

人口問題研究

Journal of Population Problems

第76巻第1号 2020年

特集Ⅰ：地域別将来人口推計

特集Ⅱ：第8回人口移動調査の結果から（その3）



国立社会保障・人口問題研究所

『人口問題研究』編集規程

I. 編集方針

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

II. 発行回数および発行形態

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

III. 執筆者

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

IV. 査読制度

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

V. 著作権

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

2013年2月

人口問題研究

第76巻第1号(2020年3月)

特集Ⅰ：地域別将来人口推計

- 特集によせて……………小池司朗・1～3
- 日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数
……………小池司朗・菅桂太・鎌田健司・岩澤美帆・
石井太・山内昌和・4～19
- 日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡率
……………菅桂太・小池司朗・鎌田健司・石井太・山内昌和・20～40
- 地域別将来推計人口の精度評価
一回帰モデルによる推計誤差の空間的特性の検証—
……………鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和・41～66
- 安定人口モデルと感度分析を用いた人口減少の分析
—地域間移動を考慮した理論構築への展望—……………大泉 嶺・67～79

特集Ⅱ：第8回人口移動調査の結果から（その3）

- 東京圏一極集中は継続するか？—出生地分布変化からの検証—
……………小池司朗・清水昌人・80～97
- 通婚圏と人口移動……………清水昌人・中川雅貴・小池司朗・98～117
- 2地域モデルを用いた大都市圏出生者割合の分析
……………清水昌人・小池司朗・118～135

資料

- 新聞記事で振り返る2019年の人口問題……………今井博之・136～138
- 道府県別、男女年齢（10歳階級）別、東京圏転入率、転出率
および転入超過率：2014～2018年
……………貴志匡博・峯島靖志・清水昌人・139～155

統計

- 全国人口の再生産に関する主要指標：2018年……………156～171
- 都道府県別標準化人口動態率：2018年……………172～177
- 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：2018年……………178～185

書評・紹介

- Hal Caswell, *Sensitivity Analysis: Matrix Methods in
Demography and Ecology* (大泉嶺) ……………186

研究活動報告 ……………187～195

第92回日本社会学会大会—G20岡山保健大臣会合開催記念国際シン
ポジウム「持続可能な高齢化社会・経済のためのライフ・サイクル・
アプローチ」—国際人口学会学術パネル：東アジアと南欧における
家族行動「東アジアと南欧における家族変動についてのワークショップ」
—ICPD25 ナイロビ・サミット—2019年人文地理学会大会—第
8回アフリカ人口学会—日本人口学会2019年度第1回東日本地域部
会—世界的なセクシュアルヘルスデータのニーズに対する技術会議
(京都)—韓国・社会保健衛生院(KIHASA)国際セミナー「東アジ
アにおける超低出生率の長期的傾向」(2019年12月5-6日)—2019
年度中部地域部会—モロッコ王国アカデミー第46回会合—オックス
フォード大学シンポジウム「総務省統計局における利用可能データ
とリソースについて」—オックスフォード大学国際ワークショップ
「東アジアの3世代同居世帯における生活時間とライフコース移行」
—第24回厚生政策セミナー「人口減少時代における地域政策の課題
と今後の方向性」

Special Issue I: Regional Population Projections for Japan

- IntroductionKOIKE Shiro• 1-3
- Municipal Birth Projections Consistent with IPSS (2018)
Regional Population Projections for Japan 2015-2045
.....KOIKE Shiro, SUGA Keita, KAMATA Kenji,
IWASAWA Miho, ISHII Futoshi and
YAMAUCHI Masakazu• 4-19
- Municipal Death Projections Consistent with IPSS (2018)
Regional Population Projections for Japan 2015-2045
.....SUGA Keita, KOIKE Shiro, KAMATA Kenji,
ISHII Futoshi and YAMAUCHI Masakazu• 20-40
- An Evaluation of the Accuracy of Regional Population Projections:
Investigation on the Spatial Characteristics in the Projection Error
Rates using Regression Models ..KAMATA Kenji, KOIKE Shiro,
SUGA Keita and YAMAUCHI Masakazu• 41-66
- Analysis of Population Decline Using Stable Population Model and
Sensitivity Analysis - Prospects for Theory Construction
Considering Migration between Regions -OIZUMI Ryo• 67-79

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

- Will Population Concentration Continue in the Tokyo Area?
An Investigation into Birthplace Distribution
.....KOIKE Shiro and SHIMIZU Masato• 80-97
- Interregional Marriage and MigrationSHIMIZU Masato,
NAKAGAWA Masataka and KOIKE Shiro• 98-117
- Simulations of Changes in the Proportion of Metropolitan-Born
Population Using Bi-Regional Demographic Models
.....SHIMIZU Masato and KOIKE Shiro•118-135

Materials

- Population Problems Reported in Japanese Newspapers in 2019
.....IMAI Hiroyuki•136-138
- Rates of Migration between the Tokyo Metropolitan Area and the Other
Areas: by Age, Sex and Prefectures (2014-2018)
.....KISHI Masahiro, MINESHIMA Yasushi
and SHIMIZU Masato•139-155

Statistics

- Population Reproduction Rates for All Japan: 2018•156-171
- Standardized Vital Rates by Prefecture: 2018.....•172-177
- Age-Specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Japanese
Females by Prefecture: 2018•178-186

Book Review

- Hal Caswell, *Sensitivity Analysis: Matrix Methods in Demography
and Ecology* (OIZUMI R.)•186

Miscellaneous News

特 集 I

地域別将来人口推計

特集によせて

小 池 司 朗

国立社会保障・人口問題研究所（社人研）が2013年3月に「日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）」（以下、「25年推計」）を公表して以降、地域人口の分野に関しては激動ともいえる状況の変化があった。その発端となったのが、「25年推計」公表の翌2014年に日本創成会議から公表された提言「ストップ少子化・地方元気戦略」（通称：増田レポート）であった。

「ストップ少子化・地方元気戦略」のなかで示された地域別将来人口推計では、2040年の20～39歳女性人口が2010年の半減以下となる、いわゆる「消滅可能性都市」が896にのぼるとされた。本提言は各方面において大反響を巻き起こすとともに、政府が地方創生を重要施策として位置づける決定的な原動力となった。同年9月、地域の人口急減・超高齢化の問題に政府が一体となって取り組むことを目的として内閣官房に「まち・ひと・しごと創生本部」が設置され、同年12月には日本の人口動向に関して将来の目指すべき方向性を提示した「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」（以下、「長期ビジョン」）、および2015年から後5年間の目標や施策の基本的方向、具体的な施策をまとめた「まち・ひと・しごと創生総合戦略」（以下、「総合戦略」）が閣議決定された。これに付随して、地方自治体では「長期ビジョン」・「総合戦略」の内容を勘案しつつ、当該地方公共団体における人口の現状と将来の展望を示す「地方人口ビジョン」、各地域における施策の基本的方向、具体的な施策をまとめる「地方版総合戦略」を策定することが求められ、2015年度末までに全都道府県および99.8%の市区町村で「地方人口ビジョン」・「地方版総合戦略」が策定された（内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局 2016）。こうした一連の動きと歩調を合わせるように、地域人口の変化および将来の動向に対して改めて高い関心が寄せられるようになり、近年ではとくに「総合戦略」にも盛り込まれた東京圏一極集中是正をめぐる議論が活発化してきた。

以上のような状況のなかで行われたのが、今回特集する社人研「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」（以下、「30年推計」）である。「30年推計」は2015年の総務省統計局「国勢調査」による人口を基準として、2045年までの市区町村別人口（福島県は県全体の人口）を5年ごと男女5歳階級別に推計したものであり、2018年3月に公表した。大きな枠組みは「25年推計」と変わらないが、人口移動に関して「25年推計」以前では純移動

により推計していたところ、「30年推計」では国勢調査の人口移動集計等を活用することによって、転出と転入に分けて推計を行うなど主に手法面で改良を加えた。地域別の将来人口推計は、とくに人口移動統計の制約を受けやすいという難点があるが、近年、総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」を中心として人口移動統計が概ね拡充される方向にあるのは明るい材料である。地方創生はじめ各種地域計画の施策立案のための基礎資料等として、地域別将来推計人口は引き続き重要視されると考えられ、各方面の需要や要請に的確に応えられるように、今後も様々なデータを活用しながら推計手法のさらなる改良を模索していく必要がある。

以下に、本特集で掲載する4論文の概略を述べる。

前半の2論文（小池ほか論文、菅ほか論文）はワンセットといえるものである。これらの論文では「30年推計」と整合的な将来の地域別動態数の推計を行っており、小池ほか論文では出生数の推計を、菅ほか論文では死亡数の推計をそれぞれ試みている。上述の地方自治体による「地方版総合戦略」では、自然増減に関するKPI（Key Performance Index）が掲げられる例も多い。「30年推計」と整合的な動態数は、仮に今日の人口動態が継続した場合の値とみなせることから、KPI設定のための指針を提供するものであるといえる。また、将来人口と同時に出生数・死亡数の推計が可能な手法の開発は、次回以降の地域別将来人口推計における課題のひとつである。

鎌田ほか論文では、社人研が過去に行った地域別将来人口推計の結果を「国勢調査」による実績値と比較し、推計精度について多角的な検証を行っている。本稿では、社人研による地域別将来人口推計の精度は向上する傾向にあるものの、その主たる要因はモビリティの高い若年層人口の減少とモビリティの低い高齢者人口の増加であること、推計誤差を市区町村別にみると明確な空間的自己相関が存在すること、などが明らかにされている。近年における外国人人口の急増は地域別将来人口推計にとって新たな難題となる可能性が高く、とくに地域別人口移動の傾向を将来にいかにかに投影するのが望ましいかについて、推計精度の面から検証を続けていくことは重要な課題である。

大泉論文では、移動を考慮した一般化レスリー行列の導入により、出生・死亡・移動が人口減少に与える影響を感度解析によって考察する数理モデルの構築が論じられている。本稿中に記されているとおり、レスリー行列は出生と死亡の過程のみで構成されるが、地域別の人口変化はこれに人口移動が加わり、しかも一般には人口移動の影響が最も大きいことに留意が必要である。今後、より詳細な実証分析が望まれるが、地域人口分析に感度解析が取り入れられた研究は過去にも例が非常に少ないと思われ、地域間の出生と移動の差異が人口減少に与える影響をこれまでとは異なる視点から分析することによって、新たな知見の導出が期待される。

なお「30年推計」の詳細については、本推計の報告書（国立社会保障・人口問題研究所2018）を参照されたい。

参照文献

国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の地域別将来推計人口 平成30年推計』人口問題研究資料第340号，
国立社会保障・人口問題研究所。

内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局（2016）「地方人口ビジョン及び地方版総合戦略の策定状況」
（<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/about/chiouban/sakuteijoukyou.160419.pdf>：2020年1月28日閲覧）

特集 I : 地域別将来人口推計

日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数

小池司朗・菅桂太・鎌田健司・岩澤美帆・
石井太*・山内昌和**

各地域における人口減少が進展するにつれて、人口移動と並んで出生数や死亡数の動向にも大きな関心を持たれるようになってきている。本稿では「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」（以下、「地域推計」）の結果を利用し、これと統合的な将来の地域別出生数の推計を試みた。出生数の推計は、「地域推計」による0～4歳人口をもとに、出生→0～4歳の将来の生残率と純移動率を用いて逆算することにより行った。将来の純移動率は、「地域推計」における0～4歳→5～9歳以上の人口移動仮定と同様の考え方を適用することにより設定した。推計結果を市区町村別にみると、2040→2045年の出生数が2010→2015年の出生数の半数未満となる市区町村が半分近くに達し、とくに人口規模の小さい町村における出生数の減少が顕著であった。「地域推計」の結果は、地方自治体をはじめ民間のシンクタンクや研究者などによって各種の地域計画や地域分析等の基礎資料として利用されており、これと統合的な出生数は、各地域における今後の保育需要の見通し、子育て支援サービスの提供体制や、地域医療構想における周産期医療体制を構築するための基礎データとしての活用等が期待される。

【キーワード】 地域別将来推計人口、将来の地域別出生数、地方自治体

I. はじめに

地域別の出生数の推移は、人口移動と同様、各地域における人口減少が進展するにつれて大きな関心を持たれるようになってきた。全国的には、母親世代人口の減少や出生率の低迷により出生数の減少傾向が続いているが、地域別にみれば人口移動傾向や人口構造の違い等も絡み、出生数の変化のパターンは多様である。近年では地方創生の動きに伴い、地方版総合戦略のなかで出生数をKPI（Key Performance Indicator）のひとつとして掲げる自治体も多く、将来の出生数は今後の保健福祉政策の方向性を決めるうえでも重要な要素となっている。

国立社会保障・人口問題研究所が2018年3月に公表した「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」（以下、「地域推計」）では、出生・死亡・人口移動についてそれぞれ将来仮定を設定することによって将来人口を求めるコーホート要因法により推計が行われている（国立社会保障・人口問題研究所 2018）。ただし出生仮定に関しては、出生率の代替

* 慶應義塾大学経済学部

** 早稲田大学教育・総合科学学術院

指標で出生→0～4歳の死亡と人口移動の影響も含まれる子ども女性比¹⁾を用いているため、出生数は算出されていない。出生仮定に子ども女性比を用いている主な理由として、人口規模が小さい町村においては年齢別出生率が不安定となることに加え、仮定値の種類によって推計精度には大きな差がないことが挙げられる(山内 2014)。しかし上述のような動向を踏まえれば、各地域が将来の出生の動向を見通すための資料として、出生数の将来推計を行うことの意義は大きいと思われる。

そこで本稿では「地域推計」の結果を利用し、これと整合的な将来の出生数の推計を試みることにする。推計結果は、概して直近の人口動態が今後も継続した場合の出生数と解釈でき、実際の出生数と比較することによって政策効果等を検証できる可能性がある。また、本号に掲載されている菅ほか「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」と併せれば、将来の地域別自然増減および社会増減も推計されることになる。推計結果の利用用途は様々に考えられよう。

II. 推計方法

1. 推計の枠組み

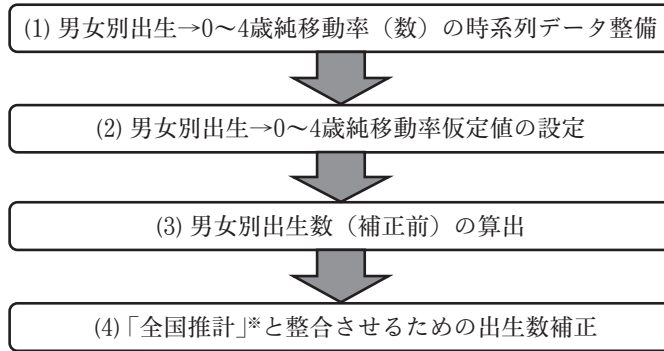
出生数推計の地域単位は、「地域推計」と同様、1,799地域(福島県および福島県以外の1,798市区町村)である。推計期間は、「地域推計」に合わせて2015→2020年から2040→2045年までの各国勢調査間(6期間:t-5年10月1日～t年9月30日,t=2020,2025, …, 2045)とした。また出生数は厚生労働省「人口動態調査」の定義と同じ日本人、および外国人を含む総数の双方について推計した。推計手法は日本人の出生数と外国人を含む出生数との間で同様であり、違いは後述の出生→0～4歳の純移動率算出において必要となる出生数および出生→0～4歳の死亡数を日本人の値とするか外国人を含む値とするのみである。本号の菅ほか「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」では外国人を含む死亡数が推計されていることから、推計手法と推計結果は外国人を含む出生数について中心に説明し、日本人の出生数との差から求められる外国人出生割合については「4. 推計結果」のなかで少々触れることとする。なお、日本人の出生数に関する推計結果の概要は、小池ほか(2019)を参照されたい。

2. 推計のフロー

出生数推計のフローを図1に示す。本図のとおり、推計は「(1) 男女別出生→0～4歳純移動率(数)の時系列データ整備」、「(2) 男女別出生→0～4歳純移動率仮定値の設定」、「(3) 男女別出生数(補正前)の算出」、「(4) 「全国推計」と整合させるための出生数補正」の4段階で行う。以下、それぞれについて説明する。

1) 0～4歳人口を分子、15～49歳女性人口を分母とした指標。分母は、出生率の高い年齢階級に合わせて20～39歳などとすることもある。

図1 出生数推計のフロー



※国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（出生中位・死亡中位仮定）

(1) 男女別出生→0～4歳純移動率（数）の時系列データ整備

本推計では、出生数を「地域推計」の0～4歳人口から逆算することを考える。「地域推計」では5年ごとに男女別0～4歳人口が推計されているため、将来の出生→0～4歳の生残率と純移動率が仮定されれば、出生数が推計できることになる。生残率については「地域推計」の0～4歳→5～9歳以上の仮定値と整合的な出生→0～4歳の将来値が既に算出されているため²⁾、これを利用できるが、人口移動仮定の設定についてはもともと0～4歳→5～9歳以上が対象となっているため、将来の純移動率は算出されていない。したがって、将来の純移動率仮定値設定のために、過去の統計から各地域における出生→0～4歳の純移動率を求める必要がある。「地域推計」の人口移動仮定設定においては1995→2000年から2010→2015年の4期間の移動傾向を用いていることから、出生→0～4歳の純移動率についても同じ4期間の値を用いて求めることとした。t-5→t年の地域i、性jの出生→0～4歳純移動率 $m(t)_{i,j,0}$ の算出式は、下記のとおりである。

$$m(t)_{i,j,0} = \frac{P(t)_{i,j,0} - (B(t)_{i,j} - D(t)_{i,j})}{B(t)_{i,j}}$$

ここで、 $P(t)_{i,j,0}$: t年の地域i、性jの0～4歳人口（外国人含む）、 $B(t)_{i,j}$: t-5→t年の地域i、性jの出生数（外国人を含む）、 $D(t)_{i,j}$: t-5→t年の地域i、性jの出生→0～4歳死亡数（外国人を含む）、である。なお、 $B(t)_{i,j}$ と $D(t)_{i,j}$ は「人口動態調査」個票より集計を行った。分子は出生→0～4歳において推定される純移動数となる。

2) 「地域推計」では子ども女性比により0～4歳人口の推計を行っているため、出生→0～4歳の生残率仮定値は推計には用いていないが、55～59歳→60～64歳以下の生残率仮定値と同様の手法により算出した出生→0～4歳の生残率が存在する。生残率仮定値設定の詳細については、国立社会保障・人口問題研究所（2018）を参照されたい。

(2) 男女別出生→0～4歳純移動率仮定値の設定

続いて、(1)で作成された時系列データをもとに、将来の男女別出生→0～4歳純移動率仮定値を設定する。仮定値の設定方法は様々考えられるが、本推計では「地域推計」との整合性を重視し、「地域推計」の人口移動仮定設定の分類にしたがって算出した純移動率を仮定値とした。

「地域推計」における人口移動仮定設定の詳細については、国立社会保障・人口問題研究所(2018)を参照されたいが、概ね表1の「仮定値大分類」・「主な該当地域」に記した分類に基づき、「長期的な移動率(転出率, 配分率)設定に用いた期間」を定めている。出生→0～4歳の純移動率仮定値についても、原則として「地域推計」における各大分類の長期的な移動率仮定設定に採用した期間と同じ期間の純移動率を適用し、これを推計期間中一定とした(表1の「出生→0～4歳の純移動率設定の期間」)。ただし大分類Aについて、「地域推計」では国勢調査における人口移動集計の有無により1995→2000年, 2005→2010年, 2010→2015年の3期間通算の人口移動傾向を適用していたが、出生数の推計ではこれに2000→2005年を加え4期間を通算した純移動率を適用することとした(以下, これを大分類Aに準じた仮定とする)。

また「地域推計」では、例外仮定に属する表1の大分類A～E以外に特別な例外仮定を適用した地域が12あるが、これらのうち熊本県益城町以外については、基本仮定または大分類Aに準じた仮定に振り分けた(表2)³⁾。2016年に発生した熊本地震の影響が大きかった熊本県益城町においては、2015→2020年に限り、2010→2015年の出生→0～4歳の純移動率に2015→2020年と2010→2015年の0～4歳→5～9歳の変化率の差の1/2を加えた値を適用し、2020→2025年以降は2005→2010年の純移動率を適用した。なお、各仮定を適用した地域数を表1の「該当地域数」に示した。

3) 「地域推計」における人口移動仮定設定において、大分類Aに含まれるべきであったものの「平成の大合併」により1995～2000年の人口移動集計が利用できないため大分類Cに含めた群馬県神流町, 愛知県豊根村, 福岡県東峰村の3町村については、大分類Aに準じた仮定を適用した。

表1 「地域推計」における人口移動に関する仮定値設定と出生→0～4歳の純移動率設定

符号	仮定値大分類	主な該当地域	長期的な移動率（転出率、配分率）設定に用いた期間	出生→0～4歳の純移動率設定の期間	該当地域数
0	基本仮定	2010～2015年において大きな人口増減率の変化なし	2010～2015年	同左	1,532
A	例外仮定	小規模町村	1995～2000年, 2005～2010年, 2010～2015年の3期間通算	1995～2000年, 2000～2005年, 2005～2010年, 2010～2015年の4期間通算	126
B		東日本大震災により大きな被害を受けた地域	2000～2005年, 2005～2010年の2期間通算	同左	9
C		2005～2010年で人口増減率が大きく変化し, 2010～2015年で人口増減率が逆方向に大きく変化した地域	2005～2010年, 2010～2015年の2期間通算	同左	52
D		2005～2010年から2010～2015年にかけて人口増減率が大きく変化し, 2005～2010年の動きが特異と考えられる場合	2000～2005年, 2010～2015年の2期間通算	同左	23
E		2005～2010年から2010～2015年にかけて人口増減率が大きく変化し, 2010～2015年の動きが特異と考えられる場合	2005～2010年	同左	56

表2 「地域推計」において特殊な例外仮定を適用した地域の出生→0～4歳の仮定分類

コード	都道府県	市町村	仮定値大分類
1470	北海道	音威子府村	A
15586	新潟県	粟島浦村	A
32525	島根県	海士町	A
34431	広島県	大崎上島町	0
38356	愛媛県	上島町	0
39364	高知県	大川村	A
40230	福岡県	糸島市	0
43443	熊本県	益城町	※
46303	鹿児島県	三島村	A
46304	鹿児島県	十島村	A
47358	沖縄県	北大東村	A
47382	沖縄県	与那国町	A

注1 仮定値大分類の符号は表1を参照。

注2 熊本県益城町の仮定については本文を参照。

(3) 男女別出生数（補正前）の算出

(2)により男女別出生→0～4歳の純移動率仮定値が定めれば、同年齢階級の生残率と併せて男女別出生数の推計が可能となる。t-5→t年の地域i, 性jの出生数を $B'(t)_{i,j}$ とすると、推計式は下記のとおりである。

$$B'(t)_{i,j} = \frac{P(t)_{i,j,0}}{s(t)_{i,j,0} + ma_{i,j,0}}$$

ここで、 $P(t)_{i,j,0}$ ：「地域推計」による地域 i 、性 j 、 t 年の 0～4 歳人口、 $s(t)_{i,j,0}$ ： $t-5 \rightarrow t$ 年の地域 i 、性 j の出生 \rightarrow 0～4 歳生残率、 $ma_{i,j,0}$ ：(2) で設定した地域 i 、性 j の出生 \rightarrow 0～4 歳の純移動率仮定値、である。

(4) 「全国推計」と整合させるための出生数補正

「地域推計」による地域別男女年齢別推計人口の合計は、「日本の将来推計人口（平成 29 年推計）」（出生中位・死亡中位仮定）（以下、「全国推計」）の推計結果と合致していることから、地域別出生数の合計も「全国推計」の出生数と合致させるのが合理的である。様々な補正方法が考えられるが、後述の検討結果も踏まえ、本推計では単純な一律補正を採用した。すなわち、補正後の $t-5 \rightarrow t$ 年の地域 i の出生数を $BC(t)_{i,\#}$ とすれば、

$$BC(t)_{i,\#} = \frac{B(t)_{\#}}{\sum_i B'(t)_{i,\#}} \times B'(t)_{i,\#} \cdots \textcircled{1}$$

ただし、

$$B'(t)_{i,\#} = B'(t)_{i,m} + B'(t)_{i,f}$$

m：男、f：女

である。ここで、 $B(t)_{\#}$ は「全国推計」による $t-5 \rightarrow t$ 年の出生数である。①式の右辺第 1 項が一律補正の補正係数に相当する。

なお、 $BC(t)_{i,\#}$ は小数点以下が含まれた形で算出されるが、これを整数化した値を最終的な出生数とした。整数化は、小数点以下をいったんすべて切り捨てた後、小数点以下の値が大きい順に 1 を加える方法により行った。

Ⅲ. 一律補正の妥当性の検討

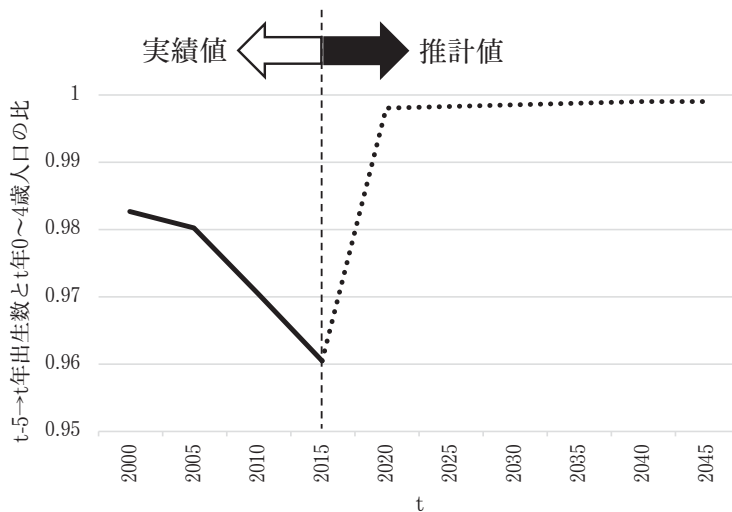
「全国推計」による国勢調査間出生数との整合性を考えれば、補正係数の値は 1 に近いことが望ましいが、表 3 に示したとおり実際には 0.96 程度となっており、補正前に算出された出生数を約 4% 程度圧縮していることになる。4% の補正はかなり大きく、その妥当性について検討する余地がある。

表 3 一律補正に伴う補正係数

	15→20年	20→25年	25→30年	30→35年	35→40年	40→45年
補正係数	0.963	0.963	0.962	0.962	0.961	0.961

補正係数が1から乖離するのは、 $t-5 \rightarrow t$ 年国勢調査間出生数と t 年0～4歳人口（いずれも外国人含む、以下同様）の比に起因している。 $t-5 \rightarrow t$ 年国勢調査間出生数と t 年0～4歳人口の比の推移をみると（図2）、2000年から2015年にかけて一貫して低下した後、推計期間に入る2020年で大幅に上昇し、以降は1.0に近い水準で推移する。2000～2015年にかけて、出生 \rightarrow 0～4歳の生残率は上昇しており、当該年齢に関しては国際人口移動の状況にも大きな変化がないことから、比の低下の明確な要因が見当たらないが、一因として国勢調査における年齢不詳人口の増加の影響が考えられる。図2の比の算出には、いずれも年齢不詳人口を按分した0～4歳人口⁴⁾を用いているが、仮に実際の年齢不詳人口に占める0～4歳人口の割合が0～4歳人口に按分されている割合よりも高ければ、年齢不詳人口の増加とともに出生数と0～4歳人口の比は低下することになるだろう。2020年以降は「全国推計」の結果から算出される比であるが、 $t-5 \rightarrow t$ 年の出生数に概ね直近の死亡と国際人口移動の状況を加味して0～4歳人口が算出されていることから、人口動態の観点からは2015年と2020年との間に比の断絶が生じる要素は見出せず、国勢調査の0～4歳人口が実際の0～4歳人口よりも過小となっている可能性が指摘できよう。

図2 $t-5 \rightarrow t$ 年出生数（含外国人）と t 年0～4歳人口（含外国人）の比の推移



資料：厚生労働省「人口動態調査」、総務省統計局「国勢調査」
 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成29年推計）」

ちなみに、2010 \rightarrow 2015年の出生数と2015年の0～4歳人口の比を都道府県別にみると表4のとおりとなり、最高の奈良県（0.989）から最低の福島県（0.931）まで地域差が存在するが、いずれも1を下回る。奈良県では、子育て期に相当する出生 \rightarrow 0～4歳の純移動率が高いため比も高くなっていると考えられる。一方福島県では、東日本大震災に伴う東

4) 2000年と2005年は年齢別人口規模に応じて不詳人口を比例配分した値、2010年と2015年は総務省統計局から公表されている年齢不詳按分済みの値。

京電力福島第一原子力発電所の事故に起因する避難移動により実際には県外に在住しているものの住民票上は福島県在住となっている人から出生した場合、出生→0～4歳の移動が無くとも出生地は福島県で0～4歳時は他県在住となるために、比が低くなっているという特殊な事情が考えられる。

表4 都道府県別、2010→2015年出生数（含外国人）と2015年0～4歳人口（含外国人）

	2010→15年 出生数 (含外国人) ①	2015年 0～4歳人口 (含外国人) ②	②/①		2010→15年 出生数 (含外国人) ①	2015年 0～4歳人口 (含外国人) ②	②/①
全国	5,212,885	5,006,217	0.960	三重県	74,255	71,224	0.959
北海道	191,401	186,275	0.973	滋賀県	66,033	64,307	0.974
青森県	45,524	43,119	0.947	京都府	101,733	97,803	0.961
岩手県	45,712	44,512	0.974	大阪府	365,815	344,089	0.941
宮城県	92,460	89,776	0.971	兵庫県	231,451	219,268	0.947
秋田県	31,472	30,223	0.960	奈良県	51,102	50,548	0.989
山形県	41,059	40,259	0.981	和歌山県	36,387	35,087	0.964
福島県	72,733	67,729	0.931	鳥取県	23,749	23,026	0.970
茨城県	114,231	109,650	0.960	島根県	27,815	27,081	0.974
栃木県	79,572	77,077	0.969	岡山県	81,372	77,854	0.957
群馬県	76,587	74,222	0.969	広島県	124,315	120,350	0.968
埼玉県	290,381	284,873	0.981	山口県	54,101	52,189	0.965
千葉県	246,345	236,498	0.960	徳島県	28,619	26,787	0.936
東京都	558,266	526,693	0.943	香川県	40,390	37,754	0.935
神奈川県	379,867	366,415	0.965	愛媛県	54,369	51,958	0.956
新潟県	85,893	83,877	0.977	高知県	26,044	25,174	0.967
富山県	39,197	38,182	0.974	福岡県	230,637	221,265	0.959
石川県	47,100	45,871	0.974	佐賀県	36,865	35,971	0.976
福井県	32,856	31,434	0.957	長崎県	58,060	55,567	0.957
山梨県	31,544	30,383	0.963	熊本県	79,636	77,395	0.972
長野県	82,740	80,325	0.971	大分県	47,980	45,977	0.958
岐阜県	82,162	80,308	0.977	宮崎県	48,984	47,312	0.966
静岡県	153,295	147,388	0.961	鹿児島県	73,513	70,651	0.961
愛知県	344,182	329,710	0.958	沖縄県	85,081	82,781	0.973

資料：厚生労働省「人口動態調査」、総務省統計局「国勢調査」

t-5→t年出生数に対するt年0～4歳人口の比が低下する結果として、直近になるほど出生→0～4歳の純移動率は全体として低めに算出されることになる。仮に上述のような年齢不詳人口の影響があるとすれば、年齢不詳人口割合の高い地域ほど純移動率が実際よりも低く算出されていることから、地域別出生数の推計に歪みをもたらしている可能性がある。表1のとおり、大半の地域において直近の2010→2015年の純移動率を将来の仮定値として適用しており、「地域推計」による将来のt年0～4歳人口から純移動率仮定値を用いて逆算されるt-5→t年の補正前出生数の全地域合計は、「全国推計」によるt年0～4歳人口を上回ることになる。図2に示したように「全国推計」ではt-5→t年の出生

数と t 年0～4歳人口はほぼ同じ水準であることから、補正前出生数の全地域合計を「全国推計」による $t-5 \rightarrow t$ 年の出生数と合致させるためには、0.96程度の補正係数により出生数を圧縮することが必要となる。

国勢調査の年齢不詳人口が多い地域で0～4歳人口が実際の0～4歳人口よりも過小になっていると仮定すると、当該地域では出生 \rightarrow 0～4歳の純移動率は実際よりも低く算出されることになり、将来の出生 \rightarrow 0～4歳の純移動率仮定値も低く設定される。一方、「地域推計」では原則として2015年の子ども女性比の全国値との相対的較差により0～4歳人口を推計しているため、0～4歳人口が過小であれば子ども女性比の仮定値も過小となり、結果として0～4歳の将来人口も国勢調査と同様に過小となる。しかし、過小となっている0～4歳人口から実際よりも低く算出される純移動率を用いて逆算される出生数は過小とはならない。つまり、年齢不詳人口の多寡は、直接的には出生数の推計に影響を及ぼさないことになる。

仮に国勢調査の0～4歳人口が実際の0～4歳人口よりも過小になっているとした場合、全国に共通する要因も考えられる。国勢調査は10月1日現在の人口であるが、たとえば平成27年国勢調査では9月10日～20日の期間に先行的にインターネット回答が行われたため、回答後10月1日までに出生した人は厚生労働省「人口動態調査」には登録され、その人が10月1日まで生存していれば当然10月1日の人口に加えられるはずであるが、国勢調査人口にはカウントされないため、少なくとも0歳人口に関しては国勢調査人口が実際の人口を下回る要因となり得る。他の要因も影響している可能性はあるが、出生数の推計に地域間の歪みをもたらす要因は特定できないことから、全国共通の要因により国勢調査の0～4歳人口が実績値と比較して過小であるゆえに $t-5 \rightarrow t$ 年の出生数が過大になっているとすれば、一律補正は妥当な補正手法といえよう。

IV. 推計結果

以下ではまず、将来の出生数（外国人を含む）の推計結果について都道府県別と市区町村別に概観し、続いて、別途推計された出生数（日本人）の推計結果から外国人出生割合について若干触れる。なお、出生数（外国人を含む）と出生数（日本人）の推計結果の詳細は、紙幅の都合上 Web 上に掲載している⁵⁾ので、併せて参照されたい。

1. 都道府県別と市区町村別の推計結果

2010 \rightarrow 2015年の実績の出生数を100とした場合の2040 \rightarrow 2045年の出生数の指数を都道府県別に示したのが図3である。全国の指数は69.0であるが、都道府県別にみると東京都の85.3から秋田県の40.4まで大きな地域差がある。将来の出生率の低迷の見通しと親世代人口の減少を受けて、全都道府県において出生数は減少するが、地域別には人口構造と人口

5) <http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/312.html>

移動の影響が大きく、出生率よりも親世代の人口の変化によって出生数の変化が大きく規定されることになる。全国・秋田県・東京都における指数の変化を5年ごとに示したのが図4である。秋田県では各期間概ね一定の割合で出生数が減少していく一方で、東京都では親世代の年齢構造の影響等により期間によって減少率にやや違いがみられる。

図3 2040→2045年の出生数指数（都道府県別，2010→2015年出生数=100とした場合）

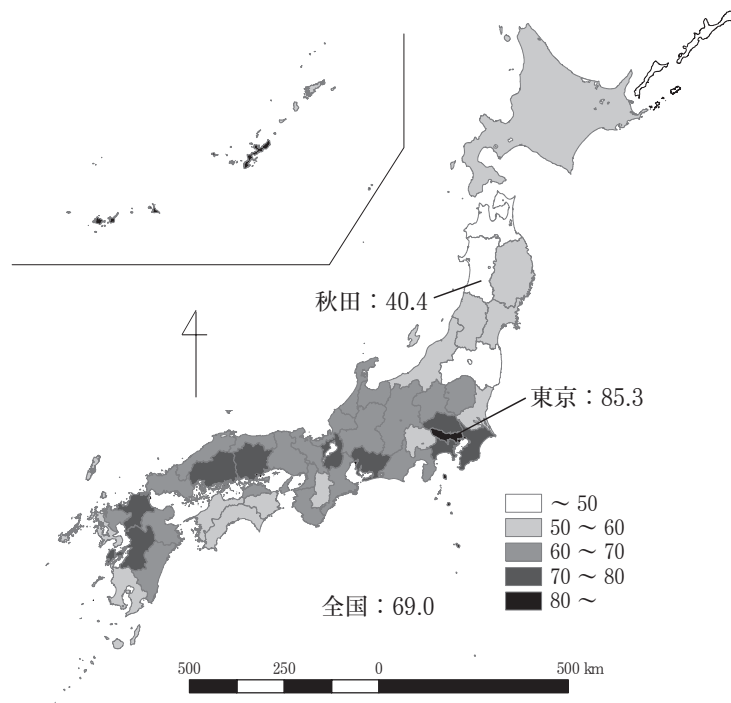
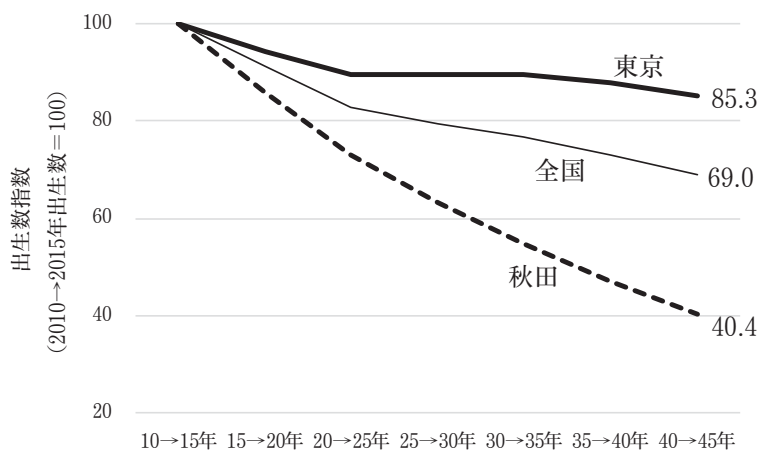


図4 全国・秋田県・東京都における出生数指数の推移（2010→2015年出生数=100）



同様に、2010→2015年の実績の出生数を100とした場合の2040→2045年の出生数の指数を市区町村別（福島県を除く）に示したのが図5である。また、指数の階級別市区町村数分布を図6、指数の上位と下位の市区町村それぞれ20位までを表5にそれぞれ示した。当然ながら、都道府県でみる以上に地域差は広がるが、5年間でみて2040→2045年の指数が100を上回る、つまり30年後に出生数が増加するのは図6に示したとおり12市区町村のみである。一方、2040→2045年の出生数指数が50未満、すなわち2040→2045年の出生数が2010→2015年の出生数の半数未満となる市区町村数は830と全市区町村の半分近くに達し、とくに人口規模の小さい町村における出生数の減少が顕著となる。表5から明らかなように、出生数の指数が上位の市区町村は、出生数の少ない島嶼部を除き、その大半が大都市の都心部もしくは郊外のベッドタウンに属する一方で、下位の市区町村はほぼすべてが過疎地域に属する。

図5 2040→2045年の出生数指数（福島県除く市区町村別、2010→2015年出生数=100とした場合）

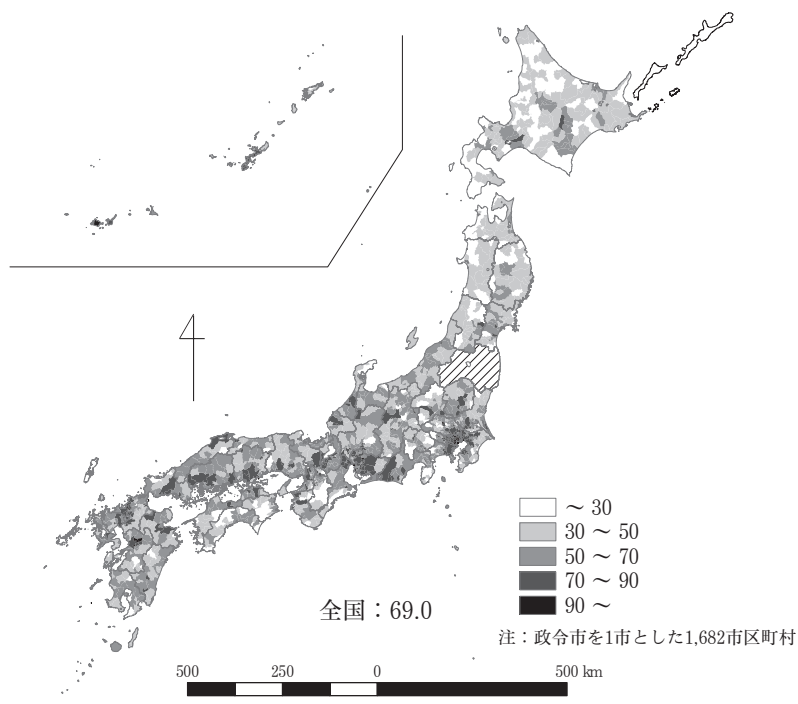


図6 2040→2045年出生数指数の市区町村数分布

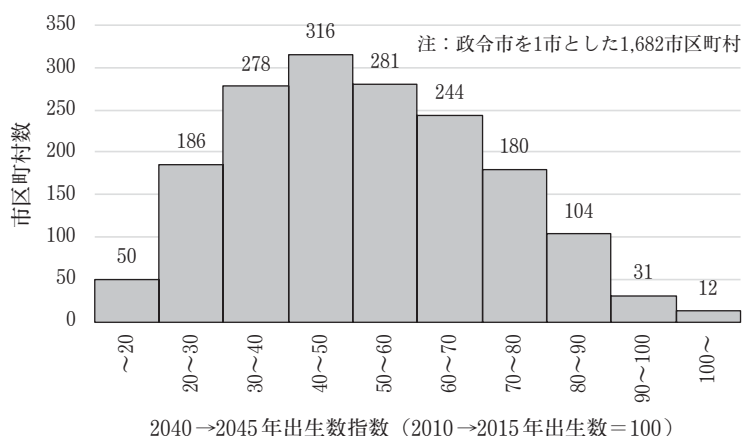


表5 2040→2045年出生数指数の上位と下位の20市区町村

上位				下位					
順位	地域	10→15年 出生数	40→45年 出生数	指数	順位	地域	10→15年 出生数	40→45年 出生数	指数
1	東京都青ヶ島村	2	4	200.0	1	京都府笠置町	24	2	8.3
2	三重県朝日町	629	744	118.3	2	北海道歌志内市	55	6	10.9
3	新潟県粟島浦村	6	7	116.7	3	群馬県南牧村	18	2	11.1
4	東京都港区	13,991	15,251	109.0	4	青森県外ヶ浜町	107	13	12.1
5	東京都中央区	8,342	9,015	108.1	5	和歌山県高野町	102	13	12.7
6	東京都千代田区	2,506	2,689	107.3	6	三重県南伊勢町	235	30	12.8
7	沖縄県中城村	1,091	1,161	106.4	7	北海道中川町	77	10	13.0
8	沖縄県宜野座村	396	407	102.8	8	奈良県吉野町	141	19	13.5
9	熊本県合志市	3,247	3,317	102.2	9	北海道木古内町	87	12	13.8
10	福岡県粕屋町	3,542	3,616	102.1	10	青森県今別町	28	4	14.3
11	熊本県大津町	2,053	2,070	100.8	10	奈良県黒滝村	14	2	14.3
12	愛知県長久手市	3,436	3,440	100.1	10	大分県姫島村	56	8	14.3
13	熊本県菊陽町	2,590	2,589	100.0	13	青森県深浦町	160	23	14.4
14	埼玉県戸田市	7,568	7,548	99.7	14	北海道松前町	132	19	14.4
15	東京都江東区	23,330	23,268	99.7	15	大阪府能勢町	203	30	14.8
16	千葉県流山市	8,520	8,429	98.9	16	群馬県下仁田町	113	17	15.0
17	愛知県常滑市	2,610	2,564	98.2	17	北海道沼田町	85	13	15.3
18	東京都品川区	17,443	17,128	98.2	18	北海道福島町	90	14	15.6
19	東京都荒川区	9,204	8,987	97.6	19	秋田県八峰町	127	20	15.7
20	沖縄県南風原町	2,694	2,581	95.8	20	奈良県曽爾村	38	6	15.8

注：政令市を1市とした1,682市区町村でみた場合。10→15年出生数は厚生労働省「人口動態調査」による。

2. 外国人出生割合の変化

出生数（外国人を含む）と出生数（日本人）の差を外国人出生数とし、都道府県別の2010→2015年（実績）および2040→2045年（推計）の外国人出生数、および外国人出生数

の出生数総数に占める外国人出生数の割合を表6に示した。推計によれば、外国人出生数は2010→2015年から2040→2045年にかけてすべての都道府県で増加する。またこの間、日本人出生数の減少が著しいため、出生数総数に占める外国人出生数の割合は各都道府県で大幅に増加する。出生数総数に占める外国人出生数の割合は、2010→2015年では全国で1.28%、最大2.69%（群馬県）、最小0.11%（秋田県）であるが、2040→2045年では全国で3.03%、最大4.42%（群馬県）、最小1.80%（宮崎県）へと推移する。

表6 都道府県別、外国人の出生数と出生数総数に占める割合
(2010→2015年, 2040→2045年)

	2010→2015年		2040→2045年			2010→2015年		2040→2045年	
	外国人出生数(人)	出生数総数に占める割合(%)	外国人出生数(人)	出生数総数に占める割合(%)		外国人出生数(人)	出生数総数に占める割合(%)	外国人出生数(人)	出生数総数に占める割合(%)
全国	66,613	1.28	108,871	3.03	三重県	1,872	2.52	1,999	4.14
北海道	547	0.29	2,148	1.99	滋賀県	904	1.37	1,432	2.92
青森県	71	0.16	362	1.83	京都府	1,068	1.05	1,856	2.74
岩手県	73	0.16	437	1.85	大阪府	4,769	1.30	7,428	2.96
宮城県	362	0.39	1,083	2.08	兵庫県	2,385	1.03	4,175	2.77
秋田県	35	0.11	229	1.80	奈良県	235	0.46	635	2.10
山形県	82	0.20	401	1.87	和歌山県	98	0.27	430	1.97
福島県	142	0.20	657	1.86	鳥取県	86	0.36	322	2.02
茨城県	1,674	1.47	2,101	3.08	島根県	109	0.39	375	2.06
栃木県	1,036	1.30	1,489	2.93	岡山県	474	0.58	1,348	2.26
群馬県	2,061	2.69	2,123	4.42	広島県	1,174	0.94	2,412	2.64
埼玉県	5,160	1.78	7,519	3.49	山口県	409	0.76	783	2.34
千葉県	3,796	1.54	5,674	3.17	徳島県	93	0.32	332	2.01
東京都	12,037	2.16	18,609	3.91	香川県	243	0.60	625	2.29
神奈川県	6,274	1.65	9,542	3.31	愛媛県	176	0.32	619	2.00
新潟県	341	0.40	1,042	2.07	高知県	53	0.20	273	1.88
富山県	480	1.22	716	2.92	福岡県	1,672	0.72	4,170	2.41
石川県	313	0.66	766	2.35	佐賀県	98	0.27	479	1.93
福井県	273	0.83	521	2.44	長崎県	394	0.68	801	2.45
山梨県	444	1.41	583	3.23	熊本県	233	0.29	1,182	2.11
長野県	893	1.08	1,391	2.74	大分県	179	0.37	636	2.06
岐阜県	1,678	2.04	1,966	3.84	宮崎県	68	0.14	535	1.80
静岡県	3,253	2.12	3,846	3.86	鹿児島県	106	0.14	769	1.80
愛知県	8,299	2.41	10,602	4.03	沖縄県	391	0.46	1,448	2.10

今回の推計では、外国人出生率を地域ごとに変化させるような仮定は置いていないため、基本的には2010→2015年の地域別の外国人出生割合の相対的な分布が維持される形で、全国の外国人出生数の増加と地域別の0～4歳人口の変化に応じて地域別外国人出生数および割合も変化していくことになる。しかし、中川ほか（2018）で報告されているように、実際には外国人の地域別出生率の変化パターンは多様であり、全国の外国人出生率と一律

に連動する形での出生仮定は妥当ではない可能性もある。仮に次回以降の地域別将来人口推計において、日本人と外国人を分けた推計を行うことになるとすれば、とくに外国人に関する地域別の移動と出生の仮定設定のあり方が重要な検討事項となるだろう。

V. おわりに

本稿では、「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」の推計結果と整合的な出生数の推計を試みた。「地域推計」の結果は、地方自治体をはじめ民間のシンクタンクや研究者などによって各種の地域計画や地域分析等の基礎資料として利用されており、これと整合的な出生数は、各地域における今後の保育需要の見通し、子育て支援サービスの提供体制や、地域医療構想における周産期医療体制を構築するための基礎データとしての活用等が期待される。

一方、地域別将来人口推計において出生仮定に用いる指標については再検討の余地がある。子ども女性比を用いた推計は、簡便かつ推計精度も他の指標を用いた場合と比較して劣らないという利点があるが、出生数は推計されない。また15～49歳女性人口のなかの年齢分布の情報が捨象されることによる全体的な推計精度への影響は軽微であるものの、個別の地域にとっては問題となる可能性もある。地域別の出生数が推計可能かつ現実的な手法としては、たとえば、仮に全国の年齢別出生率にしたがった場合の出生数と各地域の実際出生数との比（標準化出生比）を出生指標として用いる方法などが考えられる。ただし、このような手法を適用するには、過去データを用いた推計精度の検証や出生→0～4歳の人口移動傾向の精査が不可欠である。出生仮定に用いる指標については、人口移動仮定の設定手法と併せて、次回の地域別将来人口推計に向けた主な課題としたい。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「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。

参考文献

- 小池司朗・菅桂太・鎌田健司・石井太・岩澤美帆・山内昌和（2019）「日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数」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（課題番号H29-政策-指定-003）（研究代表者 石井太）平成30年度総括研究報告書』, pp.199-210.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）』（人口問題研究資料第340

号)

中川雅貴・山内昌和・菅桂太・鎌田健司・小池司朗（2018）「都道府県別にみた外国人の自然動態」『人口問題研究』74巻4号, pp.293-319.

山内昌和（2014）「地域人口の将来推計における出生指標選択の影響：都道府県別の分析」, 『人口問題研究』70巻2号, pp.120-136.

Municipal Birth Projections Consistent with IPSS (2018) *Regional Population Projections for Japan 2015-2045*

KOIKE Shiro, SUGA Keita, KAMATA Kenji, IWASAWA Miho,
ISHII Futoshi and YAMAUCHI Masakazu

As population decline proceeds in each region, there is increasing interest in birth and death rate trends as well as migration. In this study, we utilized the IPSS (2018) regional population projections ("RPJ (2018)" hereafter) and projected the future number of births by region, consistent with the RPJ (2018). The projected number of births was derived by future population of the age group 0-4 from the RPJ (2018), and calculated by using future survival rate and net migration rate from the number of births to the population aged 0-4. Future net migration was set by applying the same idea as the RPJ (2018) migration assumptions among the age groups 0-4 and 5-9. As a result, the number of municipalities where the number of births from 2040 to 2045 are estimated to be less than half of those from 2010 to 2015 reached nearly half, and the number of births will decline particularly in small-scale towns and villages. The RPJ (2018) are widely used by local governments, private think tanks, and researchers as basic data for various regional plans and regional analysis. Future birth rates by region, consistent with the RPJ (2018), are expected to be used as basic data for predicting future childcare demand in each region, and for planning related to provision of childcare support services and perinatal medical system at the regional level.

【Key Words】 Regional population projections, Future number of births by region, Local governments

特集 I : 地域別将来人口推計

日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数

菅桂太・小池司朗・鎌田健司・石井太・山内昌和

「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所（2018），以下，「地域推計」）における生残率仮定値を用いて，「地域推計」と整合的な将来の死亡数を推計する。団塊世代が85歳以上になる2035年以後には，このような超高齢人口における高齢化の度合いが将来の死亡の地域差に及ぼす影響も拡大するものと見込まれる。そこで，将来の男女・市区町村別90歳以上人口を年齢別（90～94歳，…，100歳以上）に推計し，細分化した年齢階級による死亡数の推計も試みた。その上で，2010～2015年から2040～2045年の死亡数を用い，都道府県別及び市区町村別に将来の死亡数の動向を概説した。

分析の結果，90歳以上人口を細分化して将来の死亡数を推計することで超高齢人口の地域分布の見通しを精確に反映させることができるようになるものの，推計対象自治体の半数において，85歳以上人口を一括して計算した場合の市区町村別総死亡数からの差率は5%以内であった。また，今後多くの市区町村で人口減少とともに死亡数も減少することや，2015年の高齢人口割合が高い自治体に死亡数のピーク年次が早い自治体が多いこと，そして，死亡数のピーク年次が早い自治体に死亡数の今後の減少が大きな自治体が多いことなどを示した。

キーワード：地域別将来人口，高齢化，人口減少，将来の死亡数，死亡の地域差

1. はじめに

「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所（2018），以下，「地域推計」）における生残率仮定値を用いて，「地域推計」と整合的な将来の死亡数を推計することを目的とする。戦後わが国の死亡数は1947年の114万人（14.7%）から1970年代に年間70万人未満（6.0%）に減少したが，その後は人口高齢化と相まって長期的な上昇傾向にあり2003年に年間100万人（8.0%）を超え，2018年（人口動態統計（平成30年）年間推計）は137万人（11.0%）に増加している（括弧内は粗死亡率）。「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（出生中位・死亡中位推計結果）（国立社会保障・人口問題研究所（2017），以下，「全国推計」）によれば，わが国における死亡数は2043年の年間167万人（15.4%）まで増加した後，人口減少のなかで緩やかに減少していくことが見通されている。一方，粗死亡率はその後も上昇を続け，2065年は17.7%に達する。今後の死亡数の動向への関心は高い。さらに，死亡水準には一定の地域差があることが知られている（菅 2016, 2018）。「地域推計」では2045年までの市区町村別男女・年齢5歳階級別人口を公表しており，地域総合計画など幅広い領域に活用されてきた（西岡・山内・小池 2007）。

しかしながら、地域別の出生数・死亡数についての将来見通しは、これまで明示的には示されてこなかった。本号に掲載されている小池他「日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数」と合わせて用いることで、今後の自然増減と社会増減の地域構造をみることができる。今回の地域別出生・死亡の将来推計の試行によって地域人口構造について理解を深め、地域人口の将来見通しの質的な向上につながることを期待される。

死亡は年齢に強く依存するため、その水準は人口の年齢構造の影響を受ける。2015年現在の85歳以上人口割合は全国で3.89%という水準にあり、その地域格差は都道府県別レンジでみて埼玉県（2.65%）～島根県（6.42%）の間の3.77%ポイント（四分位範囲は1.42%ポイント）、「地域人口推計」の推計対象についての市区町村別レンジでは沖縄県北大東村（1.11%）～長野県天龍村（15.31%）の間の14.20%ポイント（四分位範囲は3.34%ポイント）であり、大きな地域差がある。2045年には85歳以上人口割合は全国で9.11%に上昇し、その地域格差も都道府県別レンジでみて東京都（6.18%）～秋田県（15.46%）の間の9.28%ポイント（四分位範囲は2.11%ポイント）、市区町村別レンジでは東京都御蔵島村（1.83%）～群馬県南牧村（34.55%）の間の32.72%ポイント（四分位範囲は6.56%ポイント）に拡大する。今後の全国的な高齢化にともなって人口に占める超高齢人口の割合が増加するとともに、とくに団塊の世代が85歳以上になる2035年以後には、超高齢人口における高齢化の度合いの地域差も拡大するものと見込まれる。85歳以上という超高齢者のなかでの高齢化の地域差も将来の死亡の地域差に何らかの影響を及ぼす可能性がある。

本稿の分析の結果を先取りすれば、90歳以上人口を細分化して将来の死亡数を推計することで最年長人口の地域分布の見通しを正確に反映させることができるようになるものの、推計対象自治体の半数において、85歳以上人口を一括して計算した場合の総死亡数（市町村別年齢総数）からの差率は5%以内であった。また、今後多くの市区町村で人口減少とともに死亡数も減少することや、2015年の高齢者割合が高い自治体に死亡数のピーク年次が早い自治体が多いこと、そして、死亡数のピーク年次が早い自治体に死亡数の今後の減少が大きな自治体が多いことなどを示した。

なお、本稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第32条に基づき調査票情報を二次利用したものが含まれている。

1. 地域別将来の死亡数の推計手法

本節では、まず以下2つの方法で地域別に将来の死亡数を推計するための手法を述べる。その上で、2つの手法による将来の死亡数の違いがどのように生じるのかについて考察する。

手法1. 「地域推計」における市区町村別男女年齢階級別生残率仮定値（出生→0～4歳、…、80～84歳→85～89歳、85歳以上→90歳以上）、及び、「全国推計」における男女別将来生命表の定常人口（ nL_x ）（0歳、…、104歳、105歳以上）を用いて、将来の $t-5$ 年10月～ t 年9月の年齢別死亡率（0～4歳…、80～84歳、85歳以上）

を算出し、地域人口推計結果に適用する。

手法2. 将来の市区町村別男女年齢階級別人口（90～94歳，95～99歳，100歳以上）を別途算出し、この年齢別に死亡数を推計する。

推計期間は、「地域推計」と同じ、2015～2020年から2040～2045年とする。推計の対象とする地域も、「地域推計」と同じで、2018年3月1日現在境域による福島県、福島県以外の1,798市区町村（東京23区（特別区）、及び、2000年までに政令市制を行った12の政令指定都市の128区と、この他の766市、713町、168村）とする。

上の2つの手法は、推計を行う年齢階級の区分が異なる他は同一であり、その概略は以下のような表1の1～4の手順にわけることができる。90歳以上の年齢を細分化（90～94歳，95～99歳，100歳以上）して死亡数を推計するためには、さらに5～6の手順が必要になる。このような将来の死亡数の推計方法を踏まえて、最年長年齢階級を85歳以上一括で計算する死亡数と85歳以上の年齢を細分化して計算する死亡数が合致するのはどのような場合かについて考察する。

以下、それぞれの項目について節を改めて述べる。

表1 市区町村別将来の死亡数推計の手順

手順1.	「地域推計」の市区町村別 期間別 男女・コーホート別生残率仮定値を用いて、生命表・定常人口（ ${}_5L_x$ ）を算出する。
手順2.	生命表・定常人口を用いて、市区町村別 期間別 男女・年齢別死亡率（ ${}_5m_x$ ）を算出する。
手順3.	市区町村 <i>i</i> 別 期間別 男女・年齢別死亡率を将来の人口（「地域推計」の結果）に適用して、死亡数（補正前 ${}_5\tilde{D}_x^i$ ）を算出する。
手順4.	全国の将来生命表・定常人口を用いて、同様の考え方で算出した全国の将来の死亡数（ ${}_1\hat{D}_a^0$ ）に対し、期間別 男女・年齢別に補正する（地域別補正後死亡数 ${}_5\hat{D}_x^i$ ）。
手順5.	男女90歳以上の年齢（90～94歳，95～99歳，100歳以上）別に、市区町村別 期間別死亡率を算出する。
手順6.	男女90歳以上の年齢（90～94歳，95～99歳，100歳以上）別に、市区町村別 期間別の将来の人口を算出し、同死亡率を用いて死亡数（補正前 ${}_5\tilde{D}_x^i$ ）を算出する。手順4と同様に、全国推計結果による死亡数に対して補正する。

1.1. 「地域推計」における生残率仮定値と、生命表・定常人口の計算

「地域推計」では、生命表生残率法による男女・期末年齢（コーホート）別生残率を2015～2020年から2040～2045年の期間について市区町村別に仮定値として設定している。すなわち、基本的には直近期間における期首・期末年の生命表における定常人口の比で男女・期末年齢別生残率を計算し、男女・期末年齢別に期首・期末年の値の平均を計算して

当該期間の期間生残率を得ている。この期間生残率が、ある生命表・定常人口の年齢パターンから算出された生命表・生残率であると考え、生残率の期末年齢（コーホート）変化にともなうパターン $\{S_{\alpha}^{\tau}\}$ ($\alpha=x-5\sim x-1\rightarrow x\sim x+4$ 歳 ($x=\{0, 5, \dots, 90\}$) に対応； $\tau=t-5\sim t, t=\{2020, 2025, \dots, 2045\}$ 年)¹⁾ に対応する期間 τ の定常人口の年齢パターン $\{{}_5L_x^{\tau}\}$ ($x=\{0, 5, \dots, 90\}$ は期間 τ の $\alpha=x\sim x+4$ 歳に対応； $\tau=t-5\sim t, t=\{2020, 2025, \dots, 2045\}$ 年)²⁾ を生残率から逆算することができる（表2）。なお、逆算される定常人口は、生残率仮定値と同じ期間のものに対応することになる。また、生残率仮定値が男女別、市区町村別に設定されているため、年齢別定常人口も男女・市区町村別に算出されるが、簡略化のため記号からは男女・市区町村の別を割愛した（以下、同様の簡略化を行う）。基数 (l_0) には任意の数をいれればよいが、ここでは便宜上100,000を用いて計算した³⁾。

表2 生残率仮定値を用いた期間 τ の年齢別定常人口の計算

$$\begin{aligned}
 0\sim 4 \text{ 歳} : & \quad {}_5L_0^{\tau} = l_0 \cdot S_{\text{出生}\rightarrow 0-4}^{\tau} \\
 5\sim 9 \text{ 歳} : & \quad {}_5L_5^{\tau} = {}_5L_0^{\tau} \cdot S_{0-4\rightarrow 5-9}^{\tau} \\
 & \quad \vdots \\
 x\sim x+4 \text{ 歳} : & \quad {}_5L_x^{\tau} = {}_5L_{x-5}^{\tau} \cdot S_{x-5-x-4\rightarrow x-x+4}^{\tau} \\
 & \quad \vdots \\
 85\sim 89 \text{ 歳} : & \quad {}_5L_{85}^{\tau} = {}_5L_{80}^{\tau} \cdot S_{80-84\rightarrow 85-89}^{\tau} \\
 90 \text{ 歳以上} : & \quad \infty L_{90}^{\tau} = {}_5L_{85}^{\tau} \cdot \frac{S_{85+\rightarrow 90+}^{\tau}}{1 - S_{85+\rightarrow 90+}^{\tau}}
 \end{aligned}$$

1.2. 生命表・定常人口を用いた年齢別死亡率の推定

生命表の年齢 $x\sim x+4$ 歳の定常人口 (${}_5L_x^{\tau}$) は、しばしば生存数 (l_x) を線型補完することで計算される。このため年齢 x 歳の生存数 (l_x) と定常人口 (${}_5L_x^{\tau}$) の間には $l_x^{\tau} = \left(\frac{{}_5L_{x-5}^{\tau} + {}_5L_x^{\tau}}{2} \right)$ という関係がある。また、生命表の年齢 x 歳の生存数 (l_x) と年齢 $x\sim x+4$ 歳の死亡数 (${}_5d_x$) の間には ${}_5d_x = l_x - l_{x+5}$ という関係がある⁴⁾。このような生命表の定常人口、生存数、死亡数の関係を用い、生命表・死亡数を当該年齢の定常人口で除すことで年齢別期間死亡率 $\{{}_5m_x^{\tau}\}$ ($x=\{0, 5, \dots, 85\}$ は期間 τ の $\alpha=x\sim x+4$ 歳に対応； $\tau=t-5\sim t, t=\{2020, 2025, \dots, 2045\}$ 年)⁵⁾ を計算する（表3）。

1) $a=-5\sim -1\rightarrow 0\sim 4$ は「 $t-5\sim t$ 年出生 $\rightarrow 0-4$ 歳」、 $a=85\sim 89\rightarrow 90\sim 94$ は「85歳以上 $\rightarrow 90$ 歳以上」と読む。
 2) $x=90$ は「90歳以上」であり、 ${}_5L_{90}^{\tau}$ は ∞L_{90}^{τ} の意である。
 3) ここでの基数 (l_0) を出生から0～4歳まで生きる人年、0～4歳から5～9歳まで生きる人年等に対応させるならば、男女別5年階級出生コーホート100,000人あたり（毎年平均出生数20,000人あたり）の人年が計算されているということになる。
 4) ただし、最年長年齢階級 $x(=85)$ における死亡数 (∞d_x) については、 $\infty d_x = l_x$ である。
 5) ただし、最年長年齢階級は5年分の延べ人年に対応する ${}_5L_x^{\tau}$ が計算されるのが $x=85$ までのため85歳以上であり、 ${}_5m_{85}^{\tau}$ は ∞m_{85}^{τ} の意である。

表3 定常人口を用いた期間 τ の年齢別死亡率の推定

$$\begin{aligned}
 0\sim 4 \text{ 歳} : \quad {}_5m_0^\tau &= \frac{2 \cdot l_0 - {}_5L_0^\tau - {}_5L_5^\tau}{2 \cdot {}_5L_0^\tau} \\
 5\sim 9 \text{ 歳} : \quad {}_5m_5^\tau &= \frac{{}_5L_0^\tau - {}_5L_{10}^\tau}{2 \cdot {}_5L_5^\tau} \\
 &\vdots \\
 x\sim x+4 \text{ 歳} : \quad {}_5m_x^\tau &= \frac{{}_5L_{x-5}^\tau - {}_5L_{x+5}^\tau}{2 \cdot {}_5L_x^\tau} \\
 &\vdots \\
 80\sim 84 \text{ 歳} : \quad {}_5m_{80}^\tau &= \frac{{}_5L_{75}^\tau - {}_5L_{85}^\tau}{2 \cdot {}_5L_{80}^\tau} \\
 85 \text{ 歳以上} : \quad {}_\infty m_{85}^\tau &= \frac{{}_5L_{80}^\tau - {}_5L_{85}^\tau}{2({}_5L_{85}^\tau + {}_\infty L_{90}^\tau)}
 \end{aligned}$$

1.3. 将来 (t-5 年10月～t 年 9 月) の市区町村別死亡数 (補正前) の推計

「地域推計」による将来の市区町村 i の男女年齢別人口 $\{P_a^{t,i}\}$ ($a = \{0-4, 5-9, \dots, 85+\}$ 歳; $t = \{2015, 2020, \dots, 2045\}$ 年10月1日) を用いて, $t-5 \sim t$ 年の生残率仮定値から逆算した定常人口による男女年齢別死亡率 $\{{}_5m_x^\tau\}$ を, 当該期間の期首・期末人口に年齢別に適用すれば, 推計対象市区町村 i について将来の男女年齢別死亡数 (補正前) $\{{}_5\bar{D}_x^{\tau,i}\}$ ($x = \{0, 5, \dots, 85\}$) は期間 τ の $\alpha = x \sim x+4$ 歳に対応; $\tau = t-5 \sim t$, $t = \{2020, 2025, \dots, 2045\}$ 年⁶⁾ を計算することができる. なお, [1]式の計算は, 推計期間中の年齢別死亡率を同一年齢の期首・期末人口に適用するため, 同期間・年齢において発生する人口移動の影響を考慮するものになっている.

$${}_5\bar{D}_x^{\tau,i} = \frac{1}{2} (P_a^{t-5,i} + P_a^{t,i}) {}_5m_x^\tau \quad \forall i, x, t (\tau \text{ と } a \text{ は期間 } t-5 \sim t \text{ と年齢 } x \sim x+4 \text{ に対応}) \dots [1] \text{式}$$

1.4. 全国推計結果による死亡数を用いた市区町村別死亡数の補正

[1]式で推計された市区町村別死亡数の合計は「全国推計」の結果 (出生中位・死亡中位の男女年齢別人口及び死亡数) に必ずしも合致しない. このため, 期間別・男女年齢別に一律に補正したものを最終的な死亡数推計値とした. なお, 全国の将来の死亡数は, 「全国推計」における仮定値 (将来生命表の定常人口) を用いて, 表3及び[1]式と同様に計算している. おもな相違点として, 「全国推計」では将来の人口を各年・各歳で得ることから将来の死亡数も $t-1$ 年10月～ t 年 9 月における各歳で計算していること, 計算上の最年長年齢階級は120歳になっていること等があげられる. 全国の死亡数を「地域推計」の推計期間・年齢階級に合わせて集計した上で, 市区町村別の死亡数の期間別・男女年齢別補正を行った.

6) $x=85$ は「85歳以上」であり, ${}_\infty\bar{D}_{85}^{\tau,i}$ は ${}_\infty\bar{D}_{85}^{\tau,i}$ の意である.

1.5. 90歳以上の年齢を細分化した85歳以上の年齢別死亡率の推定

「地域推計」における生残率仮定の最年長（期末）年齢階級は90歳以上であり、公式の『市区町村別生命表』（2000年から2015年の4回）においても95歳以上となっているため、95歳以上（→100歳以上）の年齢階級の生残率の地域格差を直接観察することは難しい。ここでは、1.2節において計算された（男女年齢別・期間別にみた）最年長年齢階級における地域死亡率の全国水準に対する相対較差（比）を、細分化しようとする年齢階級に一律に適用することで算出する。その上で、全国の85歳以上の年齢（85～89歳、90～94歳、95～99歳、100歳以上）別（期間）死亡率にこの相対較差を適用することで、85歳以上の年齢階級を細分化した将来の地域別死亡率を得た。

「全国推計」では最年長年齢105歳の将来生命表が公表されている。まず、これを用いて、1.2節表3の方法で年齢別期間死亡率 $\{ {}_5m_x^{0,\tau} \}$ ($x = \{0, 5, \dots, 100\}$) は期間 τ の $\alpha = x \sim x + 4$ 歳に対応； $\tau = t - 5 \sim t$, $t = \{2020, 2025, \dots, 2045\}$ 年⁷⁾（及び ${}_{\infty}m_{85}^{0,\tau}$ ）を計算した（右肩の添え字0は地域 $i =$ 全国を示す）。そして、85歳以上の年齢を細分化した地域 i の死亡率は、1.2節で計算した地域別85歳以上の死亡率 $\{ {}_{\infty}m_{85}^{i,\tau} \}$ を用いて、[2]式で計算した⁸⁾。

$${}_5m_x^{i,\tau} = {}_5m_x^{0,\tau} \frac{{}_{\infty}m_{85}^{i,\tau}}{{}_{\infty}m_{85}^{0,\tau}} \quad \forall i, x = \{85, \dots, 100\} \dots [2]式$$

1.6. 90歳以上の年齢を細分化した将来（t-5年10月～t年9月）の市区町村別死亡数（補正前）の推計と、「全国推計」結果への補正

85歳以上の年齢階級を細分化した将来の死亡数を市区町村別に計算するには、当該年齢階級の市区町村別期首・期末人口が必要である。「地域推計」では90歳以上人口がまとめて推計されているが、これを細分化する必要がある。

ここでは、90歳以上の年齢別生残率は全国一律とし、封鎖人口を仮定した推計値を初期値とし、「地域推計」の90歳以上人口推計結果と整合的になるよう繰り返し比例補正することで、男女・期間別に90歳以上人口の年齢を細分化した。具体的には、2015→2020年、…、2040→2045年の推計期間ごとに、表4の4つの手順にしたがって逐次的に将来の90歳以上人口を細分化した年齢（90～94歳、95～99歳、100歳以上）別人口を推計した。

7) ただし、最年長年齢階級は5年分の延べ年人に対応する ${}_5L_x^{\tau}$ が計算されるのが $x = 100$ 歳までのため100歳以上であり、 ${}_5m_{100}^{\tau}$ は ${}_{\infty}m_{100}^{\tau}$ の意である。

8) ただし、最年長年齢階級100歳以上における ${}_5m_{100}^{i,\tau}$ は ${}_{\infty}m_{100}^{i,\tau}$ の意である。

表4 将来の男女・市区町村別90歳以上の年齢別人口の推計手順

-
- 手順1. 次の2つの仮定のもとで、期末（封鎖）人口を推計する。
- ① 全地域男女の85～89歳→90～94歳，90～94→95～99歳，95歳以上→100歳以上の期末年齢（コーホート）別生残率は、「全国推計」の将来生命表から算出したものにしたがう。
 - ② 地域間の移動は発生しない。
- 手順2. 期末90歳以上人口の年齢別にみた地域合計が、「全国推計」結果と合致するよう一律に補正する。
- 手順3. 90歳以上の細分化した年齢で推計した市区町村別人口を年齢別に桁落しした上で、男女市区町村別の90歳以上合計が「地域人口推計」本推計結果に合致するか否か確認する。
- <合致する場合> 手順4に進む。
 - <合致しない場合> 市区町村別にみた90歳以上人口の合計が、「地域推計」本推計結果と合致するよう一律に補正し、手順2に戻る。
- 手順4. 次の期間に進む。
-

このように推計することで、表4の手順1①により（全国的な）85～89歳から100歳以上の加齢による急速な生残率の低下が考慮されると同時に、表4の手順2～3のように補正されることで、85歳以上→90歳以上の年齢全体としては「地域推計」で仮定された死亡・移動の地域差を測るコーホート変化率と整合的になる。

85歳以上の年齢階級を細分化した将来の市区町村別人口が得られれば、将来の死亡数は1.3節～1.4節と同様に算出される。

1.7. 最年長年齢階級を85歳以上一括で計算した将来の死亡数と85歳以上の年齢階級を細分化した将来の死亡数が合致するケース

1.2節で計算した生命表生残率に基づく年齢別死亡率は、生命表の死亡数（ ${}_5d_x$ ）（=生存数（ l_x ）の減少）を当該年齢の定常人口で除したものであった（表3）。したがって、そこでの年齢別死亡数は生命表・生存数の加齢による減少に対応しており、年齢 x 歳以上の死亡数は生命表作成時の仮定により年齢 x 歳の生存数（ l_x ）になっている。

表5 年齢別死亡率と85歳以上の死亡率

	年齢別死亡率	85歳以上死亡率
85～89歳：	${}_5m_{85}^{i,\tau} = \frac{l_{85}^{i,\tau} - l_{90}^{i,\tau}}{{}_5L_{85}^{i,\tau}}$	${}_{\infty}m_{85}^{i,\tau} = \frac{l_{85}^{i,\tau}}{\infty L_{85}^{i,\tau}} = \frac{l_{85}^{i,\tau}}{{}_5L_{85}^{i,\tau} + {}_5L_{90}^{i,\tau} + {}_5L_{95}^{i,\tau} + \infty L_{100}^{i,\tau}}$
90～94歳：	${}_5m_{90}^{i,\tau} = \frac{l_{90}^{i,\tau} - l_{95}^{i,\tau}}{{}_5L_{90}^{i,\tau}}$	
95～99歳：	${}_5m_{95}^{i,\tau} = \frac{l_{95}^{i,\tau} - l_{100}^{i,\tau}}{{}_5L_{95}^{i,\tau}}$	
100歳以上：	${}_{\infty}m_{100}^{i,\tau} = \frac{l_{100}^{i,\tau}}{\infty L_{100}^{i,\tau}}$	

いま年齢別人口が $\{C_a^{i,t}\}$ ($a = \{85-89, \dots, 100+\}$ 歳), 85歳以上人口が $\{\sum_{a=85-89}^{100+} C_a^{i,t}\}$ によって与えられるとしよう. 表5の死亡率を所与として, 計算される死亡数は表6の通りである.

表6 年齢別仮想人口 $\{C_a^{i,t}\}$ と年齢別死亡率もしくは85歳以上の死亡率から計算される死亡数

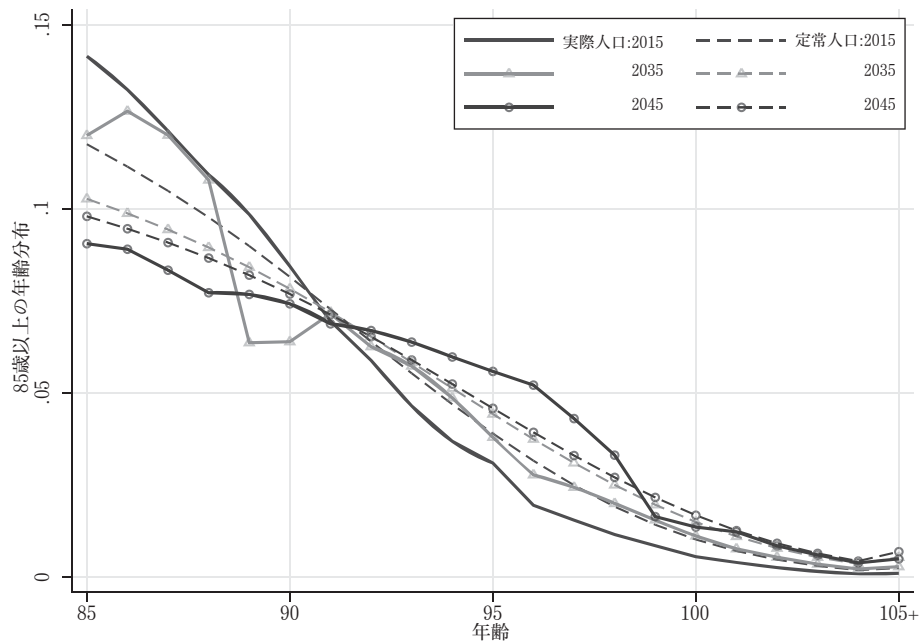
	年齢別死亡数	85歳以上死亡数
85～89歳：	${}_5m_{85}^{i,\tau} \cdot C_{85-89}^{i,t} = \frac{l_{85}^{i,\tau} - l_{90}^{i,\tau}}{{}_5L_{85}^{i,\tau}} \cdot C_{85-89}^{i,t}$	${}_{\infty}m_{85}^{i,\tau} \cdot \left(\sum_{a=85-89}^{100+} C_a^{i,t} \right) = \frac{l_{85}^{i,\tau}}{\infty L_{100}^{i,\tau} + \left(\sum_{x=85}^{95} {}_5L_x^{i,\tau} \right)} \cdot \left(\sum_{a=85-89}^{100+} C_a^{i,t} \right)$
90～94歳：	${}_5m_{90}^{i,\tau} \cdot C_{90-94}^{i,t} = \frac{l_{90}^{i,\tau} - l_{95}^{i,\tau}}{{}_5L_{90}^{i,\tau}} \cdot C_{90-94}^{i,t}$	
95～99歳：	${}_5m_{95}^{i,\tau} \cdot C_{95-99}^{i,t} = \frac{l_{95}^{i,\tau} - l_{100}^{i,\tau}}{{}_5L_{95}^{i,\tau}} \cdot C_{95-99}^{i,t}$	
100歳以上：	${}_{\infty}m_{100}^{i,\tau} \cdot C_{100+}^{i,t} = \frac{l_{100}^{i,\tau}}{\infty L_{100}^{i,\tau}} \cdot C_{100+}^{i,t}$	

表6の年齢別死亡数の合計と85歳以上死亡数が等しくなるのは, $\{C_{85-89}^{i,\tau} = \alpha \cdot {}_5L_{85}^{i,\tau}$ かつ $C_{90-94}^{i,\tau} = \alpha \cdot {}_5L_{90}^{i,\tau}$ かつ $C_{95-99}^{i,\tau} = \alpha \cdot {}_5L_{95}^{i,\tau}$ かつ $C_{100+}^{i,\tau} = \alpha \cdot \infty L_{100+}^{i,\tau}\}$ ($\alpha > 0$ は任意の定数) の場合である. したがって, (男女・地域別85歳以上人口における) 実際人口の年齢分布と, 生命表・定常人口の年齢分布が等しいとき, 年齢別に計算した死亡数の合計と85歳以上死亡率で計算した死亡数は合致する.

