾向が変わらないとすれば、結局は転出してしまうため人口減少率に対する寄与は限定的であり、出生率上昇よりも移動傾向を変化させる施策が重要であることを示唆する。死亡要因については、全地域でほぼ同様に60代から徐々にプラスの寄与が拡大し、90歳以上で最も寄与が大きい結果となった。

最後に、都道府県別にみた人口モメンタムの分析では、2015～2045年の人口増加率が正であった東京都や出生率の高い沖縄県においても、長期的には「減少モメンタム」の状況に陥っていることがわかる。したがって、出生率が人口置換水準に上昇し、人口移動が均衡した場合であっても、各地域の長期的な人口減少が止まるまでには2080～2095年までの

期間を要する。実際は人口移動による人口変動があるため、大都市圏、とりわけ東京都では人口減少は緩和され、非大都市圏ではより減少が進むという結果となる。

本分析に関する今後の展望には、二つの方向性が考えられる。第一は市区町村別の分析を行うこと、第二は過去の変化を分析することである。第一の市区町村別の分析を行うためには、本稿と同様、市区町村別の年齢別出生率をどのように作成するのかという点が課題となる。人口規模が小さい地域では、単年では安定した年齢別出生率を算出することが困難であり、厚生労働省が公表している市区町村別の合計出生率は、5年間の出生数をもとに二次医療圏や都道府県を圏域としたベイズ推定値を公表している（厚生労働省 2014）。本稿では、全国推計（平成29年推計）における将来の年齢別出生率と都道府県の地域較差および地域推計（平成30年推計）の0～4歳人口との補正係数を用いて年齢別出生率を算出したが、市区町村別の年齢別出生率を算出するにはもう一段階の工夫が求められる。第二の過去の変化については、データ整備次第で比較的容易に分析が可能であり、年齢構造要因や個別の人口動態率の寄与が時代的にどのように変化してきたのかを明らかにすることができ、これまでの地域人口の構造的な変化や将来の人口動向に対する理解をより一層深めることに資するであろう。（2020年3月31日査読終了）

## 謝辞

※ 本研究は、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「地域別将来人口推計（都道府県別人口推計・市区町村別人口推計）」（代表者：小池司朗）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（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：小池司朗，課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

## 参考文献

- Keyfitz, N. (1971) "On the Momentum of Population Growth," *Demography*, Vol. 8, No. 1, pp.71-80.
- Keyfitz, N. (1985) *Applied Mathematical Demography*, New York, Wiley.
- Baker, J., Swanson, D. A., Tayman, J., and Tedrow, L. M. (2017) *Cohort Change Ratios and their Applications*, Springer.
- Bongaarts, J. and Bulatao, R. A. (1999) "Completing the Demographic Transition," *Population and Development Review*, Vol. 25, No. 3, pp.515-529.
- Preston, S. H., Heuveline, P., and Guillot, M. (2001) *Demography*, Oxford, Blackwell Publishers.
- Kirill, A., Vladimira, K., and Bongaarts, J. (2013) "Demographic Components of Future Population Growth," United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, Technical Paper, No. 2013/3.
- Smith, S., Tayman, J., Swanson, D. (2013), *A Practitioner's Guide to State and Local Population Projections*, Dordrecht, The Netherlands, Springer.
- United States Bureau of the Census (1999) *World Population Profile: 1998*, Washington, DC, US Department of Commerce.
- United Nations (2017) "The Impact of Population Momentum on Future Population Growth," *Population*

