

# 人口問題研究

Journal of Population Problems

第74巻第1号 2018年

特集：人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と  
次世代将来推計システムに関する総合的研究



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74巻第1号(2018年3月)

### 特集：人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究

- 特集によせて……………石井 太・1～2
- 市区町村別生命表作成の課題  
—小地域における死亡数の攪乱的変動とベイズ推定における事前分布のパラメータを設定する「地域」区分が平均寿命へ及ぼす影響—……………菅 桂太・3～28
- 地域・世帯推計の統合モデルにおける方法論的課題……………鈴木 透・29～41
- 新潟県内20市の人口移動分析  
—その1 1980～2015年の変化の概況—……………小池司朗・42～60
- 母親の就業と祖父母からの育児支援  
—「個体内の変動」と「個体間の差異」の検討—  
……………余田翔平・新谷由里子・61～73

### 資料

- 新聞記事で振り返る2017年の人口問題……………今井博之・74～75
- 日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2015（平成27）年～2040（平成52）年—2018（平成30）年推計  
……………鈴木透・小山泰代・大泉嶺・菅桂太・小池司朗・鎌田健司・76～86

### 書評・紹介

- 藤崎宏子・池岡義孝 編著『現代日本の家族社会学を問う—多様化のなかの対話』（中村真理子）……………87

### 研究活動報告

- ……………88～94
- 南アフリカ「人口推計，都市開発における財政・データ利用に関するワークショップ」—シンガポールの人口高齢化及び国際人口移動の実態とその要因に関する資料収集—国際学術会議「AGENTA Final Conference：高齢化の経済的帰結と世代間の公平性」およびNT(T)Aワークショップ—台湾における低出産・高齢化と政策的対応に関する資料収集—第32回日本国際保健医療学会—橋大学経済研究所付属社会科学統計情報研究センター「人口統計に関する研究会」—第12回人類生態学会国際会議（SHE）—日本人口学会2017年度第1回東日本地域部会—持続可能な開発時代の人口動態に関する国際会議—出生力転換と社会政策的対応—国立社会保障・人口問題研究所（IPSS）—中国民政部政策研究中心（CPR）合同ワークショップ（中日社会福祉比較研究会，IPSS-CPR Joint Workshop）—ミャンマーの人口高齢化に関する統計情報整備に関する調査—第22回厚生政策セミナー「長寿化に関する国際シンポジウム 二大長寿国日本とフランスの比較」と「長寿化に関するフランス国立人口研究所との共同ワークショップ」

- 総目次……………95～96

Journal of Population Problems  
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)  
Vol.74 No.1  
2018

**Special Issue: Comprehensive study on population and household dynamics  
and population projections in an era of declining population**

- Introduction .....Futoshi ISHII • 1-2
- Methodological issues in municipal life table construction:  
How much prior knowledge of regional differentials in mortality  
stabilizes death rate estimates in a small area? .....Keita SUGA • 3-28
- Integrated Projection Model of Regional Population and Households  
– Methodological Problems – .....Toru SUZUKI • 29-41
- Demographical Migration Analysis of 20 Cities in Niigata Prefecture:  
Part 1: Overview of the Migration Pattern Change from 1980 to 2015  
.....Shiro KOIKE • 42-60
- Maternal Employment and Childcare Support from Grandparents:  
A Comparison of Within-Subject and Between-Subject Effects  
.....Shohei YODA and Yuriko SHINTANI • 61-73

**Materials**

- Population Problems reported in Japanese Newspapers in 2017  
.....Hiroyuki IMAI • 74-75
- Household Projection for Japan : 2015-2040  
.....Toru SUZUKI, Yasuyo KOYAMA, Ryo OIZUMI,  
Keita SUGA, Shiro KOIKE and Kenji KAMATA • 76-86

**Book Review**

- Fujisaki Hiroko and Ikeoka Yoshitaka (eds.),  
"Gendai Nihon no Kazokushakaigaku wo tou" (M. NAKAMURA) ....87

**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

---

人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する  
総合的研究

### 特集によせて

石 井 太

本特集は、厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究（研究代表者：石井 太）」（平成26～28年度）において行われた研究の成果の一部を研究論文としてとりまとめたものを掲載するものである。

国立社会保障・人口問題研究所の人口・世帯の将来推計は、人口減少・少子高齢化・地域構造変化等による人口・世帯の長期動向を踏まえた施策立案に広範に活用されている。従来、わが国の人口・世帯の将来推計は、最初に全国の将来人口を推計し、これに地域・世帯推計を整合させる形で実施してきた。しかしながら、わが国が人口減少期を迎えるにあたり、首都圏の高齢化と地方の過疎化という複合的動態の進展、未婚者割合上昇等をはじめとした家族・世帯構造の転換や高齢単独世帯の増加など、地域や世帯の変化が少子化・長寿化等の全国的潮流に影響を与え、相乗しながら展開するようになってきている。

このような人口減少期における将来推計にあたり、先進諸国等における最新の人口研究を反映した人口・世帯の動向分析の深化や、地域・世帯の将来に関する情報提供により重点を置きこれに全国的な少子化・長寿化の傾向を整合させるというような新たな観点が求められるようになってきた。一方、国際的にも注目されているわが国の急速な人口高齢化とその政策的対応に関する企画立案にあたっては、科学的に実行された将来推計を基礎としつつ、それを応用した政策的シミュレーションによる定量的議論の有効性も増してきている。このような問題意識の下、本研究プロジェクトでは、人口減少期に対応した新たな将来推計に関して研究を行うことを目的とし、総合的な人口・世帯の動向分析、地域・世帯に関する推計により重点を置いた将来推計モデルに関する基礎的研究、そして将来推計を活用した政策的シミュレーションに関する研究という多角的な観点から研究が行われた。本特集においても、このような観点に基づく研究成果として、最新の人口や世帯の動向に関する研究、人口学的な将来推計に関する学術的深化・政策的応用など様々な論文が集められている。

なお、本研究プロジェクトにおいて得られた成果をさらに発展させるとともに、これまで比較的低い水準で推移してきたわが国の国際人口移動が近年活発化していること、また

地方創生等の観点から地域に関する将来人口推計に関する関心が高まりを見せていることなど、人口・世帯を取り巻く環境に新たな潮流が見え始めていることに対応するため、平成29年度より厚生労働行政推進調査事業費補助金（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）」（平成29～31年度）との後継研究プロジェクトを遂行している。本特集においては、この後継プロジェクトにおいて得られた最新の研究成果についても一部含まれていることを付言しておく。

特集：人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに  
関する総合的研究

## 市区町村別生命表作成の課題

### —小地域における死亡数の攪乱的変動とベイズ推定における事前分布の パラメータを設定する「地域」区分が平均寿命へ及ぼす影響—

菅 桂 太

死亡率の推定及びその帰結としての平均寿命の推定は小地域で不安定にならざるをえないことを指摘した上で、2000年から2010年国勢調査に基づく公式の『市区町村別生命表』の平均寿命のパターンを分析し2000年や2005年と比べて2010年のものはやや特異な変化をしていることを示した。そして、この変化が作成方法の違いによるのか否かを検討した。具体的には、2004～2006年の市区町村別男女年齢別死亡数に着目し、二次医療圏に基づく「地域」でベイズ推定の事前分布のパラメータを設定し3年間の死亡数を用いて死亡率を推定する2005年以前の公式の『市区町村別生命表』の方法による平均寿命と、都道府県単位に事前分布のパラメータを設定する場合及び2004～2006年の各1年の死亡数を用いる場合の平均寿命を比較した。分析の結果、分析対象とした1,965自治体の半分で死亡数の期間変動及び事前分布を設定する地域の違いは平均寿命に0.5年以上の差を生じさせていた。また、同じ2004～2006年3年間の死亡数を用いても事前分布を設定する地域の違いは半数の自治体で平均寿命を0.3年以上変化させ、1割を超える自治体で平均寿命に1年以上の差を生じさせるなど、市区町村別生命表の作成方法は2000年や2005年と比べて2010年の市区町村別平均寿命のパターンの変化に少なからず影響を及ぼすことがわかった。

#### I. 目的

市区町村別にみた死亡状況を示す基本的な資料には『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部 2003, 2009a, 2013）（以下、公式の『市区町村別生命表』）があり、国立社会保障・人口問題研究所が実施する「地域別将来人口推計」においても生残率の仮定値設定に用いられている<sup>1)</sup>。『市区町村別生命表』は、これまで2000年国勢調査に基づくものから最新の2010年のものまで3回作成されている。このうち、2010年のものは2000年及び2005年とは作成方法が異なる。これには2011年3月11日に発生した東日本大震災の影響が大きかったものと推察される。

東日本大震災による死者は2011年人口動態統計に報告された（行方不明者やいわゆる震災関連死を含まない）もの（以下では、「東日本大震災による死亡」と呼ぶ）だけで18,877

1) 公式の『市区町村別生命表』以外の市区町村別にみた死亡状況を示す資料として、厚生労働省（旧厚生省）大臣官房統計情報部が作成した『人口動態保健所別統計（昭和60年）』、『人口動態保健所市区町村別統計』（昭和63年～平成4年、平成5～平成9年、平成10～平成14年、平成15～平成19年、平成20～平成24年）（厚生省大臣官房統計情報部 1990, 1995, 厚生労働省大臣官房統計情報部 1999, 2004, 2009b, 2014）があり、死因別に粗死亡率と標準化死亡比が報告されている（1999年以後、標準化死亡比（ベイズ推定値）を含む）。また、公式の『市区町村別生命表』に近いものとして、鈴木他（1989）及び府川・清水（1990）、鈴木他（1993）、鈴木他（1998）があり、1993年以後のものは『市区町村別生命表（2000年）』とほぼ同じ手法で作成されている。

人と、岩手県、宮城県、福島県の市区町村を中心に甚大な被害をもたらした。なかでも三陸沿岸の自治体では深刻な津波の被害があり、たとえば宮城県女川町<sup>おなわちちょう</sup>、岩手県大槌町<sup>おおつちちょう</sup>、岩手県陸前高田市<sup>りくぜん たかた し</sup>、宮城県南三陸町<sup>みなみさんりくちょう</sup>では2011年の死亡の8割以上を「東日本大震災による死亡」が占める。これらの自治体では2011年の死亡数は2010年の3.5～5倍以上になった。また、「東日本大震災による死亡」の年齢構造についてみると、65歳以上割合は56.2%であった。これは2011年人口動態統計に報告された全死亡の65歳以上割合85.3%より20%ポイント近く小さく（したがって65歳未満の死亡が多い）、「東日本大震災による死亡」は元々死亡リスクの低い若年層にとっては日常生活で経験することがないリスクであったことは間違いない。しかしながら、2010年国勢調査による65歳以上人口割合は23.0%であり、「東日本大震災による死亡」の65歳以上割合（56.2%）は全年齢に均一（ランダム）に起きる場合（23.0%）の2倍以上で元々死亡リスクの高い高齢者の死亡率が高い可能性を示唆する。三谷他（2014）によれば、高齢者では身体機能や運動機能の衰えによる津波からの逃げ遅れ、身体機能に加え支援者への遠慮からの避難拒否等があり、内科・外科の疾患に罹患しやすく若年者より重傷化しやすいことで震災関連死も多かったという。「東日本大震災による死亡」はその他の死因による死亡と独立に発生したわけではなく、その他の死因リスクの高い人口で、「東日本大震災による死亡」も多かった可能性が示唆される。実際、2010年と2011年を比較すると全国的に5%ほど死亡数は増加したが、女川町など東日本大震災による死亡が多かった自治体で2011年の死亡から震災による死亡を除いたものは2010年の死亡を下回る傾向が認められる。このため、当該地域の死亡状況を適確に（時系列比較ができるように）示すためには、「東日本大震災による死亡」をそのまますべて含めることも単純には除去することもできない。

市区町村のような小地域では死亡の偶発的変動の影響が大きくなるため2000年と2005年の『市区町村別生命表』は国勢調査の前後3年分の死亡を用いて作成されている。しかし、このような事情もあって2010年の『市区町村別生命表』では2010年の死亡数のみが用いられている。また、『市区町村別生命表』では死亡の偶発的変動によって死亡率の推定が不安定になることの影響に対処するため、ベイズ推定が行われている。2000年と2005年については、市区町村を含むより広域な二次医療圏（地理的に近いものを男女別にそれぞれ15万人以上になるように組み合わせたもの）を基にした「地域」でベイズ推定の事前分布のパラメータが設定されていたのに対し、2010年は人口規模の大きな都道府県を単位に事前分布のパラメータを設定することで1年分の死亡を用いることに起因する死亡率推定の不安定さに対処している<sup>2)</sup>。

2) ベイズ推定は、パラメータについての事前の信念を観察データの尤度に折り込んでパラメータの事後的な分布を推定する手法である。すなわち、当該市区町村を含むより広域な二次医療圏もしくは都道府県に含まれる自治体の死亡状況が似通っていると仮定し、隣接する自治体の状況を援用して死亡率を推定する。具体的には、『市区町村別生命表』では二次医療圏もしくは都道府県の男女年齢別死亡率がベータ分布にしたがうと仮定し、死亡率の平均と分散からベータ分布（事前分布）のパラメータを設定する。そして、当該市区町村の死亡数が二項分布する場合の事後分布の平均で死亡率を推定する。当該自治体の人口規模が非常に小さければ推定される死亡率は周辺地域の平均的な水準となり、人口規模が十分に大きければ事前分布のパラメータ設定は事後分布には影響を及ぼさなくなる。ベイズ推定による死亡率を用いる小地域生命表については、たとえば府川（1995）を参照せよ。なお、平子他（1999）によれば、県、市郡、二次医療圏の3通りで事前分布のパラメータを設定する場合を比較すると二次医療圏によるものが最も分散が小さく地域内の均一性を支持するとされる。

本稿では、このような生命表の作成方法の違いが市区町村別にみた死亡状況の時系列比較にどのような影響を及ぼすのか検討することを目的とする。具体的には、まず2004～2006年（3年間）の死亡数を用い二次医療圏に基づく「地域」で事前分布のパラメータを設定する公式の『市区町村別生命表（2005年）』の再現を試みる。そして、この公式の『市区町村別生命表（2005年）』の手法で作成した生命表の平均寿命をレファレンスとして、以下の4つの異なる手法で計算した2005年の市区町村別生命表の平均寿命と比較する。第一は、死亡率を計算する分子に2005年の死亡数のみを用いベイズ推定の事前分布のパラメータを都道府県単位に設定するものである。これは公式の『平成22（2010）年市区町村別生命表』と同じ手法で計算するものになる。第二は、分子の死亡数に2004年のものを用い、第三は2006年のものを用いる。いずれも分母はレファレンスと共通にし、都道府県単位に事前分布のパラメータを設定することで、レファレンスケースと比較して2004～2006年の死亡の偶発的な期間変動が市区町村別の平均寿命に及ぼす影響を評価する。第四は、分母についてはレファレンスケースと共通、分子に2004～2006年の死亡数を用い、事前分布のパラメータを都道府県単位に設定する。最後のケースをレファレンスケースと比較することで、事前分布のパラメータ推定の安定性が市区町村別平均寿命に及ぼす影響を評価する。

続く各節の構成は以下の通りである。まず、死亡率を測定するリスク人口が少なくなる小地域では生命表の平均寿命が不安定になることから、たとえば平均寿命に0.1年の精度を求めるなら死亡率を算出する際に必要なリスク人口の規模は0.5年の精度を求める場合よりも大きくなることを説明する。第Ⅱ節では、一定の平均寿命の精度を達成するために必要なリスク人口の大きさを2010年の全国人口の男女年齢割合と男女年齢別死亡構造を前提としたシミュレーション分析によって示す。第Ⅲ節では厚生労働省統計情報部による公式の『市区町村別生命表』から2000年から2010年の市区町村別平均寿命のパターンを概観し、2010年の平均寿命の地理的なパターンが2000年及び2005年と比較して特異な変化をしていることを示す。第Ⅳ節では、2004～2006年の死亡数を用いて独自に市区町村生命表を作成し、分子に用いる死亡数の偶発的な期間変動やベイズ推定の事前分布のパラメータを設定する「地域」の違いが市区町村レベルの平均寿命に及ぼす影響を評価する。最後にまとめる。

## Ⅱ. 総人口規模が平均寿命の精度に及ぼす影響のシミュレーション

死亡確率が  $p$  の独立な試行を  $n$  回行ったとき死亡が起こる回数  $\lambda$  は二項分布にしたがう。このとき、死亡確率は  $\lambda/N$  で推定され、期待値は  $p$ 、分散は  $p(1-p)/N$  である。分散は  $N$  を大きくすれば小さくなり、 $p$  が 0.5 に近づくと大きくなる。このため、年齢別にみて人口集団が小規模のとき、死亡確率の推定は不安定になる。

人口規模が小さいと死亡率推定が不安定になることを通じ平均寿命の精度が低下することを検討するため、総人口が  $N$  人で死亡確率が2010年（全国）水準の仮想的な自治体の男女年齢別死亡数に対応する擬似乱数を二項分布から採取し、生命表を作成して平均寿命

の分布を比較する。具体的には、まず2010年国勢調査による日本人の男女年齢（各歳）割合  $r(s, x)$  ( $s = \{\text{男, 女}\}, x = \text{年齢各歳}$ ) を用いて  $N$  人の仮想的な人口集団を男女年齢に振り分ける。そして、男女別の年齢（各歳）別死亡確率が第21回完全生命表（2010年）の  ${}_nq_x^s$  である場合の死亡数を二項分布から発生させる。このように二項分布から発生させた死亡数  $\lambda(s, x)$  を用いて生命表を作成した。死亡確率推定値  $(\lambda(s, x)/(N \cdot r(s, x)))$  の期待値は  ${}_nq_x^s$  であり、平均寿命の期待値は完全生命表と同じになる（男性79.55005年、女性86.30132年）。

図1には、 $N = 10,000$  から  $N = 30,000,000$  の総人口規模についてそれぞれ5,000回のシミュレーションを行い、完全生命表の平均寿命（乱数を用いない真の値）からの差の絶対値（誤差） $|\varepsilon_i^s(N)|$  が一定値  $\delta (= \{0.1\text{年}, 0.5\text{年}, 1.0\text{年}\})$  以上である割合（%）を男女別に示した<sup>3)4)</sup>。なお、この割合  $\alpha$  がたとえば5%未満になる場合には誤差（絶対値）が  $\delta$  より大きくなることは100回中5回未満であることを示し、 $(1-\alpha)$  は信頼度と呼ばれる。総人口規模が大きいほど平均寿命の誤差は小さくなり、総人口規模が大きいほど測定される平均寿命が誤差を上回る試行回数割合も小さくなる。表1は、平均寿命に許容する誤差水準  $\delta$  と代表的な  $\alpha$  水準の組み合わせ別に必要になる総人口規模をまとめた。2010年の日本人の男女年齢分布と死亡確率（全国）の水準を前提とすると、人口規模が約22百万人の自治体で平均寿命が真の値から0.1年未満の範囲になる割合は99%を超える。完全生命表の作成方法で平均寿命に0.1年の精度を求めるなら、対象自治体の総人口が22百万人ほど必要であることがわかる。95%は平均寿命が1.0年ずれることはないという精度だと、必要な人口規模は約12万~14万人になる。対象自治体の規模が1万~2万人のとき、平均寿命が真の値から1.0年未満の範囲になる割合は約5割である。人口規模1万~2万人の自治体で完全生命表の方法で平均寿命を計算すると、半分は平均寿命が真の値から1年以上ずれる程度に小地域の死亡率は不安定になる。

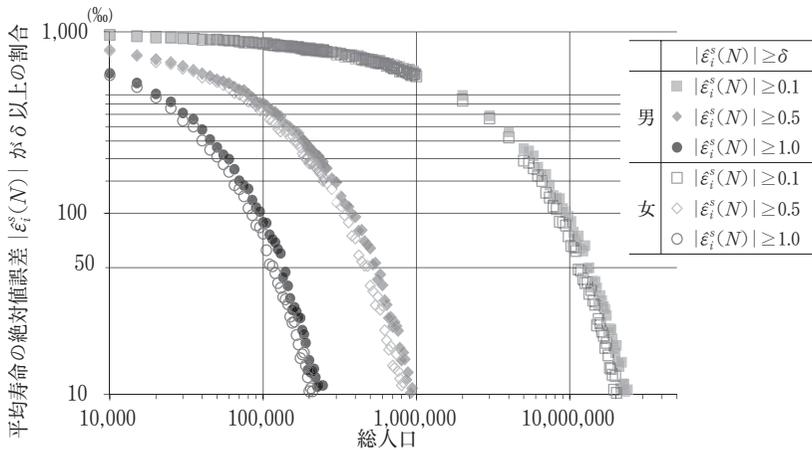
なお、死亡率を5歳階級で推定する場合にはリスク人口はおおむね5倍、前後3年間の死亡数の平均的な水準で推定する場合にはリスク（延べ）人口はおおむね3倍程度になると考えられる。そのため、5歳階級で3年間の平均的な死亡率を推定する場合に一定の平均寿命の精度を達成するのに必要なリスク人口の規模は15分の1程度になると考えられる。95%は平均寿命が真の値から0.1年ずれることはないという精度を、5歳階級で3年間の平均的な死亡率を用いることで確保するには総人口規模が80万~90万人程度あればよいが、

3) 総人口規模  $N$  人についての  $i$  回目のシミュレーションで作成される男女別平均寿命  $e_i^s(N)$  の第21回完全生命表の平均寿命  $e^s$  からの絶対値誤差  $|\varepsilon_i^s(N)| (= |\varepsilon_i^s(N) - e^s|)$  が  $\delta$  以上である割合（%） $y(N|\delta)$  は  $\sum_{i=1}^{5000} I\{|\varepsilon_i^s(N)| \geq \delta\} / 5$  と書ける。ここで、 $I\{\cdot\}$  は  $|\varepsilon_i^s(N)| \geq \delta$  のとき1（その他は0）をとる指標関数である。

4) シミュレーションを実施する  $N$  のグリッドは、 $y(N|\delta)$  がおおむね5~20となる範囲において  $N$  の変化が2%以下になるよう選択した。まず、予備的分析を行って図1の概形を確認し、 $y(N|\delta)$  がおおむね5~20となる  $N$  は  $\delta = 1.0$  のとき約5万~25万人、 $\delta = 0.5$  のとき約20万~100万人、 $\delta = 1.0$  のとき約500万~2,500万人であり、この範囲では  $\log[y(N|\delta)]$  は  $N$  の線形関数で近似できることを確認した。そこで、 $N$  が5万~25万人の範囲については増加幅が5千人のグリッドでシミュレーションを行い、同様に  $N$  が26万~100万の範囲は増加幅2万人、500万~2,500万の範囲は増加幅40万人のグリッドでシミュレーションを実施した。

同じ精度を5歳階級（で1年間）の死亡率を用いることで確保するには総人口規模が240万～270万人程度必要になる。このように3年間ではなく1年間の死亡数による死亡率推定には不安定性がある。2010年の全国人口の男女年齢割合と男女年齢別死亡構造を前提にすると、市区町村のような小地域ではほとんどの自治体で隣り合った年齢や年次に観察される死亡状況の情報を援用するだけでなく、別の手法を併用する必要があることがわかる<sup>5)</sup>。

図1 総人口規模が平均寿命の絶対値誤差に及ぼす影響のシミュレーション



注) 平均寿命の絶対値誤差  $|\epsilon_i^s(N)|$  が  $\delta$  以上の割合 =  $\sum_{i=1}^{5000} I\{|\epsilon_i^s(N)| \geq \delta\} / 5$ .

表1 平均寿命に  $\pm\delta$  (年) より大きな誤差がある割合が  $\alpha = \{1\%, 5\%, 10\%\}$  を下回る総人口規模 (10万人)<sup>※)</sup>

男女/ 信頼度 $\alpha$	平均寿命の絶対値誤差の水準 $\delta$ (年)		
	0.1	0.5	1
男			
1%	232	9.2	2.3
5%	136	5.5	1.4
10%	95	3.9	0.9
女			
1%	202	8.0	2.0
5%	119	4.7	1.2
10%	84	3.3	0.8

注) 図1の関係について、平均寿命の絶対値誤差が  $\delta$  以上の割合  $y(N|\delta)$  がおむね5～20となる総人口規模  $N$  において、 $\log[y(N|\delta)]$  を  $N$  に線形回帰した予測値による。

5) 「日本版死亡データベース」において Human Mortality Database を地域 (都道府県) 別に拡張した石井 (2015) によれば、人口規模が最も小さい鳥取県 (総人口約60万人) の場合、1歳×1年階級の死亡率推定はかなり安定性を欠いており、安定的な年齢別死亡パターンが得られない。この場合でも5歳×5年階級であれば一定の安定性をもった死亡パターンが得られるとしている。

ただし、死亡率推定にベイズ推定の手法を用いることで地理的に近い自治体の死亡状況についての情報を援用する場合には、自治体の人口規模と平均寿命の精度の関係も図1や表1とは異なったものになると考えられる。事前分布をより広い地域範囲で設定すれば事前分布のパラメータの分散を小さくすることができるが、死亡状況の局所的なパターンを不必要に平滑してバイアスをもたらす可能性がある（たとえば事前分布のパラメータを都道府県単位で設定するのではなく全国単位で設定する場合、死亡状況の都道府県較差という情報を捨てることになる）。とくに人口規模が小さな自治体においては事前分布のパラメータの安定性が重要になると考えられるが、事前分布の設定方法が死亡率推定の精度にどのような影響を及ぼすのかは、別途検証されることが望ましいだろう<sup>6)</sup>。

### Ⅲ. 公式の『市区町村別生命表』からみた2000年から2010年の平均寿命の推移

公式の『市区町村別生命表』は2000年国勢調査に基づくもの以来2010年までに3回作成されている。2000年と2005年については、国勢調査の前後3年間の死亡数を分子に用いるため、国勢調査の翌年12月31日現在の境域の自治体を対象として作成されている。2010年については2010年1年間の死亡数を分子に用いているため、2010年12月31日現在境域の自治体を対象に生命表が作成されている。2004～2006年を中心に平成の大合併があり、市区町村境域は大きく変わったため、公式の『市区町村別生命表』作成の対象になった自治体数も大きく変化している。2000年の『市区町村別生命表』については、三原山の噴火で全島避難となっていた東京都三宅村を除く2001年12月31日現在境域の3,361市区町村が対象で、3,210市町村及び東京23特別区、12政令市の128区を含む。2005年については、三原山の噴火で居住制限のあった東京都三宅村を除く2006年12月31日現在境域の1,964市区町村が対象で、1,803市町村（静岡市・堺市を含む）及び東京23特別区、静岡市・堺市を除く13政令市の138区を含む。2010年については、2010年12月31日現在境域の1,898市町村が対象で、三宅村を含む1,708市町村（相模原市を含む）と東京23特別区及び相模原市を除く18政令市の167区について生命表が作成されている。

6) 本シミュレーションの目的は、単一の生命表の「平均寿命」という指標の測定精度にリスク人口の規模が及ぼす影響を定量化することにある。そのための単純化として、完全生命表の作成方法を前提に、人口の男女年齢構造（2010年の日本人人口）と男女年齢別死亡率（第21回（2010年）完全生命表）を固定して、N回（総人口規模と同じ回数）の独立なベルヌーイ試行を評価した。第Ⅲ節以降では死亡の地域差を平均寿命で検討していくが、このシミュレーションは特定の人口規模の自治体の平均寿命にたとえば0.5年の差があることが誤差の範囲なのか構造的な変化を示唆するのかについての定量的な尺度を与える。現実には男女年齢別死亡率はデータから推定されるものであり、推定の誤差が分析対象人口集団の規模に依存することになる。その際、対象人口集団のなかの個人に対する推定誤差が独立同分布（independent and identically distribute）とは限らない。たとえば、流行病で死亡率が高い期間の誤差は全般的に大きくなりやすい（正に偏っている）と平均寿命は小さくなりやすいため、そのような死亡構造（モデル）を考慮に入れる場合には図1の（完全生命表の方法で計算される平均寿命の）誤差が一定以上の割合は大きくなる可能性がある。なお、石井（2007）は同様のアプローチ（女子人口と年齢別出生率を固定し、年齢別出生数が独立に二項分布にしたがう場合）によって、合計出生率について誤差評価を行っている。石井も指摘するように、「人口指標の性質や誤差発生要因等によって（人口指標の）精度は異なる」（p.76）ため、ベイズ推定に限らず死亡構造（モデル）についての想定を一般化した場合のふるまいなど平均寿命という指標の精度評価自体が重要な研究課題であるといえる。

時系列比較を行うためには対象とする自治体の境域を共通にする必要がある。ここでは2013年3月1日現在境域の1,858市区町村（1,707市町村，東京23特別区，2000年『市区町村生命表』作成の対象となった12政令市の128区）を対象として比較分析を行う。このため、『市区町村別生命表』が作成されてから分析の対象時点である2013年3月1日までの間に合併のあった自治体については境域を揃えるための組み替えを行った。具体的には、まず生命表生残率を計算し、男女年齢別に期首人口の旧自治体割合をウェイトとする平均的な水準に生残率を組み替えた。たとえば、男女年齢別の期首人口が100人と200人の自治体に合併があった場合、それぞれの生残率に1/3と2/3をかけて合計する。その上で、組み替えた生残率を用いて平均寿命を計算した。また、東京都三宅村については2000年と2005年の『市区町村別生命表』が作成されていないが、東京都島嶼部の自治体のものを用いて、男女・年齢別に生残率の平均的な水準を計算した。

表2では、2013年3月1日現在境域の1,858市区町村に組み替えた『市区町村別生命表』の平均寿命の分布と分布の特性値を男女別にみた。2000年から2010年の市区町村別平均寿命の中央値は男性で77.6年→78.6年→79.5年，女性で84.6年→85.7年→86.4年に推移した。平均値についても同様に伸長しており，詳細な結果は示さないが，おおむね9割以上の自治体で2000年から2010年にかけて平均寿命は一貫して伸長した。

男性について，平均寿命がもっとも短い自治体と長い自治体を見ると，2000年は大阪市にしなりく西成区（71.5年）と横浜市あおほく青葉区（80.3年）の間に8.80年（12.3%），2005年は大阪市西成区（73.1年）と横浜市青葉区（81.7年）の間に8.61年（11.8%），2010年は大阪市西成区（72.4年）と長野県まつかわむら松川村（82.2年）の間に9.74年（13.4%）の差があった。男性の平均寿命の標準偏差を平均で除した変動係数は，2000年0.0125，2005年0.0128，2010年0.0117に推移している。地域格差が縮小しているのか拡大しているのかについて一貫したパターンは見出せないものの，2005年と2010年を比較すると四分位範囲・変動係数ともに低下していることがわかる。

表2 『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部）による平均寿命の分布と特性値

	累積度数 (順位)	男			女		
		2000年	2005年	2010年	2000年	2005年	2010年
最小値	1	71.5	73.1	72.4	80.9	82.8	83.8
1%	19	74.9	75.8	77.0	82.9	84.0	84.8
5%	93	75.8	76.7	77.8	83.4	84.5	85.3
中央値	929.5	77.6	78.6	79.5	84.6	85.7	86.4
95%	1766	79.0	80.1	81.0	85.9	86.9	87.5
99%	1840	79.5	80.5	81.5	86.5	87.5	88.0
最大値	1858	80.3	81.7	82.2	89.2	89.3	89.0
レンジ		8.80	8.61	9.74	8.26	6.53	5.16
四分位範囲		1.29	1.31	1.12	0.96	0.99	0.92
平均		77.50	78.50	79.47	84.60	85.74	86.39
標準偏差		0.969	1.004	0.933	0.769	0.727	0.675
変動係数		0.0125	0.0128	0.0117	0.0091	0.0085	0.0078
市区町村数		1,858					

一方、女性について平均寿命がもっとも短い自治体と長い自治体をみると、2000年は長野県天龍村（80.9年）と沖縄県豊見城市（89.2年）の間に8.26年（10.2%）、2005年は東京都奥多摩町（82.8年）と沖縄県北中城村（89.3年）の間に6.53年（7.9%）、2010年は大阪府西成区（83.8年）と沖縄県北中城村（89.0年）の間に5.16年（6.1%）の差があった。また、平均寿命の変動係数は、2000年0.0091、2005年0.0085、2010年0.0078で推移している。女性については、レンジや変動係数でみる限り、地域較差は縮小しており、四分位範囲についても2005年から2010年にかけて縮小した。

表3には『市区町村別生命表』で平均寿命が極端に長いもしくは極端に短いようなトップ1%／ボトム1%の自治体を掲げた。すなわち、2000年から2010年の『市区町村別生命表』で平均寿命が長い順に1,858市区町村に順位をつけ、2000年から2010年の平均順位を計算し、平均順位が上位20もしくは下位20の自治体について、2000年から2010年各年の『市区町村別生命表』における順位の推移を示したものである。

表3 『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部）による平均寿命の順位（2000年から2010年）の平均が上位／下位20番目までの自治体における各年の順位の推移

A. 平均寿命が平均的に長い20自治体

	男						女					
	都道府県	市区町村	順位（長い順）				都道府県	市区町村	順位（長い順）			
			2000～10 平均	2000	2005	2010			2000～10 平均	2000	2005	2010
1	神奈川県	横浜市青葉区	3.0	1	1	7	沖縄県	北中城村	1.3	2	1	1
2	神奈川県	横浜市都筑区	9.0	9	15	3	沖縄県	豊見城市	4.0	1	4	7
3	東京都	小金井市	10.7	14	8	10	北海道	壮瞥町	5.0	4	8	3
4	東京都	目黒区	15.0	13	10	22	兵庫県	猪名川町	8.3	3	2	20
5	神奈川県	川崎市麻生区	20.3	11	2	48	熊本県	菊陽町	9.0	7	16	4
6	東京都	世田谷区	20.3	8	16	37	沖縄県	中城村	10.3	9	14	8
7	長野県	塩尻市	24.3	28	41	4	山口県	平生町	12.3	5	20	12
8	宮城県	仙台市泉区	31.3	59	11	24	沖縄県	西原町	20.0	16	15	29
9	東京都	杉並区	38.3	95	12	8	長野県	宮田村	21.0	23	6	34
10	神奈川県	横浜市金沢区	39.3	44	18	56	神奈川県	横浜市緑区	29.0	29	27	31
11	静岡県	藤枝市	41.0	24	30	69	沖縄県	北谷町	30.3	41	9	41
12	長野県	下條村	46.7	3	33	104	沖縄県	伊平屋村	33.3	37	49	14
13	愛知県	日進市	48.3	50	14	81	神奈川県	開成町	34.7	81	10	13
14	東京都	国分寺市	48.7	17	4	125	沖縄県	南風原町	39.3	8	13	97
15	熊本県	菊陽町	49.3	31	83	34	広島県	広島市佐伯区	40.3	40	28	53
16	東京都	東久留米市	49.3	67	24	57	北海道	音更町	42.0	45	23	58
17	長野県	高森町	49.7	39	99	11	神奈川県	横浜市青葉区	43.7	105	7	19
18	静岡県	浜松市	51.3	58	46	50	京都府	京都市山科区	51.3	28	102	24
19	長野県	青木村	52.0	19	112	25	熊本県	益城町	55.0	17	35	113
20	神奈川県	横浜市栄区	52.3	25	23	109	新潟県	津南町	56.3	107	41	21

平均寿命が極端に長いもしくは極端に短い自治体に地理的パターンを見出せるのかというと、市区町村のような小地域を対象とした場合には死亡の偶発的な期間変動幅が大きくなり明瞭なパターンを見出すことが難しくなる。しかしながら、男性ではたとえば横浜市青葉区は2000年と2005年はもっとも長寿、2010年は7番目に長寿な自治体であった。女性については、北中城村（2位、1位、1位）や沖縄県豊見城市（1位、4位、7位）、北海道そうべつちやう壮瞥町（4位、8位、3位）が平均的に長寿である（括弧内は2000年、2005年、2010年の順位）。逆に、大阪市西成区の寿命は男性では2000年以後一貫して顕著に短く、女性でも2010年は最も短い（2000年は下から5番目、2005年は下から4番目）。