実際人口の年齢分布が定常人口の年齢分布から乖離すると, 年齢別に計算した死亡数と85歳以上人口をまとめて計算した死亡数との間のこのような関係は一般に保持されない. 通常, 死亡率は加齢によって一貫して上昇する. 定常人口の年齢分布と比べ, 実際人口の年齢分布が高齢化しているとき, 高齢者に高い年齢別死亡率を適用して計算する死亡数は, 一律の(定常人口で平均的な)死亡率を適用する場合よりも多くなる. 逆に, 実際人口の年齢分布が定常人口のものよりも若いときには, 年齢別に計算する死亡数の合計は年齢をまとめて計算した死亡数より少なくなる.

図1に「全国推計」による女子85歳以上人口の年齢分布と女子生命表・定常人口の年齢分布を2015年、2035年及び2045年についての比較を示す。1947～1949年生まれの団塊の世代は、2015年に66～68歳、2035年に86～88歳、2045年に96～98歳になる。図1を2015年についてみると、90歳以下では実際人口の年齢分布が定常人口のものを上回り、逆に91歳以上では実際人口の年齢分布は定常人口のものを下回る。つまり、実際人口の年齢分布は定常人口よりも若いことがわかる。この場合、年齢別に計算する死亡数の合計は年齢をまとめて計算した死亡数より少なくなる。逆に、2045年になると、91歳以下では実際人口の年齢分布が定常人口のものを下回っている（92～98歳の実際人口の年齢分布は定常人口のものを上回っている）。このため、年齢別に計算する死亡数の合計は年齢をまとめて計算した死亡数より多くなる。このような団塊の世代の高齢化によって、実際人口の年齢分布は定常人口よりも2015年時点は若く、2045年になると老いるようになるということが、多くの自治体で見られるようになって考えられる。これにより85歳以上を細分化して年齢別に計算する死亡数は、85歳以上まとめて計算する死亡数よりも急速に増加する可能性がある⁹⁾。

図1 定常人口と実際（将来）人口の年齢分布の比較：全国・女、2015・2035・2045年



9) 図1では全国女子の年齢分布を示したが、1.4節及び1.6節で述べたとおり、地域別死亡数の合計は（120歳以上までの年齢別に推計された）「全国推計」結果に年齢別に合致するよう補正しているため、全国的な動向は推計結果には影響しない。85歳以上の年齢を細分化して計算する死亡数①と85歳以上を一括で推計する死亡数②について、地域別に推計されたものの全国合計は合致しているので、本文中の説明のように2015年は全国の①が②より少ないが2045年には全国の①は②より多くなるということが起こるのではない、推計手法①と②による地域別死亡数の差が生じるのは、正確には実際人口の年齢分布の水準によるのではなく、実際人口の年齢分布の地域差による。

2. 分析結果

2.1. 85歳以上の年齢を細分化して計算した死亡数は超高齢人口の地域分布を精確に反映するものの、半数の都道府県で死亡数への影響は2～5%程度

表7は、85歳以上を細分化して推計した死亡数の85歳以上一律で推計した死亡数に対する比について、2025～2030年と2040～2045年の総死亡数及び85歳以上の死亡数を都道府県別にみたものである。平均は99.7～102.2、四分位範囲は2.3～4.7、レンジは5.8～14.8であった。たとえば、2025～2030年の総死亡数の場合、85歳以上の年齢別死亡率を用いて計算した死亡数は85歳以上一律で推計した死亡数よりも、鳥取県では5.2%大きいが埼玉県では3.3%小さい。同じ期間の85歳以上死亡数でみると、鳥根県では年齢別に計算することで8.7%大きくなるが、埼玉県では6.1%小さくなるというように推計方法による差が生じている。しかしながら、このような差は半数の都道府県で2～5%程度の相対的変化にとどまる（平均が100なら±1～2.5%の変化）。

表7 85歳以上の年齢を細分化して計算した死亡数の85歳以上一律に推計した死亡数に対する比（%）：都道府県

順位	総死亡数の比（100歳以上で計算/85歳以上で計算）		85歳以上死亡数の比（100歳以上で計算/85歳以上で計算）	
	2025～2030	2040～2045	2025～2030	2040～2045
1	鳥根県 105.2	長野県 102.3	鳥根県 108.7	長野県 103.2
2	鳥取県 104.8	京都府 102.0	鳥取県 108.2	京都府 102.9
3	鹿児島県 104.4	高知県 101.9	鹿児島県 107.8	広島県 102.7
4	高知県 103.9	広島県 101.9	高知県 106.7	高知県 102.7
5	山形県 103.9	富山県 101.8	山形県 106.5	富山県 102.5
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
12	佐賀県 102.8	静岡県 101.1	福島県 104.9	静岡県 101.6
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
24	広島県 101.5	岐阜県 100.1	広島県 102.6	岐阜県 100.2
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
36	三重県 100.1	山形県 98.9	三重県 100.2	福岡県 98.4
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
43	神奈川県 98.5	栃木県 97.9	神奈川県 97.3	栃木県 96.9
44	愛知県 97.8	青森県 97.8	愛知県 96.0	青森県 96.8
45	大阪府 97.4	岩手県 97.1	大阪府 95.2	岩手県 95.7
46	千葉県 97.3	宮城県 96.7	千葉県 95.1	宮城県 95.2
47	埼玉県 96.7	沖縄県 96.5	埼玉県 93.9	沖縄県 94.4
平均：	101.3	99.8	102.2	99.7
標準偏差	2.0	1.4	3.5	2.1
四分位範囲：	2.7	2.3	4.7	3.3

2.2. 85歳以上の年齢を細分化して計算する場合と一律で推計する死亡数の差は市町村レベルでみると大きくなるが、半数の自治体で総死亡数への影響は4～5%程度

表8は、85歳以上を細分化して計算した死亡数の85歳以上一律で推計した死亡数に対する比について、2025～2030年と2040～2045年の総死亡数及び85歳以上の死亡数を市区町村別にみたものである。平均は99.5～102.4、四分位範囲は4.5～8.1、レンジは46.5～80.0¹⁰⁾であった。市区町村レベルでみると、年齢別死亡率を用いて計算する死亡数と85歳以上を一律に推計する死亡数との差は、都道府県レベルの場合より拡大する。しかしながら、四分位範囲をみると、そのような計算方法による差は半数の市区町村で5～8%程度の相対的変化である。分母人口が少なくなる85歳以上死亡数の推計において分散は大きくなっており、総死亡数についての四分位範囲は5.0弱である。85歳以上の死亡数を年齢別に計算することは一律に推計する場合と比べ、半数の自治体で死亡数を2～3%大きくするか小さくする場合がある。

表8 85歳以上の年齢を細分化して計算した死亡数の85歳以上一律に推計した死亡数に対する比(%)：市区町村

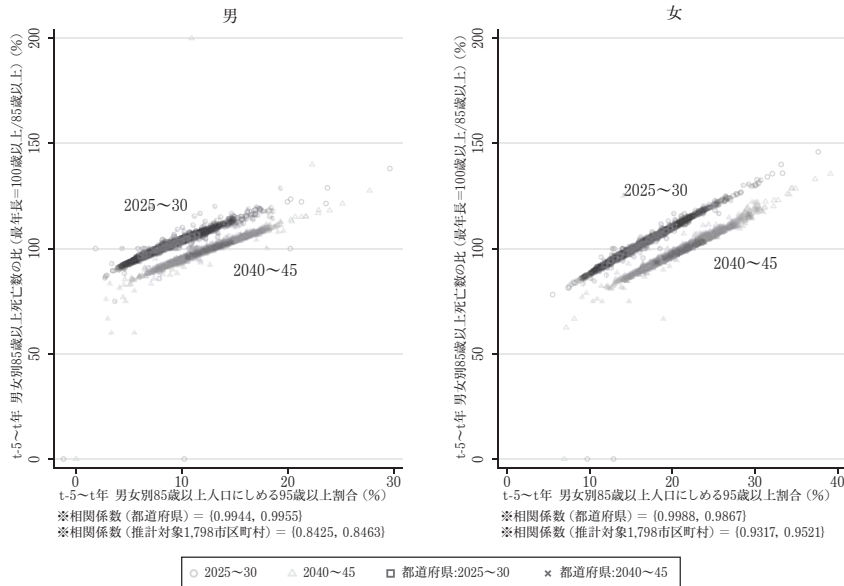
順位	総死亡数の比 (100歳以上で計算/85歳以上で計算)		85歳以上死亡数の比 (100歳以上で計算/85歳以上で計算)	
	2025～2030	2040～2045	2025～2030	2040～2045
1	群馬県川場村 130.1	山口県平生町 121.5	群馬県川場村 143.0	東京都利島村 130.0
2	新潟県津南町 120.8	北海道壮瞥町 120.3	沖縄県竹富町 132.7	山口県平生町 127.4
3	沖縄県竹富町 118.0	群馬県川場村 120.3	沖縄県粟国村 131.0	北海道壮瞥町 126.1
4	高知県越知町 117.7	東京都利島村 120.0	新潟県津南町 128.9	群馬県川場村 124.6
5	長野県栄村 117.4	高知県越知町 117.2	高知県越知町 126.1	高知県越知町 122.1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
450	福井県おおい町 103.8	北海道赤井川村 101.6	島根県松江市 106.3	京都府久御山町 102.4
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
899	和歌山県美浜町 101.3	千葉市稲毛区 99.3	北海道森町 102.3	長野県小布施町 99.0
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
1349	愛知県豊川市 99.0	大阪府柏原市 97.2	高知県大豊町 98.2	長野県青木村 95.8
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
1794	千葉県四街道市 93.0	山梨県丹波山村 88.5	愛知県豊山町 86.6	鹿児島県十島村 82.6
1795	鹿児島県十島村 92.9	高知県大川村 88.2	愛知県あま市 86.4	沖縄県北大東村 81.3
1796	千葉県美浜区 92.7	沖縄県座間味村 87.2	千葉県美浜区 86.1	沖縄県与那国町 77.3
1797	東京都御蔵島村 75.0	北海道音威子府村 86.7	東京都御蔵島村 0.0	沖縄県座間味村 75.0
1798	東京都青ヶ島村 60.0	東京都御蔵島村 75.0	東京都青ヶ島村 0.0	東京都御蔵島村 50.0
平均：	101.6	99.5	102.4	99.2
標準偏差	4.0	3.9	7.2	5.6
四分位範囲：	4.7	4.5	8.1	6.5

1.7節の考察によれば、85歳以上の年齢を細分化して計算した死亡数の85歳以上一律に推計した死亡数に対する比は、85歳以上人口のなかで高齢化が進んだ自治体で大きくなっ

10) レンジは2025～2030年の85歳以上死亡数が0の御蔵島村と青ヶ島村を除いて算出した。

ているはずである。このことを確認するため、85歳以上人口にしめる95歳以上人口割合と85歳以上死亡数を年齢別に推計した場合の85歳以上一括で推計した場合に対する比との単純相関関係を男女別にみた（図2）。

図2 男女別85歳以上死亡数の比（年齢別計算／85歳以上一括）と85歳以上人口にしめる95歳以上人口割合の関係

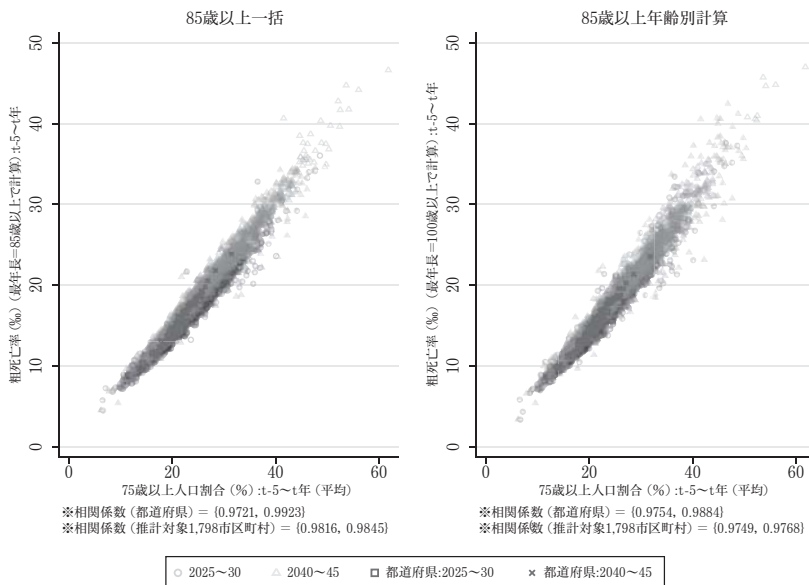


2025~2030年と2040~2045年の市町村レベルの単純相関係数は男で0.843と0.846、女で0.932と0.952であり、都道府県レベルの単純相関係数は男で0.994と0.996、女で0.999と0.987であった。都道府県レベルで見ると、ほぼ線型の相関があって、1.7節の考察と整合的である。市町村レベルでは小規模の自治体で分散が大きくなるため相関はやや低くなるが、（分母人口が多い）女性では概ね0.9を超える。また、線型回帰線の傾き（85歳以上人口に占める95歳以上割合が1%ポイント変化したとき85歳以上死亡数についての推計手法の比が何%変化するか）をみると、女子で傾きが急になっている。このことは、85歳以上の死亡数を年齢別に計算することが実際人口の高齢化度合いを適切に反映するという意味で精確になる程度が、男子より女子で顕著であることを示す。

とはいえ、2つの手法で計算した死亡数の間には極めて高い相関があり、極小規模な自治体を除けば一対一対応しているといっていよう。実際、死亡水準を測る最も簡便な指標である粗死亡率（t-5~t年平均総人口に対する比）と死亡率水準と関連が深い75歳以上人口割合（t-5~t年平均）の単純相関関係をみると、ほとんど差は認められず、どちらの手法による死亡数も同程度の死亡水準を示すことがわかる（図3）。また、「地域推計」仮定値と推計結果を用いて計算できるという簡便さも実務的には重要であろう。85歳以上の年齢を細分化して推計した死亡数を用いた結果については菅ほか（2019）で報告し

ていることから、85歳以上の年齢別死亡率を用いた結果概要に関心のある読者はそちらを参照いただくとして、以下では85歳以上一括で推計した死亡数の結果概要を報告する。なお、都道府県別・市区町村別の推計結果の詳細については紙幅の都合上 Web 上に掲載した¹¹⁾。85歳以上を細分化した死亡率を用いた場合の結果と90歳以上の年齢別将来の市区町村別人口についても参考表として掲載しているのので、併せて参照されたい。

図3 粗死亡率(%)と75歳以上人口割合の関係：死亡数の推計手法(85歳以上一括/年齢別計算)の比較



2.3. 今後、多くの市区町村で、人口減少とともに、死亡数も減少していく

「地域人口推計」によれば、高齢化にしたがって今後多くの自治体が人口減少を経験する。市区町村単位にみると、2010→2015年にすでに推計対象自治体のうち78.8%で人口は減少しており、2025→2030年には92.3%、2040→2045年には98.9%の自治体で人口は減少する。人口が減少するのは自然減が社会増を上回るため、今後人口減少への死亡の寄与が大きくなることが知られているが、高齢化の進展にともない死亡数も減少する自治体が今後増加する。

表9では、総死亡数が減少する自治体数をみた。都道府県単位にみると、多くの自治体で2030~2035年まで死亡数は一貫して増加するものの、2035~2040年にかけて和歌山県などの4自治体、さらに2040~2045年にかけては32自治体(約7割)で総死亡数は減少する。市区町村単位でみると、2005~2010年から2010~2015年にかけて死亡数が減少したのは

11) <http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/312.html>

8.1%の自治体であったが、その後2035～2040年までは毎期3～4割の自治体で総死亡数は減少している。死亡数が減少する自治体は推計の最終期間である2040～2045年にかけて急速に増加し、7割以上の自治体で死亡数は減少することになる。なお、全国の死亡数は2035～40年から2040～2045年にかけて0.3%減少する。

表9 総死亡数*が減少する自治体数

	2005～2010→ 2010～2015	2010～2015→ 2015～2020	2015～2020→ 2020～2025	2020～2025→ 2025～2030	2025～2030→ 2030～2035	2030～2035→ 2035～2040	2035～2040→ 2040～2045
都道府県数	0	3	0	3	1	4	32
割合(%)	0.0	6.4	0.0	6.4	2.1	8.5	68.1

	2005～2010→ 2010～2015	2010～2015→ 2015～2020	2015～2020→ 2020～2025	2020～2025→ 2025～2030	2025～2030→ 2030～2035	2030～2035→ 2035～2040	2035～2040→ 2040～2045
市区町村数	146	727	536	733	711	706	1,272
割合(%)	8.1	40.4	29.8	40.8	39.5	39.3	70.7

※85歳以上の年齢を一括で推計した場合の総死亡数。

(参考) 総人口が減少する自治体数

	2010→2015	2015→2020	2020→2025	2025→2030	2030→2035	2035→2040	2040→2045
都道府県数	39	42	45	45	47	47	47
割合(%)	83.0	89.4	95.7	95.7	100.0	100.0	100.0

	2010→2015	2015→2020	2020→2025	2025→2030	2030→2035	2035→2040	2040→2045
市区町村数	1,417	1,510	1,602	1,659	1,706	1,750	1,778
割合(%)	78.8	84.0	89.1	92.3	94.9	97.3	98.9

とはいえ、今後の高齢化にしたがって死亡数の規模は、しばらくは増大する自治体の方が多い。2010～2015年を100とした場合の2040～2045年の総死亡数の指数を都道府県別にみると(表10a)、沖縄県、埼玉県、神奈川県、千葉県で150を超えており、大都市郊外と沖縄県で死亡数は大きく増加し、30年後には毎年(毎5年)の死亡数が2010～2015年の1.5倍の規模になる。都道府県単位には、指数が最も小さな高知県でも98.8であり、今後30年間の毎年(毎5年)の死亡数が今より大きく減ることはない。

市町村単位にみると、地域差は拡大する(表10b)。2010～2015年を100とした場合の2040～2045年の総死亡数の指数は、宮城県富谷市^{とみやし}では259.7であり2040～2045年の死亡数は2010～2015年の2.6倍という規模になる。この他、横浜市都筑区^{つづきく}と川崎市宮前区^{みやまえく}で指数が230を超えており、団塊の世代や団塊ジュニア世代が多い大都市郊外地域で今後毎期の死亡数は2010～2015年よりも著しく大きくなる。逆に、2015年時点で高齢化が進んだ、今後の人口減少が著しい地域では死亡数は一貫して減少する場合も多い。

表10 2040～2045年の総死亡数の指数（2010～2015年＝100）と総死亡数の増加率

(a) 都道府県

順位	2040～2045年総死亡数の指数（2010～2015年＝100）		死亡数の増加率(%)					
			2005～2010→2010～2015		2020～2025→2025～2030		2035～2040→2040～2045	
1	沖縄県	162.2	宮城県	20.4	埼玉県	11.6	沖縄県	7.7
2	埼玉県	158.4	埼玉県	16.6	千葉県	10.7	宮城県	1.9
3	神奈川県	157.4	神奈川県	16.4	神奈川県	10.6	東京都	1.9
4	千葉県	151.8	岩手県	15.6	愛知県	9.3	鹿児島県	1.6
5	愛知県	148.3	沖縄県	14.6	滋賀県	8.2	福島県	1.3
∴	∴		∴		∴		∴	
12	静岡県	132.5	大分県	12.4	福岡県	6.8	愛知県	0.3
∴	∴		∴		∴		∴	
24	山梨県	120.7	岡山県	11.4	富山県	4.5	新潟県	-0.5
∴	∴		∴		∴		∴	
36	長崎県	112.2	山形県	9.8	佐賀県	2.1	石川県	-1.7
∴	∴		∴		∴		∴	
43	島根県	103.1	高知県	8.2	高知県	0.3	大阪府	-2.6
44	秋田県	102.7	島根県	8.0	鹿児島県	0.0	富山県	-3.0
45	岩手県	102.3	秋田県	7.8	島根県	-0.1	和歌山県	-3.4
46	和歌山県	99.6	山口県	7.6	山形県	-0.3	高知県	-3.4
47	高知県	98.8	鳥取県	7.4	秋田県	-1.1	山口県	-3.9
平均：		123.5		11.4		4.5		-0.5
標準偏差		15.8		2.5		3.2		1.9
四分位範囲：		20.3		2.6		4.8		1.9

(b) 市区町村

順位	2040～2045年総死亡数の指数（2010～2015年＝100）		死亡数の増加率(%)					
			2005～2010→2010～2015		2020～2025→2025～2030		2035～2040→2040～2045	
1	宮城県富谷市	259.7	宮城県女川町	106.0	埼玉県伊奈町	19.3	沖縄県中城村	12.8
2	横浜市都筑区	241.1	岩手県陸前高田市	103.5	宮城県富谷市	18.3	沖縄県今帰仁村	10.0
3	川崎市宮前区	235.9	鹿児島県三島村	92.9	茨城県守谷市	18.2	沖縄県八重瀬町	9.8
4	愛知県長久手市	225.9	岩手県大槌町	85.7	千葉市緑区	17.7	沖縄県恩納村	9.7
5	仙台市泉区	225.7	長野県平谷村	69.7	千葉県白井市	17.6	沖縄県読谷村	9.4
∴	∴		∴		∴		∴	
450	愛知県豊川市	140.3	北海道江別市	14.6	大阪府泉南市	7.6	愛知県大治町	0.5
∴	∴		∴		∴		∴	
899	大分県別府市	108.2	北海道森町	10.3	和歌山県紀の川市	1.9	岐阜県恵那市	-2.0
∴	∴		∴		∴		∴	
1349	宮崎県都農町	84.8	岡山県矢掛町	5.8	北海道仁木町	-2.9	岩手県大槌町	-4.7
∴	∴		∴		∴		∴	
1794	長野県天龍村	35.3	山梨県早川町	-21.1	鹿児島県三島村	-18.2	奈良県上北山村	-16.7
1795	高知県大豊町	34.1	群馬県上野村	-23.2	奈良県野迫川村	-20.0	北海道稚丹町	-17.2
1796	宮城県女川町	30.6	北海道占冠村	-23.8	山梨県丹波山村	-20.8	奈良県野迫川村	-21.1
1797	山梨県早川町	26.0	沖縄県渡嘉敷村	-36.6	山梨県早川町	-22.5	奈良県川上村	-22.0
1798	奈良県野迫川村	22.0	沖縄県渡名喜村	-36.9	高知県大川村	-36.6	東京都青ヶ島村	-25.0
平均：		113.3		10.3		2.1		-2.3
標準偏差		37.4		9.1		7.0		4.3
四分位範囲：		55.6		8.8		10.5		5.2

どのような地域で死亡数の増減が大きいのかをみるために、総死亡数の増加率と生残率仮定値から算出した2010～2015年の平均寿命ならびに2015年の75歳以上割合との相関関係をみた（図4a, 4b）。

図4a 男女別にみた総死亡数の増加率（2020～25→2025～30年，2035～40→2040～45年）と2010～2015年の平均寿命

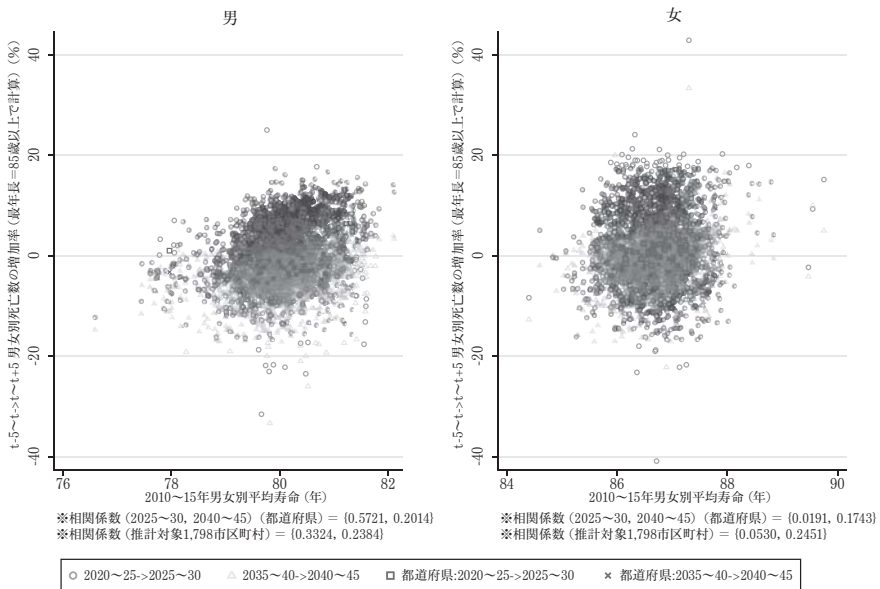
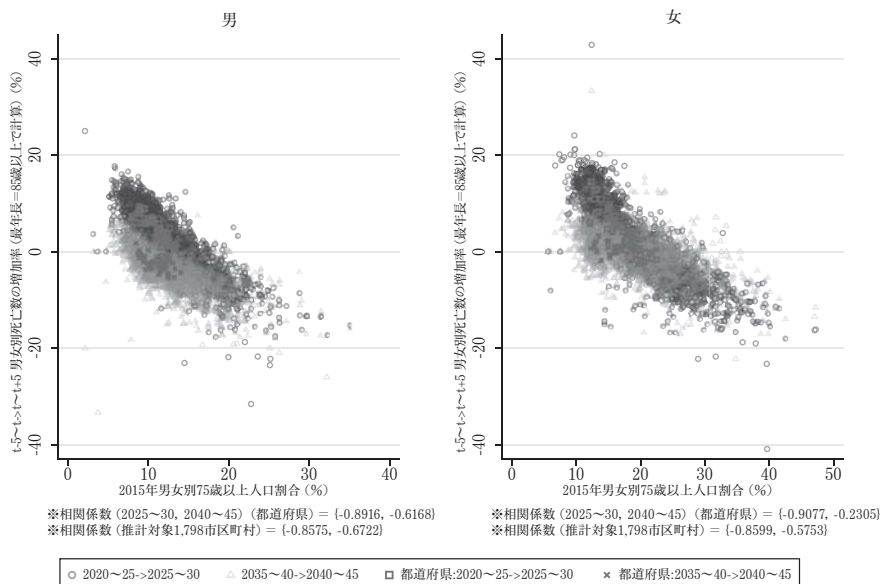


図4b 男女別にみた総死亡数の増加率（2020～25→2025～30年，2035～40→2040～45年）と2015年の75歳以上人口割合



総死亡数増加率との関係をみた図4から少なくとも2つのことがわかる。第1に、平均寿命とはほぼ無相関である一方、2015年の75歳以上割合とは負の相関がみられる。すなわち、平均寿命との相関係数は2020～25年から2025～30年増加率では0.02～0.57、2035～40年から2040～45年増加率では0.17～0.25であり、一定の人口規模を有する都道府県を単位としても対象とした期間では男女とも強い相関は認められない。一方、2015年の75歳以上人口割合との相関係数は2020～25年から2025～30年増加率では-0.91～-0.86、2035～40年から2040～2045年増加率では-0.67～-0.23で、推計の最終期間では関係性が弱くなるものの、平均寿命と比べて相対的に強い相関がある。これは、今後の総死亡数は、死亡率よりも人口の年齢構造に左右されることを示す。第2に、総死亡数の増加率は今後全般的に低下する傾向が認められる。図4bによれば、2015年時点の高齢化率にかかわらず、後の推計期間ほど死亡数は減少幅を拡大している。これは、粗死亡率の地域差のパターンを維持しながら、全国的な高齢化の成熟にともなう死亡数への減少圧力を強く受けることを意味する。

2.4. 今後、総死亡数が最大となる時期より、65歳以上人口が最大となる年次が早い自治体が多い

総人口の指数（2015年=100）と総死亡数の指数（2010～2015年=100）とには、前者がストックの変化に関するものであるのに対し、後者はフローの変化に関するものであるという違いがある。ストックはフローによって変化するので、死亡数の指数は人口増減幅の大きさがどのように変化するかに関する指標である。一般的な傾向として、少子化（や若年人口流出）をともなう人口高齢化が進行し人口減少が起こる過程では、高齢人口が増加し死亡数も増加する。そして、高齢人口のなかでも高齢化が進行し若いコーホート規模も縮小して、高齢人口の増加を死亡数が凌駕するようになると、高齢人口は減少を開始する。高齢人口が少なくなると、いずれは死亡数も減少する。表11は、大局的にはこのようなパ

表11 2010～2015年以降で総死亡数が最大となる推計期間

	2010～2015	2015～2020	2020～2025	2025～2030	2030～2035	2035～2040	2040～2045
都道府県数	0	0	1	0	4	27	15
割合(%)	0.0	0.0	2.1	0.0	8.5	57.4	31.9
	2010～2015	2015～2020	2020～2025	2025～2030	2030～2035	2035～2040	2040～2045
市区町村数	535	99	90	41	148	419	466
割合(%)	29.8	5.5	5.0	2.3	8.2	23.3	25.9

※全国の死亡数は、2035～2040年から2040～2045年にかけて0.3%減少する。

(参考) 65歳以上人口が最大となる年次

	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045
都道府県数	0	0	0	25	13	0	9
割合(%)	0.0	0.0	0.0	53.2	27.7	0.0	19.1
	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045
市区町村数	240	5	179	694	255	45	380
割合(%)	13.3	0.3	10.0	38.6	14.2	2.5	21.1

ターンがあることを裏付ける。

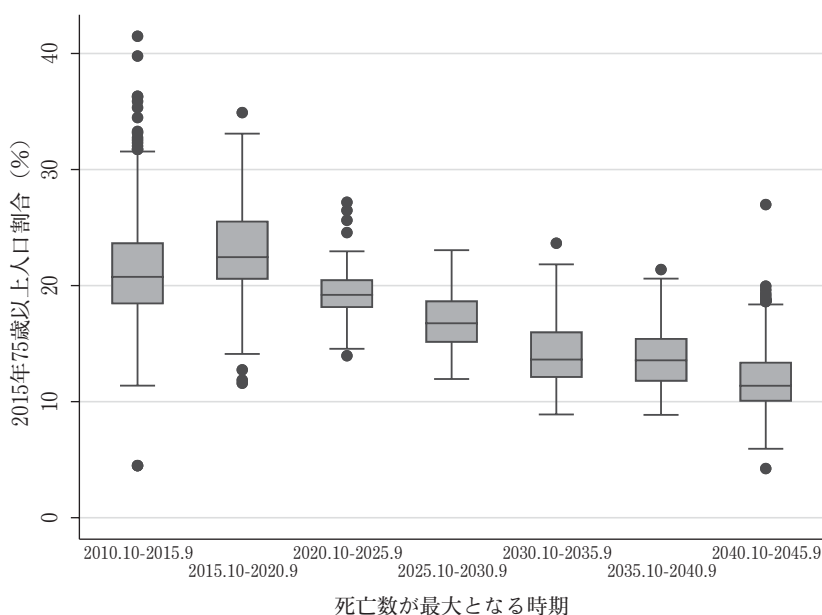
表11では、自治体別にみて2010～2015年以降で総死亡数が最大となる推計期間がいつなのかを調べ、都道府県別、市区町村別にその分布をみたものである。参考として、65歳以上人口が最大になる年次の分布も示す。都道府県単位にみると、65歳以上人口は8割以上の自治体で2035年までに最大になるが、総死亡数が2030～2035年までの間に最大になるのは約1割の自治体であり残る9割の自治体では2035～2040年以後まで死亡数は増加している。市区町村単位にみると、65歳以上人口は2030年までに3分の2近くの自治体で最大となるが、2025～2030年までの間に総死亡数が最大になるのは4割強の自治体であり、半数以上の自治体では2030～2035年以後まで総死亡数は増加している。

市区町村のような小規模の人口では、高齢人口がある時期まで一貫して増加し、その後一貫して減少するというパターンを示すわけではない。死亡数は人口の変化幅の変化なので、一貫した変化を見いだすことはより難しくなるが、大局的には上述のストーリーを見いだすことができる。

2.5. 2015年の75歳以上人口割合が高い自治体に、死亡数のピーク年次が早い自治体が多い

死亡数のピークが早い自治体がどのような自治体かについてみると、2015年時点で高齢化が進んだ地域である。死亡数が最大となる時期別に2015年の75歳以上人口割合の市区町村単位の分布をみると、ピーク年次が早いほど75歳以上人口割合の分布は全般的に高い方向に偏る傾向がみられる（図5）。

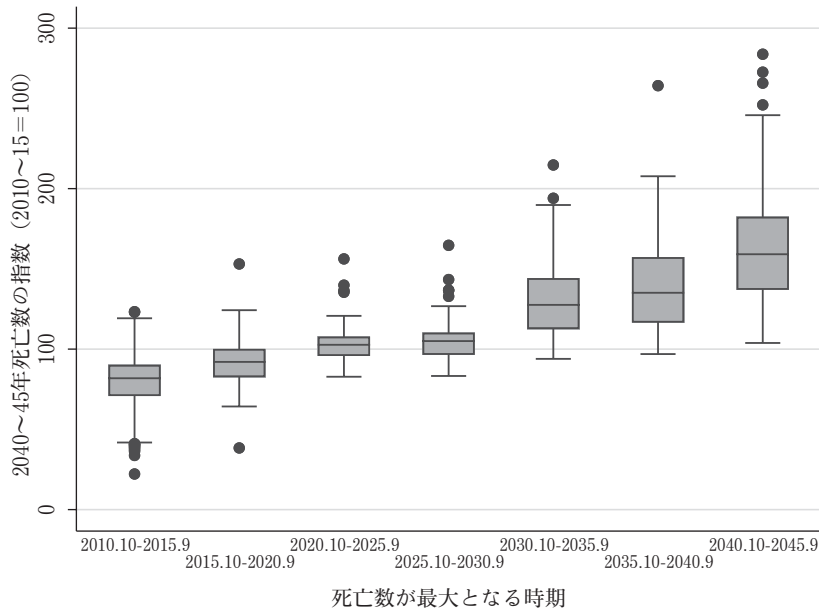
図5 2010～2015年以降で総死亡数が最大となる期間別2015年の75歳以上人口割合（％）



2.6. 総死亡数のピーク時期が早い自治体に総死亡数の今後の減少が大きな自治体が多い

死亡数が最大となる時期が早い自治体（市区町村）ほど、2040～45年の総死亡数の指数（2010～2015年=100）が小さく、総死亡数の指数が100未満になる割合が大きくなっている（図6）。すなわち、総死亡数のピーク年次が早い自治体に今後の総死亡数の減少が大きな自治体が多い。

図6 2010～2015年以降で総死亡数が最大となる期間別2040～2045年総死亡数の指数（2010～2015年=100）



3. まとめ

本稿では「地域推計」における生残率仮定値を用いて、「地域推計」と統合的な将来の死亡数を推計し、都道府県別及び市区町村別に将来の死亡数の動向を概説した。とくに、今後、団塊の世代が85歳以上になる2035年以後には、超高齢人口における高齢化の度合いが将来の死亡の地域差に及ぼす影響も拡大するものと見込まれるため、将来の90歳以上人口を年齢別（90～94歳，…，100歳以上）に別途算出し、細分化した年齢階級による死亡数の推計も試みた。

分析の結果、90歳以上人口を細分化して将来の死亡数を推計することで最年長人口の地域分布の見通しを精確に反映させることができるようになるものの、推計対象自治体の半数において、85歳以上人口一括で推計した場合の総死亡数（市町村別年齢総数）からの差率は5%以内であった。また、今後多くの市区町村で人口減少とともに死亡数も減少することや、2015年の高齢人口割合が高い自治体に死亡数のピーク年次が早い自治体が多いこ

と、そして、死亡数のピーク年次が早い自治体に死亡数の今後の減少が大きな自治体が多いことなどを示した。

本稿の分析結果は、将来の死亡数の推計にあたり90歳以上人口を細分化せず85歳以上一括で計算した死亡率を用いても死亡の地域差を理解するにあたって実務的に大きな問題は生じないことを示唆する。しかしながら、これは死亡の地域構造の分析において85歳以上を一括して扱ってよいということを意味するわけではない。2015年の85歳以上人口割合は4%未満であり、小規模自治体で相対的に高齢化が進んでいるため、小地域での超高齢死亡率の測定は困難を伴う。今後、全国的に高齢人口が増加するなかで、死亡の地域格差を理解することがますます重要になるだろう。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「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。

参考文献

- 菅桂太（2016）「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」『人口問題研究』第74巻第1号，p.3～28.
- 菅桂太（2018）「寿命の地域差」日本人口学会編『人口学事典』丸善出版，pp.100～101.
- 菅桂太・小池司朗・鎌田健司・石井太・山内昌和（2019）「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」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（課題番号H29-政策-指定-003）（研究代表者 石井太）平成30年度総括研究報告書』，pp.181-198.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『日本の将来推計人口（平成29年推計）』（人口問題研究資料第336号）
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）』（人口問題研究資料第340号）
- 西岡八郎・山内昌和・小池司朗（2007）「地方自治体における人口および世帯数の将来推計の実施状況と社人研推計の利用状況—都道府県の場合—」『人口問題研究』第63巻第2号，pp.57～66.

Municipal Death Projections Consistent with IPSS (2018) *Regional Population Projections for Japan 2015-2045*

SUGA Keita, KOIKE Shiro, KAMATA Kenji, ISHII Futoshi
and YAMAUCHI Masakazu

This study estimates number of deaths in the future and reveals geographical patterns at prefectural and municipal levels. Using vital rates adopted in IPSS (2018) *Regional Population Projections for Japan 2015-2045* (hereafter "RPPJ"), we develop estimation methods for future deaths to be consistent with the results of RPPJ (i.e., results about changes in future age-specific population statistics derived by the municipality). Moreover, while RPPJ set future vital rates up to the age group 90+ in its implementation, it is anticipated that regional death disparities of the highest age group will expand by the year 2035 when baby boomers born in 1946-48 (the largest cohort in Japanese society) will be 85+. We evaluate whether and how much we can improve death projections by accounting for regional differentials in the extent of population aging within the highest age group.

The results show that, although we found evidence for future deaths to be projected more accurately by taking into account the geographical distribution of baby boomers, the improvements in the municipal death projection for the highest age group were at the most 5% in the half of the municipalities. Based on the estimated future deaths, we highlight the fact that future deaths will start to decrease in 70% of municipalities by 2040-2045 along the way of Japanese depopulation.

Keywords : Regional population projections, population aging, depopulation, death projections, regional differentials of mortality

特集 I : 地域別将来人口推計

地域別将来推計人口の精度評価

一回帰モデルによる推計誤差の空間的特性の検証—

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和*

本稿は国立社会保障・人口問題研究所が実施・公表する「地域別将来推計人口」の精度評価として、推計結果とその後の実績値との差（推計誤差）に関する2種類の誤差率（APE, ALPE）を用いて、これまでの傾向ならびに回帰モデルによる推計誤差の空間的特性の検証を行った。分析対象は、都道府県は1985～2010年、市区町村は2000～2010年を基準とする推計の結果である。

推計誤差のこれまでの傾向は、近年になるほど少子高齢化の影響を受けて推計誤差が縮小傾向にあること、基本的属性からみると人口規模が小さくなるほど誤差率が高くなる傾向であること、東京圏を中心とする大都市圏では誤差率は小さいものの過小推計になる傾向が観察され、奈良県などの特定の県の中山間地域など小規模な地域自治体では過大推計になることが明らかとなった。

推計誤差の空間的特性の検証を行った結果、(1)推計誤差の空間的自己相関については、都道府県では推計期間が短い場合に検出され、市区町村別では明確な空間的従属性が存在することが明らかとなった。したがって市区町村別の推計誤差を回帰モデルで評価する場合は、空間誤差モデルなど空間計量経済モデルを用いる必要がある。(2)空間的異質性については、独立変数の偏回帰係数が地域によって異なるといった傾向は検出されなかったため、ローカル推定を行う必要性はないことがわかった。

【キーワード】地域別将来推計人口、推計誤差、空間的自己相関、空間的異質性

I. はじめに

一般に、将来推計人口は過去の趨勢を将来に投影（projection）するものであるため、推計結果とその後の実績値との差（推計誤差）は「誤り」となるわけではない。しかし、地方自治体を対象とした国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）の「地域別将来推計人口」（以下、地域推計）は、都市計画、地方人口ビジョンなど各種計画の基となる予測値（forecast）として利用されており、推計誤差の情報それ自体が利用者にとっては有用な情報になりえる。これらを踏まえるならば、推計誤差について検討することは有意義な試みであるといえる（山内・小池 2015）。

従来地域別にみた将来推計人口の推計誤差に関する研究は二つに分けることができる。一つは、推計値と実績値の誤差率をもとに、性別や年齢、人口規模、推計期間等を考慮し

* 早稲田大学教育・総合科学学術院

つつ推計誤差率の統計的特性（平均・中央値・10パーセンタイル，90パーセンタイルなど）について検討する研究である（Wilson 2012, Smith et al. 2013, Statistics New Zealand 2016, Yamauchi et al. 2016など）。このうち山内・小池（2015）と Yamauchi et al.（2016）では，平成17（2005）年までの国勢調査をもとにした社人研の地域推計の誤差の傾向の整理及び諸外国の推計結果との比較を行い，近年の推計になるほど推計誤差が縮小傾向に推移していることや諸外国に比べて社人研の地域推計の推計誤差は大きくないことなどを示している。

もう一つは，本稿が関心を寄せる回帰モデルを用いて推計誤差率の規定要因を検討する研究である（Tayman and Swanson 1996, Tayman et al. 2011など）。たとえば Tayman et al.（2011）は，推計誤差率を従属変数とし，推計対象地域の人口規模，人口増加率，推計期間などを独立変数とした最小二乗法（OLS）によるモデル推定を行うことによって各独立変数の影響の評価を行っている。これらの研究を通じて，他の変数の影響を統制した上での独立変数の効果を定量的に評価できる点や独立変数間の影響の強弱に関する情報を得ることができる。ただし，OLSによるモデル推定を地域データに適用する場合，空間的な特性を適切に考慮できなければモデル推定の結果を歪めることになりかねないにもかかわらず，既存研究はその点を十分に考慮できていなかった。

OLSに代表される回帰モデルを地域データに適用してモデル推定を行う場合，回帰モデルの誤差項に独立変数との空間的自己相関が生じてしまい，推定値にバイアスを生じさせることがある。ここで空間的自己相関とは，地域間の距離が近いほど似たような値になるという空間的特性の一種である。空間的自己相関がモデルの誤差項と独立変数の間に観察されると，OLSが仮定する誤差項が独立かつ同一の分布に従うという仮定（i.i.d.）が満たされないことから，推定値にバイアスを生じさせてしまう。このような地域データ特有の問題を処理するためには，空間計量経済学的手法を導入する必要がある（Anselin 2005）。一般に，人口移動の発生頻度は移動距離と逆相関し，特定地域に人口集中が起こるとき，その近隣地域で移動率が高くなることが考えられる。また，人口移動は必ずしも行政区域単位で単一で起こるわけではなく，連続的に変化していると考えられる。そのため，行政区域単位で測定した移動率の誤差には空間的な相関等の非独立性が生じている可能性があり，そのような影響が推計誤差の空間分布に及ぼされることが考えられる。

そこで本稿では，回帰モデルを用いた推計誤差の評価研究に手法的改善を提案することを目的として，回帰モデルを用いた地域推計の推計誤差の評価を行う際に課題となる以下の二つの空間的特性に着目し，推計誤差の空間的特性の有無及びその対処方法について検討する。

空間的特性の一つ目は空間的自己相関（Spatial Autocorrelation）である。空間的自己相関は，上述したように地域の距離が近いほど似たような属性値を示す正の空間的自己相関と距離が近いほど異なる属性値を示す負の空間的自己相関に代表される空間的特性である（Anselin and Bera 1998）。正の空間的自己相関は Tobler（1970）の地理学における第一法則として知られており，空間分布の最も基本的な特性といえる。空間的自己相関

のあるデータを用いて回帰モデルを行う場合の空間計量経済モデルによる対処には、誤差項に空間的隣接行列による加重を用いて空間的自己相関を調整する空間誤差モデル (SEM : Spatial Error Model) がある。

もう一つの空間的特性は空間的異質性 (Spatial Heterogeneity) である。空間的異質性は、主に統計モデルとして評価する場合に推定値の空間分布が安定せず、モデルの誤差項の分散が空間的に不均一となる特性である (Anselin 1988, 瀬谷・堤 2014)。すなわち OLS によって推定された偏回帰係数が地域によって異なるという空間的非定常性 (spatial non-stationarity) が存在することを意味し、偏回帰係数の空間的分布を許容するローカル推定を行う地理的加重回帰モデル (GWR : Geographically Weighted Regression) によってその検証が可能である (Brunsdon et al. 1996, 1999, Fotheringham et al. 2002)。

本稿の構成は下記の通りである。Ⅱでは社人研が実施する地域別将来推計人口の概要と推計誤差の傾向、推計誤差の精度評価の先行研究について説明する。Ⅲでは分析計画として、空間的特性を検証するための統計的検定指標、統計モデルを説明し、Ⅳでは分析結果を示す。Ⅴでは全体のまとめと今後の課題を示す。

Ⅱ. 社人研が実施する地域別将来推計人口の概要と推計誤差の傾向

1. 地域別将来推計人口の概要

社人研の地域推計は、旧厚生省人口問題研究所が実施した1985年の国勢調査を基準人口とした「昭和62年1月推計」から開始され、2015年の国勢調査を基準人口とした「平成30年推計」で都道府県推計としては7回目となる。市区町村推計については2000年の国勢調査を基準人口とした「平成15年12月推計」から開始され、「平成30年推計」で4回実施されている (表1)。

市区町村推計の対象地域数は、2000年の国勢調査時点では3,245市区町村あったものが、2015年の国勢調査では2005年前後の平成の大合併の影響もあり1,798市区町村 (東京23区 (特別区) および12政令市の128区, 766市, 713町, 168村) と推計年次によって大きく異なる。2010年の国勢調査を基準とした「平成25年3月推計」及び2015年の国勢調査を基準とした「平成30年推計」では市区町村別の推計結果を都道府県ごとに積み上げた結果を都道府県推計結果と同時に公表した。ただし、両推計では、福島県は2011年の東日本大震災の原子力発電所事故による避難指示区域の設定や人口移動傾向を見通すことが困難であるため市町村推計を行わず県全体のみの公表である。

推計手法はいずれの推計もコーホート要因法である。出生や死亡の将来の動向については、全国と地域の相対的較差を用いて全国の動向と連動した仮定値が設定されている。出生仮定は、1985～2005年の国勢調査を基準とした都道府県推計では年齢別出生率を用い、2010・2015年の国勢調査を基準とした市区町村別推計では、子ども女性比を用いた推計を行った上で、市区町村別人口の合計を都道府県推計結果としている。そのため、当該年に

については都道府県の年齢別出生率の作成は行っていない。移動仮定は、原則として過去5年間の動向を基に平成25年3月推計までは純移動率モデルが用いられ、平成30年推計では多地域モデルの1つである「プールモデル」(小池 2015, 2016, 国立社会保障・人口問題研究所 2018) による推計がなされた。推計の結果は、基本仮定に沿った推計結果(本推計)と、純移動率が0とする封鎖人口を仮定した推計結果が公表されている。その他、地域推計実施の経緯や詳細は山内・小池(2014)を参照されたい。

表1 厚生省人口問題研究所・社人研による地域別将来推計人口の概要

実施機関	公表年月	対象地域	地域数	基準年	推計期間
厚生省人口問題研究所	1987年1月	都道府県	47	1985年	40年
厚生省人口問題研究所	1992年10月	都道府県	47	1990年	20年
国立社会保障・人口問題研究所	1997年5月	都道府県	47	1995年	30年
国立社会保障・人口問題研究所	2002年3月	都道府県	47	2000年	30年
国立社会保障・人口問題研究所	2007年5月	都道府県	47	2005年	30年
国立社会保障・人口問題研究所	2013年3月	都道府県	47	2010年	30年
国立社会保障・人口問題研究所	2018年3月	都道府県	47	2015年	30年
国立社会保障・人口問題研究所	2003年12月	市区町村	3,245	2000年	30年
国立社会保障・人口問題研究所	2008年12月	市区町村	1,805	2005年	30年
国立社会保障・人口問題研究所	2013年3月	市区町村	1,799	2010年	30年
国立社会保障・人口問題研究所	2018年3月	市区町村	1,798	2015年	30年

資料：厚生省人口問題研究所(1987; 1992)。

国立社会保障・人口問題研究所(1997; 2002; 2003; 2007; 2008; 2013; 2018)

注：市区町村推計において、基準年2010年及び2015年の地域数には、12政令市(北海道札幌市、宮城県仙台市、千葉県千葉市、神奈川県横浜市、神奈川県川崎市、愛知県名古屋市、京都府京都市、大阪府大阪市、兵庫県神戸市、広島県広島市、福岡県北九州市、福岡県福岡市の128区)の区別の推計結果が含まれる。

2. 地域別将来推計人口の推計誤差の傾向

推計誤差の評価に用いる指標は誤差率 ALPE (Algebraic Percent Error) と誤差率の絶対値 APE (Absolute Percent Error) である。ALPE は推計値と実績値の差を実績値で除した誤差率 (%) であり、「バイアス」(bias) の指標、APE は ALPE を絶対値で示した「正確性」(precision) の指標として以下のように定義される (Tayman et al. 2011)。これらの指標は Smith (1987) や Smith and Shincich (1988) をはじめとする推計精度の評価研究において一般的に用いられる指標である。ALPE は正負の符号を持ち、正の推計誤差は推計値が実績値を上回る過大推計を、負の推計誤差は推計値が実績値を下回る過小推計を示す。

$$ALPE_{x,i} = \frac{e_{P_{x,i}} - a_{P_{x,i}}}{a_{P_{x,i}}} \times 100$$

$$APE_{x,i} = \frac{|e_{P_{x,i}} - a_{P_{x,i}}|}{a_{P_{x,i}}} \times 100$$

P : 総人口, e : 推計値, a : 実績値, x : 年齢, i : 都道府県もしくは市区町村

本稿では、集計及び分析対象となる推計は、都道府県は基準年を1985～2010年とするもの（以下、基準年で区別してX年基準推計と呼ぶ）、市区町村は2000～2010年である。市区町村推計における対象地域数は、統計量の集計と回帰モデルで一部異なる。詳細は各図表にて明示する。

表2は基準年別、推計期間別の都道府県 APE について、中央値と90パーセンタイルの値を示している。APEの傾向は推計期間が短いほど誤差率は小さく、さらに近年の推計になるほど小さい。地域推計の結果は移動率による変動が大きいため、原則的に直近5年間の移動傾向を将来に投影している社人研の推計においては、移動傾向に変化が生じると推計期間が長くなるに従って誤差率が上昇する。また、近年ほど誤差率が低い点については、少子高齢化によって誤差率の高い0～4歳人口及び10代後半から20代前半の人口が減少傾向にあり、総人口に及ぼす影響が縮小しているためと考えられる（山内・小池 2015）。

都道府県別にみた APE の範囲は、推計期間5年で0.3%～1.4%、推計期間10年では1.0%～2.1%、推計期間15年では2.1%～2.8%、推計期間20年では2.9%～4.5%、推計期間25年は6.6%、推計期間30年は8.5%である。

1990年基準年推計はバブル経済の影響で国内人口移動の傾向がそれ以前と異なっていたこともあり推計期間を20年とし、年齢別純移動率の水準を長期的に低下させる仮定を導入している（山内・小池 2014）。その結果、短期的な誤差率が高いものの、長期的には1985年・1995年と比べて誤差率の中央値は低い水準である。ただし、90パーセンタイルの数値についてみると1990年基準推計の誤差率は他の推計に比べてやや高めであり、一部の地域では大きな誤差が生じており誤差分布のばらつきが大きい。

表3には市区町村の APE の中央値・90パーセンタイル値の範囲について、基準人口の規模を1万人未満、1万人～10万人未満、10万人以上の3区分で示している。市区町村の APE の中央値は推計期間5年で1.2%～1.7%、推計期間10年で2.4%～3.5%、推計期間15年は5.7%である。

市区町村の APE の中央値を基準人口の規模別にみると、人口規模が小さくなるほど APE は大きくなる傾向がみられる。推計期間5年では基準人口の規模が1万人未満では1.9～2.1%、1万～10万人未満では1.0%～1.5%、10万人以上では0.9%～1.3%、推計期間10年では基準人口の規模が1万人未満では4%程度、1万～10万人未満では2.2%～3.1%、10万人以上では1.8%～2.7%、推計期間15年では、1万人未満では6.8%、1万～10万人未満では5.2%、10万人以上では4.0%であった。

表2 基準年別，推計期間年別，都道府県別にみた APE の中央値・90パーセンタイル値

基準年	中央値 (APE, %)						90パーセンタイル (APE, %)					
	推計期間 (年)						推計期間 (年)					
	5年	10年	15年	20年	25年	30年	5年	10年	15年	20年	25年	30年
1985年	0.9	1.5	2.8	4.5	6.6	8.5	1.9	3.0	5.8	9.5	11.4	15.1
1990年	1.4	2.1	2.5	2.9			2.3	3.9	8.1	10.2		
1995年	0.6	1.5	3.1	4.4			1.9	4.5	6.7	10.0		
2000年	0.6	1.3	2.1				1.6	3.4	6.0			
2005年	0.5	1.0					1.2	2.3				
2010年	0.3						1.1					

表3 基準年別，推計期間年別，人口規模別，市区町村別にみた APE の中央値・90パーセンタイル値

基準年	地域数	推計期間 (年)	中央値 (APE, %)				90パーセンタイル (APE, %)			
			基準人口の規模 (人)				基準人口の規模 (人)			
			総数	1万人未満	1万～10万人未満	10万人以上	総数	1万人未満	1万～10万人未満	10万人以上
2000年	3,244	5	1.7	1.9	1.5	1.3	4.8	5.5	4.2	3.6
2005年	1,805	5	1.3	2.1	1.2	1.0	4.1	6.8	3.3	3.0
2010年	1,682	5	1.2	2.0	1.0	0.9	3.8	5.7	3.1	2.9
2000年	3,244	10	3.5	4.0	3.1	2.7	9.4	10.9	8.1	7.5
2005年	1,796	10	2.4	4.1	2.2	1.8	7.9	11.6	6.7	5.6
2000年	3,232	15	5.7	6.8	5.2	4.0	15.2	17.9	12.9	10.9

注：基準年2000年の新潟県山古志村は2004年の中越地震により多大な被害を受けたため，集計から除外した。
 基準年2010年で区別に推計されている12政令市は市単位で集計した。
 基準年2010年（推計期間5年）では，福島県内市町村の推計が行われていない。
 基準年2005年（推計期間10年）では，原発事故による避難準備区域等による指定を受けた福島県9町村（広野町，楢葉町，富岡町，川内村，大熊町，双葉町，浪江町，梶尾村，飯館村），3地区（南相馬市鹿島地区・小高地区，田村市都路地区）を除いて集計した。
 基準年2000年（推計期間15年）では，上記の福島県9町村を除いて集計した。

表4には基準年別，推計期間別，都道府県別の将来推計人口のALPEを示している。特徴的な結果としては，東京都における過小推計（推計人口<実績人口），奈良県における過大推計（推計人口>実績人口）が続いている点がある。市区町村別にみると東京都は特別区（千代田区，中央区，港区など）において過小推計となっている他，奈良県では南部の中山間地域（上北山村，下市町，黒滝村など）において過大推計となっている傾向が観察される。茨城県，埼玉県，千葉県，神奈川県といった東京周辺県は推計期間が15年より短い場合に過小推計となっており，近年の東京圏一極集中の傾向が2010～15年でより一層進んだ結果を反映している一方で，推計期間が20年以上では過大推計の傾向がみられ，1990年代における郊外化の傾向が2000年代に入り落ち着き，一転，都心回帰の傾向を示していることによる影響がうかがえる。

1990年基準推計の結果は他の推計結果と異なる誤差率の傾向がみられ，首都圏や愛知県，兵庫県などで過大推計，その他の道府県は過小推計であり，バブル経済とその崩壊後に国内の人口移動傾向が変化したことの影響がでているものと考えられる。また，2010年基準

表4 基準年別、推計期間別にみた都道府県別 ALPE

(%)

基準年 推計期間	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年
	5年	5年	5年	5年	5年	5年	10年	10年	10年	10年	10年
北海道	1.6	-2.2	0.3	0.1	0.1	-0.4	1.5	-3.4	0.8	0.6	-0.4
青森県	2.0	-3.5	-0.5	2.0	0.9	-0.2	1.0	-6.8	0.8	5.2	1.6
岩手県	1.0	-2.1	-0.3	1.7	0.9	-1.0	0.2	-3.9	0.9	4.5	0.9
宮城県	0.1	-1.3	1.2	1.6	-0.6	-1.2	-0.2	-0.8	3.8	2.8	-1.8
秋田県	0.8	-2.1	0.0	1.3	0.7	0.0	-0.2	-3.6	1.1	3.5	1.4
山形県	0.0	-1.4	0.2	0.8	0.8	-0.7	-0.7	-2.1	1.2	2.6	0.9
福島県	0.1	-1.4	1.0	1.0	0.5	-0.1	-0.6	-1.1	3.0	2.7	3.2
茨城県	0.7	-0.5	2.4	1.1	-1.2	0.2	1.9	2.0	5.9	1.2	-1.5
栃木県	-0.7	0.2	1.0	0.2	-0.1	0.0	-0.5	2.1	2.2	0.7	0.2
群馬県	0.5	-0.2	0.5	0.4	-0.3	-0.1	1.5	0.6	1.7	0.7	-0.6
埼玉県	-2.1	3.0	2.3	0.6	-1.6	-0.8	-0.2	9.5	5.4	-0.1	-3.2
千葉県	-0.5	2.8	1.6	-0.3	-1.7	-0.5	3.0	8.1	2.9	-2.0	-2.2
東京都	1.2	0.5	-4.2	-2.2	-1.9	-1.2	3.1	-3.1	-10.4	-5.5	-3.4
神奈川県	-0.6	3.4	-0.4	-1.1	-1.0	0.2	3.2	6.9	-1.9	-2.6	-1.2
新潟県	0.2	-1.5	0.6	0.9	-0.4	-0.3	-0.6	-2.0	2.1	1.7	-0.8
富山県	0.1	-0.8	0.3	0.2	-0.3	-0.2	0.0	-1.1	0.7	0.4	-0.8
石川県	0.9	-0.8	0.8	0.0	-1.3	-0.1	1.6	-0.5	1.8	-1.1	-2.3
福井県	1.4	-0.5	-0.2	0.6	0.1	-0.2	3.0	-0.7	0.1	1.3	0.1
山梨県	0.6	-1.8	2.3	0.5	1.0	0.3	0.3	-0.8	5.2	2.3	2.2
長野県	0.7	-1.4	0.6	1.1	0.1	-0.4	0.5	-1.7	2.7	2.5	-0.2
岐阜県	0.8	-0.5	0.9	-0.1	0.1	0.2	1.8	0.3	1.8	0.1	0.4
静岡県	0.0	0.1	0.6	-0.5	0.2	-0.1	0.9	1.5	0.9	-0.5	0.3
愛知県	-0.4	0.3	-0.5	-1.3	-0.6	-0.2	0.4	0.8	-2.1	-2.8	-1.2
三重県	0.2	-0.9	1.6	-0.3	0.0	0.3	0.1	0.1	3.0	-0.3	0.4
滋賀県	0.1	-0.4	0.6	1.1	-0.7	0.5	0.8	0.4	2.6	2.2	-0.5
京都府	1.0	-0.7	-0.4	0.3	-0.3	0.2	1.6	-1.1	-0.7	0.4	-0.8
大阪府	0.9	-0.4	-1.5	-0.4	-1.5	-0.4	2.1	-0.2	-3.4	-2.2	-2.9
兵庫県	-0.5	1.9	0.6	0.5	-0.4	0.0	1.8	1.2	2.2	1.0	-0.9
奈良県	1.3	0.2	2.5	2.1	-0.8	0.4	4.1	3.7	7.3	3.4	-1.2
和歌山県	0.4	-2.2	1.0	1.8	-0.8	-0.2	-0.8	-2.9	4.0	2.9	-1.6
鳥取県	0.9	-1.0	-0.5	0.6	1.2	-1.1	1.4	-1.6	-0.5	2.7	1.2
島根県	1.9	-1.4	-0.5	1.0	-0.1	-1.0	3.0	-2.9	0.1	2.2	-0.9
岡山県	1.2	-1.5	0.9	-0.5	-0.2	-0.4	1.5	-1.6	1.3	-0.7	-0.6
広島県	0.9	-0.7	0.8	-0.3	-0.7	-0.7	2.1	0.2	1.2	-0.9	-2.1
山口県	1.8	-1.7	0.1	0.4	-0.5	-0.4	2.7	-2.5	0.3	0.5	-1.3
徳島県	0.7	-1.4	0.6	0.5	0.4	0.0	0.6	-1.9	1.5	1.6	0.8
香川県	1.1	-1.2	0.4	0.3	-0.5	-0.7	1.8	-1.5	1.2	0.4	-1.4
愛媛県	1.6	-1.3	-0.1	0.5	-0.2	-0.1	2.5	-2.1	0.3	1.2	-0.4
高知県	1.7	-1.7	-1.1	1.6	0.9	0.2	2.6	-3.9	-0.8	4.5	1.9
福岡県	0.8	-1.5	0.1	0.8	-0.8	-1.1	1.0	-2.1	1.0	1.3	-2.4
佐賀県	1.3	-2.0	0.9	0.0	0.0	-0.6	1.2	-2.6	1.8	0.3	-0.4
長崎県	1.3	-1.7	-0.1	0.3	0.3	-0.5	1.6	-2.6	0.3	1.0	0.1
熊本県	1.7	-1.9	0.3	0.7	-0.4	-0.6	2.2	-3.0	1.1	1.2	-1.1
大分県	1.8	-1.5	-0.2	-0.2	-0.9	0.3	2.7	-2.8	-0.7	-1.0	-1.0
宮崎県	1.3	-2.4	0.5	0.8	-0.7	0.3	1.0	-3.6	1.6	1.1	-0.8
鹿児島県	2.3	-2.0	-0.7	1.2	0.1	0.1	3.3	-3.9	-0.3	3.0	0.5
沖縄県	2.1	-1.6	0.0	-0.5	0.1	-1.6	4.0	-2.1	0.0	-0.5	-1.2

表4 基準年別、推計期間別にみた都道府県別 ALPE (つづき) (%)

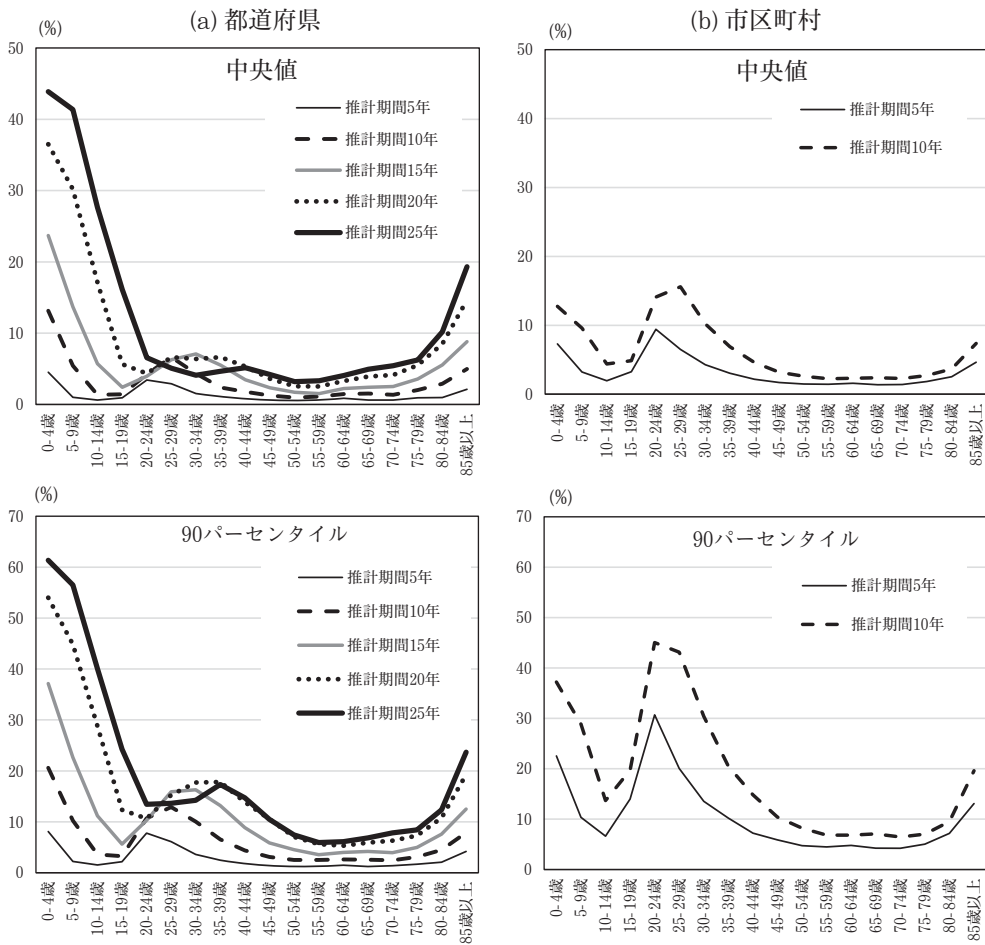
基準年 推計期間	1985年	1990年	1995年	2000年	1985年	1990年	1995年	1985年	1985年
	15年	15年	15年	15年	20年	20年	20年	25年	30年
北海道	2.6	-3.8	1.9	0.4	4.0	-3.6	2.0	5.5	5.9
青森県	0.2	-7.8	3.4	8.1	1.0	-7.6	5.4	2.6	3.3
岩手県	-0.3	-3.7	3.4	6.6	0.6	-2.3	4.9	2.2	2.5
宮城県	1.4	1.4	6.3	3.4	4.5	3.4	8.1	7.0	8.6
秋田県	-0.8	-3.8	3.3	5.5	-0.2	-2.8	5.2	0.9	1.6
山形県	-0.8	-1.6	3.3	3.7	-0.1	-0.1	4.7	1.4	1.8
福島県	0.3	0.5	5.9	6.8	2.0	3.0	11.1	4.3	8.5
茨城県	6.6	6.2	8.8	2.2	12.7	9.5	12.5	17.6	23.2
栃木県	1.6	4.6	3.8	1.7	3.7	7.6	5.8	5.9	8.1
群馬県	3.9	2.7	3.0	1.1	7.0	4.7	4.4	9.8	12.2
埼玉県	5.2	17.2	7.3	-0.7	11.5	23.5	9.0	15.7	19.4
千葉県	9.5	13.5	2.9	-2.1	15.8	17.2	4.4	20.2	25.8
東京都	0.7	-8.6	-17.1	-7.7	-4.1	-14.7	-22.5	-9.9	-14.5
神奈川県	7.5	9.4	-3.7	-2.8	10.4	11.2	-4.5	12.3	15.3
新潟県	-0.3	-1.1	3.7	2.4	0.9	-0.1	5.1	1.6	1.7
富山県	0.9	-0.7	1.3	0.4	1.9	-0.4	1.4	2.5	2.7
石川県	4.0	0.7	1.8	-2.1	6.8	0.7	2.0	8.2	9.4
福井県	5.1	0.1	0.9	1.9	7.8	1.3	1.2	10.6	12.9
山梨県	2.8	1.2	9.8	4.3	6.0	4.8	14.9	10.3	14.9
長野県	1.6	-0.3	5.5	3.7	4.1	1.8	7.9	6.6	8.4
岐阜県	4.6	1.6	3.1	0.3	7.2	3.1	4.4	9.9	12.6
静岡県	3.3	2.9	1.8	-0.5	5.2	4.8	2.6	7.3	9.0
愛知県	1.4	0.5	-3.7	-3.9	1.3	0.0	-5.2	0.6	-0.1
三重県	2.3	1.3	5.0	0.4	4.4	2.9	7.5	6.6	9.1
滋賀県	2.9	2.9	4.5	4.6	6.5	5.2	7.8	9.6	13.7
京都府	2.3	-1.1	-0.9	0.4	3.1	-1.1	-1.5	3.3	3.2
大阪府	3.7	-0.2	-6.3	-3.8	4.3	-1.6	-9.3	3.0	1.5
兵庫県	1.7	2.5	3.3	1.6	3.0	3.8	4.3	3.8	4.4
奈良県	10.9	9.9	11.6	5.1	20.5	15.6	16.5	29.4	39.0
和歌山県	-0.2	-1.4	6.3	3.8	2.1	-0.4	8.3	3.4	4.1
鳥取県	2.1	-1.6	1.0	3.8	3.3	0.1	1.7	5.8	6.7
島根県	4.2	-2.7	1.1	2.7	6.3	-2.2	1.0	8.4	9.0
岡山県	3.7	-1.8	2.0	-1.1	5.1	-1.9	2.4	6.3	7.0
広島県	5.1	1.0	1.4	-2.2	7.7	1.6	0.6	9.4	9.9
山口県	4.5	-2.7	0.4	0.2	6.6	-3.1	-0.1	8.0	8.5
徳島県	1.6	-1.9	3.2	2.8	2.8	-0.8	4.8	4.5	6.0
香川県	3.7	-0.9	1.8	0.0	6.0	-0.6	1.9	7.7	8.6
愛媛県	4.1	-2.1	0.8	1.8	6.1	-1.9	1.0	7.8	9.1
高知県	3.2	-4.3	0.9	7.5	5.4	-3.4	2.4	8.6	11.5
福岡県	2.3	-1.7	1.5	0.9	4.2	-1.7	1.2	5.5	5.5
佐賀県	2.8	-2.4	3.1	0.0	4.2	-1.9	4.0	5.6	6.0
長崎県	2.5	-2.7	1.2	1.0	3.6	-2.0	1.4	4.7	4.6
熊本県	3.6	-3.3	1.9	1.5	5.4	-3.5	2.3	6.7	7.6
大分県	4.1	-3.9	-1.5	-1.1	5.3	-5.2	-1.7	5.6	6.3
宮崎県	1.8	-3.6	2.6	1.9	3.4	-3.9	3.9	4.1	4.9
鹿児島県	4.3	-4.3	0.7	5.1	6.3	-4.1	1.9	8.4	10.4
沖縄県	6.7	-2.6	0.6	-1.7	8.9	-2.8	0.0	10.9	10.9

推計ではその直後に発生した東日本大震災の発生とその後の復興需要の影響により岩手県・宮城県で過小推計となっている（ただし、宮城県南三陸町24.8%，女川町17.9%では人口減少が進み過大推計となっている）。福島県の誤差率は-0.1%であった。

図1には推計期間別，5歳階級別，都道府県／市区町村別に見たAPEの中央値・90パーセンタイル値を示している。推計期間が5年から15年では0～4歳のAPEが最も大きく，次に20～30代となる。30代以上では，APEは低下するものの，80代以降に再び誤差が上昇する。都道府県推計の0～4歳のAPEの中央値は推計期間5年では4.5%，10年13.1%，15年23.7%，20年36.5%，25年43.9%と上昇する。0～4歳は出生仮定に関する誤差や推計時に置いた移動仮定と実際の移動状況との差によってもたらされるほか，郊外化や都心回帰といった地理空間的な移動トレンドの変化の影響も考えられる。

また，推計期間が長くなると，それ以前の0～4歳の誤差の影響が蓄積されることにより，19歳以下の誤差が20～30代の誤差よりも高くなる他，20～30代の誤差のピークが高齢

図1 推計期間別，5歳階級別，都道府県／市区町村別に見たAPEの中央値・90パーセンタイル値



注：市区町村の対象地域は表3を参照。

にシフトするといった傾向も読み取れる。20代の APE の中央値の傾向は推計期間 5 年から 25 年の変化は約 3% から約 6% の変化であり、高齢部分では、推計期間が大きくなるほど APE の中央値の上昇が大きくなり、85 歳以上では推計期間 5 年では 2.1% であったものが 25 年では 19.3% まで上昇し、近年の高齢者の移動傾向の変化等を反映しているといえる。

市区町村の推計誤差の年齢別の傾向は都道府県の傾向とおおむね同様ではあるが、0～4 歳の誤差よりも 20 代の誤差の方が高い等、移動が原因と考えられる推計誤差の影響が顕著にみられる。また、人口規模が小さいほど推計誤差が大きくなり、総じて都道府県推計よりも誤差は大きい。0～4 歳の APE の中央値は推計期間 5 年で 7.3%、推計期間 10 年では 12.8% である。25～29 歳では推計期間 5 年 6.5% から推計期間 10 年では 15.6% と APE の中央値が上昇する。

3. 推計誤差の精度評価に関する先行研究

Smith et al. (2013) では推計誤差の特徴として、1) 推計期間が長い、2) 対象となる地域単位が小さい、3) 人口変化が激しい地域、4) 年齢別にみると出生や人口移動が大きく影響する若年層において推計誤差が大きくなる、5) より新しい時期に実施された将来人口推計の方が、誤差が小さくなりやすいとは一概にはいえない、ということが指摘されている。

1) 推計期間については、基本的な知見として多くの研究で指摘されており、将来推計人口の基本的な構造が投影であることを考えるとその後の社会経済の変化が生じることで推計期間が長くなるほど実績値と過去の推計結果の乖離で測った推計誤差が大きくなりうることは想像に難くない（例えば、Murdock et al. 1984, Smith 1987, Smith and Sincich 1988, 1991, Tayman and Swanson 1996, Tayman et al. 2011, Lenze 2000, Rayer 2008, 山内・小池 2015 など）。

2) 対象地域の単位については、人口規模が小さくなるほど推計誤差が大きくなる言い換えることも可能であり 1) と同様多くの知見が存在する（より詳細には Smith and Tayman 2003, Smith et al. 2013 など）。人口規模が小さい地域は、小さい変動であっても誤差率が大きくなりやすく、移動傾向が変化することによって性・年齢別人口の構成が変化したときに大きな誤差が生じる。

3) 人口変化については、人口増加率が高い地域ほど推計誤差が大きくなるとする先行研究がある（Smith 1987, Smith and Shahidullah 1995, Tayman et al. 2011 など）。Tayman et al. (2011) は推計誤差と人口増加率の関係は U 字型の関係（二次関数）が観察され、人口増加率が低い地域と高い地域で推計誤差が大きくなることを明らかにしている。本分析においては人口増加率ではなく、より地域間の人口変動に直接的に影響すると考えられる直近 5 年間の純移動率を用い、推計誤差との関係性について検証する。

4) 年齢別にみた推計誤差については、山内・小池（2015）では、0～4 歳人口や 20～30 代で推計誤差が大きくなることが指摘されている。過去のトレンドに概ねしたがってスムーズに変化する死亡と比べ出生や人口移動は期間変動が著しく、ファミリー層や若者の

移動傾向の変化に関する誤差が反映されていると考えることができる。

5) 推計年次については、推計手法の違い、対象となる地域の人口構造（高齢化の度合い）や社会経済的環境（好景気・不況）、推計基準年におけるイレギュラーな事象の発生（経済的恐慌、自然災害、戦争・紛争等）、さらに本質的に将来に対する不確実性によって生じるため、その要因を明確にすることには困難が生じることが指摘されている（Chi 2009, Smith et al. 2013）。ただし、社人研の推計については、近年になるほど推計誤差は小さくなる傾向がみられており、少子高齢化による若者人口の減少に伴う移動者の減少がその要因であると考えられる（山内・小池 2015）。

Ⅲ. 分析計画：データと分析課題

1. データ

本分析において用いるデータは、総務省統計局『国勢調査報告』における実績値および旧厚生省人口問題研究所及び社人研の『地域別将来推計人口』の将来推計値である。都道府県は1985～2010年基準推計、推計期間は20年までを分析対象とする¹⁾。市区町村については2000～2010年基準推計、推計期間は15年までを分析対象とする。東京都特別区は区ごと、政令市は区を合算したものをを用いる。市区町村の対象地域数は国勢調査実施時点ではなく、推計結果の公表時点の数である。対象地域数は2000年3,244地域、2005年1,805地域、2010年1,746地域である。ただし、手法によって分析可能な地域数には若干の変動がある。詳細は各分析結果の注に記載した。

2. 分析課題

(1) 推計誤差の空間的自己相関の検証

本稿では上述の通り、ALPE と APE というやや性格の異なる指標を用いて複合的な推計誤差の評価を行う。ALPE と APE について同様の方法で推計誤差の評価を行う。その方法を説明する際の数式表記の都合上、両値とも y_i と表記する。推計誤差の空間的特性を検証するために二つの分析課題を設定した。第一の課題は、推計誤差の空間的自己相関の検証であり、第二の課題は推計誤差の空間的異質性の検証である。

推計誤差の空間的自己相関の検証は、はじめに推計誤差の空間的自己相関を定量化するモラン I の統計量を算出し、次に OLS モデルの推定を行い誤差項と独立変数の空間的自己相関の検出を行う。最後に空間的誤差モデルを推定することによって空間的自己相関の有無を評価し、赤池情報量規準 AIC によるモデルフィットの改善の有無を検証する。

空間的自己相関を定量化するモランの I 統計量は、 -1 から 1 までの範囲をとり、正の空間的自己相関は隣接する地域間の数値が近くなる傾向を示し、 0 は空間的にランダムに分布、負の空間的自己相関は隣接地域ほど値が異なる傾向を示し、下記のように定義され

1) 推計期間25～30年は1985年基準推計のみ推計誤差が算出可能であるが、回帰モデル分析において推計期間25～30年が一時点のみの観察となりパラメータを識別できないため、分析から除外した。

る (Moran 1950).

$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$$

N : 都道府県/市区町村の地域数, w_{ij} : 空間加重行列

モランの I 統計量の統計的検定には, 一般的に漸近正規性を仮定した Z 検定がある (Cliff and Ord 1981). モランの I 統計量の期待値 $E(I)$, 分散 $Var(I)$ を標準化すると Z 値は下記のように定義される.

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}}, \quad E(I) = \frac{-1}{N-1}, \quad Var(I) = E(I^2) - E(I)^2$$

Z は漸近的に標準正規分布 $N(0,1)$ に従うため, 行標準化された空間行列下において空間的自己相関はないとする帰無仮説の検定を行うことができる. I が $E(I)$ より十分に大きい (小さい) とき正 (負) の空間的自己相関が観察される.

第一の分析課題の検証は空間計量経済学モデルの一つである空間誤差モデル (Spatial Error Model: SEM) による推定によって行う. 空間誤差モデルは誤差項どうしの空間的自己相関をモデル化するものであり, モデルの誤差項が独立変数と空間的自己相関が生じる場合, 誤差項が独立かつ同一の分布に従うという仮定 (i.i.d.) が担保されないという推定上の問題点に対処することが可能となる (Anselin 2005, 瀬谷・堤 2014).