- Facts, No. 2017/4 Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- 小池司朗, 菅桂太, 鎌田健司, 岩澤美帆, 石井太, 山内昌和 (2020) 「日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数」『人口問題研究』第76巻第1号, pp.4-19.
- 小池司朗, 鈴木透, 菅桂太, 鎌田健司, 小山泰代, 貴志匡博, 大泉嶺, 西岡八郎, 江崎雄治, 山内昌和 (2019) 「地域人口の将来動向—日本の地域別将来推計人口(平成30(2018)年推計)—」『厚生指標』第66巻第1号, pp.33-40.
- 厚生労働省 (2014) 「平成20～24年 人口動態保健所・市区町村別統計 平成20～24年 人口動態保健所・市区町村別統計」(平成26年2月13日公表資料).
- 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 (2017) 『日本の将来推計人口—平成28(2016)～77(2065年—附:参考推計 平成78(2066)～127(2115)年(平成29年推計)』人口問題研究資料第336号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2018a) 『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 (2018b) 『日本の将来推計人口—平成29年推計の解説および条件付推計—』人口問題研究資料第337号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2020a) 「都道府県別自然増加率:1960～2015年」『人口統計資料集(2020年版)』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2020b) 「都道府県別社会増加率:1960～2015年」『人口統計資料集(2020年版)』.
- 菅桂太, 小池司朗, 鎌田健司, 石井太, 山内昌和 (2020) 「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」『人口問題研究』第76巻第1号, pp.20-40.
- 総務省統計局 (2016) 「平成27年国勢調査 人口等基本集計結果 結果の概要」(平成28年10月26日公表資料).
- 総務省統計局 (2019) 「人口推計(2018年(平成30年)10月1日現在)」(平成31年4月12日公表資料).
- 内閣府地方創生推進室 (2019) 「地方人口ビジョン策定のための手引き(令和元年12月版)」.

# Demographic Components of Future Population Growth Rates by Prefectures

KAMATA Kenji, KOIKE Shiro, SUGA Keita and YAMAUCHI Masakazu

In this paper, we analyzed the demographic components of the future population growth rates by prefectures in "The Regional Population Projections (2018)" conducted by the National Institute of Population and Social Security Research, with an emphasis on the contribution of age structure of the projection base year in addition to the future vital rates. In particular, we conducted the population projections based on counterfactual assumptions such as the replacement level fertility, and performed the population momentum analysis.

Among four factors identified in Bongaarts and Bulatao (1999) as components of future population change, we found that the negative contributions of the age structure factor were the largest in all prefectures. In the metropolitan areas, the positive contribution of the migration factor mitigated the depopulation, while in non-metropolitan areas, the negative contribution of migration enhanced the depopulation further. On the other hand, the contributions of the fertility and the mortality factors on future population growth were limited.

Further examinations of the four factors by five-year age groups uncovered that the age structure effect played vital roles both in metropolitan and non-metropolitan prefectures but with regional differentials by age groups. In non-metropolitan prefectures where the proportion of age 65 and over was already high in 2015 and population decline had begun, future population of young and old age groups declined mainly due to the age structure effect. In metropolitan prefectures, future young population of age 64 and below decreased but the future elderly population increased by the age structure effect, anticipating severe population aging in the future.

The analysis of population momentum showed that even in Tokyo, only prefecture where the population growth rate 2015 - 2045 was positive, and in Okinawa prefecture, where the birth rate was high, the population momentum status was "the decreasing momentum" in the long run. This implied that even if the birth rates immediately rise to the population replacement level and the migration is balanced, it will take until 20802095 that the long-term population decline in each prefecture stops.