平均は外れ値に大きく左右されるという性質を有するため、平均順位が高いもしくは低い自治体というのは3時点の順位が比較的安定的に推移してきた自治体である。それでも、表3にはたとえば女子の大阪市此花区のように2005年と2010年は下から16位と10位（下位1%未満）であるのに2000年は150位（下位8.1%）という順位の変動があった自治体が含まれている。そこで、2000年から2010年の平均寿命の順位が安定的に推移してきたのか、どの年次の順位の変化が大きかったのかをみるため、3時点の順位このはなくの標準偏差を計算し、3時点の平均順位からの差の絶対値が標準偏差より大きくなる年次を調べた（表4）。たとえば、3時点の平均寿命の標準偏差が100~200というのは、2000年から2010年の順位が平均順位の前後100~200番程度（平均順位が900位ならだいたい800~1000位）で推移して

B. 平均寿命が平均的に短い20自治体

	男						女					
	都道府県	市区町村	順位（短い順）				都道府県	市区町村	順位（短い順）			
			2000~10 平均	2000	2005	2010			2000~10 平均	2000	2005	2010
1858	大阪府	大阪市西成区	1.0	1	1	1	大阪府	大阪市西成区	3.3	5	4	1
1857	青森県	大鰐町	8.7	2	11	13	大阪府	大阪市浪速区	11.7	9	19	7
1856	青森県	田舎館村	9.3	7	6	15	千葉県	銚子市	17.3	2	18	32
1855	青森県	鱒ヶ沢町	12.0	12	3	21	大阪府	大阪市東淀川区	17.7	25	24	4
1854	青森県	黒石市	12.0	13	14	9	東京都	日の出町	26.0	18	3	57
1853	青森県	平川市	12.7	23	8	7	大阪府	大阪市平野区	33.0	16	60	23
1852	青森県	鶴田町	15.3	8	16	22	埼玉県	神川町	33.3	15	11	74
1851	青森県	中泊町	17.3	29	9	14	青森県	平内町	34.7	53	21	30
1850	大阪府	大阪市港区	19.0	6	23	28	大阪府	大阪市大正区	37.3	52	6	54
1849	青森県	板柳町	23.3	18	2	50	大阪府	大阪市港区	43.7	54	33	44
1848	神奈川県	横浜市中区	24.3	4	42	27	青森県	風間浦村	52.0	43	102	11
1847	青森県	五所川原市	26.0	32	4	42	青森県	中泊町	52.0	59	13	84
1846	高知県	室戸市	26.7	17	10	53	青森県	黒石市	54.7	13	15	136
1845	大阪府	大阪市浪速区	26.7	20	57	3	青森県	蓬田村	57.3	20	131	21
1844	青森県	野辺地町	34.0	54	17	31	大阪府	大阪市此花区	58.7	150	16	10
1843	青森県	深浦町	34.3	27	19	57	青森県	青森市	59.3	38	75	65
1842	青森県	むつ市	36.7	65	37	8	埼玉県	秩父市	61.3	73	58	53
1841	青森県	横浜町	40.0	16	36	68	福島県	浪江町	62.7	83	23	82
1840	青森県	大間町	41.0	3	21	99	高知県	室戸市	64.0	10	28	154
1839	秋田県	鹿角市	42.0	45	64	17	茨城県	神栖市	64.0	29	115	48

きたことを示す。標準偏差は平均からの距離の平均なので、平均順位からの差がたまたま同じになっていた年次がなければ、平均順位からの差の絶対値は2つが標準偏差より小さく、1つが標準偏差より大きくなる<sup>7)</sup>。したがって、3時点の平均順位からの差の絶対値が標準偏差より大きくなる年次とは、その他2時点の順位と比べて順位の変動幅が大きかった年次に対応する。

表4 『市区町村別平均寿命』（2000年、2005年、2010年）の順位の標準偏差階級別平均順位からの差が最も大きな年次

平均寿命の順位 (2000, 05, 10年) の標準偏差	平均寿命の順位（2000年、05年、10年）の平均からの差が最も大きな年次別自治体数							
	男				女			
	総数 <sup>注)</sup>	2000年	2005年	2010年	総数 <sup>注)</sup>	2000年	2005年	2010年
総数 <sup>注)</sup>	1,851	573	495	783	1,855	588	485	782
100未満	428	132	140	156	296	97	82	117
100～200	527	161	149	217	447	149	127	171
200～300	398	118	107	173	392	127	116	149
300～400	257	83	52	122	308	82	81	145
400以上	241	79	47	115	412	133	79	200

注) 2000年から2010年の3時点の平均寿命のうち2時点の値が同じ男性7自治体、女性3自治体を除く。

表4によれば、男性より女性の方が順位の期間変動は大きいですが、どちらも100～200位ほど順位が変化した自治体が多い。また、3時点の平均順位からの差の絶対値が標準偏差より大きくなる年次としては2010年が多い。さらに、3時点の順位の標準偏差が大きく、順位の変動幅が大きな自治体で、2010年の順位の平均順位からの差が標準偏差より大きくなる場合が多い。すなわち、標準偏差が100未満で比較的順位の変動幅の小さな自治体においては、どの年次についても順位の平均順位からの差が標準偏差を上回る割合は4割未満であり、相対的に小さな順位変動のなかでとくに大きな順位変化があった年次に目立った偏りはない。一方、標準偏差が400以上で比較的順位の変化が大きかった自治体においては、半分近い自治体で2010年の順位の平均順位からの差が標準偏差より大きくなっており、2000年や2005年の順位と比べ、2010年の順位が大きく変化していることがわかる。逆に2005年の順位が2000年もしくは2010年と比べてとくに大きく変化した自治体は2割未満である。2000年から2010年の『市区町村別生命表』の平均寿命の順位の変化パターンとして、2000年や2005年に対し2010年の順位が大きく変化した自治体が（2000年や2005年が特異に変化した自治体より）多いことが示唆される。

平均寿命の順位ではなく、平均寿命（水準）自体が2000年から2010年に安定的に推移してきたのかをみるために、表5では（t-5年とt年）の時系列相関係数をみた。都道府県別にみると、男性では1990年から2010年で長野県、女性では1980年から2005年で沖縄県が最長寿で、男性の1980年から2010年及び女性の1995年から2010年の青森県で寿命が最も短いなど、平均寿命には一定の地理的なパターンがある。死亡率はほとんどの自治体で一貫

7) 男性の7自治体、女性の3自治体で平均順位からの差が2時点で同じになっている。

して低下しているが、表5では都道府県単位でみた死亡水準低下のトレンドを除去するため所属都道府県の平均寿命に対する比（相対較差）を計算し、その時系列相関もみた。平均寿命が安定的に推移していれば、相対較差の平均は1で、年次によらず一定になり、時点間の差はゼロになるはずである。表6では、この平均寿命の相対較差の平均・標準偏差・変動係数を示すとともに、平均寿命の相対較差が年次間で変化していないことについて（年次間の差の平均がゼロであることを帰無仮説として）t検定を行った。

表5 『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部）による平均寿命及び平均寿命の所属都道府県値に対する相対較差（比）の時系列相関（t-5～t年）

	男	女
平均寿命		
2000～2005	0.8209	0.7250
2005～2010	0.7561	0.6369
2000～2010	0.7147	0.5838
平均寿命の相対格差		
2000～2005	0.7237	0.5712
2005～2010	0.5933	0.4605
2000～2010	0.5407	0.4070
N	1,858	

表6 『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部）による平均寿命の所属都道府県値に対する相対較差（比）の平均・標準偏差・変動係数及び年次変化についてのt検定

A. 平均寿命の相対格差の平均・標準偏差・変動係数

	男			女		
	平均	標準偏差	変動係数	平均	標準偏差	変動係数
2000年	0.9981	0.0102	0.0102	0.9993	0.0076	0.0076
2005年	0.9979	0.0096	0.0096	0.9993	0.0067	0.0067
2010年	0.9994	0.0085	0.0085	1.0001	0.0062	0.0062

B. 平均寿命の相対格差の差の有意性検定

	男		女	
	t 値	p 値	t 値	p 値
2000年-2005年	0.7946	0.4270	-0.3661	0.7144
2005年-2010年	-7.7050	0.0000	-5.2028	0.0000
2000年-2010年	-6.3231	0.0000	-4.9127	0.0000
N	1,858			

表5によれば、平均寿命の時系列相関係数は、男女とも2000～2005年がもっとも大きく、男性で0.8209、女性で0.7250であった。時点の離れた2000～2010年は相関が低くなると予測されるが、2005～2010年の相関係数は男性で0.7561、女性で0.6369であり、2000～2005年と比べて0.07～0.09ほど低くなっている。平均寿命の相対較差の時系列相関についても、男女とも2000～2005年がもっとも大きく、2005～2010年は2000～2005年と比べて0.11～0.13ほど低くなっている。

表6によれば、平均寿命の所属都道府県値に対する相対較差の平均は0.998～1.000の範囲でほとんど変化していないが、標準偏差が小さくなっており、変動係数は最近ほど小さくなっているため、平均寿命の相対較差は2000年から2010年に縮小してきた。また、平均寿命の相対較差の時点間変化についての有意性検定の結果をみると、2000年と2005年に統計的に有意な差はないが、2005年と2010年及び2000年と2010年の差は0.01%水準で統計的に有意である。これは、2000年と2005年については平均寿命の地理的なパターンは安定的に推移したが、2010年の平均寿命の地理的なパターンは特異に変化していることを示唆する。

このように平均寿命の順位からみても、平気寿命の水準及び都道県別の伸長トレンドを除去した市区町村較差からみても、2000年や2005年と比べて2010年はやや特異な時系列変化を示している。これだけでは死亡の地域構造が2000年と2005年に対し2010年にかけて変化したからなのか、2010年の『市区町村別生命表』の作成方法が変更になったからなのかはわからない。しかしながら、地域別将来人口推計では、生残率の所属都道府県値に対する相対較差が安定的に推移する（一定で推移する、もしくは一律に拡大か縮小する）ことを仮定している。相対較差は全体として縮小している（表6）にも関わらず時系列相関係数は低下しており（表5）、一律に較差が縮小しているわけではないというように相対較差の変化が一貫していないのであれば、地域人口推計の相対較差に関する仮定設定は過度の単純化かもしれない。2010年の『市区町村別生命表』が特異な変化を示すのが作成方法の違いによるのであれば、2000年・2005年と同じ手法で生命表を作成するなど比較可能性を高めた上で死亡状況の地域差を検討しなければならないだろう。

#### IV. 2005年の『市区町村別生命表』の平均寿命に死亡数の期間変動とベイズ推定の事前分布のパラメータを設定する「地域」の違いが及ぼす影響

第Ⅲ節において、『市区町村別生命表』は2000年や2005年と比べて2010年のものはやや特異な時系列変化を示しているが、死亡の地域構造が2000年・2005年から2010年にかけて変化したからなのか、2010年『市区町村別生命表』の作成方法が変更になったからなのかはわからないことを指摘した。ここでは2004～2006年（3年間）の死亡数を用い、2005年『市区町村別生命表』と2010年『市区町村別生命表』の方法で独自に生命表を作成して、作成方法の違いが及ぼす影響について考察する。

具体的には、まず2004～2006年の死亡数を用い二次医療圏に基づく「地域」（地理的に近いものを男女別にそれぞれ15万人以上になるように二次医療圏を組み合わせたもの）でベイズ推定の事前分布のパラメータを設定した公式の『市区町村別生命表（2005年）』の再現を試みる。そして、この『市区町村別生命表（2005年）』の手法で作成した生命表の平均寿命をレファレンスとして、以下の4つの異なる手法で作成した2005年の市区町村別生命表の平均寿命と比較する。まず、分子の死亡数を2005年のものにし都道府県単位（東京23特別区については特別区部単位、政令市の区については政令市単位）にベイズ推定の事前分布のパラメータを設定する公式の『市区町村別生命表（2010年）』と同じ手法で生

命表を作成する<sup>8)</sup>。これに加えて、2005年の死亡数に替えて2004年と2006年の死亡数を用いる場合の市区町村別生命表を作成して、死亡数の期間変動の影響を定量化する。最後に、事前分布のパラメータを設定する「地域」の違いが市区町村レベルの平均寿命に及ぼす影響をみるため、死亡確率推定の際に2004～2006年の死亡数を用い、『市区町村別生命表(2010年)』と同じ方法で都道府県単位に事前分布のパラメータを設定する市区町村別生命表も作成した。作成する生命表の5つの種類(A～E)を列挙すると次の通りである。

- A. 2004～2006年の死亡数を用い、事前分布は二次医療圏に基づく「地域」で設定
- B. 2005年の死亡数を用い、事前分布は都道府県単位に設定
- C. 2004年の死亡数を用い、事前分布は都道府県単位に設定
- D. 2006年の死亡数を用い、事前分布は都道府県単位に設定
- E. 2004～2006年の死亡数を用い、事前分布は都道府県単位に設定

いずれのケースについても、作成の対象とする市区町村の境域は2006年12月31日現在の1,965市区町村で、1,804市町村(静岡市・堺市を含む)及び東京23特別区、静岡市・堺市を除く13政令市の138区とした。なお、公式の『市区町村別生命表(2005年)』では東京都三宅村は作成の対象外となっているが、ここでは他の市区町村と同様、機械的に作成して比較の対象に含めた。

このように作成した5つの種類(A～E)の市区町村別生命表の平均寿命について、その水準及び順位について多面的な評価を行う。以下、順に結果の概略を紹介するが、まずA(レファレンス)と公式の『市区町村別生命表(2005年)』の比較の結果をまとめる(表7～表9、文末参考表3は後掲する)。なお、公式との比較は東京都三宅村を除く1,964市区町村を対象に行った。

公式の『市区町村別生命表(2005年)』と同じ方法で独自に作成したA(レファレンス)と公式の平均寿命を比較すると、年央人口よりも死亡数が多い年齢階級がある等のごく一部の自治体を除いて、男女とも目立った差は生じていない。まず、A(レファレンス)と公式の平均寿命の分布については、標準偏差以外の差は生じていない(表7)。相関係数は男性で1.0000、女性で0.9999であり、ほぼ完全に一致していると見てよいだろう。平均寿命に±0.15より大きな差が生じる自治体は、男女とも年央人口よりも死亡数が多い年齢階級がある鹿児島県としまむら十島村と三島村及び女子の高知県みしまむら大川村のみで、±0.05より大きな差が生じる自治体は男性で6つ、女性で9つ(1,964自治体の0.5%未満)に過ぎない。いずれも95歳以上人口がゼロなど極端に少ない自治体である。その他全体の99.5%の自治体では平均寿命の差は0.5未満であり、5%水準で統計的に有意な差は生じていない(表8)。また、平均寿命の差を人口規模別にみると(表8)、総人口規模が10,000人を超える自治体では平均寿命に1%水準で統計的に有意な差が生じている(公式の平均寿命の方が大き

8) 分子の死亡数を2005年の1年間のものにする場合、1歳以上死亡率の分母の中央人口は『市区町村別生命表(2005年)』の作成に用いるのと同じものを用いた。0歳死亡率の分母については『市区町村別生命表(2010年)』と同じで、死亡と同年次及び前年の出生数の平均を用いる。また、事前分布の分散については『市区町村別生命表(2010年)』と同じで、各都道府県内の死亡率の標準偏差と平均から計算される変動係数を用い算出した。2004年と2006年の死亡数を用いる場合も同様にした。

い) が、これらにおいても標準偏差は極端に小さく、差の99.9%信頼区間は-0.000~0.001の範囲にあり、ごく一部の自治体における外れ値(平均寿命0.01~0.06年程度の差)によるものと考えられる(10,000人以上150,000人未満の結果表は割愛)。平均寿命の順位及び順位の差についても同様で(文末参考表3, 表9), 平均寿命の順位の差が100番を超えるのは鹿児島県十島村と三島村及び女子の高知県大川村のみで、±20番より大きな差が生じる自治体は男性で21つ、女性で17つ(1,964自治体の1%程)に過ぎない。これらの自治体の平均寿命は中央値に近く、僅かな平均寿命の差が順位を大きく変えるような自治体がほとんどである。平均寿命が極端に長いもしくは極端に短いような自治体においては順位の差はあっても1位である(文末参考表3)。人口規模階級別にみても、10,000人以下は鹿児島県十島村や鹿児島県三島村が含まれるため分散が大きくなるが、人口規模が10,000人を超える自治体では分布に目立った差は生じておらず、人口規模階級別にみても平均寿命の順位の差は統計的に有意でない(表9)。

次に、作成した5つの種類(A~E)の市区町村別生命表の平均寿命を比較する。分析結果には、男女間で質的に大きな差はないので、以下の結果の紹介では男性を中心に取り上げる。まず、男性の平均寿命の分布とその特性値についてみると、中央値・平均値ともC(2004年死亡)、D(2006年死亡)、E(2004~2006年死亡・県単位事前分布)、A(レファレンス)、B(2005年死亡)の順に大きくなっている(表7)。分布の散らばりについては、四分位範囲・標準偏差・変動係数ともにC, A, B, D, Eの順に大きい。したがって、平均寿命の最も長い(したがって死亡率の最も低い)Cで散らばりは最も大きく、2005年と2006年の1年間の死亡数を用いて都道府県単位で事前分布を設定するBとDは2004~2006年の3年間の死亡数を用いて二次医療圏に基づく「地域」で事前分布を設定するAよりも散らばりが小さくなっている。事前分布を同じ都道府県単位で設定し、3年分の死亡数を用いるEが1年分の死亡数を用いるB~Dと比べて散らばりが小さくなっているのは期待通りである。また、Aとの相関係数をみると、Eが最も高く0.95程度で、B~Dは0.82~0.85程度であり、分子に同じ2004~2006年の3年間の死亡数を用いるものがこの間の1年間の死亡数を用いるものよりも高い相関を有する<sup>9)</sup>。したがって、(二次医療圏に基づく「地域」)より広範囲の都道府県単位で事前分布を設定することには利点と欠点があり、BやDの散らばりはAよりも小さくおさえられている(利点)が、逆に言えば(3年間の平均的な死亡数を用いることで識別できる可能性のある)小地域の局所的な変動を都道府県単位に不必要に平滑している(over-smoothing)可能性もある(欠点)。なお、CとBのAとの相関係数は0.83と0.85であり地域差は一定の時系列相関を有するが、CとBの平均の差は0.35年であるのに対し、CとBの標準偏差は1.057と0.963でいずれも平均の差の約3倍の大きさになっており、隣り合った年次に生ずる平均的な期間変動よりはるかに大きな地域差が各年にあることが示唆される。

男性の平均寿命のA(レファレンス)からの差の分布とその特性値についてみると

9) 1年間の死亡数を用いるものは平均的な死亡状況を反映しているのではなく各年の偶発的な期間変動を含むため。

表7 市区町村別平均寿命の分布と特性値：市区町村別生命表作成方法（死亡データの期間と事前分布を設定する地域）の比較

男女/ 生命表作成方法	男						女						累積度数 (A~E) (順位)		
	A	B	C	D	E	公式	A	B	C	D	E	公式			
死亡データ	2004~2006	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	2004~2006	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006			
事前分布の地域	2次医療圏		都道府県・特別区・政令市				2次医療圏		2次医療圏				都道府県・特別区・政令市		2次医療圏
最小値	73.1	73.1	73.4	72.4	73.3	73.1	82.8	81.8	80.1	78.6	83.5	82.8	1		
1%	75.8	75.5	75.8	76.1	76.1	75.8	84.0	83.7	84.2	83.8	84.4	84.0	20		
5%	76.8	76.6	76.9	76.9	77.2	76.8	84.5	84.5	84.8	84.5	84.8	84.5	99		
中央値	78.6	78.5	78.9	78.7	78.6	78.6	85.8	85.7	86.1	85.7	85.8	85.7	983		
95%	80.1	79.8	80.3	80.1	79.9	80.1	86.9	86.9	87.4	86.9	86.8	86.9	1867		
99%	80.5	80.4	81.0	80.7	80.4	80.5	87.5	87.6	88.2	87.4	87.4	87.5	1946		
最大値	81.7	81.6	82.7	81.4	81.7	81.7	89.3	90.8	90.7	88.8	89.3	89.3	1965		
レンジ	8.61	8.48	9.32	9.08	8.37	8.61	6.53	8.98	10.61	10.20	5.83	6.53			
四分位範囲	1.31	1.18	1.35	1.17	1.13	1.31	0.982	0.981	1.00	0.94	0.81	0.98			
平均	78.51	78.45	78.79	78.62	78.60	78.51	85.74	85.67	86.12	85.67	85.79	85.74			
標準偏差	0.998	0.963	1.057	0.960	0.880	0.999	0.729	0.780	0.824	0.756	0.623	0.728			
変動係数	0.0127	0.0123	0.0134	0.0122	0.0112	0.0127	0.0085	0.0091	0.0096	0.0088	0.0073	0.0085			
Aとの相関係数	-	0.8455	0.8299	0.8234	0.9445	1.0000	-	0.7908	0.7732	0.7926	0.9397	0.9999			
市区町村数	1,965					1,964	1,965					1,964			

(表8), 中央値・平均値ともにC(2004年死亡), D(2006年死亡), E(2004~2006年死亡・県単位事前分布), B(2005年死亡)の順に大きくなっており, 平均寿命の平均値・中央値が大きな順と整合的である。平均値の99.9%信頼区間をみると, C>D>Bの信頼区間は互いに分離されていて, 平均寿命の差はおおむね相互に0.1%水準で統計的に有意であることがわかる。B~Eの平均寿命のAからの差の散らばりについては, B~Dの四分位範囲が0.66~0.70年であり, 死亡数の期間変動及び事前分布を設定する「地域」の違いによって, 平均寿命が約0.7年以上変化する自治体数は1,965の半分であることがわかる。また, Eの平均寿命のAからの差の四分位範囲は0.31年程, 95~5%範囲は1.12年程度であり, 同じ2004~2006年の死亡数を用いても事前分布を設定する「地域」の設定方法は1割を超える自治体で平均寿命に1年以上の差を生じさせている。なお, B~Dの平均寿命のEからの差の四分位範囲は0.54~0.56年(文末参考表1)でAと比較する場合よりやや狭いものの, Aと比較したB~Dの平均寿命の差である0.7年の多くは死亡数の期間変動に起因すると考えられる。

男性の平均寿命のAからの差の分布にこのような差が生じるのは, 生命表の作成方法の違いが人口規模の小さな自治体で相対的に大きな変化を及ぼすからである。表8によると, 総人口規模が15万人以上の自治体において, Eの平均寿命のAからの差の四分位範囲は0.12年であるが, B~Dの平均寿命のAからの差の四分位範囲は0.39~0.47年(表8), B~Dの平均寿命のEからの差の四分位範囲は0.32~0.38年(文末参考表1)であり, B~DはAとEのどちらと比べても(AとEの差の)約3倍以上の四分位範囲になっている。一方, 1万人以下の自治体については, Eの平均寿命のAからの差の四分位範囲

が0.53年、B～Dの平均寿命のAからの差の四分位範囲は0.80～0.94年（表8）、B～Dの平均寿命のEからの差の四分位範囲は0.56～0.62年（文末参考表1）であり、B～Dの四分位範囲はAとEのどちらと比べても（AとEの差の）2倍未満の四分位範囲で、かつAと比べるよりEと比べる方が四分位範囲は狭い。人口規模が小さくなるとB～DとA及びEとの差（死亡数の期間変動の影響）の四分位範囲についても、AとEの差（事前分布の設定方法の影響）の四分位範囲も広がっており死亡率の推定が不安定になるのは明らかだが、2004～2006年3年間の死亡数を用いる場合でも事前分布をより広い範囲の地域に設定することで精度は向上する可能性を示唆する（EとB～Dの差（事前分布を都道府県単位に設定する場合の期間変動）とAとB～Dの差（期間変動に加えて「地域」単位に事前分布を設定するAはEより散らばりが大きい）の比較）。逆に言えば、15万人以上のような一定の人口規模がある自治体で3年間の死亡数を用いる場合には、事前分布を都道府県単位のように大きく設定することは分散を低減させる効果より過剰な平滑で誤差を生じさせる問題の方が深刻になるのかも知れない。分散と誤差のトレードオフの観点から最適なリスク人口の規模を検討することは重要な課題であろう。

最後に市区町村別生命表の作成方法が平均寿命の順位に及ぼす影響を検討する（表9）。男性の場合、B～Dの平均寿命の順位のAからの差の四分位範囲は347～366位であり、死亡数の期間変動及び事前分布を設定する「地域」の違いは1,965の半分の自治体で平均寿命の順位を約350位以上（すなわち1,965自治体の分布の20%程）変化させる。これは、Eの平均寿命の順位のAからの差の四分位範囲179位と比べて2倍近く大きい。B～Dの平均寿命の順位のEからの差の四分位範囲は304～311位（文末参考表2）でAと比較する場合よりやや狭いものの、半分の自治体で平均寿命の順位を300位以上変化させる。死亡数の期間変動が平均寿命に及ぼす影響は、平均的には0.35年、四分位範囲が約0.7年程であっても、半分の自治体のランクをおおむね20%以上上昇もしくは低下させる（多くの自治体が平均寿命の中央値周辺に分布するため）。

男性の平均寿命の順位のAからの差の分布にこのような変化が生じるのは、作成方法の違いが人口規模の小さな自治体で相対的に大きな変化を及ぼすからである。表9から総人口規模が15万人以上の自治体について、Eの平均寿命の順位のAからの差の四分位範囲は86位であるが、B～Dの平均寿命の順位のAからの差の四分位範囲は182～245位（表9）、B～Dの平均寿命のEからの差の四分位範囲は179～218位（文末参考表2）であり、B～DはAとEどちらと比べても（AとEの差の）約2倍以上の四分位範囲になっている。一方、1万人以下の自治体については、Eの平均寿命のAからの差の四分位範囲が255位、B～Dの平均寿命のAからの差の四分位範囲は389～487位、B～Dの平均寿命のEからの差の四分位範囲は339～351位（文末参考表2）であり、B～DのAからの差の四分位範囲は（AとEの差の）約1.5～1.9倍、B～DのEからの差の四分位範囲は（AとEの差の）1.4倍未満で、Aと比べるよりEと比べる方が四分位範囲は狭い。人口規模が小さくなるとB～DとA及びEとの差（死亡数の期間変動の影響）の四分位範囲も、AとEの差（事前分布の設定方法の影響）の四分位範囲も顕著に広がっており順

表8 人口規模階級別 市区町村別平均寿命のA（レファレンス）からの差の分布の特性値、  
差の平均の99.9%信頼区間及び有意性検定：市区町村別生命表作成方法（死亡データ  
の期間と事前分布を設定する地域）の比較

男女/ 生命表作成方法	男					女					累積度数 (A~E) (順位)
	B	C	D	E	公式	B	C	D	E	公式	
死亡データ	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	
事前分布の地域	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	
人口規模=総数											
最小値	-2.38	-2.05	-4.24	-1.32	-0.08	-3.03	-4.28	-5.25	-1.12	-0.17	1
5%	-0.91	-0.64	-0.77	-0.37	-0.01	-0.82	-0.43	-0.79	-0.29	-0.00	99
中央値	-0.10	0.26	0.10	0.02	0.00	-0.09	0.36	-0.08	0.00	0.00	983
95%	0.92	1.34	1.05	0.75	0.00	0.72	1.24	0.71	0.53	0.00	1867
最大値	1.94	3.67	2.84	1.98	0.17	3.07	3.17	1.62	1.56	0.30	1965
レンジ	4.316	5.720	7.081	3.295	0.255	6.100	7.459	6.871	2.685	0.468	
四分位範囲	0.662	0.698	0.695	0.313	0.001	0.586	0.612	0.564	0.225	0.000	
平均	-0.065	0.282	0.107	0.093	0.000	-0.067	0.378	-0.075	0.047	0.000	
標準偏差	0.546	0.602	0.583	0.334	0.008	0.490	0.531	0.479	0.257	0.011	
99.9%信頼区間											
下限	-0.105	0.237	0.064	0.068	-0.000	-0.103	0.338	-0.111	0.028	-0.000	
上限	-0.024	0.327	0.151	0.118	0.001	-0.031	0.417	-0.039	0.067	0.001	
Aとの差の検定											
t値	-5.24	20.76	8.17	12.33	1.72	-6.06	31.55	-6.94	8.18	1.66	
p値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.086	0.000	0.000	0.000	0.000	0.097	
市区町村数	1,965				1,964	1,965				1,964	
10,000人以下											
最小値	-2.38	-2.05	-4.24	-0.78	-0.08	-3.03	-4.28	-5.25	-0.73	-0.17	1
5%	-0.94	-0.82	-0.90	-0.43	-0.02	-0.85	-0.62	-0.88	-0.36	-0.01	26
中央値	0.02	0.30	0.26	0.10	0.00	-0.03	0.34	-0.02	0.03	0.00	254
95%	1.13	1.62	1.37	1.05	0.01	0.97	1.40	0.95	0.79	0.00	482
最大値	1.88	2.70	2.84	1.98	0.17	2.08	3.17	1.62	1.56	0.30	507
レンジ	4.257	4.744	7.081	2.761	0.255	5.112	7.459	6.871	2.294	0.468	
四分位範囲	0.801	0.939	0.853	0.529	0.001	0.781	0.742	0.623	0.345	0.000	
平均	0.056	0.327	0.227	0.210	-0.000	-0.009	0.368	-0.014	0.105	0.000	
標準偏差	0.641	0.751	0.760	0.441	0.015	0.587	0.667	0.592	0.352	0.022	
99.9%信頼区間											
下限	-0.038	0.217	0.115	0.145	-0.002	-0.095	0.270	-0.101	0.053	-0.003	
上限	0.150	0.438	0.338	0.275	0.002	0.077	0.466	0.073	0.157	0.004	
Aとの差の検定											
t値	1.96	9.81	6.71	10.74	-0.40	-0.34	12.42	-0.53	6.71	0.42	
p値	0.050	0.000	0.000	0.000	0.690	0.735	0.000	0.596	0.000	0.673	
市区町村数	507				506	507				506	
150,000人以上											
最小値	-1.21	-0.81	-0.93	-0.37	-0.01	-0.93	-0.58	-1.05	-0.41	-0.01	1
5%	-0.72	-0.40	-0.59	-0.21	-0.00	-0.66	-0.05	-0.73	-0.22	-0.00	12
中央値	-0.22	0.24	-0.09	-0.02	0.00	-0.12	0.34	-0.21	-0.01	0.00	114
95%	0.36	0.84	0.54	0.15	0.00	0.42	0.93	0.37	0.17	0.00	216
最大値	1.31	1.73	1.56	0.45	0.03	1.03	1.36	0.77	0.40	0.00	227
レンジ	2.527	2.536	2.497	0.822	0.038	1.960	1.945	1.821	0.807	0.012	
四分位範囲	0.426	0.388	0.467	0.121	0.000	0.365	0.441	0.427	0.091	0.000	
平均	-0.202	0.256	-0.066	-0.019	0.001	-0.122	0.376	-0.193	-0.015	0.000	
標準偏差	0.354	0.385	0.379	0.111	0.003	0.316	0.341	0.334	0.113	0.001	
99.9%信頼区間											
下限	-0.280	0.171	-0.150	-0.043	-0.000	-0.192	0.301	-0.267	-0.040	0.000	
上限	-0.123	0.342	0.018	0.006	0.001	-0.053	0.452	-0.119	0.010	0.001	
Aとの差の検定											
t値	-8.57	10.04	-2.62	-2.55	3.06	-5.84	16.63	-8.72	-2.00	5.13	
p値	0.000	0.000	0.009	0.012	0.002	0.000	0.000	0.000	0.047	0.000	
市区町村数	227				227	227				227	

位変動は不安定になっている。これは、平均寿命の差についての比較と同様に、2004～2006年3年間の死亡数を用いる場合でも事前分布をより広範囲に設定することで精度を向上させることができる可能性を示唆する。ここでも、分散と誤差のトレードオフの観点から最適なリスク人口の規模を検討することは重要な課題であろう。

## V. まとめ

本稿では、まず死亡率の推定及びその帰結としての平均寿命の推定は小地域では不安定にならざるをえないことを、2010年の全国日本人人口の男女年齢割合と男女年齢別死亡構造を前提としたシミュレーション分析を通じて指摘した。すなわち、95%は平均寿命が真の値から0.1年ずれることはないという精度を5歳階級で3年間の平均的な死亡率を用いることで確保するには総人口規模が80万～90万人程度あればよいが、同じ精度を5歳階級（で1年間）の死亡率を用いることで確保するには総人口規模が240万～270万人程度必要になる。このため、市区町村のような小地域ではほとんどの自治体で隣り合った年齢や年次に観察される死亡状況の情報を援用するだけでなく別の手法を併用する必要があることなどを指摘した。

そして、2000年から2010年国勢調査に基づく公式の『市区町村別生命表』について、作成時点の自治体境域を比較可能な境域に組み替えた上で、全国の自治体の2000～2010年の男女平均寿命のパターンについて分析した。その結果、平均寿命の市区町村順位からみても、平均寿命の水準及び都道府県別の伸長トレンドを除去した市区町村較差からみても、2000年や2005年と比べて2010年はやや特異な（時系列）変化をしている（自治体が多い）ことを示した。この背後には、2000年・2005年から2010年にかけて死亡の地域構造が変化した可能性もあるが、2000年と2005年の『市区町村別生命表』が国勢調査の前後3年間の死亡数の平均的な水準を用い二次医療圏に基づく「地域」（地理的に近いものを男女別にそれぞれ15万人以上になるように組み合わせたもの）で事前分布のパラメータを設定しているのに対し、2010年の『市区町村別生命表』は1年分の死亡を用いて都道府県単位（特別区・政令市の区については特別区部・政令市単位）に事前分布のパラメータを設定しているという作成方法の違いが影響を及ぼす可能性について検討する必要があることを指摘した。

2000年と2005年の『市区町村別生命表』と比べて2010年のものが特異な変化をしていることについて、2000年・2005年から2010年にかけての死亡の地域構造の変化ではなく、作成方法の違いがどのような影響を及ぼすのかについて検討するため、2004～2006年（3年間）の死亡数を用いて以下の5つの方法で市区町村別生命表を作成した。とくに、人口規模の小さな自治体で死亡率推定が不安定になりやすくベイズ推定の手法の違いの影響が生じやすいことに留意しながら、平均寿命の水準及び順位について多面的に比較分析した。第1の方法は2004～2006年の3年間の死亡数を用い二次医療圏に基づく「地域」でベイズ推定の事前分布のパラメータを設定するもので、公式の『市区町村別生命表（2005年）』

表9 人口規模階級別市区町村別平均寿命の順位のA（レファレンス）からの差の分布の特性値、差の平均の99.9%信頼区間及び有意性検定：市区町村別生命表作成方法（死亡データの期間と事前分布を設定する地域）の比較