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned}$$

空間誤差モデルでは, 誤差項 u に空間的自己相関構造をもつ λWu を導入している. λ は空間パラメータであり, 隣接行列を行基準化した場合, $1/\omega_{\min} \sim 1$ の範囲の値をとる. W は $n \times n$ の都道府県・市区町村間の隣接行列であり行和で標準化している. 隣接行列は queen 型 (全方位型) のラグ 1 (直接隣接する地域がある場合に 1, そうではない場合は 0) で都道府県・市区町村ともに設定した (図 2)²⁾. 北海道, 沖縄県や市区町村の島嶼部については, 必ずしも最近傍の地域と属性が近いとはいえ, 最近傍地域との距離もそれぞれ異なることから, 上記地域は独立した分析対象と仮定し, 隣接地域は無しとして隣接行列を作成した. ε は空間的自己相関構造をもたない誤差項である.

2) 隣接行列の型には, bishop 型 (斜め方位型), rook 型 (上下方位型), queen 型 (全方位) があり, 一般的に queen 型が用いられる. また, ラグ (隣接地の数) については, 直接的に隣接するラグ 1 のほかにラグ 2 (直接隣接地の隣接地を含む隣接行列) ~ ラグ 5 までについて検討した結果, ラグが増えるに従い空間的自己相関が低下するため, ここではラグ 1 (直接隣接) とした.

空間パラメータ λ の検定は尤度比 (Likelihood ratio: LR) 検定を行う。尤度比検定は下記のように定義される。

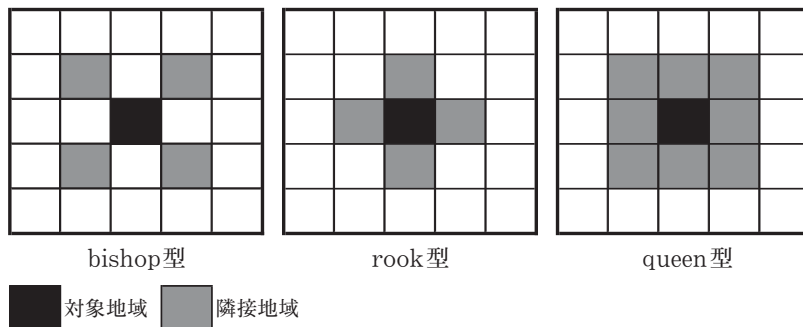
$$LR_\lambda = 2[\hat{l}_c - \tilde{l}_c]$$

\hat{l}_c は $\lambda = 0$ という制約がない状態での集約対数尤度、 \tilde{l}_c は $\lambda = 0$ という制約下での集約対数尤度である。 LR_λ が漸近的に自由度 1 の χ 二乗分布に従うことを利用する検定である。

回帰モデル全体の適合度を評価する赤池情報量規準 (Akaike's Information Criterion: AIC) は $AIC = -2\ln L + 2K$ によって定式化され (L は最大尤度, K はパラメータ数), AIC が小さいほどモデルの適合度が高いことを示す。

モデルの評価は OLS モデルで推定したときの誤差項の空間的自己相関の有無の検定及び、 λ の LR 検定結果, 赤池情報量規準 (AIC) による OLS モデルと SEM モデルのモデルフィットの比較, 推計誤差自体の空間的自己相関の有無によって行う³⁾。

図2 隣接行列型の種類



(2) 推計誤差の空間的異質性の検証

第二の課題は推計誤差の空間的異質性の検証である。ここで空間的異質性は、具体的には空間的非定常性 (Spatial Non-Stationarity) を対象とする。空間的非定常性とは、独立変数と従属変数の間の関係 (具体的には、回帰モデルの偏回帰係数) が地域によって異なることをいう。このような空間的非定常性を検証するためには、地域によって偏回帰係数が異なることを許容するローカル推定を行う必要があり、地理的加重回帰モデル (Geographically Weighted Regression, 以下 GWR) によってローカル推定ならびに空間的非定常性の検定が可能である⁴⁾。

3) 分析は R 3.5.3 を使用し、モランの I 統計量の算出・検定 (`moran.test`), SEM モデルの推定 (`errorsarlm`) ・検定は (`lm.morantest`) `spdep1.1-3` パッケージによって行った。

4) 地理的加重回帰モデルの推定 (`gwr.sel`, `gwr`), F 検定 (`LMZ.F1GWR.test`, `LMZ.F2GWR.test`, `LMZ.F3GWR.test`) は `spgwr0.6-32` パッケージによって行った。

GWRは、対象地域の緯度経度情報を用いて回帰モデルの係数の推定に空間的加重をかけることで係数の空間的なばらつきを表現するモデルである (Brunsdon et al. 1996, Fotheringham et al. 2002).

通常の回帰モデルは、すべての地点を含んで係数の推定を行うグローバル・モデルであり、推定された偏回帰係数はすべての地点で一定であるとする空間的定常性を仮定している。一方、GWRは係数が地点*i*ごとに計算されるローカル・モデルであるため、偏回帰係数が地点*i*ごとに異なるとする空間的非定常性を仮定している。

$$\text{通常の回帰モデル (OLS)} : y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_p x_{pi} + \varepsilon_i$$

$$\text{地理的加重回帰モデル} : y_i = \beta_0(i) + \beta_1(i)x_{1i} + \dots + \beta_p(i)x_{pi} + \varepsilon_i$$

以下は係数を行列形式で示したものである。通常の回帰モデルの係数の推定値に、位置*i*を中心に空間的に加重された $W(i)$ 関数を組み込んでいる。係数にかけられる空間的加重は距離が遠いほど空間的加重が小さくなる距離減衰関数である。このように、距離減衰関数によって加重された最小二乗法によって個々の推定値が求められる。

$$\text{通常の回帰モデルの係数} : \beta' = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

$$\text{地理的加重回帰モデルの係数} : \beta'(i) = (X^T W(i) X)^{-1} X^T W(i) Y$$

Y は n 次元ベクトル、 X は $n \times p$ 行列、 $W(i)$ は $n \times n$ 対角行列であり、対角要素に i 地域からみた他の地域との距離に応じて減少する $w_j(i)$ を配置する空間的加重行列である。この空間的加重行列においては、対角成分は標本地点 i の空間的加重であり、その他の非対角成分は 0 である。GWR は空間的加重の分布にカーネル関数を用いていることに特徴がある。カーネル関数は距離が小さいとき空間的加重が大きくなる距離減衰関数を示すため、回帰地点から標本地点までの距離に応じて位置 i にかかる空間的加重が変化する。本分析ではカーネル関数のバンド幅の設定方法には固定型カーネル関数による推定を行った。また、カーネル関数にはガウス型を用いた。ガウス型カーネル関数は以下のように求められる。

$$w_j(i) = \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{h}\right)^2\right]$$

$w_j(i)$ は標本地点 i にかかる回帰地点 j からの距離減衰型の空間的加重、 d_{ij} は回帰地点 j と標本地点 i との距離、 h はカーネルのバンド幅を表す。最適なバンド幅を選択するために、モデル比較には CV (交差妥当化: Cross Validation) を用い、CV が最小となるバンド幅を最適であると判断する。CV は以下のように求められる。

$$CV = \sum_i [y_i - y_{\neq i}^*(h)]^2$$

$y_{\neq i}^*(h)$ はバンド幅 CV の範囲から除外された位置 i における予測値 y_i である。 CV が低いほど、よいモデルフィットであるといえる。

GWR によるモデル推定の評価には、ローカル係数の妥当性の検定があり、ローカル係数の t 検定を行うことができる。

GWR のモデル検定については、Leung et al. (2000) の $F(1)$ から $F(3)$ 検定がある。 Leung et al. (2000) では、GWR のモデル検定量として、OLS との比較を中心に、3 種類の F 検定による検定量を考案している。

$F(1)$ 検定は OLS の残差平方和と GWR の残差平方和 (RSS) の比が F 分布で近似されることを用い、 $F(1)$ 値が有意に小さければ GWR は OLS よりもモデルフィットがよいことを示す。

$$F(1) = \frac{RSS_{GWR}/\delta_1}{RSS_{OLS}/(n-p-1)}$$

n はデータ数、 p は推定するパラメータの数 $\delta_1 = \text{tr}[(\mathbf{I}-\mathbf{L})^T(\mathbf{I}-\mathbf{L})]$ であり、 \mathbf{I} は n 番目の推定値の単位行列、 \mathbf{L} は $n \times n$ の行列を示す⁵⁾。なお、 $\mathbf{L}\mathbf{Y}$ は GWR の線型予測を与える n 次元ベクトルに対応する。

$F(2)$ 検定は OLS の残差平方和と OLS から GWR へモデルを変更したときの改善度 ($DSS = RSS_{OLS} - RSS_{GWR}$) の比が F 分布で近似されることを用いる。 $F(2)$ 値が有意に小さければ OLS と GWR のデータとの適合度に統計的に有意な差がないことを示す。

$$F(2) = \frac{DSS/v_1}{RSS_{OLS}/(n-p-1)}$$

$v_1 = n - p - 1 - \delta_1$ を示す。

$F(3)$ 検定は、係数ごとに分散分析を行い、 $F(3)$ 値が大きければ、係数の地域差が統計的に有意であるということを示す⁶⁾。たとえば β_k については以下が F 分布で近似されることを用いる。

$$F(3) = \frac{v_k^2/\gamma_1}{\hat{\sigma}^2}$$

$$v_k^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\hat{\beta}_{ik} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_{ik} \right), \gamma_1 = \text{tr} \left[\frac{1}{n} \mathbf{B}^T \left(\mathbf{I} - \frac{1}{n} \mathbf{J} \right) \mathbf{B} \right], \hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{\delta_1}$$

\mathbf{J} はそれぞれの要素が 1 である $n \times n$ の行列を示す。なお、 $\mathbf{B}\mathbf{Y}$ が係数推定量を与える p 次ベクトルに対応する。

これらの 3 種類の F 検定によって、従来の回帰分析 (OLS) からの改善度を測定することができる。また、ローカルなモデルの当てはまり具合は測定するローカル R^2 値によって局地的な当てはまりを測定することができる。

5) \mathbf{L} は $\mathbf{x}_i^T (\mathbf{X}^T \mathbf{W}(i) \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(i)$ $i = (1, 2, \dots, n)$ を i 行目に配置したもの。ここで \mathbf{x}_i は \mathbf{X} の i 行目に対応する n 次元ベクトルである。

6) \mathbf{B} は $\mathbf{e}_k^T (\mathbf{X}^T \mathbf{W}(i) \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(i)$ $i = (1, 2, \dots, n)$ を i 行目に配置したもの。 \mathbf{e}_k は $k+1$ が 1、それ以外は 0 の列ベクトルを示す。

(3) 推定モデル

推定モデルは、(1)分析課題1の検証として都道府県／市区町村別に推計基準年、推計期間別に空間誤差モデルの推定を行う。(2)分析課題2の検証として市区町村別に推計基準年、推計期間別に地理的加重回帰モデルの推定を行う。

共変量は先行研究にならい以下のように設定した。1) 基準年の人口規模(対数化)について線形関数と二次関数を設定した。2) 基準年までの5年間の純移動率(絶対値)について線形関数と二次関数を設定した。3) 東京圏(東京都・埼玉県・千葉県・神奈川県)は純移動率が経時的に変動しやすく、近年は東京一極集中傾向にあり、時系列では過小推計になりやすい傾向にあるためダミー変数を用いる。

分析課題1は都道府県及び市区町村において各推計年次について空間的自己相関の検証を行う。また、分析課題2の空間的異質性の検証では市区町村の緯度経度情報を用いて偏回帰係数の空間的非正常性の検証を行う。なお、本稿の主目的は分析モデルの選択にあることや紙幅の関係から各分析結果表における共変量の推定値は示さない。推計誤差と共変量との関係は、II.2や3でみてきたように、推計期間が長くなるほど、人口規模が小さいほど、若年人口が多いほど、人口変化が大きいほど、推計誤差が大きくなるという傾向は変わらない。その上で、各統計量の検定を通じた空間的特性の検証を行っていきたい。

IV. 分析結果

1. 推計誤差の空間的自己相関の検証(都道府県／市区町村)

分析課題1の検証として、都道府県の結果を表5、市区町村の結果を表6に示した。各表では、APE及びALPE別に、推計期間、基準年と地域数、最適なモデル選択についての結果(最小二乗法OLSか空間誤差モデルSEMか)、その根拠となる統計量(1)~(4)を示している。(1)は誤差率に空間的自己相関があるかどうかの統計量と検定結果であり、統計的に有意であるとAPE、ALPEの空間分布に空間的自己相関があるかがわかる。さらに、OLSモデルによって誤差率と独立変数との関係に空間的自己相関によるバイアスが生じているのかを検定したのが(2)OLS残差が独立変数との間で空間的な自己相関があるかどうかの検定結果である。その上で、(3)空間誤差モデルの推定結果では、空間パラメータの統計的検定を通じて空間的自己相関の有無を判断する。最後に、(4)赤池情報量基準AICによるモデルの適合度を示した。

最適なモデル選択においては、(1)~(3)の検定結果から、(2)の検定結果が統計的に有意ではない場合は、OLSモデルを最適モデルとし、(3)の検定結果が統計的に有意である場合にはSEMを最適モデルとした。(2)が統計的に有意であっても、(3)が統計的に有意ではない場合は、最適モデルは選択できないとした。

推計誤差分布の空間的自己相関の有無については、APE、ALPEともに都道府県では推計期間と基準年によってばらつきがあり(表5)、市区町村では概ね空間的自己相関が検出される結果となった(表6)。

都道府県の APE モデルでは（表 5），1985年基準推計・1990年基準推計について推計期間が 5 年・10 年については空間的自己相関が検出されるがそれ以外の基準年・推計期間では検出されないという結果である。ALPE については，推計期間が 5 年では 1995 年基準推計・2000 年基準推計を除き空間的自己相関が検出される他，1985 年基準推計・1990 年

表 5 都道府県別 APE, ALPE に対する空間誤差モデルによるモデル選択結果

推計期間 (年)	基準年 (地域数)	最適なモデル		(1)誤差率の 空間的自己相関	(2)OLS残差の 空間的自己相関	(3)空間誤差 モデル	(4)赤池情報量 基準 AIC		
		最小二乗法 OLS	空間誤差 モデル SEM	モランの I 統計量	モランの I 統計量	空間パラメータ λの LR 検定	OLS	SEM	
A P E	5	1985年 (47)	●	0.463 **	0.450 **	0.600 **	99.7	85.9	
		1990年 (47)	●	0.166 *	0.169 *	0.354 +	100.4	99.3	
		1995年 (47)	●		0.354 **	-0.119	-0.432	100.9	100.3
		2000年 (47)	●		0.060	0.084	0.141	91.5	92.9
		2005年 (47)	●		0.261 **	-0.021	-0.040	49.6	51.5
		2010年 (47)	●		0.046	0.069	0.156	48.8	50.3
	10	1985年 (47)		●	0.275 **	0.220 **	0.385 *	141.2	138.8
		1990年 (47)		●	0.256 **	0.250 **	0.458 *	124.9	120.7
		1995年 (47)	●		0.390 **	-0.001	-0.006	186.9	188.9
		2000年 (47)		●	0.138 +	0.197 *	0.262	169.3	168.7
		2005年 (47)	●		0.082	-0.054	-0.103	116.4	118.2
	15	1985年 (47)	●		0.105	0.004	0.008	188.2	190.2
		1990年 (47)	●		0.359 **	-0.066	-0.255	181.4	182.6
		1995年 (47)	●		0.350 **	0.045	0.171	234.4	236.0
		2000年 (47)		●	0.091	0.176 *	0.259	215.6	215.3
	20	1985年 (47)	●		0.172 *	0.048	0.118	225.2	226.9
		1990年 (47)	●		0.454 **	-0.022	-0.099	237.2	239.1
		1995年 (47)	●		0.360 *	0.107	0.368	270.0	269.9
A L P E	5	1985年 (47)	●	0.431 **	0.342 **	0.475 **	118.3	111.5	
		1990年 (47)		●	0.402 **	0.172 *	0.375 +	128.6	127.1
		1995年 (47)	●		-0.046	-0.076	-0.185	123.6	124.9
		2000年 (47)		●	0.203 *	0.120 +	0.193	109.9	110.8
		2005年 (47)		●	0.287 **	0.320 **	0.503 **	91.7	84.8
		2010年 (47)		●	0.140 +	0.207 *	0.438 *	75.0	72.1
	10	1985年 (47)		●	0.320 **	0.225 **	0.407 **	154.4	151.5
		1990年 (47)		●	0.369 **	0.181 *	0.330 +	214.1	213.0
		1995年 (47)	●		-0.034	-0.067	-0.196	197.8	199.2
		2000年 (47)		●	0.254 **	0.195 *	0.275	185.2	184.6
		2005年 (47)		●	0.115	0.165 *	0.294	159.3	158.9
	15	1985年 (47)	●		0.168 *	0.078	0.177	194.4	195.7
		1990年 (47)		●	0.273 **	0.188 *	0.330 +	263.5	262.4
		1995年 (47)	●		-0.023	-0.028	-0.084	240.8	242.7
		2000年 (47)		●	0.193	0.182 *	0.265	230.0	229.6
	20	1985年 (47)	●		0.034	0.014	0.033	233.4	235.3
		1990年 (47)		●	0.200 *	0.163 *	0.299	292.6	292.1
		1995年 (47)	●		-0.009	0.015	0.047	272.4	274.3

有意水準: 0.01 **, 0.05 *, 0.1 +

注: (3)空間誤差モデルの数値は空間パラメータλの値を示している。

基準推計で推計期間10年において空間的自己相関が検出される。その他では、1990年基準推計・推計期間15年では空間的自己相関が検出されるが、その他の基準年・推計期間では検出されていない。

市区町村の結果をみると（表6）、APEモデル、ALPEモデルともに空間的自己相関が検出される結果となっている。都道府県よりも小さいレベルでの観察においては、誤差の正確性（APE）、バイアス（ALPE）ともに推計誤差は連続的に分布していることがわかる。

このように都道府県の誤差について回帰モデルによって推定を行う場合、都道府県モデルでは推計期間が短い場合はOLSの誤差項が独立変数と空間的自己相関している可能性があるため、その検定を行った上でモデル選択を行う必要がある。市区町村モデルについてはOLSモデルを適用せずにSEMモデルによるモデル誤差項の空間的自己相関の調整を行った上で適切なパラメータの推定を行うことが可能となる。

表6 市区町村別 APE, ALPE に対する空間誤差モデルによるモデル選択結果

推計期間 (年)	基準年 (地域数)	最適なモデル		(1)誤差率の 空間的自己相関	(2)OLS残差の 空間的自己相関	(3)空間誤差 モデル	(4)赤池情報量 基準 AIC	
		最小二乗法 OLS	空間誤差 モデル SEM	モランの I 統計量	モランの I 統計量	空間パラメータ λ の LR 検定	OLS	SEM
APE	5	2000年 (3,244)	●	0.074 **	0.045 **	0.099 **	15,148	15,136
		2005年 (1,804)	●	0.074 **	0.046 **	0.133 **	7,712	7,703
		2010年 (1,682)	●	0.108 **	0.092 **	0.214 **	7,008	6,976
	10	2000年 (3,244)	●	0.111 **	0.089 **	0.197 **	18,933	18,877
		2005年 (1,795)	●	0.103 **	0.095 **	0.232 **	9,866	9,827
		2000年 (3,232)	●	0.130 **	0.119 **	0.280 **	23,022	22,912
ALPE	5	2000年 (3,244)	●	0.093 **	0.081 **	0.172 **	17,067	17,023
		2005年 (1,804)	●	0.132 **	0.070 **	0.188 **	8,848	8,826
		2010年 (1,682)	●	0.133 **	0.101 **	0.241 **	8,124	8,084
	10	2000年 (3,244)	●	0.205 **	0.162 **	0.330 **	20,674	20,495
		2005年 (1,795)	●	0.204 **	0.122 **	0.292 **	10,874	10,809
		2000年 (3,232)	●	0.214 **	0.176 **	0.379 **	24,190	23,963

有意水準: 0.01 **, 0.05 *, 0.1 +

注: 対象地域については、表5を参照。

(3)空間誤差モデルの数値は空間パラメータ λ の値を示している。

2. 推計誤差の空間的異質性の検証（市区町村）

分析課題2は（表7）、推計誤差と独立変数との関係が地域によって異なるという空間的異質性（空間的非定常性）の検証が目的である。表7には、APE及びALPE別に、推計期間、基準年と地域数、最適なモデル選択についての結果（最小二乗法OLSか地理加重回帰モデルGWRか）、その根拠となる統計量(1)～(4)を示している。F検定は、(1)GWRモデルがOLSよりもモデルフィットがよいか、(2)OLSモデルからGWRモデルへの改善度がないかどうか、(3)共変量の偏回帰係数が地域によって異なるかどうかについての検定結果であり、(4)はOLSモデルとGWRモデルの赤池情報量基準によるモデルの適合度を示した。

最適なモデル選択では、F(3)検定結果を基に判断しており、空間的非定常性が認められない場合はOLSモデルが最適なモデルとなる。

GWRモデルによる推定を行った結果、APEモデルでは、2010年基準推計（推計期間5年）、2000年基準推計（推計期間10年、15年）においては、F(1)検定においてGWRモデルの方がOLSモデルよりもモデルが改善するという結果が得られているが、F(3)検定では地域によって偏回帰係数が異なるとする空間的異質性（空間的非定常性）は棄却されており、偏回帰係数の地域差は認められないという結果であった。

したがって、推計誤差の規定要因について回帰モデルを用いて推定する場合、地理加重回帰モデルのようなローカル推定ではなく、分析課題1にあるような空間誤差モデル等の空間隣接行列による調整を行った上でのグローバル推定が適切であるといえる。

表7 市区町村別APE、ALPEに対する地理加重回帰モデルによるモデル選択結果

推計期間 (年)	基準年 (地域数)	最適なモデル		F(1)検定 Leung et al. (2000)	F(2)検定 Leung et al. (2000)	F(3)検定 Leung et al. (2000)	(4)赤池情報量基準 AIC		
		OLS	GWR	GWR>OLS	GWR≠OLS	空間的 非定常性	OLS	GWR	
APE	5	2000年 (3,244)	●		1.000	2.869 *	No	15,148	15,140
		2005年 (1,804)	●		0.980	6.193 **	No	7,712	7,342
		2010年 (1,682)	●		0.916 *	4.344 **	No	7,008	6,842
	10	2000年 (3,244)	●		0.949 +	2.990 **	No	18,933	18,734
		2005年 (1,795)	●		0.976	4.619 **	No	9,866	9,811
	15	2000年 (3,231)	●		0.940 *	3.304 **	No	22,856	22,784
ALPE	5	2000年 (3,244)	●		1.000	2.587 *	No	17,067	17,059
		2005年 (1,804)	●		0.997	6.542 **	No	8,848	8,834
		2010年 (1,682)	●		0.970	5.496 **	No	8,124	8,061
	10	2000年 (3,244)	●		1.000	2.303 *	No	20,674	20,666
		2005年 (1,795)	●		0.991	4.722 **	No	10,874	10,847
	15	2000年 (3,231)	●		0.896 **	4.281 **	No	23,879	23,793

有意水準: 0.01 **, 0.05 *, 0.1 +

注: GWRモデルの推定は固定型カーネル加重による。

対象地域については、表5を参照。推計年2000年推計期間15年では、小笠原村は推定されたカーネル加重関数をもとにしたローカルパラメータが推定できないため、分析から除外した。

V. 結論と展望

本稿は地域推計の推計誤差に空間的自己相関及び空間的異質性の検証を行うことで、回帰モデルを用いた推計誤差の評価研究に手法的改善を提案することが目的であり、これまでの地域推計の誤差率の傾向について整理するとともに、推計誤差の空間的特性に着目した分析を行った。とくに推計誤差の空間的特性の評価を行うために、空間誤差モデル、地理的加重回帰モデルなど空間的特性に着目した空間計量経済学モデルを用いて検証を行った。

推計誤差の空間的特性に関する2つの分析課題を設定し統計的検定による分析を行った結果、(1)推計誤差の空間的自己相関は都道府県では特定の基準年と推計期間によっては部分的に検出されるに留まったが、市区町村では全ての基準年・推計期間において空間的自己相関が検出された。市区町村の推計誤差について回帰モデルで精度検証を行う場合、空間誤差モデルを用いるなど空間的隣接行列による推定値の調整が必要になることが明らかとなった。都道府県別の誤差分布をみると、東京都や奈良県など特異な誤差分布を持った地域があることで空間的自己相関の検出が推計基準年や推計期間によって異なり、とりわけ推計期間が長くなるにつれて東京都の過小傾向が拡大するなど特異な結果がみられることが影響しているものと考えられる。1990年推計基準でみたAPEの中央値は前後の推計に比べて大きく出やすいが、推計期間が長くなるにつれて誤差率が前後に比べて低くなるなど推計に用いた仮定の影響が空間的自己相関の検出方法にも影響していることが示唆される。

(2)市区町村の推計誤差と共変量との関係は地域によって異なるとする偏回帰係数の空間的異質性については、一部のモデルでモデルフィットが改善する場合があるが、偏回帰係数の地域分布は検出されなかったことから、ローカル推定を行う必要はないことがわかった。

社人研の地域推計の推計誤差の特徴は、基本的属性からみると人口規模が小さくなるほど誤差率が高くなる傾向であること、東京圏を中心とする大都市圏では誤差は小さいものの過小推計になる傾向が観察され、奈良県などの特定の県の中山間地域など小規模な地域では過大推計になることが明らかとなった。また推計誤差の空間的特性は、都道府県では推計期間が短い場合に検出され、市区町村別の誤差分布では明確な空間的自己相関が存在することが明らかとなった。

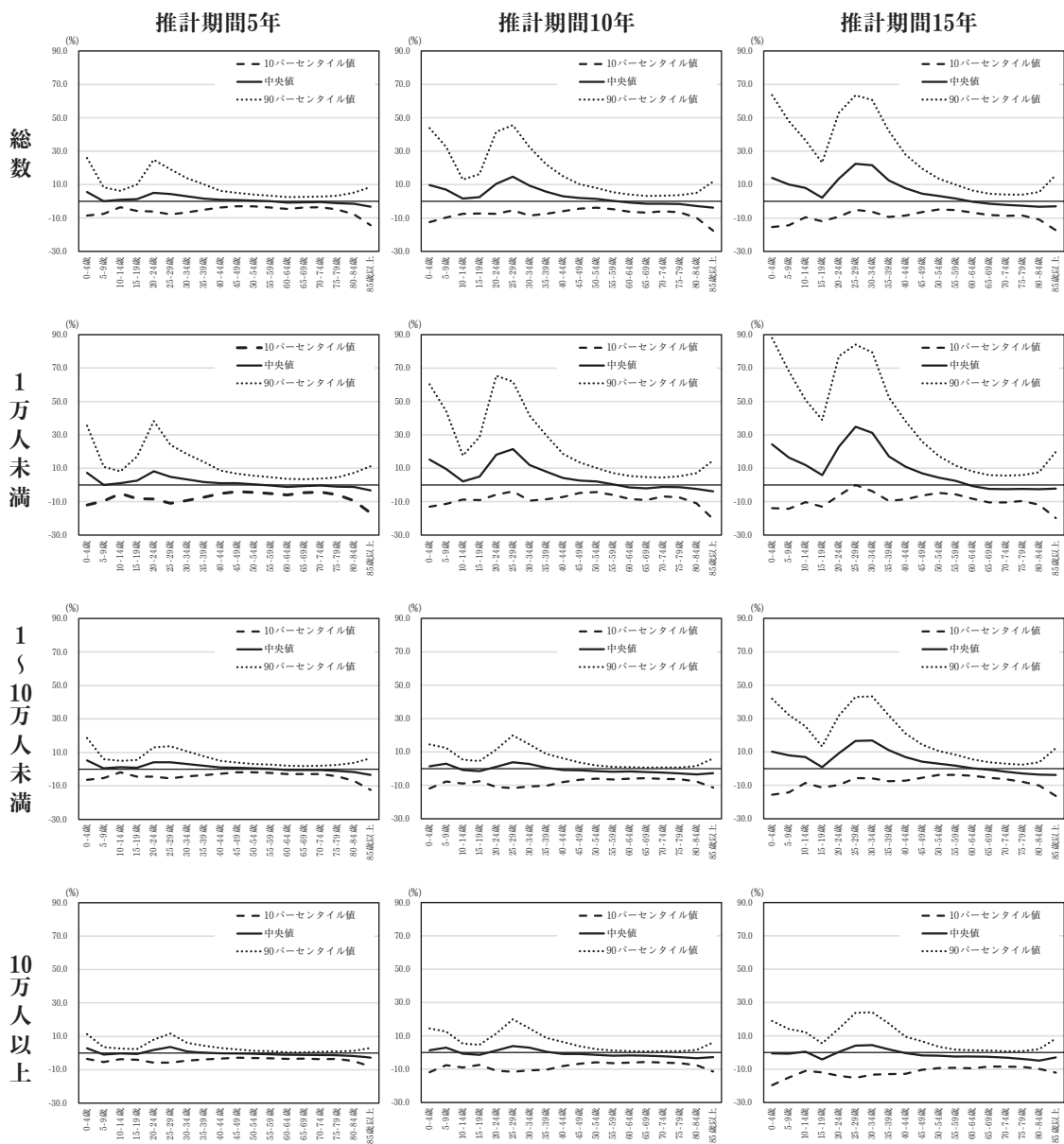
地域別将来推計人口の将来の仮定値について、出生率（子ども女性比）と死亡率（生残率）は全国値との相対的較差から全国将来推計人口の仮定値を用いて将来の仮定値を作成していることから、基準年時点の空間的特性を将来まで保持するような仮定値設定を行っている。したがって全国将来推計人口の仮定値の誤差部分と将来の仮定値に関する地域分布の変化分によって将来の誤差が生じるため、推計誤差の空間的特性にも影響を与える可能性がある。

社人研が平成30（2018）年に公表した「平成30年推計」では、移動率の仮定値設定が多地域モデル（プールモデル）に変更された。このような手法的な変更に伴い、これまで純移動率モデルにおいて設定されていた将来的に純移動率が縮小される仮定から、将来にわたり移動傾向が原則として一定となるような仮定に変更されている（国立社会保障・人口問題研究所 2018）。さらに、プールモデルにおいて転入数の推計に用いている配分率の仮定には、「他地域の人口分布の変化を考慮した係数」と「推計対象地域の人口が全国人口に占めるシェアの変化を考慮した係数」を導入しており、これまでみられた東京圏の過小推計や奈良県の過大推計傾向が縮小される可能性がある。誤差率の年齢別分布は移動率の年齢パターンに似た形状を示すことから、移動率の仮定値設定の考え方は誤差率の変動と大きく関係している。今回の推計結果が2020年以降の総人口の変動とどのように関わってくるのかについて継続して分析を行っていくことで、次回以降の地域推計の仮定値設定の在り方に対する知見を蓄積することが可能となるであろう。

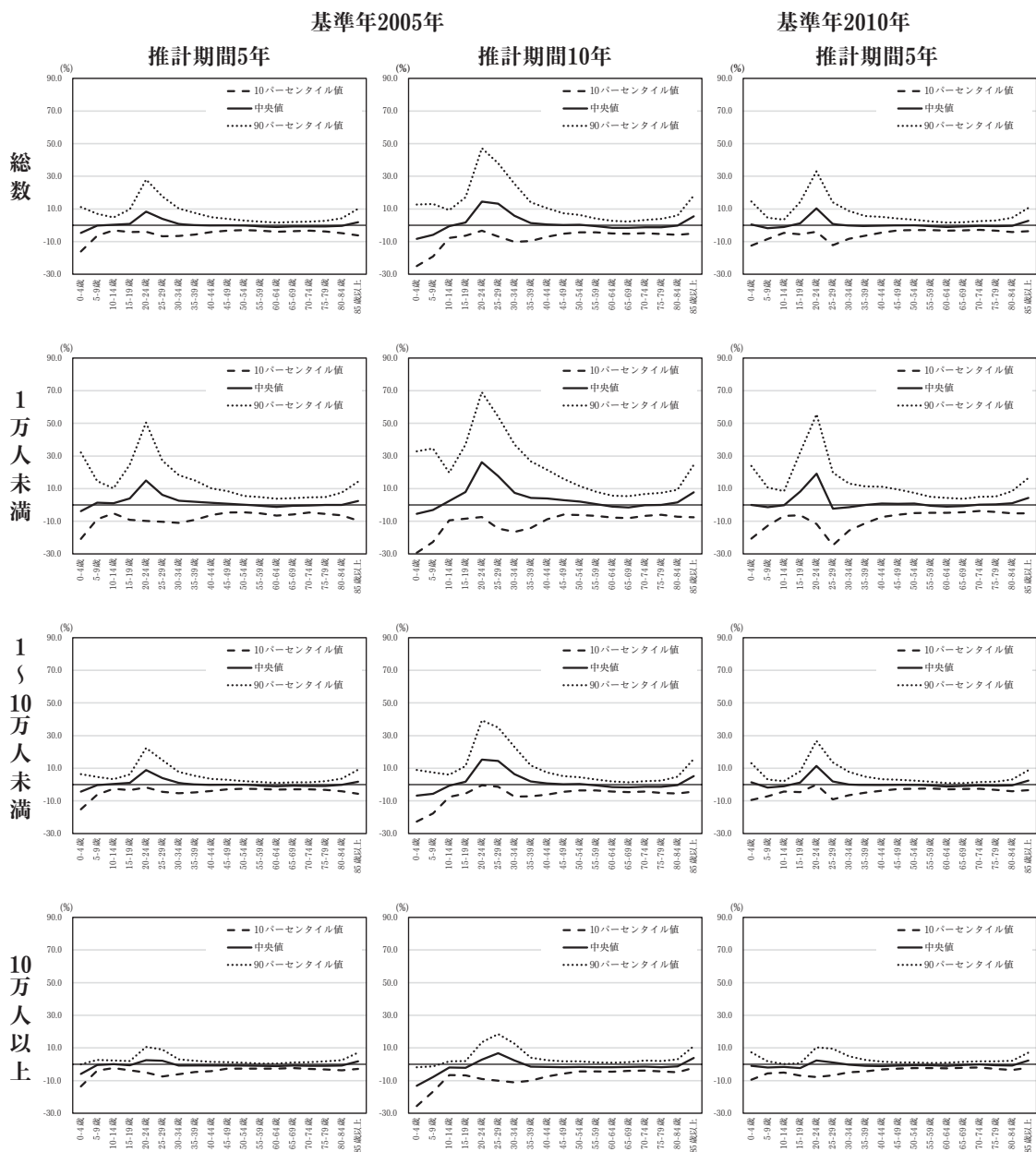
（2020年1月12日査読終了）

参考図 基準年別，推計期間別，人口規模（3区分）別，5歳階級別，市区町村のALPEの10パーセンタイル値・中央値・90パーセンタイル値

基準年2000年



参考図 基準年別，推計期間別，人口規模（3区分）別，5歳階級別，市区町村のALPEの10パーセンタイル値・中央値・90パーセンタイル値 つづき



謝辞

※本研究（の一部）は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者石井太，課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

参考文献

- Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.
- Anselin, L. (2005), *Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A Workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science.
- Anselin, L. and Bera, A. K. (1998) "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics", *Handbook of Applied Economic Statistics* (eds. Ullah, A. and Giles, D. E.), pp. 237-289, Marcel Dekker, New York.
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S. and Charlton, M., (1996), "Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity", *Geographical Analysis*, No.28, pp.281-298.
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S. and Charlton, M., (1999), "Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression", *Journal of Regional Science*, 39, pp.497-524.
- Chi, G. (2009), "Can Knowledge Improve Population Forecasts at Subcounty Levels?", *Demography*, 46: 405-427.
- Cliff, A. D. and Ord, J. K., (1981) *Spatial Processes: Methods and Applications*, Pion, London.
- Fotheringham, A. S., Brunsdon, C. and Charlton, M., (2002), *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*, John Wiley & Sons.
- Lenze, D. G. (2000), "Forecast accuracy and efficiency: an evaluation of ex ante substate long-term forecasts", *International Regional Science Review*, 23, pp.201-226.
- Leung, Y., Mei, C.-L. and Zhang, W.-X., (2000), "Statistical tests for spatial nonstationarity based on the geographically weighted regression model", *Environment and Planning A*, 32, pp.9-32.
- Moran, P.A.P., 1950, "Notes on Continuous Stochastic Phenomena," *Biometrika*, 37, pp.17-33.
- Murdoc, S. H., Leistritz, F., Hamm, R., Hwang, S., Parpia, B. (1984), "An Assessment of the Accuracy of a Regional Economic-demographic Projection Model", *Demography*, 21: 383-404.
- Statistics New Zealand (2016). How accurate are population estimates and projections? An evaluation of Statistics New Zealand population estimates and projections, 1996-2013. Retrieved from www.stats.govt.nz.
- Rayer, S. (2008), "Population forecast errors: A primer for planners", *Journal of Planning Education and Research*, 27, pp.417-430.
- Smith, S. (1987), "Tests of Forecast Accuracy and Bias for County Population Projections", *Journal of the American Statistical Association*, 82(400): 991-1003.
- Smith, S. and Shahindullah, M. (1995), "An Evaluation of Population Projection Errors for Census Tracts", *Journal of the American Statistical Association*, 90(429): 64-71.
- Smith, S. and Sincich, T. (1988), "Stability Over the Distribution of Population Forecast Error", *Demography*, 25:461-474.
- Smith, S. and Sincich, T. (1991), "An Empirical Analysis of the Effect of Length of Forecast Horizon on Population Forecast Errors", *Demography*, 28: 261-274.
- Smith, S. and Tayman, J. (2003), "An Evaluation of Population Projections by Age", *Demography*, 40: 741-757.
- Smith, S., Tayman, J., Swanson, D. (2013), *A practitioner's guide to state and local population projections*.

- Dordrecht, The Netherlands: Springer.
- Tayman, J. and Swanson, D. (1996), "On the Utility of Population Forecasts" *Demography*, 33: 523-528.
- Tayman, J., Smith, S., Rayer, S., (2011), "Evaluating Population Forecast Accuracy: A regression approach using county data". *Population Research and Policy Review*, 30: pp. 235-262.
- Tobler, W. R., (1970), "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region", *Economic Geography*, 46, pp.234-240.
- Yamauchi M., Koike S. and Kamata K., (2016), "How Accurate Are Japan's Official Subnational Projections? Comparative Analysis of Projections in Japan, English-Speaking Countries and the EU", Swanson D. (ed.) *The Frontiers of Applied Demography*, pp.305-328.
- Wilson, T. (2012) "Forecast accuracy and uncertainty of Australian Bureau of Statistics State and Territory Population Projections", *International Journal of Population Research*, Vol. 2012, pp.1-16.
- 小池司朗 (2015) 「多地域モデルによる都道府県別将来人口推計の結果と考察」『人口問題研究』第71巻第4号, pp.351-371.
- 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.
- 厚生省人口問題研究所 (1987) 『都道府県別将来推計人口—昭和60年～100年間毎5年— (昭和62年1月推計)』研究資料第247号.
- 厚生省人口問題研究所 (1992) 『都道府県別将来推計人口—平成2年～22年間毎5年— (平成4年10月推計)』研究資料275号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1997) 『都道府県別将来推計人口—平成7 (1995) ～37 (2025) 年— (平成9年5月推計)』研究資料第293号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『都道府県別将来推計人口—平成12 (2000) ～42 (2030) 年— (平成14年3月推計)』人口問題研究資料第306号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2003) 『日本の市区町村別将来推計人口—平成12 (2000) ～42 (2030) 年— (平成15年12月推計)』人口問題研究資料第310号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) 『日本の都道府県別将来推計人口—平成17 (2005) ～47 (2035) 年— (平成19年5月推計)』人口問題研究資料第316号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2008) 『日本の市区町村別将来推計人口—平成17 (2005) ～47 (2035) 年— (平成20年12月推計)』人口問題研究資料第321号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『日本の地域別将来推計人口—平成22 (2010) ～52 (2040) 年— (平成25年3月推計)』人口問題研究資料第330号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2018) 『日本の地域別将来推計人口—平成27 (2015) ～57 (2045) 年— (平成30年推計)』人口問題研究資料第340号.
- 瀬谷 創・堤 盛人 (2014) 『空間統計学 自然科学から人文・社会科学まで』, 朝倉書店.
- 山内昌和・小池司朗 (2014) 「地域人口推計」, 『人口問題研究』, 70-4, pp. 351-424.
- 山内昌和・小池司朗 (2015) 「英語圏諸国との比較からみた社人研の地域別将来推計人口の誤差」, 『人口問題研究』, 71-3, pp. 216-240.

An Evaluation of the Accuracy of Regional Population Projections: Investigation on the Spatial Characteristics in the Projection Error Rates using Regression Models

KAMATA Kenji, KOIKE Shiro, SUGA Keita and YAMAUCHI Masakazu

In this paper, we evaluate the accuracy of "The Regional Population Projections" conducted by the National Institute of Population and Social Security Research. The projections include two types of error rates (APE, ALPE) that are used to analyze spatial and time series characteristics of error rates using a regression method. In this paper, we analyze the projections conducted on base-populations from 1985 to 2010 for prefectures, and from 2000 to 2010 for municipalities.

We found that error rates have had the tendency to decrease in recent projections, due to declining birthrates and population aging, and that the error rates tend to increase for smaller base-populations. In metropolitan areas, the error rates tend to be under-projected, whereas they become over projected for small local governments in non-metropolitan prefectures such as the Nara Prefecture.

We found salient features in spatial characteristics of error rates in two aspects: (1) spatial autocorrelation of the error rates were detected in prefectural models when the projected period was short, which they were for municipal models in general. Therefore, it is necessary to use spatial econometric models, such as the spatial error component model, when evaluating the error rates at municipal levels in regression based evaluations. (2) We did not detect spatial heterogeneity in the regression coefficients. On account of this, there was no need to employ local estimation techniques in the evaluation of population projection errors for Japanese prefectures and municipalities.

【Key Words】 Regional Population Projections, Projection errors, Spatial Autocorrelation, Spatial Heterogeneity

特集 I : 地域別将来人口推計

安定人口モデルと感度分析を用いた人口減少の分析

—地域間移動を考慮した理論構築への展望—

大 泉 嶺

本稿では、移動を考慮した一般化レスリー行列を導入し、出生・死亡・移動が人口減少に与える影響を感度分析によって考察する数理モデルの構築を目指す。感度分析とは安定人口モデルにおける内的自然増加率に対する各年齢の出生率や死亡率、移動率といったパラメータの偏微分係数を数値的に求める方法である。この数値が高いパラメータは人口減少への寄与が大きい事を表しているため、優先課題を定量評価する上で役立つと考えられる。またこの方法は、人口学のみならず、保全生態学などで絶滅危惧種の保護活動の指針にもなってきた。45年以上続く現代の日本の人口置換水準を下回る傾向は、経てきた時代ごとの程度の差はあれ人口減少へと向かう安定人口モデルと見なすことが出来る。そこで、全国の値を使ったレスリー行列の解析を引用しながら、地域間の出生と移動の差異が与える人口減少の影響をモデル構築と共に考察していく。

キーワード：少子化、レスリー行列、データ解析、マルコフ過程

I. 背景と目的

日本において、合計特殊出生率が人口置換水準を下回ってからおよそ45年が経とうとしている。この間、多くの学者、行政、メディアなどが少子・高齢化問題として要因分析や政策提言などを行ってきた。出生減の主な原因は晩婚・未婚者の増加であり、その要因は女性の就学・就業率の増加や男性における非正規雇用者の増大など多岐に渡る。しかし、多くの分析や言説にもかかわらず出生率は人口置換水準までの回復にも至っていない。そこには原因分析からそれを取り除く処方箋と繋がる、外科手術的方法では解決困難な社会科学的な難しさがある。具体的には、低出生の要因が女性の就学・就業や非正規雇用の増大だからといって、女性を家庭に戻すとか、高度経済成長期を再び起こすような政策は非現実的かつ現代の時代精神にも反することである。この問題の解決には新たに出生行動を高める社会的なインセンティブを見いだす事が必要であろう。

こうした長期的な低出生は、2010年以降日本の総人口の減少も引き起こしている（国勢調査を元にした場合）。少子化の解消はその要因除去に関する難題とは別に、結論は明確である。現在の初産年齢よりも若い年齢から女性が生涯にわたって多く（2人以上）の子供を出産する社会の実現である。それは、第一次ベビーブーム以前の日本や今尚出生率の

高いアフリカや東南アジア諸国の事例がそうである事を示している。これは人類に限ったことではなく生物全体に及ぶ。例えば、度々起こるネズミやイナゴといった生物の大量発生は、もともと成熟が早く、多産である生活史に加え、餌が豊富で死亡率が低下した状況に起こる事は広く知られた事実である。人口急増のメカニズムも基本的にはこれと同じであった。

こうした早熟・多産・少死構造が人口増加率を高める効果は、事例のみならず「最適生活史戦略の基本定理」として数理生物学では知られている (Taylor et al. 1974)。日本におけるかつての人口増加や現在も続く地球人口の増加も同様に早婚・多産とともに乳児死亡率の減少に起因する。しかし現代の日本では乳児死亡率はかつてに比べて低く、食料も十分であるにもかかわらず、少産となっている事がこの問題を複雑にしている。一方、出生率で見ると、日本の都道府県別合計特殊出生率は「人口統計資料集2019」によれば、2017年では1.21の東京都を最低値として沖縄県が1.94と最大値を持つ。人口置換水準を上回る自治体はないものの、出生率には高低差がある。少子高齢化という大きなパラダイムの中には地域特性や年齢などの微細構造があるようだ。

こうした微細構造の変化が人口減少にどれほど影響を与えるかを解析できれば、地域特性に合わせたきめ細やかでより具体的な分析および政策立案に貢献できるであろう。

本研究はこうした地域ごとの出生、死亡、移動の年齢構造から現在の人口減少への影響を定量的に評価するための数理モデルの理論構築と、解析手法の開発を目的とする。具体的には、個体群生態学や保全生態学などの生態学でよく用いられる感度分析を中心に展開を試みる。感度分析とは、安定人口モデルの内的自然増加率に対する各生活史パラメータ（出生率や生存率）の偏微分係数を数値的に求める方法である (Caswell. 2019)。この手法はレスリー行列の解析において初めて導入された (Caswell. 1978)。例えばある年齢の出生率が微小変化したとする。このときレスリー行列の内的自然増加率（支配的な固有値）を最も変化させる出産年齢は何歳であるかといった問題は、内的自然増加率を各年齢の出生率で偏微分したときの偏微分係数を比較する事で求める事が出来る。この手法はアカウミガメの保護 (Crouse, et al 1987) や環境変動における内的自然増加率への応答の研究 (Tuljapurkar 1982, Salguero-Gomez et al 2010) など様々な動植物の人口動態研究に影響を与えた。本研究もこれらの研究に倣い日本の人口減少における構造分析への応用を目指す。

II. 感度分析と実例

1. 感度分析とは

年齢構造モデルなどの安定人口モデルは行列を用いて表現される。ここに、既約¹⁾

¹⁾(irreducible) な $n \times n$ 非負正方行列

1) 既約とは、行列 A が置換行列 P によって上三角行列に共役化されないような行列を指す

$$P^T A P \neq \begin{bmatrix} X & Y \\ 0 & Z \end{bmatrix} \text{ (Meyer 2000).}$$

$$\mathbf{A} := (a_{ij})_{1 \leq i, j \leq n}$$

を考える。この行列における、 k 番目の固有値を λ_k としたとき、それに付随した左右固有ベクトルをそれぞれ $V_k := (v_{ki})_{1 \leq i \leq n}$, $W_k := (w_{kj})_{1 \leq j \leq n}$ とおくと、成分 a_{ij} における固有値 λ_k の偏微分係数は次で与えられる (Caswell 2019)

$$\frac{\partial \lambda_k}{\partial a_{ij}} = \frac{v_{ki} w_{kj}}{\langle V_k, W_k \rangle}. \quad (1)$$

これを成分 a_{ij} の固有値 λ_k に対する“感度 (sensitivity)”と呼ぶ。このとき $\langle \cdot, \cdot \rangle$ は内積を表す。一般に固有値 λ_k に対する全ての成分の感度はクロネッカー積 \otimes を用いて

$$S_k := \left(\frac{\partial \lambda_k}{\partial a_{ij}} \right)_{1 \leq i, j \leq n} = \frac{V_k \otimes W_k}{\langle V_k, W_k \rangle}$$

と表される事もあり、これを“感度行列 (sensitivity matrix) S_k ”と呼ばれている。レスリー行列をはじめとする行列形式の安定人口モデルは一般的には推移行列モデルと呼ばれており、基本的に行列 \mathbf{A} を定義に用いた非負性、既約性を持っている。この性質を持つ個体群動態モデルは初期人口ベクトル $P_0 := (p_j)_{1 \leq j \leq n}$ とおいたときに \mathbf{A} が対角化可能であるとすると、行列 \mathbf{A} が生成する時刻 t における人口 P_t は

$$P_t = \mathbf{A}^t P_0 = \sum_{k=1}^n \frac{\langle V_k, P_0 \rangle}{\langle V_k, W_k \rangle} \lambda_k^t W_k$$

と表される。また、固有値の番号 k を固有値の絶対値の大きさの順に付与する ($|\lambda_k| \geq |\lambda_{k+1}|$) と十分な時間が経過したとき、対角化出来るか否かに関わらず以下の漸近挙動が成り立つことが知られている

$$P_t \approx \frac{\langle V_1, P_0 \rangle}{\langle V_1, W_1 \rangle} \lambda_1^t W_1 \quad t \rightarrow \infty.$$

この事実はペロンフロベニウス (Perron-Frobenius) の定理と呼ばれており (Meyer 2000), 本研究においても最も重要な役割を果たす。ここでポイントとなることは支配的な固有値 λ_1 は正の実単根であり、個体群動態を支配していることである。この固有値はレスリー行列における内的自然増加率 (intrinsic rate of natural increase) にあたる。つまり、支配的な固有値に対して感度が高い成分を見つけることは人口減少の主要因を探る手がかりと言えるだろう。

2. レスリー行列で見る感度の変遷

ここでは感度の観点から、戦後日本のベビーブーム、経済成長期、現代の人口動態に影響を与えた出生・死亡率の変化を、実データを元に解説していく。 a 歳における出生率

m_a を以下のように算出する

$$m_a := (1 - \text{乳児死亡率}) \times \text{女性の出生性比} \times a \text{歳の出生率.}$$

また、同年齢の生存率と生残率をそれぞれ

$$\text{生存率} : s_a, \text{生残率} : l_a := \prod_{x=0}^{a-1} s_x,$$

とすれば、レスリー行列の左右固有ベクトルは

$$\text{左固有ベクトル} : V = (v(0) \sum_{x=a}^{\omega} \lambda^{-(x-a)-1} m_x l_x)_{0 \leq a \leq \omega}, \quad (2)$$

$$\text{右固有ベクトル} : W = (w(0) \lambda^{-a} l_a)_{0 \leq a \leq \omega}^{\top} \quad (3)$$

と表現出来る。ここで、 $v(0)$, $w(0)$ は正の任意定数である。固有値は Euler-Lotka 方程式

$$\sum_{a=0}^{\omega} \lambda^{-a-1} m_a l_a = 1$$

の根として与えられることはよく知られた事実である。特に λ_1 関する固有ベクトルには左右それぞれ、“繁殖価 (reproductive value)”, “安定年齢分布 (stable age distribution)” と特別な名が付与されている。前述の感度の公式に従えば各出生率と生存率は以下で表される：

$$\frac{\partial \lambda_1}{\partial m_a} = \frac{v_1(0) w_1(a)}{\langle V, W \rangle}$$

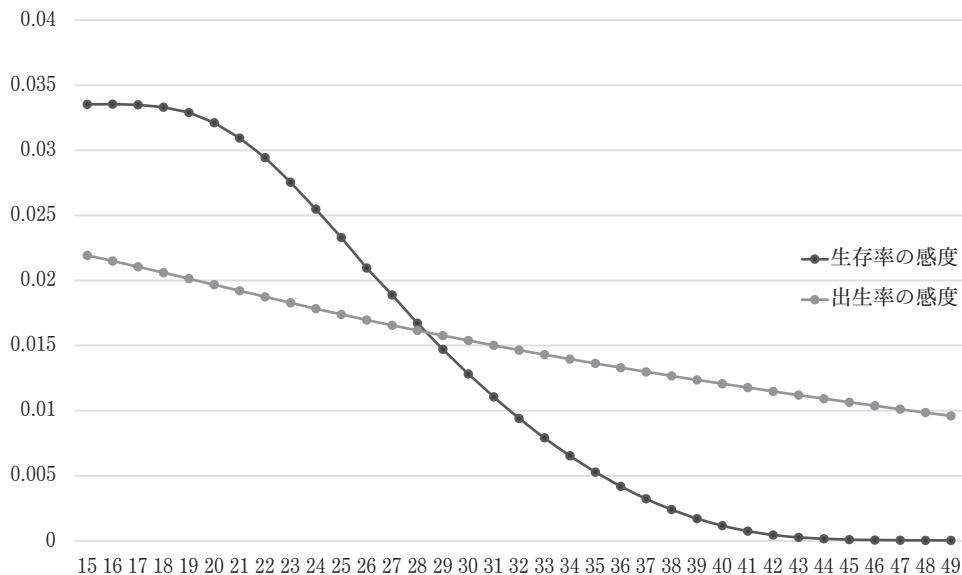
$$\frac{\partial \lambda_1}{\partial s_a} = \frac{v_1(a+1) w_1(a)}{\langle V, W \rangle}$$

レスリー行列の感度の特徴として、出生率の感度は安定年齢分布そのものが感度の大きさを表している。言い換えると安定年齢分布でボリュームの最も大きいコーホートの出生率の変化が最も影響すると言えるだろう。一方死亡率の感度に関しては安定年齢分布におけるボリュームの大きなコーホートの中で次年に繁殖価が高い年齢への生存率が最も大きいことが分かる。出生率の感度は安定年齢分布において0にならないコーホートには全て正の感度があるが、生存率に関しては再生産年齢を超えると全て0となることが分かる。つまり、50歳以上の女性の生存率は内的自然増加率には寄与しないことを意味している。長期的に見ると内的自然増加率は出生にのみ依存した人口増加率となる。出生率と生存率は定義が違うことから、比較できないと思われるがちであるが、注意しなくてはならないのはどちらも単位は無次元である。もしこれらが異なる次元のパラメータであるとするなら、

レスリー行列モデルにおける両辺の次元がコーホートの人口で構成されるという事と矛盾してしまうからだ。

では、実際の感度を戦後の3時点で見よう。出生率に関しては人口統計資料集、生命表に関しては完全生命表のデータを用いた。対象となるのは、1947年、1970年、2015年である。これらは、出生率の増加・安定・減少局面にある時期になり、期間合計特殊出生率（TFR）はそれぞれ、4.54、2.13、1.45である（人口統計資料集参照）。これを数理人口学的に解釈すれば、 $\lambda_1 > 1, \lambda_1 \approx 1, \lambda_1 < 1$ となることは想像しやすいであろう。厳密には、基本再生産数（純再生産率）を計算すべきであるが直ぐ後に見るようにこの推察通りの結果となる。実際1947年は図1の様になる（大泉 2018）。

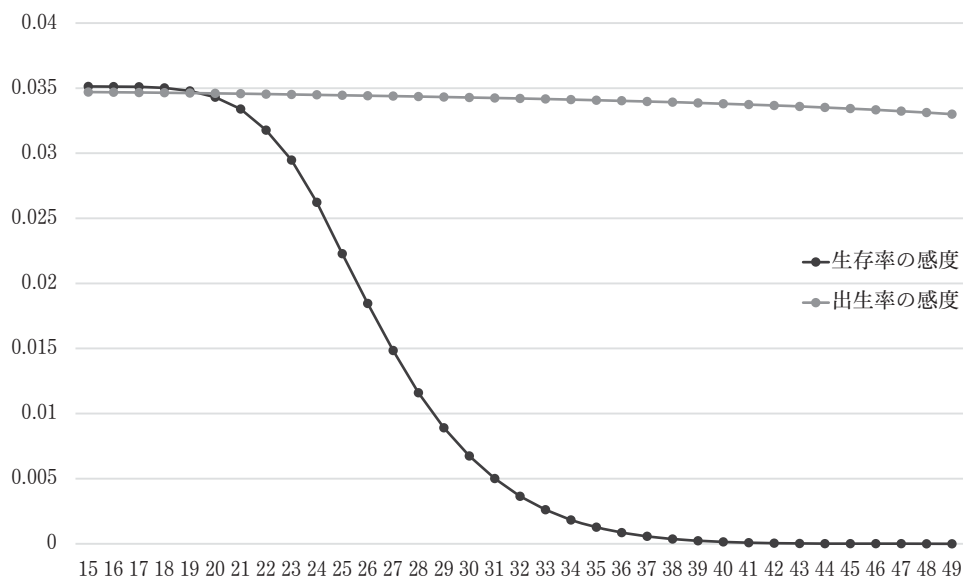
図1 1947年の内的自然増加率に対する感度 ($\lambda_0 = 1.02$)



TFR が高いこの年のパラメータからは、内的自然増加率は1.02であり、人口増加局面である。出生率の感度は先述のように、安定年齢分布そのものに依るので人口のボリュームが大きい若齢層の出生率の方が高い。この結果は λ_1 が1より大きいので式(3)より、加齢とともに単調に減少していく分布となる為である。特筆すべき点は、20代までの生存率の感度が出生率のそれを上回っているところであり、当時の「乳児死亡率の改善がより人口増加に寄与した」という通説と矛盾しないところである。このように感度分析は、出生数の増減の要因の差を定量化出来る強みがある。

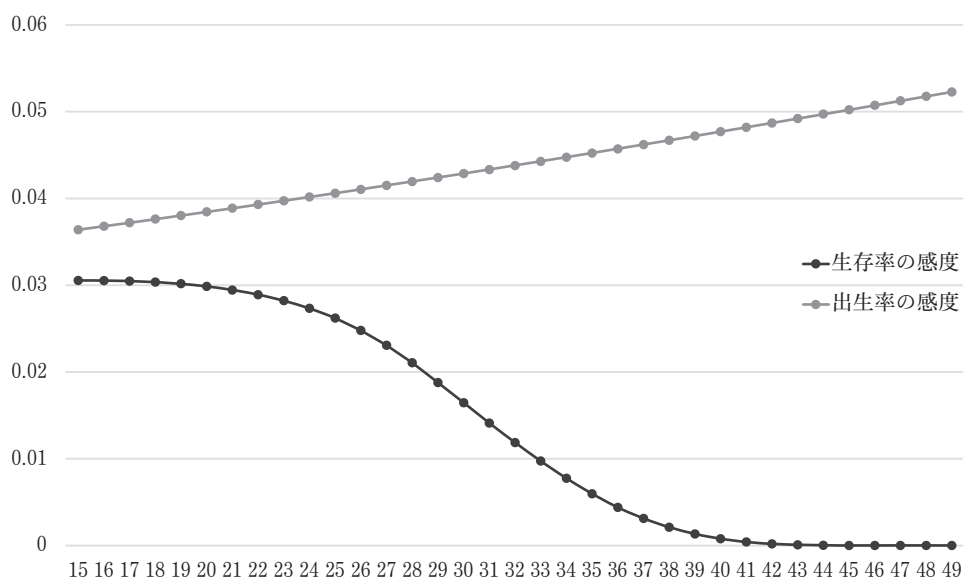
一方、1970年のデータを用いると内的自然増加率はほぼ1.00であり、この時代の出生・死亡動向が人口減少に向かう転換点であったことが窺える。感度に関してみれば、若齢層の死亡率の感度と出生の感度はほぼ同じであり、年齢層の違いによる出生率の感度の差は余り見られない（図2参照）。

図2 1970年の内的自然増加率に対する感度 ($\lambda_0 \approx 1.00$)



これは、安定年齢分布における世代毎の出生数の差がなくなることによって引き起こされる。つまり、この時代のまま国民の出生・死亡に変化がなかったとすれば、いずれ人口の増加は微少で、コーホート間の人口差もなくなる安定的な人口規模を保つ事になる。その場合は出生に影響する若年齢層の死亡と再生産年齢の出生率の感度の差はほとんどないということである。

図3 2015年の内的自然増加率に対する感度 ($\lambda_0 = 0.99$)



最後に2015年のデータで他の2時点と同様の計算を行うと、 λ_1 が0.99となり、人口減少局面であることがここでも示される。十分時間が経てば、毎年1%程人口が減る計算となる。

人口減少局面では、若齢層の生存率の感度は、出生率のそれと比べて低く、逆に加齢と共に出生率の感度が上がる結果となっている。1947年では安定年齢分布の重み付けとなっている λ_1 が1より小さいため加齢と共に人口が増える形状になる。つまり、人口密度が大きい高齢層の出生率の改善が出生数減少に速効性がある事を意味している。人口置換水準を下回ることが40年以上続いている日本社会はすでに、人口減少局面におけるこうした安定年齢分布に人口構造が近づいてきている。2018年の出生数は90万人を割っており、急速な出生減に対応するためには、単純に「若く多く」の早熟・多産の社会を念頭に置くのではなくこうした年齢構造のボリュームから少子化対策の優先順位を考えることを感度分析は示唆している。

III. 地域間移動を考慮した理論構築

前章では、全国のデータを例に感度分析の方法と有用性について論じてきた。感度分析は得られた調査結果を要因に分解するという社会科学の中心をなす帰納的方法とは異なり、人口動態に寄与する様々なデータを元に数理モデルを構築し、その寄与の度合いを定量的に評価する」数学的手法である。レスリー行列は出生と死亡過程のみで構成されているが実際の人口動態はこれに移動も加わる。さらに言えば、出生・死亡・移動も外部要因に加え、その時点の人口規模や過去の趨勢も考慮する必要があると考えられるが、本稿では閉鎖人口を仮定し国内移動を念頭に一般化レスリー行列（稲葉 1983, 石井 2006）を構成する。

1. 出生数の構成比一定の一般化レスリー行列モデル

女性コーホートの生活史は加齢とともに居住地の移動がある一定割合起こるとする。今、 a 歳の女性が j 県から i 県に移動する確率を $T_{ij}(a)$ とする、 j 県における同年齢の生存率 $s_j(a)$ を用いて i 県に移住出来る確率 $K_{ij}(a)$ は

$$k_{ij}(a) := T_{ij}(a) \times s_j(a)$$

と表せるものとする。ここで、時刻 t における a 歳で j 県に在住する女性コーホートの人口を $P_t(a, j)$ とおくと、翌年 i 県に移住した女性コーホートは以下の方程式に従う

$$P_{t+1}(a, i) = \sum_j k_{ij}(a) P_t(a, j). \quad (4)$$

一方、時刻 t における a 歳で j 県に在住する女性コーホートの翌年 i 県に再生産する出生率を $m_{ij}(a)$ とおくと、再生産過程は

$$P_{t+1}(0, i) = \sum_{a=0}^{\omega} \sum_j m_{ij}(a) P_t(a, j) \quad (5)$$

となる。ここで、一般的に地域間出生率 $m_{ij}(a)$ の ij は独立していないが、簡単の為に次のように分解できるものと仮定する

$$m_{ij}(a) = \phi(i) \times f_j(a).$$

$\phi(i)$ と $f_j(a)$ はそれぞれ i 県の全国における出生数の構成比と j 県における純粋な出生率とする。すると式(5)は

$$P_{t+1}(0, i) = \phi(i) \sum_{a=0}^{\omega} \sum_j f_j(a) P_t(a, j) \quad (6)$$

となって扱い安くなる。その理由については後に述べるとする。

こうして、人口動態を構成する式(4)及び式(6)が導出出来た。この二つを本稿では“出生数の構成比一定の一般化レスリー行列モデル”と呼ぶ。

2. Euler-Lotka 方程式と左右固有ベクトル

この節では、感度分析の核となる左右固有ベクトルを導出して、その構造を調べる事によって、移動の影響や数理モデルの性質を考えていく。

ではまず、右固有ベクトルの導出の導出から始めよう。固有値 λ と右固有ベクトル $w(a, j)$ は式(4)より次式に従う。

$$\lambda w(a, i) = \sum_j k_{ij}(a-1) w(a-1, j).$$

この式を帰納的に解くと以下を得る

$$w(a, i) = \lambda^{-a} \sum_j w(0, j) K(0, j \rightarrow a, i). \quad (7)$$

関数 $K(s, j \rightarrow a, i)$ は次で定義される

$$K(s, j \rightarrow a, i) := \begin{cases} \sum_{j_{a-1}} \sum_{j_{a-2}} \cdots \sum_{j_{a-s-1}} k_{ij_{a-1}}(a-1) k_{j_{a-1}j_{a-2}}(a-2) \cdots k_{j_{a-s-1}j}(s) & s < a-1 \\ \delta_{ij} & s = a-1 \end{cases}$$

これは s 歳で j 県に居住している女性が a 歳で i 県に生存して移住する確率を、起こりうる全ての移住履歴の和をもって表現したと解釈出来る (δ_{ij} は Kronecker のデルタ、Oizumi 2014)。式(7)を式(6)に代入すれば

$$\lambda w(0, i) = \phi(i) \sum_{a=0}^{\omega} \sum_j f_j(a) w(a, j),$$

左辺に i に依存する関数は $\phi(i)$ のみである事に注目し、任意定数 $w(0)$ を以下の様に定めると

$$w(0) = \lambda^{-1} \sum_{a=0}^{\omega} \sum_j f_j(a) w(a, j),$$

求める右固有ベクトルは

$$w(a, i) = w(0) \lambda^{-a} \sum_j \phi(j) K(0, j \rightarrow a, i) \quad (8)$$

である。 $w(0)$ の定義にこれを再び代入して整理すれば固有方程式

$$1 = \sum_{a=0}^{\omega} \lambda^{-a-1} \sum_i \sum_j \phi(j) K(0, j \rightarrow a, i) f_i(a) \quad (9)$$

が得られる。これが各地域の出生数の構成比が一定の場合の移動を考慮した Euler-Lotka 方程式である。このように、各地域の出生数の構成比が一定という仮定は親の居住地が子供の居住地に影響を与える事がないため、固有ベクトルを比較的整理しやすくなり、1世代の移動の効果だけで人口動態を考える事が出来る。この仮定による結果への影響は結論で論ずる。

次に左固有ベクトルの導出に移ろう。左固有ベクトル $v(a, j)$ は右固有ベクトルが満たす方程式の転置した方程式に従うので以下で与えられる

$$\lambda v(a, j) = \sum_l v(0, l) \phi(l) f_j(a) + \sum_i k_{ij}(a+1) v(a+1, i).$$

同様、帰納的に解くことが出来る。結果は

$$v(a, j) = v(0) \sum_{x=a}^{\omega} \lambda^{-(a-x)-1} \sum_i K(a, j \rightarrow x, i) f_i(x) \quad (10)$$

となり、ここで

$$v(0) := \sum_l v(0, l) \phi(l)$$

は任意定数である。

$\lambda = \lambda_1$ であるとき、式(8)および式(10)はそれぞれ安定地域別年齢分布、と地域別繁殖価である事は式(2)、(3)と比較して分かる。レスリー行列との違いはこれらが移住履歴の確率分布に依存している点である。そして繁殖価値に関しては0歳繁殖価の扱いを巡って単なる定数だったものと異なり、出生数の構成比一定の一般化レスリー行列モデルは地域毎に値の異なる繁殖価を持ちうる。これは、感度の観点からも、年齢構造だけでなく、地域毎に出生率や移動率の感度が異なる可能性を示唆している。

3. 感度

我々は今、感度を構成する左右固有ベクトルを導いた。出生率の感度は以下の様に求まる

$$\frac{\partial \lambda_1}{\partial f_j(a)} = \frac{v_1(0)w_1(a, j)}{\langle V_1, W_1 \rangle}. \quad (11)$$

証明：

一般化レスリー行列 L を以下とおく

$$L := \begin{bmatrix} M_0 & \cdots & \cdots & M_\omega \\ K_0 & O & \cdots & O \\ O & \ddots & \ddots & \vdots \\ O & O & K_\omega & O \end{bmatrix}, M_a := (\phi(i)f_j(a))_{1 \leq ij \leq n}, K_a := (k_{ij}(a))_{1 \leq ij \leq n}$$

ここで、 j 県の出生率に微小変化 $\Delta f_j(a)$ を考える。その変化分を ΔL 、固有値の微小変化分を $\Delta \lambda_1$ 、右固有ベクトルの変化を ΔW_1 とすれば、固有値と固有ベクトルの関係は次のようになる

$$\Delta \lambda_1 W_1 + \lambda_1 \Delta W_1 = \Delta L W_1 + L \Delta W_1.$$

このとき、両辺に左固有ベクトルを作用させると、

$$\Delta \lambda_1 \langle V_1, W_1 \rangle + \lambda_1 \langle V_1, \Delta W_1 \rangle = \langle V_1, \Delta L W_1 \rangle + \lambda_1 \langle V_1, \Delta W_1 \rangle$$

となるので、両辺を整理して

$$\Delta \lambda_1 \langle V_1, W_1 \rangle = \langle V_1, \Delta L W_1 \rangle \quad (12)$$

を得る。いま ΔL は

$$\Delta L = \begin{bmatrix} O & \cdots & \Delta M_a & O \\ O & O & \cdots & O \\ O & \ddots & \ddots & \vdots \\ O & O & O & O \end{bmatrix}, \Delta M_a = \begin{bmatrix} O & \cdots & \phi(1)\Delta f_j(a) & O \\ O & O & \vdots & \vdots \\ O & \vdots & \vdots & \vdots \\ O & O & \phi(n)\Delta f_j(a) & O \end{bmatrix}$$

であるから、

$$\langle V_1, \Delta L W_1 \rangle = \Delta f_j(a) \sum_i v_1(0, i) \phi(i) w_1(a, j) = \Delta f_j(a) v_1(0) w_1(a, j)$$

となる。よって(12)式を整理し、 $\frac{\Delta \lambda_1}{\Delta f_j(a)} \rightarrow \frac{\partial \lambda_1}{\partial f_j(a)}$ とすれば、結論を得る。証明終了。

このように、どの地域の出生率の感度も、繁殖価値の値の影響を受けず、安定年齢居住分布の密度の高さに依存する。この構造はレスリー行列の構造と同じである。

一方、移動率の感度に関しては、式(1)がそのまま使えるので、

$$\frac{\partial \lambda_1}{\partial k_{ij}(a)} = \frac{v_1(a+1, i) w_1(a, j)}{\langle V_1, W_1 \rangle} \quad (13)$$

となる。移動率に関しては安定年齢居住分布の高い地域から翌年最も繁殖価が高くなる地域への移動が人口減少への寄与が大きいことが分かる。

IV. まとめ

安定人口モデルは最も単純化された人口動態モデルの一つである。得られたデータが今後変化しない事を前提にしている点で、コーホート TFR と期間 TFR を区別したりはしない。そうした点だけでも、このモデルは人口動態を正確に投影するモデルではない。安定人口モデルは現状分析の為のモデルである。1947年、1970年、そして2015年といった人口に関するデータは複雑な社会と環境の相互作用が生み出す瞬間的なスナップ写真のようなものである。本研究はそうしたスナップ写真の各時点から、人口動態を牽引した年齢層の出生・死亡・移動といった要素を定量的に取り出すことにある。内的自然増加率は次の瞬間人口が増加に向かうのか、減少に向かうのかを教えてくれている。TFR もその役割を持っているが、この指標には世代間の人口構成の差は現れない。例えば、生命表が完全に同じである二つの社会があるとすると、一方は30歳を迎える前に期間 TFR が1.41に達する社会（その後の出生は無いとする）、もう一つは49歳までで1.41に達する社会とする。TFR だけではこの二つの社会の人口動態の違いを説明する事は出来ない。しかし、Euler-Lotka 方程式から内的自然増加率は明確にこの構造の違いを受ける。なぜなら、この二つの社会は出生の完結年齢から世代時間に差が生まれるからである。

出生・死亡・移動の年齢構造に敏感に応答する内的自然増加率に対して、感度分析は人口動態の瞬間的な増減要因を数値的に特定することに長けている。一方で、このような瞬間的な要因が分かったところで、ベビーブーム世代や丙午世代など多様なコーホート抱える日本の人口構造では政策決定や少子化の背景そのものに結びつかないとの批判もあるかもしれない。確かに非周期的にベビーブームや、災害による大量死が起こるような社会を対象とした感度分析は一時的な構造しか示せないだろう。一般的に人口動態は複雑系であり単調に増加または減少し続ける事はあり得ないと考えられている。だが、45年以上人口置換水準以下の出生行動が変化していない日本にとっては、その程度の差はあれ、現代は安定人口モデルの構造と大きく変わりの無い動態と考えられる。そのため感度分析による現状分析は十分役に立つと考えられる。

本研究では、移動を考慮したレスリー行列を構築し、左右固有ベクトルを導出することで移動率や地域毎の出生率における人口減少への影響を定量評価する感度の公式を導いた。

そのとき、出生数の構成比一定という仮定を用いた。現実の社会では出生行動と移動行動は常に同時に起こっており、また地域間出生率は出生数の構成比を一定として分解できないであろう。それは、親が居住している地域が子どもの出生地に少なからず影響を与えるという自然な仮定に基づく。この場合親の居住地も当然その親（祖父母）の居住地の影響を受ける構造になり、出生数の構成比は $\phi(i)$ ではなく親の出生地が子の出生地を決める世代間の方程式を考慮しなければならない。そうすると、出生率や移動率の感度は地域毎に異なる0歳繁殖価と出生数の構成比に依存したより複雑なものになる。現在それについては解析中である。この仮定の違いが結論に与える影響は地域別に見た感度全体の大小関係だと考えられる。年齢別に見れば、繁殖価に依存した移動率の感度は若い世代の移動の重要性を示し、安定年齢居住分布に依存した年齢別出生率の感度はその構造のみに依存することは変わらないからだ。

文献

- Caswell, Hal. (1978). A general formula for the sensitivity of population growth rate to changes in life history parameters. *Theoretical population biology*, 14(2):215-230.
- Caswell, Hal. (2019) *Sensitivity Analysis: Matrix Methods in Demography and Ecology*, Springer
- Crouse, Deborah T and Crowder, Larry B and Caswell, Hal (1987) A stage-based population model for loggerhead sea turtles and implications for conservation
- Meyer, Carl D (2000) *Matrix analysis and applied linear algebra*, Siam vol.71
- Oizumi, R. (2014). Unification theory of optimal life histories and linear demographic models in internal stochasticity. *PLOS ONE*, 9(6):e98746.
- Salguero-Gomez, R. and De Kroon, H. (2010). Matrix projection models meet variation in the real world. *Journal of Ecology*, 98(2):250-254.
- Taylor, H., Gourley, R., Lawrence, C., and Kaplan, R. (1974). Natural selection of life history attributes: an analytical approach. *Theoretical Population Biology*, 5(1):104-122.
- Tuljapurkar, S. (1982). Population dynamics in variable environments. iii. evolutionary dynamics of r-selection. *Theoretical Population Biology*, 21(1):141-165.
- 石井太 (2006) 「多地域人口モデルにおける人口モメンタムの分析」『人口学研究』第38号, 1-20.
- 稲葉寿 (1987), 「多次元安定人口理論の数学的基礎 I : 古典論」『人口問題研究』第184号, 52-77.
- 大泉嶺 (2018) 「安定人口モデルによる少子・高齢化構造の解析」『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究 平成29年度総括報告書』 pp.157-166
- 国立社会保障・人口問題研究所 人口統計資料集2019 :
<http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/Popular2019.asp?chap=0>
- 厚生労働省 完全生命表 :
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/22th/index.html>

Analysis of Population Decline Using Stable Population Model
and Sensitivity Analysis
-Prospects for Theory Construction Considering Migration
between Regions-

OIZUMI Ryo

In this paper, we introduce a generalized Leslie matrix with migration and aim to construct a mathematical model that analyzes the effects of birth, death, and internal migration on population decline by sensitivity analysis. Sensitivity analysis is a method of numerically calculating the partial derivative coefficient of parameters such as birth rate, mortality rate, and migration rate for each age concerning the intrinsic rate of natural increase in a stable population model. Parameters with high values indicate that they have a substantial contribution to population decline, and thus are considered useful for quantitative evaluation of priority issues. This method is not only used in demography but also in conservation ecology. It has also been a guide for endangered species protection activities. The tendency to fall below replacement-level fertility, which has continued for more than 45 years, can assume to be a stable population model that is heading toward population decline, depending on the age of the population. Therefore, while citing the analysis of Leslie matrices using values of all Japan, we will discuss the effects of population decline due to differences in births and migration between regions, together with the model construction that we aim to.