**【Keywords】** regional population projections, future population growth rate, decomposition method, population momentum



---

 特 集 III
 

---

## 第 8 回人口移動調査の結果から (その 4)

 東京大都市圏と非東京大都市圏および  
 全国の結婚出生力に対する人口移動の影響
山内昌和<sup>1)</sup>・小池司朗・鎌田健司・中川雅貴

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

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

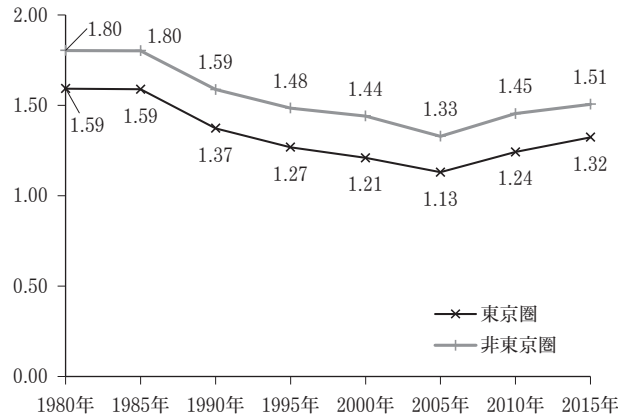
## I. はじめに

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

---

1) 早稲田大学教育・総合科学学術院

図1 東京圏と非東京圏の合計出生率



資料：国勢調査，人口動態調査

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

ような合計出生率の地域差は，ほぼ一定で推移している。

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

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

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

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

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

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

## II. 既存研究の整理

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

### III. 方法

#### 1. データ

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

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

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

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

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

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

## 2. 分析方法

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

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

分析1と分析2で推定するのは下記の3つのモデルである。

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

---

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

## IV. 結果

### 1. 東京圏と非東京圏の有配偶女性の平均子ども数

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

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

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

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

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

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



た変数の中では例外的に切片にかなり近い値を示した。

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

表1 東京圏と非東京圏別の子ども数の平均値と標準偏差

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

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

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

注2：平均値と標準偏差はウェイトを加味した値である

表 2 分析 1 の推定結果

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

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

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

$1 - (Df + k) / Dn$

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

## 2. 移動類型別の有配偶女性の平均子ども数

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

表3 移動類型別の子ども数の平均値と標準偏差

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

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

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

注2：平均値と標準偏差はウェイトを加味した値である

注3：全体の値は表1を参照のこと

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

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

表4 分析2の推定結果

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

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

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

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

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

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

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

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

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

## V. 結婚出生力の地域差と人口移動の関係についての考察

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

するが、それは集計対象の違いや標本誤差に由来するものであると考えられる。

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

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

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

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

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

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

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

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

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

表5 分析2のモデル3から推定される平均子ども数

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

注：学歴は短大・大学等、結婚年齢は24歳以下の場合の推定値である。

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

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

## VI. おわりに

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

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

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



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

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

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

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

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

（2020年3月26日 査読終了）

#### 付記

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

#### 文献

- 石井太（2013）「出生動向基本調査と国民生活基礎調査とのデータマッチングを用いた子ども数の分析」『人口問題研究』第69巻第2号，pp.53-73.
- 小池司朗（2006）「出生行動に対する人口移動の影響について—人口移動は出生率を低下させるか？—」『人口問題研究』第62巻第4号，pp.3-19.
- 小池司朗（2009）「人口移動と出生行動の関係について—初婚前における大都市圏への移動者を中心として—」『人口問題研究』第65巻第3号，pp.3-20.
- 小池司朗（2014）「人口移動が出生力に及ぼす影響に関する仮説の検証—『第7回人口移動調査』データを用いて—」『人口問題研究』第70巻第1号，pp.21-43.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『2016年社会保障・人口問題基本調査 第8回人口移動調査報告書』調査研究報告資料第36号.
- 総務省統計局（2020）『住民基本台帳人口移動報告 2019年結果 結果の概要』（<https://www.stat.go.jp/data/idou/2019np/kihon/pdf/gaiyou.pdf>：最終閲覧日2020年4月2日）
- 山内昌和（2016）「東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数はなぜ少ないのか—第4回・第5回全国家庭動向調査を用いた人口学的検討—」『人口問題研究』第72巻第2号，pp.73-98.
- 山内昌和・西岡八郎・江崎雄治・小池司朗・菅桂太（2020）「沖縄県の合計出生率はなぜ本土よりも低いのか」『地理学評論 Series A』93巻2号，pp.85-106.
- 余田翔平・岩澤美帆（2018）「期間合計出生率の趨勢とその背景—社会経済発展，ジェンダーレジーム，生殖技術に着目して—」『人口問題研究』第74巻第3号，pp.205-223.
- Fiori, F., Graham, E. and Feng, Z. (2014) "Geographical Variations in Fertility and Transition to Second and Third Birth in Britain," *Advances in Life Course Research*, Vol. 21, pp.149-167.
- Heinzl, H. and Mittlböck, M. (2003) "PseudoR-Squared Measures for Poisson Regression Models with Over- or Under Dispersion," *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 44, No. 1-2, pp.253-271.
- Kulu, H. (2005) "Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined," *European Journal of Population*, Vol. 21, No. 1, pp.51-87.
- Kulu, H. (2006) "Fertility of Internal Migrants: Comparison between Austria and Poland," *Population, Space and Place*, Vol. 12, No. 3, pp.147-170.
- Kulu, H. (2013) "Why do Fertility Levels Vary between Urban and Rural Areas?" *Regional Studies*, Vol. 47, No. 6, pp.895-912.
- McCullagh, P. and Nelder, J. A. (1989) *Generalized Linear Model*, 2nd ed., Chapman & Hal/CRC.