男女/ 生命表作成方法	男					女					累積度数 (A~E) (順位)
	B	C	D	E	公式	B	C	D	E	公式	
死亡データ	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	
事前分布の地域	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	
人口規模=総数											
最小値	-1303	-1511	-1412	-990	-150	-1595	-1724	-1487	-1345	-293	1
5%	-603.0	-646.0	-563.0	-371.0	-3.0	-673.0	-645.0	-624.0	-366.0	-2.0	99
中央値	9.0	12.0	3.0	16.0	0.0	11.0	9.0	3.0	4.0	0.0	983
95%	523.0	527.0	551.0	284.0	4.0	617.0	631.0	554.0	283.0	3.0	1867
最大値	1101	1387	1577	836	59	1415	1699	1255	973	158	1965
レンジ	2404	2898	2989	1826	209	3010	3423	2742	2318	451	
四分位範囲	347.0	356.0	366.0	179.0	2.0	406.0	419.0	399.0	174.0	2.0	
平均	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	
標準偏差	326.8	343.0	332.5	194.0	6.2	377.0	381.1	366.9	196.4	10.4	
99.9%信頼区間											
下限	-24.3	-25.5	24.7	-14.4	-0.5	28.0	-28.3	-27.3	-14.6	-0.8	
上限	24.3	25.5	24.7	14.4	0.5	28.0	28.3	27.3	14.6	0.8	
Aとの差の検定 t値	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	
p値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
市区町村数	1,965				1,964	1,965				1,964	
10,000人以下											
最小値	-1303	-1511	-1412	-990	-150	-1595	-1724	-1487	-1345	-293	1
5%	-788.0	-734.0	-748.0	-537.0	-5.0	-841.0	-807.0	-880.0	-561.0	-2.0	26
中央値	-41.0	2.0	-61.0	-9.0	0.0	-11.0	17.0	-36.0	-18.0	0.0	254
95%	486.0	567.0	583.0	295.0	9.0	676.0	716.0	699.0	308.0	5.0	482
最大値	1095	1323	1577	689	59	1217	1699	1255	674	158	507
レンジ	2398	2834	2989	1679	209	2812	3423	2742	2019	451	
四分位範囲	389.0	483.0	487.0	255.0	2.0	528.0	511.0	461.0	265.0	2.0	
平均	-73.2	-34.8	-74.3	-46.8	0.3	-50.7	-9.9	-52.9	-51.1	-0.3	
標準偏差	368.5	409.6	390.1	251.6	11.5	435.9	451.1	438.8	263.9	20.2	
99.9%信頼区間											
下限	-127.4	-95.0	-131.7	-83.8	-1.4	-114.7	-76.2	-117.4	-89.9	-3.2	
上限	-19.1	25.4	-17.0	-9.8	2.0	13.4	56.4	11.6	-12.3	2.7	
Aとの差の検定 t値	-4.47	-1.91	-4.29	-4.19	0.58	-2.62	-0.50	-2.71	-4.36	-0.30	
p値	0.000	0.056	0.000	0.000	0.559	0.009	0.620	0.007	0.000	0.764	
市区町村数	507				506	507				506	
150,000人以上											
最小値	-983	-991	-1059	-330	-24	-823	-784	-524	-269	-5	1
5%	-293.0	-283.0	-284.0	-56.0	-3.0	-336.0	-496.0	-375.0	-83.0	-3.0	12
中央値	50.0	21.0	75.0	25.0	0.0	27.0	23.0	101.0	23.0	0.0	114
95%	431.0	359.0	404.0	150.0	3.0	493.0	372.0	530.0	209.0	3.0	216
最大値	658	822	704	333	6	771	866	936	396	11	227
レンジ	1641	1813	1763	663	30	1594	1650	1460	665	16	
四分位範囲	195.0	182.0	245.0	86.0	2.0	283.0	345.0	328.0	121.0	2.0	
平均	56.8	20.4	77.0	33.8	-0.2	46.8	3.8	105.1	37.4	0.1	
標準偏差	216.2	232.6	227.0	72.0	2.5	250.6	270.0	267.8	94.6	1.7	
99.9%信頼区間											
下限	9.0	-31.1	26.8	17.9	-0.7	-8.7	-55.9	45.9	16.4	-0.3	
上限	104.7	71.9	127.3	49.8	0.4	102.2	63.6	164.4	58.3	0.5	
Aとの差の検定 t値	3.96	1.32	5.11	7.08	-1.20	2.81	0.21	5.92	5.95	0.73	
p値	0.000	0.188	0.000	0.000	0.231	0.005	0.831	0.000	0.000	0.466	
市区町村数	227				227	227				227	

の手法を再現したものである（この手法を A（レファレンス）と呼ぶ）。第 2 の方法は 2005 年の 1 年間の死亡数を用い都道府県単位にベイズ推定の事前分布のパラメータを設定するもので、公式の『市区町村別生命表（2010 年）』の手法を 2005 年に適用したものである（B（2005 年死亡，県単位事前分布））。さらに，死亡数の期間変動及び事前分布のパラメータを設定する「地域」の違いの影響を定量化するため，第 2 の手法と同じ事前分布の設定方法，リスク人口を用い，死亡率推定の分子に用いる死亡数を 2004 年にする場合（C（2004 年死亡，県単位事前分布）），2006 年にする場合（D（2006 年死亡，県単位事前分布）），2004～2006 年にする場合（E（2004～2006 年死亡，県単位事前分布））の方法による市区町村別生命表を作成した。すなわち，B～D によって死亡数の（前後 3 年間の隣り合った年次の）期間変動が及ぼす影響を定量化し，A と E の比較で事前分布のパラメータの設定方法の違いが及ぼす影響を検討した。

分析の結果，B～D の平均寿命の A と E からの差の四分位範囲は 0.54～0.70 年で，分析対象とした 1,965 自治体の半分で死亡数の期間変動（及び事前分布を設定する「地域」の違い）は平均寿命に 0.5 年以上の差を生じさせていた（表 8，参考表 1）。また，A と E を比較したところ，同じ 2004～2006 年の 3 年間の死亡数を用いても事前分布を設定する「地域」の違いは半数の自治体で平均寿命を 0.3 年以上変化させ，1 割を超える自治体で平均寿命に 1 年以上の差を生じさせていた。そして，期間変動や事前分布を設定する「地域」の違いによる平均寿命の変化は人口規模が小さな自治体でより顕著であり，人口規模が小さな自治体では死亡の期間変動によって死亡率推定が不安定になり平均寿命の散らばりが大きくなるだけでなく，2004～2006 年 3 年間の死亡数を用いる場合でも人口規模のより大きな「地域」で事前分布を設定することで精度が向上する可能性が示唆された。一方で，より広範な「地域」で事前分布を設定することには，このような小地域での散らばりを軽減することで精度を向上できる可能性があるという利点とともに，小地域の（地理的に）局所的なパターンを不必要に平滑する（over-smoothing）可能性があるという欠点もあった。分散と誤差のトレードオフ（variance-bias trade-off）の観点から最適なりリスク人口の規模を検討することは重要な課題である。

『市区町村別生命表』の作成方法の変化は 2000 年・2005 年から 2010 年にかけての市区町村別平均寿命の変化に少なからず影響を及ぼしていた。地域別将来人口推計は生残率の所属都道府県値に対する相対較差が安定的に推移する（一定で推移する，もしくは一律に拡大か縮小する）ことを仮定する。相対較差は全体として縮小している（表 6）にも関わらず時系列相関係数は低下しており（表 5），一律に較差が縮小しているわけではないというように，相対較差の変化が一貫していないのであれば地域人口推計の相対較差に関する仮定設定は不適切かもしれない。2010 年の『市区町村別生命表』が特異な変化を示すのが作成方法の違いという人為的な事情による側面があるため，2010 年について 2000 年・2005 年と同じ手法で生命表を作成するなど比較可能性を高めた上で死亡の状況の地域差を検討することが必要になる。

## 謝辞

本稿執筆にあたり、匿名査読者、日本人口学会第69回大会（2017年）自由論題Cセッション参加者ならびに科研費プロジェクト「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）」と将来人口推計プロジェクトのメンバー各位、とりわけ国立社会保障・人口問題研究所石井太人口構造研究部長からは複数回にわたり貴重なコメントをいただいた。心より感謝を申し上げたい。言うまでもなく、残された誤謬は筆者の責任である。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））「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究（研究代表者石井太、課題番号（H26-政策-一般-004）」、及び、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（研究代表者石井太、課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

（2018年1月9日査読終了）

参考表 1 人口規模階級別市区町村別平均寿命の E (2004~2006年の死亡数を用い都道府県単位に事前分布を設定する場合) に対する差の分布の特性値, 差の平均の99.9%信頼区間及び有意性検定: 市区町村別生命表作成方法(死亡データの期間と事前分布を設定する地域) の比較

男女/ 生命表作成方法	男					女					累積度数 (A~E) (順位)	
	B	C	D	A	公式	B	C	D	A	公式		
死亡データ	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006		
事前分布の地域	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏		
人口規模=総数												
最小値	-3.14	-2.44	-5.52	-1.98	-1.96	-3.03	-4.97	-6.81	-1.56	-1.56	1	
5%	-0.86	-0.62	-0.70	-0.75	-0.75	-0.80	-0.44	-0.81	-0.53	-0.53	99	
中央値	-0.16	0.21	0.02	-0.02	-0.02	-0.11	0.33	-0.11	-0.00	-0.00	983	
95%	0.59	0.97	0.73	0.37	0.37	0.56	1.06	0.52	0.29	0.29	1867	
最大値	1.64	3.47	1.95	1.32	1.32	3.49	2.47	1.46	1.12	1.12	1965	
レンジ	4.782	5.906	7.474	3.295	3.277	6.519	7.445	8.268	2.685	2.684		
四分位範囲	0.541	0.562	0.549	0.313	0.315	0.481	0.547	0.495	0.225	0.226		
平均	-0.157	0.189	0.015	-0.093	-0.092	-0.114	0.330	-0.122	-0.047	-0.046		
標準偏差	0.461	0.509	0.504	0.334	0.334	0.444	0.498	0.443	0.257	0.256		
99.9%信頼区間												
下限	-0.192	0.151	-0.023	-0.118	-0.117	-0.147	0.293	-0.155	-0.067	-0.065		
上限	-0.123	0.227	0.052	-0.068	-0.067	-0.081	0.367	-0.089	-0.028	-0.027		
Aとの差の検定												
t値	-15.13	16.47	1.28	-12.33	-12.22	-11.42	29.41	-12.25	-8.18	-8.03		
p値	0.000	0.000	0.200	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		
市区町村数	1,965					1,964	1,965					1,964
10,000人以下												
最小値	-3.14	-2.44	-5.52	-1.98	-1.96	-3.03	-4.97	-6.81	-1.56	-1.56	1	
5%	-1.09	-0.88	-0.91	-1.05	-1.07	-0.97	-0.66	-0.86	-0.79	-0.79	26	
中央値	-0.11	0.15	0.09	-0.10	-0.11	-0.07	0.31	-0.06	-0.03	-0.03	254	
95%	0.63	1.03	0.81	0.43	0.40	0.67	1.14	0.55	0.36	0.37	482	
最大値	1.17	2.11	1.90	0.78	0.81	1.95	2.15	1.46	0.73	0.73	507	
レンジ	4.309	4.554	7.419	2.761	2.768	4.976	7.118	8.268	2.294	2.294		
四分位範囲	0.592	0.618	0.564	0.529	0.525	0.556	0.608	0.505	0.345	0.343		
平均	-0.154	0.117	0.016	-0.210	-0.209	-0.114	0.263	-0.119	-0.105	-0.102		
標準偏差	0.556	0.615	0.692	0.441	0.441	0.531	0.612	0.554	0.352	0.351		
99.9%信頼区間												
下限	-0.236	0.027	-0.085	-0.275	-0.274	-0.192	0.173	-0.200	-0.157	-0.154		
上限	-0.073	0.207	0.118	-0.145	-0.144	-0.036	0.353	-0.037	-0.053	-0.051		
Aとの差の検定												
t値	-6.25	4.28	0.53	-10.74	-10.67	-4.83	9.67	-4.83	-6.71	-6.57		
p値	0.000	0.000	0.595	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		
市区町村数	507					506	507					506
150,000人以上												
最小値	-0.86	-0.79	-0.91	-0.45	-0.46	-0.78	-0.56	-1.02	-0.40	-0.40	1	
5%	-0.62	-0.31	-0.55	-0.15	-0.15	-0.53	-0.01	-0.61	-0.17	-0.17	12	
中央値	-0.20	0.27	-0.08	0.02	0.02	-0.12	0.35	-0.20	0.01	0.01	114	
95%	0.37	0.84	0.48	0.21	0.21	0.34	0.94	0.34	0.22	0.22	216	
最大値	1.23	1.65	1.48	0.37	0.37	0.63	1.40	0.66	0.41	0.41	227	
レンジ	2.097	2.435	2.392	0.822	0.824	1.412	1.953	1.678	0.807	0.806		
四分位範囲	0.324	0.365	0.377	0.121	0.124	0.327	0.415	0.361	0.091	0.091		
平均	-0.183	0.275	-0.047	0.019	0.019	-0.108	0.391	-0.178	0.015	0.015		
標準偏差	0.307	0.345	0.334	0.111	0.112	0.263	0.311	0.289	0.113	0.113		
99.9%信頼区間												
下限	-0.251	0.199	-0.121	-0.006	-0.005	-0.166	0.322	-0.242	-0.010	-0.010		
上限	-0.115	0.351	0.027	0.043	0.044	-0.049	0.460	-0.114	0.040	0.040		
Aとの差の検定												
t値	-8.97	12.03	-2.12	2.55	2.61	-6.16	18.94	-9.28	2.00	2.05		
p値	0.000	0.000	0.035	0.012	0.010	0.000	0.000	0.000	0.047	0.042		
市区町村数	227					227	227					227

参考表 2 人口規模階級別市区町村別平均寿命の順位の E (2004~2006年の死亡数を用い都道府県単位に事前分布を設定する場合) に対する差の分布の特性値, 差の平均の99.9%信頼区間及び有意性検定: 市区町村別生命表作成方法(死亡データの期間と事前分布を設定する地域)の比較

男女/ 生命表作成方法	男					女					累積度数 (A~E) (順位)
	B	C	D	A	公式	B	C	D	A	公式	
死亡データ	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	
事前分布の地域	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	
人口規模=総数											
最小値	-1271	-1399	-1341	-836	-836	-1496	-1406	-1422	-973	-971	1
5%	-498.0	-471.0	-489.0	-284.0	-283.0	-578.0	-587.0	-557.0	-283.0	-282.0	99
中央値	5.0	-3.0	0.0	-16.0	-15.0	-3.0	0.0	-4.0	-4.0	-4.0	983
95%	469.0	480.0	486.0	371.0	366.0	593.0	590.0	521.0	366.0	367.0	1867
最大値	1191	1456	1573	990	992	1529	1757	1501	1345	1346	1965
レンジ	2462	2855	2914	1826	1828	3025	3163	2923	2318	2317	
四分位範囲	304.0	306.0	311.0	179.0	180.0	361.0	391.0	364.0	174.0	174.0	
平均	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	
標準偏差	285.4	289.3	289.6	194.0	194.0	338.2	355.8	334.2	196.4	197.2	
99.9%信頼区間											
下限	-21.2	-21.5	-21.5	-14.4	-14.4	-25.1	-26.5	-24.8	-14.6	-14.7	
上限	21.2	21.5	21.5	14.4	14.4	25.1	26.5	24.8	14.6	14.7	
Aとの差の検定											
t値	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
p値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
市区町村数	1,965				1,964	1,965				1,964	
10,000人以下											
最小値	-1031	-1399	-1341	-689	-735	-1418	-1266	-1357	-674	-683	1
5%	-566.0	-533.0	-535.0	-295.0	-295.0	-597.0	-609.0	-631.0	-308.0	-304.0	26
中央値	-19.0	12.0	-33.0	9.0	8.0	-6.0	26.0	-14.0	18.0	16.0	254
95%	508.0	578.0	558.0	537.0	516.0	625.0	708.0	680.0	561.0	560.0	482
最大値	1069	1456	1573	990	992	1347	1757	1501	1345	1346	507
レンジ	2100	2855	2914	1679	1727	2765	3023	2858	2019	2029	
四分位範囲	351.0	348.0	339.0	255.0	254.0	390.0	429.0	425.0	265.0	272.0	
平均	-26.4	12.0	-27.5	46.8	46.3	0.4	41.1	-1.8	51.1	50.4	
標準偏差	312.0	339.7	330.2	251.6	251.9	367.2	397.8	378.9	263.9	266.5	
99.9%信頼区間											
下限	-72.3	-37.9	-76.0	9.8	9.2	-53.6	-17.3	-57.5	12.3	11.2	
上限	19.5	62.0	21.1	83.8	83.4	54.4	99.6	53.9	89.9	89.6	
Aとの差の検定											
t値	-1.90	0.80	-1.87	4.19	4.13	0.03	2.33	-0.11	4.36	4.25	
p値	0.057	0.425	0.061	0.000	0.000	0.979	0.020	0.915	0.000	0.000	
市区町村数	507				506	507				506	
150,000人以上											
最小値	-1068	-1070	-1144	-333	-335	-755	-709	-564	-396	-393	1
5%	-355.0	-283.0	-316.0	-150.0	-151.0	-372.0	-530.0	-401.0	-209.0	-210.0	12
中央値	26.0	3.0	53.0	-25.0	-27.0	-3.0	-15.0	41.0	-23.0	-23.0	114
95%	346.0	308.0	346.0	56.0	57.0	406.0	365.0	498.0	83.0	83.0	216
最大値	670	694	667	330	332	620	901	951	269	267	227
レンジ	1738	1764	1811	663	667	1375	1610	1515	665	660	
四分位範囲	188.0	179.0	218.0	86.0	85.0	288.0	339.0	350.0	121.0	121.0	
平均	23.0	-13.4	43.2	-33.8	-33.8	9.4	-33.5	67.8	-37.4	-37.1	
標準偏差	215.7	218.5	223.9	72.0	72.3	235.6	274.7	264.4	94.6	94.8	
99.9%信頼区間											
下限	-24.8	-61.8	-6.4	-49.8	-49.8	-42.7	-94.3	9.3	-58.3	-58.1	
上限	70.7	34.9	92.7	-17.9	-17.8	61.5	27.2	126.3	-16.4	-16.1	
Aとの差の検定											
t値	1.60	-0.93	2.91	-7.08	-7.04	0.60	-1.84	3.86	-5.95	-5.90	
p値	0.110	0.355	0.004	0.000	0.000	0.548	0.067	0.000	0.000	0.000	
市区町村数	227				227	227				227	

参考表3 市区町村別平均寿命のA～E及び公式の順位の平均が上位/下位20番の自治体：  
市区町村別生命表作成方法（死亡データの期間と事前分布を設定する地域）の比較

A. 平均寿命が平均的に長い20自治体

	男										女									
	都道府県	市区町村	順位（長い順）							都道府県	市区町村	順位（長い順）								
			A～E、 公式の 平均	A	B	C	D	E	公式			A～E、 公式の 平均	A	B	C	D	E	公式		
				2004～ 2006	2005	2004	2006	2004～2006	2004～2006				2004～ 2006	2005	2004	2006	2004～2006			
2次医 療圏	都道府県・特別区・ 政令市				2次医 療圏	2次医 療圏	都道府県・特別区・ 政令市				2次医 療圏									
1	神奈川県	横浜市青葉区	2.2	1	1	3	6	1	1	沖縄県	北中城村	1.7	1	3	1	3	1	1		
2	神奈川県	川崎市麻生区	2.7	2	3	6	1	2	2	沖縄県	豊見城市	5.7	4	6	5	13	2	4		
3	東京都	国分寺市	5.0	4	10	2	5	5	4	北海道	社賢町	5.8	8	2	9	5	3	8		
4	東京都	練馬区	5.2	5	6	7	2	6	5	長野県	高森町	7.2	3	7	19	1	10	3		
5	長野県	小布施町	7.7	7	14	11	4	3	7	沖縄県	南城市	7.7	5	13	8	11	4	5		
6	東京都	三鷹市	10.2	3	12	10	29	4	3	神奈川県	横浜市青葉区	11.0	7	23	13	10	6	7		
7	長野県	箕輪町	11.3	6	5	4	39	8	6	沖縄県	北谷町	11.3	9	17	14	14	5	9		
8	熊本県	益城町	11.5	9	8	5	27	11	9	沖縄県	中城村	13.3	14	10	15	18	9	14		
9	宮城県	仙台市泉区	13.8	11	29	12	10	10	11	神奈川県	開成町	15.3	10	1	40	8	23	10		
10	東京都	杉並区	18.3	12	17	25	35	9	12	兵庫県	猪名川町	15.8	2	4	6	70	11	2		
11	長野県	駒ヶ根市	20.3	13	46	9	28	13	13	沖縄県	今帰仁村	20.0	11	30	3	58	7	1		
12	神奈川県	横浜市金沢区	21.8	18	21	22	36	16	18	沖縄県	南風原町	21.3	13	25	63	6	8	13		
13	神奈川県	横浜市栄区	25.7	23	37	31	21	19	23	石川県	野々市町	21.8	17	39	28	17	12	18		
14	神奈川県	横浜市都筑区	27.8	15	68	20	32	17	15	山口県	平生町	25.5	21	26	38	22	25	21		
15	長野県	飯島町	33.0	21	51	55	7	43	21	沖縄県	伊是名村	28.3	25	68	16	20	16	25		
16	東京都	小金井市	36.5	8	27	19	145	12	8	長野県	豊丘村	32.7	12	9	121	12	30	12		
17	奈良県	広陵町	38.3	50	66	38	3	23	50	沖縄県	久米島町	34.2	18	72	11	73	14	17		
18	長野県	塩尻市	42.7	43	45	77	17	31	43	沖縄県	本部町	38.7	23	11	41	116	18	23		
19	岐阜県	可見市	43.0	25	60	16	83	49	25	熊本県	菊陽町	39.7	16	22	160	4	20	16		
20	愛知県	日進市	43.2	14	105	61	24	41	14	沖縄県	金武町	39.8	41	29	20	89	19	41		

B. 平均寿命が平均的に短い20自治体

	男										女									
	都道府県	市区町村	順位（短い順）							都道府県	市区町村	順位（短い順）								
			A～E、 公式の 平均	A	B	C	D	E	公式			A～E、 公式の 平均	A	B	C	D	E	公式		
				2004～ 2006	2005	2004	2006	2004～2006	2004～2006				2004～ 2006	2005	2004	2006	2004～2006			
2次医 療圏	都道府県・特別区・ 政令市				2次医 療圏	2次医 療圏	都道府県・特別区・ 政令市				2次医 療圏									
1965	大阪府	大阪市西成区	1.2	1	1	1	2	1	1	大阪府	大阪市西成区	8.3	4	10	20	10	2	4		
1964	青森県	板柳町	6.8	2	15	5	15	2	2	東京都	奥多摩町	9.5	1	2	25	18	10	1		
1963	青森県	鯉ヶ沢町	10.3	3	20	7	26	3	3	青森県	大鰐町	9.7	2	11	2	40	1	2		
1962	青森県	五所川原市	12.8	4	24	2	37	6	4	青森県	黒石市	20.0	18	9	40	30	5	18		
1961	青森県	野辺地町	17.0	17	11	3	50	4	17	北海道	浦河町	23.0	5	43	38	41	6	5		
1960	青森県	大間町	17.5	21	35	8	13	7	21	大阪府	大阪市大正区	29.7	6	8	11	144	3	6		
1959	青森県	弘前市	20.8	18	19	16	46	8	18	千葉県	旭市	31.0	10	120	15	19	12	10		
1958	青森県	平川市	21.8	8	18	19	69	9	8	青森県	中泊町	31.8	16	66	87	2	4	16		
1957	青森県	田舎館村	23.5	6	30	13	72	14	6	北海道	雄武町	32.0	23	18	33	25	70	23		
1956	高知県	室戸市	23.7	10	6	10	101	5	10	東京都	日の出町	33.2	3	4	166	8	15	3		
1955	青森県	藤崎町	24.8	7	13	46	65	11	7	大阪府	大阪市東淀川区	43.2	29	99	48	37	17	29		
1954	青森県	黒石市	26.7	14	14	29	79	10	14	青森県	平内町	43.5	26	152	32	16	9	26		
1953	青森県	大鰐町	26.7	11	29	60	32	17	11	千葉県	銚子市	43.7	21	141	36	24	19	21		
1952	青森県	平内町	29.3	31	12	63	24	15	31	北海道	福島町	45.2	8	86	69	64	36	8		
1951	大阪府	大阪市港区	29.5	23	32	40	38	21	23	栃木県	足利市	53.8	32	27	96	128	8	32		
1950	青森県	中泊町	30.5	9	16	37	89	23	9	埼玉県	神川町	54.8	14	39	231	6	25	14		
1949	青森県	外ヶ浜町	31.2	33	47	6	55	13	33	愛知県	甚目寺町	57.2	7	14	284	5	26	7		
1948	青森県	深浦町	32.8	19	55	48	29	27	19	埼玉県	毛呂山町	57.3	40	34	126	51	53	40		
1947	青森県	佐井村	33.7	40	27	45	27	24	39	大阪府	大阪市浪速区	57.7	22	166	43	70	23	22		
1946	北海道	赤平市	34.0	25	7	64	49	34	25	福岡県	川崎町	58.0	15	56	12	163	87	15		

## 参考文献

- 石井太 (2007) 「人口指標の精度について」 稲葉寿編著『現代人口学の射程』, ミネルヴァ書房, pp.59-76.
- 石井太 (2015) 「日本版死亡データベースの構築に関する研究」『人口問題研究』, 第71巻1号, pp.3-27.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1990) 『人口動態保健所別統計 (昭和60年)』, 厚生統計協会, 1990年3月.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1995) 『人口動態保健所市区町村別統計 (昭和63年～平成4年)』 厚生統計協会, 1995年3月.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1999) 『人口動態保健所市区町村別統計 (平成5～平成9年)』, 厚生統計協会, 1999年9月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2003) 『平成12年市区町村別生命表』, 厚生統計協会, 2003年10月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2004) 『人口動態保健所市区町村別統計 (平成10～平成14年)』, 厚生統計協会, 2004年10月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2009a) 『平成17年市区町村別生命表』, 厚生統計協会, 2009年1月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2009b) 『人口動態保健所市区町村別統計 (平成15～平成19年)』, 厚生統計協会, 2009年1月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2013) 『平成22年市区町村別生命表』, 厚生統計協会, 2013年12月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2014) 『人口動態保健所市区町村別統計 (平成20～平成24年)』, 厚生統計協会, 2014年6月.
- 鈴木雪夫他 (1989) 『1985年市区町村別生命表 創立35周年記念事業』(「地域 (市区町村) 別生命表に関する研究」班 (主任研究者 鈴木雪夫) 委託研究), 厚生統計協会.
- 鈴木雪夫他 (1993) 『1990年市区町村別生命表 創立40周年記念事業』(「地域生命表に関する研究」班 (主任研究者 鈴木雪夫) 委託研究), 厚生統計協会.
- 鈴木雪夫他 (1998) 『1995年市区町村別生命表 創立45周年記念事業』(「死亡構造の地域的相違についての生命表による分析」班 (主任研究者 鈴木雪夫) 委託研究), 厚生統計協会.
- 平子哲夫・佐伯則英・中田正 (1999) 「人口動態市区町村別統計へのベース統計への応用について (1) 標準化死亡比への応用」『厚生指針』, 第46巻10号, 1999年9月: pp.3-11.
- 府川哲夫 (1995) 「小地域生命表」山口喜一他編著『生命表研究』, 古々書院, pp.108-124.
- 府川哲夫・清水時彦 (1990) 「小地域生命表のベイジアン・アプローチ」『人口学研究』, 第13号, 1990年5月: pp.37-49.
- 三谷智子・村上由希・今村行雄 (2014) 「阪神・淡路大震災, 東日本大震災の直接死・震災関連死からみる高齢者の脆弱性」『日本保健医療行動科学会雑誌』, 第29巻1号, pp.23-30.

Methodological issues in municipal lifetable construction:  
How much prior knowledge of regional differentials in mortality stabilizes  
death rate estimates in a small area?

Keita SUGA

This paper empirically analyzes how methods for construction of a municipal lifetable alter regional differentials in life expectancy, using Japanese mortality data from around 2005. Official statistics for the municipal lifetable in Japan have been published by the Ministry of Health, Labor and Welfare since 2000. First, we demonstrate that regional patterns of life expectancy in the 2010 official lifetable differ significantly from those recorded in both 2000 and 2005. Then we examine whether this difference is a consequence of methodological revisions undertaken in the 2010 round. In particular, we construct five types of municipal life tables and compare their life expectancies with the official life expectancy. The five types are classified by two factors in their construction methods: (1) utilizing periods of death data (single years from 2004 to 2006, or the average over 2004 to 2006); and (2) land sizes of regions by which prior distributions for Bayes estimation of death rates are decided (the second medical [administration] area, or prefecture which is larger than the former). We find that the changes in construction methods affect the regional patterns in municipal life expectancies: there are more than 0.5-year differences by the construction methods among half of the municipalities, and the modification of the prior information in Bayes estimation results in the differences being more than 0.3 years among half of the municipalities and 1 year in ten percent of the municipalities even after fixing the period of death data.



12種類、女子11種類の生存状態を定義した。

一瞥して明らかなように、状態はまず「未婚」「有配偶」「死離別」の配偶関係に分類され、それぞれの配偶関係で可能な世帯のマーカまたは非マーカに細分されている。ここで言うマーカはほぼ世帯主と同義だが、例外的な場合については世帯内で地位を組み替えている。たとえば「夫婦のみの世帯」や「夫婦と子の世帯」で妻が世帯主の場合、夫をその世帯のマーカ、妻を配偶者として稀少例を排除し、推移確率行列の大きさを抑えた。

推移確率行列の作成は二段階を経て行われ、まず表2のような4×4の配偶関係間推移確率行列（死亡確率を含む）を、男女別・5歳階級別に作成した。次いで第6回世帯動態調査（国立社会保障・人口問題研究所 2011）の集計結果に依拠し、配偶関係間推移が与えられた場合の状態間の条件付推移確率を適用し、フルサイズの推移確率行列を作成した。

こうした状態間推移確率は、将来人口推計における年齢別出生率・死亡率・移動率に対応する。将来人口・世帯推計では、そうした人口学的率（イベント生起率）こそが人口変動をもたらすエンジンで、人口規模や人口構造、人口分布等は推計の結果得られるアウトプットであると考えられる。したがって仮定値を設定すべきなのは人口学的率であり、本来アウトプットであるべき人口増加率や年齢構造、地域分布等に対し仮定値を設定するのは、方法論的に妥当でないとされる。

表2 配偶関係間推移確率行列

期首\期末	<i>s</i>	<i>m</i>	<i>w</i>	<i>d</i>
<i>s</i> 未婚	$1-qsm-qsw-qsd$	<i>qsm</i>	<i>qsw</i>	<i>qsd</i>
<i>m</i> 有配偶	0	$1-qmw-qmd$	<i>qmw</i>	<i>qmd</i>
<i>w</i> 死離別	0	<i>qwm</i>	$1-qwm-qwd$	<i>qwd</i>
<i>d</i> 死亡	0	0	0	1

*qsm* 初婚確率  
*qsw* 初婚→結婚解消確率  
*qmw* 結婚解消確率  
*qwm* 再婚確率  
*qsd* 未婚者の死亡確率  
*qmd* 有配偶者の死亡確率  
*qwd* 死離別者の死亡確率

ところが都道府県別世帯推計（国立社会保障・人口問題研究所 2014）で用いられた世帯主法は、妥当でない方法論に依拠している。世帯主率＝一般世帯主数÷一般世帯人員数は、65歳以上割合や市部人口割合等と同じく人口構造の一種であり、本来アウトプットとして得られるべきものである。しかし世帯主率法では、将来の世帯主率を仮定して推計を行っている。これは将来の65歳以上割合を仮定して人口高齢化の推計を行うのに似ている。

本稿では、都道府県別世帯推計に世帯推移率法を適用する場合の問題点について考察する。この場合、最も問題となるのは状態間推移と人口移動との関連である。全国世帯推計では、国際人口移動は配偶関係や世帯内地位間の推移に影響しないと仮定している。日本の国際人口移動の水準では、この仮定は妥当と考えられる。しかし都道府県間人口移動の水準は国際人口移動よりはるかに高く、無視できる水準ではない。

表 3 移動と配偶関係間推移が独立な場合の推移確率行列

$s_i$	$s_1$	$m_1$	$w_1$	$s_2$	$m_2$	$w_2$	$d$
地域 1 未婚	$(1-m_{21})(1-qsm_1-qsw_1-qsd_1)$	$(1-m_{12})qsm_1$	$(1-m_{12})qsw_1$	$m_{12}(1-qsm_1-qsw_1-qsd_1)$	$m_{12}qsm_1$	$m_{12}qsw_1$	$qsd_1$
” 有配偶	0	$(1-m_{12})(1-qmu_1-qmd_1)$	$(1-m_{12})qmu_1$	0	$m_{12}(1-qmu_1-qmd_1)$	$m_{12}qmu_1$	$qmd_1$
” 死離別	0	$(1-m_{12})quw_1$	$(1-m_{12})(1-quw_1-qucd_1)$	0	$m_{12}quw_1$	$m_{12}(1-quw_1-qucd_1)$	$qucd_1$
地域 2 未婚	$m_{21}(1-qsm_2-qsw_2-qsd_2)$	$m_{21}qsm_2$	$m_{21}qsw_2$	$(1-m_{21})(1-qsm_2-qsw_2-qsd_2)$	$(1-m_{21})qsm_2$	$(1-m_{21})qsw_2$	$qsd_2$
” 有配偶	0	$m_{21}(1-qmu_2-qmd_2)$	$m_{21}qmu_2$	0	$(1-m_{21})(1-qmu_2-qmd_2)$	$(1-m_{21})qmu_2$	$qmd_2$
” 死離別	0	$m_{21}quw_2$	$m_{21}(1-quw_2-qucd_2)$	0	$(1-m_{21})quw_2$	$(1-m_{21})(1-quw_2-qucd_2)$	$qucd_2$
$d$ 死亡	0	0	0	0	0	0	1

$m_{12}$  地域 1 から地域 2 への移動確率  
 $m_{21}$  地域 2 から地域 1 への移動確率  
 $qsm_1$  地域 1,2 の初婚確率  
 $qsw_1$  地域 1,2 の初婚→結婚解消確率  
 $qmu_1$  地域 1,2 の結婚解消確率  
 $quw_1$  地域 1,2 の再婚確率  
 $qsd_1$  地域 1,2 の未婚者の死亡確率  
 $qmd_1$  地域 1,2 の有配偶者の死亡確率  
 $qucd_1$  地域 1,2 の死離別者の死亡確率

## I. 都道府県間移動と配偶関係間推移

ここでは地域がふたつしかない場合の最も単純な多地域モデルを考える。地域1と地域2の間の5年間移動確率を  $m_{12}$ ,  $m_{21}$  とする。仮に移動確率が配偶関係間推移確率と独立である場合、推移確率行列は表3のようになるだろう。結婚・離婚・死別等が移動と独立であれば、地域別の配偶関係間推移確率と移動確率さえあれば、将来の男女別・5歳階級別・配偶関係別人口は投影できることになる。

独立性の仮定はどの程度妥当だろうか。直ちに生じる疑問は、そもそも結婚は夫妻の少なくとも一方の移動を伴うものであり、都道府県間移動に限定してもなお移動と結婚は結び付いているのではないかという点である。このことを、第7回世帯動態調査（国立社会保障・人口問題研究所 2016）で確認してみたい。

表4は調査の5年前（2009年7月）に未婚だった回答者の5年間の初婚確率を、都道府県移動の有無別に示したものである。男女とも5年前の居住都道府県が調査時と異なる者は、調査時点で既婚である確率が高い。男女とも統計的に有意差があるが、特に女子の場合、移動者の非移動者に対する初婚の相対リスクは  $0.40/0.15=2.7$  倍に達する。

表4 都道府県間移動の有無別、5年前未婚者の初婚確率

男	N	初婚確率
移動なし	2,311	0.13371
移動あり	416	0.20913
$\chi^2 = 15.556^{**}$		
女	N	初婚確率
移動なし	2,012	0.14811
移動あり	282	0.40071
$\chi^2 = 105.559^{**}$ $^{**}p < 0.01$		

第7回世帯動態調査（2014）

表5は5年前に有配偶だった回答者の5年間の結婚解消（離婚または配偶者の死亡による）を比較したものである。やはり移動者の方が調査時点で死離別に推移している可能性が高いが、その差は初婚ほどではなく、男子では統計的な有意差はない。このように有配偶者の結婚解消は移動と独立と仮定できるかもしれないが、初婚に関しては明らかに独立ではない。再婚のケース数は少なく分析できなかったが、初婚と同じく移動と強く関連することが予想される。

表5 都道府県間移動の有無別、5年前有配偶者の結婚解消確率

男	<i>N</i>	結婚解消確率
移動なし	6,292	0.03020
移動あり	255	0.05098
$\chi^2 =$		2.8655

女	<i>N</i>	結婚解消確率
移動なし	5,840	0.08236
移動あり	215	0.13023
$\chi^2 =$		5.5654 *

\*p<0.05

第7回世帯動態調査(2014)

移動者の初婚・再婚確率が非移動者より有意に高いことを勘案して、表3の推移確率行列を修正することを考える。仮に移動者の相対リスク  $R > 1$  が移動の方向に対し対称的であれば、初婚に関しては表3の第1行第4,5列と第4行第1,2列を次のように修正すればよい。