Keywords: Declining birth rate, Leslie matrix, Data analysis, Markovian process

特 集 II

第 8 回人口移動調査の結果から (その 3)

東京圏一極集中は継続するか？

— 出生地分布変化からの検証 —

小池司朗・清水昌人

本稿では、近年における東京圏一極集中の人口学的要因および今後の見通しについて、主に出生地分布の変化の観点から考察した。「第 8 回人口移動調査」より年齢別の出生地分布をみると、概ね団塊ジュニア世代に相当する 45～49 歳より若い年齢層において東京圏出生割合が 70～80% を占め高水準となっていた。また、東京圏出生者と非東京圏出生で東京圏居住経験者との間で非東京圏居住割合を年齢別にみると、後者の方が圧倒的に高く、顕著な差がみられた。以上より、東京圏では東京圏出生割合の上昇とともに東京圏に残留する人の割合が高まり、1980 年以降の東京圏における転出モビリティ低下に大きく影響している可能性が示唆された。続いて、東京圏出生者について親の出生地分布を年齢別にみると、東京圏出生者割合の高まった世代の概ね子どもの世代に相当する年齢において両親とも東京圏出生である人の割合も高まっていた。同じく東京圏出生者を対象とし、親の出生地別の非東京圏居住割合をみると、両親とも非東京圏出生の場合は 25～29 歳以上において概ね 4 人に 1 人以上が非東京圏に居住しているのに対して、両親とも東京圏出生の場合は全年齢を通して非東京圏居住割合が 1% 程度ときわめて低かった。将来的に、人口構造要因は引き続き東京圏の転入超過数を縮小させる方向に作用するものの、モビリティ要因は逆に東京圏の転入超過数を拡大させる方向に作用し、東京圏一極集中が今後も継続する可能性はかなり高いと考えられる。

【キーワード】東京圏一極集中、出生地分布、転出モビリティ、第 8 回人口移動調査

1. はじめに

近年、東京圏¹⁾の転入超過数拡大が主たる要因となり、人口の東京圏への一極集中が加速している。総務省統計局「国勢調査」によれば、東京圏の人口の全国人口に占めるシェアは、1950 年では 15.1% であったが、2015 年には 28.4% に達し、2010～2015 年の 5 年間でも 0.6% ポイント上昇した。総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」(以下、「住基移動」)によれば、東京圏の 2018 年の転入超過数(日本人)は約 13.6 万人と、1980 年代後半

1) 本稿での東京圏は、埼玉・千葉・東京・神奈川の 1 都 3 県とする。

のバブル期の頂点に近い水準となっており、2014年に政府によって策定された「まち・ひと・しごと創生総合戦略」における2020年に東京圏の転入超過数をゼロとする目標の達成は困難な状況となってきた。

バブル期以降の東京圏における転入超過の要因としては、製造業からサービス業への産業構造の転換や住宅地地価の急速な変化を指摘した石川（2001）、大阪圏や名古屋圏との圏域間の経済格差を指摘した川相（2008）、地方圏との有効求人倍率の格差との連動を指摘した内閣府政策統括官室（2008）などが挙げられ、主に経済的な要因による説明が有力視されているように思われる。一方で、重要な要因のひとつと考えられる人口学的観点から東京圏を含む大都市圏の人口集中に関する分析を行ったものは、高学歴女性の東京圏への選択的集中を指摘した中川（2005）や、若いコーホートにおける大都市圏残留傾向の強さを指摘した清水（2010）などが挙げられるものの少なく、それら以外にも人口移動統計の制約が大きいことなどから、人口構造に主眼を置いた分析に限られてきた（小池 2017）。

人口構造以外の人口学的要因で人口移動に大きな影響を及ぼす可能性が高いもののひとつとして、出生地分布の変化が挙げられる。たとえば Rogers and Raymer（2005）は、アメリカで行われた複数回のセンサス結果等を活用した分析により、過去に居住した経験のある地域のなかでもとりわけ出生地が人口移動パターンを規定する大きな要因となっていることを明らかにしている。日本では、高度経済成長期以降における非大都市圏から東京圏を中心とする大都市圏への大量の人口移動によって、大都市圏で出生した人の割合が上昇したという経緯がある。大江（1995）は、1960年代以降のコーホートで、その親世代に当たる1930～1950年代コーホートが大都市圏に集中した結果として、大都市圏出生シェアが上昇したことを指摘し、中澤（2010）も「団塊の世代」が東京圏に流入し定着したことを反映して、「団塊ジュニア世代」の4人に1人が出生時点から東京圏に居住していることに言及している。さらに今後、「団塊ジュニア世代」以降の若い世代の人たちが東京圏に居住し続けたとすれば、両親が東京圏で出生した人の割合も上昇すると考えられる。仮にそうであるとすれば、非東京圏に家族的な所縁のある人の割合が低下することによって、東京圏から非東京圏への移動は減少し、結果として東京圏一極集中が継続する可能性は高まるであろう。しかし、大都市圏や東京圏出生割合の上昇と両親の出生地分布変化との関係や、出生地分布変化が人口移動に及ぼす影響等について分析した研究は、管見の限りみられない。

そこで本稿では、とくに出生地分布の変化に着目して、1980年代以降の東京圏一極集中の要因を分析し、その将来の継続可能性について検討してみることとしたい。日本の国勢調査等のマクロ統計では出生地に関する情報を得ることができないため²⁾、国立社会保障・人口問題研究所が2016年に実施した「第8回人口移動調査」のデータを活用し、居住地と出生地を東京圏・非東京圏の2地域に区分して分析を行う。

以下ではまず、東京圏一極集中のマクロ的な様相を「住基移動」によって概観した後、

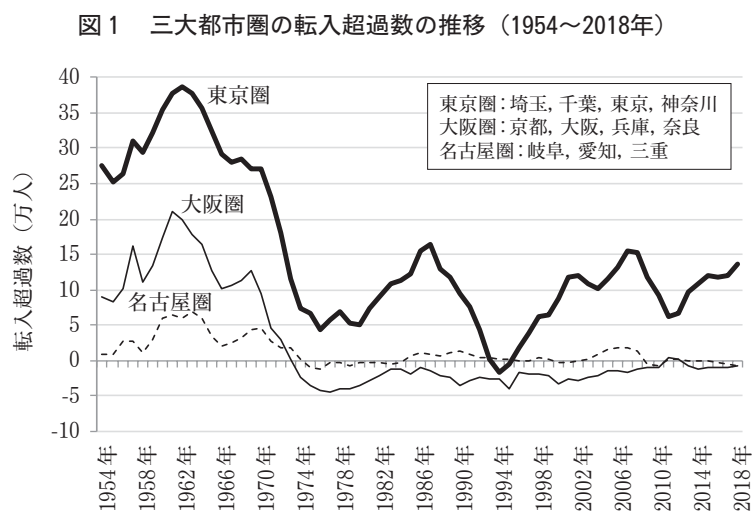
2) 1920年・1930年・1940年・1950年の国勢調査では出生地が調査されていた。

1980年以降における東京圏の移動数（転入数・転出数）の変化について人口構造要因とモビリティ要因（人口構造以外の要因：主に移動率）に分解し、移動数変化の人口学的要因を明らかにする。続いて「第8回人口移動調査」から、調査対象者本人の出生地分布および親の出生地分布について年齢別集計を行うとともに、出生地分布変化と居住地分布変化との関係を明らかにする。最後に、分析結果から得られる考察と今後の課題を記して結びとする。

2. 東京圏の人口移動状況と転入数・転出数変化の要因分解

2-1. 東京圏における転入超過数・転入数・転出数の推移

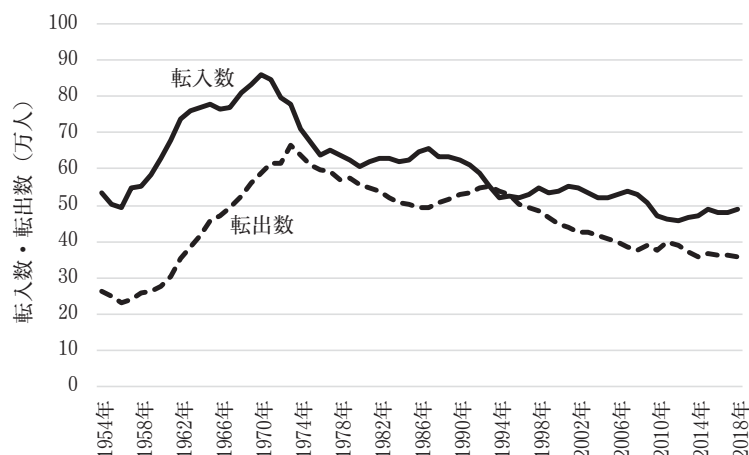
「住基移動」による1954～2018年の三大都市圏（東京圏・名古屋圏・大阪圏）の転入超過数の推移を図1に示した。本図によれば、1950年代後半～1970年代前半の高度経済成長期には各大都市圏において大幅な転入超過が観測されたが、1980年代後半のバブル期を中心とする期間および1990年代後半以降今日までは、東京圏のみにおいて転入超過が目立っており、東京圏一極集中の傾向が顕著となっている。



資料：総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」

また東京圏について、1954～2018年における移動数の推移をみると（図2）、1970年代後半以降は転入数・転出数とも概ね減少傾向であるが、1990年代以降では転入数が概ね横ばいであるのに対して転出数の減少が大きく、結果として転入超過数の拡大につながっている状況である。

図2 東京圏の転入数と転出数の推移（1954～2018年）



資料：総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」

2-2. 東京圏の転入数と転出数の要因分解

非東京圏ではとくに若年人口の減少傾向が著しいため、人口構造の変化だけを考慮すれば、移動する可能性の高い人口の減少によって、東京圏の転入数は減少することとなるはずである。一方、東京圏では若年人口がほとんど減少していないため、同様に人口構造の変化だけを考慮すれば、東京圏の転出数は横ばいの傾向となるはずである。しかし上述のように、近年の東京圏では、転入数が横ばいの傾向であるのに対して、転出数は大幅な減少となっており、人口構造の変化のみでは説明できない動きが生じているように見える。

そこで、1980～2015年の35年間の東京圏における移動数の増減率について、人口構造要因とモビリティ要因への分解を行った。要因分解の詳細については小池（2017）を参照されたいが、簡単に記せば、次に述べるとおりである。第1に、間接標準化の手法を適用して仮に2015年の男女年齢別移動率と同じであったとした場合に期待される1980年の移動数を算出する。第2に、第1で求められた1980年の期待移動数と2015年の実際移動数の比を1980年の実際移動数に乘じ、これを1980年から人口構造のみが変化した場合に期待される2015年の移動数とする。第3に、第2で求められた2015年の期待移動数と1980年の実際移動数の差を人口構造要因とする。第4に、2015年と1980年の実際移動数の差から第3で求められた人口構造要因を引き、これをモビリティ要因とする。最終的には、人口構造要因とモビリティ要因をそれぞれ1980年の移動数で割り、変化率の形で表す。利用したデータは、国勢調査による1980年と2015年の東京圏と非東京圏の男女5歳階級別人口（日本人人口）と、「住基移動」による1980年の東京圏の移動数（日本人）と2015年の東京圏の男女5歳階級別移動数（日本人）である。なお「住基移動」は国内人口移動のみを対象としているため、東京圏の転入数は非東京圏の転出数と同じとなり、移動率（東京圏への転出率）を算出する際の分母人口は非東京圏の人口としていることに留意されたい。

分解の結果は表1のとおりである。まず転入数の減少（-19.9%）については、ほぼ人

表1 東京圏の転入数変化と転出数変化の要因分解
(%)

	1980～2015 年の増減率	人口構造 要因	モビリティ 要因
転入数	-19.9	-25.2	5.3
転出数	-34.0	-5.6	-28.4

※1980～2015年の増減率は総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」より。

口構造要因 (-25.2%)、すなわち非東京圏における人口減少により説明できるが、モビリティ要因はプラスとなっており (+5.3%)、人口構造要因のマイナスを縮小させる方向に作用している。一方転出数の減少 (-34.0%) については、人口構造要因 (-5.6%) もわずかに寄与しているが、ほぼモビリティ要因 (-28.4%)、すなわち移動率の低下によって説明できる。近年の東京圏の転出数の減少は主に転出モビリティの低下によりもたらされていると解釈できると同時に、この点が東京圏の転入超過数の拡大傾向に大きく影響していることになる。そこで以下では、東京圏における転出モビリティ低下に着目した分析を行う。

3. 出生地分布の変化と転出モビリティの変化との関係性

東京圏における転出モビリティの大幅な低下について、短期的には、東京圏と非東京圏との間の有効求人倍率の格差拡大など経済的な要因も否定できないが、より長期的には人口学的要因のひとつとして捉えられる、居住地分布の変化に付随して発生する出生地分布の変化による影響があると考えられる。

図3 仮想の家族における居住地と出生地の変化パターン

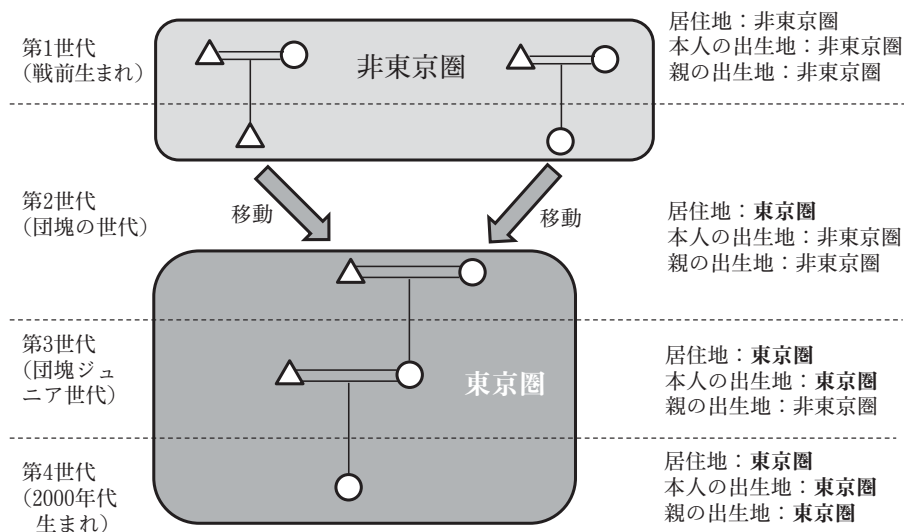
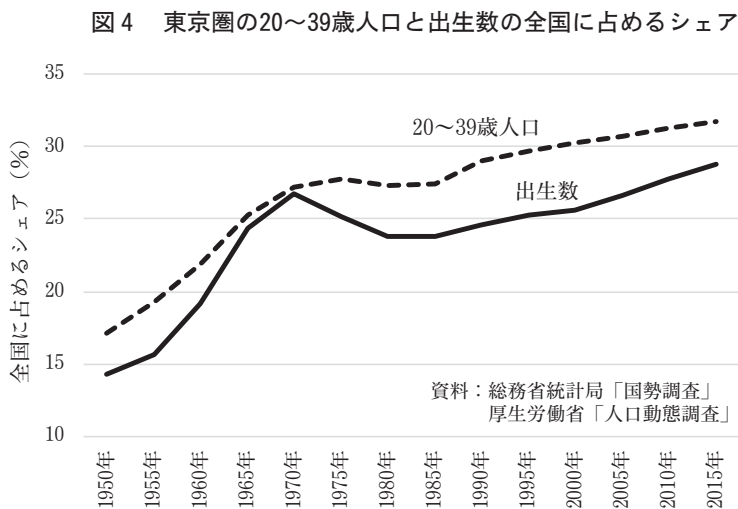


図3は、仮想の家族における第1世代（主に戦前生まれを想定）から第4世代（主に2000年代生まれを想定）までの居住地と出生地の変化パターンを表している。本図の家族では、第2世代（主に「団塊の世代」を想定）の男女において非東京圏から東京圏への移動が発生し、その他の世代では東京圏と非東京圏をまたぐ移動は発生していないと仮定している。第1世代では、本人の居住地と出生地・両親の出生地はすべて非東京圏であるが、第2世代では移動により本人の居住地は東京圏となる。ただ、本人と両親の出生地は非東京圏である。第3世代（主に「団塊ジュニア世代」を想定）では、本人の居住地に加え出生地も東京圏となり、両親の出生地は依然として非東京圏であるが、第4世代になると本人の居住地と出生地・両親の出生地はすべて東京圏となる。本図はきわめて単純化したモデルであるが、非東京圏から東京圏への移動が卓越した場合、まず居住地が東京圏である人の割合が上昇し、続いて出生地が東京圏である人の割合が上昇し、さらに続いて親の出生地も東京圏である人の割合が上昇していくものと考えられる。

マクロ統計からは、上記のような変化の全容を捉えることはできないものの、全国的な居住地分布の変化と出生地分布の変化との関係については、国勢調査および人口動態調査から明らかにすることができる。図4は、1950～2015年の5年ごとの国勢調査による東京圏20～39歳人口および人口動態調査による東京圏出生数のそれぞれ全国人口と全国出生数に占める割合を示したものである。本図によれば、両者はほとんど連動しており、1970年代の一時期を除いて双方とも上昇傾向にある³⁾。すなわち出生数分布は、概ね親世代に相当する20～39歳人口の居住地分布の変化に連動する形で変化してきており、東京圏居住割合の上昇とともに東京圏出生割合も上昇している。ちなみに東京圏の出生割合が20～39歳人口割合を継続的に下回っているのは、主に東京圏の低出生率によるものであろう。



3) 1970年代に東京圏出生数割合が低下したのは、1970年代後半に東京圏の転入超過数が大幅に縮小したことに加え、1970年代を通じて東京圏で出生率の急速な低下が起こったことが主たる要因と考えられる。

このような居住地分布の変化によって引き起こされた出生地分布の変化は、人口移動にも大きく影響すると考えられる。たとえば東京圏居住者に着目したとき、同じ居住者でも本人が東京圏出生であるか非東京圏出生であるか、あるいは親が東京圏出生であるか非東京圏出生であるかによって、その後の人口移動パターンは異なることが想定される。本人が非東京圏出生の場合、U・Jターン等により再び非東京圏に移動する可能性もあるが、東京圏出生の場合はU・Jターンがなくなるために、非東京圏への移動可能性は非東京圏出生の場合と比較して低下すると考えられる。さらに本人が同じ東京圏出生の場合でも、親の出生地が非東京圏であるならば、親の出生地との交流等が非東京圏へのIターン移動に結びつく可能性もあるが、親の出生地が東京圏であれば、非東京圏との交流等の機会が限定されるため、非東京圏への移動可能性は親の出生地が非東京圏の場合と比較してやはり低下すると考えられる。

すなわち、近年の東京圏における転出モビリティ低下の一因として、非東京圏への移動可能性の低い（東京圏に残留する可能性の高い）東京圏出生者割合の上昇、および親も含めて東京圏出生である人の割合の上昇があるのではないか、という点を明らかにすることが本稿の主たる目的である。以下では「第8回人口移動調査」を用いることによって、本人および親の出生地分布を把握するとともに、出生地によって居住地の分布に差が見られるかどうかについて検証する。

4. 本人と両親の出生地分布の変化と出生地による居住地分布の違い

以下では、「第8回人口移動調査」の概要等に簡単に触れた後、出生地分布の変化に関する分析結果について詳述する。

4-1. 「第8回人口移動調査」の概要

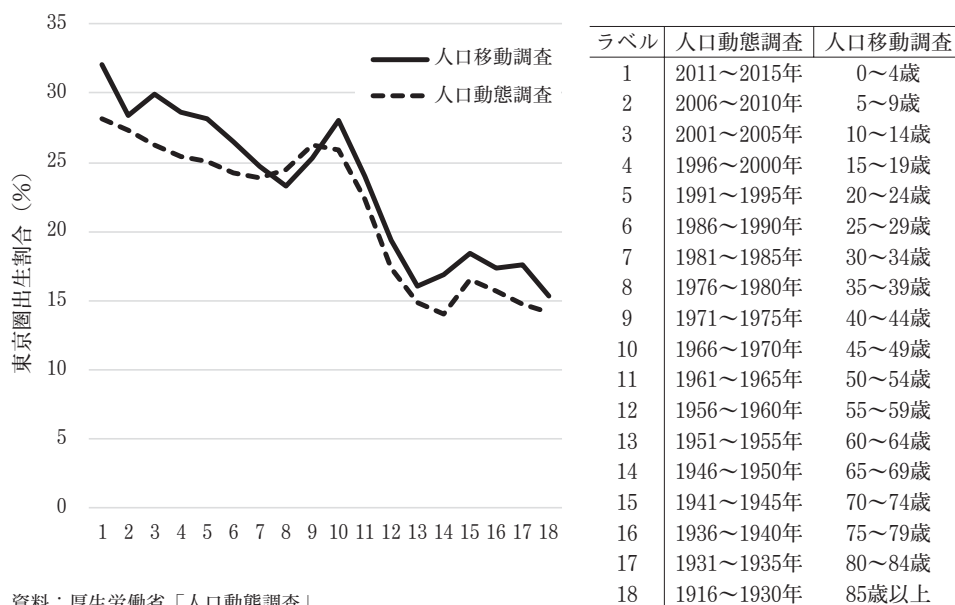
本稿で用いる「第8回人口移動調査」は、人々の移動の経験や居住地の変化を把握するため、国立社会保障・人口問題研究所が2016年に実施した全国調査である。この調査では、「国民生活基礎調査」の調査区から層化抽出された全国の1,274地区（熊本地震の影響により熊本県と由布市を除く）に住む全ての世帯主と世帯員を対象に調査が行われ、最終的に48,477世帯から有効な回答が得られた（世帯単位の有効回収率72.2%⁴⁾。以下では、ここで収集されたデータのなかから、出生年月や続柄、出生地（生まれたときの親の常住地、世帯主の別居子の出生地も調査対象）、これまでに住んだ都道府県などのデータを利用して分析を行う。

4) 調査の詳細については、国立社会保障・人口問題研究所（2018a）参照。

4-2. 人口動態調査による出生数分布との比較

分析に先立ち、まず「第8回人口移動調査」から得られる出生地分布が実際の出生地分布を的確に反映しているかどうかを把握するため、年齢別の東京圏・非東京圏出生割合を算出し、厚生労働省「人口動態調査」による年別の東京圏・非東京圏出生割合との比較を行った(図5)⁵⁾。両者の間に若干のタイムラグはあるが⁶⁾、仮に東京圏出生者と非東京圏出生者において生残率と国外への移動者割合に差が無いとすれば、双方の値は概ね一致するはずである。本図によれば、実際にもほぼ同様の傾向を示している。全体的に、「第8回人口移動調査」における東京圏出生割合が「人口動態調査」による東京圏出生割合よりもやや高くなっているが、その一因としては、「第8回人口移動調査」では2016年に発生した熊本地震により非東京圏に含まれる熊本県等が調査対象から外れたことが考えられる。このような事情を考慮すれば、少なくとも東京圏と非東京圏の2地域では、「第8回人口移動調査」から得られる年齢別出生地分布が、実際の年齢別出生地分布をほぼ的確に反映しているといえよう。

図5 東京圏在住者における年齢5歳階級別、出生地分布



資料：厚生労働省「人口動態調査」

国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」

※「第8回人口移動調査」は、都道府県別に設定したウエイト付きの集計結果で、熊本県・大分県由布市は調査されていない。

5) 国外で出生した人は除外している。

6) 「第8回人口移動調査」では、たとえば0～4歳は2011年7月1日～2016年6月30日生まれとなるため、「人口動態調査」による2011～2015年(2011年1月1日～2015年12月31日)の出生とは半年分のタイムラグがある。

4-3. 出生地分布の変化と出生地別の非東京圏居住割合

東京圏居住者を対象とし、出生地分布を5歳階級別に示したのが表2左である⁷⁾。まず年齢が若い方からみると、10～14歳以下では東京圏出生割合が90%以上となっている。当該年齢では東京圏・非東京圏間の人口移動は少ないため、当然ながら東京圏出生者が大半を占めることになるが、15～19歳や20～24歳では主に大学進学や就職を目的として、非東京圏から東京圏への移動が多く発生することから、非東京圏出生割合が高まる。一方高齢者の側からみると、60～64歳以上では東京圏出生割合が概ね60%弱程度であるが、60～64歳から45～49歳までにかけて東京圏出生割合が次第に高まり、45～49歳から20～24歳までは70～80%が東京圏出生者となっている。結果として、調査時点で「団塊の世代」が含まれる65～69歳と「団塊ジュニア世代」の大半が含まれる40～44歳の間では、東京圏出生割合は大きく異なっている。主に高度経済成長期以降、「団塊の世代」を中心とした世代においては非東京圏から東京圏への移動が大量に発生するとともに、東京圏に残留し続けた人も多かったため（中澤 2010）、その子ども世代においては親世代と比較して東京圏出生割合が高まったと考えられる。

表2 年齢別出生地分布（東京圏居住者と非東京圏居住者）
(%)

	東京圏居住者		非東京圏居住者	
	東京圏出生	非東京圏出生	東京圏出生	非東京圏出生
0～4歳	97.8	2.2	1.4	98.6
5～9歳	96.4	3.6	2.8	97.2
10～14歳	94.0	6.0	1.8	98.2
15～19歳	83.9	16.1	2.4	97.6
20～24歳	73.4	26.6	2.9	97.1
25～29歳	79.3	20.7	3.0	97.0
30～34歳	72.8	27.2	4.2	95.8
35～39歳	72.1	27.9	3.9	96.1
40～44歳	73.4	26.6	4.6	95.4
45～49歳	74.6	25.4	4.5	95.5
50～54歳	68.7	31.3	3.2	96.8
55～59歳	65.3	34.7	2.1	97.9
60～64歳	59.3	40.7	1.9	98.1
65～69歳	58.0	42.0	1.8	98.2
70～74歳	57.6	42.4	3.0	97.0
75～79歳	56.1	43.9	2.7	97.3
80～84歳	61.5	38.5	2.1	97.9
85歳以上	68.0	32.0	1.4	98.6

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」
※都道府県別に設定したウェイト付きの集計結果で、熊本県・大分県由布市は調査されていない。

7) 国内で出生した人に限定している。以降の図表も同様。

一方、非東京圏居住者を対象として、出生地分布を5歳階級別に示したのが表2右である。本表左に示した東京圏居住者の出生地分布と異なり、年齢別の出生地分布にほとんど差がない。最も東京圏出生割合の高い30～34歳から45～49歳の年齢層でも東京圏出生割合は5%弱程度であり、すべての年齢で非東京圏出生者が圧倒的多数を占める。この点は、非東京圏において東京圏からのIターン者が転勤等による比較的短期間の居住にほぼ限定され、若年層の時期から長期間にわたって非東京圏に居住する東京圏出生者が非常に少ないことを示唆していると考えられる。

続いて、東京圏出生者と非東京圏出生で東京圏居住経験者（調査時点での東京圏居住者を含む⁸⁾）との間で、非東京圏の居住割合を年齢別に算出した（表3）。非東京圏出生で東京圏居住経験者については、調査時点の居住県が出生県と同じ人の割合およびその非東京圏居住者全体に占める割合も示している。東京圏出生者をみると、20～24歳以下では5%

表3 東京圏出生者と非東京圏出生で東京圏居住経験者の
年齢別非東京圏居住割合

	東京圏 出生者	非東京圏出生で 東京圏在住経験者		
		居住県が出生県と同じ		非東京圏居住者 に占める割合
0～4歳	2.9	24.3	22.3	91.5
5～9歳	7.3	46.0	28.2	61.2
10～14歳	4.3	23.9	15.8	65.9
15～19歳	5.7	16.6	10.6	63.5
20～24歳	6.6	27.5	20.2	73.2
25～29歳	7.9	52.7	39.3	74.5
30～34歳	11.9	54.3	42.5	78.3
35～39歳	12.1	55.7	42.1	75.6
40～44歳	12.8	53.5	40.4	75.5
45～49歳	10.8	56.9	42.2	74.2
50～54歳	9.0	57.9	43.0	74.4
55～59歳	7.7	60.7	46.2	76.0
60～64歳	9.2	63.4	49.6	78.2
65～69歳	7.6	59.4	43.8	73.7
70～74歳	11.8	52.1	35.6	68.4
75～79歳	11.3	45.4	30.9	68.2
80～84歳	9.0	42.7	31.5	73.8
85歳以上	7.0	52.9	41.5	78.4

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」
※都道府県別に設定したウエイト付きの集計結果で、熊本県・大分県由
布市は調査されていない。

8) 「第8回人口移動調査」の問21「生まれてから現在までに3ヶ月以上居住したことがある都道府県・外国すべてに○をつけてください。」で、埼玉・千葉・東京・神奈川の少なくとも1都県に居住したことがあると回答した人を東京圏居住経験ありとした。

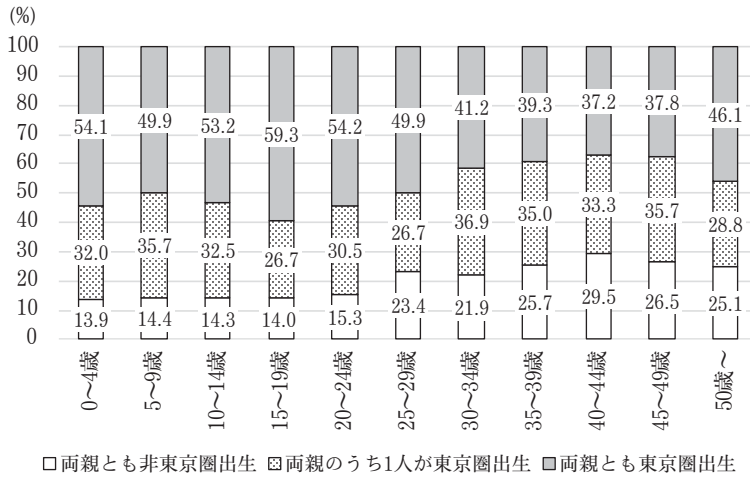
程度、25～29歳以上では10%程度となっており、非東京圏居住割合は全年齢を通して低率に留まっている。一方、非東京圏出生で東京圏居住経験者については、25～29歳以上の非東京圏居住割合が概ね50%を超えていることに加え、そのうちの概ね70%以上は出生県と同じ県に居住している。このことから、同じ東京圏居住者であっても、その人が東京圏出生者であるか非東京圏出生者であるかによって、将来的に非東京圏に移動する可能性は大きく異なるといえる。つまり、非東京圏出生者はいったん東京圏に移動したとしても、その後Uターン等により再び出生県ほかの非東京圏に移動することが大いにあり得る反面、東京圏出生者はUターンによる非東京圏への移動がないため、非東京圏に移動する機会が得られたとしても、短期間の居住に留まるケースが多いものと推察される。

以上より、東京圏居住者に限定しても60～64歳以下の年齢層において東京圏出生者の割合が高まっていること、および同じ東京圏居住者でも東京圏出生者は非東京圏出生者と比較して東京圏に留まる可能性が顕著に高いことが示された。この2点を考慮すれば、東京圏から非東京圏への転出率は低下するはずであり、2-2で述べた実際の1980年以降における東京圏からの転出モビリティ低下の動きと整合する。東京圏からの転出モビリティ低下の大きな要因として、東京圏居住者における東京圏出生割合の上昇があることは間違いないであろう。近年、東京都ではかつて転出超過であった20歳代後半～30歳代でも転入超過となっており、その要因として高水準の住宅供給量などが指摘されているが（国土交通省2013）、東京圏出生割合の上昇とも無関係ではないと考えられる。

4-4. 両親の出生地分布の変化と両親の出生地別にみた非東京圏居住割合

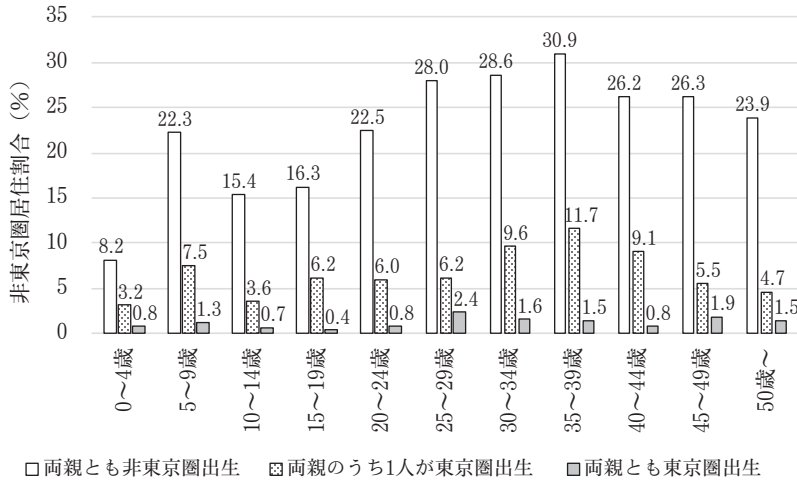
ところで、先述した図3の単純なモデルにしたがうとすれば、60～64歳以下の年齢層における東京圏出生者割合の高まりとともに、その子どもの世代（概ね30～34歳以下）では両親とも東京圏で出生した人の割合が高まることになるが、実際にはどのようになっているであろうか。「第8回人口移動調査」では、すべての調査対象者に親の出生地を尋ねてはいないが、世帯主の子ども（別居子を含む）については、世帯主とその配偶者の出生地から親の出生地を把握することが可能である。図6は両親の出生県が把握可能な東京圏出生の世帯主の子どもについて、親の出生地を年齢別に示したものである。年齢が高い方からみていくと、50歳以上では両親とも東京圏出生である人の割合が46.1%と比較的高く、図6で80歳以上において東京圏出生割合がやや高くなっていることと符合する。45～49歳から35～39歳では両親とも東京圏出生である人の割合は40%弱であるが、35～39歳から15～19歳までにかけて次第に高まり、20～24歳以下では概ね50%以上が両親とも東京圏出生となっている。一方、両親とも非東京圏出生である人の割合は40～44歳で約30%に達しているものの、年齢が若くなるにつれて割合は低下し、20～24歳以下では14～15%程度で推移している。両親のうち1人が東京圏出生（もう1人は非東京圏出生）である人の割合は、各年齢を通してほぼ30%前後で大きく変化していない。このように、東京圏出生者割合の高まった世代の概ね子どもの世代に相当する年齢において両親とも東京圏出生である人の割合も高まっており、全体としてみればモデルで想定したとおりの状況となっている。

図6 年齢別、両親の出生地分布（東京圏出生者）



資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」
 ※両親の出生地が把握可能な世帯主の子どもについて。
 ※都道府県別に設定したウエイト付きの集計結果で、熊本県・大分県由布市は調査されていない。

図7 年齢別、両親の出生地別、非東京圏居住割合（東京圏出生者）

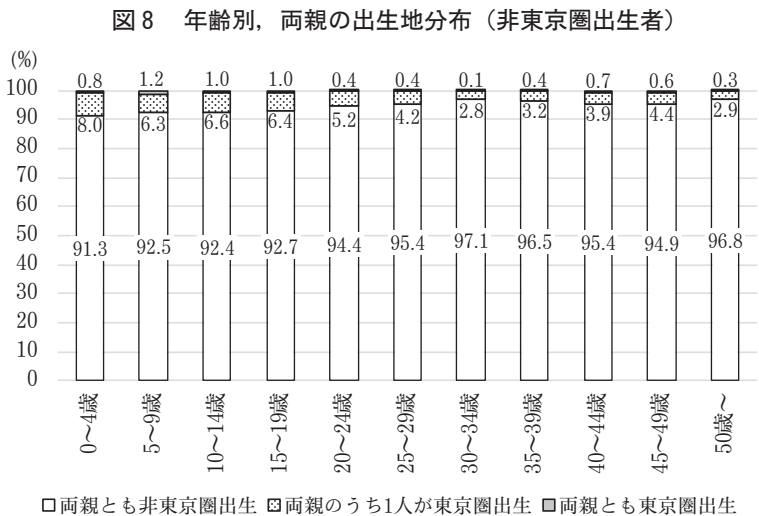


資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」
 ※両親の出生地が把握可能な世帯主の子どもについて。
 ※都道府県別に設定したウエイト付きの集計結果で、熊本県・大分県由布市は調査されていない。

表3より、東京圏出生者と非東京圏出生で東京圏居住経験者との間ではその後の移動パターンが大きく異なることが示唆されたが、同じ東京圏出生者でも両親の出生地によって居住パターンは異なるのであろうか。図7は、図6と同じ両親の出生地が把握可能な東京圏出生の世帯主の子どもについて、両親の出生地別の非東京圏居住割合を年齢別にみたものである。両親とも非東京圏出生である場合は各年齢とも非東京圏に居住する割合が比較

的高い。とくに25～29歳以上では概ね4人に1人以上が非東京圏に居住しており、非東京圏出生で東京圏居住経験者の非東京圏居住割合の半分程度に達する。一方で、両親とも東京圏出生である場合は、全年齢を通して非東京圏居住割合は1%程度ときわめて低く、圧倒的多数が東京圏に居住する。両親のうち1人が東京圏出生である場合は、両者の割合の間に位置するが、両親とも東京圏出生の割合の方にやや近く、非東京圏居住割合は低率にとどまる。つまり、同じ東京圏出生者のなかでも、両親ともまたは両親のうち1人が東京圏出生である場合は、東京圏に居住する可能性が非常に高くなっている。両親とも非東京圏出生であるならば、両親の実家なども非東京圏に存在する可能性が高く、帰省の随伴等を通じて非東京圏に居住する親族や親族の知人との交流が広がり、ゆくゆくは非東京圏への移住につながる機会も少なくないであろうが、両親ともまたは両親のうち1人が東京圏出生であれば、そのような機会は皆無もしくは限定的となる。この点は、両親のうち少なくとも1人が東京圏出生の場合に東京圏居住が圧倒的多数を占める大きな要因であると同時に、今後は両親とも東京圏出生である人の割合の増加によって、東京圏からの転出モビリティがいっそう低下する可能性が高いことを示唆しているといえよう⁹⁾。

一方、両親の出生県が把握可能な非東京圏出生の世帯主の子どもについて、親の出生地を年齢別にみると（図8）、大多数が両親とも非東京圏出生であるが、20～24歳以下の若い年齢においては両親のうち1人が東京圏出生である割合が若干上昇する。ただし、両親とも東京圏出生の割合は多くの年齢層で1%未満と非常に少なく、東京圏出生者の親の出

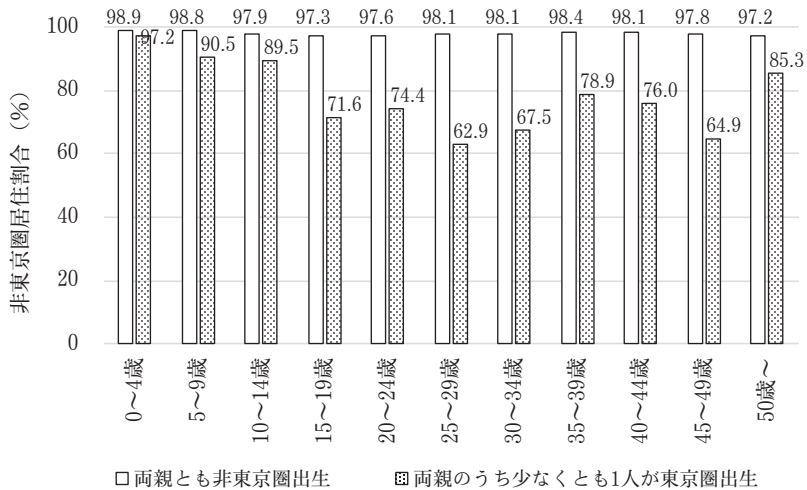


資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」
 ※両親の出生地が把握可能な世帯主の子どもについて。
 ※都道府県別に設定したウエイト付きの集計結果で、熊本県・大分県由布市は調査されていない。

9) 図6をよく観察すると、15～19歳から5～9歳にかけて両親とも東京圏出生である人の割合の低下、および両親のうち1人が非東京圏出生である人の割合の上昇がみられるが、これらのカテゴリーでは両親とも非東京圏出生の場合と比べて非東京圏居住割合が大幅に低いので、転出モビリティに対する影響は限定的と考えられる。

生地分布（図6）と比較すると、年齢間の分布の差は小さい。また同じく両親の出生県が把握可能な非東京圏出生の世帯主の子どもについて、両親の出生地別の非東京圏居住割合をみると（図9）、両親とも非東京圏出生の場合は各年齢とも非東京圏に居住する割合が97～99%と圧倒的多数を占める反面、両親のうち少なくとも1人が東京圏出生である場合¹⁰⁾は15～19歳から45～49歳までにかけて非東京圏に居住する割合が概ね60～80%にとどまり、一定の割合の人々が東京圏へ移動する。このように、両親の出生地による居住地分布の違いは非東京圏においても東京圏と同様に顕著である。表1に示したとおり、1980年以降では東京圏の転入モビリティが若干上昇しているが、これには非東京圏において両親のうち少なくとも1人が東京圏出生である人の割合の上昇が多少影響している可能性も考えられよう。

図9 年齢別、両親の出生地別、非東京圏居住割合（非東京圏出生者）



資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」
 ※両親の出生地が把握可能な世帯主の子どもについて。
 ※都道府県別に設定したウェイト付きの集計結果で、熊本県・大分県由布市は調査されていない。

5. おわりに

本稿では、近年における東京圏一極集中の人口学的要因および今後の見通しについて、主に出生地分布の変化の観点から考察した。1980～2015年の35年間において、東京圏からの転出数変化を人口構造要因とモビリティ要因に分解した結果、モビリティ要因の寄与率が人口構造要因の寄与率を大きく上回り、東京圏からの転出性向が弱まっていることが明らかとなった。その一因を探るべく、「第8回人口移動調査」より年齢別の出生地分布を

10) 両親とも東京圏出生であるケースが非常に少ないため、両親のうち1人が東京圏出生である場合と合わせてまとめることにした。

みると、東京圏居住者では60～64歳から45～49歳までにかけて東京圏出生割合が次第に高まり、45～49歳より若い年齢層においても東京圏出生割合が70～80%を占め高水準となっていた。また、東京圏出生者と非東京圏出生で東京圏居住経験者との間で非東京圏居住割合を年齢別にみると、25～29歳以上で後者は概ね50%を超えているのに対して前者は10%程度であり、顕著な差がみられた。これらより、東京圏では東京圏出生割合の上昇とともに東京圏に残留する人の割合が高まり、上述の転出モビリティ低下に大きく影響している可能性が示唆された。続いて、東京圏出生者の世帯主の子どもを対象として親の出生地分布を年齢別にみると、東京圏出生者割合の高まった世代の概ね子どもの世代に相当する年齢において両親とも東京圏出生である人の割合も高まっていた。同じく東京圏出生者の世帯主の子どもを対象とし、親の出生地別の非東京圏居住割合をみると、両親とも非東京圏出生の場合は25～29歳以上において概ね4人に1人以上が非東京圏に居住しているのに対して、両親とも東京圏出生の場合は全年齢を通して非東京圏居住割合が1%程度ときわめて低かった。この点から、本人の出生地のみならず、両親の出生地もまた将来の居住地分布を大きく左右する要因になっていることも察せられた。

表3に示した非東京圏出生で東京圏居住経験者のなかの非東京圏居住者に占める出生県と同一県に居住する人の割合の高さから、東京圏から非東京圏への人口移動にはUターンがかなりの割合を占めてきたことがうかがえる。非東京圏→東京圏→非東京圏のUターンやJターンは、出生地が非東京圏にあるからこそ発生するものであるため、U・Jターン率に変化がなければ、東京圏内で非東京圏出生割合が低下することによって減少し、Iターンの状況にも変化がなければ東京圏からの転出モビリティは低下することになる。近年における東京圏からの転出モビリティ低下のすべてが東京圏出生割合の上昇で説明できるわけではないにしても、東京圏・非東京圏の2地域では年齢別出生地分布に大きな変化のない非東京圏からの転出モビリティ変化（東京圏の転入モビリティ変化）との大きな違いの一因となっていることは疑いないであろう。さらに今後は、両親も含めて東京圏出生である人の割合がますます上昇することによって、東京圏からの転出モビリティ低下はさらに拍車がかかると考えられる。非東京圏では東京圏よりも若年層人口の減少率が高いため、人口構造要因が東京圏の転入超過数を縮小させる方向に作用することは確実である（小池 2017）。反面、非東京圏からの転出モビリティが東京圏からの転出モビリティと同様に低下する要因は現時点でとくに確認することはできないため、モビリティ要因は東京圏の転入超過数を拡大させる方向に作用する可能性が高い。東京圏の転入超過数は両要因が相殺する結果、短期的な変動要因を除けば、将来的にも当面の間は比較的高水準のプラスを維持し、東京圏一極集中が今後も継続する可能性はかなり高いといえよう。

人口構造や今回分析対象とした出生地分布などの人口学的要因は、社会経済的要因のように人口移動流を短時間で大きく変化させるわけではないが、きわめて長い期間にわたって着実に影響力を及ぼし続ける性質のものである。もちろん、随所で指摘されている大学・企業の立地動向や個人の学卒後の職業選択等は人口移動傾向を大きく左右する要因であり、東京圏一極集中にも不可欠な論点であるが、今後は人口学的要因に立脚した政策も求めら

れてくるだろう。たとえば、本稿で示した両親ともども東京圏で出生した人の割合の上昇を踏まえると、非東京圏の側からはIターン促進に関連した政策、より具体的には非東京圏と家族的に無縁な東京圏居住者に対して交流の機会を積極的に提供するような施策等を充実させることなどが考えられる。

本稿では分析の枠組みをシンプルにするため、また「第8回人口移動調査」のサンプル規模の都合もあり、東京圏と非東京圏の2地域での分析にとどめている。しかし、非東京圏のなかには大阪圏や名古屋圏などの大都市圏から大半が過疎地域となっている中山間地域まで多種多様な地域が含まれている。同じ非東京圏出生の東京圏居住者でも出生した地域によって出生地域を中心とする非東京圏への移動性向は大きく異なることも考えられるため、非東京圏を地域ブロック等で分割した分析が求められる。同様にサンプル規模の都合等より、属性は年齢のみに着目したが、男女・配偶関係・きょうだい構成・学歴・職業など、その他の属性を含めた分析によって、丸山（2018）の指摘するような家族形成行動と人口移動との関係が明らかになり、本稿で得られた知見をさらに深化させることができるだろう。また、より長期的には、地域別将来人口推計における人口移動仮定設定への適用の検討が挙げられる。国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」では、原則として、2010～2015年に観察された地域別男女年齢別の移動傾向を一定として将来人口推計を行っているが（国立社会保障・人口問題研究所 2018b）、本稿での分析結果を踏まえれば、移動傾向を各地域において一定とする仮定設定には検討の余地があるといえよう。以上を今後の主な課題としたい。

（2019年12月16日査読終了）

付記

「第8回人口移動調査」のデータは統計法32条の規定に従って使用した。本研究の内容は、2019年日本地理学会秋季学術大会（新潟大学、9月21日）で発表したものである。コメントをいただいた方々に深く感謝申し上げます。

参考文献

- 石川義孝編著（2001）『人口移動転換の研究』京都大学学術出版会。
- 大江守之（1995）「国内人口分布変動のコーホート分析—東京圏への人口集中プロセスと将来展望—」『人口問題研究』第216号，pp.1-19。
- 川相典雄（2008）「主要大都市圏の最近の人口移動動向」『経営情報研究』第16巻第2号，pp.89-106
- 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。
- 国土交通省（2013）『平成24年度 国土交通白書』国土交通省。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018a）『第8回人口移動調査 報告書』（調査研究報告資料第36号）。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018b）『日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）』（人口問題研究資料第340号）。
- 清水昌人（2010）「近年における大都市圏の転入超過の分析」『人口問題研究』第66巻第1号，pp.1-16。
- 内閣府政策統括官室（2008）『地域の経済2008—景気後退と人口減少への挑戦—』内閣府。

- 中川聡史（2005）「東京圏をめぐる近年の人口移動：高学歴者と女性の選択的集中」『国民経済雑誌』第191巻第5号，pp.65-78.
- 中澤高志（2010）「団塊ジュニア世代の東京居住」『家計経済研究』第87号，pp.22-31.
- 丸山洋平（2018）『戦後日本の人口移動と家族変動』文真堂.
- Rogers, A. and Raymer, J. (2005) "Origin Dependence, Secondary Migration, and the Indirect Estimation of Migration Flows from Population Stocks", *Journal of Population Research*, Vol. 22, Iss.1, pp.1-19.

Will Population Concentration Continue in the Tokyo Area? An Investigation into Birthplace Distribution

KOIKE Shiro and SHIMIZU Masato

In this study, we examined the demographic factors and future prospects of the population concentration of the Tokyo area in recent years from the viewpoint of changes in birthplace distribution. The birthplace distribution by age from "The Eighth National Survey on Migration" shows that the percentage of births in the Tokyo area is at a high level, accounting for 70-80% of those younger than 45-49 years old, which roughly corresponds to the second baby-boom generation. When comparing the non-Tokyo area residence proportion by age between those who were born in the Tokyo area and those who were not and experienced in this area, the latter group was overwhelmingly larger. This suggested that the percentage of people remaining in the Tokyo area increased with the increase in the percentage of births in the Tokyo area, which may have had a significant impact on the decline in out-migration mobility in the same area since 1980. In addition, the proportion of those whose parents were both in the Tokyo area also increased at almost the same age as the children's generation with an increased proportion of births in the Tokyo area. For those who were born in the Tokyo area, approximately one in four was the non-Tokyo residents above 25-29 years old when both parents were born in the non-Tokyo area; however, the proportion of non-Tokyo residents was as low as 1% at all ages when both parents were born in the Tokyo area. In the future, although demographic factors will continue to reduce the number of net migrants in the Tokyo area, mobility factors will work in the opposite direction to increase the amount of net migration in the area. As a result, the possibility that population concentration in the Tokyo area will continue appears to be particularly high.

【Key Words】 population concentration in the Tokyo area, birthplace distribution, out-migration mobility, The Eighth National Survey on Migration

特集Ⅱ：第8回人口移動調査の結果から（その3）

通婚圏と人口移動

清水昌人・中川雅貴・小池司朗

本研究では、近年の地域的通婚圏の特徴を捉えるため、「第8回人口移動調査」のデータにより、出生地が異なる夫婦の割合とその変化を検討した。都道府県単位の分析によれば、出生地の都道府県が互いに異なる夫婦の割合は1946-56年生まれ（夫の出生年、以下同）から1966-76年生まれにかけて上昇していた。また、圏域単位（大都市圏／非大都市圏）の観察によれば、他地域出生者同士の夫婦の割合は大都市圏では基本的に低下、非大都市圏では1946-66年生まれ以降上昇していた。こうした変化の要因として、人口移動や地域別出生割合の変化による効果（人口規模効果）とそれ以外の効果（選択などの効果）の影響を検討したところ、都道府県単位では主に後者、また圏域単位では方向性の異なるケースはあるものの、前者と後者の両方が地域的通婚圏の変化に寄与していたと推測された。

キーワード：地域的通婚圏、人口移動、結婚

I. 導入

戦後日本における通婚圏の地域的範囲は、高度経済成長期までは拡大したが、おおむね1980年代までに拡大を停止したといわれている。これまでの研究によれば、高度成長期にはそれまで多数を占めていた村内部などでの結婚が減少し、より広域的な都道府県間の通婚が増加した（吉田 1965, 篠崎 1974, 水野ほか 1978, 鈴木 1990）。この背景には、都市化や交通の発達（佐々田 1957, 鈴木 1961, 合田 1976）、産業構造の変化（吉田 1965）、人口移動の増加（鈴木 1990）などの変化があったといわれている。一方、1970年代になると、帰還移動の増加（崎原 1984）や人口移動の沈静化、さらには流入者の減少に伴う大都市圏での自地域出身者同士の出会いの確率の上昇（鈴木 1990）などにより、通婚圏の範囲拡大の傾向は少なくとも一時的には停止したところが多い。既存研究では、特定地域での村内婚の増加（崎原 1984）、都道府県間の通婚の全国的な拡大停止（鈴木 1990）などの現象が観察されている。こうしたことを踏まえると、戦後の「地域的通婚圏」（「配偶者を選ぶ地域的」範囲（『ブリタニカ国際大百科事典』2014））の変化のパターンは、高度成長期の終了前後を境に大きく転換したといえる。

1990年代以降の地域的通婚圏については、管見の限り研究が少なく、その特徴はほとんど明らかになっていないが、これまでの研究を踏まえると、少なくともいくつかの見通しを立てることは可能だと思われる。例えば人口移動の動向に注目すると、1990年代以降には住民基本台帳人口移動報告による人口移動量は基本的に減少しており、人口に占める移動者の割合も低下している。また、人口動態統計によれば、1970年代半ば以降、三大都市

圏で出生した子どもの割合は、小幅には変化しているが全体として高い水準にとどまっており、鈴木（1990）のいう大都市圏出生者同士の出会いの確率を維持する方向で推移している。それゆえ、こうした人口の動向を見る限りでは、近年の地域的通婚圏の変化の状況は縮小、ないしは停滞の傾向を示すと予想される。ただ実際には、これは一つの予想にとどまっており、見合いから恋愛結婚への変化や婚姻率の大幅な低下などに見られるように、戦後日本で結婚行動が大きく変化したことを踏まえると（国立社会保障・人口問題研究所 2017, 2019）、通婚圏の範囲の変化が上記予想とはかなり違うものになっている可能性もある。したがって、日本の通婚の地域範囲がこの30年ほどの間にどう変わったかを明らかにするには、やはり何らかのデータを用いて直接的に通婚圏の状況を把握することが望ましい。

本研究では、近年の地域的通婚圏の変化とその特徴を把握するため、2016年に実施された「第8回人口移動調査」のデータを用いて、夫婦の出生地の組み合わせとその変化を観察する。通婚圏を検討する際の地域的スケールは、一般に集落単位から全国単位まで多岐にわたるが、ここでは利用データの特性を踏まえ、都道府県およびそれより広域的な地域単位で通婚圏域の変化を見る。また、そうした変化の背景として主に人口学的な動向（人口移動、地域別出生割合）との関係を取り上げ、出生地別人口規模の変化に伴う出会いの確率の変化（人口規模効果）や相手選択のパターンなどの変化が通婚圏の範囲に与えた影響を検討する。以下では、まず2章で使用するデータの概要と分析指標について述べる。3章では、はじめに出生地の都道府県が異なる夫婦の割合を年齢別に観察し、その変化と人口移動および大都市圏での出生割合の動向との関係を考察する。その後は出生地を大都市圏／非大都市圏に分けた場合の観察を行い、人口移動や大都市圏出生割合、出生地別人口規模の変化などが通婚圏の範囲の変化に与えた影響を検討する。

II. データと指標

1. データ

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が2016年に実施した「第8回人口移動調査」の調査票データを用いて、地域的通婚圏の分析を行う。この「人口移動調査」は「国民生活基礎調査」（厚生労働省）の一部の調査区で行われる集落抽出の全国調査であり、8回目の今回は都道府県別に層化抽出された1,274地区の全世帯主および世帯員を対象に調査が行われた（ただし熊本地震の影響により熊本県と由布市の地区を除く）。調査の最終的な有効回収率は72.2%（世帯単位）であり、48,477の世帯から人口移動の経験に関するデータが収集されている（国立社会保障・人口問題研究所 2018）。

今回の移動調査では、世帯主および世帯員に対して、性別、年齢、続柄、配偶関係などの基本属性のほか、出生時や最終学校卒業時、初婚の直前・直後などさまざまな時点での居住地を質問している。そこで本稿では、続柄などの回答から世帯内にいる夫婦を識別し、彼らの通婚の地域的範囲を検討することにした。具体的には、世帯主とその配偶者のほか、

世帯主の子夫婦，世帯主の親夫婦，世帯主の配偶者の親夫婦に当たる人たちの組み合わせ約27,000組（夫婦とも30歳以上，再婚者を含む，また夫婦数は不詳等のため集計により異なる）を取り出し，彼らの居住地を使って通婚圏の分析を行った。ただし，今回の移動調査では都道府県別に調査地区の抽出率が同じではないため，以下の分析では都道府県別の人口で重み付けした数値を使って集計を行っている¹⁾。なお，分析対象者（夫婦単位ないし個人単位）の実数（n）については，図表のなか，ないし注に示した。

2. 地域的通婚圏の計測方法

地域的通婚圏の定義は，冒頭で触れたように「配偶者を選ぶ地域的…範囲」とされているが（『ブリタニカ国際大百科事典』2014），その概念の操作化には必ずしも決まった方法があるわけではない。その理由の一つは，上記の定義ではいつの時点，あるいはどの地域を起点に「範囲」を測るかが明確になっていないためと考えられる。実際，既存の研究においては地域的通婚圏の計測にさまざまなデータが使われており，主なものだけでも①結婚移動の「行先地と前住地」（合田 1976 p.1），②婚姻届にある夫婦の本籍地の組み合わせ（崎原 1984），③夫婦の出生地や「結婚までの主な居住府県」の組み合わせ（鈴木 1990 p.18），などが用いられている。したがって現状においては，「地域的通婚圏」は厳密には定義づけられていないと考えてよいが，このことは同時に，地域的通婚圏概念の多面性や複雑さ²⁾を理解した上であれば，研究の目的に応じた操作化もある程度までは許容されることを意味している。そこで本稿の分析においては，人口移動調査の質問項目，および全国を対象とした他の社会調査の分析内容を踏まえ（篠崎 1974，鈴木 1990），通婚圏の地域的範囲を夫婦の出生地（正確には出生時の親の常住地）の組み合わせにより計測することにした。具体的には，出生地の組み合わせを都道府県単位（同一都道府県か否か），および大都市圏・非大都市圏の別で観察し，異地域間の組み合わせの多さなどから通婚圏の範囲の大小を捉えた³⁾。また，観察は年齢別，地域別（全国単位，および調査時の居住地別）に行い，範囲の変化や地域別の特徴を検討した⁴⁾。

一般に，出生地を用いる分析においては，出生地が生涯の最初期の居住地であることから，そこで計測される通婚圏の範囲は各人の居住地移動の長年の経緯（出生から結婚までの移動経験など）を反映したものになると考えられる。ただ，本稿のように出生地と調査時の居住地のみを使って地域的通婚圏を見る場合には，いつ，どういう移動があって現在

1) 調査地区や重み付けなどについては，国立社会保障・人口問題研究所（2018）を参照されたい。

2) 例えば，東京都千代田区に長年暮らす北海道生まれの男性が，同じ町内に長年住む鹿児島生まれの女性と町内で結婚し，その町内に住み続けるといったケースでは，結婚前後の居住地で見れば通婚圏の範囲は狭く，出生地で見れば広い。また，出生地で見えた場合，その範囲は北海道生まれ・北海道継続居住の男性が転勤で北海道に来た鹿児島生まれの女性と結婚したケースと同じことになるが，出会いの場所も現住地も違うため，この2つのケースにおける通婚の意味合いはかなり異なるように思われる。

3) 通婚範囲の大小とその変化の計測に関して，匿名査読者から都道府県間の距離による類型化を分析に用いる方法がありうる旨の指摘を受けた。しかし，今回の分析では，従来研究の少なかった大都市圏・非大都市圏レベルの検討にも関心を向けたため，都道府県レベルのより詳細な分析には至らなかった。

4) 今回の分析とは対象がやや異なるが，林（2018）は出生都道府県が同じ夫婦の割合を都道府県ごとに示している。しかし，こうした集計では年齢別の観測数が限られるため，今回の分析では都道府県ごとの観察は行わなかった。

のような状況が生まれたかの詳細がほとんど明らかにならない（注1参照）。今回の分析では、出生から結婚まで、あるいは結婚から調査時にいたるまでの移動歴や、夫婦が出会ったと思われる時期・場所などについては、各種パターンを類型化した場合の対象者数の問題もあり、ほとんど検討できなかった。それゆえ、以下の分析は広域的な通婚圏の範囲とその変化を概括的に捉えてはいるが、その内容は基本的に静態的なものにとどまっている。

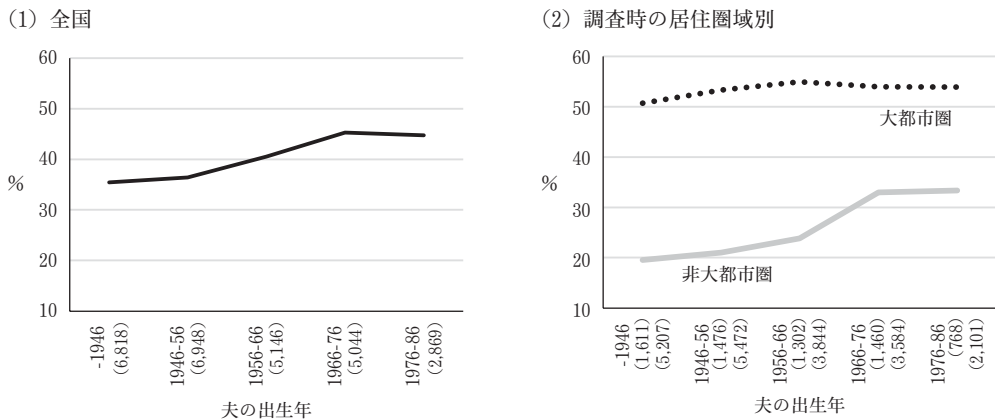
Ⅲ. 結果

1. 都道府県単位の観察

(1) 出生地の都道府県が異なる夫婦の割合

はじめに、出生地の都道府県の異同に基づく地域的通婚圏の特徴を観察する。図1(1)に出生地の都道府県（以下、「出生県」）が異なる夫婦が夫婦全体に占める割合の推移を示した（全国単位）。この図によれば、夫が1946年以前生まれの場合（調査時に70歳以上、以下、断りのない限り出生年は夫の年（始年7月～終年6月）で、年齢は調査時の夫の年齢）、出生県が互いに異なる夫婦は夫がその時期に生まれた夫婦全体の35.5%を占めていた⁵⁾。この割合は夫が1946-56年生まれ（60-69歳）の夫婦でもほぼ変わらなかったが、その後は上昇し、1956-66年生まれ（50-59歳）では40.5%、1966-76年生まれ（40-49歳）で

図1 出生地の都道府県が異なる夫婦の割合（%）



資料：第8回人口移動調査
 集計単位は夫婦。夫婦のどちらかで出生地の都道府県が不明な人は除くが、出生地が国外の場合は含む。ここでの「都道府県」は国内の地域を指す。大都市圏の範囲は埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、岐阜県、愛知県、三重県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県。非大都市圏は大都市圏以外の県。かっこ内は対象夫婦数。(2)の対象夫婦数は左のかっこが大都市圏居住者、右のかっこが非大都市圏居住者。

5) 後述の人口移動や大都市圏出生割合の分析が一般に年齢別に行われるため、今回の分析では出生年別ないし年齢別に集計を行っている。しかし、結婚だけを扱うのであれば、調査時期の影響を受けにくい結婚コーホートで観察したほうが、より安定した数値が得られると思われる（出生年別の既婚者の数は調査時期により変わるが、過去のある年に結婚した人の数は基本的に調査時期に左右されない）。ただし、これは全年齢の人が調査対象になる場合であり、例えば調査対象者の年齢が限定されている場合には、この限りではない。

は45.3%になった。ただし、割合の上昇はここで止まっており、1976-86年生まれ(30-39歳)での割合は44.8%だった。

次に、出生県が異なる夫婦の割合を調査時の居住地別に見ると(図1(2))、とくに大都市圏(1都2府8県、図の注参照)で高い値を示した。割合は最も低い1946年以前生まれでも50.7%、最も高い1956-66年生まれでは55.0%であり、いずれの出生年でも半数以上の夫婦で互いの出生県が異なっていた。一方、非大都市圏(大都市圏以外の国内)では、この割合は大都市圏よりも大幅に低く、1946年以前生まれでは19.6%だった。この割合はその後大きく上昇したが、最も高い1976-86年生まれでも33.4%にとどまっていた。こうしたことから、出生県が異なる夫婦の割合が高い、つまり地域的通婚圏が相対的に広い状態は、とくに大都市圏で頻繁に観察されると考えられる。これは既存研究の知見とも整合している(鈴木 1990、池田・佐々木(1957)も参照)。ただし、割合の変化については非大都市圏のほうが大きい。それゆえ、図1(1)で見た出生地が異なる夫婦の割合の上昇は、その多くが調査時点で非大都市圏に住んでいた人々によるものといえる。

以上の結果については、既存研究や人口動向との関連で重要な点を2つ指摘できる。第一に、1946年以前生まれと1956-66年生まれでほとんど差がなかったが、これは既存研究の結果とほぼ合致している。第二に、1946-1976年生まれにおける割合の上昇は地理的通婚圏の拡大を示唆しているが、この動きは冒頭で述べた人口移動の減少や大都市圏出生割合の上昇などに基づく想定とは大きく異なる。第一の点については、導入部でも触れたように、結婚コーホート別に集計した鈴木(1990 p.18)が地域的通婚圏の「拡大傾向は1970年代までにはほぼ終了した」と述べている。今回は割合を年齢別に計算しているが、現在の60歳代や70歳代の人々の多くが1970年代から1980年代に結婚したであろうことを踏まえると、図の結果は鈴木(1990)の見解と基本的に整合するといっている⁶⁾。一方、第二の点、すなわち人口移動などの動向に基づく予想と対応しない点については、ここで改めて検討する必要がある。ただし、人口動向のうち大都市圏出生割合については観察対象の地域単位が異なっているため⁷⁾、ここでは問題を人口移動との関連に絞って検討する。

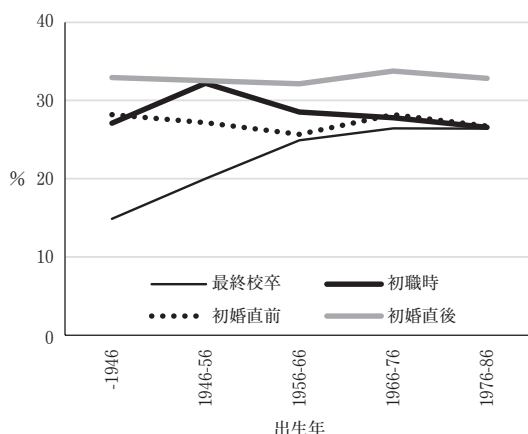
(2) 人口移動との関係

冒頭でも触れたように、人口移動の量や率は長期的には低下傾向にあるといわれている。ただ、こうした傾向はかなりの程度まで人口の年齢構造の変化(具体的には移動の活発な若年層の減少)に影響をうけているため、例えば10歳代後半や20歳代時の移動の動向とは

6) 国立社会保障・人口問題研究所(2019)によれば、1970年代後半から1980年代の平均結婚年齢は28歳から30歳弱なので、このように考えてもおおむね間違いはない。なお、本分析では年齢別に集計をしているため、鈴木(1990)の集計値とは結果が一致しないが、今回の値はこうした集計の方法だけではなく、データの調査年にも影響を受けている。例えば、本稿における夫70歳以上の夫婦の値では、より高齢な夫婦(90歳以上など)ほど死亡により数が減っているため、相対的に若い世代(70歳代など)の特徴が強く反映されている。また、30歳代については今後結婚する人が相対的に多いと考えられるので、今後の動向次第で値は変わりうる。

7) 大都市圏での出生割合が増えると、大都市圏と非大都市圏の出生者の出会いの確率は低下するが、大都市圏内の都道府県間での通婚確率は上昇しうる。それゆえ、大都市圏での出生割合の変化と都道府県単位の通婚圏の変化が対応するとは限らない。

図2 出生地の都道府県とは別の都道府県に住んでいた人の割合（％）



資料：第8回人口移動調査
 集計の対象は個人（夫と妻）。出生地の都道府県が不明な人は除くが、出生地が国外の場合も含む。ここでの「都道府県」は国内の地域を指す。対象者数は最小6,903（1976-86, 初職時）～最大13,768（1946-56, 初婚直後）。

必ずしも一致しない（大友 1996 p.58, 96）。以下ではまず生涯の各時点での人口移動の動向を出生年別に把握した上で、改めて地域的通婚圏の拡大傾向と人口移動との関係や、人口規模効果、選択効果などの影響を検討する。

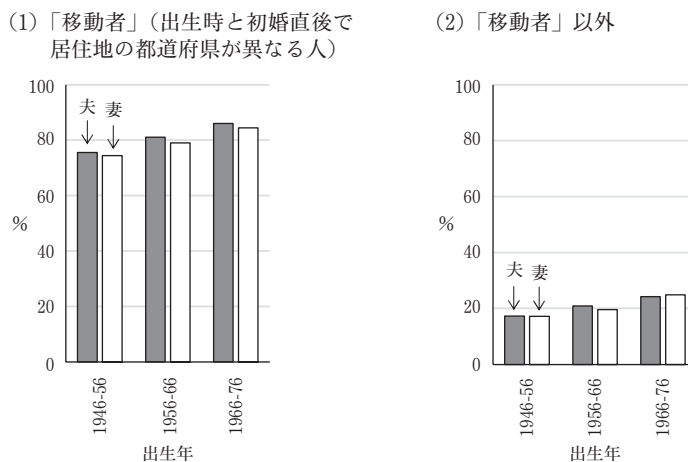
図2に生涯の各時点で出生県と異なる地域に住んでいた人の割合を示した。この割合は各時点での「生涯移動率」に相当する指標であり、住民基本台帳人口移動報告などで得られる移動率とは性格が異なる。しかし、とくに30歳代までの比較的長距離の移動は進学・就職・結婚等の節目で多く発生するため、こうした指標でも一定の傾向は把握できると思われる。この図によれば、出生県と異なる地域に住んでいた人の割合は最終学校卒業時点では上昇していたが、はじめて仕事をもった時点（初職時）では1946-56年生まれで上昇した後に低下に転じている。また、初婚直前と直後では割合の変化は小さく、おおむね横ばいで推移していた。最終学校卒業時での割合の上昇については、大学等への進学率の上昇に呼応した動きと考えられるため、進学関連の移動率は（総数ベースの移動率とは違い）高度成長期以降も上昇していたと考えてもおそらく不都合はない。ただし、ほかの時点での割合は1946-56年生まれ以降には大きく上昇していない。また、進学移動率の上昇についても、ある程度まで初職時の移動の減少と相殺される（つまり進学時に先取りしてその後の就職先（大都市圏など）に移動すると、初職時の移動は減る）と考えることもできる。したがってここでのデータによる限りでは、初婚前後に至るまでに出生県と異なる地域に住むことになった人の割合が、全体として図1(1)と呼応するような明確さで上昇していたと見ることは難しいように思われる。

では、移動者の割合が増えない状況でなぜ他県出生者と結婚する人が増えるのかが問題となるが、ここではとりあえず社会的・文化的な原因ではなく、他地域通婚割合（出生地が異なる夫婦の割合）が上昇する形式的な仕組みのみを考えると、おおむね以下のような

ことがいえると思われる。すなわち、観察対象の集団を移動の有無（ここではある時点で生涯移動がありかなしかの2区分）と結婚相手の出生地（自分と同じか別かの2区分）で4つに分けるクロス表を作ったとすると、移動者の割合が変わらない状況下で集団全体での他県通婚割合が上昇するためには、次の条件が満たされる必要がある。まず、移動者・非移動者のどちらか一方では他県通婚割合が上昇していなければならない。次に、一方の集団で他県通婚割合が上昇し、もう一方の集団で同割合が低下していた場合には、はじめの集団における割合上昇の効果がもう一つの集団における割合低下の効果を上回っていないなければならない。一般に、移動者と他地域通婚割合との相関に関する従来の説明は、主として人口規模（ここでは移動者の規模）の増大が各集団間の接触確率を上げる効果（規模効果）に注目していると考えられる。しかし、図2のように移動者の相対的規模があまり変わらない状況では、他県通婚割合の上昇理由は移動者の規模以外の要因に求める必要がある。この要因は、形式的には上で説明した集団別他県通婚割合に示されるため、以下ではこの要因を配偶者（の出生地）選択パターンの変化（正確にはそのうちの規模効果に依存しない部分）と呼ぶことにするが、少なくとも今回の分析の枠組みにおいては、この効果が移動者・非移動者それぞれの集団で具体的にどう変化したかが地域的通婚圏の変化を理解する一つの鍵と考えてよいだろう⁸⁾。

以上の問題を実際のデータで観察するため、他県出生者と結婚した人の割合を移動者・非移動者に分けて示した（図3）。ここでは結婚と移動との対応を明確にするため、対象

図3 別の都道府県の出生者と結婚している人の割合（％）



集計対象は夫婦、集計単位は個人。「国内移動者以外」には出生時ないし初婚直後の居住地が国外の人を含む。その他は図1の注参照。対象者数は(1)で最小2,889（夫、1966-76）～最大4,402（妻、1946-56）、(2)で最小1,009（夫、1956-66）～最大1,327（夫、1946-56）。

8) 非移動者の場合、他県通婚割合は移動者と結婚する割合が上がることによって上昇する。しかし、移動者の他県通婚割合は非移動者と結婚することでも上昇するが、出生県が異なる移動者同士の結婚でも上昇する。それゆえ、移動者における他県通婚割合の変化は、非移動者におけるそれと連動するとは限らない。

を初婚同士の夫婦に限定した。また、出生県と初婚直後の居住県が異なる人を移動者（正確には国内移動者）、それ以外を非移動者とした。図によれば、移動者のうち他県出生者と結婚している人の割合は、1946-56年生まれの夫では75.6%であったが、1956-66年生まれでは81.0%、1966-76年生まれでは86.0%まで上昇した。次に、非移動者の夫における他県出生者との通婚割合を見ると、移動者よりはるかに低く、1946-56年生まれでは17.3%であった。しかし、1966-76年生まれには24.2%にまで上昇した。妻に関しては、割合の水準は夫と若干異なるが、全体としては移動者・非移動者どちらの集団でも割合が上昇していた。こうしたことから、他県出生者と結婚する傾向は移動者、非移動者のいずれの集団でも強まっていたといえる。また、上述のとおり移動者の規模効果はここでは大きくないことを踏まえると、この3つの年齢集団における通婚圏拡大の原因は、主として結婚相手の選択パターン（のうち人口規模に依存しない部分）の変化だったと推測することができる。

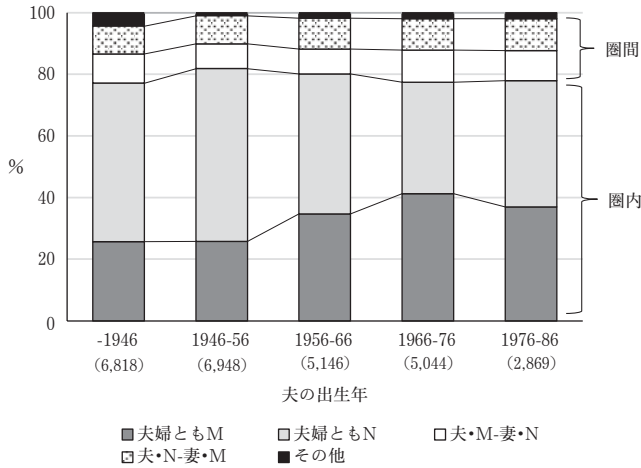
選択パターンの変化の社会・文化的な背景については、今回は詳しく検討する余力がなかったため、具体的に指摘することができない。ただし、ここまでの図によれば、他県通婚割合の上昇は図2の進学移動の上昇パターンと一部似た傾向を示している。こうした点、および既存研究で教育歴と地域的通婚圏の関係が指摘されている点を踏まえると（鈴木1990）、大学等への進学移動率が上昇したこと、あるいは就職移動の一部が進学移動に置き換えられてきたことが、夫婦の出会いのパターンを変え、結果的に地域的通婚圏の拡大に何らかの影響を及ぼした可能性も考えられる。

2. 大都市圏・非大都市圏間の通婚

(1) 居住地域別の他地域通婚割合

次に、より広域的な地域的通婚圏の変化を見るため、出生地を大都市圏と非大都市圏に分けて夫婦の組み合わせを検討する。ここでは前節同様、夫婦の出生地の組み合わせを全国および調査時の居住地別に集計したが、居住地別の場合には夫の出生年が10年ごとでは観測数が小さくなるため、出生年を3区分にまとめている。まず、全国単位で見ると、1946年以前の出生者では同一圏域同士（大都市圏同士および非大都市圏同士）の組み合わせが77.1%を占めていた（図4）。この割合は1946-56年生まれで81.9%へと上昇するが、その後は1966-76年生まれにかけて低下し（77.4%）、以後ほぼ横ばいになった。また、別の圏域間（大都市圏と非大都市圏、非大都市圏と大都市圏）の通婚割合はこれとはおおむね逆向きに変化しており、1946-56年生まれでは一旦低下したあと、1966-76年生まれには20.6%にまで上昇した。同一圏域同士、別の圏域間それぞれの内訳では、大都市圏同士と非大都市圏同士の各組み合わせで変化が目立っており、とくに1946-56年生まれから1966-76年生まれにかけては大都市圏内の組み合わせが大きく上昇し（25.8%→41.2%）、非大都市圏出生者同士の割合は大きく低下した（56.1%→36.1%）。ただし、最も若い集団になると割合はこれとは逆方向に変化しており、大都市圏同士の割合は36.9%に低下する一方、非大都市圏同士の割合は41.0%へと上昇した。

図4 夫婦の出生地の圏域（全国，％）



資料：第8回人口移動調査
 集計単位は夫婦。かっこ内は対象夫婦数。Mは大都市圏、Nは非大都市圏。地域の範囲は図1の注参照。

表1 調査時に大都市圏にいた夫婦の出生地（％）

(1) 夫1946年以前の生まれ (n = 1,611)

夫の出生地	妻の出生地			計
	大都市圏	非大都市圏	国外	
大都市圏	49.0	14.6	0.9	64.5
非大都市圏	14.5	17.8	0.8	33.1
国外	1.1	1.2	0.1	2.4
計	64.5	33.6	1.8	100

(2) 夫1946-66年生まれ (n = 2,778)

夫の出生地	妻の出生地			計
	大都市圏	非大都市圏	国外	
大都市圏	58.0	13.1	0.7	71.7
非大都市圏	14.8	12.5	0.5	27.8
国外	0.2	0.1	0.3	0.6
計	72.9	25.6	1.4	100

(3) 夫1966-86年生まれ (n = 2,228)

夫の出生地	妻の出生地			計
	大都市圏	非大都市圏	国外	
大都市圏	66.8	12.5	0.8	80.1
非大都市圏	12.1	6.1	0.3	18.5
国外	0.5	0.1	0.9	1.5
計	79.4	18.6	2.0	100

資料：第8回人口移動調査
 大都市圏・非大都市圏の範囲は図1を参照。

表2 調査時に非大都市圏にいた夫婦の出生地（％）

(1) 夫1946年以前の生まれ (n = 5,207)

夫の出生地	妻の出生地			計
	大都市圏	非大都市圏	国外	
大都市圏	1.3	4.1	0.2	5.7
非大都市圏	3.4	86.5	1.5	91.4
国外	0.2	2.6	0.1	2.9
計	4.9	93.2	1.9	100

(2) 夫1946-66年生まれ (n = 9,316)

夫の出生地	妻の出生地			計
	大都市圏	非大都市圏	国外	
大都市圏	1.1	2.9	0.0	4.1
非大都市圏	4.3	90.7	0.8	95.7
国外	0.0	0.1	0.1	0.2
計	5.4	93.7	0.9	100

(3) 夫1966-86年生まれ (n = 5,685)

夫の出生地	妻の出生地			計
	大都市圏	非大都市圏	国外	
大都市圏	2.8	7.2	0.1	10.0
非大都市圏	7.7	81.1	0.4	89.2
国外	0.0	0.3	0.4	0.8
計	10.5	88.6	0.9	100

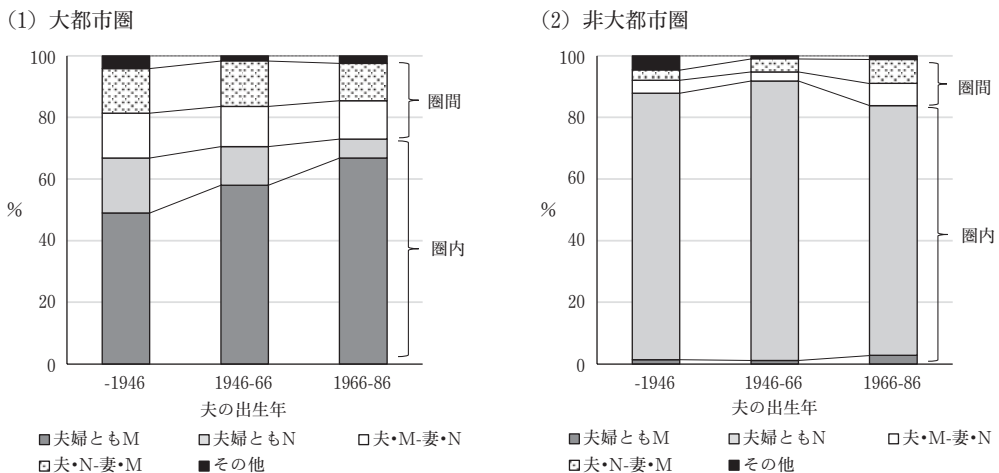
資料：第8回人口移動調査
 大都市圏・非大都市圏の範囲は図1を参照。

次に、大都市圏に居住する夫婦の結婚相手を見ると、夫が1946年以前の生まれの場合には、二人とも大都市圏で生まれた夫婦が全体の49.0%で最も多かった（表1、図5）。この組み合わせの割合は、その後の出生年でも最も多く、全体に占める割合は1946-66年生まれでは58.0%、1966-86年生まれでは66.8%に上昇した。一方、それ以外の組み合わせでは、割合は横ばい、ないし低下の傾向を示しており、例えば夫・大都市圏—妻・非大都市圏の割合は1946年以前生まれの14.6%から1966-86年生まれの12.5%へ、その逆の組み合わせ（夫・非大都市圏—妻・大都市圏）は14.5%から12.1%へと低下した。また、非大都市圏生まれ同士の割合は1946年以前の出生者では17.8%で全組み合わせ中2番目に高かったが、その後は大きく低下し、1966-86年生まれでは6.1%となった。どちらかが国外出生の組み合わせについては全体に割合が低くなっており、戦前のいわゆる外地などでの出生者と国内出生者との夫婦が多いと思われる組み合わせで1%を超えたほかは、いずれも1%未満だった。