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

YAMAUCHI Masakazu, KOIKE Shiro, KAMATA Kenji  
and NAKAGAWA Masataka

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

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

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

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

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

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

---

## 書 評・紹 介

---

Jennifer, Lee and Min Zhou

### *The Asian American Achievement Paradox*

Russell Sage Foundation, 2015, 268p

本書はアメリカを代表する移民研究者である UCLA の Min Zhou と UC Irvine の Jennifer Lee によるアジア系アメリカ人第二世代の教育達成に関する著作である。アジア系アメリカ人の第二世代（1.5世代も含む）はその高い教育達成によって、モデルマイノリティと呼ばれることも多いものの、その親世代の教育達成や社会経済的地位は必ずしも高くない。本書はこのように親世代の属性の多様性にも関わらず、アジア系アメリカ人の子どもたちの教育達成がおしなべて高いという矛盾した結果（the Asian American Paradox）がどのようにして生じるのかを特にアメリカに暮らす中国系、及びベトナム系第二世代を対象に明らかにしたものである。

本書はロサンゼルス近郊で行われた Immigration and Intergenerational Mobility in Metropolitan Los Angeles (IIMMLA) からランダムに選ばれた82人の中国系、及びベトナム系第1.5-2代、56人のメキシコ系第1.5-2世代、及び24人の第三世代以降のネイティブホワイト、及びブラックに対するロングインタビューに基づいたものである。

その結果明らかになったことは以下の通りである。

多くの場合、このような人種・民族集団間の教育達成、及び社会経済的地位達成の違いは文化の違いによって説明されることが多い。実際、当事者レベルでもアジアの教育を重視する文化が自分たちの教育達成のカギとなっていたとの発言は多く見られた。

しかしながら、こうした文化本質主義とでも言うべき説明はアジア系アメリカ人の中でも低い教育達成や社会経済的地位達成しか示さないグループもいることや、出身国の進学率は必ずしも高くないことや、ひいては米国以外の地域にいる同国出身者が必ずしもホスト社会で高い教育達成や社会経済的地位達成をしていないことを説明できないとする。

こうした中、本書が目にするのは米国に居住する中国系、及びベトナム系人口の多くが出身国に残っている人々と比べて非常に高い学歴や社会経済的地位を示しているという事実である。この hyper-selectivity は彼女／彼らが子どもの教育を相対的に重視する態度を持つことにつながると同時に、高い学歴を身につけることやその結果として社会的威信や収入の高い代表的職業（法律、医学、エンジニアリング、科学に関わる専門職）に就くことを唯一の成功と定義する相対的に狭い成功観（success frame）を持つことを帰結するとする。また、これらの集団はそういった成功観を達成するための民族資本（ethnic capital）を備えることで、親の学歴や必ずしも高くなくてもそういった競争に参入することが可能になるとする。更にこうした狭い成功観はモデルマイノリティとしてのステロタイプが流布することによって、当事者や教師などの間で再強化され、維持されることとなる。

なお、こういった hyper-selectivity を生み出したのは1965年移民法の改正であるとする。同改正においてはそれまで設けられていた国、地域別のキャップが取り除かれたことから、欧州以外の地域からの移民の流入を可能にした。その際の移民の選別基準の一つが学歴を始めとした人的資本であり、そのことが結果としてアジア系アメリカ人の hyper-selectivity を生み出したとされる。