$m_{12} (1 - qsm_1 R - qsw_1 - qsd_1),$	第1行第4列
$m_{12} qsm_1 R,$	第1行第5列
$m_{21} (1 - qsm_2 R - qsw_2 - qsd_2),$	第4行第1列
$m_{21} qsm_2 R.$	第4行第2列

しかし一般に移動がもたらす初婚の相対リスクは、移動の方向と独立なのだろうか。つまり特定の二地域について、いずれからいずれへの移動も同程度の結婚移動を伴うと仮定してよいのだろうか。この仮定が破れる例として、大都市の郊外化と結婚移動が関連している場合が想定される。この場合、都心への転入よりも都心から郊外への転出の方が、結婚との結びつきが強いただろう。

表6 5年間の居住地の変化別、5年前未婚者の初婚確率

男	2009年7月	2014年7月	<i>N</i>	初婚確率	相対リスク
	大都市中核	大都市中核	581	0.11360	
	大都市中核	その他	75	0.37333	3.29
	その他	その他	2,135	0.13583	
	その他	大都市中核	79	0.24051	1.77

女	2009年7月	2014年7月	<i>N</i>	初婚確率	相対リスク
	大都市中核	大都市中核	551	0.11978	
	大都市中核	その他	46	0.60870	5.08
	その他	その他	1,771	0.16770	
	その他	大都市中核	44	0.31818	1.90

大都市中核は東京都・大阪府・愛知県  
第7回世帯動態調査(2014)

そこで47都道府県を「大都市中核」(東京・大阪・愛知)と「それ以外」に二分し、5

年前未婚者の初婚確率を比較したのが表6である。予想どおり大都市中核からの転出の方が初婚確率を引き上げる効果が大きく、大都市中核にとどまった者に比べ男子は3倍、女子は5倍以上初婚確率が高い。大都市中核への転入も初婚確率を高めるが、相対リスクは男女とも2倍未満にとどまっている。このように移動と初婚の結合が非対称的でない場合が多いとすれば、多くの地域の組合せについて二種類の相対リスクを用意する必要があることになる。

$$\begin{array}{ll}
 m_{12} (1 - qsm_1 R_1 - qsw_1 - qsd_1), & \text{第1行第4列} \\
 m_{12} qsm_1 R_1, & \text{第1行第5列} \\
 m_{21} (1 - qsm_2 R_2 - qsw_2 - qsd_2), & \text{第4行第1列} \\
 m_{21} qsm_2 R_2. & \text{第4行第2列}
 \end{array}$$

このように移動と配偶関係間推移は独立であり得ず、表3の独立モデルはかなりの修正を要する。たとえ結婚解消は移動と独立と仮定し、再婚の相対リスクは初婚と同等と仮定するにせよ、なお $47 \times 46 \times 2 = 4324$ 通りの相対リスクを特定する必要がある。世帯動態調査では標本規模が小さく、都道府県の組合せ別の集計は不可能である。このことは、全国を「東京・大阪・愛知」と「それ以外」に二分した表5でさえ、5年間の移動者は数十人の規模にすぎないことから察知できよう。十分な経験的根拠をもって、すべての転出元－転入先の組合せ別に初婚の相対リスクを特定するのは、きわめて困難である。

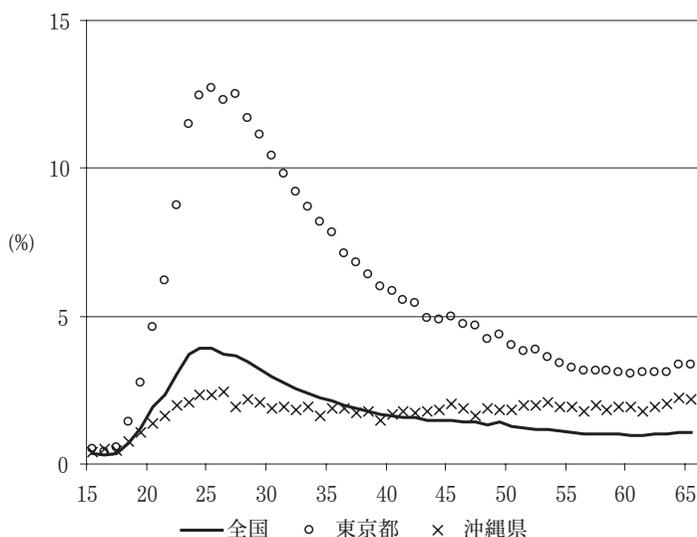
## II. 地域別の配偶関係間推移確率

表3では地域別に配偶関係間推移確率が異なることが想定された。都道府県別の人口・世帯を同時に推計するモデルでは、将来の都道府県別の初婚・再婚・結婚解消確率および配偶関係別死亡確率が必要になる。一般に年齢別出生率や死亡率など、移動率以外の率は、全国値からの格差を用いて仮定値を設定する方法が有効とされる。都道府県別世帯推計(国立社会保障・人口問題研究所 2014)でも、各都道府県の男女別・5歳階級別・家族類型別世帯主率の全国値からの格差を用いて将来の世帯主率を仮定している。

初婚確率の場合、移動と届出地の関係がまず問題になる。結婚前後の居住地は、夫の結婚前居住地、妻の結婚前居住地、結婚後の居住地(同居)の三つがある。おそらくほとんどの夫婦は結婚後の居住地で届け出るだろうが、その場合、結婚移動者と結婚前からの居住者が区分できず、相対リスクが正しく適用できない。

人口動態統計年報には、当該年度内に届出て結婚生活に入った夫婦の都道府県別・年齢別初婚数が掲載されている。届出遅れや年齢不詳が除外されているため、これを国勢調査の未婚人口で割って得た初婚ハザードは過小評価になる。仮に遅れや不詳の生じ方に地域差がないのであれば、全国値との格差には影響を与えない。しかし実際には、大都市圏の方が遅れや不詳が多いことが予想される。

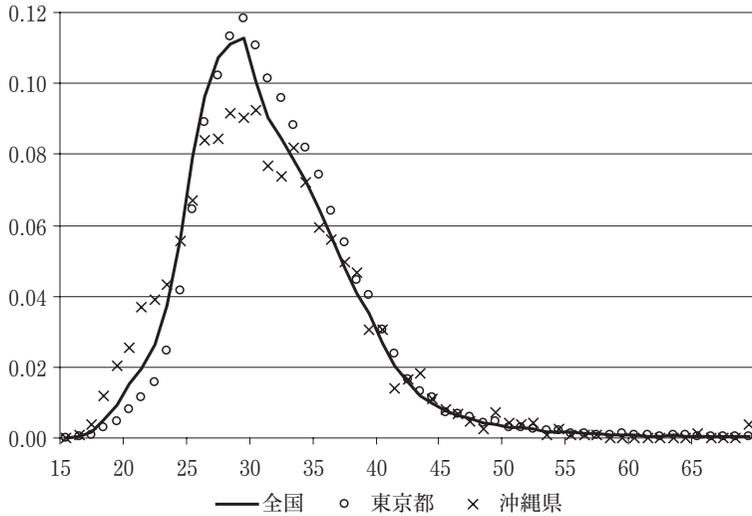
図1 女子の年齢別、配偶関係不詳割合（2015年国勢調査）



分母となる国勢調査人口に年齢や配偶関係の不詳が非常に多い場合、そもそも計算された初婚ハザードが過小なのか否かすら明瞭でなくなる。図1をみると、配偶関係不詳には明らかに地域差があり、しかも年齢パターンも一様でない。東京都の女子では全体的に配偶関係不詳が多く、23～30歳では10%を超える。沖縄県は20～30代は全国より配偶関係不詳の割合が低いが、40代以降でも不詳割合が低下しない。これは、東京都の配偶関係不詳者には未婚者が多く、沖縄県は死離別が多いことを示唆するように思われる。このように配偶関係不詳の内訳に地域差があるとすれば、単純な比例配分による補正は誤った結論を導く可能性が高い。

図2は2015年の人口動態統計年報にある女子の初婚数を、2015年国勢調査の未婚日本人女子人口で割った初婚ハザードで、遅れや不詳の調整はしていない。図1の配偶関係不詳の水準から、東京都のハザードは過大評価で、沖縄県は40歳未満では過小評価になっているだろう。しかし全体的なハザードの高低に加え、沖縄県は全国値より早婚で東京都は晩婚である傾向も認められる。したがって全国からの格差としては、全体の比例ハザード係数に加え、水平方向のシフトに関するパラメタも必要になるだろう。また沖縄県の年齢パターンは凹凸が大きく、あらかじめ平滑化しておく必要がある。しかし20代前半にみられる不自然な膨らみは、婚外出生や婚前妊娠に関する異質性の結果かも知れない。実際に英国とアイルランドの年齢別出生率には、若年に異常な膨らみ (bulge) がみられ、これはシングルマザーの出生行動が結婚・同棲カップルと大きく異なるためとされる (Chandola, et al., 2002)。沖縄県でも早婚な集団が存在し、異質性が膨らみの原因なら、平滑化でならしてしまってもよいものか疑問が残る。

図2 女子の年齢別、初婚ハザード（2015年）



### Ⅲ. 条件付確率の地域差

全国世帯推計では、表2のような配偶関係間推移確率行列（4×4）に対し、世帯動態調査から得られた条件付推移確率を適用してフルサイズの推移確率行列（男子13×13，女子12×12）を作成する。もし条件付確率に地域差がないのであれば、全国での条件付確率をそのまま適用すればよいが、そのような仮定が正当化されるとは考えにくい。

たとえば配偶関係間推移として、期首に未婚だった者が期末にも未婚のままとどまったという条件が与えられたとする。この場合、最も大きな推移は親世帯からの離家による、未婚の非マーカ（表1の S:nh）から未婚の単独マーカ（S:hS）への推移である。結婚前の離家は進学・就職を契機とすることが多いので、そうした機会が豊富な大都市圏では離家確率が低いとされる（岩上 1999，鈴木 2003，澤口・島崎 2004，福田 2006，Fukuda 2009）。実際に表7の集計結果をみると、20～29歳未婚女子の離家経験割合は関東と近畿で低い。20～29歳未婚男子の地域パターンはこれとは異なり、東海・甲信で低く、東北・北陸は非常に高い。関東・近畿は北海道・中国・四国とあまり変わらず、大都市圏で離家が遅いということではなさそうである。いずれにせよ結婚前離家のタイミングには明らかに地域差があり、全国の条件付確率を一律に適用するわけには行かない。

表7 地域ブロック別，20～29歳未婚者の離家経験割合

	男 N	離家経験済み(%)	女 N	離家経験済み(%)
北海道	52	50.0	36	36.1
東北・北陸	112	67.0	83	33.7
関東	357	52.1	258	28.7
東海・甲信	108	43.5	107	37.4
近畿	146	53.4	169	29.6
中国・四国	54	50.0	88	59.1
九州	59	45.8	82	37.8

第7回世帯動態調査（2014）

表8 地域ブロック別，過去5年間に結婚した回答者の世帯主率

	男 N	世帯主率(%)	女 N	世帯主率(%)
北海道	24	87.5	25	4.0
東北・北陸	41	65.9	42	4.8
関東	181	91.7	174	2.9
東海・甲信	61	80.3	58	3.4
近畿	69	92.8	70	5.7
中国・四国	43	90.7	39	0.0
九州	105	88.6	103	2.9

第7回世帯動態調査（2014）

配偶関係間推移として，未婚または死離別から有配偶への推移，つまり結婚を経験したという条件が与えられた場合についても考える。この場合，結婚後夫の大部分は世帯主になると考えられる。しかし表8の集計結果をみると，東北・北陸で結婚5年以内の夫の世帯主率が低いことがわかる。

このような子との同居割合と世帯構造の地域差については，以前から研究されてきた。清水（1985）は1973，1983年厚生行政基礎調査を分析し，東北6県と北陸4県を特に三世代世帯が多い地域，北海道，関東I（埼玉・千葉・東京・神奈川），近畿I（京都・大阪・兵庫），南九州（熊本・宮崎・鹿児島・沖縄）を特に核家族が多い地域とした。清水（1992）では国勢調査の高齢者がいる世帯の家族類型から，核家族世帯と単独世帯を合わせた比率は一貫して山形県で最小値，鹿児島県で最大値をとり，しかもその格差は1970～85年の期間に拡大したとした。

清水（1985）が提示した三世代世帯地域（東北・北陸），核家族地域（北海道・首都圏・大阪圏・南九州），およびその他という三類型は，Kojima（1989），西岡（2000），鈴木（2001）等の親子同居の要因に関する多変量解析で用いられた。それ以外の地域類型を用いたKojima（1994），Budak et al.（1996），田淵・中里（2004），施（2008）等の多変量解析でも，おおむね東北・北陸で親子同居が多く，西南日本で少ないという結果が得られた。このようにほとんどの多変量解析で地域ブロックの効果が有意に検出されるというこ

とは、そうした地域差が人口構造や学歴・職業・所得等の簡単に観測される階層差に還元できない、何らかの文化的差異に根ざしていることを示唆する。特に、同居による密接な相互扶助を良しとするか、一定の距離を置いた親子関係を良しとするかの考え方の地域差があるように思われる。

歴史人口学的研究によると、東北日本と西南日本の家族システムの差は少なくとも江戸時代までさかのぼれることがわかっている。18～19世紀の岩代国下守屋村（福島県）と美濃国西条村（岐阜県）を比較した Ochiai (2009) は、いずれも直系家族システムではあるが、同一の家族システムとは言えないと結論づけた。下守屋では三世代家族が多く、西条では核家族が多かったという違いに加え、差は結婚や奉公といったライフコースから出生率にまで及んでいた。平井 (2008) によると、東北の家族システムは「遅れた近畿型」ではない。晩婚で家長の交替が遅い近畿地方の家族システムは、18世紀に新田開墾の余地がなくなり、人口圧力によって分割相続が困難になった状況で確立した。近畿での近世的な「イエ」の確立は人口抑制を目的とし、家にいられなくなった者は都市へ流入し、都市の高い死亡率も人口調整の役割をした。しかし東北では飢饉等の自然災害によって経済的条件が厳しく、幕末になっても土地不足を生じるほど人口が過剰になることはなかった。むしろ東北では18世紀の人口減少によって村落経済は停滞し、田畑は荒廃した。このような危機に対する「生き残り戦略」として近世的な「イエ」が確立した。

このように長く続いてきた世帯形成規範の地域差は今後も持続するだろうが、長期推計を行うのであれば地域差が最終的に解消するのか、一定の差を残して収束するのかの判断を迫られることになる。また結婚時には新居制でも、高齢の親と再同居して拡大家族を形成する頻度やタイミングにも地域差があり得、これも推移確率行列に影響する。さらに子の離家や結婚のタイミングの地域差は、高齢夫婦のみの世帯（エンブティ・ネスト）へ移行するタイミングに影響するが、そうした地域差を補足するのは難しい。

#### IV. 政策的意含意

仮に動的モデルによる地域別人口・世帯の同時推計が実現した場合、政策的な利用価値は大きい。まず、現在の人口・世帯推計では得られない地域（都道府県）別の配偶関係別人口や配偶関係間推移数が得られる。地域別の晩婚化・未婚化や離婚の増加は、有配偶女子人口の減少を通じて、地域人口の減少を強く規定する。男女・年齢別の離婚数や離別人口が得られれば、女世帯主世帯と子どもを含む貧困世帯の発生メカニズムがより詳細に把握でき、児童福祉政策に有益だろう。類型別世帯数のストックに加え、フローも得られるのも大きな利点である。たとえば特定期間に独居に移行する高齢者数と独居から脱出する高齢者数が得られれば、よりきめ細かな支援が可能だろう。

地域間移動と世帯状態間推移の関連が定量的に示せれば、応用範囲は広いだろう。未婚者の離家や親元への戻り、初婚時の移動に関する統計資料は、地方再生の施策に有益な示唆を与えるだろう。結婚解消時、退職時の移動や高齢者の呼び寄せ移動に関する資料も、

経済・福祉政策と広く関連するだろう。たとえ将来推計が可能なほど広範で詳細な資料が得られなくても、移動と世界形成・解体の関連に関する調査研究の蓄積は、幅広い政策分野に有意義な貢献を果たすだろう。

おわりに

本稿で検討したように、地域別人口推計と世帯推計を同時に行うモデルには、多くの方法論的問題が立ちだかることになる。地域間移動と配偶関係間推移は独立でなく、特に移動と結婚の相関は転出元・転入先の組合せによって複雑なパターンを示す。地域別の配偶関係間推移確率の算出には、官庁統計における年齢・配偶関係不詳のパターンが地域によって異なることが問題となる。配偶関係間推移確率行列を世帯推計のための推移確率行列に拡張する際には、様々な条件付確率に地域差があることが想定され、基礎データを得るのが難しい上に、説得力のある仮定値設定を行うのも困難である。現状では地域別人口・世帯の同時推計モデルを構築するには、非常に強い仮定を置かざるを得ず、きわめて不満足なものしか構築できないだろう。

謝辞

本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究（研究代表者石井太，課題番号（H26-政策-一般-004）」および「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。

参考文献

- 岩上真珠（1999）「20代，30代未婚者の親との同別居構造—第11回出生動向基本調査独身者調査より—」『人口問題研究』第55巻第4号，pp. 1-15.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2011）『第6回世帯動態調査（2009年社会保障・人口問題基本調査）現代日本の世帯変動』調査研究報告資料第28号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2012）『日本の将来推計人口 平成24年1月推計』人口問題研究資料第326号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）2013年1月推計』人口問題研究資料第329号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2014）『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）2014年4月推計』人口問題研究資料第332号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2016）『第7回世帯動態調査（2014年社会保障・人口問題基本調査）現代日本の世帯変動』調査研究報告資料第34号.
- 澤口恵一・嶋崎尚子（2004）「成人期への移行過程の変動—学校・職業・家族の共時性—」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容—全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会，pp. 99-120.
- 清水浩昭（1985）「家族形態の地域性」『人口問題研究』第176号，pp. 33-37.

- 清水浩昭 (1992) 『高齢社会と家族構造の地域性—人口変動と文化伝統をめぐって—』 時潮社.
- 鈴木透 (2001) 「人口減少社会の親族資源」『理論と方法』第30号, pp. 185-197.
- 鈴木透 (2003) 「離家の動向・性差・決定因」『人口問題研究』第59巻第4号, pp. 1-18.
- 田淵六郎・中里英樹 (2004) 「老親と成人子との居住関係—同居・隣居・近居・遠居をめぐって—」 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編 『現代家族の構造と変容—全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』 東京大学出版会, pp. 121-148.
- 西岡八郎 (2000) 「日本における成人子と親との関係—成人子と老親の居住関係を中心に—」『人口問題研究』第56巻第3号, pp. 34-55.
- 平井昌子 (2008) 『日本の家族とライフコース』 ミネルヴァ書房.
- 福田節也 (2006) 「未婚女性の離家・ライフスタイル・結婚」『家計経済研究』第72号, pp. 31-42.
- Chandola, T., D. A. Coleman and R. W. Hiorns (2002) "Distinctive Features of Age-specific Fertility Profiles in the English-speaking World: Common Patterns in Australia, Canada, New Zealand and the United States, 1970-98," *Population Studies*, Vol. 56, No. 2, pp. 81-200.
- Fukuda, Setsuya (2009) "Leaving the Parental Home in Post-war Japan: Demographic Changes, Stem-family Norms and the Transition to Adulthood," *Demographic Research*, Vol. 20, No. 30, pp. 731-816.
- Ochiai, Emiko (2009) "Two Types of Stem Household System in Japan: the *Ie* in Global Perspective," in Antoinette Fauve-Chamoux and Emiko Ochiai (eds.), *The Stem Family in Eurasian Perspective - Revisiting House Societies, 17th-20th Centuries*, Population, Family, and Society Vol. 10, Peter Lang, Bern, pp. 287-326.

# Integrated Projection Model of Regional Population and Households – Methodological Problems –

Toru SUZUKI

This paper discusses methodological problems that make it difficult to project regional population and households simultaneously and dynamically. While a dynamic regional population projection model includes migration probabilities by origin and destination, a dynamic household projection model incorporates the transition between marital states and household positions. If migration and marital/household transitions were mutually independent, it would be possible to easily compile these probabilities into a transition matrix. However, the results of the Seventh National Survey on Household Changes conducted in 2014 show many examples of mutual dependence between two behaviors. Examples include the relationship between migration and first marriage, between migration and marriage dissolution, and the asymmetry between urban and rural migration during the first marriage.

Another problem is the regional difference in missing values in the census and vital statistics. For example, the Tokyo metropolitan area and Okinawa prefecture exhibit very different magnitudes and age patterns regarding "unknown" marital states. Furthermore, the comparison of age-specific first marriage rates between Tokyo and Okinawa highlights the difficulty in applying the proportional hazard approach.

The final problem is the regional difference in household formation and dissolution behavior. For example, the probability of leaving the parental household is lower in a metropolitan area than in a rural area. The probability of co-residing with parents after marriage is the highest in the Tohoku and Hokuriku regions. Although such patterns are well known, it is difficult to obtain the sex- and age-specific probabilities empirically for every prefecture.

特集：人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに  
関する総合的研究

## 新潟県内20市の人口移動分析

### —その1 1980～2015年の変化の概況—

小池 司 朗

本稿では新潟県で作成されている「新潟県移動調査」を利用し、1980～2015年における新潟県内20市の転出数・転入数の変化について、県内移動・県外移動に分けて分析を行った。分析にあたっては間接標準化の手法を適用し、新潟県内の各市における転出・転入のモビリティ変化や、移動数変化に対する人口構造の影響等を明らかにすることを試みた。

その結果、県内移動に関しては転出・転入ともに人口構造要因が大きな影響を及ぼしており、県内各市の人口減少や高齢化が各市の移動数減少に直結していた。県内移動に限れば、県内の中心市である新潟市や長岡市などにおいて転入超過傾向を強めた反面、その他地域では軒並み転出超過傾向が高まっていた。一方県外移動に関しては、転出数の変化と転入数の変化で人口学的要因が異なり、転出数の減少には人口構造要因、転入数の減少にはモビリティ要因がそれぞれ大きな影響を及ぼしていた。とりわけ人口構造要因による転出数の減少率が高い市ほど、転入モビリティは低下している傾向が見受けられ、人口構造要因とモビリティ要因の間には関係があることが示唆された。

本稿により、間接標準化を用いた人口移動分析の有効性が再確認されたとともに、都道府県など地方自治体において整備されている人口統計の活用手法の一端を示すことができたとと思われる。

#### I. はじめに

人口移動は、年齢による明確なスケジュールが存在するという点で出生や死亡と共通しているものの、出生・死亡と比較して短期間で傾向が大きく変化することが多々あり、地域を細かく設定するほど地域別人口移動の傾向や趨勢を的確に把握することが困難となる。しかも人口移動は、地域人口分布を規定する最大の要因であるにもかかわらず、統計が不十分であることなどから分析も限定的とならざるを得ない側面がある。こうした点は、将来人口推計における重要な課題ともなっている。一般に、地域別将来推計人口において最も煩雑なのは人口移動仮定の設定であり (Smith et al. 2013)、過去の国立社会保障・人口問題研究所による地域別将来推計人口の誤差の大半が、人口移動仮定と実際の人口移動との差によってもたらされていること (山内・小池 2015) にも課題が象徴されている。

しかし近年、「地方創生」の動きに呼応するように総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」等において人口移動統計の拡充が進み、様々な人口移動分析の可能性が広がってきた。小池 (2017) は人口移動分析の方向性のひとつとして、従来主として出生や死亡の

地域分析に用いられてきた間接標準化の適用を提示し、東京都区部における将来の人口移動に関して示唆的な知見を得た。今後、さらに人口移動統計が蓄積されるにしたがって、他の分析手法も開発されていくであろうが、標準化によればある特定の時期における人口移動の年齢スケジュールを活用することにより長期間の時系列分析が可能であり、人口構造の影響が除去されたモビリティ（男女年齢を通した平均的な移動性向の強さ）の変化などを分析するには有効な手法と考えられる。小池（2017）においては今後の課題のなかで、東京都区部以外の地域への標準化の適用を挙げており、とりわけ非大都市圏への適用によって、当該地域の市町村間人口移動流の変化や大都市圏との間の転入転出モビリティの変化パターンなど、「地方人口ビジョン」や「地方版総合戦略」の策定や見直しにも大きな手がかりとなる情報が得られる可能性がある。

本稿では新潟県で作成されている「新潟県人口移動調査」を利用し、間接標準化の適用によって、新潟県内の各市における転出・転入のモビリティ変化や、移動数変化に対する人口構造の影響等を明らかにすることを目的とする。新潟県は東京圏との人口移動が活発であり、非大都市圏の側から大都市圏との人口移動傾向の変化を捉えるのに適した地域と考えられることに加え、「新潟県人口移動調査」には比較的長期間にわたって県内移動・県外移動に関する詳細な統計が収録されており、人口移動傾向の時系列変化分析に好都合という点も挙げられる。地方自治体によって作成されている人口統計のなかにはe-Statから得られない貴重なものも多くあり、「新潟県人口移動調査」もそのひとつである。このような地域人口統計の新たな活用手法を見出すことも併せて本稿の目的とする。以下ではまず、主として非大都市圏をめぐる人口移動に焦点を当てた近年の研究を中心にレビューを行い、その後本論に入ることとする。

なお分析結果が多岐にわたるため、内容を二つの稿に分割することとした。本稿では分析の枠組みや手法等の説明とともに、県内各市における移動を県内移動と県外移動に区分し、それぞれについて1980～2015年の35年間を通した分析結果について、若干の考察を交えながら述べる。個別地域間の人口移動のモビリティ変化や1980～2015年を5年ごとに区切った分析結果、および期間ごとの変化要因の考察等については、稿を改めて報告することとする。

## II. 非大都市圏を中心とした近年の人口移動に関する研究動向

我が国では大半の地域において長期的な人口減少局面に入ったことに加え、東京圏一極集中や、増田（2014）にはじまる「地方創生」の動きが顕在化したことなどから、地域人口、とりわけ地域間の人口移動をテーマとした研究が活発化してきたように思われる。以下では、主に非大都市圏の人口移動を扱った近年の研究等に関していくつか触れる。

まず、都道府県等を単位として全域的な人口移動パターンを分析した研究や、特定の都道府県や市町村を分析対象とした人口移動研究が活発化してきた。前者においては、新たな地域間人口移動モデルの構築により人口移動の要因の解明を試みた研究（田村・坂本

2016, 田村 2017, 能美 2015, 張ほか 2016 など)が目立っている。後者のなかでは、人口移動に関する諸指標により域内の移動流の変化を分析した研究(青山 2011, 奥井 2017), 域外との間の転出数・転入数または転入超過数の変化の分析を中心に据えた研究(藤原 2012, 平澤 2013, 野邊 2011, 稲垣 2013, 上藤ほか 2014)などが多くみられる。ほかに、札幌市における配偶関係別の移動傾向の変化を分析した研究(原 2013)や、福井市内の小地域別に人口移動傾向を分析した研究(田中 2014)なども注目される。人口移動が地域人口に及ぼす影響の大きさを考慮すれば、地域人口に注目が集まるとともに人口移動研究が再び盛んに行われるようになってきたのは自然な流れとも思われる。

2011年に発生した東日本大震災は、震災の直接的な被害を受けた地域の人口移動のみならず広域的な人口移動パターンも大きく変化させたが、これに関連する研究としては、阿部(2012, 2015), 小池(2013), 濱松(2014)などがある。いずれも人口移動統計の制約を受けているものの、本稿においても活用する「住民基本台帳人口移動報告」の男女年齢別集計結果等の利用により、移動流変化のパターン等が相当程度明らかにされている。また、日本の総人口が減少の一途をたどるなかで、外国人の人口移動や人口分布の変化が、地域人口減少の歯止めとなり得るかという観点に基づいた研究も散見される(石川ほか 2014, 中川ほか 2016 など)。年による変動は大きいですが、外国人の入国超過数や国内人口移動に占める外国人の割合は総じて増加傾向であり、外国人の人口移動に関する研究は、今後次第に大きなウエイトを占めるようになるだろう。

「地方創生」と関連づけた人口移動研究も多岐にわたっている。ひとつの大きな流れは、いわゆる「田園回帰」の動き(小田切ほか 2016)に関する研究であり、非大都市圏に属する地域を対象として近年のUIターン等の事例が紹介されている(李・杉浦 2017, 大江 2016, 作野 2016, 長住・福田 2017, 谷垣 2017 など)。マクロ的にみた人口移動流のなかで、「田園回帰」が量的にどの程度のインパクトがあるのかについては検討の余地が大きいものの、各地域において新たな人口移動傾向が観察されていることは興味深く、今後の動向が注目されるところである。

上述の研究においては、集計データまたは調査データを用いて、それぞれに独自の視点に立った人口移動分析が行われているものの、地域別人口構造の変化が移動数(転出数・転入数)の変化に与える影響には触れられていない。つまり人口学的には、ある地域の転出数には域内の人口構造が、転入数には域外の人口構造がそれぞれ影響を及ぼすが、近年においてこの点に明確に触れた研究はみられなかった。小池(2017)はその問題意識に基づいたものでもあったが、丸山(2017)は同様の間接標準化を適用することによって北陸3県の人口移動変化を分析し、福井県と富山県・石川県との間のモビリティ変化の違い等に関して新たな知見を得ている。本手法は、移動数と(男女)年齢別人口の時系列データ、および任意の時点の(男女)年齢別移動率が得られれば、どの地域にも適用可能というメリットがある。「新潟県人口移動調査」では長期間にわたり、ほぼ同じ形式で県内・県外の人口移動データ等が整備されている点も重視し、新潟県の各市を本稿における分析対象地域とした。

新潟県を対象とした人口移動に関連する既存研究としては、高阪（1978）、石水（1979）、手塚（1993）などがある。いずれにおいても地理学の空間的視点に基づいた興味深い分析が行われているが、県内の自然減が顕在化する前の研究ということもあり、人口学的観点に立ったものではない。人口構造変化に着目した非大都市圏の人口移動研究としては、上述の丸山（2017）を除けば、本稿が初の試みになると思われる。

### Ⅲ. 「新潟県人口移動調査」による人口移動の変化

具体的な分析手法や分析結果の説明に入る前に、「新潟県人口移動調査」から得られる新潟県内市町村における人口移動の変化について概観しておく。

図1は、1980～2015年における新潟県内の市町村間移動数である<sup>1)</sup>。新潟市は2007年より政令指定都市に移行しており、行政区が設けられているが、行政区間の移動は本図のなかに含まれていない。各時点における市町村境界での市町村間移動数は、市町村合併前の移動数であるので、当然ながら現在（2017年末時点）の市町村境界での移動数よりも多くなる。1980～2000年において<sup>2)</sup>、当時は市町村間移動であったが現在は市町村内移動となる移動数の全体に占める割合は、おおよそ29～33%で推移しており、市町村間移動数の減少の約1/3は市町村合併による影響となる。概ね地理的に隣接し通勤・通学でも結びつきの強い市町村が合併対象となること（清水 2008）に加え、新潟県においては「平成の大合併」の進捗が著しかったこと<sup>3)</sup>が「見かけ上の」市町村間移動数減少の大きな要因といえよう。しかし、本稿において注目するのは現在の市町村境界での市町村間移動数である。現在の市町村境界に組み替えた移動数は、2000年頃まで概ね3万人を少し超える水準でほぼ横ばいであったが、それ以降は直近の2015年に至るまで減少傾向が継続している。

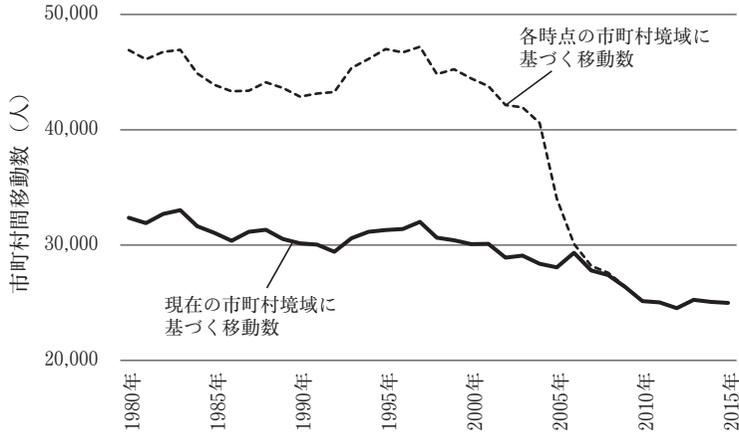
---

1)  $t$ 年の移動数は、 $t-1$ 年10月～ $t$ 年9月の移動数を表す。

2) 1980年以降では2001年1月1日に旧黒埼町が新潟市に編入されるまで合併は生じていない。

3) 新潟県では、2000年国勢調査時点の112市町村から「平成の大合併」により30市町村に減少しており、市町村の減少率は長崎県・広島県に次いで3番目である（森川 2015）。

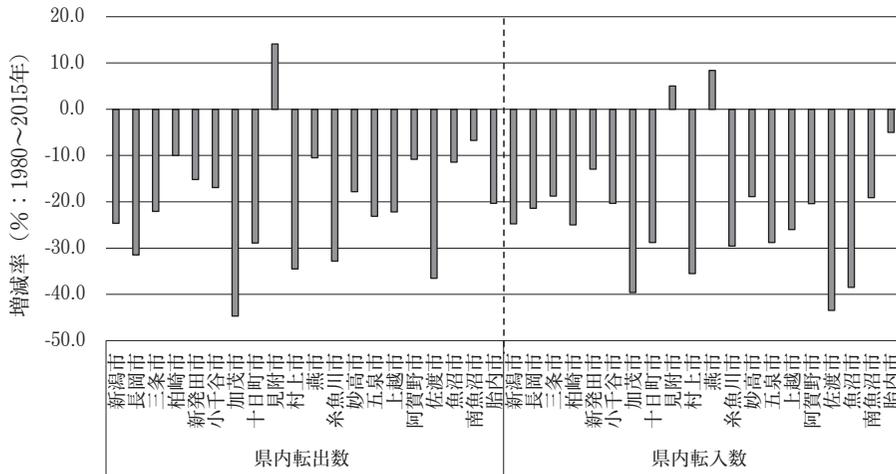
図1 新潟県における市町村間移動数の推移（1980～2015年）



資料：新潟県総務管理部統計課「新潟県人口移動調査」

また図2は、本稿で分析対象とする20市における1980～2015年の県内転出数・転入数（いずれも現在の市町村境界での値）の増減率であるが<sup>4)</sup>、見附市の転出数・転入数および燕市の転入数を除いて減少している。一方、同じ20市における県外転出数・転入数（図3）<sup>5)</sup>も各市とも大幅に減少しており、全体的には転入数の減少の方がより著しい。