非大都市圏に居住する夫婦については、最も多いのはいずれの出生年でも非大都市圏生まれ同士の夫婦であった（表2、図5）。この組み合わせは1946年以前の生まれでは全体の86.5%、1946-66年生まれでは90.7%にのぼった。ただし、この割合は1966-86年生まれで81.1%に低下しており、かわって他地域間の組み合わせの割合が上昇した。例えば、夫・大都市圏—妻・非大都市圏の割合は2.9%から7.2%、夫・非大都市圏—妻・大都市圏の割合は4.3%から7.7%へと上昇した。また、大都市圏生まれ同士の割合もやや上昇し、1966-86年出生者では2.8%になった。

以上の結果からは、圏域単位の地域的通婚圏の変化について少なくとも3つの特徴を指摘することができる。第一に、地域的通婚圏の変化の方向を他地域出生者同士の割合で測ると、圏域単位での変化は都道府県単位での変化とある程度似ていた。すなわち、全国で

図5 夫婦の出生地の圏域：調査時の居住地域別（%）



資料：第8回人口移動調査
集計単位は夫婦。図4の注参照。対象夫婦数は表1、表2参照。

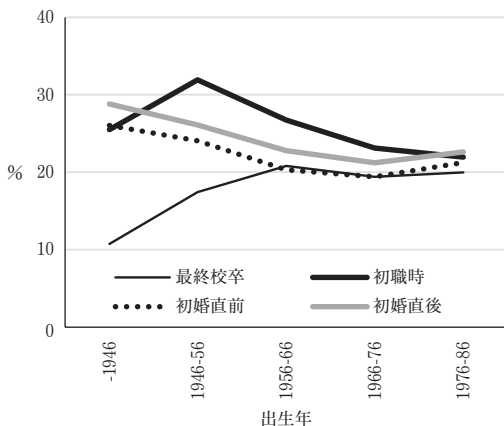
は1946年から1976年に生まれた人の中で地域間の通婚割合が上昇していた。また、割合の相対的な変化を見る限り、大都市圏居住者では変化が比較的小さかったが、非大都市圏居住者では割合の上昇が大きかった。第二に、大都市圏居住者と非大都市圏居住者では地域的通婚圏の変化の方向に違いがあった。大都市圏居住者では、他地域出生者同士の割合で見た通婚の範囲は徐々に縮小していた。しかし、非大都市圏居住者では変化の方向が縮小から拡大に転じていた。つまり、1946年以降の2つの出生年集団では両地域で逆向きの変化が起きていた。第三に、出生地集団別ではとくに大都市圏に住む大都市圏出生者で割合の変化が目立った。この集団では上述のように非大都市圏出生者との組み合わせの変化が相対的に小さいが、自地域出生者との結婚割合の上昇は相当に大きく、地域的通婚圏の縮小傾向が著しい。また、表1の行計・列計や図4の値から分かる通り、この集団は大都市圏人口や全国人口に占める割合も大きい。それゆえ、この集団の通婚パターンの変化は大都市圏居住者全体、さらには日本の地域的通婚圏全体の動きを規定する重要な要素の一つになっていたと考えられる。

(2) 人口移動と地域別出生割合の動向

都道府県単位の分析でも述べたように、地域的通婚圏の変化は形式的には規模効果とそれ以外の効果によるものに分けられる。ここでは、まず規模効果を形成する要素として、人口移動および地域別出生割合の変化を観察する。

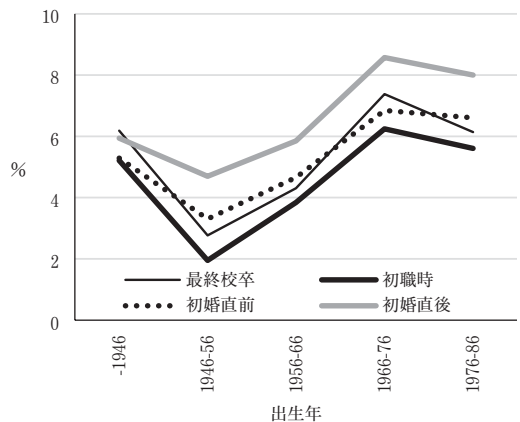
図6と図7に最終学校卒業から初婚直後までの各時点で大都市圏ないし非大都市圏に住んでいた人の割合を出生圏域ごとに示した。図によれば、非大都市圏で生まれた人のうち、最終学校卒業の時点で大都市圏に移動していた人の割合は1946年以前生まれから1956-66年生まれにかけて大きく上昇した。しかし、その後の割合はほぼ横ばいで推移していた。

図6 非大都市圏出生者のうち大都市圏に住んでいた人の割合 (%)



資料：第8回人口移動調査
集計単位は個人（夫と妻）。図2の注参照。対象者数は最小4,852（1976-86、初職時）～最大11,277（1946-56、初婚直後）。

図7 大都市圏出生者のうち非大都市圏に住んでいた人の割合 (%)



資料：第8回人口移動調査
集計単位は個人（夫と妻）。図2の注参照。対象者数は最小1,950（1976-86、初職時）～最大3,310（1966-76、最終校卒）。

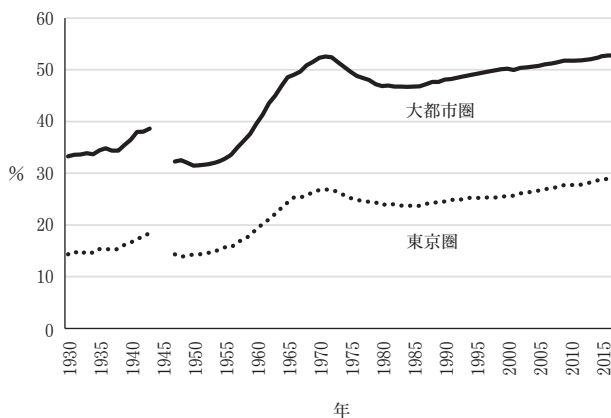
また、それ以外の時点での割合では基本的に低下傾向が目立ち、初職時では1956-66年生まれから1966-76年生まれにかけて、初婚前後では1946年以前の生まれから1966-76年生まれにかけて割合が低下していた。一方、大都市圏生まれの人のうち非大都市圏に移動していた人の割合は、観察の時点により多少の差はあるが、基本的にはどの場合でも1946-56年生まれで一旦低下していた。ただし、その後は1966-76年生まれまで上昇し、以後はやや低下したか横ばいで推移した。

以上の結果は、人口移動の変化が各圏域の通婚圏の範囲にそれぞれ逆向きの効果をもたらしたことを示唆している。まず大都市圏においては、最終学校卒業時点での非大都市圏出生者の居住割合は一時期上昇していた。しかし、おおむね学卒以降にあたる初職時や初婚前後での割合では低下傾向が強く、これらの時点で大都市圏に住んでいた非大都市圏出生者は相対的に減少していた。よって、こうした減少は非大都市圏出生者同士、あるいは彼らと大都市圏出生者の組み合わせを相対的に減少させる方向に作用したと考えられる。一方、非大都市圏については、1956～76年の出生集団で大都市圏出生者の流入率が上昇していた。この「Iターン」とも呼べるような動きは、大都市圏出生者の規模を相対的に増加させ、大都市圏出生者と非大都市圏出生者の組み合わせの増加と地域的通婚圏の拡大に寄与したと推測される。

次に、地域別の出生割合が他地域出生者間の出会いの確率に及ぼした影響を見るため、図8に大都市圏出生者が全国の出生総数に占める割合の推移を示した（東京圏の値は参考）。この図によれば、大都市圏での出生割合は1930年代から1940年代前半にかけて一旦上昇したが、終戦後の1940年代後半には低下していた。また、1950年代半ばから1970年代半ばまでは大きく上昇し、その後は1980年代半ばにかけてやや低下した。

冒頭でも述べたように、こうした大都市圏出生者の相対的な変化のうち、とくに1950年代半ば以降の増加については、高度成長期に大都市圏に流入・定住した大量の人々が子ども

図8 大都市圏および東京圏で生まれた人の割合（％）



資料：人口動態統計

分母は国内の出生総数。ただし1947～1972年は沖縄県を除く。大都市圏の範囲は図1の注参照。東京圏は埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県。

も（大都市圏出生者）をもったことにより引き起こされたといわれている（大江 1995）。したがって、1946年以前の出生者については不明瞭な点があるものの、その後1970年代半ばまでの期間については、大都市圏におけるこうした過去の（親世代の）移動やそれに伴う出生増が、その後の大都市圏出生者同士の結婚確率の上昇を促す働きをしたといえる。また、出生年の区分の関係で圏域別の表との突き合わせはできないが、1970年代半ば以降の大都市圏出生割合の低下も1976-86年生まれにおける大都市圏出生者同士の割合の低下（全国単位、図4）に影響を与えたことが推測される。一方、非大都市圏出生者については、相対的な人口規模は大都市圏出生者と逆の動きをしていたため、1946-56年生まれから1966-76年生まれにかけては、非大都市圏出生者の割合が全体として低下傾向にあった。その結果、とくに非大都市圏においては、非大都市圏出生者の規模の相対的な低下が非大都市圏出生者同士が組になる確率を下げる方向に作用した。また、1970年代半ば以降については、非大都市圏での出生割合が上昇したが、この動きも非大都市圏出生者同士の割合の変化（全国、図4）を促進したと考えられる⁹⁾。

(3) 規模以外の効果

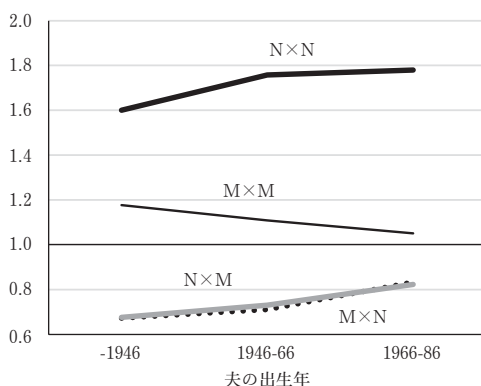
規模効果以外の効果については、都道府県単位の分析で見たのと同様、ここでも一定の影響を及ぼしていると考えられる。ただし、圏域別の通婚圏には県単位の場合とは違って規模の効果が大きく作用しているため、こうした他の効果の作用を見るには、まず出生地の組み合わせごとの割合から規模効果の影響を取り除く必要がある。そこで本分析では、規模とそれ以外の効果（ここでは「選択等の効果」とする）を分けるため、夫婦の組み合わせごとの期待値を利用することにした。具体的には、表1と表2の行計、列計、総計の値を使って各組み合わせの期待値を計算し、それを実際の割合と比較した。実際の値に即していうと、例えば表1(2)の大都市圏出生者同士の組み合わせであれば、期待値を 71.7 （列計） $\times 72.9$ （行計） $\div 100$ （総計）で計算した。次に、この期待値が相対的な人口規模（列計、行計）に従った場合の仮想的な頻度であることから、これを規模効果のみが働く場合の値と捉え、この期待値と実績値の乖離を選択等の効果によるものと考えた¹⁰⁾。

図9と図10にこうして計算した期待値と実績値との乖離をまとめた。ここでは両者の乖離を期待値を分母にした比率で表したため、1を超える値は正の効果（その組み合わせを人口規模から期待されるより多く出現させる効果）、1未満の値は負の効果（同、少なく

9) 出生割合の影響と移動の影響とは互いに関係しているため、ここでの説明は基本的な方向性の提示にとどまる。例えば、非大都市圏に流出する大都市圏出生者の相対的な増加は流出率の上昇だけでなく、大都市圏での出生割合の上昇にも影響を受けることがある（大都市圏出生者が増えれば、流出者の実数も増える）。また、出生時における非大都市圏出生割合が低下しても、非大都市圏出生者のその後の大都市圏への流出率が低下したり、あるいは大都市圏出生者による非大都市圏への流入が減ったりすれば、非大都市圏の居住者に占める非大都市圏出生者の割合が低下しない場合もある。

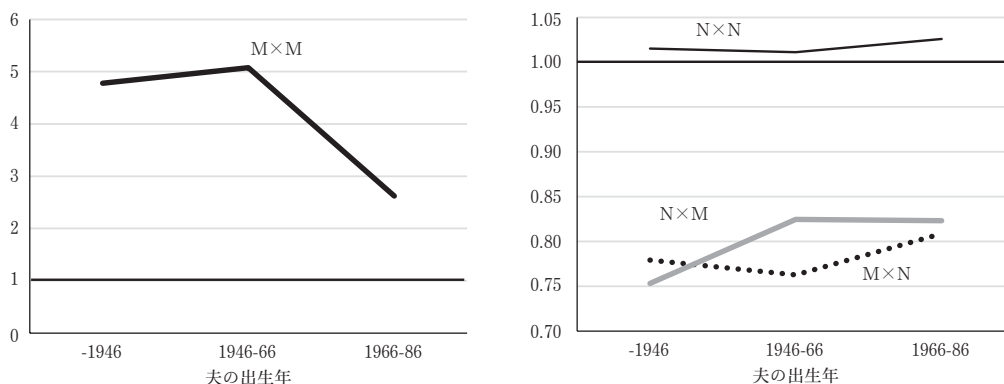
10) 期待値は豊川ほか（1977 p.47）や鈴木（1990）でも利用されている。前者の研究では計算式が示されていないが、表の値に基づく限り、本稿と同様の方法をとっていると思われる。また、後者の鈴木の研究では人口規模だけでなく、都道府県間の距離も踏まえた期待値が使われている。

図9 選択等の効果：大都市圏居住者



資料：第8回人口移動調査
 表1の値から算出。実績の割合÷期待値。期待値の計算方法は本文参照。グラフ内の凡例は夫×妻の出生地の組み合わせを示す。Mは大都市圏、Nは非大都市圏。

図10 選択等の効果：非大都市圏居住者



資料：第8回人口移動調査
 表2の値から算出。実績の割合÷期待値。期待値の計算方法は本文参照。グラフ内の凡例は夫×妻の出生地の組み合わせを示す。Mは大都市圏、Nは非大都市圏。

出現させる効果)が働いていることを表す。また、値が1から上下に離れるほど効果が大きいことを示す。図9によれば、大都市圏では大都市圏出生者同士(M×M)の値が1を上回ったが、値自体は低下していた。この組み合わせでは規模効果による想定以上に出現頻度が高く、選択等の効果が正の向きに働いていたが、その効果は順次縮小していたといえる。また、地域的通婚圏の変化においては、こうした効果の変化は圏域内の通婚を減らし、通婚の範囲を拡大させる方向に働いたと考えられる。次に、別の圏域間の2つの組み合わせ(M×N, N×M)では値が常に1を下回っており、選択等の効果は出現頻度を下げる方向に作用していた。しかし、そうした負の効果は徐々に弱まり、実績の割合も規模効果の想定に近づいている。こうした動きは結果的にこの2集団の頻度を上げることにな

るので、大都市圏出生者同士の場合と同様、ここでの効果の変化も地域的通婚圏を拡げる方向に寄与したといつてよい。非大都市圏同士の値(N×N)については、他の3集団よりも値が高く、また時期により差はあるものの、一貫して上昇していた。前節で見たように、この集団の実績の割合は大きく低下し、1966-86年生まれでは他の3集団の割合より低くなつていた。しかし、図9を見る限り、その出現頻度は人口規模から想定されるよりは相当高いため、選択等の効果が正の方向に強く働いていたといえる。

非大都市圏においては、実績の割合が最も高い非大都市圏同士(N×N)で値が1を上回っていたが、他の集団に比べると1からの乖離はごく小さく、選択等の効果はほとんど働いていなかった(図10)。また、他地域出生者同士の2つの組み合わせ(M×N, N×M)では、図9と同様、値が1を下回っており、選択等の効果は出現頻度を減らす方向に作用していたが、変化の幅は図8より小さかった。これら3つの集団では、地域的通婚圏の拡大・縮小に選択等の効果が与えた影響は相対的に小さかったと考えられる。大都市圏出生者同士の組み合わせ(M×M)については、出現頻度に正の選択等の効果が大きく働くと同時に、最近年の出生集団ではその効果が大幅に低下していた。ただ、この組み合わせでは分析対象者の数が少ないため、図の値の解釈には一定の留保が必要となる。

IV. 考察

今回の分析では、夫が1946年以降に生まれた夫婦でも通婚圏の拡大傾向が一定期間続いていたこと、分析の地域単位によって通婚の範囲に働く効果の種類や大きさ、作用の方向は異なるが、いずれの場合も人口規模効果以外の効果が働いていたこと、などが明らかになった。ただし、こうした結果の一方で、通婚圏の拡大と2種類の効果との関係には主に分手法上の問題により不明瞭な点がいくつか残っている。ここではこれらの点のうち、圏域単位での分析結果(図9, 10)における選択等の効果の解釈と、2種類の効果と人口移動との関係について考察を加える。

まず一つめの点に関しては、圏域単位の通婚圏、とくに大都市圏居住者の通婚圏に対して選択等の効果が与えていたのはどういう方向の影響か、という問題がある。分析においては、この効果は大都市圏居住の大都市圏出生者同士、および他地域間の組み合わせの頻度を期待値に近づけるように作用していた(図9)。つまり数値の上では、選択等の効果はこれらの集団で低下していたことになる。しかし、都道府県単位の分析では主に相手選択のパターン変化の効果が通婚圏を変えてきた、とされていたため、この齟齬をどう解釈するかが問題となる。ここではおおむね2つの見方があると思われる。まず一つめの見方として、結果の違いは分析の地域単位や対象の居住地域の違いによる、という考えがある。これは、人口移動の頻度は県単位と圏域単位では一致しないこと、居住地域間の違いは今回の図表でも明らかなことを踏まえれば十分ありうる解釈だといえる。次に、それとは別の見方として、圏域レベルでの選択等の効果は低下したというよりは働く方向が変わった、とするものがありうる。これは、選択等の効果は規模効果を除いたあとの残余でしかなく、

実際にはその中に地域的通婚圏の拡大・縮小をもたらす各種の下位効果が含まれる、という考えに基づいている。つまりここでは、残余としての「選択等の効果」はさまざまな要因（例えば、教育歴、職業構造、交通の利便性など）¹¹⁾の効果が合わさったものに過ぎず、図9における選択等の効果の低下は、実際には一部の要因による拡大ないし縮小の効果が相対的に強まったことでもたらされた、という解釈が取られているわけだが、選択等の効果が残余のものにすぎない以上、この見方にも一定の蓋然性はある。ただし、この捉え方が本当に妥当かどうかは今回の分析だけでは不明であり、実際には図9の値の今後の動き（例えば他地域間の値が1を超えて上昇していくか、など）を確かめることなどが必要になるとと思われる。

二つめの圏域レベルでの各効果（図9、10）と人口移動との関係については、今回の分析では夫婦が出会った時点以降の人口変動の影響がこれらの効果に含まれている点が課題となっている。上で示したように、今回の分析では各効果を調査時点での人口規模や各組み合わせの割合に基づいて計算している。しかし現実には、これらの値は夫婦の出会った時点のものと同じではない。これは出会いの時点以降も人口移動や死亡が起きていることによる。つまり、今回の結果は調査時点の状況に対する各効果の大きさは示すが、各効果と結婚との直接的な因果関係を明らかにしているわけではなく、それゆえ得られた結果の意義はある程度限定的、ということになる¹²⁾。ただ、翻って現実の状況を見ると、人口移動は常に起きているため、分析の時点をどこにしたとしても同様の問題を完全に排除することはできない。例えば、今回のように調査時の居住地ではなく、初婚直前ないし初婚直後で見るとしても、その2時点間に移動する人はかなり多いため、初婚の直前であっても夫婦の居住圏が異なる人が一定の割合存在している（表3）¹³⁾。さらに、夫婦の出会いの時期や場所には個々人で差があることなどを踏まえると、出会いの時点での人口規模を正確に押さえることはかなり難しいといえる。それゆえ、今後も今回のような形で各効果の働きを把握しようとするのであれば、例えば複数の時点で分析を行い、その内容に応じて妥当性の高い解釈を探るといった類の作業も不可欠になる。今回の結果についても今後さらに検証していく必要があると思われる。

11) 通婚圏の範囲に関わる要因として、鈴木（1990）は結婚前後での親との同別居、結婚形態（見合い結婚か恋愛結婚か）、就業状態や職業、教育歴などを検討している。また、これらの要因以外にも、例えば全般的な地元志向（の変化）なども通婚圏の形成に関係があると思われる。

12) 本稿で観察した2つの効果と真の（つまり出会いの時点での）効果との対応は、出会いのあとの人口変動が少ないほどよくなる。この点については、例えば中川（2001 p.29）が「各コーホートの大都市圏と非大都市圏の間の人口分布は男女とも結婚時点でほぼ決ま」としていることを踏まえると、今回の分析においてもそれなりの結果が得られている可能性がある。ただし、年齢によってはこの傾向に当てはまらない集団もあり、例えば当該論文の1931年6月以前生まれの人たちでは、初婚前後と調査時点との地域分布の差は比較的大きい。また後述の表3においても、調査時点で大都市圏に居住する非大都市圏出生者同士の夫婦（初婚夫婦に限定）のうち、夫婦ともに初婚前に非大都市圏に居住していたケースが1966-86年生まれでも25%を占めており、結婚後の夫婦による圏域間移動が最近の出生集団でも一定の水準で発生していることが示唆される。

13) 例えば、調査時点で大都市圏に居住する非大都市圏出生者同士の夫婦のうち、「初婚前に夫が大都市圏、妻が非大都市圏」に居住していた組み合わせの割合は1966-86年生まれで16%となっており、この割合はその他の出生年と比較してもほとんど変化していない。

表3 出生地および初婚の直前の居住地の圏域による夫婦の組み合わせ：現住地の圏域・夫の出生年別

	非大都市圏に居住する夫婦 (夫の出生年別)						大都市圏に居住する夫婦 (夫の出生年別)					
	～1946年		1946～66年		1966～86年		～1946年		1946～66年		1966～86年	
	(全体に占める割合) n = 3,894	(全体に占める割合) n = 7,342	(全体に占める割合) n = 4,444	(全体に占める割合) n = 1,218	(全体に占める割合) n = 2,214	(全体に占める割合) n = 1,800						
夫：非大都市圏出生／妻：非大都市圏出生												
初婚の直前の居住地の組み合わせ												
夫：非大都市圏／妻：非大都市圏	93.5	(80.3)	93.9	(85.8)	97.0	(79.3)	22.4	(4.2)	17.4	(2.3)	25.1	(1.7)
夫：非大都市圏／妻：大都市圏	0.7	(0.6)	0.8	(0.7)	0.4	(0.3)	1.3	(0.2)	1.3	(0.2)	0.0	(0.0)
夫：大都市圏／妻：非大都市圏	2.6	(2.3)	2.1	(1.9)	0.9	(0.7)	17.9	(3.4)	18.8	(2.4)	16.4	(1.1)
夫：大都市圏／妻：大都市圏	3.3	(2.8)	3.2	(2.9)	1.8	(1.5)	58.4	(11.0)	62.5	(8.1)	58.5	(4.0)
総計	100.0	(85.9)	100.0	(91.3)	100.0	(81.8)	100.0	(18.8)	100.0	(13.0)	100.0	(6.8)
夫：非大都市圏出生／妻：大都市圏出生												
初婚の直前の居住地の組み合わせ												
夫：非大都市圏／妻：非大都市圏	47.0	(1.6)	43.8	(1.9)	62.0	(4.8)	0.2	(0.0)	2.5	(0.4)	1.3	(0.2)
夫：非大都市圏／妻：大都市圏	13.8	(0.5)	31.6	(1.4)	21.3	(1.7)	1.2	(0.2)	4.4	(0.7)	2.8	(0.3)
夫：大都市圏／妻：非大都市圏	1.5	(0.1)	0.5	(0.0)	0.7	(0.1)	0.2	(0.0)	0.4	(0.1)	0.4	(0.1)
夫：大都市圏／妻：大都市圏	37.8	(1.3)	24.1	(1.0)	16.0	(1.3)	98.4	(14.4)	92.7	(13.9)	95.5	(11.3)
総計	100.0	(3.5)	100.0	(4.3)	100.0	(7.8)	100.0	(14.7)	100.0	(15.0)	100.0	(11.9)
夫：大都市圏出生／妻：非大都市圏出生												
初婚の直前の居住地の組み合わせ												
夫：非大都市圏／妻：非大都市圏	72.5	(3.0)	62.1	(1.8)	77.2	(5.5)	3.6	(0.5)	5.2	(0.7)	6.1	(0.8)
夫：非大都市圏／妻：大都市圏	0.0	(0.0)	1.5	(0.0)	3.6	(0.3)	0.0	(0.0)	0.7	(0.1)	0.2	(0.0)
夫：大都市圏／妻：非大都市圏	10.1	(0.4)	16.0	(0.5)	8.4	(0.6)	19.9	(2.9)	13.3	(1.8)	13.5	(1.7)
夫：大都市圏／妻：大都市圏	17.3	(0.7)	20.4	(0.6)	10.8	(0.8)	76.5	(11.2)	80.8	(10.9)	80.3	(10.2)
総計	100.0	(4.2)	100.0	(3.0)	100.0	(7.1)	100.0	(14.7)	100.0	(13.4)	100.0	(12.7)
夫：大都市圏出生／妻：大都市圏出生												
初婚の直前の居住地の組み合わせ												
夫：非大都市圏／妻：非大都市圏	25.0	(0.4)	5.7	(0.1)	31.4	(0.8)	0.0	(0.0)	0.3	(0.2)	0.3	(0.2)
夫：非大都市圏／妻：大都市圏	2.9	(0.0)	16.9	(0.2)	24.0	(0.6)	0.8	(0.4)	1.0	(0.6)	0.9	(0.6)
夫：大都市圏／妻：非大都市圏	0.8	(0.0)	1.5	(0.0)	2.6	(0.1)	0.4	(0.2)	0.4	(0.2)	0.9	(0.6)
夫：大都市圏／妻：大都市圏	71.3	(1.0)	75.9	(0.9)	42.0	(1.1)	98.8	(46.9)	98.3	(57.2)	97.9	(65.8)
総計	100.0	(1.4)	100.0	(1.2)	100.0	(2.7)	100.0	(47.5)	100.0	(58.1)	100.0	(67.2)

資料：第8回人口移動調査

集計対象は初婚夫婦に限定。夫婦のどちらかで出生地の都道府県が不明、初婚前の居住地の都道府県が不明、初婚前の居住地が国外のいずれかが該当するケースを除く。「全体に占める割合」は、夫婦のどちらかで出生地の都道府県が国外のケースを分母に含む割合であるが、これに該当するケースの割合は表には掲載していない。このため、「全体に占める割合」の総和は100%にならない。また、割合については四捨五入して表記したため、各カテゴリーの合計が100%あるいは総計に等しくならないことがある。

V. まとめ

本研究では、近年の地域的通婚圏の特徴を捉えるため、「第8回人口移動調査」のデータを使って出生地が異なる夫婦の割合とその変化を検討した。分析は都道府県および圏域（大都市圏／非大都市圏）の2つの地域単位で行い、夫の出生年ごとに出生地別の夫婦の組み合わせの変化、およびその変化と人口移動の動向などとの関係を検討した。まず、都道府県単位の分析によれば、出生地の都道府県が互いに異なる夫婦の割合は1946-56年生まれ（夫の出生年、以下同）から1966-76年生まれにかけて上昇していた。この上昇はとくに調査時点で非大都市圏に住んでいた人の間で顕著だった。次に、こうした変化が起きた時期の人口移動を生涯の各時点別の居住地データを使って検討したところ、都道府県間の移動率は全体として上昇しているとはいえなかった。しかし、移動者とそれ以外の人に

ついて他地域出生者と結婚する人の割合を観察したところ、移動の有無にかかわらず割合は上昇していたことが明らかになった。このことから、都道府県を単位にした地域的通婚圏の拡大は、移動による人口規模効果（出生地別人口の変化に伴う出会いの確率の変化）というよりは、相手の選択パターンが変化した効果（選択効果）によるものだったと推測された。

圏域単位の地域的通婚圏については、他地域出生者と結婚している夫婦の割合は1946-76年生まれではやや上昇していた。ただし、こうした通婚圏域の変化には居住地別・出生地別に差があり、非大都市圏居住者ではおおむね拡大、大都市圏で生まれ、大都市圏に居住する人たちでは縮小の傾向が見られた。次に、こうした変化の原因として人口規模効果を検討したところ、非大都市圏で生まれた人による大都市圏への流入率では全体として低下傾向が目立っていたこと、大都市圏での出生者割合は1970年代半ばまで上昇していたこと、その結果とくに大都市圏においては少なくとも1970年代半ばごろまで大都市圏出生者が相対的に増加していたことなどが分かった。また、こうした人口規模効果以外の効果（選択等の効果）の分析では、人口規模から期待される割合（期待値）と実績値の観察から、この効果が大都市圏の他地域出生者同士の組み合わせの頻度を下げる方向に働いていたこと、こうした負の効果は徐々に緩和されてきたことなどが明らかになった。ただし、この期待値の分析については、夫婦の出会いの時点ではなく調査時点の居住地域別データを用いているという問題がある。それゆえ、今回の結果に対してはさらに検証が必要になると考えられる。

今回の分析では、通婚圏域を変化させる要素として人口規模効果とその他の効果を検討したが、社会経済的な要因については検証できなかった。今後は上で述べた期待値の分析の問題点を改善するとともに、教育歴や職業、移動の経歴など、さまざまな要因が通婚パターンに与える影響を検討することで、地域的通婚圏の特徴やその規定要因がより明らかになると思われる。

(2020年1月18日査読終了)

第8回人口移動調査の調査票情報は統計法32条の規定にしたがって利用した。

本研究の骨子は2019年日本地理学会秋季学術大会（新潟大学、2019年9月21日）で報告した。また、論文執筆時には学会報告の内容に一部修正を加えた。本稿の審査にあたり貴重な御意見を寄せられた査読者の方に感謝申し上げる。

参考文献

- 大江守之（1995）「国内人口分布変動のコーホート分析」『人口問題研究』第51巻第3号，pp.1-19.
- 大友篤（1996）『日本の人口移動』大蔵省印刷局.
- 合田栄作（1976）『通婚圏』大明堂.
- 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）報告書一』国立社会保障・人口問題研究所.

- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『第8回人口移動調査報告書』国立社会保障・人口問題研究所。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2019）『人口統計資料集2019』国立社会保障・人口問題研究所。
- 崎原盛造（1984）「沖縄県伊平屋島の通婚圏に関する研究」『民族衛生』第50巻第4号，pp.178-189.
- 佐々田幹雄（1957）「旭村を中心とする人口移動について—特に通婚圏の立場から」『学芸地理』第8号，pp.26-27.
- 篠崎信夫（1974）「昭和47年第6次出生力調査報告（その12）：通婚圏問題と人口政策」『人口問題研究』第130号，pp. 46-52.
- 鈴木恂吾（1961）「福島市の通婚圏—特に職業別に見た通婚圏について—」『民族衛生』第27巻第3号，pp.213-220，A13.
- 鈴木透（1990）「日本の通婚圏（1）地理的通婚圏」『人口問題研究』第195号，pp.17-32.
- 豊川裕之・丸井英二・小野雅司（1977）「沖縄県与那国島の通婚圏の研究」『民族衛生』第43巻第1・2号，pp. 40-49.
- 中川聡史（2001）「結婚に関わる人口移動と地域人口分布の男女差」『人口問題研究』第57巻第1号，pp.25-40.
- 林玲子（2018）「ライフイベントからみた移動」国立社会保障・人口問題研究所（2018）『第8回人口移動調査報告書』国立社会保障・人口問題研究所，pp.39-46.
- 水野徳美・岡本学・有泉誠・野原聖一・岡田晃（1978）「閉鎖的山村における通婚圏とその変容過程について」『民族衛生』第44巻第4号，pp.158-164.
- 吉田美智子（1965）「伊豆大島の通婚圏」『新地理』第12巻第4号，pp.13-20.

Interregional Marriage and Migration

SHIMIZU Masato, NAKAGAWA Masataka and KOIKE Shiro

This paper examines the recent changes in interregional marriage, or so-called geographical heterogamy, by using the data drawn from the Eighth National Survey on Migration in Japan. The results show that the proportions of married couples whose birth prefectures differ from each other increased among those born from 1946 to 1976 (husband's birth year). At the regional level (metropolitan / nonmetropolitan areas), the proportions of couples whose birth regions differ from each other generally decreased among those living in the metropolitan area, but increased among non-metropolitan residents born after 1946. Our examination of the demographic factors of those interregional changes in marriage patterns finds that the changes in geographical heterogamy can be mainly attributed to the population size effects due to regional demographic factors such as migration and geographical distribution of births. The results also suggest that the other residual effects that can be explained by non population-size factors such as mate selection preference have contributed to the changes both at the prefectural and regional levels.

Keywords: geographical heterogamy, migration, marriage

特集Ⅱ：第8回人口移動調査の結果から（その3）

2 地域モデルを用いた大都市圏出生者割合の分析

清水昌人・小池司朗

本研究では2地域人口モデルにより人口移動と出生の変化が大都市圏生まれの割合の推移に与える影響を検討した。モデルでは第8回人口移動調査のデータに基づいて出生地別・居住地別の流出率と子ども女性比を14通りに設定し、大都市圏出生者の人口と彼らが大都市圏居住者に占める割合を50年後まで計算した。その結果、以下の点が明らかになった。第一に、流出率と子ども女性比の実績値（一部は補正值）を一定として計算すると、大都市圏出生者の割合は一定期間後に上昇に転じた。第二に、当該割合を下げる方向に率や比の初期値を変えて固定した場合でも、割合はいずれ上昇した。第三に、割合を下げる方向に率や比を継続的に変化させると、割合は早くから低下傾向を示した。第四に、多くのケースでは流出率よりも子ども女性比の設定のほうが大都市圏出生者割合の変化に影響していたが、なかには子ども女性比の効果がほとんど見られない場合もあった。

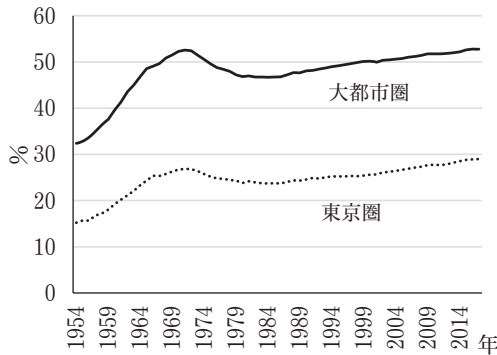
キーワード：大都市圏生まれ，2地域モデル，流出率，子ども女性比

I. 導入

地域人口の既存研究においては、大都市圏生まれの人口の規模や割合は、日本の地域人口の変動を直接的・間接的に規定する要素の一つと考えられている。例えば、大江(1995)は東京圏の人口変動を分析するなかで、高度経済成長期などにおける人々の流入と再生産行動が彼らの子世代における東京圏出生者を増加させ、人口の地域分布の変化に寄与したことを明らかにした(黒田(1976)も参照)。また、中澤(2010 p.25)は国勢調査データを分析し、団塊ジュニアは団塊の世代などに比べ東京圏居住割合が幼少時より上昇していること、彼らは親世代の郊外化を反映して東京圏の郊外地に多く住み、都市の人口分布構造に影響を与えたことなどを示した。周知のように、日本では出生地の統計が限られているため、大都市圏生まれの人口やその分布などを扱った研究例は多くない。しかし、「東京一極集中」など、人口分布に関連した問題が依然として高い関心を集めていることを踏まえると、地域人口の研究においては今後もこうした出生集団の動きに注目していく必要がある。

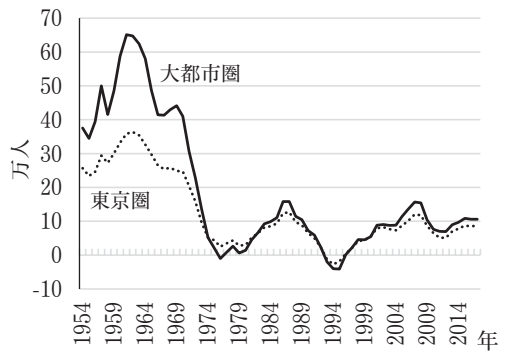
一方、こうした大都市圏出生者の人口研究においては、以前から地域分布の状態やその影響が検討されてきたことは確かだが、例えばより根本的な、彼らの人口規模や割合がどのような人口学的メカニズムにより決まるのかといった問題については、これまでほとんど明らかになっていない。上でも触れたが、従来の研究では大都市圏出生人口の規模・割合を規定する要素として、流入者の多さや彼らによる人口の再生産行動が想定されてきた

図1 大都市圏および東京圏における出生者数の割合



資料：人口動態調査

図2 大都市圏および東京圏における流入超過数



資料：住民基本台帳人口移動報告，人口統計資料集

(例えば大江 1995 pp.7-9, 井上 2002 p.63, 井上 2016 p.119). しかし人口移動の影響については、大都市圏での出生割合の変化が年齢総数の純移動数の変化とあまり対応していないことから分かる通り(図1, 2参照), いまだに不明な点が多い. また, 地域別出生の分析では通常, 当該地域の出生水準やその地域差が問題になるが, 従来の分析ではそうした点もあまり注目されてこなかった. 一般に地域の出生規模の決定過程は, 移動と出生が相互に規定関係にあるため, かなり複雑とされている(小池(2014)参照). また, 地域全体の出生率は親の出生地の構成などに影響されるが(つまり流入者と地元生まれでは出生率が同じとは限らない), 親の出生地の構成は祖父母世代の移動経験に影響されているため, 出生規模の決定の過程自体も多世代にわたる. それゆえ, 大都市圏出生者の規模や割合の変動メカニズムをより深く理解するためには, 移動と出生の状態を把握することはもちろん, 両者の相互作用を長期的に観察することが求められる. また, そうした観察を行う際には地域別の統計が比較的限られていることから, 既存統計の検討だけでなく, 何らかのモデルを使った分析なども必要になる.

本研究では, 移動と出生が大都市圏での出生者割合を変化させる過程を捉えるため, 大都市圏/非大都市圏の2区分に基づく比較的簡易な2地域人口変動モデルを作成し, 複数の条件下における当該割合の推移を観察する. 具体的には, 大都市圏居住者に占める大都市圏生まれの割合(以下, 「大都市圏出生者割合」と略す)に着目し, 近年上昇を続けているこの割合が移動率と出生率を変化させた場合にどう変化するか, どのような条件が揃えばこの上昇傾向は止まるのか, といった問題を検討する. また, こうした結果をもとに移動率と出生率と与える影響の相違点や両者の相互関係などについても考察を加える. 以下では, 基本的なデータとして利用する「第8回人口移動調査」の内容に触れたあと, モデルの基本的な構成や本稿で用いる仮定設定などを説明する. 次に, 計14パターンの仮定値による計算結果を観察し, 人口移動と出生が大都市圏出生者割合の変化に与える影響を検証する.

II. 人口変動モデルの作成

1. 基礎データ

今回の分析では、人口モデルから得られる値が過度に非現実的にならないようにするため、モデルに投入する基礎的な値に実績の値を用いることにした。具体的には、モデルで使う年齢別人口、出生率、および移動率の初期値は「第8回人口移動調査」の集計結果から、また生残率は厚生労働省の都道府県別生命表（平成22, 27年）から得ることにした。前者の「第8回人口移動調査」について簡単に触れると、この調査は国立社会保障・人口問題研究所が2016年に行った配票自計式の全国サンプル調査であり、計48,477世帯の各世帯員からこれまでの居住地や移動経験などのデータが集められている（ただし、熊本地震の影響で調査時に熊本県と由布市に住んでいた人は調査されなかった）¹⁾。今回は、そうしたデータのなかから、各個人の i) 出生地（生まれたときの親の常住地）、ii) 現住地（調査時点の居住地）、iii) 調査の5年前の居住地、iv) 世帯主の子ども（別居子を含む）の出生地と現住地のデータを取り上げ、年齢別・居住地域別の移動率と子ども女性比を計算した。ただし、今回の分析では男性の地域別移動のデータと他の移動統計（総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」）との間にやや乖離が見られたため、本稿では女性の分析結果のみを示している。

2. モデルの構成

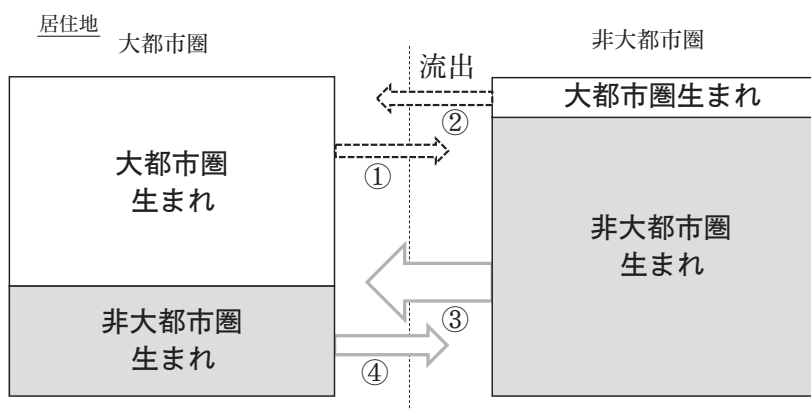
(1) 概要

本稿で用いる2地域人口変動モデル（以下、2地域モデル）とは、2つの地域の人口が（主として地域間移動を通して）互いに影響を与えながら変化していくというモデルであり、地域人口の変動モデルとしては比較的単純な部類に属する（Rogers 1990参照）。ここでは上述したデータからある程度細かい値が入手できたため、年齢別の流出率と生残率、および子ども女性比を使ったごく簡単な2地域モデルを採用した。ただし、本稿の目的は出生地別の人口割合の観察なので、今回の分析では2地域の人口を単に居住地だけではなく出生地別にも分け、それぞれの人口集団の規模が時間とともに変化していくモデルを使うことにした。図3にモデルの簡単なイメージを示した。ここでは、ある年齢層の出生地・居住地集団別の人口とそれらの流出のみを図示しているが、実際のモデルでは年齢別（5歳別、5-9歳～70歳以上）の流出率と生残率、および子ども女性比を設定して次期の各集団の人口を計算する。また、観察対象である大都市圏での出生者の割合（大都市圏居住者に占める割合）は、図のような4集団のうち大都市圏に居住する2集団（大都市圏生まれ、非大都市圏生まれ）の人口を使って計算している。

以下では、地域区分や率、シナリオなど、モデルで使う具体的な設定について述べる。

1) 調査の詳細は国立社会保障・人口問題研究所（2018）を参照されたい。

図3 2地域人口変動モデルにおける流出のパターン



* 各集団による死亡、出生は表示していない。流出の番号(①~④)については本文参照。

(2) 地域区分

地域区分は大都市圏、非大都市圏の2区分とした。大都市圏の範囲は1都2府8県²⁾、非大都市圏はそれ以外の36県とした。この地域区分は、出生地や各時点での居住地など、ここで参照する地域すべてに適用する³⁾。また、これら2地域以外の地域(国外)については今回のモデルでは扱わない。したがって今回の分析は、国内における国内出生者の人口変動に限定したものであることになる。

(3) 移動率、出生率、生残率の基準値

今回のモデルでは、移動率や出生率を変化させた場合に大都市圏出生者の割合がどう変わるかを観察するのだが、率を変化させる際にはまず出発点となる値が必要になる。ここではそうした基準となる値として、上述のとおり調査データと既存統計による実績値を使うことにした。具体的には、それぞれ以下のような値を基準として利用した。まず移動率については、移動調査の出生地、調査の5年前の居住地、調査時点の居住地のデータを参照して、出生地別、5年前の居住地別に過去5年間の年齢別流出率を計算した。図3に即して例をあげると、左上の集団、つまり大都市圏生まれで5年前の居住地が大都市圏だった人々では、5年後(調査時点)に非大都市圏にいた人(矢印)を5年間の流出者として、 $\text{流出率} = \text{流出者} \div \text{人口} (= \text{大都市圏生まれで5年前に大都市圏居住の人})$ とした。また、 $(1 - \text{流出率})$ を残留率(5年前と同一地域にいた率)とした。これらの年齢別流出率と残留率は、出生地別、5年前の居住地別の4集団についてそれぞれ計算されるので、モデルでは移動関連の率として計8つの率が設定される。ただし、これらの率のなかには調査で観測された移動者数が非常に小さい年齢層の率があるため、その場合には前後の年

2) 埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、岐阜県、愛知県、三重県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県。

3) 人口移動調査のデータには、調査時点で熊本県にいた人はデータに含まれないが、熊本県で生まれて調査時点で他地域に住んでいた人は含まれる。

表1 母親と子どもの居住歴の組み合わせ

母親 (15-49歳)			子ども (0-4歳)			
			出生		現在	
出生	5年前	現在	M	N	M	N
M	M	M	○		○	
		N		○		○
M	N	M	○		○	
		N		○		○
N	M	M	○		○	
		N		○		○
N	N	M	○		○	
		N		○		○

資料：第8回人口移動調査

○はデータ上で出現した組み合わせを示す。Mは大都市圏、Nは非大都市圏。

年齢層の率と平均した値を基準値としている⁴⁾。

出生率に関しては、一部の居住経歴別集団で年齢別の観測数が非常に小さくなっているため、居住経歴別の子ども女性比を使うことにした。この計算では、はじめに調査データに基づき表1のような形式で母親の居住経歴別の子ども(0-4歳)の数を集計した。ここでは、母親は続柄が「世帯主」か「世帯主の配偶者」の15-49歳の女性、子どもは続柄が「世帯主の子」(同居子)、および世帯主の別居子の男女(0-4歳)とした。次に、表1の居住経歴別の子どもの数は続柄や不詳回答などの関係から調査データ全体における居住経歴別の0-4歳の人数とは一致しないため、前者が後者に合致するよう一律に補正し、さらにその人数と居住経歴別の女性の人数(15-49歳、上述の母親だけでなく未婚者等もすべて含む)との比を計算して子ども女性比の基準値とした。ただし、今回は女性人口だけを扱うので、子ども女性比から得られる0-4歳人口は性比で調整した。性比には日本の将来人口推計で使われた値(105.2)を用いた(国立社会保障・人口問題研究所 2017)。

最後に、生残率は都道府県別生命表(厚生労働省)の静止人口から計算した。計算にあたっては、まず平成22年と平成27年の女性の静止人口を用いて都道府県別、年齢5歳階級別の生残率を計算したあと、それらの値を各年の都道府県別、年齢別の国勢調査人口(年齢不詳案分済みの基準人口)で重み付けして大都市圏と非大都市圏(熊本県は除く)の年齢別生残率を得た。その後は、2カ年の値を直線補間して移動調査の調査時点と5年前の中間時点の生残率を推定し、この値を地域別生残率の基準値とした。

4) 第8回人口移動調査では調査対象の抽出率が都道府県間で同じではないため、ここでは都道府県別の人口で重み付けした集計結果を用いて計算を行っている。また、今回の集計では流出の年齢別の観測数は全体に少なく、一桁のケースもあるため、ここでの「実績」値は統計学的にはかなり不安定なものとなっている。なお、平均値による補正は、流出率が大きく変わる年齢層の前後で行うのは不適当なため、観測数が少なくても補正しなかった年齢層もある。

(4) 計算の期間

計算の期間は出発点から50年後までとした。また、大都市圏における大都市圏出生者割合の観察は出発点を0期として1期（5年後）から10期（50年後）までの各時点（5年ごと）で行うこととした。

(5) シナリオ

今回の分析では以下のようなシナリオのモデルを検討した（表2）。

第一に、各集団の流出率、子ども女性比、生残率の実績値を固定するモデルを作成した。これは移動率や出生率の変化の効果を見る際の基準となるモデルなので、ここでは基盤モデルと呼ぶ。

第二に、基盤モデルで得られた大都市圏出生者割合を踏まえて、これを低下させるような方向に率・比の初期値を変え、以後一定とするモデルを作成した（率一定モデル）。一般に、大都市圏出生者割合を下げるには大都市圏に住む大都市圏出生者が減るか、大都市圏に住む非大都市圏出生者が増えればよいと考えられる。そこで、まず流出率については1) 大都市圏に住む大都市圏出生者の流出率を上げ、2) 大都市圏に住む非大都市圏出生者の流出率を下げることにした。また、非大都市圏居住者では3) 大都市圏出生者の流出率（＝大都市圏への流入）を下げ、4) 非大都市圏出生者の流出率（＝同）を上げることにした。この4つの設定はここでは同時に行うとともに、率を上昇・低下させる程度は基準値の±5%と±10%の2通りとした。さらに、流出率を操作する年齢は長距離移動の活発な15-39歳に限定し、上下させた率は観察の全期間で一定とした。残留率は、基準値の場合と同様、 $(1 - \text{流出率})$ とし、流出率の設定に合わせて設定し直した。

次に、子ども女性比では大都市圏出生者割合を下げるため、1) 大都市圏出生の子どもの値（表1の左半分）を下げ、2) 非大都市圏出生の子どもの値（表1の右半分）を上げた。上下の幅は流出率と同様、基準値の±5%と±10%とし、全期間で値を固定した。

生残率は大都市圏出生者割合に及ぼす影響が相対的に小さいと考えられるため、今回は基準値のまま全期間一定とした。この生残率の設定は後の2つのモデルでも同様にした。

第三に、率一定モデルの状態から率・比が大都市圏出生者割合をさらに低下させる方向に変わった場合の状況を見るため、率一定モデルの率を1期以降も変化させていくモデルを作成した（率変化モデル）。率・比を変化させる方向は、率一定モデルで基準値から上昇させているケースは上昇方向、低下させている場合は低下方向とした。また、変化させ

表2 各モデルの条件設定

モデル	率の設定	
	初期値（0→1期）	1→2期以降
I 基盤	基準値（実績値）	初期値を固定
II 率一定	基準値の±5%、±10%	初期値を固定
III 率変化	基準値の±5%、±10%	1期前の率の±5%、±10%
IV 率低下	基準値の-5%、-10%	1期前の率の-5%、-10%

る程度は流出率，子ども女性比とも，率一定モデルで±5%とした場合は前の期の値の±5%，±10%の場合は同様に±10%とした．例をあげると，率を5%上昇させる場合には0期→1期の値が率一定モデルで基準値×1.05となっているので，1期→2期は基準値×1.05×1.05とした．さらに2期→3期は基準値×1.05×1.05×1.05とし，続く期間でも順次同じように計算した．

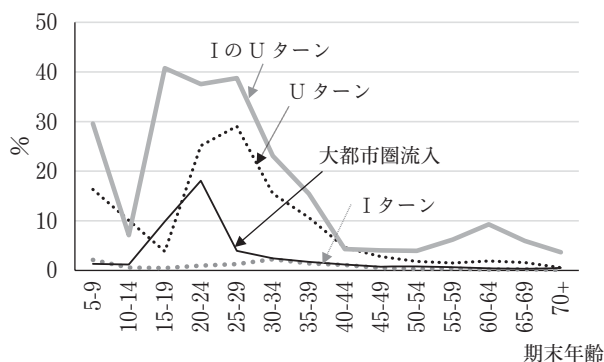
最後に，以上の3つのモデルとは別に全集団の流出率と子ども女性比を順次低下させるモデルを作成した（率低下モデル）．これは，全集団の率・比を一方方向に変えた場合にどうなるかを見るための試みだが，少なくとも現在は出生率が継続的に上昇する状況にはないため，ここでは低下した場合のみを検討することにした．率・比の設定の方法は率変化モデルで率・比を低下させた場合と同じとした．ただし，試験的に-5%のケースを検討したところ変化がそれほど大きくなかったことから，ここでは-10%の計算のみを行った．

III. 結果

1. 年齢別流出率と子ども女性比の実績値

モデル別の計算結果を見る前に，年齢別流出率と子ども女性比の実績値（一部は補正值）を確認する．図4に居住経歴別集団の年齢別流出率を示した．ここでは居住経歴の表記の煩雑さをさけるため，図の4集団の移動に簡易的な呼称を付している．この図によれば，値が全体として最も高いのは「IのUターン」（「Iターン者のUターン」の意，出生時に大都市圏，調査5年前には非大都市圏に住む人々（Iターン者）の再移動）であった．とくに15-29歳（期末時の年齢）の流出率は高く，40%前後に達していた．また，「Uターン」（出生時に非大都市圏，5年前には大都市圏に住む人々の再移動）でも値は高く，20歳代の流出率は25~29%程度だった．一方，その他の集団については，「大都市圏への流

図4 出生地別・居住地別集団の流出率（基盤モデルの初期値）



資料：第8回人口移動調査
 率は期末人口を使い，流出者÷（流出者+残留者）×100で計算．
 一部の値は補正済み．各流出の名称については本文の説明を参照．

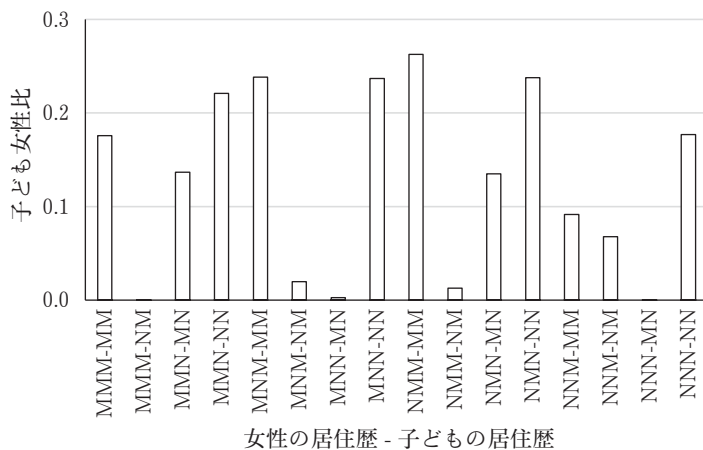
出」(出生は非大都市圏、5年前も非大都市圏に住む集団の流出)で20歳代前半の流出率が比較的高かったが(18%),その他の年齢では全体に値が低かった。また、「Iターン」(出生は大都市圏、5年前も大都市圏に住む集団の流出)では流出率が非常に低く、最も高い30-34歳でも2.2%に留まっていた。

図4の移動率には人口移動研究にとって示唆的な点がいくつかあるが、本稿のテーマとの関連ではとくに人口規模と流出率の間に逆相関がある点が指摘できる。すなわち、4つの移動の間には「IのUターン」と「Uターン」がそれぞれ「Iターン」者と「大都市圏への流出」者から発生する、という関係があるが、この後2者の集団は元の集団の流出率が比較的低いため、人口規模が相対的に小さい。それゆえ、「IのUターン」と「Uターン」は移動率が高くても人口規模自体は小さく、結果的に着地の人口に与える影響は低くなる。とくに「IのUターン」に関しては元の人口規模が非常に小さいため、モデルの計算結果に与える影響も率の水準から想像されるほど高くはない。

子ども女性比(子どもは男女含む)については、図5に女性と子どもの居住経歴の組み合わせごとの値を示した。これによれば、子ども女性比と女性の居住経歴との関係はかなり複雑であり、値が高いケースでも低いケースでも、女性の出生地や居住地が非大都市圏の場合もあれば非大都市圏の場合もある。また、子どもの居住経歴との組み合わせでは、女性の居住経歴が同じ場合でも子どもの経歴ごとに値が大きく異なる場合も少なくない。図を見る限りでは、全体として特定の傾向を見出すことは難しいといえる。

子ども女性比がこのような特徴を示す理由は、今回は検討していないため、ここでは詳しく示すことができない。ただ、統計処理上の点に限って言えば、指標やデータに関するいくつかの問題が指標の値に影響したであろうことは指摘できる。例をあげると、図5からも示唆されるように、分母人口の年齢構造は集団によりかなり異なっている(とくに最近

図5 女性と子どもの居住歴別の子ども女性比(基盤モデルの初期値)



資料：第8回人口移動調査
居住歴の凡例は表1参照。

移動した集団)。しかし、子ども女性比では年齢構造の影響が補正されないため、こうした年齢構造の違いが値の高低を大きく左右した可能性がある。また、今回は女性3時点、子ども2時点の計5時点の居住経歴で集団を細かく分けたため、分母、あるいは分子で対象者数が非常に少ない場合がある。したがって、こうした統計上の問題も今回の結果に一定の影響を与えたと考えられる（注3参照）⁵⁾。

2. シナリオ別の計算結果

(1) 基盤モデル

図6に実績値を一定とした基盤モデルの結果を3種類の方法で示した。まず、図6-aに0期、5期（25年後）、10期（50年後）の3つの期における大都市圏出生者割合の年齢パターンを示した。これによれば、年齢別の大都市圏出生者割合は各期とも40歳代までは基本的に似たパターンを示していた。すなわち、10歳代前半まで高かった割合が20歳代までに低下、それから回復し、後は（0期では上下の幅が大きいがおおむね横ばいになるかやや低下する、というパターンが3つの期に共通して見られた。しかし、値の水準自体は0-4歳から70歳以上までほぼすべての年齢で後の期ほど高くなっており、とくに高い年齢層では上昇幅が大きかった。

次に、年齢別の割合の推移を細かく把握するため、例として30-34歳時点の割合を1期ごとに示した（図6-b）。このグラフによれば、大都市圏出生者割合は常に上昇していたわけではなく、1期から4期にかけては割合がやや低下していた。しかし4期以降は反転し、10期までほぼ直線的に上昇していた。

最後に、コーホートを単位として加齢に伴う大都市圏出生者割合の推移を見ると（図6-c）、-1期（図の注参照）から2期の各時点で0-4歳だった4コーホートではいずれにおいても値が一旦下がり、その後上昇に転じていた。ただし、細かく観察すると値の水準は各コーホートで少しずつ異なっており、少なくとも15歳以上では後のコーホートほど年齢別割合の水準が高くなっていった（30-34歳の値は図6-bの5期から8期に該当）。

以上の結果から、実績の移動率や出生率が同じ水準で推移すると一定の時期以降（25年後など）であれば大都市圏出生者割合は現在よりも全体に高くなること、また同様に一定の時期以降は少なくとも一部の年齢（30-34歳など）の割合は上昇し続けること、などが明らかになった。また、コーホート単位では加齢に伴って割合が上昇しつづけることはないが、少なくとも20歳代前半以降に一旦上昇するパターンは維持されることも示唆された。

(2) 率一定モデル

基盤モデル以外の結果については、紙幅の都合により30-34歳時点の割合とコーホート単位の割合の推移（2期に0-4歳のケース）のみを図化した。はじめに、初期値を大都市圏出生者割合を下げる方向に変えて以後一定とする「率一定モデル」の計算結果を示した

5) こうした点を踏まえると、今回の子ども女性比を既存研究（例えば小池（2014））と比較することは難しいと思われる。

(図7). この図によれば、流出率の初期値のみを変えた場合、件の割合は30-34歳時点、コーホート単位のいずれのケースでも基盤モデルより低下した(図7(1)). また、低下の幅は率を5%変えるよりも10%変えたほうが大きかった。しかし、30-34歳時点の値が4期以降に上昇することは基盤モデルと変わらなかった。また、コーホート単位の観察でも、20-24歳以降の上昇幅は基盤モデルよりは緩和されたものの、上昇すること自体はやはり変わらなかった。

次に、子ども女性比の初期値のみを変えると、30-34歳時点の大都市圏出生者割合は7期からしか低下しないが、その変化の幅は、5%、10%いずれの設定でも流出率を変えたときよりやや大きかった(図7(2)). この傾向はコーホート単位で見た場合でも同じだった。しかしその一方、上述のような割合の上昇傾向自体は、30-34歳での割合、コーホート単位の推移のいずれの場合においても基本的に変わらなかった(30-34歳時点の値は一旦低下のあと、コーホートでは20-24歳以降の動向)。

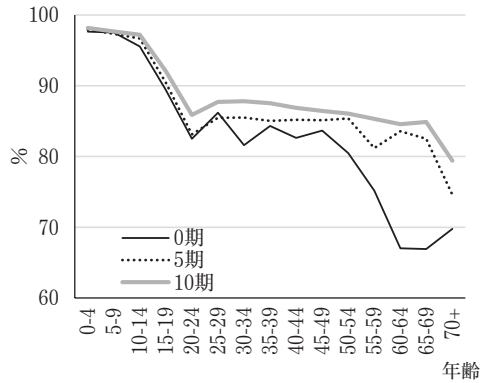
第三に、流出率と子ども女性比を同時に変えた場合(図7(3))には図7(1)と(2)のグラフをほぼ合成したような割合になり、基盤モデルからは値がかなり大きく低下した。10%変化させるケースでは、30-34歳の10期の割合は約4%ポイント、コーホートの40-44歳時の割合でも4%ポイントほど基盤モデルより値が低くなっていた。ただ、やはりこの場合でも割合の基本的な上昇傾向が大きく変わることはなかった。

(3) 率変化モデル

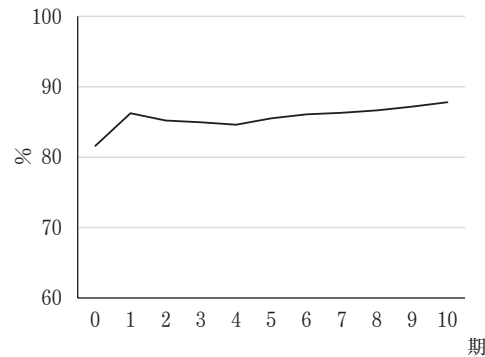
図8に流出率や子ども女性比を大都市圏出生者割合を下げる方向に変化させ続ける「率

図6 大都市圏における大都市圏出生割合の推移(基盤モデル)

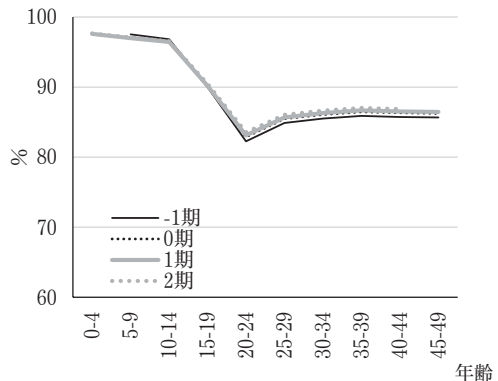
a. 年齢別の割合(0, 5, 10期)



b. 30-34歳時の割合



c. コーホート(各期の0-4歳)における割合の推移



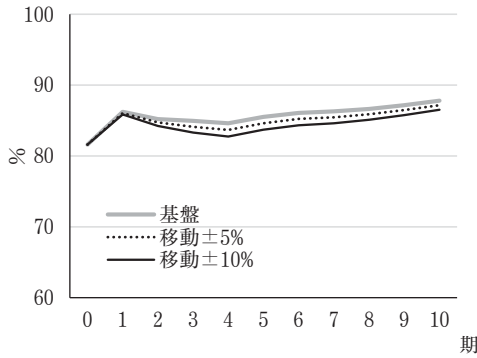
資料：第8回人口移動調査

「-1期」は0期に5-9歳だったコーホートを指す。

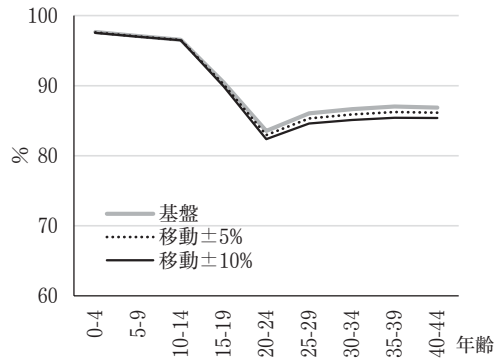
図7 大都市圏における大都市圏出生割合の推移（率一定モデル）

(1)流出率の初期値のみ変化させた場合

a. 30-34歳時の割合

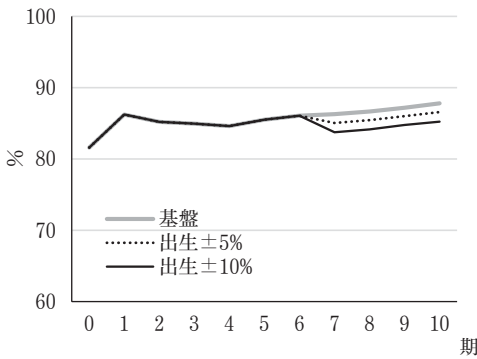


b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

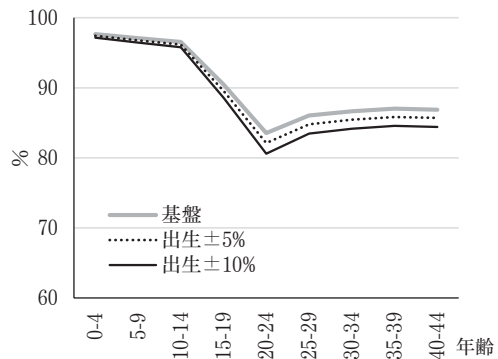


(2)子ども女性比の初期値のみ変化させた場合

a. 30-34歳時の割合

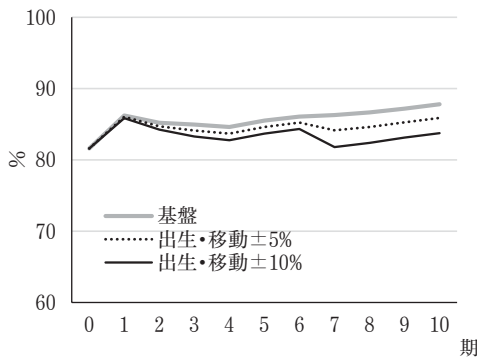


b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

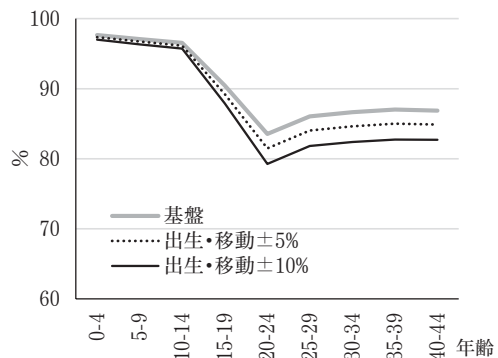


(3)流出率と子ども女性比の初期値を同時に変化させた場合

a. 30-34歳時の割合



b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移



資料：第8回人口移動調査

モデルの説明は本文参照。凡例の「移動」は流出率, 「出生」は子ども女性比を指す。

変化モデル」の結果を示した。まず、流出率のみを変化させた場合、30-34歳時点の大都市圏出生者割合は基盤モデルで4期以降に上昇していたのとは異なり、1期以降一貫して低下した(図8(1))。その結果、基盤モデルとの差は率一定モデルよりもかなり大きくなり、10期の値は基盤モデルに比べて±5%のケースで約7%ポイント、±10%のケースで14%ポイント低くなった。一方、コーホート単位の観察では基盤モデルと違って20-24歳以降の上昇がほとんど見られなくなり、とくに±10%のケースでは20歳代後半から30歳代後半にかけて割合が低下した。また、40-44歳時点の割合も基盤モデルより大きく低下した(±10%の場合、約12%ポイント低下)。

次に、子ども女性比のみを変化させた場合を見ると、30-34歳時点の割合はやはり大きく低下していた(図8(2))。例えば、10期時点の割合は流出率を変えた場合より高い水準にとどまったが(基盤モデルとの差は±5%で約5%ポイント、±10%で約12%ポイント)、変化が始まってからの1期間あたりの低下幅はむしろ流出率の場合よりも大きかった。一方、コーホート単位で見た場合には割合の水準はそれなりに大きく低下したが、図7とは異なり、低下幅は流出率を変えた場合より小さかった。また、20-24歳以降に値が回復する傾向も維持されたままだった。

流出率と子ども女性比を同時に変えた場合については、率一定の場合と同様、グラフは図8(1)と(2)を合わせたような形状になり、大都市圏出生者割合は大幅に低下した(図8(3))。30-34歳時の割合は1期以降ほぼ一貫して低下したが、7期以降はとくに大きく低下した。その結果、10期の値は基盤モデルに比べ±5%のケースで約14%ポイント、±10%のケースでは約32%ポイント低くなった。また、コーホート単位では20歳代後半以降で値がほとんど回復せず、かつ値の水準も大きく低下した。±10%の設定によれば、40-44歳時点の割合は基盤モデルより約20%ポイント低くなっていた。

(4) 率低下モデル

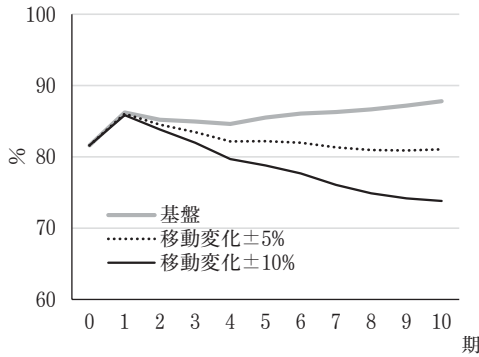
「率低下モデル」では率・比の初期値を基準値の-10%、その後の変化幅も-10%に設定して計算した(図9)。まず、30-34歳時の割合ではどの条件でも4期までの値は基盤モデルとほぼ同じだったが、それ以降は2つのケース(流出率のみを変えた場合、流出率と子ども女性比を同時に変えた場合)で割合の上昇が目立った。ただし、子ども女性比のみを変えた場合には基盤モデルと値が変わらなかった。この後者の結果は、少なくとも今回の観察期間では出生の程度を一律に下げても割合に変化がほぼ生じないことを示唆していると考えられる。

次に、コーホート単位のグラフを見ると、ここでも上記と同様の変化が起きていた。すなわち、基盤モデルと違う値が示されたのは流出率、および流出率と子ども女性比を同時に変えた場合のみだった。この2ケースでは10歳代後半以降、基盤モデルよりも大都市圏出生者割合が高くなっていた。また、20歳代後半以降では値がほぼ一定の水準にとどまるなど、割合の推移のパターンも基盤モデルとは異なっていた。

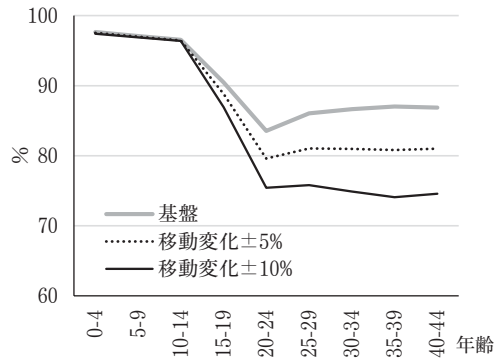
図8 大都市圏における大都市圏出生割合の推移（率変化モデル）

(1)流出率のみ変化させ続けた場合

a. 30-34歳時の割合

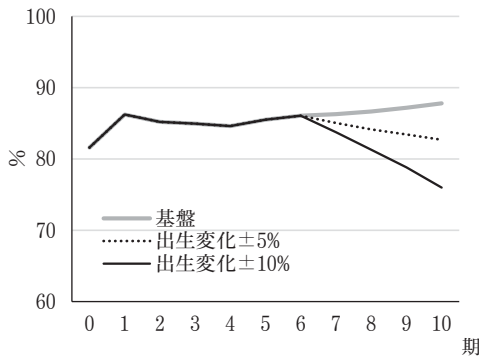


b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

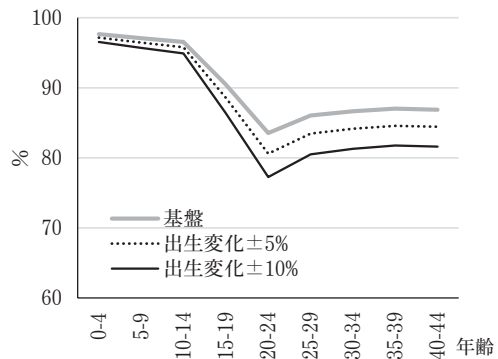


(2)子ども女性比のみ変化させ続けた場合

a. 30-34歳時の割合

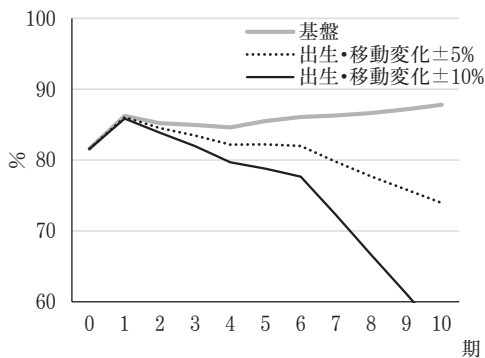


b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

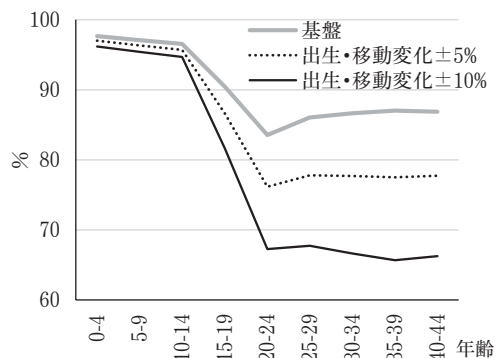


(3)流出率と子ども女性比を同時に変化させ続けた場合

a. 30-34歳時の割合



b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移

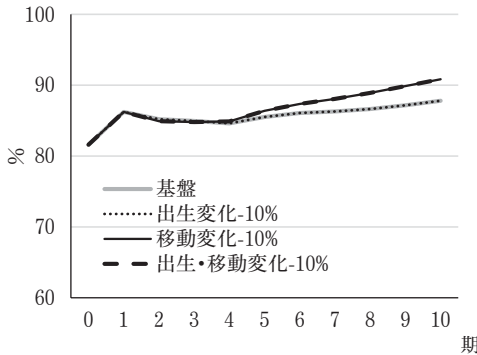


資料：第8回人口移動調査

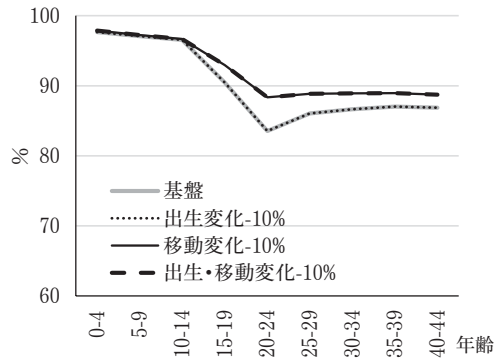
モデルの説明は本文参照。凡例の「移動」は流出率, 「出生」は子ども女性比を指す。

図9 大都市圏における大都市圏出生割合の推移（率低下モデル）

a. 30-34歳時の割合



b. コーホート（2期に0-4歳）における割合の推移



資料：第8回人口移動調査

モデルの説明は本文参照。凡例の「移動」は流出率、「出生」は子ども女性比を指す。

IV. 考察

上の分析のなかでは、4つのモデル、計14パターンのグラフの観察により、大都市圏出生者割合の変動過程を規定する具体的な要素や条件のいくつかが示された。以下ではそうしたもののなかから、①大都市圏出生者割合を下げるための条件、および②移動と出生が及ぼすそれぞれの効果、の2点を取り上げ、前項の結果を整理するとともに若干の考察を加える。また、分析結果を見る際の注意点として今回のモデルの技術的な問題点も指摘する。

はじめに割合を下げる条件についてだが、今回は基盤モデルから「大都市圏出生者割合はいずれ0期の値を上回る」「その後は継続的に上昇する」という結果が得られている。そこで、この結果をどうしたら変えられるかを考えると、基本的には2つの条件が想起できる。まず、率一定モデルのように流出率か子ども女性比の初期値を変えれば、各期の割合は基盤モデルよりも下がる。この場合、初期値の設定にもよるが、大都市圏出生者割合をより長期間にわたって0期の水準よりも低下した状態にとどめることができる。一方、より根本的に「継続的に上昇する」状況を変えるには、流出率や子ども女性比を継続的に変化させるという方法がある。この場合、率・比の変化の程度は一定水準以上でなければならないだろうが、今回の結果によれば少なくとも5年間で±5%変われば割合の上昇傾向は抑制しうる。ただし、こうした方法については、実際には率変化モデルのような状況が簡単には起こりえないという問題がある⁶⁾。それゆえ、理論的にはともかく、現実的に

6) 圏域単位で年齢別流出率の長期的な推移を観察した研究例は、統計データが不足しているためもあり、現状ではほぼ存在しない。ただし、図2や国立社会保障・人口問題研究所（2013）の分析などを踏まえると、一般に地域間の移動率が数十年にわたって一方向に変化するという事態は容易には想像しがたい（国立社会保障・人口問題研究所（2013 p.4）は、「市区町村別・男女年齢別の純移動率は、一時的な要因によって大きく変化することがあるため、一定の規則性をみいだすことが難しい」としている）。

は割合の長期的な上昇傾向が変わる可能性は高くないともいえる。

次に、移動と出生の効果に関しては、今回の分析では流出率と子ども女性比がともに大都市圏出生者割合の水準に影響を与えていることが示された。冒頭で述べたように、従来の研究では大都市圏出生者の量や割合を変化させる要因として、大都市圏への流入者と彼らの再生産にのみ言及する傾向があった。しかし、今回の仮想的な分析では出生率の水準も大都市圏出生者割合の高低に関係があり、その効果の大きさも流出率のそれを上回る場合があることが示された。また、上でグラフを見た際には触れなかったが、図1のグラフ(大都市圏出生割合の推移)と今回の結果を比べると、こうした出生の効果は必ずしも仮想的な条件下でのみ発生するとは限らないことも示唆される(例えば、図1における1970年代後半の割合の低下には図7(2)-aのグラフの動きに似た部分があるため、この時期の出生の水準の変化が割合の推移を規定していた可能性も小さくはない)。ただその一方、今回の分析では出生率の効果が常に有効なわけではないことも明らかになっており、例えばコーホートにおける20歳代後半以降の割合の回復傾向などは、移動率が変わることでも変化しなかった。また、図9で見たように出生率がすべての集団で一律に低下した場合には、50年程度の期間では割合の推移傾向に差が生じなかった⁷⁾。したがって、出生の効果は従来想定されていた以上に複雑であることは確かだが、その詳細については今後さらに検討が求められる。

最後に、結果の解釈に関わる技術的なこととして、今回のモデルにおける集団構成と出生率の問題点を指摘する。まず集団の構成については、率や比を当てはめる各集団の居住経歴が各々の期の直近の経歴しか反映できていない、という問題がある。例をあげると、2期の人口の推定には各集団の出生時、0期、および1期の居住地に基づいた集団分類が使われるが、次の3期の推定には出生時、1期、2期の居住地による集団が使われ、0期の居住地は考慮から外される。そのため、例えば1期の時点ではUターン者だった人(経歴ではNMN)は2期に非大都市圏にいれば経歴がNNNとなり、非大都市圏にずっと住んでいた人たちと同じ扱いになる。これはつまり、今回のモデルでは経歴が異なる人たちに同一の率・比(移動、出生)を適用している場合があることを意味している。今回の分析結果を解釈する際には、こうした技術的な限界も十分に踏まえておく必要がある。

一方、出生率に関しては、実績値を確認した箇所で示したとおり、子ども女性比に対する人口の年齢構造の影響をどう捉えるかが課題となる。繰り返しになるが、子ども女性比という指標は15-49歳を一括した人口を分母にしている。そのため、ある2つの集団で年齢別の出生率が同じだった場合でも、年齢構造が違えば子ども女性比は別の値を示しうるし、逆に子ども女性比が同じだったとしても、年齢別の出生率が同じになるとは限らない⁸⁾。今回のモデルでは率・比をさまざまに変化させているため、0期以降の各時点での

7) この点は、割合への影響が出生率の変化そのものというよりは、変化の地域差により生じることを示している。

8) 子ども女性比の問題としては、年齢構造の影響の他にも、そもそも純粋な出生指標ではない(出生から0～4歳までの人口移動と死亡の影響が含まれる)という問題もある。

年齢構造は0期とは異なっている。しかし、子ども女性比の設定ではこうした年齢構造の変化を考慮せず、単に初期値を固定ないしは上げ下げしているにすぎない。したがって、もし仮に年齢構造の影響を除いて各期の合計出生率を計算することが可能だったとすれば、その合計出生率では元々の想定（「出生率一定」など）とは違う動きが見られる、という可能性もないわけではない。このように、モデルの想定が実際の計算で必ずしもうまく表現しきれないという問題は、データが限定されている状況を踏まえれば、ある程度避けられないものではある。ただし、出生の効果をより正確に捉えるのであれば、今後は別の出生指標の利用可能性を検討するような試みも必要になると思われる。

V. まとめ

本研究では、大都市圏居住者に占める大都市圏生まれの割合（「大都市圏出生者割合」）に着目し、移動と出生の条件の変化がこの割合の長期的な変動にどう影響するかを検討した。具体的には、第8回人口移動調査のデータを元に簡単な2地域人口変動モデルを作成し、大都市圏出生者割合が出生地別・居住地別集団の流出率および子ども女性比の各種設定に応じてどのように推移するかを観察した。4種類のモデルで計14パターンの仮定を設定し、5年おきに50年後までの計算を行ったところ、以下の結果が得られた。

まず、1つめの基盤モデルでは、調査データから得られた実績の率・比（一部は補正值）を一定として計算を行った。その結果、30-34歳時点の大都市圏出生者割合は、長期的には上昇傾向を示した。また、コーホート単位で観察すると、例えば2期に0-4歳だったコーホートでは大都市圏出生者割合が20歳代前半まで低下し、その後はやや回復していた。

2つめの率一定モデルでは、各集団に適用する率・比の初期値を大都市圏割合を低下させる方向に変化させ、以後はその値を一定とした。このモデルでは30-34歳時の大都市圏出生者割合は基盤モデルに比べてやや低下したが、割合の長期的な上昇傾向は変化しなかった。また、コーホート単位でも割合の水準は全体に低下していたが、20-24歳時以降における割合の回復傾向は基盤モデルと同様に観察された。一方、移動と出生が与えた影響をみると、両者の間にはやや差があり、流出率よりも子ども女性比を変えた場合のほうが割合の低下が大きかった。

3番目の率変化モデルでは、率・比の初期値は率一定モデルと同じにした上で、以後の率・比を大都市圏出生者割合を下げる方向に変化させ続けた。ここでは30-34歳時での割合は基盤モデルに比べて大幅に低下し、長期的にも低下の傾向が続いた。また、コーホート単位でも割合の水準は大きく下がった。ただし、20-24歳以降における割合の回復傾向については、流出率を変えると回復がほぼ見られない状態になったものの、子ども女性比を変えただけでは基本的に変化しないままだった。

最後の率低下モデルでは各集団の流出率と子ども女性比の初期値をすべて低下させ、かつその後も継続的に低下させ続けた。このモデルによれば、流出率を低下させた場合には30-34歳時での割合は基盤モデルよりも上昇した。しかし、子ども女性比を変えた場合に

は、割合は基本的に基盤モデルと同じ値となった。このように子ども女性比の影響が見られない状況は、コーホート単位の結果でも同様に観察された。

以上の結果から、大都市圏における大都市圏出生者の割合は現状の移動と出生の条件が継続した場合にはいずれ上昇すること、こうした傾向は初期値を変えただけでは変わらないが、流出率と子ども女性比を特定の方向に変化させ続けると変わること、などが明らかになった。また、移動と出生が割合の推移に与える影響を見ると、今回の設定では出生の影響が移動のそれを上回る場合が多かったが、移動を変えることでしか割合が変化しない例も示された。今後の研究においては、データ処理やモデルの問題点の改善、他の条件による試算などを積み重ねることで、大都市圏出生者割合の変動過程をより詳細に把握することが可能になると思われる。

本研究の概要は、日本人口学会2019年度第一回東日本地域部会（2019.11.24）で発表しました。ご意見、ご提案をいただいた方々に御礼申し上げます。

第8回人口移動調査の調査票情報は統計法第32条の規定にしたがって利用しました。

参考文献

- 井上孝（2002）「人口学的視点からみたわが国の人口移動転換」荒井良雄・川口太郎・井上孝編『日本の人口移動—ライフコースと地域性—』古今書院，pp.53-70.
- 井上孝（2016）「ポスト人口転換期の人口移動」佐藤龍三郎・金子隆一編著『ポスト人口転換期の日本』原書房，pp.111-133.
- 大江守之（1995）「国内人口分布変動のコーホート分析」『人口問題研究』第51巻第3号，pp.1-19.
- 小池司朗（2014）「人口移動が出生力に及ぼす影響に関する仮説の検証—「第7回人口移動調査」データを用いて—」『人口問題研究』第70巻第1号，pp.21-43.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『日本の地域別将来推計人口—平成22（2010）～52（2040）年—（平成25年3月推計）』（人口問題研究資料第330号）.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『日本の将来推計人口—平成29年推計』（人口問題研究資料第336号）.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『第8回人口移動調査—報告書』（人口問題研究資料第340号）.
- 中澤高志（2010）「団塊ジュニア世代の東京居住」『家計経済研究』第87号，pp.22-31.
- Rogers, A. (1990) "Requiem for the Net Migrant," *Geographical Analysis*, Vol. 22, No. 4, pp.283-300.