このようなステレオタイプはアジア系に対する良いイメージを通じて本人たちを利する一方

(stereotype promise), 彼／彼女らに別の心理的コストを生じさせることも示されている。また、それはアジアと米国間の能力観の違いからより際だったものになるとされる。アジア諸国では専ら子どもの教育達成は本人の努力によるところであるとの認識が強い一方、米国ではこれは子どもの持って生まれた能力の差であると捉える向きが強い。アジア系の子どもたちは家庭ではこのような価値観に基づいて、より高いゴールを目指すことを要求される(an A- is an Asian fail (F)) 一方、学校では米国の価値観に基づき、その高い成績は持って生まれた能力の反映と捉えられがちである。

こうした矛盾した価値観に囲まれた中では、子どもたちは無限に目標を上げる圧力を家庭から受ける一方、その学校における評価に当たっては努力の量ではなく、結果主義的にならざるを得ない。そのため、アジア系第1.5-2世代はわずかなものであっても失敗した場合に挫折しやすく、また仮に客観的には高いパフォーマンスを示す場合でもその自尊心が非常に低い傾向にあるとされる。

こうした分析結果は本書が従来の移民研究のように、非ヒスパニック系ホワイトを階層達成のベンチマークとするのではなく、ロングインタビューによって本人たちの主観に寄り添ったアプローチ(the subject-centered approach)を採用していることが大きい。これは例えば、移民第二世代の教育達成に関する代表的な理論的枠組みである「分節化した同化理論」(segmented assimilation theory)が主に客観的な指標に基づいて第二世代の上昇、下降同化を論じたのとは対照的であるとされる。

本書はこれまで底辺層への下降同化を中心に行われてきた移民第二代研究において、一見して高いパフォーマンスを示しているとされるアジア系アメリカ人第1.5-2世代の教育達成の要因とその帰結を明らかにした点でユニークであり、現在、移民第二世代の教育達成の課題を抱えつつある日本社会においても非常に有益な視点を示すものである。また、量的な大規模調査からインタビュー対象者をランダムに選び出し研究を進める方法は、本人たちの主観に寄り添ったアプローチ(the subject-centered approach)を採用しつつ、それを同時に客観的な指標によっても同時に検証できることから、今後、日本において同様の研究を進める上でも非常に参考になるだろう。(是川 夕)

## 研究活動報告

### 移民政策専門家会合 (SOPEMI, OECD) 参加報告

2019年10月2日から3日にかけてフランス、パリにあるOECD本部で「移民専門家会合 (SOPEMI)」が開催され、日本政府を代表して国立社会保障・人口問題研究所からは是川が参加した。同会合は、OECDの雇用労働社会問題委員会 (ELSAC) の下に設置され、毎年6月頃に開催される移民政策作業部会 (WPM) と並んで、毎年秋頃に行われるものであり、OECD加盟国各国の移民政策に関する専門家が一堂に会し、各国の最新の情報、意見交換を行うことを目的としたものである。

会合は2日間の日程で行われ、労働、経済移民から始まり、技能実習生や季節労働者などの一時的移民、家族移民、留学生、非正規移民、難民、及び難民の社会統合、並びに帰化といった論点について、それぞれ2、3か国の専門家から短いプレゼンテーションが行われた後、自由な討議が行われた。

また、本会合に先立って、国際移民の将来的な動向に関する戦略的予想 (strategic foresight) に関する会合が開催され、是川もタスクフォースの一員として参加し、技術革新、新興国の経済成長といった様々なマクロ要因の将来予測に沿った国際移民のトレンドの長期的な変化について討論した。

(是川 夕 記)

### アクティブ・エイジングに関する新潟・マレーシア会議

新潟大学の主催により2020年2月4日、新潟県十日町市のホテルベルナティオで、アクティブ・エイジングに関するラウンドテーブルディスカッションが開催され、筆者は「アクティブ・エイジング指標—アジアでどのように測るか?」というタイトルで基調講演を行った。会議には、新潟大学医歯学総合研究科の菖蒲川由郷特任教授による研究プロジェクトで、マレーシアの大学 (国民大学 (UKM)、プトラ大学 (UPM)、サバ大学) と保健省の関係者が招聘され、アクティブ・エイジングに関わる国内外の関係者 (厚労省、日本医療研究開発機構 (AMED)、WHO、アジア・アセアン経済研究センター (ERIA)、日本老年学的評価研究機構、日本国際交流センター他) が参加した。日本とマレーシアにおける活動的な高齢化についての報告と情報交換が行われ、前後には会場がある新潟県十日町市における地域包括ケアに関わる施設等の見学が行われた。