図2 県内転出数・転入数の増減率（新潟県内20市：1980～2015年）



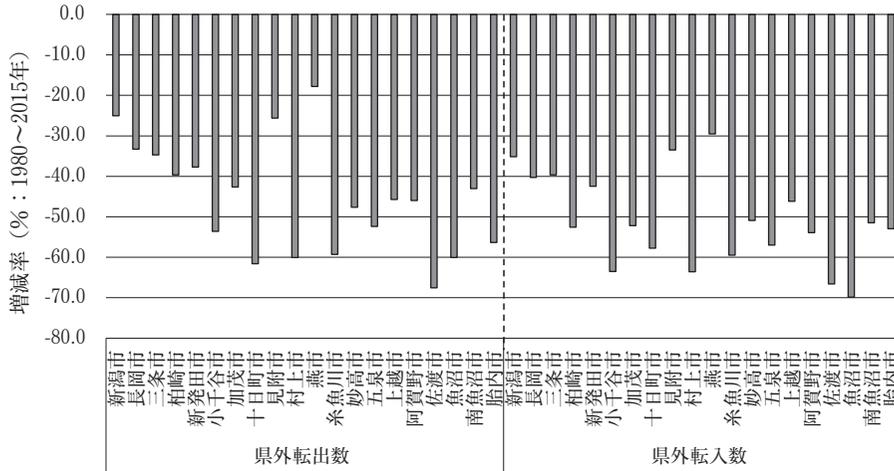
注：現在の市町村境域に基づく値

資料：新潟県総務管理部統計課「新潟県人口移動調査」

4) 後述の分析に合わせて3年平均の移動数としている。たとえば1980年の移動数は、1979～1981年の3年間の平均移動数である。

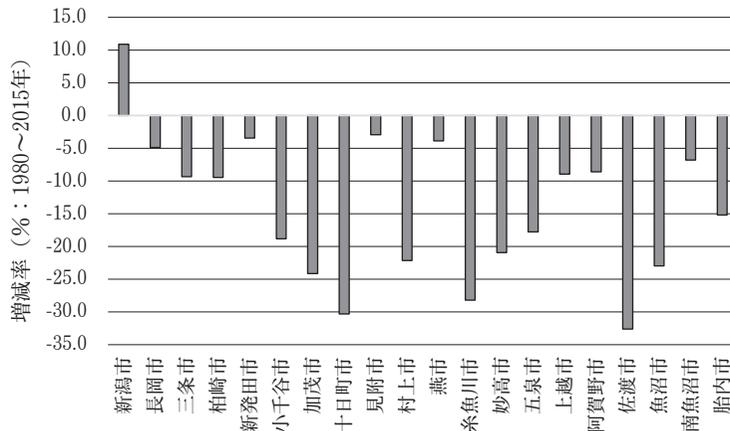
5) 図2と同様、3年平均の移動数に基づく増減率であり、国際移動は除外している。

図3 県外転出数・転入数の増減率（新潟県内20市：1980～2015年）



注1：現在の市町村境域に基づく値  
 注2：国際移動は除く  
 資料：新潟県総務管理部統計課「新潟県人口移動調査」

図4 人口増減率（新潟県内20市：1980～2015年）



注：現在の市町村境域に基づく値  
 資料：総務省統計局「国勢調査」

こうした県内・県外の移動数の減少傾向には、人口構造変化の影響が多分に含まれている可能性が高いことに留意する必要がある。同期間の人口増減率（図4）と比較してみると、とくに人口減少率の高い市において転出数・転入数とも大幅に減少しているように見受けられる。県内・県外ともに人口減少・高齢化が進行しているため、モビリティが一定であれば転出数・転入数ともに減少することは想定されるだろう。問題はその程度であり、転出数には域内人口構造の変化が、転入数には域外人口構造の変化がそれぞれ影響を及ぼ

していることから、域内・域外の（男女）年齢別人口の時系列データが必要となる。こうして転出数・転入数の変化から人口構造による変化の影響を除去した分が、モビリティ変化による影響と解釈される。

#### IV. 利用データ，分析対象地域，および分析手法

以下では本稿において利用したデータ，分析対象地域や分析手法等について述べる。なお、「4. 分析対象とする地域間移動」は主に別稿で扱う予定の個別地域間移動の類型に触れているが、本稿で対象とした県内移動・県外移動はそれぞれ個別地域間移動の合計としているため、本稿で記述することとした。

##### 1. 利用データ，分析対象期間

本稿で利用したデータは、上述の「新潟県人口移動調査」のほか、総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」の「参考表（年齢（10歳階級），男女，転入・転出市区町村別結果）」（以下、「参考表」），および「人口推計」の「都道府県別，年齢（5歳階級）別人口」（以下、「人口推計」）である。「新潟県人口移動調査」には多くの統計表が掲載されているが、本稿で利用するのは「第1表 年齢（5歳階級）別推計人口」<sup>6)</sup>、「第4表 県内市町村間移動数」，「第6表 都道府県別移動者数－市区町村別－転入」および「第7表 都道府県別移動者数－市区町村別－転出」である（以下それぞれ、「第1表」，「第4表」，「第6表」，「第7表」）。「新潟県人口移動調査」についてはデータが存在する1978年以降についてすべて入力を行ったが、後述のように市別移動数の不安定性を考慮し、1980～2015年を5年ごとに区切り、各年を中心とする3年平均の移動数をもとに分析を行った<sup>7)</sup>。

##### 2. 分析対象地域，データの整表

分析対象地域は、2017年末時点の新潟県内の20市である<sup>8)</sup>。合併前に作成された各表はすべて合併後の境域に組み替えを行い、「第1表」にある年齢不詳人口は全市・全年次において、総務省統計局「人口推計」の「平成22年国勢調査による基準人口」の参考表「都道府県，年齢（5歳階級），男女別基準人口」による新潟県の5歳階級別人口と平成22年国勢調査による新潟県の5歳階級別人口との差から得られる配分率を一律に適用することにより配分した。本配分方法を採用した主な理由は、新潟県においては年齢不詳人口の割合が相対的には小さいものの、とくに年次によって配分方法を変更するのは好ましくない

6) 直近の国勢調査人口を基準として、日本人および外国人の出生・死亡・転入・転出を加除して算出される推計人口であり、男女計の各年10月1日現在の5歳階級別人口のみ表章されている。

7) 第4表において転入数または転出数の合計が記載されている合計値と合致しない年次が散見されたが、基本的には個別の市町村間転入数または転出数を正しい値と考え、合計値を修正した。

8) 新潟県では、2000年10月1日時点の112市町村から2010年10月1日時点には30市町村まで減少したが、2010年3月31日に北魚沼郡川口町が長岡市に編入されたのを最後に、本稿執筆時点まで市町村合併は発生していない。

と考えたことによる。「第4表」・「第6表」・「第7表」についても、移動数（転入数および転出数）を合併後の境域に組み替えることによって合併前後で移動数を比較可能な形とした。

### 3. 分析手法

分析手法は小池（2017）と基本的に同様である。すなわち、各市における人口移動を転出と転入に分け、それぞれについて直近の年齢別移動率を標準移動率として過去の標準化移動数を算出し、実際の移動数と比較することによって移動数の変化を人口構造要因とモビリティ要因に分解しようとするものである。ただしデータの都合上、次の3点において小池（2017）と異なる。第一に、標準移動率の算出に用いる移動数は、すべてのケースにおいてODでの移動数が把握可能な「参考表」を利用した。第二に、「新潟県人口移動調査」の「第1表」に記載されている市町村別年齢別人口が男女計の値となっているため、男女計の移動数により標準化を適用した。第三に、各年の分析ではときに変動が大きくなることに配慮して、1980～2015年の5年ごとの移動数に基づいて分析を行い、当該年を中心とする前後3年間の平均移動数を実際移動数とした。たとえば1980年の移動数と表現した場合は、1979年・1980年・1981年の平均移動数を意味する。これに合わせて、標準移動率の算出に用いる移動数も2014～2016年の3年間の値を用い、2015年の移動率とした。

ひとつ問題となるのは、「新潟県人口移動調査」の「第4表」・「第6表」・「第7表」における移動数と「参考表」における移動数が異なることである。本稿では時系列データとして「新潟県人口移動調査」を利用することから、標準移動率の算出に用いる「参考表」との値が乖離するのは不都合である。移動数が異なる要因として2つあり、ひとつは集計期間の違いに起因する。 $t$ 年の移動数として表章されている場合、前者は $t-1$ 年10月～ $t$ 年9月の1年間の移動数であるのに対して、後者は $t$ 年1月～ $t$ 年12月の1年間の移動数となっている。もうひとつは、前者が外国人を含んだ移動数であるのに対して、後者は日本人に限定した移動数となっている点である。ただし、両者の乖離の程度は概して非常に小さいため、移動数の年齢別分布は両統計で同一とみなして差し支えないと考えられる。したがって、「参考表」に記載されている年齢別移動数の合計を「新潟県人口移動調査」の各表における移動数と合致させるように、2014～2016年の3年間において年齢別移動数の一律補正を行った。補正式は下記のとおりである。

$${}_xNa(t)_{i,j} = {}_xR(t)_{i,j} \times \frac{N(t)_{i,j}}{R(t)_{i,j}} \quad \text{ただし, } t=2014, 2015, 2016$$

ここで、 ${}_xNa(t)_{i,j}$ ： $t$ 年の地域*i*から地域*j*への年齢 $x \sim x+9$ 歳（0～9歳、10～19歳・・・50～59歳、60歳以上）の補正後移動数、 ${}_xR(t)_{i,j}$ ：「参考表」による $t$ 年の地域*i*から地域*j*への年齢 $x \sim x+9$ 歳の移動数、 $R(t)_{i,j}$ ：「参考表」による $t$ 年の地域*i*から地域*j*への移動数総数、 $N(t)_{i,j}$ ：「新潟県人口移動調査」の「第4表」または「第6表」または「第7表」による $t$ 年の地域*i*から地域*j*への移動数総数、である。

以上により求めた補正後の年齢別移動数をもとに標準移動率を算出する。たとえば地域  $i$  から地域  $j$  への移動について、年齢  $x \sim x+9$  歳の標準移動率 ( ${}_x ns_{i,j}$ ) は次式により算出される。

$${}_x ns_{i,j} = \frac{{}_x Na'(2015)_{i,j}}{{}_x P'(2014)_i}$$

$$\text{ただし, } {}_x Na'(2015)_{i,j} = \frac{{}_x Na(2014)_{i,j} + {}_x Na(2015)_{i,j} + {}_x Na(2016)_{i,j}}{3}$$

$${}_x P'(2014)_i = \frac{{}_x P(2013)_i + {}_x P(2014)_i + {}_x P(2015)_i}{3}$$

ここで、 ${}_x P(t)_i$  :  $t$  年、地域  $i$  の年齢  $x \sim x+9$  歳人口である。地域  $i$  が新潟県内の場合、「新潟県人口移動調査」の「第1表」による年齢別人口を用い、地域  $i$  が新潟県外の場合は「人口推計」による年齢別人口を用いる。「第1表」および「人口推計」に記載されているのは各年10月1日時点の推計人口であるから、分母人口は分子の移動数集計期間の期首人口に相当する。標準移動率の算出にあたり、分母人口は必ず出発地の人口（地域  $i$  から地域  $j$  への移動の場合、地域  $i$  の人口）とすることに留意されたい。なお以下では、ダッシュ (') 付きの値はカッコ内の年を中心とする3年間の平均値を表すこととする。

続いて、2010年以前について標準化移動数を算出する。 $t$  年の標準化移動数は、仮に標準移動率が適用された場合に期待される  $t$  年の移動数であり、たとえば地域  $i$  から地域  $j$  への  $t$  年の標準化移動数 ( $NS(t)_{i,j}$ ) は次式により算出される。

$$NS(t)_{i,j} = \sum_x ({}_x P'(t-1)_i \times {}_x ns_{i,j})$$

ただし、 $t=1980, 1985, \dots, 2010, 2015$  である。 $NS(2015)_{i,j}$  は、当然ながら2014～2016年の補正後移動数の平均値に一致する。なお  $NS(t)_{i,j}$  は、地域  $i$  からみれば地域  $j$  への標準化転出数であり、地域  $j$  からみれば地域  $i$  からの標準化転入数となる。

続いて、分析期間の期首時点である1980年を基準 (=1) としたモビリティ比を算出する。まず2015年を基準とした場合、地域  $i$  から地域  $j$  への移動の  $t$  年のモビリティ比 ( ${}_{2015} mr(t)_{i,j}$ ) は、

$${}_{2015} mr(t)_{i,j} = \frac{N'(t)_{i,j}}{NS(t)_{i,j}}$$

である。分母の  $t$  年の標準化移動数 ( $NS(t)_{i,j}$ ) は2015年の標準移動率を適用した場合の  $t$  年の移動数、分子は  $t$  年の実際移動数 ( $t-1$  年～ $t+1$  年の3年間の平均移動数) であるから、 ${}_{2015} mr(t)_{i,j}$  が1よりも大きければ、地域  $i$  から地域  $j$  への移動に関する  $t$  年のモビリティは2015年のモビリティよりも高いことを意味する。

年齢別の移動率分布が一定であると仮定すれば、すなわち年齢別移動率の変化パターン

が一様であると仮定すれば、期間中の任意の年を基準としたモビリティ比を算出することが可能であり、1980年を基準とした地域*i*から地域*j*への移動のモビリティ比( ${}_{1980}mr(t)_{i,j}$ )は下式によって求められる。

$${}_{1980}mr(t)_{i,j} = \frac{{}_{2015}mr(t)_{i,j}}{{}_{2015}mr(1980)_{i,j}}$$

また、ある*t*年から*t*+5年にかけての移動数変化の人口構造要因による変化( $\Delta S(t,t+5)_{i,j}$ )とモビリティ要因による変化( $\Delta E(t,t+5)_{i,j}$ )への分解については、下記の式により行う。

$$\Delta S(t,t+5)_{i,j} = NS(t+5)_{i,j} \times {}_{2015}mr(t)_{i,j} - N'(t)_{i,j} \cdot \cdot \cdot \textcircled{1}$$

$$\Delta E(t,t+5)_{i,j} = ({}_xN'(t+5)_{i,j} - {}_xN'(t)_{i,j}) - \Delta S(t,t+5)_{i,j}$$

①式の右辺第一項は、*t*+5年の地域*i*から地域*j*への移動のモビリティが*t*年のモビリティと同じであった場合に期待される*t*+5年の移動数であり、この値から*t*年の実際移動数( $N'(t)_{i,j}$ ：*t*-1年～*t*+1年の3年間の平均移動数)を引くことにより、人口構造要因による変化が算出される。人口構造要因以外の変化の要因をモビリティ要因と考えれば、5年間の実際移動数の変化から人口構造要因による変化を差し引くことによって、モビリティ要因による変化が求められる。

#### 4. 分析対象とする地域間移動

上述のとおり、分析対象地域は新潟県内の20市であるが、人口規模の違いなどにより各市において観察される移動数は大きく異なり、人口規模の小さい市間の移動数は非常に少ないために「参考表」にも移動数が記載されず、「その他の市町村」との間の移動数としてまとめられているケースが多々存在する。また、「参考表」に個別の市間の移動数が記載されていたとしても、移動数が極端に少ない場合は後述の分析結果の解釈が困難となる恐れもある。

そこで、移動をまず県内移動と県外移動(国際移動は除く)に分け、県内移動については2016年の「参考表」に記載されている市間の転入数・転出数がともに30人以上の場合に個別の市間の移動を分析対象とし、他の県内地域との間の移動はすべてまとめて扱うこととした。その結果、各市において分析対象とする県内の地域間移動は図5のとおりである。たとえば新潟市では県内各市との間の移動を分析対象とするが、町村部(10町村)との間の移動はまとめて扱い、小千谷市では新潟市と長岡市との間の移動を個別の分析対象とするが、その他の市および町村部との間の移動はまとめて扱うことを意味する。

図5 分析対象とした地域間移動（県内移動）

	新潟市	長岡市	三条市	柏崎市	新発田市	小千谷市	加茂市	十日町市	見附市	村上市	燕市	糸魚川市	妙高市	五泉市	上越市	阿賀野市	佐渡市	魚沼市	南魚沼市	胎内市	町村部	
新潟市	■	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	*
長岡市	○	■	○	○	○	○	*	○	○	○	○	*	*	*	○	*	○	○	○	○	*	*
三条市	○	○	■	*	*	*	*	*	○	*	○	*	*	*	○	*	*	*	*	*	*	*
柏崎市	○	○	*	■	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	○	*	*	*	*	*	*	*
新発田市	○	○	*	*	■	*	*	*	*	○	*	*	*	*	○	○	*	*	*	*	○	*
小千谷市	○	○	*	*	*	■	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
加茂市	○	*	*	*	*	*	■	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
十日町市	○	○	*	*	*	*	*	■	*	*	*	*	*	*	○	*	*	*	*	*	○	*
見附市	○	○	○	*	*	*	*	*	■	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
村上市	○	○	*	*	○	*	*	*	*	■	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	○
燕市	○	○	○	*	*	*	*	*	*	*	■	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
糸魚川市	○	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	■	*	*	○	*	*	*	*	*	*	*
妙高市	○	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	■	*	○	*	*	*	*	*	*	*
五泉市	○	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	■	*	○	*	*	*	*	*	*
上越市	○	○	○	○	○	*	*	○	*	*	*	○	○	*	■	*	*	*	*	○	*	*
阿賀野市	○	*	*	*	○	*	*	*	*	*	*	*	*	○	*	■	*	*	*	*	*	*
佐渡市	○	○	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	■	*	*	*	*	*
魚沼市	○	○	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	■	*	○	*	*
南魚沼市	○	○	*	*	*	*	*	○	*	*	*	*	*	*	○	*	*	*	○	■	*	*
胎内市	○	*	*	*	○	*	*	*	*	○	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	■	*

○ 個別の地域間を分析対象  
 \* 地域をまとめて分析対象

一方、県外移動についても各都道府県との間の移動数が少ない場合、「参考表」では「その他の県」としてまとめられ、人口規模が小さい市では大半の都道府県との移動が「その他の県」の移動のなかに含まれてしまっている状況にある。したがって、新潟市と長岡市については県外を6地域、その他の市については県外を2地域に分け、各市と県外各地域との間の移動を分析対象とすることとした（図6）。

図6 分析対象とした地域間移動（県外移動）

	地域区分					
新潟市、長岡市	東京	埼玉、千葉、神奈川	北海道・東北	北関東	中部・北陸	近畿・中国・四国・九州・沖縄
その他の市	東京圏		その他地域			

北海道・東北：北海道、青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島  
 北関東：茨城、栃木、群馬  
 中部・北陸：富山、石川、福井、山梨、長野、岐阜、静岡、愛知、三重  
 近畿・中国・四国・九州・沖縄：滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山、鳥取、島根、岡山、広島、山口、徳島、香川、愛媛、高知、福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄

以上により、新潟県内20市と各地域との間の移動について、1980～2015年の各5年間に  
 におけるモビリティ比の算出および移動数変化の人口構造要因とモビリティ要因への分解を  
 行った。個別地域間の分析等は別稿に譲ることとし、以下では1980～2015年の35年間を通  
 した県内移動変化と県外移動変化に関する主要な分析結果について述べる。その際、標準  
 化移動数は各地域との間で求めた後、県内および県外について合算している。たとえば糸  
 魚川市の県内標準化転入数は、新潟市から糸魚川市への標準化転入数、上越市から糸魚川  
 市への標準化転入数、および県内その他地域から糸魚川市への標準化転入数をそれぞれ求  
 めた後、それらを合算した値としている。

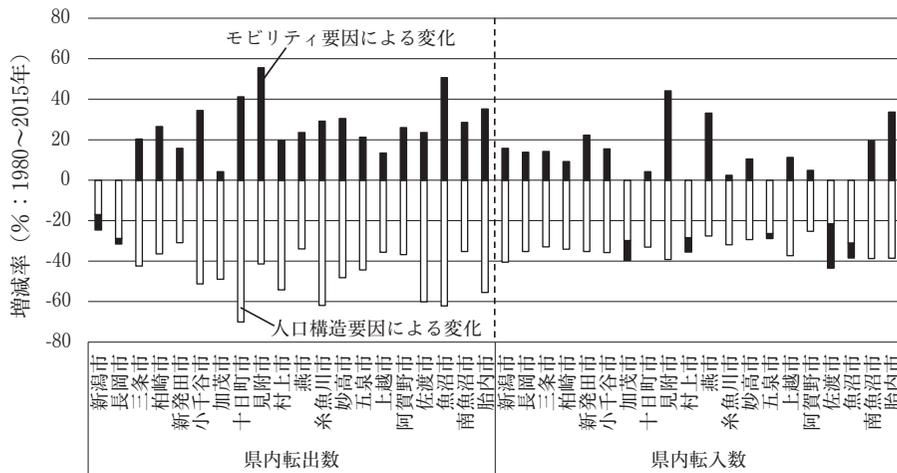
## V. 分析結果

本節では、前節の手法を用いて1980～2015年の県内20市における人口移動を分析した結  
 果について、県内移動と県外移動に分け、若干の考察を交えて記す。

### 1. 県内移動

図2に示した20市の1980～2015年の県内移動数の変化について、上述の手法を用いて人  
 口構造要因とモビリティ要因に分解した結果が図7である。

図7 移動数の人口構造要因とモビリティ要因への分解結果（県内移動：1980～2015年）



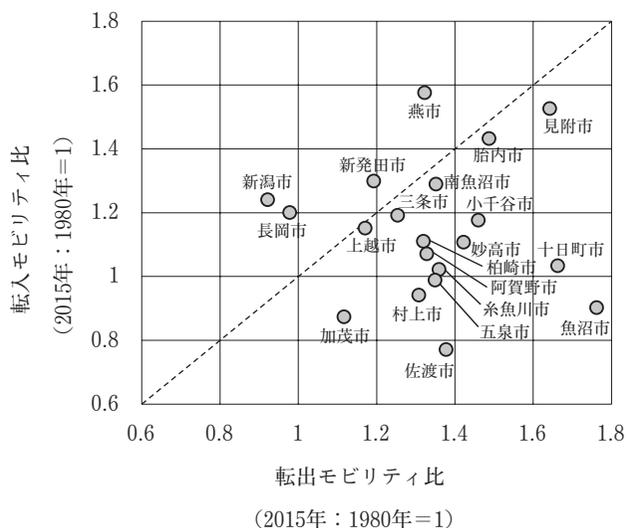
まず転出数に関しては、全市において人口構造要因がマイナスとなっている。期間中の  
 若年層人口減少が緩やかな新潟市・見附市などでは比較的小さいマイナスにとどまってい  
 るのに対して、若年層人口減少率の高い十日町市・佐渡市などでは大幅なマイナスとなっ  
 ており、とくに長期間にわたって人口減少が進展している地域の転出数減少には、人口構  
 造要因が大きく影響していたと解釈できる。一方、モビリティ要因は新潟市と長岡市では  
 マイナス、その他の18市ではプラスとなっており、新潟市と長岡市以外では県内の転出モ

ビリティは高まっている。結果として、35年間で県内転出数が増加したのは、モビリティ要因のプラスが人口構造要因のマイナスを上回った見附市のみであった。県内転出数の減少はもっぱら人口構造要因によるものであり、モビリティが低下したわけではないことがうかがえる。

転入数に関しても、転出数と同様に全市において人口構造要因はマイナスとなっている。転入数の変化は、自市以外の人口構造変化の影響を受けるため、転出数変化における人口構造要因のような地域差はみられないものの、たとえば県内で人口減少が長く継続している地域からの転入が多い新潟市ではマイナス幅が大きく、人口減少が緩やかな新潟市からの転入が多い阿賀野市では比較的小さいマイナスにとどまっている。つまり、転入者の転出地の分布が、当該地域の転入数を規定する一因となっていることを意味しており、この点は将来の人口移動パターンを見通すうえでも示唆的といえよう。モビリティ要因は、新潟市・長岡市を含む15市でプラスの反面、加茂市・村上市・五泉市・佐渡市・魚沼市の5市ではマイナスとなっている。

上述のように、新潟市と長岡市以外では転出モビリティが高まっているため、大半の市で転入モビリティも高まることになるが、転出モビリティの変化と転入モビリティの変化は必ずしも連動しているとはいえない。図8は、1980年を基準とした2015年の転出モビリティ比・転入モビリティ比の分布を示したものであるが、期間中の転入モビリティ比が転出モビリティ比を上回るのは、新潟市・長岡市・新発田市・燕市のみであり、その他の16市ではすべて転入モビリティ比が転出モビリティ比を下回った。転出モビリティ比に対する転入モビリティ比の比は最大の新潟市（1.35）から最小の魚沼市（0.51）まで大きな違いがある。すなわち県内移動に限ってみれば、新潟市と長岡市を中心とした地域において転入超過の傾向を強めた反面、その他の地域では軒並み転出超過傾向が高まったといえる。

図8 転出モビリティ比と転入モビリティ比の分布（県内移動：1980～2015年）

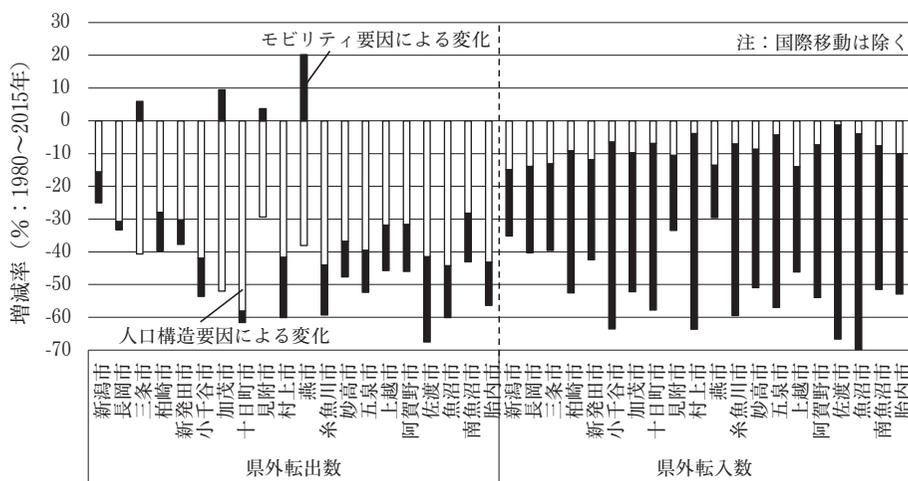


この点は、単に転出数と転入数の変化を観察するだけでは読み取れない。たとえば十日町市では、県内転出数と県内転入数の減少率はほぼ同じであるが（図2）、モビリティ比でみれば転入モビリティ比1.03に対して転出モビリティ比1.66であり、転出モビリティ比の方が大幅に高い。つまり十日町市では、人口構造要因による（県内）転出数の減少が同要因による（県内）転入数の減少よりも大きいためモビリティ要因による変化の差を相殺していたことになり、人口構造の影響を除去すれば、転出超過の傾向が高まっていたと解釈できる。

## 2. 県外移動

一方、図3に示した20市の1980～2015年の県外移動数の変化について、人口構造要因とモビリティ要因に分解した結果が図9である。

図9 移動数の人口構造要因とモビリティ要因への分解結果（県外移動：1980～2015年）



県内移動と同様、転出数の減少には人口構造要因が大きく影響している。モビリティ要因による変化は全体的にあまり目立たないが、三条市・加茂市・見附市・燕市を除く16市ではマイナスとなっており、県外への転出モビリティはどちらかといえば低下気味である。なお、人口構造要因による県外転出数の減少率は、同要因による県内転出数の減少率とほぼ同じであるが、若干値が違ふのは、標準となっている2015年の転出率の年齢別分布が県内転出と県外転出との間で多少異なっていることに起因する。

一方転入数については、人口構造要因・モビリティ要因ともに全市でマイナスとなっているが、人口構造要因による影響は総じて小さい。新潟県各市への県外からの転入者には東京圏からの転入が多く含まれるが、東京圏では期間中の人口規模が増加傾向であり高齢化もさほど進行していないため、人口構造要因のマイナス幅は県外転出数における人口構造要因のマイナス幅と比較して小さくとどまる。反面、各市ともモビリティ要因による転入数の減少が非常に目立っている。新潟市、燕市、見附市など新潟市とその周辺部では、

モビリティ要因による減少率は相対的に小幅に抑えられている一方で、小千谷市・十日町市・糸魚川市・五泉市・村上市・佐渡市・魚沼市の7市ではモビリティ要因による減少率が50%を超えており、転入モビリティの低下が著しい。1980年を基準とした2015年の転出モビリティ比と転入モビリティ比をみると（図10）、全市において転出モビリティ比が転入モビリティ比を上回り、県外との間では全域的に転出超過傾向が強まっていることがうかがえる。転出モビリティ比に対する転入モビリティ比の比が最も大きいのは新潟市（0.86）、最も小さいのは魚沼市（0.39）であり、最大値と最小値を示す市は県内移動と一致した。新潟市では1980年と比較しても、転出・転入ともさほどモビリティが変化しているわけではないが、人口構造要因による転出数の減少率が高い市ほど転入モビリティは低下しているように見受けられる。

図10 転出モビリティ比と転入モビリティ比の分布（県外移動：1980～2015年）

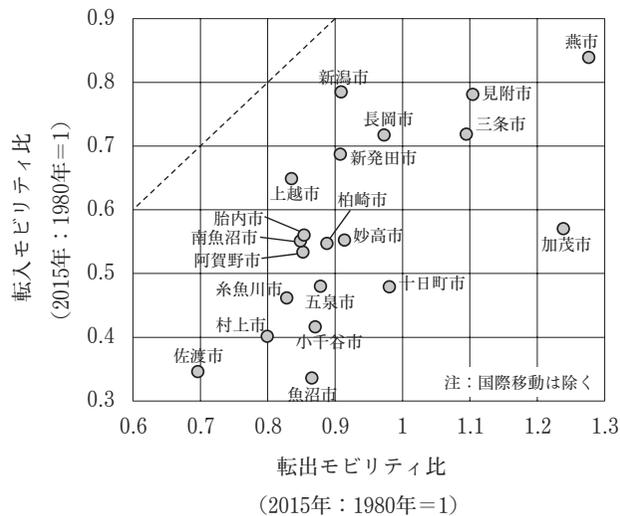


図3からは、各市における県外への転出数および県外からの転入数の減少率には大差ないように見えるが、上述の結果によればその人口学的要因は転出と転入で全く異なっていることになる。つまり、転出数の減少には主に人口構造要因が、転入数の減少には主にモビリティ要因がそれぞれ強い影響を及ぼしていたといえる。

県外からの転入モビリティが著しく低下している要因については今後さらに分析を重ねていく必要があるが、一因としては自市内の人口構造要因に起因するUターン数の減少が考えられる。すなわち、若年人口および県外転出数が多かった時代には、新潟県出身者が東京圏を中心とする大都市圏に進学・就職等でいったん転出した後にUターンする人の数も相当量見込まれるが、上述のように人口構造要因によって県外への転出数が減少すれば、仮に転出者が過去と同様の割合でUターンしたとしても、Uターン数および大都市圏居住者に占めるUターン者割合は減少する。国立社会保障・人口問題研究所「人口移動調査」によれば、少なくとも第6回調査時点（2006年）までは東京圏居住者に占める

東京圏出生者の割合は上昇傾向であり（国立社会保障・人口問題研究所 2013）<sup>9)</sup>、東京圏以外の出生者割合が低下しているとすれば、Uターン率はともかくUターン数としては減少している可能性が高いと思われる。本稿の枠組みではこの点に関して示唆的な知見を得ることはできないが、「新潟県移動調査」では県内および県外の転出・転入について年齢階層別・理由別移動数が表章されており、本データによって移動理由の側面からUターン等の推移を分析できる可能性がある。ほかにも、「人口移動調査」や、国勢調査の人口移動集計をもとに都道府県別現住者の出生地分布を推定した研究（奥村ほか 2013）も含めて様々なデータの活用が考えられる。今後の課題のひとつとしたい。

## VI. おわりに

本稿では「新潟県移動調査」を利用し、1980～2015年における新潟県内20市の転出数・転入数の変化について、県内移動・県外移動に分けて分析を行った。分析に際しては小池（2017）と同様の間接標準化を適用することによって、転出数・転入数それぞれの変化について人口構造要因とモビリティ要因への分解を試みた。35年間を通した分析結果から得られた知見は、おおよそ下記のようにまとめられる。

県内移動に関しては転出・転入ともに人口構造要因が大きな影響を及ぼしており、県内各市の人口減少や高齢化が各市の移動数減少に直結していた。モビリティ変化の分布には地理的な特徴がみられ、県内の中心市である新潟市や長岡市などにおいて転入モビリティ比が転出モビリティ比を上回ったのに対して、その他大半の市では転出モビリティ比が転入モビリティ比を上回った。つまり県内移動に限ってみれば、新潟市や長岡市などで転入超過傾向を強めた反面、その他地域では軒並み転出超過傾向が高まっていた。この点は単なる移動数の変化からはうかがい知れず、上述の分解から人口構造要因を除去したことによってはじめて明らかになったといえる。一方県外移動に関しては転出数の変化と転入数の変化で人口学的要因が異なり、転出数の減少には人口構造要因、転入数の減少にはモビリティ要因がそれぞれ大きな影響を及ぼしていた。全市において転入モビリティ比が転出モビリティ比を下回ったが、とりわけ人口構造要因による転出数の減少率が高い市ほど転入モビリティは低下している傾向が見受けられた。今後、東京圏をはじめとする大都市圏においても人口減少が顕在化することになれば、県外からの転入に関して人口構造要因もさらにマイナスに作用するため、新潟県各市における転入数の回復は非常に困難といわざるを得ないだろう。

本稿により、間接標準化を用いた人口移動分析の有効性が再確認されたとともに、都道府県など地方自治体において整備されている人口統計の活用手法の一端を示すことができたと思われる。「地方版総合戦略」の策定等において地方自治体が独自の地域分析を行うことが強く期待されるようになった今日において、人口移動分析の一例として本稿が多少

---

9) 第7回調査（2011年）では30～40歳代における東京圏出生者の割合が第6回調査から低下しているが、東日本大震災の影響の可能性が指摘されている。

とも参考になればと考える。

1980～2015年を5年ごとに区切った分析や個別地域間の移動数変化の分析等については別稿に譲るが、今後の長期的な課題としては、得られた知見を地域別将来人口推計における人口移動の仮定設定に活かしていくことが挙げられる。一般に、コーホート要因法等を用いた地域別将来人口推計においては、直近の人口移動傾向を推計期間中一定とするなどの単純な仮定を基本とするが、これは正確な投影が行われる限りにおいて、転出モビリティおよび転入モビリティを一定とすることを意味する。しかし本稿で示唆されたように、たとえば人口構造要因とモビリティ要因との間で何らかの関係が認められるならば、モビリティを一定とする仮定は必ずしも適切とはいえず、得られた関係を人口移動仮定に反映させることによって推計精度の向上につながる可能性が高い(小池 2016)。「地方創生」が注目され、以前にも増して確度の高い推計結果の提供が求められているなかで、人口構造が人口移動に与える影響を的確に把握するとともに、モビリティの変化に着目した人口移動分析を継続させていくことが不可欠であろう。

#### 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))「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究(研究代表者石井太、課題番号(H26-政策-一般-004))」、および、厚生労働科学研究費補助金「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。

#### 参考文献

- 青山直人(2011)「青森県旧67市町村における人口移動の選択性」『地方自治研究』第26巻第2号, pp.40-52.
- 阿部隆(2012)「東日本大震災と人口変動」『統計』第63巻第11号, pp.9-15.
- 阿部隆(2015)「東日本大震災による東北地方の人口変動(続報)」『日本女子大学大学院人間社会研究科紀要』第21号, pp.1-18.
- 石水照雄(1979)「都市人口移動に対する地理的場の分析:新潟県都市群の事例」『東北地理』第31巻第4号, pp.205-221.
- 稲垣稜(2013)「岐阜県における市町村別人口移動」『奈良大地理』第19号, pp.72-77.
- 上藤一郎・山下隆之・高瀬浩二・塚本高士・片岡達也・勝山敏司(2014)「地域別経済指標に基づく静岡SDモデルの開発とその拡張:静岡県の人口移動に関する統計的分析」『地域研究』第5号, pp.29-41.
- 大江正章(2016)「田園回帰と農山村再生:山形県飯豊町・Iターン者たちの取り組み」『都市問題』第107巻第12号, pp.10-17.
- 奥井正俊(2017)「栃木県における地域間結合網の構造―県内人口移動流分析―」『宇都宮大学教育学部研究紀要』第1部』第67号, pp.11-29.
- 奥村誠・金進英・大窪和明(2013)「国勢調査前住都道府県データに基づく居住履歴の推定」『都市計画論文集』第48巻第3号, pp.933-938.
- 小田切徳美・広井良典・大江正章・藤山浩(2016)『田園回帰がひらく未来―農山村再生の最前線』岩波書店.
- 小池司朗(2013)「東日本大震災に伴う人口移動傾向の変化:岩手・宮城・福島県の県別、市区町村別分析」『季刊社会保障研究』第49巻第3号, pp.256-269.