Simulations of Changes in the Proportion of Metropolitan-Born Population Using Bi-Regional Demographic Models

SHIMIZU Masato and KOIKE Shiro

This study used bi-regional demographic models to simulate the impacts of migration and fertility on the changing proportions of metropolitan-born population in Japan. In these simulations, 14 patterns of age-specific outmigration rates and child-woman ratios (according to birthplace, current residence, and residence 5 years earlier) were used to observe changes in the proportion of metropolitan-born population among metropolitan residents over the next 50 years. There are four main findings. First, when outmigration rates and child-woman ratios were fixed at the initial levels, based on data from the Eighth National Survey on Migration, the proportion of metropolitan-born population eventually rose. Second, when the initial rates/ratios were changed in a way that decreased the proportion of metropolitan-born population and fixed at $\pm 5\text{-}10\%$ of the initial rates/ratios, the proportion eventually rose. Third, when the rates/ratios were continuously changed over the whole period in a direction that decreased the proportion of metropolitan-born population, the proportion declined on a long-term base. Fourth, changes in the child-woman ratio had generally larger impacts on the proportion of metropolitan-born population. However, there were also some cases where the effect of migration was much larger.

Keywords: metropolitan-born population, bi-regional model, outmigration rate, child-woman ratio

資 料

新聞記事で振り返る2019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¹⁾。本稿では、人口問題の2019年における動向を新聞記事の概観によって振り返る。

人口問題に関する主なできごとを月別に示したものが表1である。日本の新聞を分析対象にしているために大部分が国内のできごととなっているが、2019年1月、2月にそれぞれ中国、韓国で少子化の進展を示す統計が発表されたことは注視された。中国に関しては、2018年の出生数に対して水増しの疑いも生じており²⁾、また、2019年6月に発表された国連の人口推計 (World Population Prospects) においては2027年ごろに人口世界の座をインドに明け渡すとされている³⁾。

国内のできごとで補足が不可欠と思われるのが、4月の改正出入国管理法の施行である。在留資格「特定技能」は初年度に最大4万7千人と試算されていたにもかかわらず、12月13日時点で1,732人ととどまっており、試験がない等の点で「技能実習」の方に大きなメリットがあると指摘されている⁴⁾。

次の2020年に目を向けると、人口問題の中心は国内の少子化となるといえそうである。2019年の出生数は7月までの速報をもとに90万人を割る可能性が高いと報じられていたが⁵⁾、2019年12月に発表された出生数は86万4千人にすぎなかった。この数字は10月までをもとにした推計であるが、2020年6月には確定値にかなり近い「人口動態統計 (概数)」が発表される見通しであり、合計特殊出生率も明示されて少子化対策の議論が喚起されるものと思われる。

1) クリップ作業は、筆者および研究支援員の峯島靖志氏が担当した。

2) 「中国は昨年から人口減か、学者が水増し指摘」『産経新聞』2019年10月24日朝刊。

3) 「インド、27年世界一に」『日本経済新聞』2019年6月25日朝刊。

4) 「増える実習生 伸びぬ特定技能」「特定技能 魅力なし？」『朝日新聞』2019年12月17日朝刊。

5) 「出生数90万人割れへ」『日本経済新聞』2019年10月7日朝刊。

表1 人口問題に関する主なできごと：2019年

月	日	できごと
1	21	中国国家统计局が2018年の出生数が1,523万人まで落ちこんだことを発表した。「二人っ子政策」に転換した効果が薄れている。（『日本経済新聞』2019年1月22日朝刊）
	31	総務省が住民基本台帳に基づく2018年の人口移動報告を発表した。東京圏への人口集中が示唆された。（『東京新聞』2019年2月1日朝刊）
2	14	同性カップル10組が精神的苦痛に対する慰謝料を国に求める一斉提訴を行った。同性婚を認めないことの違憲性を問うものである。（『毎日新聞』2019年2月14日夕刊）
	27	韓国統計庁が2018年の合計特殊出生率が0.98まで落ちこんだことを発表した。世界でも最低水準である。（『日本経済新聞』2019年2月28日朝刊）
4	1	新たな在留資格「特定技能」を設けて外国人労働者の受け入れを拡大する改正出入国管理法が施行された。（『朝日新聞』2019年4月1日朝刊）
	19	国立社会保障・人口問題研究所が都道府県別世帯数の将来推計を発表した。世帯主が65歳以上の世帯に占める単身世帯の割合は2040年には全都道府県で30%を超えるとされた。（『東京新聞』2019年4月20日朝刊）
	22	内閣府の生命倫理専門調査会がヒトの受精卵のゲノム編集に対する見解をまとめ、法規制を求めた。（『日本経済新聞』2019年4月23日朝刊）
	24	旧優生保護法に基づく強制不妊手術の被害者に一時金を支給する救済法が成立した。（『毎日新聞』2019年4月24日夕刊）
5	1	改元の日に婚姻届を提出する「令和婚」が、東京23区では6,000組以上に上った。（『東京新聞』2019年5月9日朝刊）
	20	「まち・ひと・しごと創生会議」が、都市部に住みながら地域活性化の担い手になる「関係人口」を増やすという方向性を示した。（『読売新聞』2019年5月21日朝刊）
6	7	厚生労働省が2018年の「人口動態統計（概数）」を発表した。出生数は91万8千人まで落ちこみ、合計特殊出生率は1.42となった。（『読売新聞』2019年6月8日朝刊）
	17	国連が、2100年に世界人口の増加率がゼロになるとする人口推計を発表した。（『日本経済新聞』2019年6月18日朝刊）
	19	国連難民高等弁務官事務所が報告書を発表し、紛争や迫害で住む場所を逃れている世界の人の比とは2018年には7,080万人に上ったとした。（『東京新聞』2019年6月25日朝刊）
	22	日本産科婦人科学会が新型出生前診断の拡大の見送りを決めた。検討は国に委ねられる。（『朝日新聞』2019年6月23日朝刊）
7	10	総務省が住民基本台帳に基づく2019年1月1日時点の人口を発表した。外国人の増加の一方で、日本人の人口は1億2,477万6千人まで減少した。（『日本経済新聞』2019年7月11日朝刊）
	30	総務省が2019年6月の「労働力調査」を発表し、女性就業者が3,000万人を超えたことが明らかになった。（『日本経済新聞』2019年7月30日夕刊） 厚生労働省が2018年の「簡易生命表」を発表した。女性、男性の平均寿命はそれぞれ87.32歳、81.25歳であった。（『毎日新聞』2019年7月31日朝刊）
9	6	厚生労働省が、認可保育所等への入所を希望しながら入れない「待機児童」が2019年4月1日時点で1万6,772人であったと発表した。2年連続の減少である。（『読売新聞』2019年9月6日夕刊）
	13	国立社会保障・人口問題研究所が2018年に実施した「全国家庭動向調査」の結果を発表した。夫婦別姓の容認の広がりや同性婚への支持が示唆された。（『日本経済新聞』2019年9月14日朝刊）
	18	宇都宮地裁真岡支部が同性の事実婚を認めたとみなしうる司法判断を示した。（『毎日新聞』2019年9月19日朝刊）

表1 人口問題に関する主なできごと：2019年（つづき）

月	日	できごと
10	1	幼児教育・保育の無償化が始まった。便乗値上げの疑いのある事例も発生した。（『朝日新聞』2019年10月2日朝刊）
	21	厚生労働省が新型出生前診断の実態を調べる作業部会を立ち上げた。（『朝日新聞』2019年10月22日朝刊）
	28	国内で行われた体外受精で1年間に生まれた子どもは日本産科婦人科学会のまとめで2017年に5万6,617人に上ることが報じられた。（『読売新聞』2019年10月28日朝刊）
11	6	日本弁護士連合会が、「平成の大合併」で合併を選択した町村は人口減少率が高いという傾向を示唆する分析結果を発表した。（『朝日新聞』2019年11月7日朝刊）
12	12	2020年度与党税制改正大綱が決定され、配偶者と離別・死別した場合に適用される寡婦控除が未婚のひとり親にも適用されることとなった。（『毎日新聞』2019年12月13日朝刊）
	24	厚生労働省が2019年の「人口動態統計」の年間推計を発表した。出生数は90万人を初めて割って86万4千人であった。（『読売新聞』2019年12月25日朝刊）

道府県別，男女年齢（10歳階級）別，東京圏転入率， 転出率および転入超過率：2014～2018年

貴志匡博・峯島靖志・清水昌人

多くの地域で人口減少が進むなか，地域間の人口移動には依然として高い関心が寄せられている。本稿では，前稿（『人口問題研究』75-4）に引き続き，道府県別の人口移動率に関する資料を提示する。

前稿では人口移動の基本的な動向を把握するため，年齢5歳階級別の転入率，転出率，および転入超過率の推移を都道府県別に観察した。ただし，そこでは紙幅等の都合により，具体的な地域間の移動に関する資料を示すことができなかった。そこで，今回は東京圏とそれ以外との間の移動に着目し，各道府県における東京圏からの転入率や東京圏への転出率等を計算することにした。具体的には，2014年以降2017年までの各年について，総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告（以下，「住基移動」）による日本人の移動数，総務省自治行政局「住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査」（以下，「住基人口」）の毎年1月1日時点の日本人人口（期首人口）を使い¹⁾，東京圏²⁾からの転入率，東京圏への転出率，東京圏との間の転入超過率等を男女年齢10歳階級別に計算した³⁾。また，2018年は日本人のみの10歳別移動数が得られないので，分子，分母ともに外国人を含む総人口を対象として計算した⁴⁾。計算の際には，総数には年齢不詳や非公表分の人数を含め，年齢別の集計では日本人，外国人別に年齢不詳や非公表分の人数を既知の年齢分布で按分して計算した。また「住基移動」では，「不詳/その他」として年齢が秘匿された移動数があるが，ここではこの移動数を年齢不詳とみなし，公表されている年齢別移動数の既知の年齢別割合を用いて，「住基人口」の年齢不詳と同様の方法で按分した。

前稿でも述べたように，「住基移動」と「住基人口」とではそれぞれ集計方法が異なるようだが，今回使用したデータではそうした齟齬に加え，一部の数値に秘匿処理が施されているという問題がある。したがって，数値の精度という点でいえば，ここで得られた計

1) 2013年までは毎年3月31日時点の人口だったが，2014年以降は毎年1月1日時点での集計となっている。

2) 東京圏は埼玉県，千葉県，東京都，神奈川県とした。

3) 本来であれば，5歳階級別の試算がより望ましいと考えるが，年齢別の移動前と移動後の都道府県別（市区町村別）のクロス集計表は，「参考表（年齢（10歳階級），男女，転入・転出市区町村別結果）」（最高年齢階級60歳以上）しか公表されていない。

4) 2018年の「住基移動」において，年齢階級別の移動前と移動後の都道府県別（市区町村別）のクロス集計表は，外国人を含む総人口のみの結果である「参考表 2018年～（年齢（10歳階級），男女，転入・転出市区町村別結果（移動者（外国人含む）」）しか公表されていない。2014～2017年は，「参考表（年齢（10歳階級），男女，転入・転出市区町村別結果）」で日本人について公表されているが，時系列比較を行う際は注意が必要である。

算結果はおおむね試算的なものであり、利用の際には一定の留意が必要と考えられる。ただし、秘匿されている移動数や人口の規模はかなり限られているので、人口移動の基本的な傾向であれば、こうした試算値からでも読み取ることは可能であると思われる。

以下では、2014年から2018年の人口移動について、総数と、移動が活発な年齢階級である10～19歳、20～29歳、30～39歳の東京圏との移動率を表1～3に掲載した。参考表として、東京圏からの各道府県への転出率についても計算した。また、2017年の移動率については20～29歳の転入超過率の地図を作成した。これら以外の年齢階級の移動率⁵⁾については、ここに載せたものも含め、国立社会保障・人口問題研究所のホームページ⁶⁾に後日掲載する予定である。なお、移動数の詳細については「e-Stat（政府統計の窓口）」に掲載の「住基移動」のデータを参照されたい。

諸率の計算は道府県を単位として、男女年齢10歳階級別に以下のように行った。

転入率（％）＝東京圏からの転入者数（「住基移動」）÷人口（「住基人口」）×100

転出率（％）＝東京圏への転出者数（「住基移動」）÷人口（「住基人口」）×100

転入超過率*（％）＝転入超過数*（「住基移動」）÷人口（「住基人口」）×100

*転出超過の場合は負の値となる。

・2017年の人口移動

2017年の東京圏からの日本人総数の転入率は、東京圏以外の道府県全体では男性0.48％、女性0.33％である。2014～2017年において日本人男女別の総数の転入率では大きな変化は生じておらず、男性の方が女性に比べてやや転入率が高い。道府県別にみると、男女ともに茨城県で東京圏からの転入率が最も高く、続いて山梨県、栃木県、群馬県など東京圏に隣接あるいは近隣に位置する県で値が高い傾向にある。逆に、最も低いのは男女ともに和歌山県で、続いて男性では岐阜県、福井県、女性では島根県や岐阜県などで低くなっている。

次に、東京圏以外の道府県から東京圏への転出率を見ると、男性0.60％、女性0.47％で、男性の方が女性よりも高くなっている。2014～2017年において日本人男女別の総数の転出率では大きな変化は見られない。道府県別に見ると、転出率が最も高いのは男女ともに茨城県で、続いて山梨県、群馬県など東京圏に隣接する県で高い傾向にある。逆に、最も低いのは男女ともに和歌山県で、続いて男性では島根県、岐阜県、女性では島根県と徳島県となっており、東京圏から交通アクセスが容易でない地域が低くなっているようである。

続いて転入超過率を見ると、男女ともに全ての道府県は東京圏に対してマイナスの値で転出超過となっており、男性よりも女性の方が東京圏に対して転出超過の傾向が強くなっている。男性は東北地方の転出超過の傾向が顕著で、中部地方の多くや、四国地方、九州北部で転出超過の傾向が弱い。東京圏を除く都市的な性格が強い府県で転出超過の傾向が

5) 最高年齢階級60歳以上。

6) 『人口問題研究』76巻1号掲載ページ (<http://www.ipss.go.jp>)

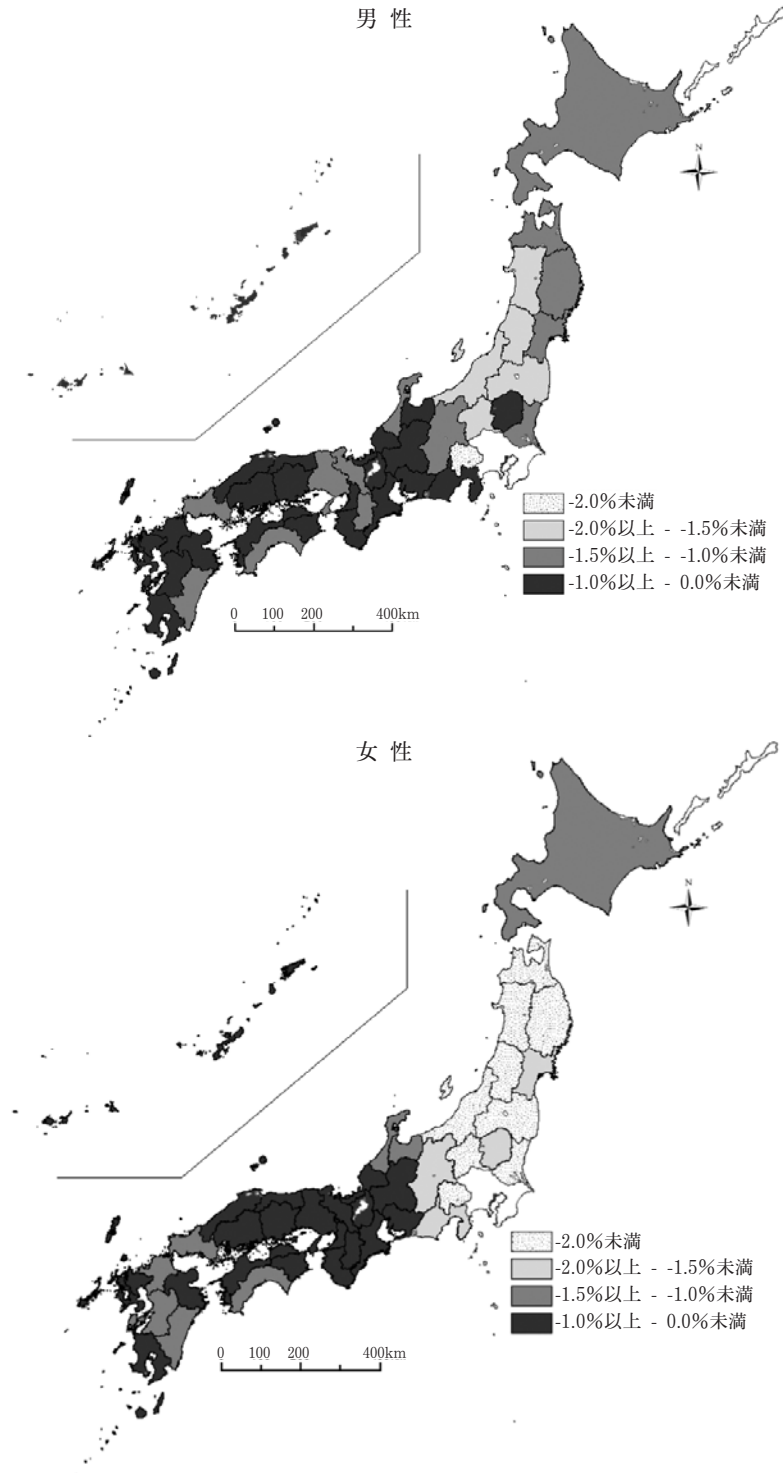
弱くなるというような単純な傾向ではない。女性は、東北地方に加えて北海道でも転出超過傾向が比較的強い。西日本では男性と同じように女性も転出超過の傾向が弱いものの、男性よりも転出超過の傾向は強くなっている。

次に、年齢階級別に転入率、転出率、転入超過率について見てゆく。東京圏からの10-19歳の転入率は、東京圏以外の道府県全体では男性0.23%、女性0.16%である。10-19歳で転入率が最も高いのは、男性は山梨県、女性は茨城県となっている。逆に、転入率が最も低いのは男女ともに和歌山県で、続いて、男性では岡山県、女性では岐阜県となっている。転出率は、東京圏以外の道府県全体では男性0.57%、女性0.49%である。転出率が最も高いのは男女とも青森県、最も低いのは男女ともに滋賀県だった。転入超過率をみると、2017年において10-19歳で転入超過となるのは京都府（男性）のみで、それ以外の道府県は転出超過であった。中でも最も高い転出超過率は、男性で青森県、女性で秋田県である。総数で見た場合と同じように東北地方の転出超過の傾向が顕著である。京都府は大学などの立地などにより、10-19歳では比較的転出入が均衡しているようにも見える。

東京圏からの20-29歳の転入率は、東京圏以外の道府県全体では男性1.65%、女性1.22%である。年齢10歳階級別（最高年齢階級60歳以上）で見た場合、20-29歳は最も高い。最も転入率が高い地域は、総数で見た場合と同じように、男女ともに茨城県で、続いて栃木県、山梨県、群馬県などが高い。逆に、転入率が最も低いのは男女ともに和歌山県で、続いて、男性では徳島県、女性では鳥取県となっている。東京圏以外の道府県から東京圏への転出率を見ると、20-29歳の値は男性2.62%、女性2.38%である。転入率と同じように年齢10歳階級別（最高年齢階級60歳以上）で見た場合、20-29歳は最も転出率が高い年齢階級である。最も転出率が高い地域は男女ともに山梨県で、続いて茨城県、群馬県、栃木県となっている。逆に、転出率が最も低いのは、男女ともに和歌山県で、続いて男性では岐阜県、女性では滋賀県で値が低くなっている。転入超過率をみると、2017年において20-29歳で転入超過となる道府県は存在せず、全ての道府県は転出超過であった。中でも最も高い転出超過率となっているのは、男女ともに山梨県で、続いて男性で新潟県、女性で秋田県となっている。この20-29歳では、男性よりも女性の転出超過率が高い地域は、東北地方や、中部地方と九州地方の一部などで見られる。これらをまとめたものが図1である。

30-39歳についてみると、2017年の東京圏からの転入率は、東京圏以外の道府県全体では男性0.88%、女性0.71%である。最も転入率が高いのは総数で見た場合と同じように、男女ともに茨城県で、続いて山梨県、群馬県、栃木県などで値が高い。逆に、転入率が低いのは男女ともに和歌山県で、続いて男性は福井県、女性は岐阜県の値が低くなっている。東京圏以外の道府県から東京圏への転出率を見ると、30-39歳の値は男性0.90%、女性0.78%である。最も転出率が高いのは男女ともに茨城県で、続いて山梨県、群馬県となっている。逆に、転出率が最も低いのは、男性では和歌山県、女性では島根県であった。転入超過率をみると、この30-39歳ではこれまでにみた10歳代、20歳代と比べ、転出率が低くなり、転入超過となる地域も見られる。転入超過となる地域は都市的性格の弱い非大都市圏の県などで、女性よりも男性でその傾向が強い。

図1 道府県別、東京圏との転入超過率（20～29歳）2017年



出典：総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」，総務省自治行政局「住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査」による。日本人について。
 注：マイナスの値は転出超過を意味する

表1-1 道府県別、東京圏からの転入率（総数）：2014～2018年

（％）

道府県	男						女					
	日本人について				総人口について		日本人について				総人口について	
	2014年	2015年	2016年	2017年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2017年	2018年
東京圏以外 ¹⁾	0.47	0.49	0.48	0.48	0.52	0.52	0.32	0.33	0.32	0.33	0.34	0.34
北海道	0.52	0.53	0.54	0.55	0.57	0.56	0.31	0.32	0.32	0.32	0.34	0.35
青森	0.62	0.63	0.61	0.61	0.62	0.61	0.37	0.36	0.37	0.37	0.38	0.37
岩手	0.53	0.53	0.51	0.48	0.51	0.52	0.36	0.36	0.34	0.34	0.36	0.35
宮城	0.82	0.81	0.79	0.77	0.80	0.77	0.52	0.50	0.50	0.49	0.51	0.50
秋田	0.48	0.47	0.46	0.47	0.48	0.47	0.33	0.34	0.33	0.32	0.32	0.32
山形	0.44	0.47	0.45	0.44	0.47	0.47	0.33	0.34	0.34	0.32	0.33	0.35
福島	0.65	0.64	0.60	0.56	0.60	0.62	0.40	0.40	0.39	0.38	0.41	0.42
茨城	0.97	1.01	1.00	1.04	1.16	1.14	0.75	0.77	0.75	0.77	0.83	0.83
栃木	0.82	0.81	0.80	0.83	0.96	0.94	0.60	0.62	0.59	0.62	0.68	0.66
群馬	0.80	0.82	0.81	0.83	1.02	1.03	0.57	0.60	0.60	0.60	0.67	0.70
新潟	0.51	0.52	0.50	0.51	0.53	0.53	0.37	0.36	0.36	0.36	0.37	0.36
富山	0.33	0.37	0.37	0.37	0.40	0.38	0.23	0.25	0.24	0.25	0.27	0.25
石川	0.40	0.43	0.42	0.45	0.47	0.45	0.27	0.28	0.28	0.29	0.31	0.30
福井	0.23	0.24	0.23	0.23	0.25	0.25	0.14	0.15	0.17	0.17	0.18	0.17
山梨	0.89	0.91	0.93	0.95	1.02	1.01	0.65	0.68	0.66	0.68	0.73	0.75
長野	0.65	0.70	0.65	0.65	0.68	0.69	0.51	0.53	0.51	0.51	0.53	0.52
岐阜	0.23	0.24	0.22	0.22	0.25	0.25	0.16	0.16	0.16	0.16	0.17	0.17
静岡	0.66	0.69	0.67	0.70	0.75	0.75	0.46	0.48	0.46	0.50	0.53	0.52
愛知	0.44	0.47	0.45	0.45	0.49	0.48	0.29	0.30	0.29	0.30	0.32	0.32
三重	0.29	0.31	0.30	0.31	0.33	0.35	0.18	0.19	0.19	0.18	0.20	0.20
滋賀	0.29	0.27	0.27	0.30	0.34	0.34	0.19	0.17	0.18	0.19	0.21	0.21
京都	0.39	0.41	0.41	0.41	0.45	0.45	0.28	0.30	0.29	0.30	0.32	0.33
大阪	0.42	0.45	0.45	0.45	0.47	0.48	0.27	0.28	0.28	0.29	0.31	0.31
兵庫	0.35	0.36	0.35	0.34	0.36	0.36	0.25	0.25	0.25	0.25	0.26	0.26
奈良	0.25	0.26	0.25	0.25	0.26	0.26	0.18	0.19	0.18	0.19	0.20	0.18
和歌山	0.18	0.18	0.18	0.17	0.18	0.19	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.13
鳥取	0.27	0.29	0.28	0.27	0.28	0.29	0.18	0.18	0.19	0.17	0.17	0.19
島根	0.26	0.27	0.26	0.26	0.28	0.27	0.19	0.19	0.18	0.16	0.17	0.18
岡山	0.30	0.30	0.29	0.27	0.29	0.30	0.21	0.20	0.20	0.18	0.19	0.19
広島	0.41	0.41	0.41	0.40	0.41	0.42	0.24	0.25	0.24	0.25	0.25	0.26
山口	0.33	0.31	0.33	0.31	0.32	0.33	0.21	0.20	0.20	0.20	0.21	0.21
徳島	0.23	0.24	0.24	0.24	0.25	0.24	0.15	0.16	0.16	0.17	0.18	0.15
香川	0.35	0.37	0.35	0.35	0.37	0.36	0.24	0.24	0.23	0.22	0.23	0.25
愛媛	0.27	0.28	0.27	0.27	0.27	0.29	0.18	0.18	0.18	0.18	0.18	0.19
高知	0.27	0.28	0.30	0.30	0.31	0.29	0.19	0.18	0.20	0.20	0.21	0.20
福岡	0.49	0.52	0.51	0.52	0.53	0.53	0.31	0.32	0.32	0.32	0.33	0.33
佐賀	0.28	0.26	0.26	0.27	0.28	0.30	0.17	0.16	0.18	0.18	0.19	0.19
長崎	0.34	0.35	0.37	0.38	0.39	0.37	0.21	0.22	0.23	0.22	0.22	0.24
熊本	0.32	0.33	0.31	0.32	0.33	0.32	0.22	0.22	0.21	0.22	0.22	0.21
大分	0.29	0.29	0.29	0.30	0.33	0.33	0.20	0.19	0.21	0.20	0.21	0.20
宮崎	0.36	0.37	0.39	0.35	0.37	0.38	0.25	0.24	0.25	0.24	0.26	0.27
鹿児島	0.39	0.40	0.39	0.40	0.41	0.42	0.26	0.27	0.25	0.27	0.28	0.28
沖縄	0.70	0.70	0.68	0.69	0.72	0.76	0.53	0.55	0.55	0.55	0.57	0.60

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』、総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査』による。

分子、分母ともに年齢不詳を含む。1) 東京圏から東京圏以外への転入率となる。

表1-2 道府県別，東京圏からの転入率（10-19歳）：2014～2018年

（％）

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	0.22	0.23	0.23	0.23	0.26	0.16	0.16	0.16	0.16	0.19
北海道	0.45	0.49	0.50	0.52	0.54	0.24	0.26	0.27	0.25	0.30
青森	0.57	0.57	0.59	0.57	0.55	0.27	0.27	0.29	0.31	0.34
岩手	0.24	0.26	0.27	0.23	0.29	0.24	0.18	0.22	0.21	0.22
宮城	0.40	0.36	0.38	0.38	0.44	0.26	0.22	0.23	0.23	0.24
秋田	0.33	0.32	0.33	0.32	0.31	0.26	0.30	0.30	0.27	0.19
山形	0.22	0.25	0.25	0.26	0.33	0.18	0.19	0.17	0.20	0.27
福島	0.25	0.25	0.27	0.23	0.31	0.19	0.21	0.16	0.17	0.25
茨城	0.49	0.49	0.53	0.53	0.59	0.37	0.35	0.38	0.36	0.45
栃木	0.37	0.32	0.33	0.35	0.47	0.26	0.27	0.24	0.28	0.34
群馬	0.33	0.35	0.36	0.36	0.48	0.26	0.27	0.25	0.26	0.34
新潟	0.25	0.28	0.26	0.27	0.27	0.17	0.16	0.14	0.17	0.18
富山	0.13	0.14	0.14	0.13	0.10	0.09	0.10	0.10	0.11	0.11
石川	0.23	0.33	0.26	0.27	0.32	0.16	0.16	0.16	0.18	0.19
福井	0.07	0.06	0.10	0.10	0.07	0.06	0.07	0.08	0.08	0.08
山梨	0.56	0.54	0.60	0.65	0.73	0.32	0.40	0.38	0.34	0.50
長野	0.26	0.28	0.27	0.31	0.31	0.18	0.22	0.22	0.20	0.23
岐阜	0.09	0.08	0.09	0.09	0.11	0.08	0.07	0.08	0.07	0.09
静岡	0.36	0.43	0.42	0.44	0.49	0.20	0.21	0.20	0.21	0.25
愛知	0.12	0.12	0.12	0.12	0.16	0.10	0.11	0.10	0.11	0.14
三重	0.15	0.15	0.10	0.10	0.12	0.10	0.10	0.08	0.08	0.10
滋賀	0.18	0.15	0.15	0.15	0.20	0.08	0.07	0.07	0.08	0.11
京都	0.26	0.28	0.27	0.26	0.32	0.16	0.21	0.21	0.19	0.25
大阪	0.13	0.14	0.15	0.12	0.14	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12
兵庫	0.13	0.14	0.13	0.12	0.14	0.13	0.12	0.11	0.12	0.13
奈良	0.15	0.16	0.18	0.13	0.14	0.14	0.14	0.16	0.15	0.15
和歌山	0.07	0.05	0.05	0.04	0.07	0.04	0.05	0.04	0.06	0.06
鳥取	0.12	0.14	0.12	0.14	0.13	0.10	0.11	0.09	0.10	0.08
島根	0.12	0.16	0.18	0.16	0.19	0.11	0.14	0.12	0.09	0.14
岡山	0.10	0.10	0.10	0.08	0.15	0.12	0.10	0.08	0.09	0.08
広島	0.14	0.14	0.14	0.14	0.18	0.10	0.09	0.10	0.10	0.13
山口	0.17	0.18	0.20	0.17	0.21	0.14	0.15	0.14	0.12	0.14
徳島	0.08	0.10	0.10	0.13	0.08	0.07	0.06	0.06	0.08	0.04
香川	0.15	0.14	0.11	0.11	0.15	0.13	0.09	0.09	0.11	0.10
愛媛	0.12	0.11	0.11	0.10	0.14	0.07	0.09	0.09	0.09	0.11
高知	0.14	0.16	0.14	0.18	0.18	0.11	0.12	0.10	0.13	0.12
福岡	0.18	0.21	0.18	0.18	0.22	0.15	0.16	0.15	0.14	0.15
佐賀	0.08	0.12	0.16	0.14	0.12	0.08	0.07	0.10	0.12	0.12
長崎	0.22	0.22	0.25	0.27	0.20	0.13	0.12	0.14	0.16	0.17
熊本	0.14	0.16	0.15	0.14	0.14	0.12	0.12	0.14	0.12	0.12
大分	0.12	0.13	0.12	0.13	0.19	0.12	0.09	0.14	0.10	0.13
宮崎	0.21	0.27	0.26	0.22	0.28	0.15	0.12	0.15	0.13	0.30
鹿児島	0.23	0.25	0.23	0.24	0.28	0.16	0.17	0.14	0.19	0.18
沖縄	0.31	0.28	0.31	0.30	0.31	0.23	0.24	0.24	0.21	0.27

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母ともに，年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。1) 東京圏から東京圏以外への転入率となる。

表1-3 道府県別，東京圏からの転入率（20-29歳）：2014～2018年

（％）

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	1.52	1.61	1.61	1.65	1.87	1.08	1.15	1.15	1.22	1.35
北海道	1.55	1.61	1.68	1.72	1.88	0.98	1.06	1.09	1.17	1.35
青森	2.30	2.31	2.32	2.34	2.42	1.73	1.72	1.69	1.83	1.94
岩手	1.95	2.13	2.00	1.86	2.19	1.60	1.57	1.66	1.53	1.84
宮城	2.39	2.52	2.55	2.48	2.69	1.69	1.76	1.80	1.74	1.86
秋田	1.86	2.01	2.09	2.12	2.20	1.74	1.75	1.81	1.73	1.81
山形	1.83	1.89	1.87	1.76	2.09	1.64	1.71	1.67	1.56	1.78
福島	2.18	2.13	2.00	1.90	2.26	1.71	1.72	1.66	1.68	1.89
茨城	3.07	3.27	3.37	3.51	4.16	2.57	2.83	2.76	2.97	3.37
栃木	2.90	2.94	2.97	3.38	3.78	2.34	2.49	2.39	2.65	2.90
群馬	2.71	2.82	2.79	2.92	3.89	2.27	2.47	2.35	2.57	3.04
新潟	1.92	1.93	1.90	1.90	2.21	1.54	1.58	1.59	1.55	1.70
富山	1.18	1.23	1.28	1.34	1.49	0.90	1.04	0.99	1.06	1.16
石川	1.14	1.23	1.25	1.30	1.46	0.81	0.90	0.98	0.97	1.10
福井	0.77	0.83	0.71	0.84	0.91	0.52	0.57	0.60	0.65	0.67
山梨	2.78	2.88	3.18	3.16	3.64	2.33	2.38	2.34	2.51	2.96
長野	2.24	2.47	2.42	2.45	2.70	1.91	1.97	1.96	2.02	2.18
岐阜	0.82	0.85	0.78	0.80	0.96	0.55	0.61	0.63	0.64	0.71
静岡	2.40	2.60	2.47	2.64	2.98	1.76	1.83	1.81	2.03	2.12
愛知	1.39	1.55	1.52	1.57	1.73	0.92	0.99	0.98	1.08	1.22
三重	1.02	1.08	1.12	1.20	1.35	0.63	0.66	0.70	0.69	0.80
滋賀	0.79	0.83	0.86	0.97	1.37	0.50	0.53	0.58	0.64	0.71
京都	1.14	1.20	1.24	1.28	1.57	0.84	0.92	0.93	0.99	1.20
大阪	1.31	1.48	1.50	1.48	1.71	0.85	0.90	0.94	1.02	1.16
兵庫	0.99	1.10	1.04	1.08	1.21	0.65	0.70	0.73	0.80	0.88
奈良	0.82	0.82	0.83	0.83	0.95	0.48	0.52	0.56	0.58	0.67
和歌山	0.67	0.63	0.65	0.60	0.69	0.46	0.44	0.42	0.42	0.53
鳥取	0.77	0.87	0.84	0.83	1.01	0.59	0.58	0.66	0.52	0.68
島根	0.82	0.83	0.84	0.82	0.94	0.58	0.71	0.66	0.60	0.64
岡山	0.84	0.79	0.82	0.84	0.95	0.58	0.56	0.61	0.55	0.66
広島	1.25	1.36	1.36	1.36	1.32	0.71	0.81	0.76	0.82	0.85
山口	1.03	0.89	1.05	1.06	1.09	0.70	0.70	0.72	0.81	0.81
徳島	0.79	0.80	0.76	0.77	0.89	0.56	0.51	0.57	0.63	0.66
香川	1.02	1.11	1.09	1.13	1.10	0.72	0.75	0.78	0.73	0.81
愛媛	0.89	0.99	0.94	0.91	1.00	0.60	0.65	0.56	0.67	0.70
高知	1.00	0.96	1.07	1.02	1.08	0.78	0.67	0.78	0.68	0.89
福岡	1.45	1.55	1.56	1.63	1.74	0.82	0.92	0.91	0.99	1.09
佐賀	0.90	0.76	0.67	0.90	0.97	0.60	0.53	0.57	0.63	0.75
長崎	1.10	1.14	1.21	1.23	1.25	0.71	0.78	0.82	0.81	0.89
熊本	0.92	0.96	1.01	1.03	1.16	0.68	0.68	0.66	0.72	0.80
大分	0.81	0.94	0.91	0.98	1.23	0.58	0.64	0.72	0.68	0.71
宮崎	1.34	1.28	1.40	1.35	1.52	0.96	0.83	1.02	1.01	1.12
鹿児島	1.28	1.38	1.34	1.41	1.53	0.92	0.92	0.88	0.98	1.07
沖縄	1.81	1.75	1.82	1.96	2.24	1.59	1.71	1.83	1.89	2.08

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母ともに，年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。1) 東京圏から東京圏以外への転入率となる。

表1-4 道府県別、東京圏からの転入率(30-39歳)：2014~2018年

(%)

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	0.83	0.87	0.87	0.88	0.93	0.68	0.71	0.71	0.71	0.75
北海道	0.85	0.89	0.92	0.92	0.96	0.66	0.71	0.74	0.71	0.77
青森	0.92	1.00	0.99	0.98	0.99	0.74	0.75	0.85	0.76	0.77
岩手	0.89	0.86	0.81	0.83	0.91	0.74	0.77	0.70	0.73	0.73
宮城	1.39	1.35	1.29	1.31	1.23	1.04	1.01	1.03	0.98	0.99
秋田	0.83	0.82	0.80	0.80	0.79	0.73	0.75	0.72	0.69	0.74
山形	0.79	0.75	0.80	0.87	0.83	0.62	0.66	0.73	0.69	0.76
福島	1.10	1.06	1.04	0.98	1.10	0.76	0.81	0.85	0.77	0.87
茨城	1.75	1.79	1.80	1.91	2.04	1.61	1.59	1.58	1.61	1.73
栃木	1.40	1.43	1.36	1.37	1.65	1.19	1.22	1.24	1.25	1.34
群馬	1.47	1.48	1.49	1.54	1.88	1.14	1.25	1.24	1.22	1.40
新潟	0.86	0.94	0.87	0.93	0.94	0.78	0.78	0.76	0.78	0.79
富山	0.63	0.75	0.74	0.70	0.73	0.57	0.61	0.60	0.61	0.61
石川	0.77	0.80	0.77	0.89	0.90	0.63	0.65	0.67	0.70	0.72
福井	0.40	0.48	0.42	0.43	0.50	0.35	0.38	0.40	0.40	0.41
山梨	1.49	1.62	1.60	1.69	1.80	1.21	1.31	1.49	1.44	1.56
長野	1.21	1.27	1.19	1.23	1.27	1.13	1.14	1.15	1.17	1.14
岐阜	0.43	0.44	0.41	0.45	0.48	0.38	0.38	0.36	0.37	0.37
静岡	1.05	1.08	1.09	1.14	1.20	0.92	0.95	0.96	0.98	0.99
愛知	0.77	0.82	0.80	0.83	0.85	0.63	0.66	0.64	0.67	0.67
三重	0.51	0.56	0.56	0.57	0.65	0.38	0.43	0.43	0.46	0.44
滋賀	0.52	0.48	0.50	0.51	0.58	0.45	0.37	0.38	0.39	0.47
京都	0.68	0.79	0.82	0.78	0.79	0.60	0.66	0.66	0.69	0.68
大阪	0.79	0.85	0.86	0.89	0.94	0.59	0.63	0.64	0.66	0.70
兵庫	0.65	0.67	0.67	0.67	0.70	0.58	0.58	0.58	0.56	0.60
奈良	0.47	0.49	0.48	0.46	0.52	0.39	0.46	0.42	0.47	0.43
和歌山	0.33	0.36	0.35	0.34	0.39	0.30	0.32	0.34	0.31	0.33
鳥取	0.57	0.53	0.49	0.55	0.55	0.41	0.47	0.44	0.43	0.46
島根	0.52	0.55	0.59	0.50	0.55	0.50	0.51	0.47	0.43	0.44
岡山	0.55	0.57	0.57	0.53	0.56	0.45	0.49	0.49	0.41	0.48
広島	0.74	0.78	0.77	0.76	0.83	0.57	0.58	0.60	0.56	0.63
山口	0.61	0.61	0.61	0.57	0.63	0.49	0.49	0.44	0.46	0.50
徳島	0.41	0.48	0.47	0.48	0.48	0.35	0.45	0.41	0.45	0.39
香川	0.62	0.73	0.71	0.69	0.71	0.55	0.57	0.59	0.56	0.68
愛媛	0.51	0.52	0.57	0.51	0.55	0.43	0.45	0.46	0.45	0.46
高知	0.50	0.54	0.64	0.55	0.61	0.49	0.42	0.57	0.58	0.52
福岡	0.87	0.90	0.93	0.96	0.97	0.66	0.70	0.70	0.73	0.73
佐賀	0.51	0.49	0.49	0.49	0.56	0.33	0.35	0.39	0.40	0.39
長門	0.63	0.69	0.75	0.69	0.72	0.50	0.54	0.59	0.49	0.58
熊本	0.58	0.64	0.61	0.59	0.58	0.48	0.51	0.48	0.50	0.47
大分	0.50	0.52	0.54	0.54	0.55	0.45	0.44	0.46	0.42	0.45
宮崎	0.59	0.67	0.71	0.66	0.66	0.49	0.54	0.53	0.53	0.49
鹿児島	0.68	0.66	0.68	0.69	0.72	0.54	0.54	0.56	0.55	0.56
沖縄	1.11	1.19	1.15	1.26	1.34	1.05	1.11	1.01	1.06	1.17

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』、総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査』による。

分子、分母ともに、年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。1) 東京圏から東京圏以外への転入率となる。

表2-1 道府県別，東京圏への転出率（総数）：2014～2018年

（％）

道府県	男						女					
	日本人について				総人口について		日本人について				総人口について	
	2014年	2015年	2016年	2017年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2017年	2018年
東京圏以外 ¹⁾	0.58	0.61	0.60	0.60	0.64	0.65	0.45	0.47	0.46	0.47	0.49	0.51
北海道	0.65	0.66	0.65	0.65	0.66	0.66	0.45	0.47	0.47	0.47	0.48	0.49
青森	0.86	0.86	0.84	0.86	0.87	0.84	0.67	0.67	0.67	0.68	0.69	0.70
岩手	0.65	0.67	0.64	0.65	0.67	0.66	0.53	0.57	0.56	0.57	0.58	0.59
宮城	0.94	0.97	0.97	0.96	1.00	1.00	0.71	0.75	0.76	0.76	0.79	0.80
秋田	0.69	0.68	0.66	0.65	0.66	0.66	0.59	0.61	0.60	0.58	0.59	0.62
山形	0.61	0.64	0.62	0.63	0.64	0.63	0.55	0.57	0.55	0.56	0.57	0.59
福島	0.72	0.76	0.77	0.79	0.82	0.82	0.62	0.65	0.64	0.66	0.68	0.71
茨城	1.14	1.17	1.14	1.15	1.34	1.39	0.95	1.00	0.98	0.98	1.06	1.11
栃木	0.92	0.98	0.96	0.95	1.18	1.21	0.80	0.86	0.82	0.84	0.92	0.96
群馬	0.94	0.96	0.96	0.98	1.11	1.12	0.78	0.83	0.82	0.84	0.90	0.92
新潟	0.67	0.72	0.71	0.72	0.74	0.76	0.58	0.63	0.61	0.63	0.65	0.67
富山	0.39	0.42	0.42	0.45	0.47	0.48	0.32	0.36	0.37	0.38	0.39	0.38
石川	0.47	0.51	0.54	0.54	0.56	0.59	0.36	0.38	0.38	0.41	0.43	0.44
福井	0.33	0.34	0.33	0.33	0.36	0.41	0.24	0.27	0.26	0.27	0.28	0.33
山梨	1.13	1.18	1.10	1.14	1.23	1.27	0.96	0.99	0.94	0.97	1.04	1.07
長野	0.76	0.78	0.73	0.74	0.78	0.81	0.64	0.66	0.64	0.66	0.68	0.71
岐阜	0.30	0.32	0.33	0.31	0.35	0.36	0.22	0.24	0.25	0.26	0.28	0.29
静岡	0.79	0.82	0.80	0.81	0.85	0.87	0.65	0.67	0.66	0.68	0.70	0.73
愛知	0.52	0.54	0.53	0.54	0.57	0.61	0.39	0.40	0.40	0.41	0.43	0.47
三重	0.36	0.39	0.36	0.37	0.39	0.43	0.26	0.28	0.26	0.29	0.30	0.32
滋賀	0.37	0.39	0.38	0.37	0.40	0.41	0.26	0.27	0.26	0.27	0.29	0.30
京都	0.50	0.52	0.51	0.53	0.57	0.57	0.35	0.38	0.38	0.39	0.43	0.44
大阪	0.56	0.58	0.57	0.57	0.60	0.61	0.39	0.41	0.41	0.42	0.44	0.46
兵庫	0.50	0.51	0.49	0.48	0.50	0.52	0.36	0.38	0.36	0.37	0.39	0.40
奈良	0.36	0.38	0.36	0.37	0.39	0.40	0.26	0.28	0.27	0.28	0.28	0.29
和歌山	0.27	0.28	0.29	0.28	0.29	0.30	0.19	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21
鳥取	0.35	0.36	0.36	0.37	0.38	0.40	0.25	0.25	0.24	0.28	0.28	0.29
島根	0.30	0.30	0.31	0.31	0.33	0.35	0.22	0.24	0.25	0.25	0.26	0.28
岡山	0.36	0.37	0.37	0.38	0.40	0.41	0.27	0.27	0.28	0.30	0.31	0.34
広島	0.49	0.52	0.50	0.52	0.54	0.55	0.34	0.38	0.36	0.36	0.37	0.41
山口	0.40	0.43	0.40	0.41	0.43	0.43	0.29	0.31	0.30	0.30	0.31	0.32
徳島	0.30	0.33	0.32	0.32	0.33	0.34	0.23	0.24	0.24	0.26	0.27	0.27
香川	0.41	0.44	0.42	0.43	0.46	0.49	0.32	0.33	0.34	0.33	0.34	0.36
愛媛	0.35	0.38	0.37	0.36	0.37	0.41	0.28	0.29	0.29	0.28	0.29	0.32
高知	0.35	0.37	0.38	0.39	0.42	0.39	0.27	0.29	0.29	0.31	0.32	0.33
福岡	0.59	0.62	0.61	0.60	0.64	0.66	0.43	0.45	0.45	0.46	0.49	0.50
佐賀	0.36	0.36	0.37	0.38	0.39	0.39	0.25	0.26	0.27	0.28	0.29	0.29
長崎	0.45	0.47	0.45	0.47	0.48	0.48	0.31	0.33	0.32	0.33	0.35	0.37
熊本	0.42	0.44	0.44	0.43	0.44	0.44	0.30	0.32	0.33	0.34	0.35	0.36
大分	0.38	0.39	0.38	0.38	0.41	0.42	0.27	0.28	0.30	0.29	0.31	0.33
宮崎	0.47	0.49	0.47	0.47	0.49	0.50	0.37	0.37	0.39	0.39	0.40	0.41
鹿児島	0.48	0.50	0.51	0.48	0.49	0.48	0.34	0.38	0.40	0.38	0.39	0.39
沖縄	0.72	0.75	0.71	0.77	0.81	0.80	0.58	0.60	0.60	0.64	0.66	0.67

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母ともに年齢不詳を含む。1) 東京圏以外から東京圏への転出率となる。

表2-2 道府県別，東京圏への転出率（10-19歳）：2014～2018年

（％）

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	0.57	0.58	0.59	0.57	0.60	0.45	0.47	0.49	0.49	0.53
北海道	0.76	0.79	0.82	0.75	0.80	0.53	0.54	0.60	0.59	0.60
青森	1.86	1.88	1.95	1.88	1.78	1.43	1.44	1.51	1.57	1.69
	1.32	1.34	1.32	1.29	1.22	1.09	1.12	1.17	1.17	1.16
岩手	0.80	0.82	0.89	0.84	0.91	0.72	0.78	0.84	0.83	0.81
	1.74	1.64	1.60	1.47	1.54	1.49	1.53	1.59	1.54	1.46
宮城	1.25	1.32	1.30	1.12	1.15	1.11	1.02	1.11	1.13	1.11
	1.00	0.90	0.95	0.96	1.02	0.83	0.85	0.92	0.94	0.91
秋田	0.95	0.91	0.96	0.92	1.03	0.73	0.74	0.78	0.77	0.96
	0.84	0.81	0.84	0.83	1.00	0.76	0.72	0.80	0.76	0.88
山形	0.69	0.73	0.74	0.78	0.83	0.60	0.64	0.67	0.70	0.77
	0.73	0.85	0.88	0.91	0.99	0.72	0.79	0.87	0.86	0.90
福島	0.38	0.38	0.37	0.41	0.40	0.31	0.42	0.37	0.35	0.40
	0.39	0.45	0.48	0.41	0.50	0.28	0.31	0.36	0.41	0.36
茨城	0.27	0.27	0.25	0.24	0.30	0.23	0.24	0.20	0.28	0.28
	0.84	0.81	0.84	0.83	1.00	0.76	0.72	0.80	0.76	0.88
栃木	0.69	0.73	0.74	0.78	0.83	0.60	0.64	0.67	0.70	0.77
	1.00	1.08	1.04	1.13	1.14	0.73	0.84	0.83	0.79	0.92
群馬	0.88	0.84	0.87	0.86	0.94	0.73	0.79	0.78	0.79	0.89
	0.25	0.26	0.29	0.26	0.27	0.20	0.22	0.22	0.25	0.27
長野	0.76	0.83	0.80	0.82	0.82	0.62	0.70	0.66	0.67	0.78
	0.31	0.32	0.34	0.31	0.34	0.27	0.28	0.29	0.29	0.34
静岡県	0.31	0.30	0.32	0.33	0.35	0.23	0.27	0.23	0.27	0.29
	0.18	0.18	0.22	0.21	0.17	0.17	0.15	0.15	0.15	0.14
滋賀	0.25	0.26	0.25	0.25	0.33	0.18	0.20	0.21	0.23	0.28
	0.26	0.26	0.27	0.25	0.29	0.22	0.23	0.23	0.24	0.27
京都	0.28	0.28	0.29	0.29	0.30	0.21	0.23	0.25	0.24	0.27
	0.24	0.22	0.25	0.24	0.28	0.19	0.19	0.22	0.19	0.22
大阪	0.18	0.19	0.20	0.22	0.22	0.19	0.16	0.18	0.18	0.19
	0.33	0.33	0.34	0.32	0.34	0.25	0.22	0.32	0.34	0.35
鳥取	0.37	0.29	0.35	0.37	0.41	0.21	0.31	0.31	0.34	0.30
	0.25	0.25	0.28	0.29	0.36	0.22	0.24	0.22	0.25	0.31
岡山	0.37	0.40	0.38	0.41	0.42	0.30	0.33	0.33	0.32	0.36
	0.40	0.47	0.39	0.42	0.46	0.34	0.37	0.37	0.34	0.39
徳島	0.24	0.25	0.28	0.27	0.30	0.17	0.24	0.20	0.28	0.24
	0.36	0.36	0.43	0.41	0.46	0.35	0.34	0.37	0.35	0.37
香川	0.39	0.42	0.45	0.45	0.44	0.32	0.32	0.35	0.30	0.45
	0.47	0.51	0.47	0.47	0.63	0.32	0.35	0.37	0.37	0.48
愛媛	0.49	0.50	0.50	0.50	0.51	0.35	0.37	0.40	0.40	0.46
	0.56	0.55	0.64	0.58	0.56	0.35	0.34	0.40	0.36	0.41
福岡	0.79	0.83	0.85	0.80	0.77	0.46	0.48	0.55	0.49	0.58
	0.61	0.70	0.74	0.61	0.65	0.36	0.38	0.45	0.43	0.48
佐賀	0.42	0.45	0.41	0.37	0.46	0.33	0.30	0.38	0.33	0.38
	1.01	1.17	1.09	0.96	1.05	0.62	0.73	0.78	0.71	0.67
熊本	1.10	1.17	1.21	1.08	1.01	0.64	0.70	0.84	0.78	0.65
	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71
大分	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71
	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71
宮崎	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71
	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71
鹿児島	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71
	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71
沖縄	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71
	0.86	0.96	0.78	0.93	0.83	0.65	0.70	0.70	0.73	0.71

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母ともに，年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。1) 東京圏以外から東京圏への転出率となる。

表2-3 道府県別，東京圏への転出率（20-29歳）：2014～2018年

（％）

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	2.33	2.52	2.53	2.62	2.91	1.99	2.19	2.24	2.38	2.61
北海道	2.60	2.74	2.74	2.77	2.87	1.99	2.17	2.24	2.30	2.48
青森	3.40	3.53	3.42	3.80	3.76	3.67	3.84	4.03	4.25	4.31
岩手	2.94	2.93	3.08	3.17	3.33	2.86	3.15	3.36	3.57	3.55
宮城	3.28	3.47	3.50	3.62	3.97	2.88	3.15	3.18	3.37	3.69
秋田	3.29	3.45	3.41	3.62	3.73	3.72	3.97	3.92	4.31	4.49
山形	2.94	3.14	3.11	3.37	3.43	3.23	3.64	3.51	3.65	3.86
福島	3.05	3.32	3.41	3.45	3.75	3.37	3.70	3.74	3.91	4.33
茨城	4.56	4.84	4.92	5.00	6.28	4.49	4.92	5.09	5.35	6.09
栃木	3.66	4.08	4.08	4.14	5.47	3.96	4.47	4.28	4.60	5.30
群馬	4.13	4.38	4.56	4.60	5.19	4.26	4.71	4.71	4.92	5.17
新潟	3.25	3.57	3.60	3.80	4.03	3.30	3.71	3.72	3.95	4.32
富山	1.69	2.11	1.95	2.24	2.35	1.83	2.08	2.24	2.38	2.41
石川	1.94	2.24	2.36	2.52	2.63	1.75	1.95	1.86	2.26	2.41
福井	1.49	1.66	1.67	1.69	2.01	1.19	1.43	1.50	1.50	1.87
山梨	4.93	5.17	5.15	5.39	6.09	5.09	5.39	5.37	5.62	6.19
長野	3.43	3.82	3.68	3.67	4.14	3.47	3.81	3.85	3.92	4.20
岐阜	1.43	1.62	1.69	1.57	1.88	1.10	1.35	1.38	1.47	1.66
静岡	3.19	3.50	3.46	3.63	3.94	3.05	3.33	3.37	3.60	3.89
愛知	1.61	1.82	1.81	1.87	2.20	1.33	1.42	1.52	1.62	1.91
三重	1.48	1.68	1.59	1.62	1.87	1.18	1.26	1.29	1.43	1.59
滋賀	1.48	1.72	1.74	1.80	1.92	1.07	1.10	1.22	1.39	1.49
京都	2.19	2.33	2.43	2.49	2.70	1.50	1.69	1.83	1.87	2.25
大阪	1.99	2.13	2.12	2.24	2.43	1.34	1.48	1.58	1.65	1.87
兵庫	1.88	2.00	2.07	2.13	2.35	1.30	1.42	1.49	1.61	1.79
奈良	1.70	1.87	1.83	1.93	2.14	1.12	1.28	1.29	1.41	1.51
和歌山	1.28	1.45	1.43	1.47	1.60	0.90	1.08	1.15	1.13	1.17
鳥取	1.59	1.73	1.63	1.82	2.07	1.22	1.38	1.22	1.42	1.66
島根	1.49	1.60	1.64	1.65	1.79	1.14	1.43	1.43	1.50	1.57
岡山	1.43	1.55	1.56	1.66	1.75	1.12	1.20	1.24	1.41	1.65
広島	1.86	1.99	2.02	2.15	2.25	1.37	1.50	1.56	1.57	1.86
山口	1.96	2.05	2.01	2.13	2.19	1.47	1.65	1.68	1.85	1.82
徳島	1.45	1.57	1.63	1.66	1.75	1.27	1.27	1.23	1.46	1.57
香川	1.54	1.82	1.75	1.86	2.11	1.38	1.51	1.54	1.53	1.74
愛媛	1.54	1.76	1.75	1.83	1.98	1.32	1.39	1.55	1.59	1.74
高知	1.91	2.07	2.22	2.31	2.22	1.65	1.78	1.82	1.96	2.12
福岡	2.21	2.42	2.42	2.45	2.73	1.56	1.77	1.80	2.01	2.20
佐賀	1.52	1.61	1.67	1.88	1.98	1.14	1.37	1.42	1.50	1.61
長崎	1.87	2.01	1.93	2.13	2.16	1.46	1.63	1.65	1.72	1.93
熊本	1.77	1.91	1.92	2.02	2.17	1.40	1.56	1.59	1.76	1.99
大分	1.77	1.84	1.90	1.97	2.18	1.30	1.48	1.63	1.61	1.89
宮崎	2.04	2.12	2.22	2.38	2.56	1.83	2.01	2.18	2.25	2.49
鹿児島	1.97	2.08	2.21	2.20	2.31	1.51	1.79	1.85	1.97	1.98
沖縄	2.36	2.46	2.61	2.72	3.00	2.15	2.31	2.39	2.60	2.77

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母ともに，年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。1) 東京圏以外から東京圏への転出率となる。

表2-4 道府県別，東京圏への転出率（30-39歳）：2014～2018年

（％）

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	0.85	0.90	0.88	0.90	1.00	0.77	0.79	0.78	0.78	0.86
北海道	0.91	0.92	0.94	0.94	0.97	0.79	0.82	0.79	0.80	0.83
青森	1.00	1.01	0.98	0.99	1.12	0.82	0.83	0.83	0.76	0.90
岩手	0.70	0.83	0.75	0.77	0.81	0.64	0.73	0.67	0.68	0.80
宮城	1.33	1.36	1.42	1.41	1.44	1.13	1.18	1.22	1.17	1.28
秋田	0.77	0.76	0.76	0.73	0.75	0.70	0.73	0.73	0.62	0.75
山形	0.64	0.65	0.70	0.73	0.74	0.64	0.64	0.57	0.66	0.71
福島	0.95	1.00	0.96	1.02	1.09	0.78	0.82	0.81	0.77	0.87
茨城	1.75	1.85	1.82	1.85	2.31	1.67	1.77	1.67	1.68	1.86
栃木	1.34	1.49	1.44	1.46	2.05	1.22	1.34	1.26	1.29	1.55
群馬	1.47	1.45	1.47	1.56	1.93	1.27	1.30	1.33	1.33	1.60
新潟	0.85	0.90	0.86	0.89	0.94	0.81	0.87	0.79	0.84	0.86
富山	0.57	0.60	0.65	0.69	0.75	0.54	0.56	0.62	0.61	0.62
石川	0.67	0.69	0.75	0.75	0.89	0.60	0.62	0.64	0.67	0.75
福井	0.45	0.49	0.43	0.53	0.62	0.39	0.41	0.42	0.47	0.55
山梨	1.61	1.76	1.62	1.61	1.88	1.50	1.52	1.41	1.46	1.69
長野	1.03	1.05	0.95	1.03	1.10	0.95	0.93	0.93	0.96	1.00
岐阜	0.43	0.47	0.48	0.48	0.53	0.41	0.39	0.41	0.45	0.48
静岡	1.15	1.17	1.21	1.21	1.33	1.05	1.04	1.06	1.06	1.12
愛知	0.85	0.87	0.87	0.92	1.02	0.75	0.76	0.74	0.77	0.87
三重	0.57	0.61	0.59	0.61	0.67	0.46	0.49	0.47	0.50	0.55
滋賀	0.54	0.57	0.50	0.50	0.60	0.47	0.47	0.44	0.43	0.51
京都	0.78	0.79	0.80	0.85	0.87	0.72	0.74	0.71	0.77	0.80
大阪	0.96	1.05	1.03	1.02	1.10	0.82	0.86	0.87	0.86	0.93
兵庫	0.81	0.84	0.75	0.77	0.84	0.74	0.77	0.73	0.71	0.75
奈良	0.58	0.59	0.50	0.60	0.59	0.51	0.57	0.55	0.52	0.56
和歌山	0.38	0.38	0.43	0.41	0.50	0.37	0.40	0.41	0.42	0.40
鳥取	0.48	0.51	0.51	0.52	0.55	0.45	0.41	0.41	0.55	0.51
島根	0.39	0.42	0.45	0.41	0.51	0.43	0.39	0.43	0.36	0.53
岡山	0.56	0.57	0.57	0.55	0.63	0.54	0.48	0.55	0.53	0.58
広島	0.75	0.82	0.75	0.78	0.86	0.64	0.72	0.66	0.67	0.73
山口	0.55	0.58	0.54	0.58	0.65	0.50	0.54	0.49	0.45	0.53
徳島	0.43	0.50	0.45	0.46	0.49	0.37	0.47	0.46	0.44	0.54
香川	0.59	0.68	0.65	0.68	0.79	0.58	0.62	0.61	0.60	0.67
愛媛	0.53	0.56	0.54	0.52	0.61	0.51	0.55	0.51	0.46	0.54
高知	0.42	0.41	0.54	0.49	0.51	0.42	0.47	0.46	0.55	0.47
福岡	0.82	0.87	0.88	0.86	0.97	0.80	0.82	0.81	0.81	0.85
佐賀	0.39	0.45	0.39	0.41	0.46	0.41	0.43	0.39	0.41	0.40
長崎	0.59	0.65	0.59	0.64	0.71	0.51	0.55	0.48	0.55	0.61
熊本	0.57	0.54	0.53	0.53	0.54	0.52	0.55	0.50	0.53	0.51
大分	0.47	0.52	0.50	0.50	0.53	0.43	0.46	0.47	0.43	0.48
宮崎	0.52	0.53	0.46	0.56	0.56	0.53	0.45	0.51	0.53	0.57
鹿児島	0.54	0.58	0.58	0.60	0.61	0.53	0.56	0.58	0.50	0.61
沖縄	0.91	1.00	0.91	1.06	1.06	0.86	0.91	0.87	0.95	0.99

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母ともに，年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。1) 東京圏以外から東京圏への転出率となる。

表3-1 道府県別，東京圏に対する転入超過率（総数）：2014～2018年

（％）

道府県	男						女					
	日本人について				総人口について		日本人について				総人口について	
	2014年	2015年	2016年	2017年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2017年	2018年
東京圏以外 ¹⁾	-0.11	-0.12	-0.12	-0.12	-0.12	-0.14	-0.13	-0.14	-0.14	-0.15	-0.15	-0.17
北海道	-0.13	-0.13	-0.11	-0.10	-0.10	-0.11	-0.14	-0.14	-0.14	-0.15	-0.14	-0.15
青森	-0.24	-0.23	-0.23	-0.25	-0.26	-0.23	-0.30	-0.31	-0.30	-0.31	-0.31	-0.33
岩手	-0.12	-0.14	-0.14	-0.18	-0.16	-0.15	-0.17	-0.21	-0.22	-0.23	-0.22	-0.24
宮城	-0.12	-0.16	-0.18	-0.19	-0.20	-0.23	-0.19	-0.25	-0.26	-0.27	-0.28	-0.30
秋田	-0.22	-0.21	-0.19	-0.18	-0.18	-0.19	-0.26	-0.27	-0.26	-0.27	-0.27	-0.30
山形	-0.17	-0.18	-0.17	-0.18	-0.17	-0.17	-0.21	-0.23	-0.21	-0.25	-0.24	-0.24
福島	-0.08	-0.12	-0.17	-0.24	-0.22	-0.20	-0.23	-0.25	-0.26	-0.28	-0.27	-0.30
茨城	-0.16	-0.16	-0.14	-0.11	-0.18	-0.24	-0.20	-0.23	-0.23	-0.21	-0.23	-0.28
栃木	-0.10	-0.17	-0.16	-0.11	-0.23	-0.26	-0.20	-0.25	-0.23	-0.22	-0.24	-0.30
群馬	-0.14	-0.13	-0.15	-0.14	-0.09	-0.09	-0.21	-0.22	-0.22	-0.24	-0.23	-0.21
新潟	-0.16	-0.20	-0.20	-0.22	-0.21	-0.22	-0.21	-0.27	-0.25	-0.27	-0.27	-0.31
富山	-0.05	-0.06	-0.05	-0.08	-0.07	-0.10	-0.09	-0.10	-0.12	-0.12	-0.12	-0.13
石川	-0.06	-0.08	-0.12	-0.09	-0.09	-0.14	-0.08	-0.10	-0.09	-0.12	-0.12	-0.14
福井	-0.10	-0.10	-0.10	-0.10	-0.11	-0.15	-0.09	-0.12	-0.08	-0.10	-0.10	-0.15
山梨	-0.24	-0.26	-0.17	-0.19	-0.22	-0.26	-0.30	-0.31	-0.28	-0.29	-0.31	-0.33
長野	-0.11	-0.08	-0.08	-0.09	-0.10	-0.12	-0.12	-0.13	-0.13	-0.15	-0.15	-0.19
岐阜	-0.07	-0.09	-0.11	-0.09	-0.11	-0.11	-0.06	-0.09	-0.09	-0.10	-0.11	-0.12
静岡	-0.13	-0.13	-0.13	-0.11	-0.10	-0.12	-0.19	-0.20	-0.20	-0.18	-0.17	-0.21
愛知	-0.08	-0.07	-0.08	-0.09	-0.08	-0.12	-0.10	-0.10	-0.11	-0.11	-0.11	-0.15
三重	-0.07	-0.08	-0.06	-0.07	-0.06	-0.08	-0.08	-0.09	-0.08	-0.10	-0.10	-0.12
滋賀	-0.08	-0.13	-0.10	-0.07	-0.06	-0.07	-0.07	-0.10	-0.08	-0.08	-0.07	-0.09
京都	-0.11	-0.11	-0.10	-0.12	-0.12	-0.12	-0.07	-0.08	-0.09	-0.09	-0.11	-0.11
大阪	-0.13	-0.13	-0.12	-0.12	-0.13	-0.13	-0.12	-0.13	-0.13	-0.12	-0.13	-0.14
兵庫	-0.15	-0.15	-0.14	-0.14	-0.14	-0.16	-0.11	-0.13	-0.12	-0.13	-0.13	-0.14
奈良	-0.11	-0.11	-0.11	-0.12	-0.13	-0.14	-0.08	-0.09	-0.09	-0.09	-0.09	-0.11
和歌山	-0.08	-0.10	-0.10	-0.11	-0.11	-0.11	-0.07	-0.08	-0.10	-0.09	-0.09	-0.08
鳥取	-0.08	-0.07	-0.07	-0.10	-0.11	-0.11	-0.07	-0.07	-0.05	-0.11	-0.11	-0.10
島根	-0.04	-0.03	-0.05	-0.05	-0.05	-0.08	-0.04	-0.05	-0.07	-0.09	-0.09	-0.10
岡山	-0.06	-0.07	-0.08	-0.10	-0.10	-0.11	-0.07	-0.07	-0.08	-0.11	-0.12	-0.14
広島	-0.09	-0.11	-0.09	-0.12	-0.13	-0.13	-0.10	-0.13	-0.12	-0.11	-0.12	-0.15
山口	-0.07	-0.12	-0.07	-0.10	-0.11	-0.10	-0.08	-0.11	-0.10	-0.10	-0.10	-0.11
徳島	-0.07	-0.08	-0.08	-0.07	-0.08	-0.10	-0.08	-0.08	-0.08	-0.08	-0.09	-0.12
香川	-0.06	-0.07	-0.08	-0.08	-0.09	-0.13	-0.08	-0.10	-0.11	-0.11	-0.11	-0.11
愛媛	-0.08	-0.10	-0.10	-0.10	-0.10	-0.12	-0.10	-0.10	-0.12	-0.10	-0.10	-0.13
高知	-0.08	-0.09	-0.08	-0.10	-0.11	-0.10	-0.08	-0.11	-0.08	-0.10	-0.11	-0.13
福岡	-0.10	-0.11	-0.10	-0.09	-0.11	-0.13	-0.13	-0.13	-0.13	-0.14	-0.15	-0.17
佐賀	-0.08	-0.10	-0.11	-0.11	-0.12	-0.09	-0.08	-0.11	-0.09	-0.10	-0.10	-0.10
長崎	-0.10	-0.12	-0.08	-0.09	-0.10	-0.11	-0.10	-0.11	-0.09	-0.11	-0.12	-0.13
熊本	-0.10	-0.11	-0.12	-0.11	-0.11	-0.12	-0.09	-0.10	-0.13	-0.12	-0.13	-0.14
大分	-0.09	-0.10	-0.09	-0.08	-0.08	-0.09	-0.07	-0.09	-0.09	-0.09	-0.11	-0.13
宮崎	-0.11	-0.12	-0.08	-0.12	-0.12	-0.12	-0.12	-0.14	-0.14	-0.15	-0.14	-0.14
鹿児島	-0.08	-0.10	-0.12	-0.08	-0.09	-0.07	-0.08	-0.12	-0.15	-0.11	-0.11	-0.11
沖縄	-0.02	-0.05	-0.03	-0.08	-0.09	-0.04	-0.04	-0.05	-0.05	-0.09	-0.09	-0.07

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母ともに年齢不詳を含む。－（マイナス）は転出超過を意味する。1) 東京圏以外の東京圏に対する転入超過率。

表3-2 道府県別，東京圏に対する転入超過率（10-19歳）：2014～2018年

（％）

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	-0.35	-0.35	-0.36	-0.34	-0.34	-0.29	-0.31	-0.33	-0.33	-0.34
北海道	-0.31	-0.30	-0.32	-0.23	-0.26	-0.29	-0.27	-0.33	-0.34	-0.30
青森	-1.29	-1.31	-1.37	-1.31	-1.24	-1.15	-1.18	-1.22	-1.26	-1.35
岩手	-1.07	-1.08	-1.05	-1.06	-0.93	-0.86	-0.94	-0.95	-0.97	-0.94
宮城	-0.40	-0.47	-0.51	-0.46	-0.47	-0.46	-0.56	-0.61	-0.60	-0.57
秋田	-1.41	-1.32	-1.27	-1.15	-1.23	-1.24	-1.23	-1.29	-1.27	-1.27
山形	-1.03	-1.07	-1.05	-0.86	-0.82	-0.93	-0.83	-0.95	-0.92	-0.83
福島	-0.75	-0.65	-0.68	-0.73	-0.70	-0.64	-0.64	-0.76	-0.77	-0.66
茨城	-0.46	-0.42	-0.43	-0.40	-0.44	-0.36	-0.39	-0.41	-0.41	-0.51
栃木	-0.47	-0.49	-0.51	-0.48	-0.53	-0.50	-0.44	-0.56	-0.48	-0.55
群馬	-0.36	-0.38	-0.38	-0.42	-0.35	-0.35	-0.37	-0.42	-0.44	-0.43
新潟	-0.48	-0.56	-0.62	-0.64	-0.73	-0.55	-0.63	-0.73	-0.69	-0.72
富山	-0.25	-0.24	-0.23	-0.28	-0.29	-0.22	-0.32	-0.27	-0.23	-0.29
石川	-0.16	-0.12	-0.22	-0.14	-0.18	-0.12	-0.16	-0.20	-0.23	-0.16
福井	-0.20	-0.21	-0.15	-0.15	-0.22	-0.16	-0.17	-0.12	-0.20	-0.20
山梨	-0.44	-0.54	-0.44	-0.49	-0.41	-0.40	-0.44	-0.46	-0.45	-0.43
長野	-0.63	-0.56	-0.60	-0.55	-0.64	-0.55	-0.57	-0.56	-0.59	-0.66
岐阜	-0.16	-0.18	-0.20	-0.17	-0.16	-0.12	-0.15	-0.14	-0.17	-0.18
静岡	-0.40	-0.40	-0.38	-0.38	-0.33	-0.42	-0.49	-0.46	-0.46	-0.53
愛知	-0.19	-0.20	-0.21	-0.19	-0.19	-0.17	-0.17	-0.19	-0.19	-0.20
三重	-0.17	-0.15	-0.22	-0.23	-0.23	-0.13	-0.16	-0.14	-0.20	-0.20
滋賀	-0.00	-0.02	-0.07	-0.06	0.03	-0.09	-0.08	-0.08	-0.07	-0.03
京都	0.01	0.02	0.02	0.01	-0.01	-0.02	0.01	0.00	-0.04	-0.02
大阪	-0.13	-0.12	-0.12	-0.13	-0.15	-0.11	-0.11	-0.12	-0.12	-0.14
兵庫	-0.15	-0.14	-0.16	-0.17	-0.15	-0.08	-0.11	-0.14	-0.12	-0.14
奈良	-0.10	-0.06	-0.07	-0.11	-0.14	-0.05	-0.04	-0.06	-0.04	-0.07
和歌山	-0.11	-0.14	-0.15	-0.18	-0.15	-0.15	-0.12	-0.14	-0.12	-0.14
鳥取	-0.21	-0.19	-0.23	-0.18	-0.21	-0.15	-0.11	-0.23	-0.24	-0.27
島根	-0.25	-0.13	-0.18	-0.21	-0.22	-0.11	-0.17	-0.19	-0.25	-0.16
岡山	-0.15	-0.15	-0.18	-0.21	-0.21	-0.10	-0.14	-0.14	-0.16	-0.24
広島	-0.23	-0.26	-0.24	-0.27	-0.24	-0.19	-0.24	-0.23	-0.22	-0.23
山口	-0.24	-0.29	-0.19	-0.25	-0.25	-0.21	-0.22	-0.23	-0.22	-0.25
徳島	-0.16	-0.16	-0.18	-0.14	-0.22	-0.10	-0.17	-0.14	-0.20	-0.20
香川	-0.21	-0.22	-0.32	-0.30	-0.31	-0.22	-0.26	-0.28	-0.24	-0.27
愛媛	-0.27	-0.31	-0.34	-0.35	-0.29	-0.25	-0.23	-0.26	-0.22	-0.35
高知	-0.33	-0.34	-0.33	-0.29	-0.45	-0.21	-0.23	-0.27	-0.25	-0.36
福岡	-0.31	-0.29	-0.32	-0.32	-0.28	-0.20	-0.22	-0.25	-0.26	-0.31
佐賀	-0.47	-0.44	-0.48	-0.44	-0.44	-0.27	-0.27	-0.30	-0.25	-0.29
長崎	-0.56	-0.61	-0.59	-0.53	-0.57	-0.33	-0.37	-0.41	-0.33	-0.40
熊本	-0.48	-0.54	-0.59	-0.47	-0.51	-0.24	-0.26	-0.31	-0.31	-0.36
大分	-0.30	-0.33	-0.29	-0.24	-0.27	-0.21	-0.21	-0.25	-0.22	-0.25
宮崎	-0.81	-0.91	-0.82	-0.74	-0.78	-0.47	-0.60	-0.62	-0.58	-0.37
鹿児島	-0.87	-0.92	-0.98	-0.84	-0.74	-0.48	-0.53	-0.70	-0.59	-0.47
沖縄	-0.56	-0.68	-0.48	-0.63	-0.52	-0.42	-0.46	-0.46	-0.52	-0.44