例年になく雪がない2月であったが、マレーシアの参加者が十日町に到着した翌日、ようやく雪が降りだした。新型コロナに対してもまだ始まったばかり、という頃であったが、マレーシア人も、また道中に見かけられた外国人旅行者も、みなしっかりとマスクを着用していた。今となっては、その外国人旅行者も全くいなくなった状況であろう。新型コロナ感染症対策により、高齢者の生活がどのように影響を受けたのか、研究者のネットワークを生かしてフォローしていくことが求められよう。

(林 玲子 記)

## 統計セミナー 2020

「統計セミナー 2020」は、2020年2月21日（金）にベルサール神保町（東京都千代田区）において開催された。昨年以前において、本セミナーは（一財）日本統計協会と（公財）統計情報研究開発センターの主催により、それぞれ別々に開催されていたが、2020年は1920年の第1回国勢調査から100周年を迎えるということで、「国勢調査100周年—社会の基盤情報として これまでも これからも—」と題して、両機関合同の主催により開催された。新型コロナウイルスの感染拡大に伴うイベント等の自粛ムードが高まる直前に開催されたこともあり、会場は百数十名の参加者で満席となった。当日のプログラムは下記のとおりである。

1. 加藤久和（明治大学）「人口減少時代と社会経済の課題を考える」
2. 小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）「地域人口統計の分析活用例と将来の地域人口見通し」
3. 千野雅人（総務省）「なぜ我々は「国勢調査」を行うのか？」
4. 阿向泰二郎（総務省統計局）「令和2年国勢調査の実施に向けて」

ウイルス感染拡大の影響は大いに心配されるところであるが、2020年の国勢調査が円滑に実施されることを願ってやまない。

（小池司朗 記）

## COVID-19の世界的蔓延による人口関係学会への影響

2019年12月に中国武漢市で発生したとされる「COVID-19（新型コロナウイルス）」は、4月22日時点で日本国内を含め世界で256万人が感染し、18万人が死亡するまでに拡大している<sup>1)</sup>。現時点で「COVID-19」による感染者数の推移や社会、経済への影響を正確に見通すことはできないが、1918～1920年にかけて世界で5億人が感染し推計で4,000万～1億人が死亡したとされる「スペイン風邪」<sup>2)</sup>以来の歴史的な感染症の蔓延となる可能性が高い。ここでは、「COVID-19」の感染拡大を受けた国内外の人口に関連する各学会の対応について、2020年4月22日時点の状況を記録することとした（表1）。

現在、各国で感染拡大とそれに伴う医療提供水準の低下を防止するために、外出や移動の制限や自粛要請、海外渡航の制限が多く行われているが、「COVID-19」の特性が未解明であることなどから、影響の長期化も懸念されている。そのため、2020年11月に開催予定となっていたアジア人口学会のように早々に延期を決定しているケースなどもある。また、2000年代以降急速に発展してきたインターネットをはじめとするITを活用し、オンライン開催などにシフトしている学会もある。このように、「COVID-19」は社会、経済への影響のみならず、研究活動の発表の場にも影響を与えつつある。なお、最新の情報は各学会のホームページなどを参照していただきたい。

1) ジョーンズ・ホプキンス大学「Corona Virus Resource Center」(<https://coronavirus.jhu.edu/>)