- 小池司朗 (2016) 「プールモデルの投影精度に関する研究」『人口問題研究』第72巻第3号, pp.256-275.
- 小池司朗 (2017) 「東京都区部における「都心回帰」の人口学的分析」『人口学研究』第53号, pp.23-45.
- 高阪宏行 (1978) 「都市規模分布の動態的分析：新潟県を事例として」『地理学評論』第51巻第3号, pp.223-234.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『2011年社会保障・人口問題基本調査 第7回人口移動調査報告書』調査研究報告資料第31号.
- 作野広和 (2016) 「地方移住の広まりと地域対応：地方圏からみた「田園回帰」の捉え方」『経済地理学年報』第62巻第4号, pp.324-345.
- 清水昌人 (2008) 「市町村合併と通勤・通学流動」『人口問題研究』第64巻第3号, pp.70-86.
- 田中和子 (2014) 「移動距離の違いからみた人口移動の時間的・空間的パターンの分析：福井市を事例として」『福井大学地域環境研究教育センター研究紀要』第21号, pp.79-97.
- 谷垣雅之 (2017) 「農村地域への移住動機・心理特性に関する考察：北海道清里町・小清水町を事例として」『農村計画学会誌』第36巻第1号, pp.86-94.
- 田村一軌 (2017) 「大学進学ともなう都道府県間人口移動の定量分析—修正重力モデルによる分析—」『AGI Working Paper Series』2017-03, pp.1-17.
- 田村一軌・坂本博 (2016) 「日本の都道府県間人口移動の世代間比較」『AGI Working Paper Series』2016-17, pp.1-11.
- 張峻屹・瀬谷創・兼重仁・力石真 (2016) 「都道府県間人口移動の影響要因の経年的分析：空間的文脈依存性をもつ選択モデルに基づく分析」『地理科学』第71巻第3号, pp.118-132.
- 手塚章 (1993) 「新潟県山間地域における人口移動の地域特性」『地域調査報告』第15号, pp.23-30.
- 長住雅之・福田恵子 (2017) 「田園回帰の現状と課題～日南町大宮地区を事例として～」『地域教育学研究』第9巻第1号, pp.46-51.
- 能美誠 (2015) 「市町村内人口移動者数の改良推定法を用いた中国地方市町村の人口移動構造の分析」『農村計画学会誌』第33巻第4号, pp.453-462.
- 野邊政雄 (2011) 「中国地方山村における人口移動の動向—岡山県苫田郡富村の事例」『教育実践学論集』第12号, pp.181-195.
- 濱松由莉 (2014) 「東日本大震災による人口移動が日本の将来の男女人口分布に与える影響」『民族衛生』第80巻第1号, pp.12-16.
- 原俊彦 (2013) 「配偶関係別純移動率の推計：札幌市1995年-2010年」『札幌市立大学研究論文集』第7巻第1号, pp.37-45.
- 平澤亨輔 (2013) 「北海道の市町村階層間の人口移動 (1975年～2000年)」『札幌学院大学経済論集』第5号, pp.63-78.
- 藤原真砂 (2012) 「島根県の若者の人口移動に関する研究序説：大学等進学者の向都移動の正確な把握を目指して」『総合政策論叢』第24号, pp.53-71.
- 増田寛也 (2014) 『地方消滅—東京一極集中が招く人口急減』中央公論新書.
- 丸山洋平 (2017) 「北陸地方の人口移動分析：転入と転出の県間差異」『福井県立大学論集』第49号, pp.59-79.
- 森川洋 (2015) 『平成の大合併』研究』古今書院.
- 山内昌和・小池司朗 (2015) 「英語圏諸国との比較からみた社人研の地域別将来推計人口の誤差」『人口問題研究』第71巻第3号, pp.216-240.
- 李永俊・杉浦裕晃 (2015) 「地方回帰の決定要因とその促進策：青森県弘前市の事例から」『フィナンシャル・レビュー』2017-03, pp.123-143.
- Smith S. K., Tayman J. and Swanson D. A. (2013) *A Practitioner's Guide to State and Local Population Projections*, Springer.

# Demographical Migration Analysis of 20 Cities in Niigata Prefecture: Part 1: Overview of the Migration Pattern Change from 1980 to 2015

Shiro KOIKE

In this study, changes in number of migrants in 20 cities in Niigata Prefecture from 1980 and 2015 are analyzed using *Niigata-ken jinkou ido chousa* (Migration Survey in Niigata Prefecture) provided by Niigata Prefecture. The data are divided into intra-prefecture migration and inter-prefecture migration. For the analysis, the indirect standardization method is applied to clarify the change of mobility of migration and the influence of the population structure on the migrant numbers in each city in Niigata Prefecture.

With regard to intra-prefecture migration, the results of the analysis reveal that population structure factors have had a great influence on both in-migration and out-migration, and the population decrease and aging of cities in the prefecture were directly related to the decrease in the migrant numbers of each city. As for intra-prefecture migration, the tendency of excessive in-migration in Niigata City and Nagaoka City, which are central cities in the prefecture, was strengthened, whereas in other areas the tendency of excessive out-migration has been increasing. On the other hand, with regard to inter-prefecture migration, the demographic factors of change in the frequency of out-migration and in-migration are different; namely, population structure and mobility factors had the greatest influence on the decrease in out-migration and in-migration, respectively. In particular, the cities with higher rates of decreases in out-migration due to population structure factors tended to show significant decreases in in-migration mobility, suggesting that there are some relationships between population structure factor and mobility factor.

This study reconfirms the effectiveness of migration analysis using the indirect standardization method and suggests a part of the method for utilizing population statistics provided by local governments such as prefectures.

特集：人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに  
関する総合的研究

## 母親の就業と祖父母からの育児支援

### —「個体内の変動」と「個体間の差異」の検討—

余田翔平・新谷由里子

本稿の目的は、育児期の母親の就業状況の変化と祖父母からの育児支援の変化がどのように連関しているのかを明らかにすることである。既存の研究では、就業している母親のほうが専業主婦よりも、祖父母をはじめとする親族ネットワークから育児支援を受けていることが明らかになっている。しかし、これらの研究は横断データに依拠しており、母親の就業状況の変化とインフォーマルな育児支援の変化との関係性は見えてこない。

使用するデータは「第15回出生動向基本調査」である。本稿では「個体間の差異」と「個体内の変動」を同時に分析することのできる Hybrid Model (Allison 2009) を利用した。分析から得られた知見は以下のとおりである。第1に、専業主婦よりも有業の母親のほうが祖父母からより多くの育児支援を受けており、これは先行研究の知見とも整合的である。第2に、正規雇用への移行が生じた場合には、祖父母から受ける育児支援が増加している。第3に、母親の就業状況と育児支援との連関について個体間の差異と個体内の変動を比較した場合、個体間の差異のほうが大きい。以上をまとめると、母親の就業状況の変化と祖父母からの育児支援の変化は連動しているものの、その変動は個体間の異質性に比べると小さい。最後に、育児ニーズの調整において祖父母が果たす役割と公的支援の重要性について議論する。

## I. はじめに

### 1. 日本型「家族主義」福祉レジームと育児支援

日本の既婚女性の働き方における最大の特徴は、結婚・出産・子育て期に労働市場から退出し、子育てが一段落したあとで労働市場に戻る「M字型就業」パターンであり(岩間 2008)、近年ではこのM字型カーブの底の上昇がみられることはよく知られている<sup>1)</sup>。しかし、年齢別労働力参加率のようなアグリゲートデータではなく、個人の職歴データを分析した吉田(2004)によると、M字カーブの底上げは晩婚化や晩産化の結果に過ぎず、女性の正規雇用就業の継続率には大きな変化がない。

このような出産・育児期における女性労働のありかたは、いわゆる福祉レジームによる

---

1) 総務省『労働力調査』からは、最近30年間にM字カーブの底は大幅に上昇し、窪みが浅くなるとともに全体的に大きくシフトしていることが明らかとなっている。また、子育て期の25~44歳の女性の就業率については、1986年に57.1%、2016年に72.2%とこの30年間に15.6ポイント上昇している。

ところが大きい。エスピン＝アンデルセンによると福祉レジームとは、「福祉が生産され、それが国家、市場、家族の間に配分される総合的なありかた」であり、福祉の生産と配分に関する幅広い政策を論じるための概念として提示されたとされる。またそこでは、日本を含む東アジアの一部や南欧における福祉レジームの類型を「家族主義 (familialism)」とし、その特徴は、所得配分とケア供給の両面について家族がその成員の福祉に対する責任を持つことが前提にあるとしている (落合 2013)。さらに、「家族主義」福祉レジームは、所得補償 (主として夫) に重点をおき、国家が家族に提供する社会的サービスを最小限にとどめる傾向があることから、女性の雇用が進まず、女性の就労と育児を両立させる制度が未整備であるとも指摘している (Esping-Andersen 2001, 2009)。

こうした「家族主義」福祉レジームの特徴を踏まえると、日本で子どもを持つ女性が労働市場に参入する上で生じる育児ニーズを充足するアクターとして、家族が果たす役割が重要であることが予想される。市場や国家を通じた育児サービスは過去と比較すれば増加基調にあるかもしれないが、自由主義型や社会民主主義型の福祉レジーム国家と比較するといずれも限定的である。そのため、夫婦および親族の間で育児役割の調整を行うことが鍵となる。

ただし、日本の夫の育児時間が各国と比較しても低調であることは、すでに多くの研究によって指摘されているところである。「全国家族調査 (NFRJ)」を分析した松田 (2016) によると、近年もその傾向には大きな変化はなく、その原因は依然として長い労働時間にあると指摘している。

育児の担い手として市場・国家、そして夫の役割が限定的であることを考慮すると、妻に残された選択は夫以外の親族との間で育児を分担することである。その最も代表的なものは、夫婦の親 (子どもにとっての祖父母) からの育児サポートであろう。ところが、育児休業の取得や保育所の普及などフォーマルな育児サービスの変化やその利用状況に関する研究と比較すると、祖父母をはじめとする親族からの育児サポートの実態についての定量的な研究は相対的に乏しい。とりわけ、近年急速に変化しつつある妻の就業状況との関係については明らかでない部分も多い。

そこで本稿では、育児期の母親の就業と祖 (父) 母からの育児サポートとの関連を検討することを目的とする。また、後述するように、そうした関連を「個体間の差異 (between-subject difference)」と「個体内の変動 (within-subject change)」とに区別して明らかにすることが本稿のひとつの特徴である。以下ではまず、なぜこうした個体間/個体内という2つの視点が必要なのかについて説明する。

なお、以下では特に断りのない限り、「母親」とは調査対象者の子どもから見た母親を指し、「妻」と互換的に用いる。一方、「祖 (父) 母」とは調査対象者の子どもから見た祖 (父) 母を指す。

## 2. 先行研究と本稿の位置づけ

母親の就業状況と親族からの育児サポートとの関係について既存の知見を整理すると以

下のとおりである。国立社会保障・人口問題研究所が実施した第15回出生動向基本調査によると、乳幼児を育てている夫婦のうち、祖母（夫妻の母親）から手助けを受けている者の割合は増加傾向にあり、近年では全体の約半数の夫婦が祖母から何らかの手助けを受けており、とくに母親が働いている場合、無職と比べて祖母の支援が多いことも明らかになっている（国立社会保障・人口問題研究所 2017）。

また、母親の就業状況と祖母からの育児支援の有無別に子育て支援諸制度の利用状況を分析した佐々井（2013）によると、子どもが3歳になるまでに利用した施設や制度について、祖母からの支援がない場合は、支援がある母親と比較して、保育所やその他の諸資源を利用する割合が高い。また、母親の就業形態別にみると、官公庁や従業員300人以上の民間企業の場合、その傾向は顕著であり、300人未満の民間企業やパートなどと大きな差がみられると指摘している。この結果は、祖母の支援と施設・制度の利用といったインフォーマルな育児資源とフォーマルな育児資源とが相互補完的であるものの、その補完性の程度は母親の就業形態（フルタイム・パート）や企業規模などによって大きく異なることを示している。

このように、母親の就業状態によって親族から得ている育児支援には差異が見られ、とりわけ育児資源を調達する必要性が高いフルタイム就業の女性ほど親族からの育児サポートを得ていることが明らかにされている。こうした傾向からは、夫婦の親族ネットワークが育児ニーズを柔軟に充足しているようにも見える。

ただし、これらの知見は就業状態の異なる母親を比較（個体間比較）することで得られたものであり、妻の就業状態が無作為に割り当てられるものではない以上、妻の就業状態と親族サポートとの間の因果関係を示唆するものではない。観察データを用いてこうした因果関係に迫ることは容易ではないが、因果関係に近づくためのひとつの方法は個体内の変動に着目することである。すなわち、ある女性に就業状態の変化があった場合に親族から得られる育児資源にも変化が生じているのか、に着目する。そうすることで、個体の時間不変の異質性に由来する欠落変数バイアスを除去したうえで、妻の就業と親族サポートとの関係性を析出することができる。

そこで本稿では、「個体間の差異」と「個体内の変動」とを区別したうえで母親の就業と祖母からの育児支援との関係を明らかにすることを目的とする<sup>2)</sup>。これを可能にするためにはマルチレベル構造のデータが必要となるが、次節で説明するように、本稿ではパネル調査ではなく横断調査における反復測定項目を用いる。

---

2) 本稿では基本的に「個人」ではなく「個体」という用語を用いていく。これは、後述するマルチレベル構造のデータにおいて、測定単位が必ずしもヒト（個人）である必要はなく、世帯、学校、市区町村、国家など、その単位の中で反復測定がなされたものであれば、それらを測定単位にしたマルチレベルデータを定義することができるためである。すなわち、「個体」とは「クラスター（cluster）」とほぼ同義と考えて差し支えない。

## II. データと方法

### 1. データ

本稿で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所によって2015年に実施された『第15回出生動向基本調査』である。本調査は、18歳以上50歳未満の独身者（無配偶者）を対象とする独身者票と、50歳未満の有配偶女性を対象とする夫婦票とに分けられる。このうち、夫婦票には育児期の妻の就業状況と妻方・夫方の祖母からの育児支援に関する質問項目が含まれている。一方、独身者票にはこれらの項目は含まれていない。そのため、以下の分析では夫婦票のみのサンプル<sup>3)</sup>を使用するが、子どもを持つ無配偶者（その大半は離別者）が分析対象に含まれないことには注意が必要である。

表1には、分析に使用する変数の記述統計量を示した。以下では、それぞれの変数について説明していく。まず、従属変数となるのは、祖母からの育児支援である。出生動向基本調査では、子どもが3歳になるまでの間に夫婦それぞれの母親からどれほど子育ての手助けを受けたかを4件法（1. ほとんどなかった～4. 日常的にあった）でたずねている。妻方の祖母、夫方の祖母それぞれからの支援について分析することは可能であるが、後述するように夫方の祖母からの支援は正規分布からの逸脱がやや大きいため、妻方の祖母からの支援を主たる従属変数とする（夫方の祖母からの支援を従属変数にした分析結果は参考として示す）。

独立変数は育児期の妻の就業状況である。具体的には、子どもが1歳時の妻の従業上の地位によって定義される。本稿では「正規雇用（正規の職員）」・「非正規雇用（パート・アルバイト・派遣・嘱託・契約社員）」「自営・家族従事者（自営業主・家族従事者・内職）」「無職（無職・家事・学生）」の4カテゴリにリコードした（括弧内は調査票上の回答選択肢）。

出生動向基本調査の特徴のひとつは、これらの従属変数および独立変数について、最大で第3子まで繰り返し測定されていることである。そこで、調査対象の夫婦をレベル2、各子どもの育児期の情報をレベル1とするマルチレベル構造のデータを作成した。本稿ではこうした反復測定のデータ構造を生かして、先行研究で分析されてきた「個体間の差異」と、本稿での主たる焦点となる「個体内の変動」とを識別する。なお、レベル2である夫婦にネストしているレベル1の観測数は、夫婦の既往出生児数に依存するため調査対象者によって異なる。すなわち、パネルデータ分析の用語を借用すれば、本稿のデータは unbalanced panel である。

最後に、その他の共変量は以下のとおりである。まず、レベル1変数として子どもの性別と祖母の年齢を用いる。そして、レベル2変数として妻学歴、第1子出産時の妻年齢、第1子出生年を含める。

3) さらに、夫婦ともに初婚どうしの夫婦に限定している。

表 1 記述統計量

	従属変数：妻の母親からの育児支援					従属変数：夫の母親からの育児支援				
	N	Mean	S.D.	Min	Max	N	Mean	S.D.	Min	Max
レベル 1 妻の母親からの育児支援	6712	2.311	0.960	1	4	-	-	-	-	-
(第 n 子) 夫の母親からの育児支援	-	-	-	-	-	5922	1.953	1.021	1	4
女兒ダミー	6712	0.511	0.500	0	1	5922	0.509	0.500	0	1
祖母年齢	6712	57.11	6.028	34	84	5922	59.04	6.395	36	84
子ども 1 歳時の妻の 従業上の地位										
正規雇用	6712	0.186	0.389	0	1	5922	0.189	0.392	0	1
非正規雇用	6712	0.095	0.293	0	1	5922	0.092	0.289	0	1
自営・家族従業者	6712	0.037	0.190	0	1	5922	0.038	0.190	0	1
無職	6712	0.681	0.466	0	1	5922	0.681	0.466	0	1
レベル 2 妻学歴										
(夫婦)  中学	3537	0.018	0.134	0	1	3149	0.018	0.134	0	1
高校	3537	0.339	0.473	0	1	3149	0.335	0.472	0	1
専修学校	3537	0.175	0.380	0	1	3149	0.173	0.378	0	1
短大・高専	3537	0.244	0.430	0	1	3149	0.245	0.430	0	1
大学以上	3537	0.224	0.417	0	1	3149	0.229	0.420	0	1
第 1 子出産年齢	3537	28.534	4.210	16	48	3149	28.595	4.195	16	48
第 1 子出生年	3537	2002.9	6.299	1983	2014	3149	2002.9	6.355	1983	2014

## 2. 方法

本稿の分析の目的は、母親の就業と親族サポートとの関連を分析するにあたり、「個体間の差異」と「個体内の変動」とを区別することにある。そこで以下では、両者を同時に推定することを可能にする Allison (2009) の Hybrid Model を使用する。以下では、Allison (2009) や三輪・山本 (2012) に倣って Hybrid Model の概略を説明する<sup>4)</sup>。

パネルデータあるいはマルチレベルデータのような入れ子構造を持つデータを分析するための回帰モデルは以下の式で表現される。

$$y_{it} = b_0 + b_1 x_{it} + b_2 z_i + u_i + r_{it} \quad (1)$$

添え字の  $i$  は個体を、 $t$  は個体の反復測定時点をそれぞれ表している。 $x$  は時間によって変わりうる独立変数、 $z$  は観測された時間不変の独立変数である。簡便のため、 $x$ 、 $z$  はともに 1 つのみであると仮定しているが、実際には 2 つ以上でも問題ない。 $b_1$  および  $b_2$  はそれぞれ  $x_{it}$  と  $z_i$  の回帰係数である。

(1)式で最も着目すべき点は、残差が  $u_i$  と  $r_{it}$  という 2 つのパートに分かれていることである。まず、 $u_i$  は  $z_i$  として観測されていない時間不変の個体特性を示している。例えば、遺伝や性格など、通常の社会調査では測定が難しい要因によって  $y_{it}$  の値の大きさが平均的に左右されている場合、それらの要因が時間的に安定的であるという仮定が成立すれば、その影響を  $u_i$  によって統制することができる。すなわち、 $u_i$  とはモデル内の独立

4) 以下で説明する Hybrid Model は、Wooldridge (2013) では「相関ランダム効果アプローチ (Correlated Random Effect Approach)」と呼ばれている。

変数を統制後に残る個体のバラつき（レベル2の残差）である。一方で、 $r_{it}$ は個体内の複数の観測間に残るバラつきである。

パネルデータ分析の最も基本的なモデルともいえる固定効果モデルは、 $u_i$ をモデル式から除去することを目的とする。なぜなら、 $u_i$ が $x_{it}$ と相関を持つ場合、 $u_i$ は観測された変数としてモデルには投入できないため、 $x_{it}$ の回帰係数 $b_1$ がバイアスを持つためである。まず、(1)式について個体内の平均を取ると以下の式が得られる。

$$\bar{y}_i = b_0 + b_1 \bar{x}_i + b_2 z_i + u_1 + \bar{r}_i \quad (2)$$

(1)式から(2)式を引くと

$$y_{it} - \bar{y}_i = b_1(x_{it} - \bar{x}_i) + (r_{it} - \bar{r}_i) \quad (3)$$

が得られ、これが固定効果モデルの式である。(3)式からは $u_i$ が除去されており、その分クロスセクションデータ分析よりもバイアスが小さい $b_1$ の推定が可能になっていることがわかる。個体内のバラつきのみを利用してモデルが推定されるため、その推定量はwithin (group) estimatorとも呼ばれる。

ここで再び(2)式に戻ってみたい。この式ではすべての変数が個体内平均に変換されている。そのため、もはや個体に複数回の観測値が含まれている入れ子構造のデータではなく、ワンショットのクロスセクションデータと同じデータ構造をなしている。すなわち、(2)式はマルチレベルデータの持つ情報のうち、個体間のバラツキのみを使用し、ある意味であたかもクロスセクションデータであるかのように分析する方法であるともいえる。この式から得られる推定量はbetween (group) estimatorとも呼ばれる。

Hybrid Modelは変数の中心化 (centering) を利用することで、独立変数の within estimator を推定しつつ、かつ個体間の差異を表す between estimator までも同時に推定する方法である。その方法は単純で、時間可変の変数について個体内平均を取り、それをレベル2の変数としてモデルに含めたうえでランダム効果モデル (変量効果モデル) を推定すればよい。

$$y_{it} = b_0 + b_1(x_{it} - \bar{x}_i) + b_2 z_i + b_3 \bar{x}_i + u_1 + r_{it} \quad (4)$$

ランダム効果モデルは固定効果モデルとは異なり、時間不変の個体特性を示す $u_i$ を確率変数として取り扱う。すなわち、個体によって $y_{it}$ の値が観察期間を通じて平均的に高かったり低かったりするといった、「切片」のバラつきを確率的な変動としてとらえる。(1)式をランダム効果モデルで推定すると、上述のとおり、 $u_i$ が $x_{it}$ と相関を持つ場合、 $x_{it}$ の回帰係数 $b_1$ がバイアスを持つ。一方、Hybrid Modelはランダム効果モデルの一種であるが、レベル1の $x$ の効果を表す $b_1$ は固定効果モデルのそれと等しい推定値が得られる。

このように、Hybrid Modelからはその出力の一部として、個体内の変動のみを利用して推定された、祖母からの育児支援に対する母親の就業の効果が得られる。これはクロスセクションデータから得られた結果と比較すれば、因果関係により迫ったものとして解釈

できる。

それでもなお、Hybrid Model から得られた推定量は、因果効果としてのバイアスを持っている可能性がある。その理由のひとつが、逆の因果の存在である。Hybrid Model（や固定効果モデル）で統制されているのは、観察されない時間不変の個体特性の影響、言い換えれば欠落変数バイアスである（加えて、モデルに投入されている時間可変の変数の影響は統制されている）。一方で、親族からのサポート利用可能性が高まることで妻の就業が促されるという逆の因果が存在する場合、Hybrid Model から得られる妻就業の係数は過大推定されたものになる<sup>5)</sup>。本稿の分析結果を読み解く際にはこの点に留意する必要がある。

### III. 分析結果

#### 1. 妻の就業と育児支援の個体内変動

はじめに、従属変数である育児支援が同一個体の中でとれほど変動するのを見ていく。すなわち、夫婦が複数の子どもを持つ場合、祖母から受けた育児サポートの量が子どもによってどれほど異なっていたのかを探っていく。図1は、マルチレベル構造すなわちロング型のデータに対して算出した育児支援の分布である。まず、妻方の祖母からの育児支援について見ると、4件法で測定されている項目のため連続変数として扱うことの限界もあるものの、分布をみる限りは正規分布から極端に逸脱しているわけではない。そのため、回帰モデルとしての取り扱いやすさも踏まえて連続変数として扱っていくことにする<sup>6)</sup>。一方、夫方の祖母からの育児支援は「1：ほとんどなかった」「2：ときどきあった」に偏っている。以下では妻の母親からの育児支援の分析結果との比較も踏まえて連続変数として扱っていくが、このように妻方と夫方で祖母からの支援の分布が異なることには注意が必要である。

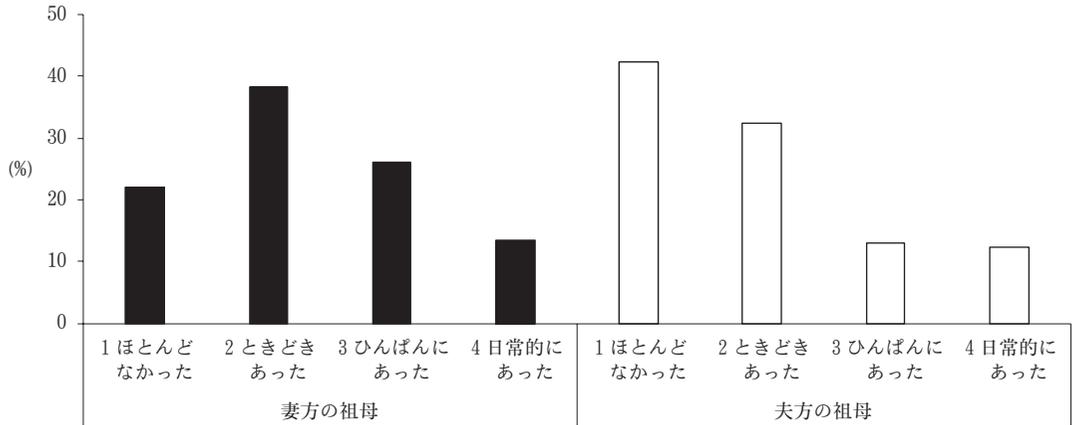
祖母からの育児支援について ICC（級内相関係数）を算出すると妻方0.82、夫方0.85であった。つまり、育児支援の全分散のおよそ8～9割が個体間の差異によって説明され、残りの約1～2割が個体内のバラつきによって説明される。この数値をどう評価するかは意見の分かれるところかもしれないが、祖母からの育児支援は個体内での変動が比較的小さい変数と言えるだろう。

---

5) 包括的なレビューではないため留保が必要であるが、計量経済学的方法にもとづいた研究では、祖父母による育児支援が母親の就業に及ぼす影響のほうにむしろ主眼が置かれているように思われる（例えば、Posadas and Vidal-Fernandez (2013), Arpino et al. (2014) など）。ただし、これらの研究の中には祖父母からの育児支援の「利用可能性」ではなく、祖父母から実際に受け取ったサポートを独立変数として用いているものもあり、こうした測定の妥当性については検討の余地が残る。

6) 連続変数ではなく、順序尺度として扱う、あるいは「支援あり／なし」の2値にリコードするという方法も考えられるが、Hybrid Model をロジスティック回帰モデル等の非線形モデルに適用した場合、標準的な固定効果推定の結果と完全には一致しないといった問題も報告されており（Allison 2014）、本稿では非線形モデルを用いることを控えた。

図1 夫婦の母親からの育児支援の分布



つづいて、表2には育児期の妻の従業上の地位の遷移行列を示した。これは第n子と第n+1子についてそれぞれ1歳時の妻の従業上の地位を示しており、既往出生児数が2子以上の回答者のみが集計対象となる。なお、ここでは、妻方の祖母からの育児支援を分析する際のサンプルを用いている。また、出生動向基本調査では育児期の妻の就業状況の変化をすべて捉えているわけではなく、あくまで第n子が1歳時の従業上の地位という「点」の情報をつなぎ合わせて変化を定義していることには注意が必要である。

2時点間の妻の従業上の地位の変化を見てみると、前子が1歳時に「非正規雇用」であった妻のうち、約25%が次子1歳時までに地位の変化を経験しており、とりわけ「無職」への異動が多い。しかしながら、「正規雇用」、「自営・家族従事者」、「無職」は80%以上が2時点間で同じ地位にとどまっており、非正規雇用と比較すると流動性が低い。対角セルが全体度数に占める割合を計算すると87.4%と9割近い移行において従業上の地位に変化が見られない。これは、周辺度数からわかるように従業上の地位の4カテゴリの中では「無職」が最も観測回数が多く、かつ「無職」は「自営・家族従業者」に次いで二番目に流動性が低いことに起因していると考えられる。

表2 妻の従業上の地位の遷移行列

		第n+1行				計	(n)
		1	2	3	4		
第n子	1 正規雇用	82.76	3.62	1.03	12.59	100.0	(580)
	2 非正規雇用	4.56	75.52	1.24	18.67	100.0	(241)
	3 自営・家族従業者	0.00	4.35	92.39	3.26	100.0	(92)
	4 無職	1.02	6.97	2.40	89.61	100.0	(2253)
全体		16.23	11.50	4.67	67.59	100.0	(3166)

注：妻方の祖母からの育児支援を従属変数とした場合の分析サンプルについて集計

## 2. Hybrid Model による分析

表3はHybrid Modelの結果である。妻方の祖母からの育児支援と夫方の祖母からの

育児支援のそれぞれを従属変数とした場合の結果を示しているが、ここでは前者を中心に説明していく。

まず、「レベル2」というパネルに示されているのが between estimator すなわち個体間の差異を表す係数である。これらは、独立変数の個体内平均と従属変数の個体内平均との関係を見ていることになる。妻の従業上の地位の係数を見ると、「正規雇用」、「非正規雇用」、「自営・家族従事者」ともに「無職」よりも祖母からの育児支援が多いことがわかる。個体間の差異に着目した場合、妻の従業上の地位と育児支援の多寡との間には関連が見られる。

一方で、「レベル1」のパネルに示されているのは within estimator であり、個体内の変数のバラつきのみを用いて推定された独立変数の効果である。例えば、妻の従業上の地位が変わった際に祖母からの育児支援もそれに連動して変化するのか、といったことをこのパネルから読み取ることができる。

「非正規雇用」、「自営・家族従事者」のレベル1の係数は統計的にも有意ではなく、これは個体内で無職と非正規・自営の間で地位の異動があったとしても祖母からの育児支援にはほとんど変化が見られないことを表している。一方で、「正規雇用」はプラスの有意な効果を示しており、無職から正規雇用への異動があった場合は祖母からより多くの支援を受けている（あるいは反対に、正規雇用から無職への異動があった場合は祖母からの支援が少なくなる）ことがわかる。

ただし、レベル1の「正規雇用」の係数をレベル2のそれと比較すると後者のほうが大きいことがうかがえる。これは何を意味しているのか。前節で述べた通り、ランダム効果モデルでは(1)式において  $u_i$  と  $x_{it}$  とが無相関であることを仮定している。この仮定から大きく逸脱するほど、Hybrid Model において  $x_{it}$  の回帰係数はレベル1とレベル2とでかけ離れたものになる。つまり、無職と正規雇用という地位の異なる個体の中にみられる育児支援の差異は、単に個体内での変数間の変動の連関を反映したものではなく、モデル内に含まれていない何らかの個体特性によって生み出されているということである。その個体特性が何なのかを特定することはできないものの、例えば妻の職業キャリアへの志向性が妻の就業状況を規定し、一方でそうしたキャリア志向性が夫婦のいずれかの母親との同近別居に影響し、ひいては育児期の実家との接触頻度を規定しているのかもしれない。あるいは、夫婦が子どもを持つ以前までのそれぞれの（両）親との家族関係が第三変数となっているのかもしれない。

いずれにせよ、レベル1とレベル2とで妻の従業上の地位の係数が大きく異なることには注意が必要である。なぜならば、先行研究で報告されてきたクロスセクションデータにもとづく妻の就業と祖母からの育児支援との関係は因果関係としては明らかに過大評価されたものであり、観察されない個体特性による欠落変数バイアスを除去するだけでもその因果関係の強さは限定されたものになるためである。

さらに、前節で述べたように、Hybrid Model のレベル1の係数は固定効果モデルのそれと一致するが、そこで統制されているのはあくまで時間不変の個体特性のみである。そ

のため、「祖母からの育児支援が受けられることで妻の就業が促進される」という逆の因果が存在する場合、Hybrid Model のレベル1の係数は、祖母からの育児支援に対する妻就業の因果効果としてはバイアスを伴ったものになる。そしてこの場合は真の因果効果を過大推定することが見込まれる。すなわち、逆の因果が存在する場合は、妻の従業上の地位が個体内で変化したとしても、Hybrid Model の結果が示すほどは祖母から得られる育児支援の量に変化が生じないと予想される。

とはいえ、Hybrid Model のレベル1の係数の結果を「個体内における変数間の共変動」として読み取ることは問題ない。すなわち、母親が就業することで祖母からの育児支援を促しているのか、あるいは祖母からの育児支援の利用可能性が母親の就業を可能にしているのかは本稿の分析からは分からないものの、「クロスセクショナルな分析結果が示唆するほどには、これら2変数は個体内で共変動していない」と結論づけることは可能である。

表3 Hybrid Model の推定結果

		従属変数	
		妻方の祖母からの 育児支援	夫方の祖母からの 育児支援
		b (S.E.)	b (S.E.)
レベル1 (第n子)	女兒ダミー	.006 (.014)	.000 (.015)
	祖母年齢	-.023 (.003) ***	-.003 (.003)
	子ども1歳時の 母親の従業上の地位		
	正規雇用	.176 (.048) ***	.122 (.050) *
	非正規雇用	.001 (.036)	.034 (.038)
	自営・家族従事者	.026 (.065)	-.078 (.070)
	無職 (ref)		
レベル2 (母親)	母親学歴		
	中学	-.039 (.116)	-.046 (.094)
	高校 (ref)	-	-
	専修学校	-.073 (.046)	.002 (.054)
	短大・高専	.036 (.041)	-.203 (.090) *
	大学以上	-.206 (.044) ***	-.181 (.041) ***
	第1子出産年齢	-.015 (.005) **	-.019 (.005) ***
	第1子出生年	.020 (.003) ***	.004 (.003)
	女兒ダミー (M)	.050 (.040)	.010 (.044)
	祖母年齢 (M)	.004 (.004)	-.006 (.003) +
	子ども1歳時の 母親の従業上の地位		
	正規雇用 (M)	.317 (.041) ***	.226 (.046) ***
	非正規雇用 (M)	.246 (.060) ***	.228 (.068) **
	自営・家族従事者 (M)	.292 (.088) ***	.505 (.097) ***
無職 (ref)	-	-	
定数	2.016 (.158) ***	2.742 (.176) ***	
レベル2 攪乱項 S.D.	.853 (.012)	.911 (.013)	
レベル1 攪乱項 S.D.	.406 (.005)	.393 (.005)	
級内相関係数 (ICC)	.815 (.006)	.843 (.005)	
N	6712	5922	

注1) + p<.10 \*p<.05 \*\*p<.01 \*\*\*p<.001

注2) (M)は個体内平均を示す

#### IV. 結論と考察

本稿では、妻の就業と祖母からの育児支援との関係について、「個体間の差異」と「個体内の変動」との違いに着目して分析を行った。以下ではまず、得られた知見を要約する。

記述統計からは、育児期における妻の就業状況、祖母からの育児支援ともに個体内での変動がさほど大きくない変数であることが明らかになった。そして、Hybrid Model から得られた知見は以下の3点に要約できる——(1)専業主婦よりも有業の母親のほうが祖母からより多くの育児支援を受けており、これは先行研究の知見とも整合的である(個体間の差異)。(2)正規雇用への移行が生じた場合には、祖父母から受ける育児支援が増加している(個体内の変動)。(3)しかし、その増加分は、(1)で見られた個体間の差異と比較すると小さい。言い換えれば、無業であった女性が正規就業したとしても、従来から正規雇用であった女性ほどは祖母から育児支援を受けられるようになるわけではない。

政策的含意の観点からは3つ目の知見が最も重要であるように思われる。家族主義的な福祉レジームのもとでは、育児や介護などのケアニーズが生じた際には家族・親族によってそれらを充足することがとりわけ強く期待される。ところが、個体間の差異と比較すると、妻の従業上の地位の変化に伴う祖母からの育児支援の増減が小さいという結果は、育児ニーズの変化に対して親族が柔軟に対応することの限界を示唆しているのかもしれない。もしそうであるならば、結論としては新規性に欠けるものの、妻の働き方の変化に付随する育児ニーズに対応できるような公的育児支援の拡充が求められる。

最後に本稿の課題について述べておきたい。第1に、本稿では祖母からのインフォーマルな育児支援のみを分析対象とし、公的育児支援制度の利用を加味していない。夫婦がいかにして育児ニーズの充足を調整しているのかを理解するためには、公的育児支援制度の利用も同時に分析の射程に入れる必要がある。第2に、地域性の問題がある。都市部での待機児童問題に代表されるように、育児支援の需要と供給の構造は地域によって大きく異なる可能性がある。出生動向基本調査ではそれぞれの子どもの育児期の居住地を尋ねており、これらの情報をマルチレベルデータに反映させることも可能である。

このように本稿に残された課題は少なくないものの、1組の夫婦が複数の子どもを育てる中で親族からどのようにサポートを受けているのか、そしてそうしたインフォーマルなサポートが妻の就業異動といかに連動しているのかについて、本稿からは一定の知見を得られたと思われる。親族からのインフォーマルな育児支援(および公的な育児支援制度)は出生の近接要因のひとつとしてその時代変化に注目が集まってきた。しかし同時に、ある事象について同一個体に反復測定するというマルチレベルのデータ構造を生かすことによって、夫婦が妻の就業や保育資源をめぐり、ライフコースの中でどのような意思決定を行っているのかについて、より理解を深めることが可能になるだろう。

## 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））「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究（研究代表者石井太，課題番号（H26-政策-一般-004）」および「国際的・地域の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、本稿で使用した「出生動向基本調査」に関する分析結果には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。

(2018年1月11日査読終了)

## 文献

- 岩間暁子（2008）「女性の就業と福祉レジーム」『女性の就業と家族のゆくえ—格差社会の中の変容—』東京大学出版会，pp.61-108.
- 落合恵美子（2013）「アジア近代における親密圏と公共圏の再編成—「圧縮された近代」と「家族主義」」落合恵美子編『親密圏と公共圏の再編成—アジア近代からの問い—』京都大学学術出版会，pp.1-38.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『現代日本の結婚と出産——第15回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書』国立社会保障・人口問題研究所.
- 佐々井司（2013）「子育て環境と子育て支援」『人口問題研究』第69巻第2号，pp.35-52.
- 松田茂樹（2016）「父親の育児参加の変容」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族1999-2009——全国家族調査〔NFRJ〕による計量社会学』東京大学出版会，pp.147-62.
- 三輪哲・山本耕資（2012）「世代内階層移動と階層帰属意識——パネルデータによる個人内変動と個人間変動の検討」『理論と方法』第27巻第1号，pp.63-84.
- 吉田崇（2004）「M字曲線が底上げした本当の意味—女性の「社会進出」再考—」『家族社会学研究』第16巻第1号，pp.61-70.
- Allison, Paul D. (2009) "Fixed effects regression models", *Sage*.
- Allison, Paul D. (2014) "Problems with the Hybrid Method", (Retrieved November 30, 2017, <https://statisticalhorizons.com/problems-with-the-hybrid-method>)
- Arpino, Bruno, Chiara D. Pronzato and Lara P. Tavares, 2014, "The Effect of Grandparental Support on Mothers' Labour Market Participation: An Instrumental Variable Approach." *European Journal of Population* 30(4): 369-390.
- Esping-Andersen. (2001)『福祉国家の可能性』, 渡辺雅男・渡辺景子訳, 桜井書店.
- Esping-Andersen. (2009) *The incomplete revolution: Adapting to women's new roles. Cambridge: Polity Press.*
- Posadas, Josefina and Marian Vidal-Fernandez, 2013, "Grandparents' Childcare and Female Labor Force Participation." *IZA Journal of Labor Policy* 2(1): 14.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2013) "Introductory Econometrics: A Modern Approach", 5th edition, Mason, OH: *South-Western Cengage Learning.*

# Maternal Employment and Childcare Support from Grandparents: A Comparison of Within-Subject and Between-Subject Effects

Shohei YODA and Yuriko SHINTANI

The aim of this study is to explore how a mother's employment transitions are associated with childcare support provided by grandparents. Previous research has shown that employed mothers receive more childcare support from extended family members, such as grandparents, while this informal support is less prevalent for housewives. However, because these studies rely on cross-sectional data, they provide limited insight into whether employment transitions are indeed associated with increase or decrease in informal childcare support.