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母は年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。

－（マイナス）は転出超過を意味する。1）東京圏以外の東京圏に対する転入超過率。

表3-3 道府県別，東京圏に対する転入超過率（20-29歳）：2014～2018年

（％）

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	-0.81	-0.91	-0.92	-0.97	-1.03	-0.90	-1.04	-1.09	-1.16	-1.26
北海道	-1.04	-1.12	-1.06	-1.05	-0.99	-1.00	-1.11	-1.15	-1.13	-1.13
青森	-1.10	-1.22	-1.10	-1.46	-1.34	-1.94	-2.12	-2.33	-2.41	-2.37
岩手	-0.99	-0.80	-1.07	-1.31	-1.13	-1.26	-1.58	-1.70	-2.04	-1.71
宮城	-0.90	-0.96	-0.95	-1.14	-1.28	-1.19	-1.39	-1.38	-1.63	-1.82
秋田	-1.43	-1.44	-1.32	-1.50	-1.54	-1.99	-2.22	-2.11	-2.58	-2.68
山形	-1.12	-1.26	-1.24	-1.60	-1.34	-1.59	-1.93	-1.83	-2.09	-2.08
福島	-0.87	-1.19	-1.41	-1.55	-1.49	-1.67	-1.98	-2.08	-2.23	-2.44
茨城	-1.49	-1.57	-1.55	-1.49	-2.12	-1.92	-2.09	-2.33	-2.37	-2.73
栃木	-0.77	-1.13	-1.10	-0.77	-1.69	-1.62	-1.99	-1.88	-1.96	-2.41
群馬	-1.42	-1.55	-1.77	-1.68	-1.30	-1.99	-2.24	-2.35	-2.35	-2.13
新潟	-1.34	-1.64	-1.70	-1.90	-1.82	-1.76	-2.12	-2.12	-2.40	-2.62
富山	-0.51	-0.88	-0.67	-0.90	-0.86	-0.93	-1.04	-1.25	-1.33	-1.25
石川	-0.79	-1.02	-1.11	-1.22	-1.17	-0.94	-1.06	-0.88	-1.28	-1.31
福井	-0.71	-0.84	-0.96	-0.86	-1.10	-0.68	-0.86	-0.90	-0.84	-1.21
山梨	-2.15	-2.29	-1.98	-2.23	-2.45	-2.75	-3.01	-3.03	-3.11	-3.23
長野	-1.18	-1.35	-1.26	-1.23	-1.44	-1.56	-1.84	-1.89	-1.90	-2.02
岐阜	-0.61	-0.77	-0.90	-0.78	-0.91	-0.55	-0.74	-0.75	-0.83	-0.95
静岡	-0.79	-0.90	-0.99	-0.99	-0.96	-1.30	-1.50	-1.56	-1.57	-1.77
愛知	-0.22	-0.27	-0.29	-0.30	-0.46	-0.41	-0.43	-0.54	-0.54	-0.69
三重	-0.47	-0.60	-0.47	-0.42	-0.53	-0.55	-0.60	-0.59	-0.74	-0.80
滋賀	-0.69	-0.89	-0.88	-0.83	-0.55	-0.57	-0.57	-0.64	-0.76	-0.78
京都	-1.05	-1.12	-1.19	-1.21	-1.13	-0.66	-0.77	-0.90	-0.88	-1.06
大阪	-0.67	-0.65	-0.62	-0.76	-0.72	-0.48	-0.58	-0.64	-0.63	-0.71
兵庫	-0.88	-0.90	-1.03	-1.05	-1.14	-0.64	-0.72	-0.77	-0.81	-0.90
奈良	-0.88	-1.06	-1.01	-1.10	-1.19	-0.64	-0.76	-0.73	-0.83	-0.85
和歌山	-0.62	-0.82	-0.79	-0.87	-0.91	-0.45	-0.64	-0.73	-0.71	-0.64
鳥取	-0.82	-0.86	-0.79	-0.98	-1.06	-0.63	-0.80	-0.55	-0.89	-0.97
島根	-0.67	-0.78	-0.80	-0.83	-0.85	-0.56	-0.72	-0.77	-0.90	-0.93
岡山	-0.59	-0.76	-0.75	-0.82	-0.80	-0.54	-0.64	-0.63	-0.85	-0.99
広島	-0.60	-0.63	-0.66	-0.80	-0.94	-0.66	-0.69	-0.80	-0.75	-1.01
山口	-0.93	-1.15	-0.95	-1.07	-1.09	-0.77	-0.96	-0.96	-1.03	-1.01
徳島	-0.66	-0.77	-0.88	-0.89	-0.85	-0.71	-0.77	-0.66	-0.84	-0.91
香川	-0.52	-0.72	-0.66	-0.74	-1.02	-0.66	-0.76	-0.76	-0.80	-0.93
愛媛	-0.65	-0.77	-0.81	-0.92	-0.98	-0.72	-0.74	-0.98	-0.91	-1.03
高知	-0.91	-1.12	-1.15	-1.29	-1.13	-0.87	-1.11	-1.03	-1.27	-1.23
福岡	-0.76	-0.87	-0.86	-0.82	-1.00	-0.74	-0.86	-0.88	-1.01	-1.11
佐賀	-0.62	-0.85	-0.99	-0.99	-1.00	-0.53	-0.84	-0.85	-0.87	-0.86
長崎	-0.77	-0.87	-0.72	-0.90	-0.91	-0.75	-0.85	-0.83	-0.91	-1.04
熊本	-0.85	-0.95	-0.91	-0.99	-1.01	-0.71	-0.88	-0.93	-1.03	-1.19
大分	-0.96	-0.90	-0.99	-0.99	-0.95	-0.72	-0.84	-0.91	-0.94	-1.18
宮崎	-0.70	-0.84	-0.82	-1.04	-1.04	-0.87	-1.18	-1.16	-1.24	-1.37
鹿児島	-0.69	-0.70	-0.87	-0.79	-0.78	-0.58	-0.87	-0.98	-0.99	-0.91
沖縄	-0.55	-0.72	-0.79	-0.77	-0.76	-0.56	-0.59	-0.56	-0.71	-0.70

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母は年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。

－（マイナス）は転出超過を意味する。1) 東京圏以外の東京圏に対する転入超過率。

表3-4 道府県別，東京圏に対する転入超過率（30-39歳）：2014～2018年

（％）

道府県	男					女				
	日本人について				総人口について	日本人について				総人口について
	2014年	2015年	2016年	2017年		2014年	2015年	2016年	2017年	
東京圏以外	-0.02	-0.02	-0.01	-0.02	-0.07	-0.08	-0.09	-0.06	-0.07	-0.11
北海道	-0.06	-0.03	-0.02	-0.01	-0.00	-0.12	-0.11	-0.05	-0.09	-0.07
青森	-0.08	-0.01	0.01	-0.01	-0.12	-0.08	-0.08	0.02	-0.01	-0.13
岩手	0.19	0.04	0.06	0.06	0.10	0.10	0.05	0.03	0.05	-0.07
宮城	0.06	-0.01	-0.13	-0.10	-0.20	-0.10	-0.17	-0.19	-0.19	-0.29
秋田	0.06	0.06	0.04	0.07	0.04	0.03	0.03	-0.01	0.07	-0.00
山形	0.14	0.10	0.10	0.14	0.09	-0.02	0.03	0.16	0.03	0.05
福島	0.16	0.06	0.07	-0.04	0.01	-0.02	-0.01	0.04	-0.00	-0.01
茨城	-0.01	-0.06	-0.02	0.06	-0.27	-0.06	-0.18	-0.09	-0.06	-0.13
栃木	0.06	-0.06	-0.09	-0.09	-0.40	-0.03	-0.11	-0.02	-0.04	-0.21
群馬	-0.00	0.02	0.02	-0.02	-0.05	-0.13	-0.05	-0.09	-0.12	-0.20
新潟	0.01	0.04	0.01	0.04	0.00	-0.02	-0.10	-0.03	-0.06	-0.07
富山	0.06	0.15	0.10	0.01	-0.02	0.03	0.05	-0.02	-0.00	-0.01
石川	0.11	0.11	0.02	0.14	0.01	0.03	0.03	0.03	0.03	-0.03
福井	-0.05	-0.01	-0.00	-0.10	-0.11	-0.04	-0.03	-0.02	-0.07	-0.14
山梨	-0.11	-0.13	-0.02	0.08	-0.08	-0.29	-0.21	0.08	-0.02	-0.13
長野	0.18	0.22	0.24	0.21	0.17	0.19	0.21	0.22	0.21	0.14
岐阜	0.00	-0.02	-0.07	-0.03	-0.05	-0.02	-0.01	-0.04	-0.08	-0.11
静岡	-0.10	-0.08	-0.11	-0.07	-0.13	-0.13	-0.09	-0.09	-0.08	-0.13
愛知	-0.09	-0.05	-0.07	-0.09	-0.17	-0.12	-0.09	-0.10	-0.10	-0.20
三重	-0.06	-0.05	-0.03	-0.04	-0.02	-0.07	-0.06	-0.04	-0.04	-0.11
滋賀	-0.02	-0.09	0.00	0.01	-0.02	-0.02	-0.10	-0.05	-0.04	-0.04
京都	-0.10	0.00	0.02	-0.08	-0.09	-0.13	-0.08	-0.05	-0.07	-0.12
大阪	-0.17	-0.20	-0.17	-0.14	-0.17	-0.24	-0.23	-0.23	-0.20	-0.23
兵庫	-0.16	-0.17	-0.08	-0.11	-0.14	-0.17	-0.18	-0.14	-0.15	-0.15
奈良	-0.11	-0.11	-0.02	-0.14	-0.07	-0.12	-0.11	-0.13	-0.05	-0.13
和歌山	-0.05	-0.03	-0.09	-0.07	-0.11	-0.07	-0.08	-0.07	-0.11	-0.07
鳥取	0.08	0.02	-0.03	0.03	-0.00	-0.04	0.06	0.03	-0.12	-0.05
島根	0.13	0.13	0.14	0.09	0.03	0.07	0.12	0.04	0.06	-0.09
岡山	-0.01	-0.00	-0.00	-0.02	-0.07	-0.09	0.01	-0.06	-0.12	-0.10
広島	-0.01	-0.04	0.02	-0.02	-0.04	-0.07	-0.15	-0.06	-0.10	-0.10
山口	0.06	0.03	0.07	-0.02	-0.02	-0.00	-0.05	-0.06	0.00	-0.04
徳島	-0.02	-0.02	0.02	0.03	-0.01	-0.02	-0.02	-0.06	0.02	-0.14
香川	0.03	0.05	0.06	0.02	-0.09	-0.03	-0.05	-0.02	-0.05	0.01
愛媛	-0.02	-0.05	0.03	-0.01	-0.06	-0.08	-0.10	-0.05	-0.01	-0.08
高知	0.08	0.13	0.11	0.06	0.10	0.07	-0.05	0.11	0.03	0.05
福岡	0.05	0.04	0.05	0.10	0.00	-0.14	-0.12	-0.11	-0.08	-0.12
佐賀	0.12	0.04	0.10	0.08	0.10	-0.08	-0.08	0.00	-0.00	-0.01
長崎	0.05	0.04	0.16	0.06	0.01	-0.01	-0.01	0.11	-0.06	-0.04
熊本	0.01	0.10	0.08	0.06	0.04	-0.04	-0.04	-0.02	-0.03	-0.04
大分	0.03	-0.00	0.04	0.04	0.03	0.02	-0.02	-0.01	-0.00	-0.03
宮崎	0.07	0.13	0.25	0.10	0.11	-0.04	0.08	0.03	-0.00	-0.08
鹿児島	0.14	0.07	0.10	0.09	0.11	0.01	-0.02	-0.02	0.04	-0.05
沖縄	0.21	0.20	0.24	0.20	0.29	0.18	0.20	0.14	0.11	0.18

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』，総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』による。

分子，分母は年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。

－（マイナス）は転出超過を意味する。1) 東京圏以外の東京圏に対する転入超過率。

参考表 道府県別、東京圏からの転出率（総数）：2014～2018年

(%)

道府県	男						女					
	日本人について				総人口について		日本人について				総人口について	
	2014年	2015年	2016年	2017年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2017年	2018年
東京圏 以外 ¹⁾	1.195	1.227	1.196	1.194	1.264	1.257	0.854	0.867	0.847	0.852	0.892	0.885
北海道	0.076	0.078	0.078	0.078	0.080	0.077	0.051	0.052	0.052	0.051	0.054	0.053
青森	0.023	0.023	0.022	0.022	0.021	0.021	0.015	0.015	0.015	0.014	0.014	0.014
岩手	0.019	0.019	0.018	0.017	0.017	0.017	0.014	0.014	0.013	0.013	0.013	0.013
宮城	0.053	0.052	0.051	0.049	0.050	0.048	0.035	0.034	0.034	0.032	0.033	0.032
秋田	0.014	0.013	0.013	0.013	0.013	0.012	0.011	0.011	0.010	0.010	0.010	0.009
山形	0.014	0.015	0.014	0.013	0.014	0.014	0.011	0.011	0.011	0.010	0.011	0.011
福島	0.036	0.035	0.032	0.030	0.031	0.032	0.023	0.023	0.022	0.021	0.022	0.022
茨城	0.082	0.085	0.083	0.086	0.096	0.093	0.063	0.064	0.061	0.063	0.067	0.067
栃木	0.047	0.046	0.045	0.046	0.053	0.052	0.034	0.035	0.033	0.034	0.037	0.036
群馬	0.045	0.046	0.045	0.046	0.056	0.056	0.032	0.034	0.033	0.033	0.037	0.038
新潟	0.033	0.034	0.032	0.032	0.033	0.033	0.025	0.024	0.024	0.024	0.024	0.023
富山	0.010	0.011	0.011	0.011	0.012	0.011	0.007	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008
石川	0.013	0.014	0.013	0.014	0.015	0.014	0.009	0.009	0.009	0.010	0.010	0.010
福井	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.003	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
山梨	0.021	0.021	0.022	0.022	0.023	0.023	0.016	0.016	0.016	0.016	0.017	0.017
長野	0.039	0.041	0.038	0.038	0.039	0.039	0.032	0.033	0.031	0.031	0.032	0.031
岐阜	0.013	0.013	0.012	0.012	0.014	0.014	0.009	0.009	0.009	0.009	0.010	0.009
静岡	0.070	0.073	0.070	0.072	0.077	0.077	0.050	0.051	0.049	0.052	0.055	0.054
愛知	0.091	0.097	0.093	0.094	0.102	0.101	0.059	0.062	0.060	0.062	0.066	0.066
三重	0.015	0.016	0.015	0.015	0.017	0.017	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010
滋賀	0.011	0.011	0.011	0.012	0.013	0.013	0.008	0.007	0.007	0.008	0.008	0.008
京都	0.027	0.029	0.028	0.028	0.031	0.030	0.021	0.022	0.022	0.022	0.024	0.024
大阪	0.102	0.108	0.107	0.106	0.112	0.114	0.070	0.072	0.071	0.074	0.078	0.078
兵庫	0.053	0.055	0.052	0.051	0.053	0.054	0.041	0.042	0.040	0.040	0.042	0.042
奈良	0.010	0.010	0.009	0.009	0.010	0.009	0.007	0.008	0.007	0.008	0.008	0.007
和歌山	0.005	0.005	0.005	0.004	0.005	0.005	0.004	0.004	0.003	0.003	0.004	0.004
鳥取	0.004	0.005	0.004	0.004	0.004	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
島根	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004	0.003	0.003	0.003
岡山	0.016	0.016	0.015	0.014	0.015	0.016	0.012	0.011	0.011	0.010	0.010	0.011
広島	0.032	0.032	0.032	0.031	0.032	0.032	0.020	0.021	0.020	0.020	0.020	0.021
山口	0.013	0.012	0.013	0.012	0.012	0.012	0.009	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008
徳島	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.003
香川	0.010	0.010	0.009	0.010	0.010	0.010	0.007	0.007	0.007	0.006	0.007	0.007
愛媛	0.010	0.011	0.010	0.010	0.010	0.010	0.008	0.008	0.007	0.007	0.007	0.008
高知	0.005	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
福岡	0.068	0.071	0.070	0.070	0.072	0.072	0.047	0.049	0.048	0.048	0.049	0.049
佐賀	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.004	0.004	0.004	0.004	0.005	0.005
長崎	0.013	0.013	0.014	0.014	0.014	0.013	0.009	0.009	0.010	0.009	0.009	0.009
熊本	0.016	0.016	0.015	0.016	0.016	0.015	0.012	0.012	0.011	0.011	0.011	0.011
大分	0.009	0.009	0.009	0.009	0.010	0.010	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007
宮崎	0.011	0.011	0.012	0.011	0.011	0.011	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008
鹿児島	0.018	0.018	0.017	0.018	0.018	0.018	0.014	0.013	0.013	0.013	0.013	0.013
沖縄	0.028	0.029	0.028	0.028	0.029	0.030	0.022	0.023	0.023	0.023	0.023	0.024

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』、総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査』による。

東京圏から各道府県への転出者数を、東京圏人口で割ったもの。分子、分母は年齢不詳を按分している。分子は秘匿による「不詳/その他」の移動数を年齢不詳とみなした。1) 東京圏から東京圏以外への転出率。

統 計

全国人口の再生産に関する主要指標：2018年

研究所では、わが国における再生産の水準を明らかにし、その時系列変化を示すため、これまでも標準化などの加工を行った再生産に関する諸指標を公表している。

本稿では2018年における日本の人口再生産率に関する主要指標について、2018年1月から12月までの出生・死亡統計¹⁾ (確定数)、2018年10月1日現在の日本人人口²⁾ および2018年簡易生命表³⁾ の数値に基づき算出した。その内容は、1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女性の人口再生産率ならびに安定人口諸指標⁴⁾ である。

以下、これら諸指標の概況を説明した後、2018年の特徴について述べる。 (別府志海)

主要結果

2018年の出生数は918,400人であり、前年(2017年)の946,146人に比べ27,746人減少した。出生数は1973年の209万人をピークに減少し、1990年代には120万人前後で推移していたが、2000年以降再び減少傾向が顕著になり、2005年には106万人と戦後最少を記録した。その後2006年から08年にかけてほぼ109万人へと若干増加し、2009年から10年までは107万人程度で推移していたが、2011年から再び減りはじめ、2016年は戦後初めて100万人を下回った。また、普通出生率もほぼ同様の傾向を示し、1973年の19.4%から多少の変動はみられるが、一貫した低下傾向が続き2005年には8.4%まで低下した。しかし、2006年には8.7%と前年に比べ0.3ポイント上昇し、2008年まで緩やかに上昇した後に再び低下に転じ、2018年は2017年より0.2ポイント低い7.4%で戦後最低の水準となった。

一方、2018年の死亡数は1,362,470人で、前年の1,340,567人に比べ21,903人増加し、普通死亡率は11.0%と前年(10.8%)に比べ0.2ポイント上昇した。死亡数および率ともに1980年代中葉以降短期的な変動はみられるが、概ね増加傾向を示し2003年に実数で100万人を上回り、2011年には戦後(1947年以降)初めて120万人を、2016年には130万人を突破し、2018年は戦後最多を更新した。普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、2005年に初めてマイナス(-0.2%)になったが2006年はプラス(0.1%)となった。2007年以後はマイナスが続くとともに水準も拡大して2018年には-3.6%となり、人口減少が緩やかに加速している状況を裏付けている。

標準化人口動態率をみると、2018年の出生率は9.3%、死亡率は1.6%となり、前年に比べ出生率は

1) 厚生労働省政策統括官(統計・情報政策、政策評価担当)『平成30年 人口動態統計』, 2020年。なお、本文中の出生数・死亡数は、平成30年人口動態統計に掲載された届出漏れを含む改定値による。

2) 総務省統計局『人口推計 ―平成30年10月1日現在―』(人口推計資料 No.92), 2019年6月。

3) 厚生労働省(統計・情報政策、政策評価担当)『平成30年 簡易生命表』, 2019年11月。

4) 標準化人口動態率は特定の人口を用いて人口の年齢構造による影響を除去した指標であり、人口再生産率はその用いずに除去した指標である。さらに安定人口諸指標は、年齢別の出生率・死亡率が人口に与える影響を抽出した「真の」人口動態率指標である。

各指標の定義および詳細については、次の文献を参照されたい。

1. 厚生省人口問題研究所『全国日本人人口の再生産に関する指標(1985年～1990年)』(研究資料第272号), 1992年2月。

2. 岡崎陽一『人口統計学〔増補改訂版〕』古今書院, 1999年5月。

3. Siegel, Jacob S. and David A. Swanson (eds.), *The methods and materials of demography (Second edition)*, Elsevier Academic Press, 2004年。

0.1ポイントの低下、死亡率は同水準となった。これにより2018年の自然増加率は7.8%となり、前年と比べ0.1ポイント低下した。標準化人口動態率を普通動態率と比べると、1930年以前は出生率・死亡率とも水準にほとんど差はないが、1940～1970年代では標準化出生率が上回り、1980年代半ばから2000年代半ばまではほぼ同一の水準であったが、それ以降は標準化出生率がほぼ横這いであるのに対し、普通出生率は低下続けているために乖離が広がっている。死亡率では標準化死亡率が特に1950年代半ばから現在まで低下傾向であるのに対し、普通死亡率は低下が緩やかであり、さらに1980年代からは上昇に転じて両者の差は年を追って拡大している。この両者の差は標準化人口動態率算出に用いた標準人口と普通動態率算出に用いた人口における年齢構造の相違によるものであり、特に死亡率における両者の差は人口の高齢化に起因する（表1、図1）。

人口再生産率をみると、合計特殊出生率は、1940年以前に4.1～5.1の水準にあり、1947～49年に4.3を超える水準であった（表2、表4、図2）。しかし1950年代に入ると急速に低下し、1966年は「ひのえうま」の迷信による影響から1.58まで低下した。この後、出生率は2.1を上回って推移したが、1974年には2.05となり人口置換水準（静止粗再生産率）を下回った。その後も長期的な低下傾向が続き、1990年に公表された1989年の合計特殊出生率が「ひのえうま」を下回ったことは「1.57ショック」として話題となった。近年では2005年に戦後最低の水準（1.26）となったが、2006年以降は若干の上昇傾向を示している。2018年の合計特殊出生率は1.42であり、前年（1.43）と比べ0.01低下した。総再生産率は、戦前から戦後直後まで2を上回る水準にあったが、1950年に2.0の水準を割り込み1950年代半ばから1970年代半ばまで1.0の水準付近にあった。しかし1974年に1.0を下回ってから2005年の0.61までほぼ持続的に低下し、その後やや上昇して2018年は0.69の水準にある。純再生産率は、1940年以前でも1.3～1.6に留まり、1947～49年も1.7であった。1950年代半ばから1970年代前半まで概ね1.0の水準で推移した後に低下を始め、1990年に0.74、2005年に0.61まで低下して反転し、2018年は0.69となっている。総再生産率と比べると純再生産率は1950年以前ではかなり低い水準にあるが、近年では低死亡率を反映し、2018年は純再生産率と総再生産率がほぼ同一の水準となっている。人口置換水準は、1940年以前は当時の死亡率が高かったことから2を大きく超えていたが、戦後の急激な死亡率低下を受けて1960年に2.18へ低下した後も低下の傾向が続き、1980年には2.09と2.10を割り込んだ。その後は2000頃まで概ね2.08で推移していたが、2001年以降は2017年を除いて2.07で推移している。この間の細かな上下動は主に出生性比の変動に起因する。

安定人口⁵⁾における諸指標をみると、増加率は1950年頃まで10%を超える水準にあったが、1950年代の前半に急速に低下し、1950年代後半から1960年代前半は-1～-3%程度であった（表3）。1960年代後半から1970年代前半は、「ひのえうま」の影響から1966年が-11.1%となった他は0～1%の水準であり、静止人口（人口増減がない安定人口）に近かったと言えよう。しかし1970年代後半から増加率はマイナスになっており、2018年には増加率-12.0%、出生率6.4%、死亡率18.4%となっている。これを前年（2017年）と比べると、増加率は0.3、出生率は0.1ポイント低下したのに対し、死亡率は0.2ポイント上昇している。また、安定人口平均世代間隔は31.6年となり前年より0.1年の伸びを示している。これは晩産化の影響によるものである（表9）。安定人口の65歳以上割合は2005年の40.8%をピークに減少し、2018年は38.1%となった。安定人口における65歳以上割合に比べ実際人口におけるそれが31.4%と低いのは、現実に観察された過去の出生・死亡の影響に他ならない（表10）。

5) 安定人口とは、ある人口動態（出生・死亡の水準および年齢パターン）が一定不変で推移した際に究極的に表れる人口であり、その年齢構造は時間経過に対し一定になると同時に、安定人口の人口動態率も一定となる。安定人口は、与えられた年齢別出生率と年齢別死亡率によってのみ決定され、過去における人口動態の変動や現実の人口年齢構造などの影響を受けない。このため安定人口の動態率は、与えられた年齢別人口動態率が人口変動に対して持つ潜在力を示す。

次に、上記諸率の算出に用いた出生率ならびに死亡率について、少し詳細に触れたい。年齢別出生率はいずれの年次も単峰曲線を描いているが、その水準は、とりわけ1970年の前後で大きく異なっている（表5、図3）。年次別にみると、1930年は他の年次と比較して特に10歳代と30歳代後半の出生率が高い。1950年は1930年と比べて特に30歳以上での出生率が低下しており、1970年は1930年、1950年と比べ25歳以上の出生率低下が著しい。ところが1990年以降になると出生率低下が新たな局面に入ったことを伺わせる。1990年以降の変化の特徴は、30歳未満における出生率の大きな低下と30歳以上での出生率上昇であり、したがって出生タイミングの遅延である。1990年以降、30歳代における出生率の上昇を20歳代の低下が上回る傾向が続いていたが、2006年以降になると20歳代の出生率低下は小幅になる一方で30歳以上の出生率がそれを上回って上昇しており、このことが合計特殊出生率を押し上げていた。2018年を2017年と比べると、30歳未満では0.011低下しているが30歳以上では0.001の低下にとどまっており、全体として0.012低下している。

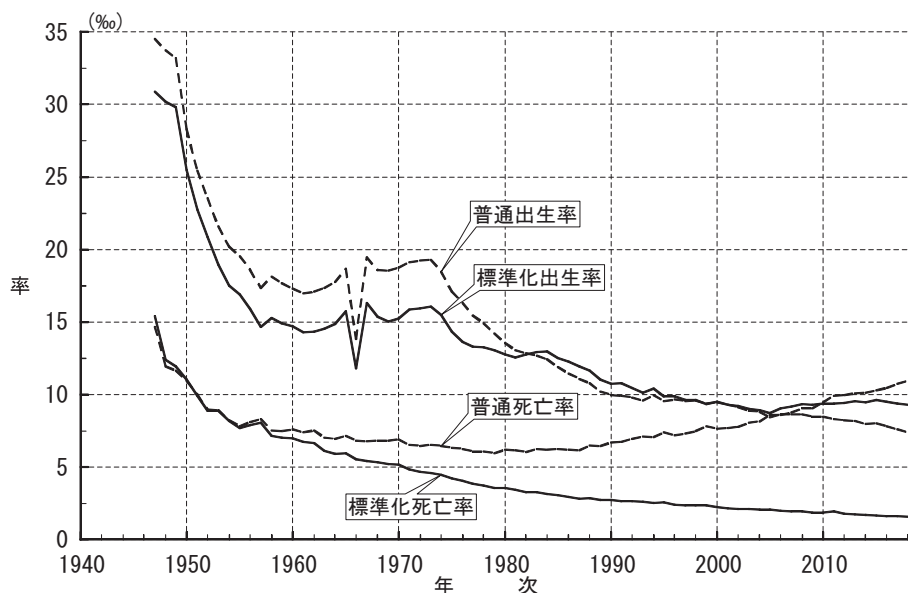
出生順位別合計特殊出生率をみると、第1子および第2子出生率は1960年代後半にかけて上昇した後、1990年頃まで緩やかに低下する（表6、表7、図4）。その後、第1子出生率はほぼ一定で推移するが、第2子出生率は2005年頃にかけて低下を続け、その後若干上昇している。これに対し、第3子以上の出生率は1950～60年代にかけて大きく低下し、1970年代前半を除けば低い水準保っている。しかし、2005年以降では第3子以上の出生率も若干ながら上昇している。

出生順位別平均出生年齢は、1970年以降、ほとんどの出生順位において上昇しているが、なかでも第1子および第2子の上昇が大きい（表7、図5）。

年齢別死亡率は、前年（2017年）と比べて男性は64歳以下、女性は74歳以下まではほぼ同水準だが、それより高い年齢では高年齢ほど低下する傾向がみられる。この傾向は男性でより顕著である。最も変化幅の大きな年齢は男女とも90歳以上であり、男性は0.0047、女性は0.0020の低下であった（表8）。

2018年について男女計の安定人口年齢構造を求めると、年少（0～14歳）人口割合は11.1%、老年（65歳以上）人口割合は35.0%であった（表11）。これを実際人口における年齢構造と比較すると、安

図1 年次別人口動態率の普通率および標準化率：1947～2018年



定人口年齢構造の年少人口割合は1.2ポイント小さく、老年人口割合は6.5ポイント大きい。この差は、前述のように過去における出生・死亡の影響である。

なお、総人口について安定人口および静止人口に至る経過を参考表および参考図に示す（参考表1、参考表2、参考図）。

図2 女性の人口再生産に関する主要指標：1947～2018年

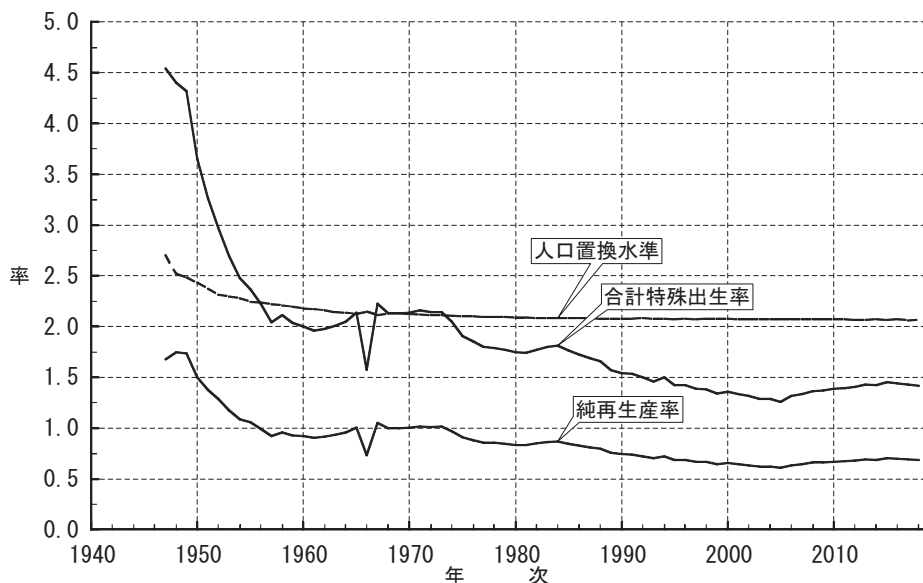


図3 女性の年齢別出生率：1930, 50, 70, 90, 2000, 18年

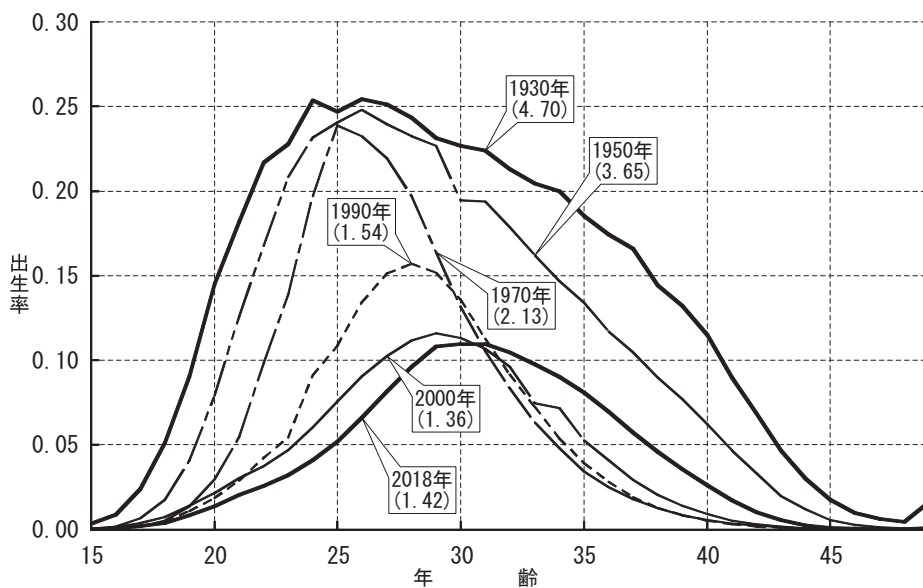


表1 年次別標準化人口動態率：1925～2018年
Table 1. Standardized and Crude Vital Rates: 1925-2018

年次 Year	標準化人口動態率(%) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数(%) Index of standardized vital rates (1930=100)			[参考] 普通動態率(%) Crude vital rates		
	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate
1925	35.27	20.28	14.99	109.01	111.62	105.66	34.9	20.3	14.6
1930	32.35	18.17	14.19	100.00	100.00	100.00	32.4	18.2	14.2
1940	27.75	15.89	11.87	85.78	87.45	83.65	29.4	16.5	12.9
1947	30.87	15.41	15.46	95.42	84.81	109.00	34.3	14.6	19.7
1948	30.20	12.38	17.82	93.35	68.17	125.60	33.5	11.9	21.6
1949	29.83	11.95	17.88	92.20	65.76	126.05	33.0	11.6	21.4
1950	25.47	11.02	14.45	78.74	60.69	101.86	28.3	10.9	17.3
1955	16.88	7.70	9.18	52.18	42.40	64.70	19.5	7.8	11.7
1960	14.69	7.01	7.69	45.42	38.57	54.19	17.3	7.6	9.7
1965	15.74	5.96	9.77	48.64	32.83	68.89	18.7	7.2	11.5
1970	15.26	5.19	10.07	47.18	28.57	71.00	18.8	6.9	11.8
1971	15.87	4.83	11.04	49.06	26.59	77.83	19.1	6.5	12.6
1972	15.96	4.66	11.30	49.35	25.67	79.66	19.2	6.5	12.8
1973	16.07	4.62	11.46	49.68	25.40	80.77	19.3	6.5	12.7
1974	15.47	4.46	11.02	47.82	24.53	77.66	18.5	6.5	12.0
1975	14.32	4.21	10.11	44.25	23.18	71.25	17.1	6.3	10.8
1976	13.65	4.06	9.59	42.19	22.34	67.61	16.3	6.3	10.0
1977	13.31	3.85	9.46	41.15	21.18	66.72	15.5	6.1	9.4
1978	13.25	3.74	9.51	40.94	20.56	67.05	14.9	6.1	8.8
1979	13.07	3.57	9.50	40.41	19.66	66.98	14.2	6.0	8.3
1980	12.76	3.58	9.18	39.43	19.71	64.69	13.5	6.2	7.3
1981	12.55	3.45	9.10	38.79	18.98	64.17	13.0	6.1	6.9
1982	12.75	3.29	9.46	39.40	18.09	66.69	12.8	6.0	6.8
1983	12.95	3.28	9.67	40.02	18.03	68.17	12.7	6.2	6.5
1984	12.96	3.16	9.80	40.05	17.40	69.07	12.5	6.2	6.3
1985	12.53	3.06	9.47	38.73	16.87	66.73	11.9	6.3	5.6
1986	12.26	2.95	9.31	37.90	16.23	65.66	11.4	6.2	5.2
1987	11.95	2.83	9.12	36.94	15.58	64.30	11.1	6.2	4.9
1988	11.66	2.85	8.81	36.04	15.67	62.14	10.8	6.5	4.3
1989	11.02	2.74	8.28	34.06	15.09	58.36	10.2	6.4	3.7
1990	10.74	2.73	8.01	33.20	15.03	56.46	10.0	6.7	3.3
1991	10.78	2.67	8.11	33.33	14.71	57.18	9.9	6.7	3.2
1992	10.48	2.67	7.81	32.38	14.68	55.06	9.8	6.9	2.9
1993	10.14	2.63	7.51	31.35	14.49	52.93	9.6	7.1	2.5
1994	10.42	2.54	7.88	32.22	14.00	55.56	10.0	7.1	2.9
1995	9.90	2.58	7.32	30.59	14.21	51.57	9.5	7.4	2.1
1996	9.89	2.43	7.47	30.58	13.35	52.65	9.7	7.2	2.5
1997	9.65	2.37	7.28	29.83	13.06	51.30	9.5	7.3	2.2
1998	9.63	2.37	7.25	29.75	13.06	51.13	9.6	7.5	2.1
1999	9.35	2.37	6.98	28.91	13.06	49.21	9.4	7.8	1.6
2000	9.51	2.25	7.26	29.38	12.38	51.16	9.5	7.7	1.8
2001	9.29	2.18	7.11	28.72	12.00	50.14	9.3	7.7	1.6
2002	9.21	2.13	7.09	28.47	11.70	49.96	9.2	7.8	1.4
2003	8.99	2.11	6.88	27.80	11.62	48.51	8.9	8.0	0.9
2004	8.95	2.06	6.89	27.66	11.35	48.54	8.8	8.1	0.7
2005	8.72	2.07	6.66	26.96	11.38	46.92	8.4	8.6	-0.2
2006	9.06	2.00	7.06	28.00	11.01	49.76	8.7	8.6	0.1
2007	9.16	1.96	7.20	28.30	10.79	50.73	8.6	8.8	-0.1
2008	9.34	1.94	7.40	28.88	10.68	52.18	8.6	9.0	-0.4
2009	9.31	1.88	7.43	28.77	10.35	52.35	8.5	9.0	-0.6
2010	9.40	1.87	7.53	29.07	10.32	53.08	8.5	9.5	-1.0
2011	9.40	1.94	7.47	29.06	10.66	52.63	8.3	9.9	-1.6
2012	9.43	1.81	7.62	29.13	9.95	53.70	8.2	10.0	-1.7
2013	9.53	1.76	7.77	29.46	9.69	54.78	8.2	10.1	-1.9
2014	9.47	1.72	7.75	29.27	9.46	54.63	8.0	10.1	-2.1
2015	9.62	1.67	7.94	29.72	9.21	56.00	8.0	10.3	-2.3
2016	9.52	1.64	7.88	29.43	9.05	55.55	7.8	10.5	-2.6
2017	9.39	1.61	7.78	29.04	8.87	54.88	7.6	10.8	-3.2
2018	9.30	1.59	7.71	28.75	8.77	54.34	7.4	11.0	-3.6

1930年全国人口を標準人口に採り、任意標準人口標準化法の直接法による。総務省統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1947年～72年は沖縄県を含まない。

表2 年次別女性の人口再生産率：1925～2018年
Table 2. Reproduction Rates for Female: 1925-2018

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総 再生産率 GRR (2)	純 再生産率 NR (3)	再生産 残存率 (3)/(2) (4)	人口 置換水準 (1)/(3) (5)	(1)-(5) (6)	1930年を基準とした指数		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NR
1925	5.10	2.51	1.65	0.66	3.10	2.00	108.4	109.3	108.2
1930	4.70	2.29	1.52	0.66	3.09	1.61	100.0	100.0	100.0
1940	4.11	2.01	1.43	0.71	2.87	1.24	87.4	87.5	94.2
1947	4.54	2.21	1.68	0.76	2.71	1.84	96.6	96.3	110.4
1948	4.40	2.14	1.75	0.82	2.52	1.88	93.5	93.3	114.9
1949	4.32	2.11	1.74	0.82	2.48	1.83	91.7	91.9	114.2
1950	3.65	1.77	1.50	0.85	2.43	1.22	77.6	77.3	98.6
1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.24	0.13	50.4	50.2	69.4
1960	2.00	0.97	0.92	0.94	2.18	-0.18	42.6	42.5	60.4
1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.01	45.5	45.4	66.2
1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.4	44.9	66.0
1971	2.16	1.04	1.02	0.98	2.12	0.04	45.9	45.5	66.9
1972	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.5	45.2	66.6
1973	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.5	45.3	66.7
1974	2.05	0.99	0.97	0.98	2.11	-0.06	43.5	43.3	63.8
1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.19	40.6	40.4	59.6
1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.4	39.2	57.9
1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.3	38.1	56.4
1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.1	37.9	56.2
1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.6	37.4	55.5
1980	1.75	0.85	0.83	0.98	2.09	-0.35	37.1	37.0	54.8
1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	37.0	36.9	54.8
1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.6	37.6	55.8
1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.3	38.2	56.8
1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.5	38.4	57.2
1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.32	37.5	37.4	55.7
1986	1.72	0.84	0.83	0.99	2.08	-0.36	36.6	36.5	54.3
1987	1.69	0.82	0.81	0.99	2.08	-0.39	35.9	35.8	53.4
1988	1.66	0.81	0.80	0.99	2.08	-0.42	35.2	35.1	52.3
1989	1.57	0.76	0.76	0.99	2.08	-0.51	33.4	33.3	49.7
1990	1.54	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.54	32.8	32.7	48.8
1991	1.53	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.55	32.6	32.5	48.5
1992	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.9	31.8	47.4
1993	1.46	0.71	0.70	0.99	2.08	-0.62	31.0	30.9	46.1
1994	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.9	31.8	47.4
1995	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.2	30.2	45.0
1996	1.43	0.69	0.69	0.99	2.08	-0.65	30.3	30.2	45.1
1997	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.5	29.5	44.0
1998	1.38	0.67	0.67	0.99	2.08	-0.69	29.4	29.4	43.8
1999	1.34	0.65	0.65	0.99	2.08	-0.73	28.5	28.5	42.5
2000	1.36	0.66	0.65	0.99	2.08	-0.72	28.9	28.8	43.0
2001	1.33	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.4	28.3	42.3
2002	1.32	0.64	0.64	0.99	2.07	-0.76	28.0	28.0	41.8
2003	1.29	0.63	0.62	0.99	2.07	-0.78	27.4	27.4	40.9
2004	1.29	0.63	0.62	0.99	2.07	-0.78	27.4	27.4	40.9
2005	1.26	0.61	0.61	0.99	2.07	-0.81	26.8	26.8	40.0
2006	1.32	0.64	0.64	0.99	2.07	-0.75	28.0	28.0	41.8
2007	1.34	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.4	28.3	42.4
2008	1.37	0.67	0.66	0.99	2.07	-0.70	29.1	29.0	43.4
2009	1.37	0.67	0.66	0.99	2.07	-0.70	29.1	29.0	43.4
2010	1.39	0.67	0.67	0.99	2.07	-0.69	29.5	29.4	44.0
2011	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.6	29.6	44.2
2012	1.41	0.68	0.68	0.99	2.07	-0.66	29.9	29.9	44.7
2013	1.43	0.70	0.69	0.99	2.07	-0.64	30.3	30.3	45.4
2014	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.2	30.2	45.1
2015	1.45	0.71	0.70	0.99	2.07	-0.62	30.8	30.8	46.1
2016	1.44	0.70	0.70	0.99	2.07	-0.63	30.6	30.6	45.7
2017	1.43	0.70	0.69	0.99	2.06	-0.64	30.3	30.4	45.5
2018	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.1	30.1	45.0

国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生数ならびに生命表（完全生命表および簡易生命表）の生残率（ L_x^f ）によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1947年～72年は沖縄県を含まない。

表3 年次別女性の安定人口動態率、平均世代間隔および年齢構造係数：1925～2018年
 (付 女性の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Population for Female: 1925-2018

年次 Year	安定人口動態率(%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔 (年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数(%) Age composition of stable population			[参考] 実際人口年齢構造係数(%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
1925	17.11	35.90	18.80	29.18	38.10	57.37	4.53	36.54	57.73	5.73
1930	14.23	32.76	18.54	29.52	35.76	58.75	5.49	36.45	58.11	5.44
1940	11.93	28.59	16.67	30.21	33.58	60.36	6.06	35.71	58.84	5.45
1947	17.34	31.46	14.12	29.91	36.05	58.60	5.34	34.03	60.50	5.47
1948	18.87	30.54	11.67	29.61	36.34	58.18	5.48	34.09	60.44	5.48
1949	18.80	30.30	11.50	29.39	35.93	58.40	5.67	34.23	60.24	5.53
1950	13.88	25.85	11.97	29.23	32.03	60.80	7.17	34.11	60.25	5.64
1955	1.90	15.84	13.94	28.77	22.20	64.07	13.73	32.11	61.88	6.02
1960	-3.01	12.68	15.69	27.86	18.74	64.45	16.81	28.81	64.79	6.39
1965	0.25	13.84	13.60	27.68	20.28	63.89	15.82	24.63	68.43	6.94
1970	0.14	13.47	13.33	27.73	19.87	63.25	16.88	22.94	69.26	7.80
1971	0.65	13.59	12.94	27.72	19.98	62.76	17.26	22.94	69.14	7.92
1972	0.47	13.43	12.96	27.65	19.79	62.60	17.61	23.06	68.81	8.13
1973	0.52	13.41	12.90	27.62	19.77	62.52	17.71	23.26	68.41	8.33
1974	-1.06	12.54	13.60	27.54	18.72	62.38	18.90	23.32	68.12	8.56
1975	-3.54	11.25	14.79	27.47	17.13	61.95	20.93	23.32	67.81	8.87
1976	-4.58	10.70	15.28	27.50	16.43	61.62	21.95	23.30	67.56	9.14
1977	-5.53	10.19	15.72	27.60	15.77	61.14	23.09	23.21	67.34	9.44
1978	-5.66	10.08	15.74	27.67	15.62	60.90	23.48	23.06	67.20	9.74
1979	-6.09	9.82	15.91	27.73	15.27	60.48	24.25	22.82	67.10	9.97
1980	-6.50	9.62	16.12	27.79	15.02	60.35	24.62	22.52	67.11	10.37
1981	-6.54	9.55	16.09	27.88	14.92	60.08	25.00	22.43	66.89	10.68
1982	-5.83	9.78	15.61	27.98	15.20	59.83	24.96	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.03	15.25	28.06	15.53	59.91	24.56	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.09	15.04	28.17	15.60	59.67	24.72	21.11	67.37	11.52
1985	-5.86	9.64	15.50	28.32	15.02	59.25	25.73	20.61	67.38	12.00
1986	-6.69	9.22	15.91	28.45	14.46	58.69	26.85	20.03	67.58	12.39
1987	-7.28	8.91	16.19	28.60	14.03	58.17	27.80	19.40	67.77	12.83
1988	-7.92	8.66	16.58	28.76	13.71	58.08	28.21	18.72	68.01	13.26
1989	-9.68	7.90	17.59	28.92	12.68	57.06	30.25	18.04	68.24	13.71
1990	-10.26	7.67	17.93	29.03	12.36	56.76	30.88	17.47	68.29	14.23
1991	-10.44	7.57	18.01	29.10	12.23	56.52	31.26	16.92	68.31	14.76
1992	-11.19	7.28	18.48	29.20	11.83	56.11	32.06	16.45	68.26	15.29
1993	-12.07	6.93	19.00	29.32	11.34	55.44	33.22	16.00	68.19	15.82
1994	-11.07	7.22	18.30	29.41	11.73	55.45	32.83	15.63	68.01	16.36
1995	-12.80	6.63	19.44	29.51	10.91	54.72	34.36	15.30	67.79	16.92
1996	-12.69	6.58	19.27	29.63	10.82	54.13	35.05	14.99	67.50	17.51
1997	-13.49	6.28	19.77	29.70	10.40	53.50	36.10	14.70	67.20	18.10
1998	-13.62	6.22	19.83	29.75	10.30	53.19	36.50	14.42	66.89	18.69
1999	-14.62	5.90	20.52	29.80	9.86	52.76	37.38	14.15	66.61	19.24
2000	-14.23	5.95	20.18	29.81	9.91	52.36	37.72	13.96	66.15	20.09
2001	-14.78	5.74	20.52	29.82	9.61	51.77	38.62	13.74	65.72	20.53
2002	-15.17	5.59	20.76	29.87	9.38	51.25	39.37	13.58	65.27	21.15
2003	-15.80	5.39	21.19	29.99	9.09	50.79	40.11	13.41	64.88	21.70
2004	-15.74	5.37	21.12	30.08	9.07	50.58	40.35	13.27	64.55	22.18
2005	-16.47	5.19	21.66	30.17	8.81	50.39	40.80	13.16	63.95	22.89
2006	-14.95	5.59	20.54	30.27	9.37	50.84	39.79	13.05	63.36	23.59
2007	-14.44	5.73	20.16	30.40	9.57	50.98	39.45	12.94	62.75	24.31
2008	-13.61	5.98	19.59	30.46	9.92	51.39	38.69	12.86	62.18	24.96
2009	-13.54	5.96	19.50	30.60	9.89	51.08	39.03	12.75	61.60	25.65
2010	-13.10	6.11	19.21	30.68	10.10	51.41	38.49	12.57	61.43	26.00
2011	-12.87	6.24	19.11	30.78	10.29	51.83	37.89	12.49	61.24	26.27
2012	-12.48	6.32	18.80	30.96	10.39	51.81	37.79	12.39	60.46	27.15
2013	-11.90	6.49	18.39	31.11	10.63	51.98	37.38	12.29	59.62	28.09
2014	-12.03	6.42	18.45	31.24	10.52	51.70	37.77	12.19	58.78	29.04
2015	-11.29	6.65	17.94	31.35	10.84	51.95	37.21	11.98	58.26	29.76
2016	-11.52	6.56	18.09	31.45	10.71	51.76	37.52	11.87	57.71	30.42
2017	-11.68	6.49	18.18	31.52	10.62	51.62	37.76	11.75	57.28	30.97
2018	-11.96	6.39	18.36	31.60	10.47	51.40	38.13	11.65	56.93	31.42

表4 女性の年齢（各歳・5歳階級）別人口，出生数，出生率および生残数ならびに人口再生産率：2018年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female: 2018

年齢 x (1)	女性人口 P_x^F (2)	出生数			出生率		生残率 (静止人口) L_x^F (8)	期待女兒数 (7)×(8) 100,000 (9)
		総数 B_x (3)	男 B_x^M (4)	女 B_x^F (5)	出生率 (3)/(2) (6)	女兒出生率 (5)/(2) (7)		
15	543,300	141	79	62	0.00026	0.00011	99,679	0.00011
16	559,306	468	263	205	0.00084	0.00037	99,668	0.00037
17	566,249	1,134	609	525	0.00200	0.00093	99,655	0.00092
18	577,177	2,216	1,167	1,049	0.00384	0.00182	99,640	0.00181
19	577,036	4,819	2,492	2,327	0.00835	0.00403	99,623	0.00402
20	582,648	8,048	4,099	3,949	0.01381	0.00678	99,603	0.00675
21	579,880	11,765	6,076	5,689	0.02029	0.00981	99,582	0.00977
22	574,619	14,742	7,528	7,214	0.02566	0.01255	99,561	0.01250
23	583,744	18,744	9,612	9,132	0.03211	0.01564	99,541	0.01557
24	578,823	23,724	12,153	11,571	0.04099	0.01999	99,521	0.01989
25	565,280	29,394	15,062	14,332	0.05200	0.02535	99,500	0.02523
26	571,519	37,828	19,540	18,288	0.06619	0.03200	99,478	0.03183
27	569,606	46,403	23,776	22,627	0.08147	0.03972	99,456	0.03951
28	580,040	55,739	28,774	26,965	0.09610	0.04649	99,431	0.04622
29	595,738	64,390	32,881	31,509	0.10808	0.05289	99,405	0.05258
30	616,550	67,646	34,685	32,961	0.10972	0.05346	99,378	0.05313
31	635,855	69,688	35,755	33,933	0.10960	0.05337	99,349	0.05302
32	648,729	67,973	34,846	33,127	0.10478	0.05106	99,318	0.05072
33	678,965	66,266	33,864	32,402	0.09760	0.04772	99,286	0.04738
34	702,845	63,333	32,650	30,683	0.09011	0.04366	99,252	0.04333
35	711,932	57,497	29,494	28,003	0.08076	0.03933	99,216	0.03903
36	712,806	49,659	25,381	24,278	0.06967	0.03406	99,177	0.03378
37	722,806	41,345	21,304	20,041	0.05720	0.02773	99,136	0.02749
38	755,286	34,772	17,782	16,990	0.04604	0.02249	99,090	0.02229
39	775,387	27,748	14,209	13,539	0.03579	0.01746	99,040	0.01729
40	808,600	21,030	10,715	10,315	0.02601	0.01276	98,985	0.01263
41	831,462	14,195	7,200	6,995	0.01707	0.00841	98,925	0.00832
42	872,352	8,703	4,312	4,391	0.00998	0.00503	98,861	0.00498
43	912,668	4,899	2,488	2,411	0.00537	0.00264	98,790	0.00261
44	962,781	2,431	1,244	1,187	0.00252	0.00123	98,713	0.00122
45	982,792	933	459	474	0.00095	0.00048	98,627	0.00048
46	961,632	404	184	220	0.00042	0.00023	98,532	0.00023
47	937,256	159	72	87	0.00017	0.00009	98,427	0.00009
48	907,949	58	32	26	0.00006	0.00003	98,310	0.00003
49	895,684	105	63	42	0.00012	0.00005	98,182	0.00005
総数	24,639,302	918,400	470,851	447,549	1.41590	0.68979	—	0.68515
15～19	2,823,068	8,778	4,610	4,168	0.00311	0.00148	498,265	0.00147
20～24	2,899,714	77,023	39,468	37,555	0.02656	0.01295	497,808	0.01289
25～29	2,882,183	233,754	120,033	113,721	0.08110	0.03946	497,270	0.03924
30～34	3,282,944	334,906	171,800	163,106	0.10201	0.04968	496,583	0.04934
35～39	3,678,217	211,021	108,170	102,851	0.05737	0.02796	495,659	0.02772
40～44	4,387,863	51,258	25,959	25,299	0.01168	0.00577	494,274	0.00570
45～49	4,685,313	1,659	810	849	0.00035	0.00018	492,078	0.00018

本表の数値は，前掲表1～表3の各指標の2018年分算定に用いたものである。

女性人口は，総務省統計局『人口推計』による2018年10月1日現在の日本人人口，出生数は，厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、政策評価担当）の2018年『人口動態統計』，生残率は，厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、政策評価担当）の『平成30年簡易生命表』による L_x^F 。なお，出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に，50歳以上のものを49歳に加え，不詳の出生数については，既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

(6)欄の総数は合計特殊出生率，(7)欄の総数は総再生産率，(9)欄の総数は純再生産率。

表5 女性の年齢（各歳）別出生率：1930～2018年
Table 5. Age Specific Fertility Rates: 1930-2018

年齢 x	1930年	1947年	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2018年
15	0.00358	0.00045	0.00032	0.00006	0.00012	0.00006	0.00012	0.00033	0.00036	0.00038	0.00034	0.00026
16	0.00869	0.00183	0.00171	0.00039	0.00032	0.00051	0.00060	0.00132	0.00132	0.00122	0.00104	0.00084
17	0.02397	0.00734	0.00663	0.00165	0.00152	0.00204	0.00195	0.00384	0.00344	0.00313	0.00303	0.00200
18	0.05111	0.02154	0.01770	0.00517	0.00531	0.00503	0.00467	0.00732	0.00666	0.00611	0.00555	0.00384
19	0.09062	0.04561	0.04097	0.01350	0.01360	0.01124	0.01071	0.01411	0.01354	0.01237	0.01060	0.00835
20	0.14506	0.08746	0.07900	0.02987	0.02966	0.02175	0.01873	0.02161	0.02072	0.01943	0.01658	0.01381
21	0.18164	0.13086	0.12578	0.06219	0.05465	0.03878	0.02891	0.03025	0.02865	0.02715	0.02244	0.02029
22	0.21677	0.16890	0.16773	0.10810	0.09815	0.06393	0.04223	0.03732	0.03605	0.03363	0.02795	0.02566
23	0.22790	0.21890	0.20849	0.14808	0.13886	0.10718	0.05451	0.04696	0.04361	0.04283	0.03547	0.03211
24	0.25379	0.24405	0.23176	0.18328	0.19712	0.15368	0.09134	0.06033	0.05330	0.05507	0.04505	0.04099
25	0.24709	0.26404	0.24064	0.19839	0.23885	0.18564	0.10862	0.07569	0.06415	0.06531	0.05707	0.05200
26	0.25451	0.28203	0.24807	0.20233	0.23242	0.20511	0.13451	0.09044	0.07597	0.07740	0.07034	0.06619
27	0.25106	0.26166	0.23950	0.19253	0.21945	0.19683	0.15120	0.10263	0.08603	0.08878	0.08523	0.08147
28	0.24336	0.27662	0.23228	0.16955	0.19718	0.17636	0.15697	0.11178	0.09516	0.09859	0.09854	0.09610
29	0.23151	0.26768	0.22676	0.14585	0.16376	0.14974	0.15183	0.11613	0.10152	0.10548	0.11035	0.10808
30	0.22677	0.25921	0.19468	0.11992	0.13156	0.12051	0.13572	0.11320	0.10172	0.10571	0.11181	0.10972
31	0.22381	0.24723	0.19375	0.09665	0.10529	0.08772	0.11277	0.10664	0.09597	0.10465	0.11041	0.10960
32	0.21304	0.23772	0.17867	0.07521	0.08339	0.06606	0.09157	0.09598	0.08717	0.09822	0.10528	0.10478
33	0.20455	0.22007	0.16191	0.05983	0.06334	0.04432	0.07255	0.07446	0.07748	0.09021	0.09852	0.09760
34	0.20002	0.20803	0.14676	0.04631	0.04787	0.03414	0.05369	0.07175	0.06620	0.08013	0.09125	0.09011
35	0.18545	0.19444	0.13406	0.03575	0.03435	0.02450	0.03924	0.05267	0.05562	0.06984	0.08169	0.08076
36	0.17438	0.17266	0.11701	0.02896	0.02509	0.01696	0.02833	0.04100	0.04511	0.05794	0.07006	0.06967
37	0.16600	0.15598	0.10473	0.02221	0.01808	0.01159	0.01911	0.02913	0.03379	0.04464	0.05625	0.05720
38	0.14432	0.13733	0.08974	0.01740	0.01250	0.00799	0.01274	0.02044	0.02276	0.03419	0.04485	0.04604
39	0.13219	0.12080	0.07704	0.01352	0.00840	0.00548	0.00845	0.01394	0.01885	0.02522	0.03357	0.03579
40	0.11506	0.09468	0.06228	0.00909	0.00553	0.00346	0.00528	0.00892	0.01078	0.01716	0.02431	0.02601
41	0.08970	0.07501	0.04642	0.00711	0.00356	0.00227	0.00303	0.00528	0.00678	0.01083	0.01533	0.01707
42	0.06850	0.05345	0.03302	0.00475	0.00225	0.00146	0.00174	0.00293	0.00373	0.00623	0.00906	0.00998
43	0.04659	0.03564	0.01975	0.00285	0.00122	0.00076	0.00086	0.00153	0.00192	0.00300	0.00478	0.00537
44	0.03004	0.02138	0.01204	0.00156	0.00071	0.00039	0.00040	0.00076	0.00096	0.00153	0.00219	0.00252
45	0.01740	0.01183	0.00539	0.00084	0.00043	0.00020	0.00016	0.00031	0.00044	0.00054	0.00090	0.00095
46	0.00968	0.00608	0.00271	0.00038	0.00018	0.00007	0.00007	0.00011	0.00016	0.00023	0.00028	0.00042
47	0.00607	0.00333	0.00119	0.00027	0.00009	0.00004	0.00002	0.00004	0.00007	0.00007	0.00014	0.00017
48	0.00450	0.00225	0.00075	0.00010	0.00005	0.00001	0.00001	0.00002	0.00004	0.00006	0.00005	0.00006
49	0.01626	0.00738	0.00134	0.00024	0.00007	0.00001	0.00001	0.00002	0.00007	0.00005	0.00011	0.00012
合計	4.70499	4.54344	3.65059	2.00390	2.13494	1.74582	1.54265	1.35918	1.26010	1.38734	1.45040	1.41590

1947～70年は沖縄県を含まない。率算出の分母人口は、1930年は総人口、1947年以降は日本人人口である。
合計は、合計特殊出生率を表す。

表6 女性の年齢別出生順位別出生率：2018年
Table 6. Age Specific Fertility Rates by Live Birth Order for Female: 2018

年齢 x	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
15	0.00026	0.00026	0.00000	—	—	—
16	0.00084	0.00082	0.00002	—	—	—
17	0.00200	0.00191	0.00009	0.00001	—	—
18	0.00384	0.00344	0.00039	0.00001	0.00000	—
19	0.00835	0.00714	0.00114	0.00007	0.00000	—
20	0.01381	0.01109	0.00247	0.00025	0.00001	—
21	0.02029	0.01481	0.00484	0.00061	0.00003	0.00000
22	0.02566	0.01710	0.00727	0.00116	0.00011	0.00002
23	0.03211	0.02043	0.00939	0.00198	0.00028	0.00003
24	0.04099	0.02580	0.01189	0.00283	0.00041	0.00006
25	0.05200	0.03269	0.01474	0.00384	0.00062	0.00010
26	0.06619	0.04145	0.01858	0.00510	0.00089	0.00018
27	0.08147	0.04997	0.02359	0.00644	0.00117	0.00030
28	0.09610	0.05595	0.03016	0.00807	0.00157	0.00033
29	0.10808	0.05925	0.03648	0.00996	0.00184	0.00054
30	0.10972	0.05466	0.04069	0.01170	0.00211	0.00056
31	0.10960	0.04862	0.04372	0.01390	0.00261	0.00074
32	0.10478	0.04195	0.04379	0.01521	0.00301	0.00083
33	0.09760	0.03596	0.04121	0.01619	0.00325	0.00098
34	0.09011	0.03151	0.03799	0.01609	0.00337	0.00114
35	0.08076	0.02791	0.03338	0.01523	0.00318	0.00107
36	0.06967	0.02321	0.02896	0.01339	0.00304	0.00107
37	0.05720	0.01880	0.02397	0.01082	0.00259	0.00102
38	0.04604	0.01515	0.01915	0.00867	0.00231	0.00077
39	0.03579	0.01193	0.01514	0.00627	0.00170	0.00075
40	0.02601	0.00901	0.01080	0.00438	0.00122	0.00060
41	0.01707	0.00622	0.00673	0.00278	0.00087	0.00048
42	0.00998	0.00376	0.00386	0.00158	0.00049	0.00029
43	0.00537	0.00209	0.00199	0.00075	0.00032	0.00021
44	0.00252	0.00104	0.00087	0.00038	0.00015	0.00009
45	0.00095	0.00040	0.00030	0.00017	0.00005	0.00003
46	0.00042	0.00019	0.00014	0.00004	0.00003	0.00002
47	0.00017	0.00008	0.00004	0.00002	0.00001	0.00001
48	0.00006	0.00004	0.00002	0.00000	—	—
49	0.00012	0.00008	0.00002	0.00001	0.00000	—
合計	1.41590	0.67473	0.51379	0.17791	0.03726	0.01221
平均年齢	31.45	30.17	32.22	33.27	34.05	35.19
15～19	0.00311	0.00276	0.00033	0.00002	0.00000	—
20～24	0.02656	0.01784	0.00717	0.00136	0.00017	0.00002
25～29	0.08110	0.04802	0.02485	0.00672	0.00123	0.00029
30～34	0.10201	0.04215	0.04142	0.01469	0.00289	0.00086
35～39	0.05737	0.01922	0.02391	0.01077	0.00254	0.00093
40～44	0.01168	0.00425	0.00464	0.00189	0.00059	0.00032
45～49	0.00035	0.00016	0.00011	0.00005	0.00002	0.00001

表4の注参照。

平均（出生）年齢は、年齢別出生率（ f_x ）を用い次のように求めた。

$$\text{平均年齢} = \frac{\sum \{f_x \times (x+0.5)\}}{\sum f_x}$$

なお、表中‘—’は出生数が0を示す。

表7 女性の出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：1950～2018年
 Table 7. Total Fertility Rates and Mean Age at Birth by Live Birth Order for Female: 1950-2018

年次 Year	合計特殊出生率						平均出生年齢（歳）					
	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
1950	3.65	0.88	0.96	0.61	0.42	0.78	29.62	24.83	27.18	29.91	32.31	36.48
1955	2.37	0.72	0.60	0.46	0.29	0.30	28.85	25.14	27.57	29.95	31.98	35.86
1960	2.00	0.87	0.65	0.29	0.11	0.10	27.87	25.60	27.98	30.12	32.28	35.88
1961	1.96	0.87	0.67	0.26	0.09	0.08	27.79	25.75	28.10	30.15	32.29	35.97
1962	1.98	0.90	0.68	0.25	0.07	0.06	27.70	25.85	28.23	30.22	32.28	36.07
1963	2.00	0.92	0.72	0.24	0.07	0.05	27.71	25.96	28.39	30.27	32.30	36.01
1964	2.05	0.95	0.75	0.24	0.06	0.04	27.70	25.96	28.44	30.32	32.29	36.05
1965	2.14	0.99	0.81	0.25	0.05	0.03	27.70	25.89	28.45	30.42	32.34	35.94
1966	1.58	0.82	0.55	0.17	0.04	0.03	27.65	25.81	28.51	30.57	32.49	36.09
1967	2.23	1.00	0.90	0.26	0.05	0.02	27.75	25.87	28.57	30.63	32.50	35.94
1968	2.13	0.97	0.84	0.26	0.05	0.02	27.77	25.88	28.57	30.71	32.54	35.77
1969	2.13	0.95	0.84	0.27	0.05	0.02	27.78	25.86	28.51	30.73	32.52	35.66
1970	2.13	0.94	0.84	0.28	0.05	0.02	27.75	25.82	28.46	30.76	32.55	35.50
1971	2.16	0.93	0.86	0.30	0.05	0.02	27.74	25.77	28.41	30.72	32.54	35.35
1972	2.14	0.93	0.84	0.30	0.05	0.02	27.67	25.68	28.36	30.67	32.50	35.37
1973	2.14	0.93	0.83	0.31	0.05	0.02	27.64	25.63	28.29	30.63	32.45	35.15
1974	2.05	0.91	0.80	0.28	0.05	0.02	27.54	25.61	28.20	30.59	32.48	35.28
1975	1.91	0.86	0.76	0.24	0.04	0.01	27.46	25.66	28.15	30.51	32.45	35.25
1976	1.85	0.83	0.75	0.23	0.03	0.01	27.47	25.74	28.14	30.43	32.34	35.27
1977	1.80	0.79	0.74	0.22	0.03	0.01	27.56	25.87	28.19	30.39	32.32	35.27
1978	1.79	0.79	0.73	0.23	0.03	0.01	27.63	25.95	28.26	30.38	32.35	35.17
1979	1.77	0.78	0.72	0.23	0.03	0.01	27.70	26.02	28.35	30.40	32.28	35.31
1980	1.75	0.79	0.69	0.23	0.03	0.01	27.75	26.07	28.43	30.50	32.33	35.19
1981	1.74	0.79	0.68	0.23	0.03	0.01	27.84	26.17	28.53	30.61	32.38	35.14
1982	1.77	0.80	0.69	0.24	0.03	0.01	27.93	26.25	28.60	30.72	32.48	35.16
1983	1.80	0.81	0.70	0.25	0.03	0.01	28.03	26.32	28.69	30.86	32.59	35.10
1984	1.81	0.80	0.71	0.26	0.04	0.01	28.15	26.40	28.76	30.95	32.72	35.06
1985	1.76	0.76	0.69	0.26	0.04	0.01	28.28	26.52	28.84	31.03	32.83	35.08
1986	1.72	0.74	0.67	0.26	0.04	0.01	28.40	26.66	28.94	31.13	32.95	35.05
1987	1.69	0.72	0.66	0.26	0.04	0.01	28.55	26.80	29.05	31.25	33.00	35.24
1988	1.66	0.70	0.65	0.26	0.04	0.01	28.70	26.92	29.19	31.37	33.22	35.27
1989	1.57	0.67	0.61	0.25	0.04	0.01	28.84	27.05	29.34	31.52	33.34	35.30
1990	1.54	0.66	0.59	0.25	0.04	0.01	28.95	27.16	29.47	31.64	33.45	35.35
1991	1.53	0.68	0.57	0.24	0.04	0.01	29.01	27.24	29.59	31.77	33.55	35.38
1992	1.50	0.68	0.56	0.22	0.04	0.01	29.11	27.38	29.69	31.89	33.70	35.46
1993	1.46	0.67	0.54	0.21	0.03	0.01	29.21	27.53	29.80	32.01	33.80	35.56
1994	1.50	0.69	0.55	0.21	0.04	0.01	29.31	27.66	29.92	32.11	33.89	35.67
1995	1.42	0.66	0.52	0.20	0.04	0.01	29.39	27.76	30.01	32.16	33.97	35.75
1996	1.43	0.66	0.53	0.19	0.03	0.01	29.51	27.88	30.15	32.24	34.02	35.74
1997	1.39	0.65	0.51	0.18	0.03	0.01	29.57	27.94	30.26	32.33	34.06	35.73
1998	1.38	0.66	0.51	0.18	0.03	0.01	29.62	27.98	30.39	32.40	34.13	35.92
1999	1.34	0.65	0.49	0.17	0.03	0.01	29.64	27.99	30.49	32.47	34.18	35.82
2000	1.36	0.66	0.49	0.16	0.03	0.01	29.65	28.00	30.52	32.54	34.29	35.79
2001	1.33	0.66	0.48	0.16	0.03	0.01	29.66	28.03	30.53	32.59	34.33	35.81
2002	1.32	0.66	0.47	0.15	0.03	0.01	29.69	28.12	30.57	32.63	34.35	35.94
2003	1.29	0.64	0.47	0.14	0.03	0.01	29.81	28.33	30.59	32.60	34.33	35.91
2004	1.29	0.64	0.48	0.14	0.03	0.01	29.91	28.49	30.67	32.58	34.24	35.92
2005	1.26	0.62	0.46	0.14	0.02	0.01	29.97	28.61	30.72	32.50	34.18	35.84
2006	1.32	0.65	0.48	0.15	0.03	0.01	30.08	28.71	30.86	32.52	34.10	35.75
2007	1.34	0.66	0.48	0.16	0.03	0.01	30.22	28.86	31.01	32.56	34.01	35.60
2008	1.37	0.67	0.49	0.16	0.03	0.01	30.30	28.94	31.08	32.56	33.90	35.52
2009	1.37	0.68	0.49	0.16	0.03	0.01	30.43	29.12	31.20	32.62	33.87	35.31

表7 女性の出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：1950～2018年（つづき）

Table 7. Total Fertility Rates and Mean Age at Birth by Live Birth Order for Female: 1950-2018 (Con.)