2) 浜野潔（2010）「スペイン風邪」、『現代人口辞典』，原書房，p.176

表1 「COVID-19」の感染拡大を受けた各学会の対応状況（2020年4月22日現在）

・国内

学会名	今後の予定	開催予定期日	開催地	備考
日本地理学会2020年春季学術大会	中止	2020年3月27～29日	駒澤大学 (東京都世田谷区)	公表される発表要旨集およびJ-STAGE上での発表要旨の公開をもって、当該の発表を成立したものとする。
社会政策学会第140回大会	中止 (開催方法変更)	2020年5月23～24日	東京都立大学 (東京都八王子市)	実際の学会は開催しないが、1) 共通論題は「オンライン形式での開催」に変更。2) テーマ別分科会および自由論題は「ホームページ上での報告フルペーパー掲載」による開催。3) 総会は秋に予定の大会に変更。教育セッションは中止などの変更。
日本アフリカ学会第57回学術大会	オンライン開催	2020年5月23～24日	東京外国語大学 (東京都府中市)	総会をはじめ、「Zoom」を利用した形式に変更となった。
経済地理学会第67回大会	延期 (延期日未定)	2020年5月29～31日	成蹊大学 (東京都武蔵野市)	
日本老年社会学会第62回大会	中止 (開催方法変更)	2020年6月6～7日	北星学園大学 (北海道札幌市)	実際の学会は開催せずに、開催方法を「誌上発表」に変更。例年の学会では報告者は実際に報告（口頭又はポスター）を行うとともに、その抄録は学会誌である『老年社会科学』に掲載される。今回は新型コロナウイルス感染症の拡大が止まらない状況を鑑み、『老年社会科学』（42巻2号）に抄録を掲載することで学会報告を行ったとみなすことに決定。
日本人口学会第72回大会	延期 (2020年11月14～15日)	2020年6月13～14日	埼玉大学 (埼玉県さいたま市)	詳細は今後の理事会で決定される予定。
日本国際保健医療学会	オンライン開催 (同日)	2020年11月1～3日	大阪大学 (大阪府吹田市)	グローバルヘルス合同学会2020として、日本熱帯医学会、日本渡航医学会、国際臨床医学会と共同開催されることになっており、少なくとも日本国際保健医療学会について同じ日程でオンライン開催されることが理事会決定された。韓国・台湾を接続して新型コロナ対策に関するシンポジウムなどの企画が進められる模様である。



・海外

国連人口開発委員会 (Commission on Population and Development)	延期	2020年3月30 日～4月3日	国連本部 (アメリカ ニューヨーク)	3月6日に短縮開催とされたが、3月13日に延期が通知された。ニューヨーク、とりわけ国連本部での感染拡大が3月に入って急展開し、短期間の間に短縮開催から延期へと決定が進んだ。
アメリカ人口学会 (The Population Association of America's annual meeting)	中止 (開催方法変更)	2020年4月22 ～25日	Washington Marriott Wardman Park (アメリカ ワシントン)	当初の開催期間にオンライン形式で意見交換の場が設定された。
ヨーロッパ人口学会 (European Population Conference 2020)	中止	2020年6月24 ～27日	FIERA DI PADOVA (イタリア パドバ)	2021年の春に初期のキャリア研究者 (PhDおよび Postdocs) を対象とした小規模な発表の場を設けることを模索している。
HelpAge アジア太平洋 高齢者地域会合	延期 (2021年)	2020年9月 7～9日	(マレーシア クアラル ンプール)	
アジア人口学会 (The 5th Asian Population Association Conference)	延期 (2021年)	2020年11月24 ～27日	Royal Ambarrukmo hotel (インドネシア ジョ グジャカルタ)	要旨の審査は継続し、結果の発表は当初の予定より時間がかかる。

(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  
新 俊彦 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  
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2号  
(通巻第313号)

2020年6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2号(2020年6月刊)

### 特集Ⅰ：日本における外国人の人口動向(その1)

特集によせて……………林 玲子・197～200

日本人の将来仮定値に同調する外国人年齢別出生率の推計

……………岩澤美帆・余田翔平・別府志海・金子隆一・201～217

外国人の死因—日本人・本国人との比較……………林 玲子・218～239

### 特集Ⅱ：地域別将来人口推計(その2)

都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解

……………鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和・240～264

### 特集Ⅲ：第8回人口移動調査の結果から(その4)

東京大都市圏と非東京大都市圏および全国の結婚出生力に対する

人口移動の影響…山内昌和・小池司朗・鎌田健司・中川雅貴・265～283

### 書評・紹介

Jennifer, Lee and Min Zhou

*The Asian American Achievement Paradox* (是川 夕) ……284～285

研究活動報告 ………………286～289