Using data from the 15th National Fertility Survey, we applied the "Hybrid Model" (Allison 2009), which allows "within-subject" and "between-subject" effects to be estimated simultaneously. Empirical findings are as follows: (1) in line with past findings, childcare support from grandparents was more prevalent among families where the mother was employed; (2) transition to regular employment is associated with increased informal childcare support; and (3) comparing the between-subject and within-subject association of mother's employment and informal care, between-subject differences were found to be substantially larger than within-subject changes. Results suggest that although a mother's employment transitions may affect the extent of informal care provided by grandparents, the effect is small compared with pre-existing differences between mothers who are in different employment status. The study also discusses the role of grandparents in childcare arrangements and the importance of formal care.

---

 資 料
 

---

## 新聞記事で振り返る2017年の人口問題

今 井 博 之

国立社会保障・人口問題研究所においては、『朝日新聞』、『毎日新聞』、『読売新聞』、『日本経済新聞』、『産経新聞』、『東京新聞』の6紙の記事のうち、社会保障または人口問題に関係するものを収集している<sup>1)</sup>。本稿では、人口問題の2017年における動向を新聞記事の概観によって振り返る。

日本の総人口(外国人を含む)は、2016年10月1日時点で1億2693万3千人であったという推計が2017年4月14日に総務省によって発表された。総人口の減少は6年連続である。2017年4月10日には国立社会保障・人口問題研究所が2053年に1億人を割るとする将来推計人口を発表した。前回2012年に発表した将来推計では5年早い2048年に1億人を割っていたので、今回は「回復」とも報じられたが<sup>2)</sup>、急激な人口減少が示唆されていることに変わりはない。

人口減少の原因のひとつである少子化に関しては、厚生労働省の人口動態統計による出生数が2016年に初めて100万人を割って97万6979人となったことが2017年6月2日に発表されて注目を集めた<sup>3)</sup>。合計特殊出生率は1.44であり、前年より0.01ポイント低下している。少子化はしばしば保育所の待機児童と結びつけて報道されるが<sup>4)</sup>、2017年4月1日時点の待機児童は2万6081人であったことが、9月1日に厚生労働省によって発表された。

このような情勢のなかで2017年9月28日に衆議院の解散が行われ、少子高齢化は北朝鮮情勢ともに「国難」と位置づけられた。10月22日の総選挙を経て11月1日に発足した第4次安倍内閣は、少子高齢化への対策として教育の無償化を推し進めている。これに対しては無償化より待機児童対策を優先すべきとの批判があり<sup>5)</sup>、12月8日に閣議決定された「新しい経済政策パッケージ」には待機児童の解消も盛り込まれている。

また、出生数100万人割れほどには大々的ではなかったものの2016年の婚姻件数が62万523組まで減少したこともあわせて報じられ、その要因として経済的事情と価値観の変化とが

---

1) クリッピング作業は、2017年分については筆者の他、研究支援員の峯島靖志氏および池橋みどり氏が担当した。

2) 「50年後人口8808万人」『朝日新聞』2017年4月11日朝刊。

3) 厚生労働省の人口動態統計ではその年の10月までのデータをもとにした年間推計が早い段階で発表される。2016年12月22日に発表された年間推計では2016年の出生数は98万1000人であった。2017年12月22日に発表された年間推計では2017年の出生数は94万1000人となっている。

4) 例えば、「30代前半も出生率低下」『日本経済新聞』2017年6月3日朝刊。

5) 「保育士賃金引き上げへ」『朝日新聞』2017年11月21日朝刊。

とりあげられた<sup>6)</sup>。年代別の未婚割合が高まっていることは2015年の国勢調査（総務省）ですでに顕著になっていたが、50歳時の未婚割合を表す「生涯未婚率」という用語をめぐって国勢調査の結果が改めて注目されるということも起きた<sup>7)</sup>。厚生労働省が2017年1月18日に発表した人口動態統計の特殊報告により、2015年の婚姻全体のうち夫妻の両方または一方が再婚だった割合が26.8%にも上ることもわかった。

一方、2016年の死亡数は130万7765人まで増加した。それでも平均寿命は依然延びており、厚生労働省が2017年3月1日に発表した完全生命表によると2015年には男性が80.75歳で女性が86.99歳であった。さらには、2017年7月27日に発表した簡易生命表によると2016年には男性が80.98歳で女性が87.14歳であった。日本老年学会と日本老年医学会とは2017年1月5日に高齢者の定義を65歳以上でなく75歳以上とすべきという提言を行った。健康で働く高齢者に注目した政府は、2017年9月11日に「人生100年時代構想会議」の初会合を開いた<sup>8)</sup>。

国外に目を転じると、2017年の人口問題の中心は国際人口移動であったように思われる。移民・難民の受け入れに反対するトランプ氏が米国大統領に2017年1月20日（現地時間）に就任すると、政策をめぐる激しい対立が連日報道された。フランス大統領選、ドイツ下院選などヨーロッパ諸国の国政選挙でも移民・難民政策が重要な争点と位置づけられていた。ヨーロッパ諸国にはシリアから難民が流入したが、ミャンマーからバングラデシュに流入したロヒンギャについては60万人をも越えると報じられている<sup>9)</sup>。

最後に、2017年に重要性を増したと思われる人口関連の注意点として、男性、女性という区分に配慮が必要になっていることをあげておく。レズビアン、ゲイ、バイセクシュアル、トランスジェンダーの英語の頭文字をとったLGBTという語が頻繁に使用されるようになり、身体的だけでなく多角的な視点から性をとらえることが求められている<sup>10)</sup>。

---

6) 「結婚したいけれど…」『朝日新聞』2017年6月3日朝刊。

7) 「「生涯未婚」男性23%」『毎日新聞』2017年4月5日朝刊、「生涯未婚男性23%・女性14%」『産経新聞』2017年4月5日朝刊、「生涯未婚男性23%」『東京新聞』2017年4月5日朝刊。

8) 「「人生100年」へ制度改革」『読売新聞』2017年9月12日朝刊。

9) 「ロヒンギャ第二の戦い」『日本経済新聞』2017年11月28日夕刊。

10) 「人の数だけ「性」がある」『東京新聞』2017年12月13日朝刊、「悩める若者に未来を」『東京新聞』2017年12月14日朝刊。

# 日本の世帯数の将来推計（全国推計）

——2015（平成27）年～2040（平成52）年——

2018（平成30）年推計

鈴木透・小山泰代・大泉嶺・菅桂太・小池司朗・鎌田健司

はじめに

今回の推計は、国立社会保障・人口問題研究所が2013年に公表した推計<sup>1)</sup>に続く新しい世帯推計である。推計の出発点となる基準人口は、2015年国勢調査に調整を加えて得ている。

## I 推計の枠組み

### 1. 推計期間

推計期間は2015（平成27）年10月1日から2040（平成52）年10月1日までの25年間である。

### 2. 推計方法と推計結果

推計の主要な部分には、2013年に公表した推計と同様に、世帯推移率法を用いた。この方法は、一般世帯人員の配偶関係と世帯内地位の状態に関する推移確率を設定することで将来の配偶関係と世帯内地位の組み合わせ別分布を推計し、「日本の将来推計人口（平成29年推計）」<sup>2)</sup>（出生中位・死亡中位推計）の男女別、5歳階級別人口に適用することで、男女別、5歳階級別、配偶関係と世帯内地位の組合せ別人口を求めるものである。世帯内地位には「単独世帯」「夫婦のみの世帯」「夫婦と子から成る世帯」「ひとり親と子から成る世帯」「その他の一般世帯」のマークが含まれる。マークとは推計モデルにおいて世帯の形成・解体の鍵とされる成員であり、大部分は国勢調査の世帯主と一致する。ただし、たとえば「夫婦と子から成る世帯」で妻や子が世帯主となるなど、国勢調査で割合が小さい世帯構成区分について、「夫婦と子から成る世帯」のマークは常に夫、「ひとり親と子から成る世帯」のマークは常に親とするなどの規則を設けた。推計された男女別、5歳階級

1) 国立社会保障・人口問題研究所『日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2010（平成17）年～2035（平成42）年— 2013（平成25）年1月推計』人口問題研究資料第329号、2013年3月。

2) 国立社会保障・人口問題研究所『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、2017年7月。

別、配偶関係と世帯内地位（マーカ・非マーカ）別人口に2015年の世帯主・非世帯主とマーカ・非マーカの対応関係を適用し、男女別、5歳階級別、配偶関係別、家族類型別世帯主数を求めた。推計結果の詳細は、結果表1に家族類型別一般世帯数と平均世帯人員を、結果表2に世帯主の男女別、5歳階級別、家族類型別世帯数を示した。

### 3. 基準人口

推計の出発点となる基準人口は、2015年国勢調査をもとに、一般世帯人員の世帯内地位を家族類型別世帯主・非世帯主から家族類型別マーカ・非マーカに変換して得た。

### 4. 推計結果の種類

今回の推計は1ケースについてのみ行った。ただし参考推計として、男女別、5歳階級別、配偶関係と世帯内地位（世帯主・非世帯主）の組合せ別分布が2015年以後一定とした場合の世帯数を計算した。

推計の目的は、将来の家族類型別一般世帯数を求めることである。家族類型は、「単独世帯」、「夫婦のみの世帯」、「夫婦と子から成る世帯」、「ひとり親と子から成る世帯」、「その他の一般世帯」<sup>3)</sup>の5類型である（表1）。

表1 本推計と国勢調査の世帯の種類

本推計の世帯の種類		国勢調査の世帯の種類		世帯数 <sup>(2)</sup>
一般世帯	単独世帯	単独世帯		18,418
	核家族世帯	核家族世帯	夫婦のみの世帯	10,718
			夫婦と子から成る世帯	14,288
			男親と子供から成る世帯	703
			女親と子供から成る世帯	4,045
	その他の一般世帯	親族のみの世帯 核家族以外の世帯	夫婦と両親から成る世帯	191
			夫婦とひとり親から成る世帯	676
			夫婦、子供と両親から成る世帯	710
			夫婦、子供とひとり親から成る世帯	1,214
			夫婦と他の親族（親、子供を含まない）から成る世帯	113
			夫婦、子供と他の親族（親を含まない）から成る世帯	410
			夫婦、親と他の親族（子供を含まない）から成る世帯	86
			夫婦、子供、親と他の親族から成る世帯	273
			兄弟姉妹のみから成る世帯	323
			他に分類されない世帯	565
	非親族を含む世帯	464		
	施設等の世帯	寮・寄宿舎の学生・生徒	6	
		病院・療養所の入院者	11	
		社会施設の入所者	61	
		自衛隊営舎内居住者	3	
		矯正施設の入所者	1	
	その他	36		

注：世帯数は2015年国勢調査の値（単位は千世帯）。ただし、家族類型不詳の一般世帯数（135,238）は除く。

3) 「その他の一般世帯」は、国勢調査の家族類型で「核家族以外の世帯」と「非親族を含む世帯」から成るが、後者の割合は2015年で9.2%にとどまる。なお、「核家族以外の世帯」のうち約半数は三世代世帯である。

## II 推計結果の概要

### 1. 一般世帯人員と一般世帯総数

全国の将来推計人口（出生中位・死亡中位推計）によると、日本の総人口は今後長期にわたって減少が続く。今回の推計によれば、一般世帯人員の動向は総人口と概ね同様の傾向を示す。一般世帯人員は2015年の1億2,430万人から毎年減少し、2040年の一般世帯人員は1億570万人と、2015年に比べ1,860万人少ない。

これに対し一般世帯総数は、図1にみるように、2015年の5,333万世帯から2023年まで増加を続け、5,419万世帯でピークを迎える。その後は減少に転じ、2040年の一般世帯総数は5,076万世帯と、2015年に比べ257万世帯少ない。

### 2. 平均世帯人員

人口減少局面に入っても世帯数が増加を続けることは、世帯規模の縮小が続くことを意味する。一般世帯の平均世帯人員は、2015年の2.33人から2040年の2.08人まで減少を続ける。ただし、変化の速度は、図2にみるように次第に緩やかになると見込まれる。

図1 一般世帯総数の推移

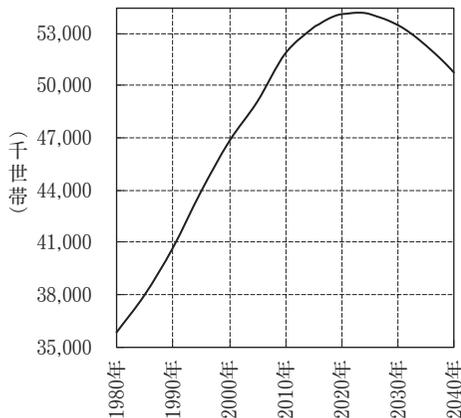
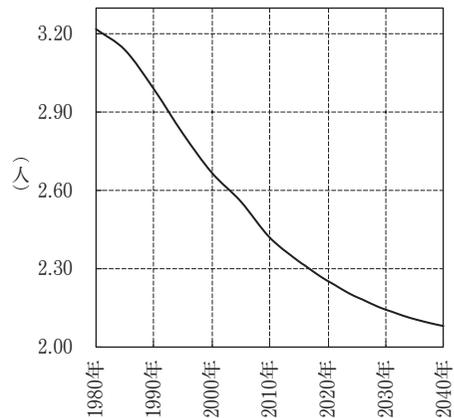


図2 平均世帯人員の推移



### 3. 家族類型別一般世帯数および割合

表2および図3にみるように、「夫婦と子から成る世帯」「その他の一般世帯」は既に減少を開始しており、今後も減少し続ける。他の家族類型は増加を続けてきたが、2025年以降は「夫婦のみの世帯」が減少に転じ、2030年代には「単独世帯」「ひとり親と子から成る世帯」も減少を開始すると予想される。

「単独世帯」は2015年の1,842万世帯から増加を続け、一般世帯総数が減少に転じる2023年以降も増加し、2032年以後ようやく減少に転じる。この結果、2040年には2015年より153万世帯多い1,994万世帯となり、一般世帯総数に占める割合も2015年の34.5%から

表2 家族類型別一般世帯数および割合

年次	一般世帯						
	総数	単独	核家族世帯				その他
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	
	世帯数 (1,000世帯)						
1980年	35,824	7,105	21,594	4,460	15,081	2,053	7,124
1985年	37,980	7,895	22,804	5,212	15,189	2,403	7,282
1990年	40,670	9,390	24,218	6,294	15,172	2,753	7,063
1995年	43,900	11,239	25,760	7,619	15,032	3,108	6,901
2000年	46,782	12,911	27,332	8,835	14,919	3,578	6,539
2005年	49,063	14,457	28,394	9,637	14,646	4,112	6,212
2010年	51,842	16,785	29,207	10,244	14,440	4,523	5,765
2015年	53,332	18,418	29,870	10,758	14,342	4,770	5,044
2020年	54,107	19,342	30,254	11,101	14,134	5,020	4,510
2025年	54,116	19,960	30,034	11,203	13,693	5,137	4,123
2030年	53,484	20,254	29,397	11,138	13,118	5,141	3,833
2035年	52,315	20,233	28,499	10,960	12,465	5,074	3,583
2040年	50,757	19,944	27,463	10,715	11,824	4,924	3,350
	割合 (%)						
1980年	100.0	19.8	60.3	12.5	42.1	5.7	19.9
1985年	100.0	20.8	60.0	13.7	40.0	6.3	19.2
1990年	100.0	23.1	59.5	15.5	37.3	6.8	17.4
1995年	100.0	25.6	58.7	17.4	34.2	7.1	15.7
2000年	100.0	27.6	58.4	18.9	31.9	7.6	14.0
2005年	100.0	29.5	57.9	19.6	29.9	8.4	12.7
2010年	100.0	32.4	56.4	19.8	27.9	8.7	11.1
2015年	100.0	34.5	56.0	20.2	26.9	8.9	9.5
2020年	100.0	35.7	55.9	20.5	26.1	9.3	8.3
2025年	100.0	36.9	55.5	20.7	25.3	9.5	7.6
2030年	100.0	37.9	55.0	20.8	24.5	9.6	7.2
2035年	100.0	38.7	54.5	21.0	23.8	9.7	6.8
2040年	100.0	39.3	54.1	21.1	23.3	9.7	6.6

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。  
 2015年は家族類型不詳を案分した世帯数。  
 2010年の総数には家族類型不詳を含む。割合の分母には不詳を含まない。

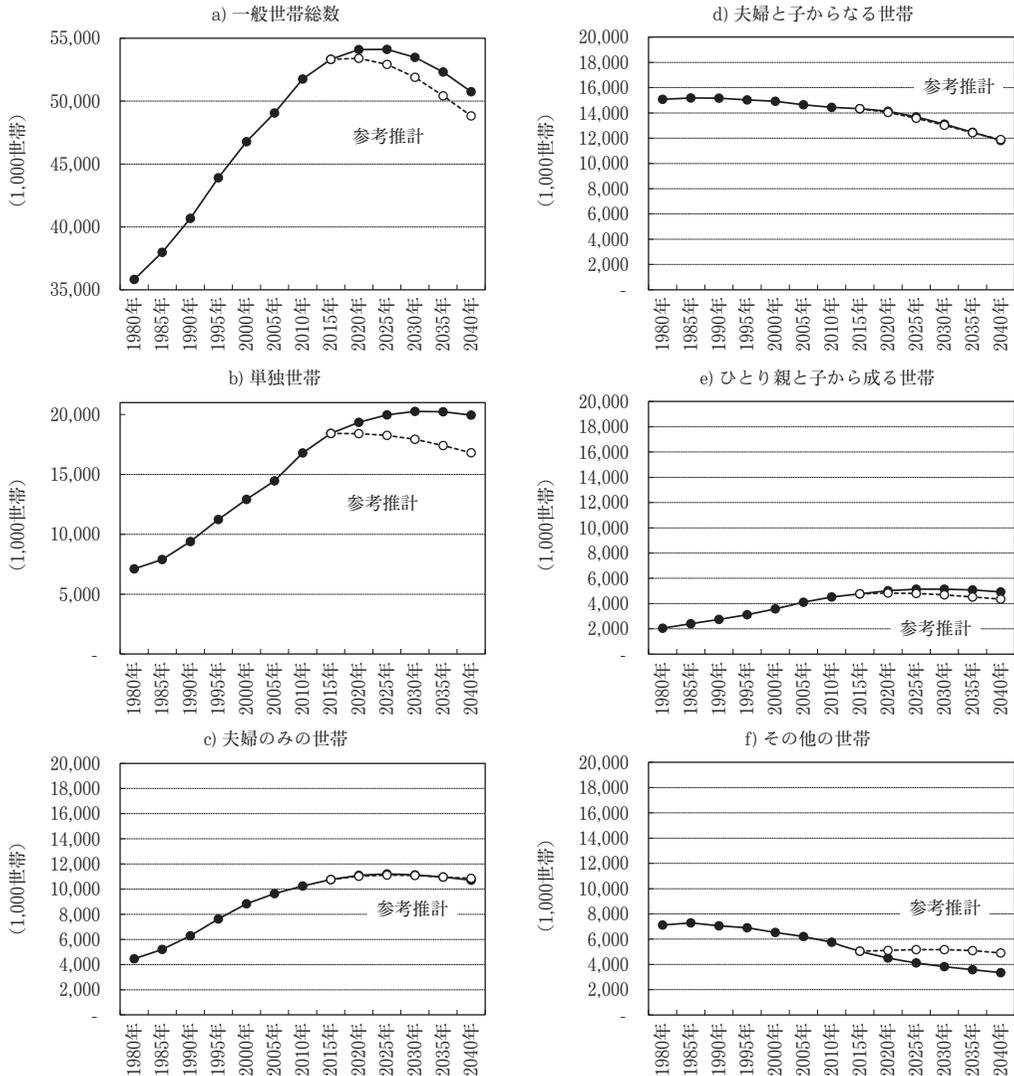
2040年の39.3%へ4.8ポイント上昇する。

「夫婦のみの世帯」は当面増加するが、「単独世帯」ほど急速ではなく、また2025年以降は減少に転じる。すなわち、2015年の1,076万世帯から2025年の1,120万世帯まで増加した後、2040年には1,071万世帯まで減少する。ただし一般世帯総数に占める割合は2015年の20.2%から2025年には20.7%、2040年には21.1%と増加を続ける。

「夫婦と子から成る世帯」は、1985年をピークに既に減少局面に入っているが、今後それが加速し、2015年の1,434万世帯から2040年には1,182万世帯まで減少する。この「夫婦と子から成る世帯」は、かつて一般世帯総数の40%以上を占める主要な類型であったが、2015年時点で26.9%と割合をかなり低下させており、2040年にはさらに23.3%まで低下すると見込まれる。

「ひとり親と子から成る世帯」は2015年の477万世帯から2029年の515万世帯まで増加し、その後減少して2040年には492万世帯となる。一般世帯総数に占める割合は、2015年の8.9%から2030年には9.6%、2040年には9.7%に増加する。

図3 家族類型別一般世帯数の推移（1980～2040年）



注：「参考推計」は、世帯形成行動が2015年以後変化しないと仮定したときの推計値。  
 (詳しくは「6. 参考推計との比較」を参照)

「その他の一般世帯」の大部分は、核家族世帯に直系尊属か直系卑属が加わったいわゆる直系家族だが、この類型は「夫婦と子から成る世帯」同様、1980年代後半には減少に転じている。減少は今後も続き、2015年の504万世帯から2040年には335万世帯となる。一般世帯総数に占める割合も、2015年の9.5%から2040年には6.6%まで低下する。この結果、「その他の一般世帯」は世帯数・割合とも「ひとり親と子から成る世帯」を下回り、最小となる。

なお、前回（2013年）推計における2035年の将来推計値と比較すると、「単独」は1,846万世帯（37.2%）が2,023万世帯（38.7%）に増加、「夫婦と子」は1,153万世帯（23.3%）

が1,246万世帯（23.8％）に増加、「ひとり親と子」は565万世帯（11.4％）が507万世帯（9.7％）に減少している。

#### 4. 世帯主が65歳以上および75歳以上の世帯の見通し

##### (1) 世帯主が65歳以上および75歳以上の一般世帯総数の見通し

表3に示したように、世帯主年齢が65歳以上の一般世帯の総数は、2015年の1,918万世帯から2040年の2,242万世帯へと324万世帯増加することになる。世帯主年齢が75歳以上の世帯は、2015年の888万世帯から2040年の1,217万世帯へ、329万世帯増加する。

世帯主が65歳以上の世帯数は一般世帯総数よりも増加率が高く、総世帯数に占める世帯主が65歳以上の一般世帯数の割合は、2015年の36.0％から2040年の44.2％へと大幅に上昇する。また、世帯主が65歳以上の世帯に占める世帯主が75歳以上の世帯の割合も、2015年の46.3％から2040年には54.3％へと増大し、世帯の高齢化は一層進む。

表3 世帯主65歳以上・75歳以上の世帯の家族類型別世帯数、割合（2015～2040年）

年次	一般世帯						その他
	総数	単独	核家族世帯				
総数			夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子		
世帯数 (1,000世帯)							
世帯主65歳以上							
2015年	19,179	6,253	10,800	6,277	2,862	1,661	2,126
2020年	20,645	7,025	11,551	6,740	2,990	1,821	2,069
2025年	21,031	7,512	11,582	6,763	2,915	1,904	1,937
2030年	21,257	7,959	11,483	6,693	2,842	1,948	1,816
2035年	21,593	8,418	11,449	6,666	2,811	1,972	1,727
2040年	22,423	8,963	11,752	6,870	2,906	1,976	1,708
世帯主75歳以上（再掲）							
2015年	8,883	3,369	4,575	2,735	970	870	939
2020年	10,424	3,958	5,521	3,279	1,202	1,039	945
2025年	12,247	4,700	6,519	3,881	1,435	1,203	1,029
2030年	12,763	5,045	6,693	3,976	1,454	1,264	1,025
2035年	12,403	5,075	6,371	3,762	1,356	1,253	957
2040年	12,171	5,122	6,153	3,635	1,299	1,220	896
割合 (%)							
世帯主65歳以上							
2015年	100.0	32.6	56.3	32.7	14.9	8.7	11.1
2020年	100.0	34.0	56.0	32.6	14.5	8.8	10.0
2025年	100.0	35.7	55.1	32.2	13.9	9.1	9.2
2030年	100.0	37.4	54.0	31.5	13.4	9.2	8.5
2035年	100.0	39.0	53.0	30.9	13.0	9.1	8.0
2040年	100.0	40.0	52.4	30.6	13.0	8.8	7.6
世帯主75歳以上（再掲）							
2015年	100.0	37.9	51.5	30.8	10.9	9.8	10.6
2020年	100.0	38.0	53.0	31.5	11.5	10.0	9.1
2025年	100.0	38.4	53.2	31.7	11.7	9.8	8.4
2030年	100.0	39.5	52.4	31.2	11.4	9.9	8.0
2035年	100.0	40.9	51.4	30.3	10.9	10.1	7.7
2040年	100.0	42.1	50.6	29.9	10.7	10.0	7.4

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

2015年は、家族類型、世帯主の年齢不詳を案分した世帯数。

## (2) 世帯主が65歳以上および75歳以上の家族類型別世帯数の見通し

世帯主が65歳以上の世帯数について家族類型別に2015年と2040年の値を比較すると、顕著に増加するのは「単独世帯」の1.43倍（625万世帯→896万世帯）と、「ひとり親と子から成る世帯」の1.19倍（166万世帯→198万世帯）である。「夫婦のみの世帯」は1.09倍（628万世帯→687万世帯）、「夫婦と子から成る世帯」は1.02倍（286万世帯→291万世帯）と緩やかな増加にとどまり、「その他の一般世帯」は0.80倍（213万世帯→171万世帯）と減少する。

世帯主が75歳以上の世帯については、いずれの家族類型も世帯主が65歳以上の世帯に比して伸びが大きく、「単独世帯」は1.52倍（337万世帯→512万世帯）、「ひとり親と子から成る世帯」は1.40倍（87万世帯→122万世帯）、「夫婦のみの世帯」は1.33倍（274万世帯→363万世帯）、「夫婦と子から成る世帯」は1.34倍（97万世帯→130万世帯）である。65歳以上全体では期間全体で減少する「その他の一般世帯」も、一時増加した後の減少となり、2015年に対する2040年の比も0.95倍（94万世帯→90万世帯）と65歳以上の場合より減少幅が小さい。

世帯主が65歳以上の世帯について、2015年から2040年の家族類型別割合の変化をみると、一貫して上昇するのは「単独世帯」で、32.6%から40.0%へと上昇する。「ひとり親と子から成る世帯」は、2015年の8.7%から2030年に9.2%まで上昇後再び低下し、2040年には8.8%となる。それ以外の家族類型の割合は一貫して低下し、「夫婦のみの世帯」は32.7%から30.6%、「夫婦と子から成る世帯」は14.9%から13.0%、「その他の一般世帯」は11.1%から7.6%への低下となる。

世帯主が75歳以上の世帯でも、一貫して割合が上昇するのは「単独世帯」で37.9%から42.1%となる。一方、一貫して低下するのは「その他の一般世帯」で10.6%から7.4%へ低下する。「夫婦のみの世帯」「夫婦と子から成る世帯」の割合は、一旦上昇した後低下に転じる。「ひとり親と子から成る世帯」の割合は、10%前後で上下動する。

## 5. 国際・地域間比較

表4は、日本の現在および将来の世帯の特性を、現在の欧米および東アジアと比較したものである。2015年の日本の平均世帯人員（2.33人）は、北西欧諸国よりやや高く、アメリカ・カナダよりやや低い。日本の単独世帯割合（34.5%）も

表4 平均世帯人員と単独世帯割合の国際・地域間比較

国・地域	(年次)	平均世帯人員(人)	単独世帯割合(%)
ノルウェー	(2015年)	2.2	38.4
デンマーク	(2016年)	2.0	44.8
イギリス	(2016年)	2.3	29.7
ドイツ	(2016年)	2.0	40.7
オーストリア	(2016年)	2.2	37.0
オランダ	(2016年)	2.2	37.6
フランス	(2016年)	2.2	35.5
アメリカ	(2016年)	2.7	28.0
カナダ	(2016年)	2.4	28.2
韓国	(2015年)	2.5	27.2
台湾	(2015年)	2.8	31.6
日本	(2015年)	2.33	34.5
日本	(2040年)	2.08	39.3

資料:

ノルウェー: Statistics Norway(<https://www.ssb.no/en/>)

アメリカ: U.S Census Bureau (<https://www.census.gov/>)

カナダ: Statistics Canada (<http://www.statcan.gc.ca/>)

韓国: 統計庁 (<http://kostat.go.kr/portal/korea/index.action>)

台湾: 行政院主計總處 (<http://www.dgbas.gov.tw/mp.asp?mp=1>)

上記以外: EUROSTAT (<http://ec.europa.eu/eurostat>)

多くの北西欧諸国よりは低い、アメリカ・カナダよりは高い。韓国・台湾は出生率で日本や欧米諸国を追い越し世界最低水準を示しているが、世帯規模や独居割合ではまだ追いついていない。

今回の推計によると、日本の平均世帯人員は2040年には2.08人まで低下すると見込まれる。これは2015年前後の北西欧諸国の平均的な水準で、ノルウェー、オーストリア、オランダ、フランスよりはやや小さい。しかし25年経った時点でも、現在のデンマークやドイツの平均世帯人員ほどには小さくならないと予想される。日本の単独世帯割合は2040年に39.3%と予想され、やはり現在の北西欧諸国の平均的な水準に至る。それでも現在のデンマーク、ドイツほどには高くないという予想である。

## 6. 参考推計との比較

参考推計は、男女別、5歳階級別の配偶関係と世帯内地位（世帯主・非世帯主）の組合せ別分布を、2015年の値で一定とした場合の、今後の世帯数の変化を表したものである。これは、世帯形成行動が2015年以後変化しないとの仮定に基づいた推計であり、将来の世帯数の変化は、全国の将来推計人口（出生中位・死亡中位推計）で見込まれる人口規模と男女・年齢構造の変化のみによってもたらされる。

図3によると、世帯形成行動が今後一切変化しなかった場合でも、2020年ごろまで世帯数は増加するが、本推計で見込まれるほどには増加しない。世帯形成行動の変化は、それがなかった場合に比べて2040年の世帯数を約4%増やすことになる。

今後の人口規模と男女・年齢別構造の変化は、「単独世帯」の数を2015年の1,842万世帯から1,681万世帯まで減少させる方向に作用する。これは、過去30年以上続いている出生数減少のため、単独世帯主が多い20歳代の人口が減少するためである。従って、本推計における「単独世帯」の増加は、もっぱら晩婚化、未婚化、離婚の増加、親子同居率低下といった結婚・世帯形成行動の変化によってもたらされることがわかる。

核家族世帯に含まれる「夫婦のみの世帯」「ひとり親と子から成る世帯」については、参考推計ではいずれも一時増加した後に減少に転じており、長期的な変化の趨勢は本推計と共通する。つまりこれら世帯の動向は、人口構造と行動変化の要因が同時に作用した結果生じると解釈できる。「夫婦と子からなる世帯」は一貫して減少し、参考推計とほとんど異なる。

「その他の一般世帯」の動向は、本推計と参考推計で大きく異なる。参考推計によると、世帯形成行動に変化がない場合、「その他の一般世帯」は2030年ごろまで増加するはずである。従って本推計におけるこの類型の一貫した減少は、親子同居率の変化をはじめとする世帯形成行動の変化によって生じるものといえる。

## 7. 未婚率の動向

本推計では、世帯内地位別人口の将来推計に先立って配偶関係別人口の将来推計を行っている。配偶関係は「未婚」「有配偶」「死離別」の3類型である。今後の配偶関係の変化

としては、男女とも晩婚化・未婚化によって未婚者の割合が増え、その分有配偶者の割合が減る。死離別者の割合は、過去の離婚率上昇の影響で若年で上昇する年齢層もあるが、高年齢層では死亡率の低下の影響を受けて低下する。ここでは未婚率の動向を概観する。

表5によると今後50歳未満の未婚率の上昇幅は小さく、場合によっては未婚率が低下する年齢層もある。しかし過去数十年間進行した未婚化によって、高齢者の未婚率は大幅な上昇が見込まれる。これは現在の高齢者が未婚が比較的稀だった1970年代までに結婚適齢期を終えたのに対し、今後は未婚が珍しくなくなった世代が高齢期に入ることによる。このため65歳以上の未婚率は、2015年には男性5.9%、女性4.5%であるのに対し、2040年には男性14.9%、女性9.9%まで大幅に上昇する。75歳以上も2015年の男性2.6%、女性3.9%から、2040年には男性10.2%、女性6.5%まで上昇すると見込まれる。

表5 未婚率(%)の推移

男	2015年	2020年	2025年	2030年	2035年	2040年
15～19歳	99.6	99.7	99.7	99.7	99.7	99.7
20～24歳	95.3	95.3	95.2	95.3	95.4	95.5
25～29歳	74.6	75.4	75.0	75.2	75.5	75.9
30～34歳	49.8	50.1	51.1	51.1	51.4	52.1
35～39歳	37.3	37.9	38.1	38.9	39.0	39.4
40～44歳	31.8	31.2	32.5	32.7	33.5	33.5
45～49歳	27.4	27.9	28.1	29.6	30.0	30.8
50～54歳	22.1	25.5	26.1	26.3	27.7	28.1
55～59歳	17.8	20.8	23.9	24.5	24.8	26.1
60～64歳	14.8	16.5	19.4	22.4	23.0	23.2
65～69歳	10.3	13.5	15.1	17.8	20.7	21.2
70～74歳	5.9	9.1	12.0	13.5	16.0	18.7
75～79歳	3.5	5.1	7.9	10.5	12.0	14.3
80～84歳	2.2	3.0	4.4	6.9	9.4	10.7
85歳以上	1.3	1.6	2.1	3.0	4.7	6.3
15歳以上総計	33.3	33.5	33.9	34.3	34.7	35.1
65歳以上(再掲)	5.9	7.6	9.0	10.8	13.0	14.9
75歳以上(再掲)	2.6	3.5	5.3	7.0	8.4	10.2
女	2015年	2020年	2025年	2030年	2035年	2040年
15～19歳	99.4	99.4	99.4	99.4	99.4	99.4
20～24歳	91.7	90.8	90.7	90.7	90.7	90.7
25～29歳	63.1	63.3	62.7	62.6	62.6	62.6
30～34歳	36.6	35.4	35.7	35.5	35.4	35.4
35～39歳	25.4	25.3	24.7	25.1	25.0	24.9
40～44歳	20.5	20.8	20.9	20.6	21.1	21.1
45～49歳	17.1	18.8	18.9	19.0	18.9	19.4
50～54歳	12.6	16.2	17.9	18.0	18.1	17.9
55～59歳	8.8	12.1	15.6	17.2	17.4	17.4
60～64歳	6.6	8.4	11.6	15.0	16.6	16.7
65～69歳	5.6	6.3	8.1	11.2	14.4	15.9
70～74歳	4.5	5.3	6.1	7.8	10.8	14.0
75～79歳	4.0	4.4	5.2	5.9	7.6	10.5
80～84歳	4.0	3.8	4.2	4.9	5.6	7.2
85歳以上	3.6	3.4	3.2	3.3	3.7	4.1
15歳以上総計	24.0	23.9	24.1	24.3	24.6	24.9
65歳以上(再掲)	4.5	4.7	5.2	6.3	7.9	9.9
75歳以上(再掲)	3.9	3.8	4.2	4.5	5.2	6.5

## 8. 独居率の動向

前述のように一般世帯に占める単独世帯の割合は、2015年の34.5%から2040年には39.3%まで上昇すると予想される。単独世帯の数はすなわち独居者の数、一般世帯の数はすなわち世帯主の数だから、これは世帯主に占める独居者の割合に当たる。しかし分母を世帯主に限定せず全人口（施設人員を含む）とした独居率にも関心が向けられ、男女・年齢階級別の独居率があればなお良いだろう。そこで表6には将来の独居率を男女別・5歳階級別に示した。

独居率の動向は未婚率に強く影響される。若年層では未婚率が今後あまり上昇しないため、独居率の上昇も1～2ポイントにとどまる年齢層が多い。一方高年齢層では独居率の上昇が著しく、65歳以上の男性では2015年の14.0%から2040年の20.8%へ、75歳以上では

表6 独居率(%)の推移

男	2015年	2020年	2025年	2030年	2035年	2040年
15～19歳	7.1	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0
20～24歳	30.2	30.2	30.2	30.2	30.2	30.2
25～29歳	30.6	31.3	31.1	31.2	31.3	31.4
30～34歳	21.9	23.1	23.5	23.5	23.6	23.8
35～39歳	17.5	18.6	19.2	19.6	19.6	19.6
40～44歳	17.1	17.0	18.1	18.5	18.8	18.7
45～49歳	18.1	17.7	18.2	19.1	19.6	19.8
50～54歳	18.2	19.5	19.4	19.7	20.5	20.9
55～59歳	17.8	20.4	21.8	21.7	22.0	22.8
60～64歳	17.4	19.5	21.9	23.4	23.3	23.5
65～69歳	16.0	18.2	20.2	22.4	23.9	23.9
70～74歳	13.5	15.9	17.8	19.6	21.5	22.8
75～79歳	12.3	13.7	15.5	17.1	18.8	20.3
80～84歳	12.6	13.3	14.2	15.5	16.8	18.3
85歳以上	14.2	14.5	15.0	15.5	16.0	16.8
15歳以上総計	17.9	18.8	19.7	20.4	21.0	21.5
65歳以上(再掲)	14.0	15.5	16.8	18.2	19.7	20.8
75歳以上(再掲)	12.8	13.8	15.0	16.1	17.1	18.4
女	2015年	2020年	2025年	2030年	2035年	2040年
15～19歳	5.6	5.6	5.6	5.6	5.6	5.6
20～24歳	23.3	23.1	23.1	23.1	23.1	23.1
25～29歳	20.6	20.9	20.8	20.7	20.7	20.7
30～34歳	13.4	13.8	13.9	13.9	13.8	13.8
35～39歳	9.9	10.6	10.9	11.0	11.0	11.0
40～44歳	8.9	9.8	10.2	10.4	10.6	10.6
45～49歳	9.3	10.5	11.1	11.5	11.7	11.9
50～54歳	10.1	11.4	12.5	13.0	13.4	13.6
55～59歳	10.9	12.6	14.0	15.0	15.5	15.9
60～64歳	12.7	13.9	15.6	17.1	18.1	18.6
65～69歳	16.0	16.1	17.2	18.8	20.2	21.2
70～74歳	20.0	19.8	19.9	20.8	22.3	23.6
75～79歳	25.2	25.0	24.9	25.0	25.7	26.8
80～84歳	29.1	29.1	29.0	28.7	28.6	29.0
85歳以上	22.9	24.4	24.8	24.8	24.8	23.9
15歳以上総計	15.3	16.3	17.2	17.9	18.4	18.9
65歳以上(再掲)	21.8	22.4	23.2	23.9	24.3	24.5
75歳以上(再掲)	25.6	25.9	26.0	26.1	26.0	25.8

12.8%から18.4%への上昇が見込まれる。女性も65歳以上では2015年の21.8%から2040年の24.5%まで上昇が見込まれるが、75歳以上に限定すると独居率はほとんど上昇しない。これは表5にみたように75歳以上女性の未婚率の上昇が小幅にとどまり、また未婚化の影響は夫の死亡率低下に伴う有配偶率の上昇によって相殺されるためだろう。

---

 書 評 ・ 紹 介
 

---

藤崎宏子・池岡義孝 編著

## 『現代日本の家族社会学を問う—多様化のなかの対話』

ミネルヴァ書房, 2017年9月, 290ページ

本書は、日本家族社会学会の創立20周年を記念して開催された2009年・2010年学会大会のテーマセッション「日本の家族社会学は今——過去20年の回顧」の成果をもとに企画され、1990年代以降の約四半世紀を対象として日本の家族社会学研究の動向の把握と総括を行った書籍である。第Ⅰ部では理論とテーマ（教育、ケア、社会階層論、フェミニズム論、人口学）の視点から、第Ⅱ部では研究の方法論（計量的研究、二次分析、質的研究、家族史・社会史研究）の視点から家族社会学研究の動向を整理し、第Ⅲ部では家族研究全体に対する総括と今後の課題を論じるという構成になっている。序章において、日本の家族社会学研究史の節目には研究のクリティカル・レビューとその成果を踏まえた研究の方向性への示唆・総括が行われているとの説明があることから、本書もそうした営為の最新の成果として位置付けられる。

本書で扱っている内容・視点は多岐にわたるため、ここでは家族社会学の理論と研究の方法論に関する部分を中心に要約を示す。1990年代以降の日本の家族社会学研究は、家族多様化説とそれを補強する近代家族論を基軸に進んできたが、近年はそれに続く新たな求心的パラダイムの確立がなされておらず、家族社会学が今後何をめざして何をなすのかを再考することが求められている（第1章）。研究手法に着目すると、調査データの利用可能性の飛躍的な増大、分析技法の洗練・高度化、コンピューターの利便性の向上が進んだことで計量的研究が進歩を遂げてきた（第7章）が、データの二次分析を行った研究は「単発的であり相互に独立性が強い傾向」（第8章）があるといった問題点も明らかになってきた。そして、質的研究、歴史的研究においても研究技法の高度化が進んできた結果、研究が手続き論議に終始しがちな状況を生んでおり「『理論』と『方法』の関連を明確化する努力」が必要とされはじめている（第13章）。

評者が特に関心をもったのは「研究領域の境界の不明瞭化」（序章）についてである。「計量的な家族研究に取り組む学問間の垣根は、どんどん低くなっている」（7章）ことは多くの計量研究者が実感を持っていると思われる。また、隣接学問領域間、量的研究と質的研究の間の「架橋」と「対話」が今後重要性を増してくるであろうことは、人口学においても予見される。こういった潮流の中で、自身の直接的な専門とは異なる研究領域、研究テーマ、研究手法がどのような背景をもっているのかを一通り把握しておくことは、「対話」の際の重要な鍵になるのではないだろうか。このような時に、ある研究領域全体の動向を知ることができる本書のような書籍は大いに役立つであろう。

ここでは取り上げなかったが、第Ⅱ部のテーマ別の研究動向の整理（第2章から第6章）は、各章単独で充実した研究レビューとなっている。家族社会学とかかわりの深い人口学研究者にとって、幅広く活用することができる一冊である。（中村真理子）

---

## 研究活動報告

---

### 南アフリカ「人口推計，都市開発における財政・データ利用に関するワークショップ」

2017年10月31日（火），南アフリカ・ケープタウンのタウンハウスホテルで，南アフリカ都市ネットワーク（SACN）と国際協力機構（JICA）が主催する，「人口推計，都市開発における財政・データ利用に関するワークショップ」に，国際人口学会大会に参加中の菅桂太（人口構造研究部室長）と筆者が参加した。菅室長は日本における地域人口推計について，筆者は日本における都市の定義と都市人口の推移について報告した。南アフリカでは，人口増加と都市化が進行し，流動する人口をどのように把握し，経済成長につなげるかが課題となっている。このワークショップには，WorldPop/Flowminder プロジェクトを主宰する英国サウサンプトン大学のテイタム教授も参加し，筆者らの日本型統計利用に付け加え，携帯電話データを利用したビックデータの活用についての紹介もあり，新興国における人口移動データのあり方について，議論がはずんだ。（林 玲子 記）

### シンガポールの人口高齢化及び国際人口移動の実態とその要因に関する資料収集

厚生労働科学研究費補助金（地球規模保健課題推進研究事業）による研究事業「東アジア，ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究」の一環として，11月7日から11月13日にかけてシンガポールに滞在し，シンガポール大学や国立図書館等を訪問し最新の統計資料収集を行った。また，滞在中にシンガポール大学公共政策研究所で「シンガポールにおける出生力変動の生命表分析—1980~2015年の初婚力と既婚出生力の民族格差に着目して」に関して研究報告を行ったほか，シンガポール大学アジア研究所の主催で行われた「若年者に対する労働市場の不確実性」セミナーに出席し，専門家との意見交換を行った。いずれもシンガポール人口の少子高齢化及び国際人口移動の実態とその要因に関し社会・政治・経済・文化的変動について多面的な意見交換を行うとともに，統計調査データ・論文・報告書を含む貴重な資料を収集できた点で成果があった。（菅 桂太 記）

### 国際学術会議「AGENTA Final Conference：高齢化の経済的帰結と世代間の公平性」および NT(T)A ワークショップ

オーストリア・ウィーンにて，国際学術会議「AGENTA Final Conference：高齢化の経済的帰結と世代間の公平性」（平成29年11月20-21日）および NT(T)A ワークショップ（平成29年11月22日）が開催された。同会議は，欧州委員会の研究費により2014年から継続してきた AGENTA プロジェクト（「高齢化していくヨーロッパ：国民移転勘定の応用による公的支出動向の説明と予測」2014年1月~2017年12月）の最終成果報告を兼ねたものであり，Wittgenstein Centre for Demography and Global Human Capital の主催により行われた。同会議では，高齢化に伴う社会経済的諸問題という先進諸国に共通する課題についての指導的研究者が一堂に会し，欧州を中心とする諸外国における先

端的研究成果の報告が行われた。本研究所からは、社会保障基礎理論研究部の佐藤格室長および企画部の福田が参加し、東京大学や日本大学の研究者と行った共同研究について以下の報告を行った。

Setsuya Fukuda, Itaru Sato, Kazuyuki Terada, Takahiro Toriyabe, Hidehiko Ichimura, Naohiro Ogawa and Rikiya Matsukura. "Household production and consumption over the life cycle in Japan: NTA and NTTA summaries by gender from 1999 to 2014"

アジアからの参加は、私たちのグループのみであった。世界で最も高齢化が進んでいる日本の現状については関心も高く、この機会に情報発信を行い、他の研究者とネットワークを構築する機会を得たことは幸運であった。

また、2日間の会議の後に開講されたワークショップでは、AGENTA プロジェクトで作成・公表しているヨーロッパ25カ国のNTAならびにNTTAデータ (<http://dataexplorer.wittgensteincentre.org/shiny/nta/>) についての説明およびNTA/NTTAデータを用いた新たな高齢化指標の構築についての議論が行われた。AGENTA プロジェクトでは主要な目的のひとつとして、ヨーロッパで比較可能なNTAとNTTAのデータを構築することが挙げられている。ヨーロッパ各国には、それぞれ自国のNTAやNTTAを構築するチームがあるが、AGENTAではこれらのチームとは独立に、欧州内の「完全に比較可能な」データを用いて、国別の調整などは一切行わない「同一手法による推計」によってNTAおよびNTTAの値を計算している。このような比較可能性を重視したHarmonizedデータと各国チームが独自の工夫・調整の下に推計したデータをどのように使い分けていくのかは今後の課題となるように感じられた。一方で、AGENTAが行ったようなデータの公開と共有は、世界的な潮流となりつつある。今後は、公開されたNTAデータを用いた応用的・分析的研究が進んでいくものと思われる。

今回の会議およびワークショップでの報告資料は下記のURLにて公開されている。

<https://www.oeaw.ac.at/vid/events/calendar/conferences/agenta-final-conference/>

(福田節也 記)

## 台湾における低出産・高齢化と政策的対応に関する資料収集

厚生労働科学研究費による研究事業「東アジア，ASEAN諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究」の一環として、筆者が11月21日～25日にかけて台湾を訪問、専門家との面談と資料収集を行った。面談した専門家は、王宏仁教授（国立中山大学）、蔡瑞明教授（東海大学）、李美玲教授（中央研究院）、謝穎慧教授（慈濟大学）等である。主に日本時代以来の台湾の国内・国際移動パターンの変遷について議論し、独力では探し出せなかった資料を入手できた。（鈴木 透 記）

## 第32回日本国際保健医療学会

2017年11月24日（土）、25日（日）に、東京大学本郷キャンパス内で、第32回日本国際保健医療学会大会が、日本熱帯医学会、日本渡航医学会の大会と合同で「グローバルヘルス合同大会2017」として開催された。今年のテーマは「思いは一つ：健康格差の改善」であるが、例年通り、戦時下の医療から保健人材育成まで、多様なテーマのシンポジウム、口頭発表、ポスター発表、自由集會が行われた。

筆者は「日本とアジア諸国の高齢化対策連携の模索」と題するシンポジウムで報告を行った。このシンポジウムでは、アジアにおける介護人材の需給推計（筆者）、ブータン、韓国・シンガポールにおける高齢者ケア、民間、JICA、内閣官房のアジア健康構想の取り組みなどについての報告があり、最終日の午後にも関わらず、多くの参加者があり、議論も活発で、グローバルヘルスに関わる人々の間でも高齢化に対し関心が高まっていることを思い知らされた。また、このシンポジウム以外に、SDGsに関わる公開ディベートやグローバルエイジングに関わる自由集いにも参加・報告を行った。

（林 玲子 記）

## 一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター 「人口統計に関する研究会」

2017年11月25日に一橋大学の国立西キャンパスにて、同大経済研究所附属社会科学統計情報研究センターが主催する「人口統計に関する研究会」が開催された。当研究所からは釜野さおり（人口動向研究部第2室長）と中川雅貴（国際関係部主任研究官）が参加し、研究報告を行った。この研究会は、同センターが毎年特定の調査・統計データに焦点を当てて開催する研究会シリーズの一環であり、本年は中央大学経済研究所社会経済マイクロデータ研究部会との共催により、人口統計を対象にした研究会が開催された。当日は、総務省統計局国勢統計課の担当者による平成27年国勢調査結果の概要に関する報告のほか、国勢調査の二次利用データを含む人口統計データを活用した分析事例が報告され、活発な質疑がなされた。研究会のプログラムは以下のとおりである。

1. 西千奈美（総務省統計局）「平成27年国勢調査について～人口移動集計から～」
2. 釜野さおり（国立社会保障・人口問題研究所）「諸外国の公的統計における非標準世帯の把握について」
3. 中川雅貴（国立社会保障・人口問題研究所）「国勢調査の二次利用データを用いた外国人の集住地区に関する分析」
4. 平川竜人（一橋大学）・白川清美（一橋大学）「IPUMS-I データベースに基づく世界の日本人」
5. 伊藤伸介（中央大学）「わが国における外国人の就業特性について」

（中川雅貴 記）

## 第12回人類生態学会国際会議（SHE）

2017年11月28日（火）から12月1日（金）まで、フィリピン・ロスバニョスにて、第12回人類生態学会国際会議（SHE）が開催された。人類生態学会国際会議は、第1回が1985年米国メリーランド大学で開催されてから、1-2年に1回世界各地で開催されており、第12回となる今回は、フィリピン大学が主催し、世界18ヵ国の研究者が「健康・高齢化と人口変化」、「持続可能な都市と景観」、「食糧と水システム」、「変容するコミュニティ」に関し報告・議論を行った。

筆者は長崎大学熱帯医学・グローバルヘルス研究科門司和彦教授が組織・企画した「アジアにおける長寿への挑戦」セッションにて、日本およびアジアにおける人口高齢化と介護需要・供給に関し、特に日本における人材の還流と並行したアジア全体の高齢者ケアシステムの開発と課題について報告を行った。

（林 玲子 記）

## 日本人口学会2017年度第1回東日本地域部会

日本人口学会2017年度第1回東日本地域部会は、2017年12月3日(日)、札幌市立大学サテライトキャンパス(札幌市)において開催された。全部で8本の研究報告があり、活発な討論が行われた。本研究所からは2名が研究報告を行った。報告のタイトルと報告者は次の通りである。

- 「地域別将来推計人口のGISへの投影：北海道・札幌市の人口減少、その未来への対応 その2」  
……………原俊彦(札幌市立大学)・吉村暢彦(北海道大学大学院)
- 「東日本大震災後の東北地方の人口移動パターンの変化—国勢調査の不詳人口按分処理の結果を利用した分析—」……………阿部隆(東北大学)・磯田弦(東北大学)・澁木智之(東北大学)
- 「新宿区の民営借家世帯は本当に減ったのか？—住宅所有関係別一般世帯数の確からしさの考察」  
……………丸山洋平(福井県立大学)
- 「近世以降東アジアの人口移動転換—近・現代化と国内・国外移動」  
……………鈴木透(国立社会保障・人口問題研究所)
- 「フランスにおけるムスリム移民とその子孫における宗教的シンボル着用の関連要因」  
……………小島宏(早稲田大学)
- 「婚姻の際に定める夫婦の氏について：妻の氏を称する割合の都道府県間の差の分析」  
……………犬飼直彦(早稲田大学大学院)
- 「近年の第1子出生後の女性の就業継続の増加についての一考察」  
……………仙田幸子(東北学院大学教養学部)
- 「ライフコースからみた結婚、出産と女性の就業」……………菅桂太(国立社会保障・人口問題研究所)  
(鈴木 透 記)

## 持続可能な開発時代の人口動態に関する国際会議 —出生力転換と社会政策的対応

2017年12月4～5日の二日間、北京友誼賓館(フレンドシップホテル)にて、「持続可能な開発時代の人口動態に関する国際会議—出生力転換と社会政策的対応」と題する会議が開かれた。これは、中国人口学会 China Population Association (CPA)、中国人民大学人口開発研究センター Population development studies center, Renmin University of China, ならびに、国連人口基金 (UNFPA) 中国事務所の共同開催によるものであり、中国の研究機関、大学等の研究者が多数出席するとともに、国外からは、日本、韓国、タイ、米国、英国、オランダ、チェコ、オーストラリア、関連国際機関、関連政府機関の専門家等約150名の出席を得た。当研究所からは、副所長の金子隆一が出席し、開会に続くプレナリー・セッションにおいて、“Fertility transition in Japan: Trends, factors and its impacts on social sustainability” と題した講演を行った。その他、会議では各地の出生力転換の動向や要因、政策対応、さらには研究方法やその改善について広範な議論が行われた。中国は1979年以降続けてきた一人っ子政策を2016年に廃し、今や出生を奨励する「二人っ子」政策へとシフトしている。一部で出生率が上昇したとの見方があるものの、大方の専門家は中国の出生率は東アジア特有の低さが維持されていると見ている。この14億人を標本とする壮大な人口学的実験の行方を、われわれは注意深く見守って行く必要がある。

(国連ウェブサイト <http://www.un.org.cn/article/content/view?id=541>)

(金子隆一 記)

## 国立社会保障・人口問題研究所（IPSS）—中国民政部政策研究中心（CPR）合同ワークショップ（中日社会福利比较研讨会，IPSS- CPR Joint Workshop）

2017年12月16日から17日にかけて、中華人民共和国民政部政策研究中心と本研究所の共同主催によるワークショップが北京市で開催された。これは両研究所が2016年12月に調印した研究に関する協力覚書に基づくものである。今回のワークショップでは、両研究所の研究協力覚書の確認式と両研究所所長の基調講演が行われた後、三つの個別セッションに分けて報告と討論が日本語・中国語の同時通訳付きで行われた。講演・報告者と題目は以下の通りである。

### セッション1 協力覚書の確認式

王杰秀（民政部政策研究中心所長）「中国社会における高齢者ケアサービス体系：成果と課題及び未来（中国社会养老服务体系：成就，问题与未来）」

遠藤久夫（国立社会保障・人口問題研究所長）「日本の医療制度改革—中国への含意を含めて」

### セッション2 日中を取り巻く人口・社会変化（中日人口与社会变化）

鈴木透（国立社会保障・人口問題研究所人口構造研究部長）「東アジアの人口・家族変動」

戈艳霞（中国社会科学院社会发展战略研究院研究院）「中国の人口動向と家族構造変動（中国人口动向与家庭结构变迁）」

王昊（中国農業大学社会学部講師）「中国の人口移動，階層構造の変動（中国的人口流动，阶层结构变迁）」

顾严（開發改革委員会マクロ経済学研究所准教授）「裕豊になりながら老いてゆく—中国における高齢化の新情勢（且富且老—中国老龄化新形势）」

### セッション3 人口・社会保障に関するデータ（人口与社会保障的相关数据）

菅桂太（国立社会保障・人口問題研究所人口構造研究部室長）「日本の地域別人口推計：都市人口変動とその帰結，1980-2040」

朱凤梅（民政部政策研究中心ポスドク研究員）「中国の都市・農村住民の死因統計分析（中国城乡居民死因统计分析）」

竹沢純子（国立社会保障・人口問題研究所企画部室長）「日本の社会保障費用について」

龙玉其（民政部政策研究中心ポスドク研究員）「中国政府社会保障支出分析（中国政府社会保障支出分析）」

### セッション4 高齢者介護システム（老年人护理体系）

小島克久（国立社会保障・人口問題研究所情報調査分析部長）「日本の介護保険制度の実績と課題」

于建明（民政部政策研究中心第四研究室）「中国の介護保険モデル事業に関する比較（中国长期护理保险试点的比较）」

林玲子（国立社会保障・人口問題研究所国際関係部長）「アジアにおける介護需要と人材開発について—日中の状況」

沈洁（日本女子大学教授）「日本の介護人材の教育システム—日本の経験の中国における現地化について（日本护理人才教育体系改革—日本护理人才教育经验的本土化问题）」

日本側の参加者は本研究所の職員が多いが、中国側からは報告を行った研究者の他に民政部政策研究中心や中国社会科学院等から30名以上の参加があり、いずれも活発な討論が行われた。

（菅 桂太 記）

## ミャンマーの人口高齢化に関する統計情報整備に関する調査

2018年1月7～10日にかけて、ミャンマー労働・入国管理・人口省人口局、保健・スポーツ省公衆衛生局、ヤンゴン第一医科大学、ヤンゴン看護大学などを訪問し、ミャンマーにおける人口高齢化に関する意見交換・情報収集を行った。ミャンマーは2014年に31年ぶりに人口センサスを行い、予想されていた以上に高齢化が進行し、また今後の増加のスピードも高いことが判明した。2014年センサスにおける65歳以上割合は5.8%にとどまるが、今後2025年には7%を超え、2030年には高齢者数も倍増する。また、女性の未婚率が日本と同水準であり非常に高く、子供のいない高齢女性に対する配慮も必要になっている。今回の訪問で、2014年センサス以外にも、1990年代から出生力調査の世帯票を用いた高齢者人口に関する分析報告や、WHOの支援による高齢者調査など、すでにある程度の蓄積があることがわかったが、ヤンゴン第一医科大学に老年科がようやく近年設立されたように、高齢者医療・介護制度は今後の発展が待たれる。また、寝たきり老人などに対する介護は、保健・スポーツ省ではなく、社会福祉省の管轄となっており、垣根を超えた取り組みが求められているところである。

(林 玲子 記)

### 第22回厚生政策セミナー

#### 「長寿化に関する国際シンポジウム 二大長寿国 日本とフランスの比較」と「長寿化に関するフランス国立人口研究所との共同ワークショップ」

国立社会保障・人口問題研究所では、研究所における様々な研究成果の社会発信や啓発活動の一環として、毎年度1回、厚生政策セミナーを開催してきているが、本年度は「長寿化に関する国際シンポジウム 二大長寿国 日本とフランスの比較」と題し、2018年2月1日（木）、三田共用会議所（東京都港区）においてセミナーを開催した。今回のセミナーは、研究所の「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」プロジェクトが中心となって企画に携わり、また、厚生政策セミナーでは初めての試みとしてINED（フランス国立人口研究所）との共催で行われた。

セミナーは遠藤久夫国立社会保障・人口問題研究所所長の開会挨拶が始まり、午前中に二本の基調講演が行われた。最初に、マグダ・トマシーニ フランス国立人口研究所所長が“Aging and public policies in France”と題し、フランスの個人自立給付制度（APA）や自立していない人口の将来推計などについて講演した。次に、遠藤所長が「超高齢国家日本における医療と介護の現状と課題」と題し、長寿化・高齢化が日本の社会保障制度、特に医療と介護に及ぼす影響等について講演した。

午後はまず三人のパネリストによる講演が行われた。最初にフランス・メレ フランス国立人口研究所上席研究員が、“Highest Life Expectancies: how long will Japan (and France) keep the lead?”と題し、日本やフランスが今後も最長寿国を維持できる可能性や、新たに最長寿国となる候補などについて論じた。次に、林玲子国立社会保障・人口問題研究所国際関係部長が、「長寿化の進展と健康の変遷—日本の場合—」と題し、わが国における長寿化や健康の変遷について、様々な定義による健康寿命を比較しながら講演した。最後に、筆者が「日本とフランスの長寿化（パネルディスカッションの論点）」と題し、日本とフランスの長寿化の人口学的比較や、パネルディスカッションの論点などについて講演した。

その後、金子隆一国立社会保障・人口問題研究所副所長をモデレータとしてパネルディスカッションが行われた。討論では、長寿化が日本やフランスの介護制度に与える影響や、長寿化の将来など、多岐にわたる論点が議論された。最後に金子副所長が閉会の挨拶を述べてセミナーは終了した。

また、厚生政策セミナーの開催に合わせ、その前日である2018年1月31日に、国立社会保障・人口問題研究所において、「長寿化に関するフランス国立人口研究所との共同ワークショップ」が開催された。このワークショップは2つのセッションから構成され、両セッションとも筆者が座長を務めた。まず第1セッションでは、ウィリアム・モルミー フランス国立人口研究所国際関係協力部長と林玲子国際関係部長から、両研究所の組織・運営体制等に関する報告がそれぞれ行われ、これに基づき質疑・討論が行われた。次の第2セッションは長寿化に関する研究報告と題され、第1報告として別府志海情報調査分析部第2室長から“A Demographic Analysis on the Average Period of Receiving Medical Care - From the Viewpoint of Disease Structure -”が、第2報告としてフランス国立人口研究所のアメリー・キャレル研究員から“Cognitive limitations and activity restrictions at home in France: towards an acceleration of the disablement process?”が、第3報告として渡辺久里子企画部研究員から“Income Poverty Trends among the Elderly in Japan”が報告され、全体討論が行われた。(石井 太 記)

## 『人口問題研究』第73巻総目次（2017年）

著者	タイトル	号[通巻]	発行	掲載頁
<b>特集：日本における家族の変容に関する多角的実証研究—「環調査的分析」の試み</b>				
釜野さおり	特集に寄せて	1[300]	3.25	1-3
小山泰代	家族関連調査にみる家族と世帯の形	1[300]	3.25	4-20
山内昌和	日本の夫婦出生力の地域差—2000年代の15の社会調査を用いた45歳以上の有配偶女性の子ども数の分析—	1[300]	3.25	21-40
千年よしみ	夫婦の母親との近居が有配偶女性の就業に及ぼす影響—2つの全国レベルの家族調査を用いた比較分析—	1[300]	3.25	41-57
大和礼子	親・義親との援助関係における“夫婦の個人化”？—第3回全国家族調査（NFRJ08）の分析から—	1[300]	3.25	58-77
<b>特集：『第5回全国家庭動向調査（2013年）』の個票データを利用した実証的研究（その3）</b>				
山本克也	全国家庭動向調査を用いた年金制度改革案の検討	2[301]	6.25	83-96
西岡八郎・山内昌和	夫の家事や育児の遂行頻度は高まったのか？—3歳以下の子を持つ常勤の夫に関する分析—	2[301]	6.25	97-116
安藤道人	配偶者との死別が高齢女性の生活状況と健康水準に与える影響：予備的分析	2[301]	6.25	117-137
<b>特集：『第7回世帯動態調査（2014年）』の個票データを利用した実証的研究（その1）</b>				
鈴木透	特集によせて—世帯動態調査の目的と概要—	3[302]	9.25	153-154
鈴木透	世帯形成・解体の動向—第5～7回世帯動態調査の結果から—	3[302]	9.25	155-171
小山泰代	親と同居する子世代の実態	3[302]	9.25	172-184
<b>特集：社人研資料を活用した明治・大正・昭和期における人口・社会保障に関する研究</b>				
林玲子	特集によせて	4[303]	12.25	237-238
杉田菜穂	日本における人口—社会保障論の系譜—館文庫を手掛かりに—	4[303]	12.25	239-253
小島克久	第2次世界大戦以前の台湾の人口変動と日本との比較検討	4[303]	12.25	254-269
林玲子	人口動向の認識と対応—出生について（戦前期）	4[303]	12.25	270-282
<b>特集：第7回世帯動態調査（その2）</b>				
清水昌人	配偶関係と居住地域の変化	4[303]	12.25	283-298
<b>研究ノート</b>				
小池司朗	全国推計の出生高位仮定と整合的な地域別将来人口推計に関する考察	3[302]	9.25	185-195
<b>資料</b>				
鈴木透・小山泰代・菅桂太	高齢者の居住状態の将来推計（2017年3月推計）	2[301]	6.25	138-144
石井太・岩澤美帆・守泉理恵・別府志海・是川夕・余田翔平・佐々井司	わが国の全国将来人口の推計—「日本の将来推計人口（平成29年推計）」の結果概要より—	3[302]	9.25	196-205
林玲子・千年よしみ・中川雅貴・小島克久・清水昌人・小池司朗・貴志匡博	2016年社会保障・人口問題基本調査「第8回人口移動調査」—結果の概要より—	4[303]	12.25	299-305

統計

別府志海・佐々井司	主要国における合計特殊出生率および関連指標：1950～2015年	3[302]	9.25	206-213
別府志海	主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料	3[302]	9.25	214-223
別府志海	全国人口の再生産に関する主要指標：2016年	4[303]	12.25	306-321
別府志海・佐々井司	都道府県別標準化人口動態率：2016年	4[303]	12.25	322-327
別府志海・佐々井司	都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2016年	4[303]	12.25	328-335

書評・紹介

小山泰代	キャサリン・S・ニューマン（萩原久美子・桑島薫訳）『親元暮らしという戦略—アコーディオン・ファミリーの時代—』	1[300]	3.25	78
石井太	K.W. Wachter " <i>Essential Demographic Methods</i> "	2[301]	6.25	145
千年よしみ	Can M. Aybek, Johannes Huinink, and Raya Muttarak(eds.) " <i>Spatial Mobility, Migration, and Living Arrangements</i> "	3[302]	9.25	224
福田節也	Boling, P., " <i>The Politics of Work-Family Policies</i> "	4[303]	12.25	336
貴志匡博	玉井金五・杉田菜穂『日本における社会改良主義の近現代像—生存への希求』	4[303]	12.25	337

## 『人口問題研究』編集委員

### 所外編集委員 (50音順・敬称略)

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  
中川 聡史 埼玉大学大学院人文社会科学研究所  
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

遠藤 久夫 所長  
金子 隆一 副所長  
新 俊彦 企画部長  
林 玲子 国際関係部長  
小島 克久 情報調査分析部長  
鈴木 透 人口構造研究部長  
石井 太 人口動向研究部長

### 編集幹事

清水 昌人 企画部室長  
千年よしみ 国際関係部室長  
別府 志海 情報調査分析部室長  
釜野さおり 人口動向研究部室長  
貴志 匡博 人口構造研究部主任研究官

## 人 口 問 題 研 究

第74巻第1号  
(通巻第304号)

2018年3月25日発行

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

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

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

## 目次 第74巻第1号 (2018年3月刊)

### 特集：人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究

- 特集によせて……………石井 太・1～2
- 市区町村別生命表作成の課題
- 小地域における死亡数の攪乱的変動とベイズ推定における事前分布のパラメータを設定する「地域」区分が平均寿命へ及ぼす影響—……………菅 桂太・3～28
- 地域・世帯推計の統合モデルにおける方法論的課題……………鈴木 透・29～41
- 新潟県内20市の人口移動分析
- その1 1980～2015年の変化の概況—……………小池司朗・42～60
- 母親の就業と祖父母からの育児支援
- 「個体内の変動」と「個体間の差異」の検討—  
……………余田翔平・新谷由里子・61～73

### 資料

- 新聞記事で振り返る2017年の人口問題……………今井博之・74～75
- 日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2015（平成27）年～  
2040（平成52）年—2018（平成30）年推計  
……………鈴木透・小山泰代・大泉嶺・菅桂太・  
小池司朗・鎌田健司・76～86

### 書評・紹介

- 藤崎宏子・池岡義孝 編著『現代日本の家族社会学を問う  
—多様化のなかの対話』（中村真理子）……………・87

### 研究活動報告……………・88～94

### 総目次……………・95～96