年次 Year	合計特殊出生率						平均出生年齢（歳）					
	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
2010	1.39	0.68	0.50	0.17	0.03	0.01	30.52	29.26	31.24	32.65	33.78	35.16
2011	1.39	0.68	0.50	0.17	0.03	0.01	30.63	29.37	31.34	32.66	33.72	34.98
2012	1.41	0.68	0.51	0.17	0.03	0.01	30.81	29.58	31.51	32.73	33.71	34.92
2013	1.43	0.69	0.52	0.18	0.04	0.01	30.96	29.75	31.68	32.80	33.74	34.87
2014	1.42	0.69	0.51	0.18	0.04	0.01	31.09	29.88	31.83	32.89	33.75	34.91
2015	1.45	0.71	0.52	0.18	0.04	0.01	31.20	30.01	31.95	33.02	33.81	34.93
2016	1.44	0.70	0.52	0.18	0.04	0.01	31.30	30.08	32.04	33.13	33.91	35.00
2017	1.43	0.68	0.52	0.18	0.04	0.01	31.38	30.13	32.12	33.21	33.94	35.10
2018	1.42	0.67	0.51	0.18	0.04	0.01	31.45	30.17	32.22	33.27	34.05	35.19

1972年以前は沖縄県を含まない。出生順位別出生率（総数を除く）の1950～64年および1966～67年は5歳階級による。

図4 出生順位別合計特殊出生率：1950～2018年

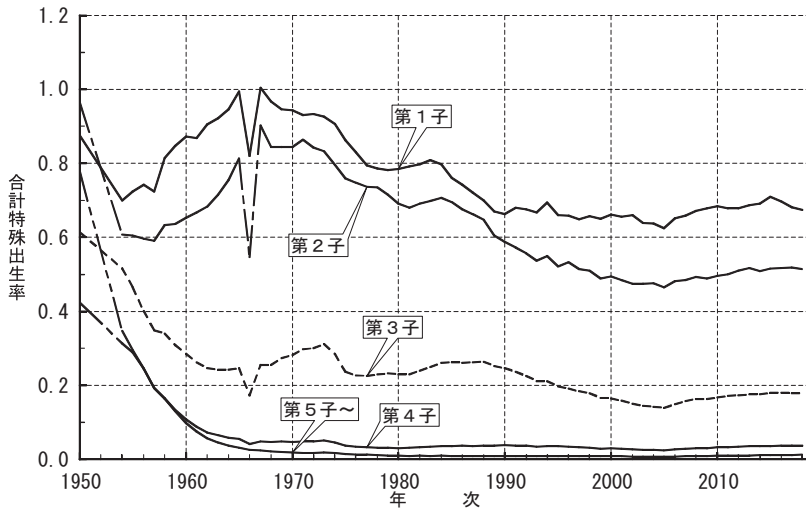


図5 出生順位別平均出生年齢：1950～2018年

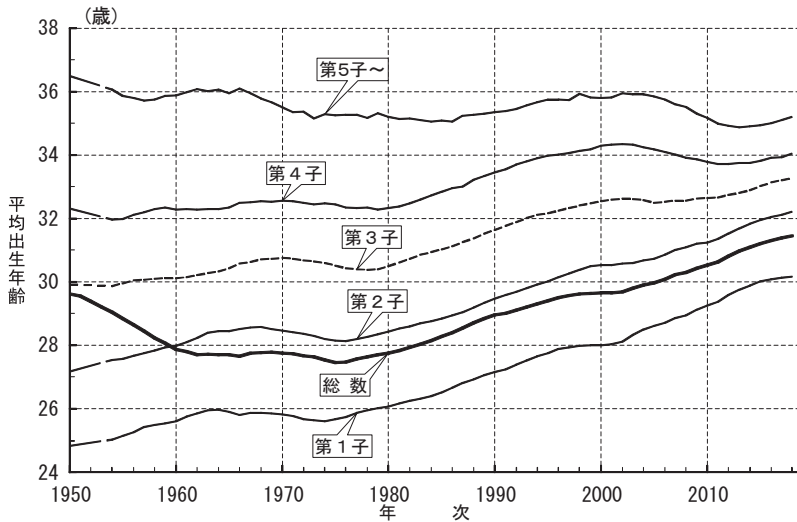


表 8 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：2018年
 Table 8. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates
 by 5-Year Age Group and Sex: 2018

年齢階級 x	総数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人口 P_x	死亡数 D_x	死亡率 m_x	人口 P_x^M	死亡数 D_x^M	死亡率 m_x^M	人口 P_x^F	死亡数 D_x^F	死亡率 m_x^F
総数	124,218,285	1,362,470	0.01097	60,454,898	699,138	0.01156	63,763,387	663,332	0.01040
0～4	4,762,514	2,394	0.00050	2,439,327	1,267	0.00052	2,323,187	1,127	0.00049
5～9	5,120,025	363	0.00007	2,621,279	206	0.00008	2,498,746	157	0.00006
10～14	5,338,375	463	0.00009	2,732,573	266	0.00010	2,605,802	197	0.00008
15～19	5,803,056	1,143	0.00020	2,979,988	747	0.00025	2,823,068	396	0.00014
20～24	5,963,102	2,007	0.00034	3,063,388	1,407	0.00046	2,899,714	600	0.00021
25～29	5,893,367	2,217	0.00038	3,011,184	1,519	0.00050	2,882,183	698	0.00024
30～34	6,690,447	3,115	0.00047	3,407,503	2,066	0.00061	3,282,944	1,049	0.00032
35～39	7,483,085	4,612	0.00062	3,804,868	2,956	0.00078	3,678,217	1,655	0.00045
40～44	8,925,616	8,341	0.00093	4,537,753	5,245	0.00116	4,387,863	3,095	0.00071
45～49	9,506,041	14,006	0.00147	4,820,728	8,761	0.00182	4,685,313	5,245	0.00112
50～54	8,228,969	19,497	0.00237	4,150,617	12,588	0.00303	4,078,352	6,910	0.00169
55～59	7,554,378	27,391	0.00363	3,779,120	18,318	0.00485	3,775,258	9,073	0.00240
60～64	7,521,408	43,362	0.00577	3,714,721	30,015	0.00808	3,806,687	13,347	0.00351
65～69	9,314,416	86,403	0.00928	4,506,587	59,962	0.01331	4,807,829	26,441	0.00550
70～74	8,195,221	114,567	0.01398	3,850,818	77,839	0.02021	4,344,403	36,728	0.00845
75～79	6,904,067	158,328	0.02293	3,089,021	101,200	0.03276	3,815,046	57,128	0.01497
80～84	5,330,212	225,209	0.04225	2,187,107	129,667	0.05929	3,143,105	95,542	0.03040
85～89	3,505,515	276,778	0.07895	1,222,397	133,454	0.10917	2,283,118	143,323	0.06278
90歳以上	2,178,471	372,274	0.17089	535,919	111,655	0.20834	1,642,552	260,620	0.15867

本表の数値は、前掲表1の標準化死亡率の2018年分算定に用いたものである。

人口は、総務省統計局『人口推計』による2018年10月1日現在の日本人人口。死亡数は、厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、政策評価担当）の2018年『人口動態統計』による。なお、死亡数は年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

表 9 女性の安定人口増加率、出生率、および死亡率ならびに平均世代間隔
 : 2018年, 2017年

Table 9. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of
 Stable Population for Female: 2018, 2017

安定人口指標		2018年	2017年	差
安定人口増加率	γ	-0.01196	-0.01168	-0.00028
安定人口出生率	b	0.00639	0.00649	-0.00010
安定人口死亡率	d	0.01836	0.01818	0.00018
安定人口平均世代間隔	\bar{T}	31.60238	31.52252	0.07986
静止人口平均年齢	u	44.57772	44.54215	0.03556
静止人口平均世代間隔	α	31.44971	31.37222	0.07748

表10 女性の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：2018年
Table 10. Age Composition of Stable Population for Female: 2018

年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F
0	0.00642	25	0.00863	50	0.01147	75	0.01381	0~4	0.03286
1	0.00649	26	0.00873	51	0.01159	76	0.01380	5~9	0.03487
2	0.00657	27	0.00883	52	0.01171	77	0.01377	10~14	0.03701
3	0.00665	28	0.00894	53	0.01183	78	0.01372	15~19	0.03927
4	0.00673	29	0.00904	54	0.01195	79	0.01363	20~24	0.04165
5	0.00681	30	0.00915	55	0.01207	80	0.01350	25~29	0.04417
6	0.00689	31	0.00926	56	0.01218	81	0.01334	30~34	0.04683
7	0.00697	32	0.00936	57	0.01230	82	0.01313	35~39	0.04962
8	0.00706	33	0.00947	58	0.01242	83	0.01286	40~44	0.05253
9	0.00714	34	0.00958	59	0.01254	84	0.01254	45~49	0.05552
10	0.00723	35	0.00970	60	0.01265	85	0.01214	50~54	0.05853
11	0.00731	36	0.00981	61	0.01276	86	0.01168	55~59	0.06151
12	0.00740	37	0.00992	62	0.01287	87	0.01114	60~64	0.06436
13	0.00749	38	0.01004	63	0.01298	88	0.01053	65~69	0.06687
14	0.00758	39	0.01015	64	0.01309	89	0.00984	70~74	0.06859
15	0.00767	40	0.01027	65	0.01319	90	0.00909	75~79	0.06874
16	0.00776	41	0.01039	66	0.01329	91	0.00828	80~84	0.06537
17	0.00785	42	0.01051	67	0.01338	92	0.00742	85~89	0.05533
18	0.00795	43	0.01062	68	0.01347	93	0.00654	90~94	0.03698
19	0.00804	44	0.01074	69	0.01354	94	0.00564	95~99	0.01584
20	0.00814	45	0.01086	70	0.01361	95	0.00474	100~	0.00357
21	0.00823	46	0.01098	71	0.01368	96	0.00388		
22	0.00833	47	0.01110	72	0.01373	97	0.00308	総数	1.00000
23	0.00843	48	0.01122	73	0.01377	98	0.00237	0~14	0.10474
24	0.00853	49	0.01135	74	0.01380	99	0.00177	15~64	0.51399
						100~	0.00357	65~	0.38127

表11 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：2018年
Table 11. Age Composition of Stable Population and Actual Population: 2018 (%)

年齢 Age x	安定人口年齢構造 Age composition of stable population			実際人口年齢構造 Age composition of actual population		
	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female
	総数	100.00	48.61	51.39	100.00	48.67
0~4	3.47	1.78	1.69	3.83	1.96	1.87
5~9	3.68	1.89	1.79	4.12	2.11	2.01
10~14	3.91	2.01	1.90	4.30	2.20	2.10
15~19	4.15	2.13	2.02	4.67	2.40	2.27
20~24	4.40	2.26	2.14	4.80	2.47	2.33
25~29	4.66	2.39	2.27	4.74	2.42	2.32
30~34	4.94	2.53	2.41	5.39	2.74	2.64
35~39	5.23	2.68	2.55	6.02	3.06	2.96
40~44	5.53	2.83	2.70	7.19	3.65	3.53
45~49	5.84	2.98	2.85	7.65	3.88	3.77
50~54	6.14	3.13	3.01	6.62	3.34	3.28
55~59	6.42	3.26	3.16	6.08	3.04	3.04
60~64	6.66	3.35	3.31	6.05	2.99	3.06
65~69	6.82	3.38	3.44	7.50	3.63	3.87
70~74	6.83	3.30	3.52	6.60	3.10	3.50
75~79	6.60	3.07	3.53	5.56	2.49	3.07
80~84	5.96	2.60	3.36	4.29	1.76	2.53
85~89	4.66	1.82	2.84	2.82	0.98	1.84
90~94	2.81	0.91	1.90	1.35	0.36	0.98
95~99	1.08	0.27	0.81	0.35	0.06	0.29
100~	0.22	0.04	0.18	0.06	0.01	0.05
0~14	11.07	5.68	5.38	12.25	6.27	5.98
15~64	53.96	27.54	26.41	59.23	30.00	29.22
65~	34.98	15.38	19.59	28.52	12.39	16.13

安定人口年齢構造係数のうち男性の求め方は岡崎陽一（1999）『人口統計学〔増補改訂版〕』古今書院を参照。
実際人口年齢構造係数は、総務省統計局『人口推計』による2018年10月1日現在の日本人人口。

参考表1 2018年出生率, 死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率(%)			人口総数 (1,000人)	年齢構造係数(%)				人口 ¹⁾ 性比
	増加率	出生率	死亡率		0~14歳	15~64歳	65歳以上	75歳以上	
2018	-3.61	7.50	11.11	126,443	12.19	59.67	28.14	14.22	94.80
2019	-4.08	7.39	11.47	125,987	12.11	59.43	28.47	14.66	94.76
2020	-4.52	7.30	11.82	125,474	12.04	59.18	28.78	14.86	94.72
2030	-7.93	6.96	14.89	117,959	11.37	57.97	30.66	18.61	94.29
2040	-10.19	6.73	16.92	107,717	11.07	54.67	34.26	18.81	94.01
2050	-10.89	6.64	17.53	96,943	10.90	52.96	36.14	21.74	94.03
2060	-12.80	6.64	19.44	86,259	10.85	53.14	36.01	22.94	93.43
2070	-13.10	6.72	19.82	75,592	11.01	53.59	35.41	21.64	93.70
2080	-12.04	6.75	18.78	66,683	11.07	53.95	34.98	21.39	94.25
2090	-12.01	6.75	18.76	59,153	11.06	53.98	34.97	21.33	94.19
2100	-11.94	6.76	18.70	52,467	11.07	53.96	34.97	21.30	94.22
2110	-11.95	6.75	18.70	46,561	11.07	53.94	34.99	21.34	94.23
2120	-11.97	6.75	18.72	41,314	11.06	53.96	34.98	21.36	94.23
2130	-11.97	6.76	18.73	36,651	11.06	53.96	34.98	21.33	94.23
2140	-11.95	6.75	18.71	32,519	11.07	53.94	34.99	21.33	94.23
2150	-11.96	6.75	18.72	28,854	11.06	53.95	34.99	21.35	94.23
2160	-11.97	6.76	18.73	25,599	11.06	53.96	34.98	21.34	94.23
2170	-11.96	6.75	18.71	22,712	11.07	53.94	34.99	21.33	94.23
2180	-11.96	6.75	18.71	20,152	11.07	53.95	34.99	21.35	94.23
2190	-11.97	6.75	18.72	17,879	11.06	53.96	34.98	21.34	94.23
2200	-11.96	6.75	18.72	15,863	11.07	53.95	34.98	21.33	94.23
2210	-11.96	6.75	18.71	14,075	11.07	53.95	34.99	21.34	94.23
2220	-11.97	6.75	18.72	12,487	11.06	53.95	34.98	21.34	94.23
2230	-11.96	6.75	18.72	11,079	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2240	-11.96	6.75	18.71	9,830	11.07	53.95	34.99	21.34	94.23
2250	-11.97	6.75	18.72	8,722	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2260	-11.96	6.75	18.72	7,738	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2270	-11.96	6.75	18.72	6,865	11.07	53.95	34.99	21.34	94.23
2280	-11.96	6.75	18.72	6,091	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2290	-11.96	6.75	18.72	5,404	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2300	-11.96	6.75	18.72	4,795	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2310	-11.96	6.75	18.72	4,254	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2320	-11.96	6.75	18.72	3,775	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2330	-11.96	6.75	18.72	3,349	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2340	-11.96	6.75	18.72	2,971	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2350	-11.96	6.75	18.72	2,636	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2360	-11.96	6.75	18.72	2,339	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2370	-11.96	6.75	18.72	2,075	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2380	-11.96	6.75	18.72	1,841	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2390	-11.96	6.75	18.72	1,634	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2400	-11.96	6.75	18.72	1,449	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2410	-11.96	6.75	18.72	1,286	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2420	-11.96	6.75	18.72	1,141	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2430	-11.96	6.75	18.72	1,012	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2440	-11.96	6.75	18.72	898	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2450	-11.96	6.75	18.72	797	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2460	-11.96	6.75	18.72	707	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2470	-11.96	6.75	18.72	627	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2480	-11.96	6.75	18.72	557	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2490	-11.96	6.75	18.72	494	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2500	-11.96	6.75	18.72	438	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2600	-11.96	6.75	18.72	132	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2700	-11.96	6.75	18.72	40	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2800	-11.96	6.75	18.72	12	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
2900	-11.96	6.75	18.72	4	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23
3000	-11.96	6.75	18.72	1	11.07	53.95	34.98	21.34	94.23

2018年男女年齢(各歳)別人口(総人口)を基準人口とし, 2018年における女性の年齢別出生率(合計特殊出生率: 1.42), 出生性比(105.2)および生命表による死亡率(平均寿命男: 81.25年, 女: 87.32年)が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり, 安定人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

なお, 人口動態率は, 当年10月~翌年9月間について平均人口を分母とした率である。国際人口移動はゼロとしている。

人口および諸指標の求め方は石川晃(2004)「安定人口モデルを用いた新たな人口再生産率諸指標」『人口問題研究』60-4を参照。

1) 女性人口総数に対する男性人口総数。

参考表 2 2018年以降人口置換出生率，死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率(‰)			人口総数 (1,000人)	年齢構造係数(%)				人口 ¹⁾ 性比
	増加率	出生率	死亡率		0～14歳	15～64歳	65歳以上	75歳以上	
2018	-0.17	10.92	11.09	126,443	12.19	59.67	28.14	14.22	94.80
2019	-0.69	10.73	11.42	126,422	12.41	59.22	28.37	14.61	94.79
2020	-1.17	10.56	11.73	126,334	12.64	58.78	28.58	14.76	94.79
2030	-4.55	9.75	14.29	122,791	14.86	55.68	29.45	17.87	94.70
2040	-6.42	9.26	15.69	116,117	15.01	53.21	31.78	17.45	94.78
2050	-4.77	10.75	15.52	109,408	14.98	53.00	32.03	19.26	95.24
2060	-4.45	11.56	16.00	104,743	16.88	53.47	29.65	18.90	95.39
2070	-3.94	11.08	15.02	100,165	17.63	55.65	26.72	16.33	96.35
2080	-1.31	11.77	13.08	97,399	17.17	58.89	23.95	14.65	97.42
2090	0.31	12.32	12.02	97,016	17.89	58.13	23.99	13.01	97.94
2100	0.17	11.64	11.47	97,331	18.10	57.41	24.49	13.72	98.12
2110	-0.27	11.71	11.98	97,276	17.46	58.49	24.05	14.31	97.85
2120	0.04	12.16	12.12	97,088	17.73	58.38	23.89	13.43	97.89
2130	0.17	11.81	11.63	97,264	18.02	57.63	24.35	13.51	98.08
2140	-0.15	11.72	11.86	97,282	17.63	58.22	24.15	14.12	97.93
2150	-0.03	12.03	12.06	97,147	17.67	58.38	23.95	13.66	97.88
2160	0.13	11.89	11.76	97,221	17.93	57.84	24.23	13.52	98.03
2170	-0.06	11.75	11.82	97,271	17.73	58.08	24.19	13.95	97.96
2180	-0.05	11.94	12.00	97,184	17.68	58.31	24.01	13.76	97.90
2190	0.08	11.92	11.84	97,205	17.85	57.99	24.16	13.57	97.99
2200	-0.02	11.80	11.81	97,254	17.77	58.04	24.19	13.83	97.97
2300	-0.01	11.86	11.88	97,224	17.75	58.12	24.13	13.77	97.95
2400	-0.00	11.88	11.88	97,219	17.76	58.11	24.13	13.74	97.95
2500	-0.00	11.88	11.88	97,219	17.77	58.11	24.13	13.74	97.95
3000	-0.00	11.88	11.88	97,219	17.77	58.11	24.13	13.74	97.95

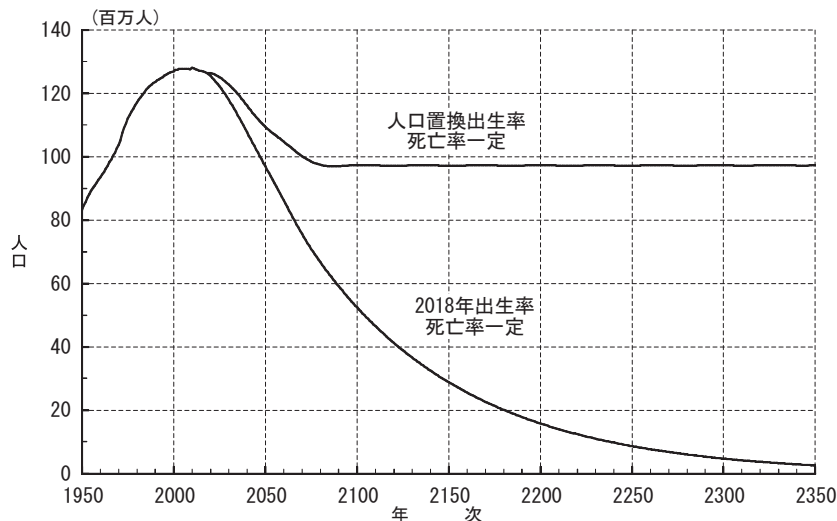
2018年男女年齢(各歳)別人口(総人口)を基準人口とし、2018年における人口置換水準(合計特殊出生率：2.07)、出生性比(105.2)および生命表による死亡率(平均寿命男：81.25年，女：87.32年)が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり、静止人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

なお、人口動態率は、当年10月～翌年9月間について平均人口を分母とした率である。国際人口移動はゼロとしている。

人口および諸指標の求め方は石川晃(2004)「安定人口モデルを用いた新たな人口再生産率諸指標」『人口問題研究』60-4を参照。

1) 女性人口総数に対する男性人口総数。

参考図 2018年以降出生率，死亡率一定による人口総数



都道府県別標準化人口動態率：2018年

わが国の都道府県別標準化人口動態率は、1925年、1930年、1950年以降5年ごとの国勢調査年次、1985年以降は毎年、研究所によって算出・公表されている¹⁾。今回は2018年の結果について概説する。

標準化人口動態率の算出に用いた資料は次の通り。

出生数・死亡数（日本人のみ）：厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、政策評価担当）『平成30年 人口動態統計 確定数』

人口（日本人人口）：総務省統計局『人口推計（平成30年10月1日現在）』

なお、人口動態統計は平成30年より詳細な集計表の冊子体は刊行されず、e-statでのみの公表となっている。

標準化の手法は Newsholeme-Stevenson の任意標準人口標準化法の直接法²⁾であり、標準人口として1930年、および2018年の全国人口を用いた。

年齢別人口動態率（出生率および死亡率）は5歳階級別に算出した³⁾。ただし、母の年齢別出生数の15歳未満は15～19歳に含め、50歳以上は45～49歳に含めた。また、死亡率算出の最終年齢階級は85歳以上一括とした。なお、出生数および死亡数における年齢不詳分は、既知の（年齢不詳を除く）年齢階級別の分布に応じて按分した。（別府 志海・佐々井 司）

主要結果

1930年の全国人口を標準とした出生率は、2018年全国人口標準化率と比べすべての都道府県で高くなっている。出生率における両者の差は、1930年人口と2018年人口における男女および年齢構成の違いによって生じている。都道府県別にみると、両者の差が最も小さいのは東京都で1.10、次いで神奈川県1.53、京都府の1.54と、大都市圏にある都府県が並ぶ。逆に、乖離が最も大きい都道府県は宮崎県であり、沖縄県、島根県と続く。

出生数を日本人の総人口で除した普通出生率は沖縄県で最も高く（11.0%）、秋田県で最も低くなっている（5.2%）。他方、2018年全国人口標準化出生率をみると、沖縄県が最も高いことには変わりはないものの、最低は東京都で、その他の都道府県も普通出生率の順位とは異なる（表1）。

普通出生率に比べて2018年標準化出生率の水準が低くなる地域は、東京都、沖縄県、福岡県など10都府県であり、なかでも2018年標準化率が最も低い東京都は、普通率との差が1.53ポイントと残りの46都府県と比べ際だって大きくなっている。ちなみに、1930年標準化率が普通率を下回るのは東京都だけである。その他の地域では1930年標準化率が普通率を上回っており、島根県で4ポイント以上の乖離があるほか、26の県で3ポイント以上の乖離がみられる。都道府県ごとに観測される普通率と標準化率との差異は、分母である人口における人口構造、とりわけ年齢構成の違いを反映したものである。

次に死亡率についてみてみよう（表1）。普通死亡率は、秋田県で最も高く（15.79%）、沖縄県で

1) 前年（2017年）の結果については、別府志海・佐々井司「都道府県別標準化人口動態率：2017年」『人口問題研究』第74巻第4号、2018年12月、pp. 344～349を参照のこと。

2) 各都道府県における人口の年齢構造が標準人口と同じと仮定し、各都道府県の年齢別出生率、死亡率を適用した場合に得られる出生数、死亡数を標準人口総数で割ったものである。ただし、出生率は女性についてのみ計算する。これによって、人口の年齢構造の影響を除いた出生率、死亡率および人口増加率の水準が示される。

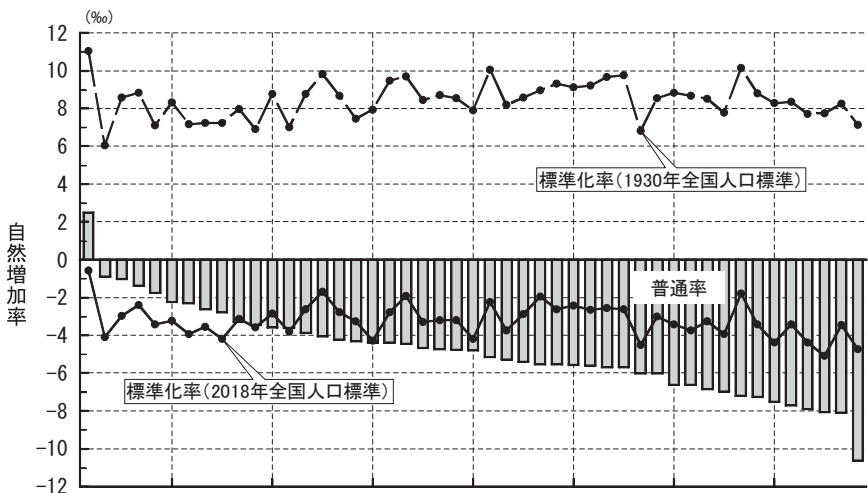
3) 女性の年齢別出生率の詳細については、本号掲載の、別府 志海・佐々井 司「都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2018年」を参照のこと。

最も低くなっているが(8.49‰)、1930年全国人口を標準とした死亡率は、普通率を大幅に下回ると同時に、都道府県間格差が極めて小さくなっている。次に2018年全国人口標準化率をみると、1930年標準化率に比べ、すべての都道府県において死亡水準が顕著に高くなると同時に、都道府県間のばらつきが大きくなっている。総じて、年齢別の死亡率自体は地域間の違いが比較的小さいものの、人口構造の違いを反映する普通率では都道府県間格差が鮮明になる。さらに、1930年標準化率に比して2018年標準化率における都道府県間のばらつきが大きくなっていることから、人口高齢化により高齢における死亡率の違いが顕在化していることも分かる。秋田県、島根県、高知県などで顕著であるように、普通死亡率が2018年標準化率に比して高くなる要因として、これらの地域における人口の年齢構成が全国平均と比べてかなり“高齢化”していることが挙げられる。他方、沖縄県、東京都、愛知県など12の都府県では、全国平均と比較して年齢構成が“若い”ことなどを反映して、普通率が2018年標準化率よりも低くなっている。

出生率と死亡率の差である自然増加率は、普通率では、沖縄県のみプラスで、その他の地域ではマイナスとなっている(表1、図)。他方、1930年全国人口を標準とした場合、都道府県間でその水準にばらつきがみられるものの、全都道府県で6‰以上となっている。今日の人口減少が人口動態にのみ依拠するものではなく、現状の人口構造に依るところが少なくないことを示唆している。

1930年の全国人口を標準とした各指標の推移をみると、出生率は1950年以降すべての都道府県において低下傾向にある(表2)。1960年から1970年の間では神奈川県、愛知県、京都府、大阪府などの大都市を抱える都道府県を中心に上昇が観測される。1970年以降はすべての地域で再び低下するが、2005年から2010年の間は一転してほとんどの地域で上昇傾向を示している。また2010年から2015年においても、減少に転じた5県を除き依然としてほとんどの地域で上昇傾向が続いていたものの、2016年以降は低下する都道府県が多くなってきている。2018年の出生率が2015年よりも高かった地域は7県に留まっている。死亡率については、1950年以降すべての都道府県においてほぼ一貫して低下傾向が続いている(表3)。自然増加率の推移は上述の出生率、死亡率双方の動向を反映しているが、寄与度の関係から出生率の動向が反映されやすくなっている(表4)。概して、すべての都道府県において2005年頃まで低下し、その後一転して上昇傾向を示していたが、近年では再び低下する地域が多数を占めている。

図1 都道府県別自然増加率の普通率と標準化率の比較：2018年



沖東愛滋神福埼千大兵京広宮石熊岡奈栃佐福静三岐茨宮群山長香大鳥長鹿北富愛福徳新島山和山岩青高秋
 奈 奈
 縄京知賀川岡玉葉阪庫都島城川本山良木賀井岡重阜城崎馬梨野川分取崎島道媛島島湯根口山形手森知田

都道府県 (普通率の高い順)

表1 都道府県別、標準化人口動態率：2018年

(‰)

都道府県	1930年全国人口標準			2018年全国人口標準			[参考]普通率		
	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率
全 国	9.30	1.59	7.71	7.39	10.97	-3.57	7.39	10.97	-3.57
1 北海道	8.52	1.71	6.81	6.60	11.10	-4.50	6.21	12.22	-6.01
2 青森	9.66	1.92	7.74	7.36	12.46	-5.10	6.20	14.26	-8.06
3 岩手	9.54	1.82	7.72	7.28	11.67	-4.39	6.17	14.09	-7.92
4 宮城	8.60	1.58	7.01	6.79	10.61	-3.82	7.06	10.68	-3.62
5 秋田	8.92	1.79	7.13	6.84	11.59	-4.74	5.16	15.79	-10.63
6 山形	9.95	1.60	8.36	7.62	11.03	-3.41	6.44	14.14	-7.71
7 福島	10.45	1.76	8.69	7.86	11.62	-3.75	6.75	13.37	-6.62
8 茨城	9.64	1.73	7.91	7.47	11.66	-4.19	6.85	11.64	-4.79
9 栃木	9.65	1.73	7.92	7.48	11.76	-4.28	7.03	11.41	-4.37
10 群馬	9.85	1.65	8.20	7.65	11.39	-3.74	6.80	12.07	-5.27
11 埼玉	8.76	1.60	7.16	7.04	10.98	-3.94	7.14	9.44	-2.30
12 千葉	8.80	1.57	7.23	7.07	10.63	-3.57	7.07	9.70	-2.63
13 東京都	7.61	1.54	6.06	6.50	10.60	-4.10	8.03	8.94	-0.91
14 神奈川県	8.62	1.52	7.09	7.09	10.52	-3.43	7.40	9.16	-1.75
15 新潟	9.39	1.61	7.78	7.35	11.27	-3.92	6.51	13.48	-6.98
16 富山	10.07	1.52	8.54	7.90	10.91	-3.01	6.61	12.63	-6.01
17 石川	10.21	1.45	8.76	8.03	10.65	-2.63	7.40	11.26	-3.86
18 福山	11.13	1.44	9.69	8.63	10.56	-1.92	7.65	12.10	-4.46
19 山梨	10.11	1.53	8.58	7.98	10.86	-2.89	6.90	12.31	-5.41
20 長野	10.40	1.43	8.97	8.18	10.12	-1.94	6.98	12.51	-5.53
21 岐阜	10.11	1.56	8.55	7.89	11.08	-3.20	7.02	11.79	-4.78
22 静岡県	10.02	1.56	8.46	7.81	11.11	-3.31	7.03	11.72	-4.68
23 愛知	10.13	1.54	8.59	8.02	11.01	-2.99	8.36	9.40	-1.04
24 三重	10.25	1.55	8.71	7.96	11.15	-3.19	7.18	11.93	-4.75
25 滋賀	10.21	1.39	8.82	8.09	10.50	-2.41	8.18	9.54	-1.37
26 京都	8.38	1.47	6.91	6.83	10.40	-3.57	7.05	10.50	-3.44
27 大阪	8.91	1.69	7.22	7.10	11.29	-4.19	7.58	10.36	-2.78
28 兵庫	9.50	1.53	7.97	7.55	10.68	-3.14	7.36	10.65	-3.29
29 奈良	8.96	1.50	7.46	7.20	10.46	-3.26	6.73	11.04	-4.31
30 和歌山	10.00	1.71	8.29	7.58	11.96	-4.38	6.53	14.06	-7.53
31 鳥取	10.78	1.56	9.22	8.31	10.98	-2.66	7.53	13.14	-5.61
32 島根	11.66	1.52	10.14	8.97	10.76	-1.80	7.28	14.48	-7.20
33 岡山	10.20	1.53	8.67	7.91	10.69	-2.78	7.72	11.95	-4.23
34 広島	10.35	1.57	8.78	8.04	10.88	-2.84	7.69	11.29	-3.60
35 山口	10.41	1.62	8.79	7.89	11.33	-3.44	6.63	13.90	-7.27
36 徳島	10.15	1.63	8.52	7.86	11.11	-3.25	6.83	13.69	-6.85
37 香川	10.90	1.59	9.31	8.30	10.91	-2.61	7.24	12.78	-5.53
38 愛媛	10.50	1.66	8.84	7.95	11.38	-3.42	6.95	13.57	-6.62
39 高知	9.96	1.70	8.27	7.68	11.13	-3.44	6.49	14.60	-8.11
40 福岡	9.92	1.60	8.32	7.78	10.99	-3.22	8.32	10.56	-2.24
41 佐賀	11.10	1.63	9.47	8.49	11.26	-2.78	8.03	12.43	-4.40
42 長崎	11.32	1.66	9.66	8.69	11.24	-2.55	7.60	13.29	-5.69
43 熊本	11.30	1.48	9.82	8.74	10.45	-1.71	8.20	12.26	-4.06
44 大分	10.66	1.52	9.13	8.19	10.64	-2.44	7.24	12.80	-5.56
45 宮崎	11.70	1.66	10.04	8.85	11.09	-2.24	7.85	13.01	-5.16
46 鹿児島	11.46	1.71	9.75	8.80	11.42	-2.62	8.08	13.78	-5.71
47 沖縄	12.73	1.69	11.05	9.90	10.46	-0.57	10.99	8.49	2.50
平均	10.03	1.60	8.43	7.81	11.03	-3.22	7.24	12.09	-4.85
標準偏差	1.00	0.11	1.01	0.68	0.46	0.88	0.86	1.72	2.33
変動係数(%)	9.99	6.78	12.01	8.74	4.19	-27.44	11.84	14.19	-48.09

率算出の分母人口は、日本人人口1,000についてのものである。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別、標準化出生率：1950～2018年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2018年	順位
全 国	25.33	14.69	15.26	12.76	10.74	9.51	8.72	9.40	9.62	9.30	-
1 北海道	31.56	16.03	14.30	11.99	10.15	8.65	8.04	8.65	8.82	8.52	45
2 青森	33.73	18.25	16.75	13.73	11.18	10.39	9.05	9.55	9.68	9.66	32
3 岩手	31.45	16.86	15.52	14.42	12.27	10.94	9.87	10.09	10.13	9.54	35
4 宮城	29.78	15.59	15.10	13.67	11.11	9.69	8.57	8.87	9.09	8.60	44
5 秋田	30.34	15.65	14.08	13.26	11.23	10.19	9.33	9.01	9.10	8.92	39
6 山形	27.47	15.06	14.70	14.20	12.44	11.40	10.14	10.14	9.94	9.95	29
7 福島	30.83	17.63	15.92	14.63	12.79	11.67	10.53	10.54	10.78	10.45	13
8 茨城	27.60	16.58	16.81	13.75	11.69	10.27	9.19	9.84	9.95	9.64	34
9 栃木	28.34	15.91	16.02	13.65	11.91	10.38	9.69	9.85	10.02	9.65	33
10 群馬	25.85	14.46	15.56	13.22	11.55	10.56	9.66	9.96	9.96	9.85	31
11 埼玉	26.71	15.40	16.95	12.58	10.47	8.91	8.37	8.86	9.13	8.76	42
12 千葉	24.94	15.40	16.58	12.63	10.30	8.94	8.34	9.03	9.07	8.80	41
13 東京都	18.82	12.18	13.92	10.17	8.41	7.16	6.62	7.30	7.89	7.61	47
14 神奈川県	22.35	13.62	16.09	12.28	10.11	8.71	8.04	8.70	9.03	8.62	43
15 新潟	27.40	15.49	15.33	13.74	11.98	10.55	9.21	9.72	9.57	9.39	37
16 富山	25.70	14.46	14.53	13.18	11.24	10.18	9.47	9.65	10.03	10.07	25
17 石川	25.30	15.39	15.52	13.93	11.48	10.15	9.27	9.77	10.23	10.21	18
18 福山	25.76	16.14	15.63	14.34	12.56	11.17	10.42	10.94	10.84	11.13	7
19 山梨	24.87	15.08	15.62	12.66	11.37	10.46	9.46	9.86	9.91	10.11	24
20 長野	22.14	13.71	14.94	13.57	11.90	10.93	10.00	10.31	10.52	10.40	15
21 岐阜	25.01	15.12	15.62	13.25	11.16	10.24	9.46	10.09	10.39	10.11	23
22 静岡県	25.86	15.46	15.58	13.19	11.36	10.29	9.62	10.50	10.34	10.02	26
23 愛知	22.93	13.95	16.14	13.33	11.13	10.04	9.26	10.27	10.38	10.13	22
24 三重	23.40	14.52	15.08	13.52	11.62	10.41	9.49	10.37	10.41	10.25	17
25 滋賀	22.77	14.70	15.95	14.36	12.45	10.60	9.58	10.42	10.64	10.21	19
26 京都	19.62	12.48	14.52	12.01	10.29	8.74	7.95	8.53	8.76	8.38	46
27 大阪	20.14	13.27	15.77	12.17	10.27	9.10	8.30	8.99	9.18	8.91	40
28 兵庫	21.69	13.97	15.49	12.84	10.80	9.56	8.56	9.52	9.78	9.50	36
29 奈良	21.75	13.79	15.21	12.34	10.49	8.95	8.08	8.66	9.07	8.96	38
30 和歌山	21.88	14.47	15.53	13.38	11.21	10.25	9.24	10.15	10.41	10.00	27
31 鳥取	24.56	15.23	14.46	14.23	12.97	11.39	10.27	10.62	11.11	10.78	10
32 島根	27.47	15.80	14.82	14.74	13.21	11.51	10.41	11.51	11.97	11.66	3
33 岡山	22.80	14.16	15.08	13.79	11.93	10.60	9.49	10.29	10.33	10.20	20
34 広島	22.95	14.25	15.30	13.56	11.63	9.85	9.34	10.68	10.74	10.35	16
35 山口	25.76	14.33	14.61	13.17	11.17	10.34	9.64	10.83	10.88	10.41	14
36 徳島	28.03	15.10	14.65	13.06	11.60	10.25	8.80	9.77	10.29	10.15	21
37 香川	24.13	13.80	14.60	13.49	11.52	10.84	9.96	10.87	11.06	10.90	9
38 愛媛	28.27	15.47	14.86	13.19	11.44	10.19	9.48	10.40	10.45	10.50	12
39 高知	24.59	14.69	14.67	12.10	10.96	10.20	9.19	9.71	10.19	9.96	28
40 福岡	27.25	14.10	14.13	12.62	10.66	9.39	8.64	9.80	10.16	9.92	30
41 佐賀	29.65	16.99	15.50	14.09	12.38	11.68	10.27	11.09	11.17	11.10	8
42 長崎	31.00	19.50	16.79	13.55	11.96	10.95	10.02	11.07	11.24	11.32	5
43 熊本	28.19	16.42	14.56	13.47	11.73	10.94	10.16	11.11	11.37	11.30	6
44 大分	27.37	15.08	14.48	13.37	11.22	10.54	9.74	10.74	10.78	10.66	11
45 宮崎	30.24	17.89	15.87	14.26	11.97	11.37	10.38	11.67	11.64	11.70	2
46 鹿児島	28.71	18.98	15.92	14.19	12.21	11.03	10.30	11.13	11.47	11.46	4
47 沖縄	…	…	…	17.12	13.71	12.83	11.95	12.82	13.27	12.73	1
平 均	26.02	15.27	15.33	13.40	11.47	10.28	9.38	10.05	10.24	10.03	
標 準 偏 差	3.42	1.52	0.77	1.01	0.93	0.99	0.90	0.98	0.96	1.00	
変 動 係 数 (%)	13.16	9.95	5.00	7.56	8.12	9.67	9.59	9.73	9.39	9.99	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口による。

変動係数 (%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別、標準化死亡率：1950～2018年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2018年	順位
全 国	10.97	7.02	5.22	3.61	2.79	2.25	2.07	1.87	1.67	1.59	-
1 北海道	10.78	6.92	5.36	3.77	2.85	2.28	2.16	1.96	1.78	1.71	8
2 青森	14.15	8.37	5.77	4.10	3.08	2.61	2.49	2.27	2.01	1.92	1
3 岩手	13.60	8.02	5.78	3.85	2.80	2.24	2.22	2.07	1.85	1.82	2
4 宮城	11.41	6.93	5.21	3.66	2.73	2.19	2.07	1.84	1.61	1.58	25
5 秋田	14.04	8.38	5.92	3.90	2.88	2.36	2.23	2.08	1.85	1.79	3
6 山形	12.45	7.78	5.68	3.80	2.67	2.21	2.04	1.80	1.70	1.60	23
7 福島	11.92	7.78	5.68	3.81	2.82	2.38	2.18	1.99	1.82	1.76	4
8 茨城	11.80	7.48	5.70	3.85	2.91	2.34	2.15	1.97	1.81	1.73	5
9 栃木	12.03	7.34	5.77	3.90	3.01	2.39	2.21	1.97	1.77	1.73	6
10 群馬	11.22	7.19	5.53	3.61	2.72	2.23	2.12	1.93	1.69	1.65	16
11 埼玉	12.35	7.58	5.40	3.59	2.75	2.20	2.05	1.89	1.68	1.60	22
12 千葉	11.46	7.20	5.20	3.49	2.67	2.20	2.04	1.83	1.68	1.57	27
13 東京都	9.82	6.22	4.74	3.36	2.74	2.25	2.01	1.83	1.62	1.54	32
14 神奈川県	9.77	6.52	4.76	3.34	2.67	2.14	1.97	1.77	1.60	1.52	38
15 新潟	11.86	7.12	5.53	3.62	2.59	2.15	2.01	1.83	1.64	1.61	20
16 富山	12.54	7.60	5.49	3.64	2.73	2.16	1.98	1.84	1.67	1.52	39
17 石川	12.38	7.51	5.21	3.64	2.65	2.10	1.99	1.83	1.62	1.45	44
18 福井	11.72	7.05	5.09	3.48	2.60	2.04	1.94	1.70	1.54	1.44	45
19 福山	10.34	6.68	5.28	3.69	2.75	2.14	1.99	1.85	1.65	1.53	36
20 山梨	10.12	6.73	5.09	3.42	2.50	2.04	1.88	1.64	1.48	1.43	46
21 岐阜	10.73	6.67	5.14	3.64	2.70	2.23	2.02	1.83	1.64	1.56	29
22 静岡県	10.00	6.56	4.93	3.43	2.64	2.14	1.99	1.83	1.64	1.56	28
23 愛知	10.35	6.77	5.02	3.55	2.73	2.24	2.04	1.83	1.63	1.54	33
24 三重	10.52	6.87	5.16	3.57	2.81	2.22	2.01	1.84	1.67	1.55	31
25 滋賀	10.96	7.20	5.33	3.61	2.66	2.11	1.91	1.70	1.51	1.39	47
26 京都	9.72	6.57	4.82	3.42	2.74	2.21	1.95	1.77	1.58	1.47	43
27 大阪	10.29	7.13	5.18	3.80	3.07	2.40	2.18	1.97	1.76	1.69	11
28 兵庫	10.20	6.90	5.01	3.67	2.88	2.29	2.10	1.88	1.65	1.53	35
29 奈良	10.97	7.31	5.07	3.66	2.74	2.10	2.00	1.76	1.55	1.50	41
30 和歌山	9.95	6.78	5.29	3.79	2.94	2.35	2.19	1.99	1.78	1.71	7
31 鳥取	10.12	6.90	5.30	3.67	2.83	2.33	2.15	2.03	1.76	1.56	30
32 島根	10.94	6.78	5.26	3.67	2.68	2.18	2.04	1.85	1.64	1.52	40
33 岡山	10.14	6.69	4.74	3.38	2.73	2.16	1.97	1.80	1.59	1.53	34
34 広島	9.81	6.81	5.04	3.53	2.78	2.18	1.98	1.81	1.61	1.57	26
35 山口	10.49	7.09	5.27	3.71	2.83	2.36	2.18	1.98	1.73	1.62	19
36 徳島	11.98	7.22	5.66	3.96	2.91	2.30	2.15	1.92	1.74	1.63	18
37 香川	10.66	6.91	5.08	3.43	2.75	2.25	2.04	1.88	1.66	1.59	24
38 愛媛	10.06	6.75	5.32	3.53	2.81	2.32	2.16	1.93	1.74	1.66	15
39 高知	10.27	6.96	5.73	3.77	2.92	2.36	2.20	1.98	1.70	1.70	10
40 福岡	10.84	7.05	5.22	3.73	2.91	2.32	2.11	1.90	1.66	1.60	21
41 佐賀	11.87	7.52	5.41	3.74	2.90	2.32	2.08	1.90	1.67	1.63	17
42 長崎	11.58	7.43	5.81	3.82	2.89	2.32	2.17	1.99	1.71	1.66	13
43 熊本	10.73	7.18	5.44	3.57	2.67	2.10	1.95	1.77	1.59	1.48	42
44 大分	11.79	7.40	5.53	3.75	2.83	2.22	1.96	1.78	1.59	1.52	37
45 宮崎	11.36	6.95	5.65	3.81	2.90	2.26	2.06	1.85	1.72	1.66	14
46 鹿児島	11.37	6.91	5.63	3.91	2.88	2.33	2.20	1.95	1.80	1.71	9
47 沖縄	1.93	1.67	2.28	2.09	1.96	1.77	1.69	12
平 均	11.16	7.12	5.33	3.63	2.76	2.25	2.08	1.88	1.68	1.60	
標 準 偏 差	1.09	0.45	0.31	0.30	0.20	0.11	0.11	0.11	0.10	0.11	
変 動 係 数 (%)	9.77	6.38	5.73	8.33	7.38	4.87	5.37	5.96	5.91	6.78	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口による。

変動係数 (%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県別、標準化自然増加率：1950～2018年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2018年	順位
全 国	14.36	7.68	10.04	9.14	7.96	7.26	6.66	7.53	7.94	7.71	-
1 北海道	20.77	9.11	8.94	8.22	7.30	6.37	5.89	6.69	7.05	6.81	46
2 青森	19.58	9.88	10.98	9.62	8.09	7.78	6.56	7.29	7.67	7.74	36
3 岩手	17.85	8.84	9.74	10.57	9.46	8.70	7.65	8.02	8.28	7.72	37
4 宮城	18.37	8.66	9.89	10.01	8.38	7.50	6.51	7.03	7.48	7.01	44
5 秋田	16.30	7.27	8.17	9.35	8.34	7.83	7.09	6.94	7.24	7.13	42
6 山形	15.02	7.28	9.01	10.40	9.77	9.18	8.10	8.33	8.24	8.36	27
7 福島	18.91	9.85	10.24	10.82	9.97	9.29	8.35	8.55	8.96	8.69	19
8 茨城	15.80	9.10	11.12	9.90	8.77	7.92	7.04	7.87	8.14	7.91	34
9 栃木	16.31	8.58	10.25	9.75	8.90	7.99	7.48	7.88	8.25	7.92	33
10 群馬	14.63	7.27	10.03	9.61	8.83	8.33	7.54	8.03	8.28	8.20	31
11 埼玉県	14.36	7.82	11.56	8.99	7.72	6.72	6.32	6.98	7.45	7.16	41
12 千葉県	13.48	8.21	11.39	9.15	7.63	6.74	6.30	7.20	7.39	7.23	39
13 東京都	9.00	5.96	9.18	6.81	5.66	4.91	4.62	5.47	6.28	6.06	47
14 神奈川県	12.58	7.10	11.33	8.94	7.44	6.57	6.07	6.93	7.44	7.09	43
15 新潟	15.55	8.38	9.80	10.12	9.39	8.40	7.20	7.89	7.93	7.78	35
16 富山	13.16	6.86	9.05	9.53	8.51	8.02	7.49	7.81	8.36	8.54	24
17 石川	12.92	7.88	10.31	10.30	8.83	8.06	7.28	7.94	8.61	8.76	17
18 福山	14.04	9.09	10.54	10.86	9.95	9.14	8.48	9.24	9.30	9.69	6
19 山梨	14.53	8.40	10.34	8.97	8.61	8.32	7.47	8.01	8.26	8.58	22
20 長野	12.02	6.98	9.84	10.15	9.40	8.90	8.13	8.68	9.04	8.97	12
21 岐阜	14.28	8.46	10.48	9.61	8.46	8.01	7.44	8.25	8.75	8.55	23
22 静岡県	15.87	8.90	10.66	9.76	8.72	8.15	7.63	8.67	8.70	8.46	26
23 愛知	12.58	7.17	11.12	9.78	8.40	7.80	7.22	8.44	8.75	8.59	21
24 三重	12.89	7.66	9.91	9.95	8.81	8.18	7.49	8.53	8.74	8.71	18
25 滋賀	11.80	7.50	10.62	10.75	9.79	8.49	7.67	8.72	9.13	8.82	14
26 京都	9.90	5.92	9.70	8.59	7.55	6.54	5.99	6.76	7.18	6.91	45
27 大阪	9.85	6.14	10.59	8.37	7.20	6.70	6.12	7.02	7.42	7.22	40
28 兵庫県	11.49	7.07	10.48	9.17	7.92	7.27	6.47	7.64	8.13	7.97	32
29 奈良	10.78	6.48	10.14	8.68	7.75	6.84	6.08	6.90	7.51	7.46	38
30 和歌山	11.93	7.69	10.24	9.60	8.27	7.90	7.05	8.16	8.64	8.29	29
31 鳥取	14.45	8.33	9.15	10.57	10.14	9.07	8.12	8.59	9.34	9.22	10
32 島根	16.54	9.01	9.56	11.07	10.53	9.33	8.37	9.66	10.33	10.14	2
33 岡山	12.66	7.47	10.34	10.41	9.21	8.45	7.53	8.49	8.74	8.67	20
34 広島	13.14	7.45	10.26	10.03	8.86	7.67	7.35	8.88	9.14	8.78	16
35 山口	15.27	7.24	9.34	9.46	8.35	7.98	7.47	8.85	9.15	8.79	15
36 徳島	16.06	7.88	8.98	9.09	8.69	7.95	6.65	7.85	8.55	8.52	25
37 香川	13.46	6.89	9.52	10.06	8.77	8.59	7.92	8.99	9.40	9.31	9
38 愛媛	18.22	8.71	9.54	9.66	8.63	7.87	7.32	8.46	8.71	8.84	13
39 高知	14.32	7.73	8.94	8.33	8.04	7.84	6.99	7.72	8.49	8.27	30
40 福岡	16.41	7.05	8.92	8.90	7.74	7.07	6.54	7.90	8.50	8.32	28
41 佐賀	17.78	9.48	10.09	10.35	9.48	9.35	8.19	9.19	9.50	9.47	8
42 長崎	19.42	12.07	10.98	9.73	9.07	8.63	7.86	9.09	9.53	9.66	7
43 熊本	17.46	9.24	9.13	9.90	9.07	8.84	8.21	9.35	9.78	9.82	4
44 大分	15.57	7.68	8.94	9.62	8.40	8.32	7.78	8.96	9.18	9.13	11
45 宮崎	18.88	10.94	10.23	10.45	9.08	9.11	8.31	9.81	9.92	10.04	3
46 鹿児島	17.34	12.07	10.29	10.28	9.33	8.70	8.10	9.18	9.67	9.75	5
47 沖縄	15.19	12.04	10.55	9.86	10.86	11.50	11.05	1
平 均	14.86	8.15	10.00	9.78	8.71	8.04	7.30	8.16	8.55	8.43	
標 準 偏 差	2.79	1.37	0.78	1.15	1.02	0.99	0.90	0.98	0.96	1.01	
変 動 係 数 (%)	18.80	16.79	7.82	11.73	11.72	12.37	12.35	12.04	11.25	12.01	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口による。

変動係数 (%) = 標準偏差 / 平均 × 100

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：2018年

わが国の都道府県別出生力に関する指標の一つとして、国勢調査年次、および1970年以降は毎年、女性の年齢別出生率および合計特殊出生率を、研究所が算出・公表している¹⁾。今回は2018年の結果について概説する。

女性の年齢別出生率および合計特殊出生率の算出に用いた資料は次の通り。

出生数（日本人のみ）：厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、政策評価担当）『平成30年 人口動態統計 確定数』

人口（日本人人口）：総務省統計局『人口推計（平成30年10月1日現在）』

なお、人口動態統計は平成30年より詳細な集計表の冊子体は刊行されず、e-statでのみの公表となっている。

年齢別出生率は、全国、各都道府県とも、5歳階級別に算出した。ただし、母の年齢別出生数の15歳未満は15～19歳に、50歳以上は45～49歳に含めたうえで、15～19歳、45～49歳の出生率の分子とした。なお、出生数の年齢不詳分は、既知の（不詳を除く）年齢階級別の分布に応じて按分した。

また、出生数および分母となる女性人口ともに日本人人口を用いている。

（別府 志海・佐々井 司）

主要結果

今回算出された全国における2018年の合計特殊出生率は1.41、都道府県別にみると、最も出生率の高い沖縄県（1.89）と最も低い東京都（1.20）との差は0.69ポイントである。概して、九州各県を中心に西日本の出生率が比較的高く、大都市を抱える地域で顕著に低いという傾向がみられる（表1）。

母の年齢別出生率のパターンには、地域間で特徴的な違いが観測される（表1）。総じて、比較的若い年齢とりわけ20歳代における出生率が高い地域では、合計特殊出生率が高くなる傾向がみられる。なかでも、島根県では25～29歳の出生率の高さが合計特殊出生率の相対的な高さに寄与している。合計特殊出生率の水準をもとに6つの地域を選定し、年齢別出生率のパターンの特徴を考察したものが図1である。2018年合計特殊出生率の高い3県（沖縄県、島根県、宮崎県）はいずれも、20歳代と30歳代前半における出生率が全国水準と比して顕著に高くなっている。とりわけ沖縄県の合計特殊出生率は1.89と高いが、10歳代後半と20歳代前半、ならびに30歳代と40歳代前半と、ほぼすべての年齢において全国値を上回っている。島根県と宮崎県の合計特殊出生率はそれぞれ1.74、1.72と高い水準にあるが、20歳代前半と30歳代前半の出生パターンには違いがみられる。他方で、出生率の低い地域においても年齢別出生率の差異が観測される。東京都では20歳代における出生率が全国値に比して顕著に低い、その一方で30歳代後半と40歳代前半における出生率は全国水準よりも顕著に高くなっ

1) 厚生省人口問題研究所（石川晃）「都道府県別人口の出生力に関する主要指標 昭和45年～60年」研究資料第246号、1987年2月

別府志海・佐々井司「都道府県別女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2017年」『人口問題研究』第74巻第4号、2018年12月、pp.336～343.

ている。北海道と京都府の合計特殊出生率はそれぞれ1.27, 1.29で、ともに全国値(1.41)よりも0.1ポイント以上低くなっているが、北海道では30歳代における出生率の低さが、京都府では20歳代の低さが、全国値との乖離を際立たせている。

次に、平均出生年齢と合計特殊出生率との関係のみたものが図2である。概して、平均出生年齢と合計特殊出生率との間には負の相関関係がみられる。ただし、各都道府県が直線上に分布しているわけではなく、全国水準を基準として合計特殊出生率が高く、かつ平均出生年齢が低い象限に47都道府県中36県が混在しており、出生率が低く出生年齢が高い象限に大都市を抱える都府県が、そして出生率、出生年齢ともに低い象限に北海道と東北等の数県が分布している。

都道府県別に合計特殊出生率の時系列変化をみると(表2)、概ね全国値の推移に即した動きが観測される。すなわち、2005年ごろまで低下を続けていた出生率は、2006年以降ほぼすべての地域において回復基調にあった。しかし近年、出生率の全国値が緩やかに低下するなか、各都道府県における出生率は不規則な動向を示している。2015年から2018年にかけて出生率が上昇した地域は12県となり、その他の地域においては低下している。なお、地域間の分散の程度を表す変動係数等が一定水準で安定的に推移する一方で、合計特殊出生率の都道府県平均が合計特殊出生率の全国値を上回る状態が1980年以降続いていることから、人口規模の大きい都道府県における出生動向が全国の出生率に長期間にわたり強い影響を及ぼしていることが示唆される。また女性の平均出生年齢は、全国的にみると1980年以降上昇基調にあるが、変動係数等の推移にみられるように、都道府県間の格差は若干拡大傾向にある(表3)。

合計特殊出生率に対する出生順位別の内訳を示したものが図3、表4である。都道府県間の変動係数をみると高出生順位ほど大きくなっていることから、高順位の出生水準ほど地域間格差が大きいことが示唆される。ただし、都道府県格差が比較的小さい第1子出生率においても、最も出生水準の高い福井県(0.76)と最も低い京都府(0.60)との間に0.16ポイントの差が観測される。出生順位別出生率の特徴が合計特殊出生率の違いを明確に説明しているのが、沖縄県と東京都である。沖縄県の高出生率は第3子以上の出生率の高さに、東京都の低出生率は第2子および第3子以上の出生率の低さに起因していることがはっきりと分かる。併せて、出生順位別に出生時の母の平均年齢をみると(図4、表4)、概して、出生年齢の高い地域ほど出生率が低くなる傾向がある。しかし、出生年齢と出生率とは必ずしも直線的な相関関係にあるわけではない。例えば、北海道や秋田県では平均出生年齢が比較的若いにもかかわらず、合計特殊出生率は相対的に低い。他方、島根県や福井県においては、いずれの出生順位の出生年齢も相対的に若いとはいえないものの、合計特殊出生率は全国水準よりも高くなっている。

図1 特定地域の年齢別出生率：2018年

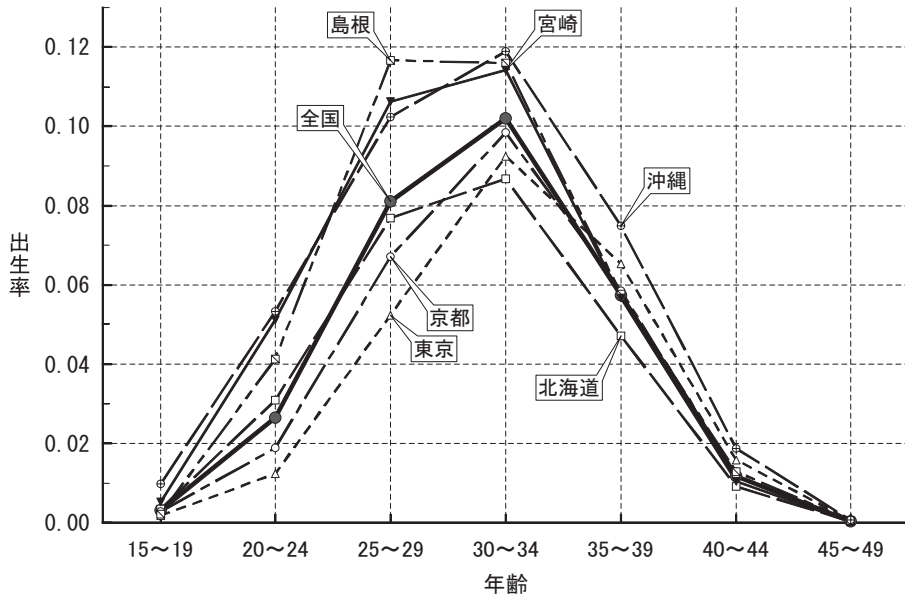


図2 平均出生年齢と合計特殊出生率：2018年

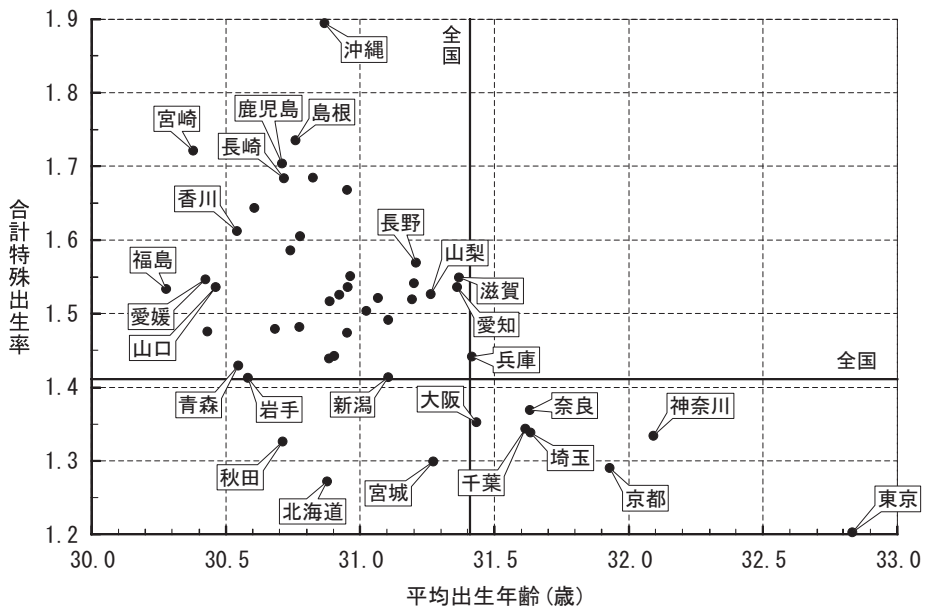
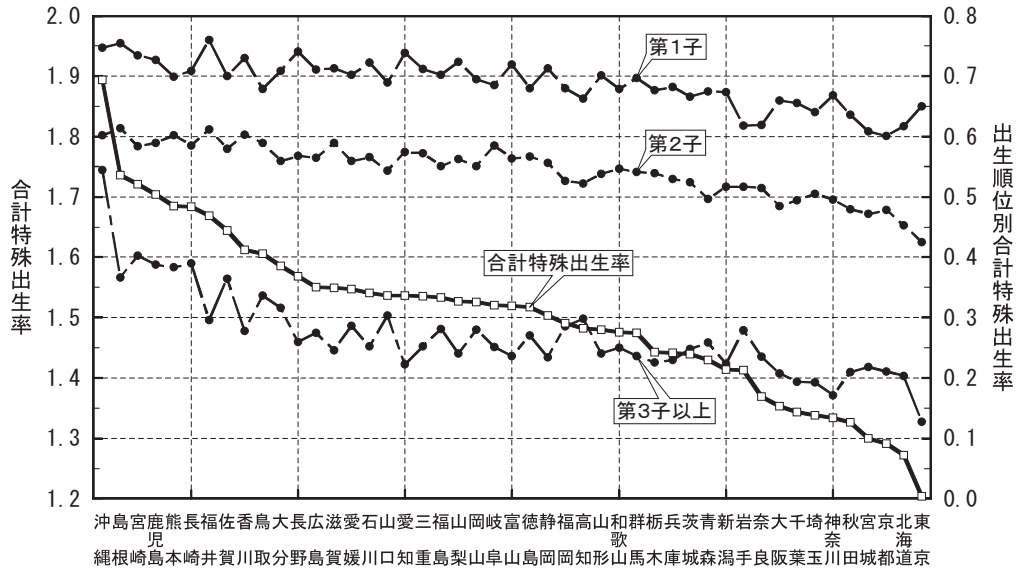
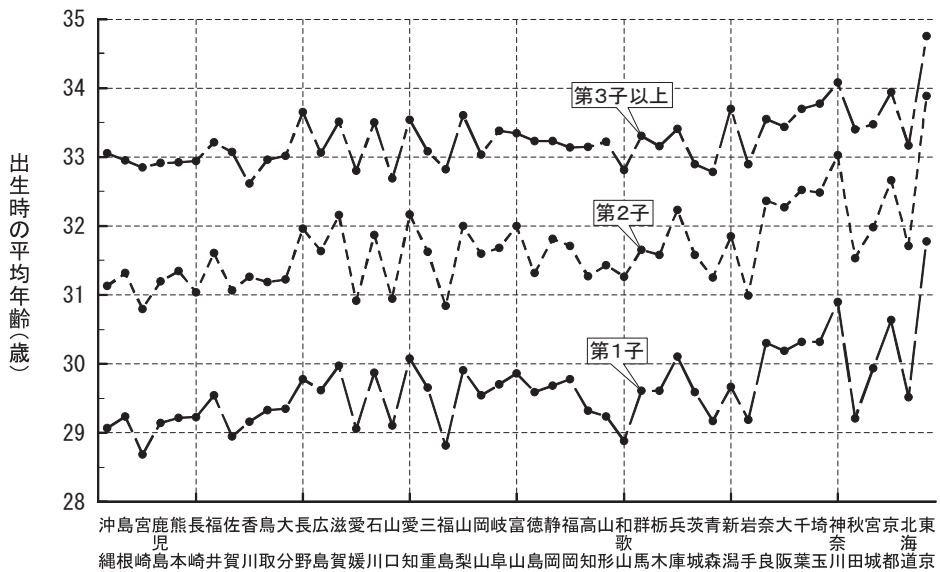


図3 合計特殊出生率と出生順位別合計特殊出生率：2018年



都道府県(合計特殊出生率の高い順)

図4 出生順位別平均出生年齢：2018年



都道府県(合計特殊出生率の高い順)

表1 都道府県別、女性の年齢別出生率および合計特殊出生率：2018年

都道府県	女性の年齢別出生率(%)								合計特殊出生率	平均年齢(歳)
	総数	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49		
全 国	37.27	3.11	26.56	81.10	102.01	57.37	11.68	0.35	1.41	31.41
1 北海道	32.87	3.45	30.85	76.80	86.69	47.18	9.19	0.23	1.27	30.88
2 青森	35.63	3.07	37.82	95.00	92.59	46.82	10.35	0.21	1.43	30.55
3 岩手	36.09	2.30	37.62	91.38	95.96	45.91	9.18	0.26	1.41	30.58
4 宮城	35.47	3.04	25.27	77.36	92.21	51.15	10.45	0.37	1.30	31.27
5 秋田	32.52	1.70	33.00	85.38	92.20	44.64	8.17	0.19	1.33	30.71
6 山形	37.90	2.24	33.72	101.10	101.36	47.50	9.70	0.27	1.48	30.68
7 福島	39.17	3.77	45.91	101.81	96.43	49.33	9.12	0.33	1.53	30.28
8 茨城	36.75	3.41	35.16	86.88	99.03	52.55	10.52	0.28	1.44	30.88
9 栃木	37.38	3.32	33.03	89.28	100.39	52.25	9.94	0.32	1.44	30.90
10 群馬	36.50	2.57	34.33	90.55	103.05	53.54	10.46	0.37	1.47	30.95
11 埼玉	34.98	2.74	21.70	74.78	100.37	56.45	11.34	0.31	1.34	31.63
12 千葉	35.20	2.57	22.81	75.03	99.73	56.81	11.45	0.35	1.34	31.61
13 東京都	35.05	1.85	12.39	52.30	92.38	65.36	15.79	0.59	1.20	32.83
14 神奈川県	35.24	2.36	18.51	67.81	101.96	62.65	13.11	0.44	1.33	32.09
15 新潟	36.45	2.40	28.79	87.05	101.74	52.92	9.66	0.20	1.41	31.10
16 富山	37.01	1.75	26.79	99.68	107.70	57.11	10.69	0.21	1.52	31.19
17 石川	38.70	1.93	29.56	97.83	108.37	58.77	11.48	0.31	1.54	31.20
18 福井	41.91	1.79	33.93	109.93	119.67	57.14	10.88	0.31	1.67	30.95
19 山梨	38.58	3.32	30.12	90.13	110.83	57.71	12.60	0.61	1.53	31.26
20 山梨	39.29	2.69	31.83	95.74	110.15	60.81	12.16	0.41	1.57	31.21
21 岐阜	37.59	2.52	27.93	97.46	112.02	54.96	9.12	0.17	1.52	31.07
22 静岡県	38.29	2.61	31.38	94.56	106.91	54.45	10.49	0.31	1.50	31.02
23 愛知県	40.55	2.79	25.66	92.83	115.02	59.50	11.14	0.27	1.54	31.36
24 三重	38.48	3.19	32.14	98.25	106.83	56.98	9.32	0.47	1.54	30.95
25 滋賀	40.25	3.09	25.79	92.81	116.11	60.71	11.02	0.25	1.55	31.37
26 京都	34.05	2.79	18.85	67.11	98.42	58.58	11.98	0.39	1.29	31.93
27 大阪府	35.57	3.96	25.47	74.50	98.85	56.21	11.16	0.35	1.35	31.43
28 兵庫県	36.67	2.92	24.96	84.35	107.55	57.03	11.28	0.31	1.44	31.42
29 奈良	34.41	2.61	21.97	76.55	103.25	58.36	10.80	0.27	1.37	31.63
30 和歌山	36.35	3.55	40.41	97.06	96.68	48.50	8.67	0.21	1.48	30.43
31 鳥取	41.90	3.31	40.80	99.82	109.71	54.56	12.67	0.22	1.61	30.77
32 島根	43.63	2.13	41.36	116.58	115.93	57.76	12.86	0.48	1.74	30.76
33 岡山	39.68	4.31	32.59	95.70	105.94	56.04	10.28	0.30	1.53	30.92
34 広島	39.71	3.94	31.95	98.48	108.34	56.39	10.69	0.35	1.55	30.96
35 山口	37.76	3.39	40.76	102.32	101.71	49.66	9.09	0.30	1.54	30.46
36 徳島	38.45	2.94	33.43	96.64	107.24	52.10	10.75	0.28	1.52	30.89
37 香川県	39.88	4.18	40.82	107.28	106.04	53.35	10.52	0.26	1.61	30.54
38 愛媛	38.71	4.57	42.38	100.00	102.22	50.70	9.38	0.15	1.55	30.42
39 高知県	37.37	4.47	38.00	91.08	96.56	54.74	11.43	0.17	1.48	30.77
40 福岡	40.28	4.59	32.34	87.47	103.87	57.47	12.17	0.30	1.49	31.10
41 佐賀	43.28	4.35	43.71	105.00	107.24	56.46	11.65	0.38	1.64	30.61
42 長崎	43.13	3.65	40.21	110.15	112.38	59.33	10.79	0.18	1.68	30.72
43 熊本	44.83	3.80	43.32	103.03	112.44	61.16	12.86	0.39	1.69	30.82
44 大分	40.59	3.44	38.14	102.77	106.67	54.88	10.89	0.34	1.59	30.74
45 宮崎	44.16	5.20	51.26	106.24	114.15	56.71	10.43	0.24	1.72	30.38
46 鹿児島	45.30	3.58	42.23	109.03	116.30	57.36	12.06	0.22	1.70	30.71
47 沖縄	52.09	9.74	53.38	102.41	118.93	74.87	18.78	0.76	1.89	30.87
平均	38.63	3.27	33.28	92.67	104.68	55.43	11.03	0.32	1.50	31.02
標準偏差	3.68	1.28	8.54	12.96	7.77	5.39	1.81	0.12	0.14	0.48
変動係数(%)	9.54	38.98	25.67	13.98	7.42	9.72	16.37	37.88	9.17	1.56

率算出の分母人口は、日本人女性人口1,000についてのものである。

平均(出生)年齢 = $\sum \{(x+2.5) \times {}_5f_x\} / \sum {}_5f_x$

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別、合計特殊出生率：1950～2018年

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2018年	順位
全 国	3.64 (3.65)	2.02 (2.00)	2.09 (2.13)	1.75 (1.75)	1.52 (1.54)	1.37 (1.36)	1.27 (1.26)	1.39 (1.39)	1.45 (1.45)	1.41 (1.42)	-
1 北海道	4.59	2.17	1.93	1.64	1.43	1.23	1.15	1.26	1.31	1.27	46
2 青森	4.81	2.48	2.25	1.85	1.56	1.47	1.29	1.38	1.42	1.43	35
3 岩手	4.48	2.30	2.11	1.95	1.72	1.56	1.41	1.46	1.49	1.41	37
4 宮城	4.29	2.13	2.06	1.86	1.57	1.39	1.24	1.30	1.36	1.30	44
5 秋田	4.31	2.09	1.88	1.79	1.57	1.45	1.34	1.31	1.35	1.33	43
6 山形	3.93	2.04	1.98	1.93	1.75	1.62	1.45	1.48	1.48	1.48	29
7 福島	4.47	2.43	2.16	1.99	1.79	1.65	1.49	1.52	1.58	1.53	20
8 茨城	4.02	2.31	2.30	1.87	1.64	1.47	1.32	1.44	1.48	1.44	34
9 栃木	4.14	2.22	2.21	1.86	1.67	1.48	1.40	1.44	1.49	1.44	32
10 群馬	3.80	2.03	2.16	1.81	1.63	1.51	1.39	1.46	1.49	1.47	31
11 埼玉県	3.92	2.16	2.35	1.73	1.50	1.30	1.22	1.32	1.39	1.34	41
12 千葉県	3.59	2.13	2.28	1.74	1.47	1.30	1.22	1.34	1.37	1.34	40
13 東京都	2.73	1.70	1.96	1.44	1.23	1.07	1.00	1.12	1.24	1.20	47
14 神奈川県	3.25	1.89	2.23	1.70	1.45	1.28	1.19	1.31	1.39	1.33	42
15 新潟	3.99	2.13	2.10	1.88	1.69	1.51	1.34	1.43	1.44	1.41	36
16 富山	3.57	1.91	1.94	1.77	1.56	1.45	1.37	1.42	1.51	1.52	24
17 石川	3.56	2.05	2.07	1.87	1.60	1.45	1.35	1.44	1.54	1.54	16
18 福井	3.65	2.17	2.10	1.93	1.75	1.60	1.50	1.61	1.62	1.67	7
19 山梨	3.71	2.16	2.20	1.76	1.62	1.51	1.38	1.46	1.50	1.53	21
20 長野	3.25	1.94	2.09	1.89	1.71	1.59	1.46	1.53	1.58	1.57	12
21 岐阜	3.55	2.04	2.12	1.80	1.57	1.47	1.37	1.48	1.56	1.52	23
22 静岡県	3.74	2.11	2.12	1.80	1.60	1.47	1.39	1.54	1.54	1.50	26
23 愛知県	3.27	1.90	2.19	1.81	1.57	1.44	1.34	1.52	1.56	1.54	18
24 三重	3.33	1.95	2.04	1.82	1.61	1.48	1.36	1.51	1.55	1.54	19
25 滋賀	3.29	2.02	2.19	1.96	1.75	1.53	1.39	1.54	1.60	1.55	14
26 京都府	2.80	1.72	2.02	1.67	1.48	1.28	1.18	1.28	1.34	1.29	45
27 大阪府	2.87	1.81	2.17	1.67	1.46	1.31	1.21	1.33	1.38	1.35	39
28 兵庫県	3.08	1.90	2.12	1.76	1.53	1.38	1.25	1.41	1.47	1.44	33
29 奈良	3.08	1.87	2.08	1.70	1.49	1.30	1.19	1.29	1.38	1.37	38
30 和歌山	3.09	1.95	2.10	1.80	1.55	1.45	1.32	1.47	1.53	1.48	30
31 鳥取	3.45	2.05	1.96	1.93	1.82	1.62	1.47	1.54	1.64	1.61	10
32 島根	3.87	2.13	2.02	2.01	1.85	1.65	1.50	1.68	1.78	1.74	2
33 岡山	3.18	1.89	2.03	1.86	1.66	1.51	1.37	1.50	1.54	1.53	22
34 広島	3.22	1.92	2.07	1.84	1.63	1.41	1.34	1.55	1.60	1.55	13
35 山口	3.62	1.92	1.98	1.79	1.56	1.47	1.38	1.56	1.60	1.54	17
36 徳島	3.97	2.02	1.97	1.76	1.61	1.45	1.26	1.42	1.53	1.52	25
37 香川県	3.38	1.84	1.97	1.82	1.60	1.53	1.43	1.57	1.63	1.61	9
38 愛媛	4.03	2.10	2.02	1.79	1.60	1.45	1.35	1.50	1.53	1.55	15
39 高知県	3.39	1.94	1.97	1.64	1.54	1.45	1.32	1.42	1.50	1.48	28
40 福岡	3.91	1.92	1.95	1.74	1.52	1.36	1.26	1.44	1.52	1.49	27
41 佐賀	4.28	2.35	2.13	1.93	1.75	1.67	1.48	1.61	1.64	1.64	8
42 長門	4.49	2.72	2.33	1.87	1.70	1.57	1.45	1.61	1.66	1.68	6
43 熊本	4.06	2.25	1.98	1.83	1.65	1.56	1.46	1.62	1.68	1.69	5
44 大分	3.90	2.05	1.97	1.82	1.58	1.51	1.40	1.56	1.59	1.59	11
45 宮崎	4.35	2.43	2.15	1.93	1.68	1.62	1.48	1.68	1.70	1.72	3
46 鹿児島	4.19	2.66	2.21	1.95	1.73	1.58	1.49	1.62	1.70	1.70	4
47 沖縄	2.38	1.95	1.82	1.72	1.87	1.96	1.89	1
平均	3.73	2.09	2.09	1.83	1.62	1.47	1.36	1.47	1.53	1.50	
標準偏差	0.51	0.22	0.12	0.13	0.12	0.13	0.12	0.13	0.13	0.14	
変動係数(%)	13.71	10.58	5.53	7.38	7.72	9.03	8.91	9.00	8.60	9.17	

率算出の分母人口は、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口による。

全国の（ ）内の数値は、分母人口に日本人女性人口を、年齢区分は各歳別率を用い算出したものである。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別、平均出生年齢：1950～2018年

(歳)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2018年	順位
全 国	29.65	27.86	27.84	27.78	28.98	29.67	29.99	30.51	31.17	31.41	-
1 北海道	30.14	27.48	27.31	27.63	28.81	29.24	29.53	30.04	30.71	30.88	28
2 青森	29.52	27.56	27.08	27.21	28.50	29.04	29.39	29.72	30.29	30.55	41
3 岩手	29.45	27.72	27.52	27.38	28.55	29.17	29.30	29.76	30.25	30.58	40
4 宮城	29.77	27.68	27.54	27.55	28.89	29.41	29.67	30.32	30.95	31.27	11
5 秋田	29.35	26.88	26.78	27.17	28.54	29.18	29.43	30.01	30.59	30.71	36
6 山形	29.50	27.36	27.23	27.41	28.63	29.21	29.42	29.99	30.69	30.68	38
7 福島	30.00	28.01	27.51	27.44	28.48	28.96	29.13	29.59	30.16	30.28	47
8 茨城	30.17	28.46	27.79	27.56	28.69	29.39	29.65	30.12	30.65	30.88	27
9 栃木	30.28	28.48	27.94	27.61	28.64	29.28	29.64	30.12	30.73	30.90	25
10 群馬	30.48	28.59	28.14	27.78	28.83	29.35	29.69	30.24	30.79	30.95	23
11 埼玉	30.38	28.61	28.14	27.99	29.24	29.97	30.16	30.79	31.43	31.63	4
12 千葉	29.71	28.15	27.90	27.88	29.17	29.99	30.21	30.69	31.37	31.61	6
13 東京都	29.96	28.54	28.81	28.80	30.07	30.85	31.25	31.87	32.59	32.83	1
14 神奈川県	30.05	28.23	28.25	28.17	29.48	30.31	30.62	31.21	31.82	32.09	2
15 新潟	30.10	27.92	27.70	27.62	28.76	29.43	29.85	30.35	31.11	31.10	17
16 富山	28.50	26.45	26.82	26.99	28.29	29.21	29.70	30.38	31.01	31.19	15
17 石川	29.00	26.83	26.84	26.96	28.40	29.27	29.88	30.37	31.02	31.20	14
18 福井	29.15	27.18	27.06	27.10	28.33	29.41	29.60	30.30	30.95	30.95	22
19 山梨	30.98	29.37	28.70	28.24	29.19	29.76	30.09	30.57	31.27	31.26	12
20 長野	30.36	28.80	28.53	28.33	29.33	29.84	30.06	30.55	31.08	31.21	13
21 岐阜	29.24	27.32	27.39	27.35	28.60	29.36	29.82	30.29	30.92	31.07	18
22 静岡県	29.83	27.74	27.54	27.58	28.77	29.39	29.65	30.20	30.80	31.02	19
23 愛知	29.34	27.55	27.45	27.42	28.66	29.51	29.87	30.44	31.14	31.36	10
24 三重	29.26	27.16	27.27	27.11	28.24	29.14	29.49	30.01	30.75	30.95	21
25 滋賀	29.77	27.96	27.87	27.68	28.68	29.56	29.95	30.47	31.15	31.37	9
26 京都	29.38	27.92	28.27	28.17	29.34	30.15	30.59	31.10	31.66	31.93	3
27 大阪	29.39	27.74	27.91	27.88	28.99	29.71	30.05	30.47	31.22	31.43	7
28 兵庫県	29.27	27.57	27.82	27.78	28.89	29.65	30.08	30.52	31.15	31.42	8
29 奈良	29.14	27.39	27.68	27.82	28.99	29.95	30.26	30.78	31.38	31.63	5
30 和歌山	29.03	27.31	27.40	27.17	28.20	28.92	29.36	29.81	30.38	30.43	44
31 鳥取	28.88	27.22	27.31	27.42	28.58	29.23	29.50	29.95	30.57	30.77	31
32 島根	28.94	27.32	27.64	27.58	28.50	29.39	29.53	30.00	30.71	30.76	33
33 岡山	28.58	26.81	27.07	27.22	28.39	29.19	29.62	30.10	30.77	30.92	24
34 広島	28.82	27.22	27.37	27.41	28.52	29.31	29.61	29.97	30.69	30.96	20
35 山口	28.95	27.10	27.36	27.41	28.49	29.01	29.32	29.68	30.29	30.46	43
36 徳島	29.17	27.05	27.07	27.18	28.28	29.08	29.46	30.04	30.70	30.89	26
37 香川県	28.74	26.89	27.17	27.17	28.17	28.96	29.42	29.71	30.39	30.54	42
38 愛媛	29.47	27.48	27.47	27.44	28.40	29.06	29.19	29.72	30.20	30.42	45
39 高知	28.25	26.56	27.12	27.39	28.58	29.23	29.64	30.08	30.53	30.77	32
40 福岡	29.64	27.67	28.01	27.91	29.08	29.69	29.98	30.39	30.90	31.10	16
41 佐賀	29.89	28.16	27.90	27.70	28.83	29.32	29.58	29.97	30.39	30.61	39
42 長崎	30.02	28.60	28.30	28.00	29.02	29.49	29.67	29.94	30.56	30.72	35
43 熊本	29.83	27.87	27.46	27.48	28.64	29.18	29.56	29.95	30.55	30.82	30
44 大分	29.44	27.59	27.46	27.51	28.70	29.30	29.58	30.02	30.54	30.74	34
45 宮崎	29.79	27.63	27.35	27.42	28.68	29.16	29.36	29.58	30.17	30.38	46
46 鹿児島	30.33	28.70	28.22	27.95	28.93	29.45	29.69	30.06	30.54	30.71	37
47 沖縄	28.37	29.16	29.25	29.63	30.26	30.64	30.87	29
平均	29.55	27.69	27.62	27.60	28.75	29.42	29.74	30.22	30.83	31.02	
標準偏差	0.58	0.64	0.49	0.39	0.38	0.38	0.40	0.44	0.47	0.48	
変動係数(%)	1.97	2.33	1.77	1.43	1.31	1.30	1.34	1.45	1.52	1.56	

率算出の分母人口は、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口による。

平均(出生)年齢 = $\sum \{(x+2.5) \times {}_5f_x\} / \sum {}_5f_x$

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県、出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：2018年

都道府県	合計特殊出生率	出生順位			平均年齢(歳)	出生順位		
		第1子	第2子	第3子以上		第1子	第2子	第3子以上
全 国	1.41	0.67	0.51	0.23	31.41	30.13	32.17	33.46
1 北海道	1.27	0.62	0.45	0.20	30.88	29.51	31.71	33.17
2 青森	1.43	0.67	0.50	0.26	30.55	29.17	31.26	32.78
3 岩手	1.41	0.62	0.52	0.28	30.58	29.19	30.99	32.90
4 宮城	1.30	0.61	0.47	0.22	31.27	29.93	31.98	33.47
5 秋田	1.33	0.64	0.48	0.21	30.71	29.21	31.53	33.40
6 山形	1.48	0.70	0.54	0.24	30.68	29.24	31.43	33.22
7 福島	1.53	0.70	0.55	0.28	30.28	28.82	30.84	32.82
8 茨城	1.44	0.67	0.52	0.25	30.88	29.59	31.58	32.90
9 栃木	1.44	0.68	0.54	0.23	30.90	29.61	31.58	33.15
10 群馬	1.47	0.70	0.54	0.24	30.95	29.61	31.65	33.30
11 埼玉	1.34	0.64	0.51	0.19	31.63	30.32	32.49	33.77
12 千葉	1.34	0.66	0.49	0.19	31.61	30.31	32.52	33.70
13 東京都	1.20	0.65	0.43	0.13	32.83	31.77	33.88	34.75
14 神奈川県	1.33	0.67	0.50	0.17	32.09	30.90	33.02	34.08
15 新潟	1.41	0.67	0.52	0.22	31.10	29.67	31.85	33.69
16 富山	1.52	0.72	0.56	0.24	31.19	29.86	31.99	33.35
17 石川	1.54	0.72	0.57	0.25	31.20	29.87	31.87	33.51
18 福井	1.67	0.76	0.61	0.30	30.95	29.54	31.60	33.22
19 山梨	1.53	0.72	0.56	0.24	31.26	29.91	32.00	33.61
20 長野	1.57	0.74	0.57	0.26	31.21	29.77	31.96	33.66
21 岐阜	1.52	0.69	0.59	0.25	31.07	29.70	31.68	33.38
22 静岡県	1.50	0.71	0.56	0.23	31.02	29.69	31.81	33.23
23 愛知	1.54	0.74	0.57	0.22	31.36	30.08	32.17	33.54
24 三重	1.54	0.71	0.57	0.25	30.95	29.66	31.62	33.08
25 滋賀	1.55	0.71	0.59	0.25	31.37	29.97	32.16	33.51
26 京都	1.29	0.60	0.48	0.21	31.93	30.64	32.66	33.94
27 大阪	1.35	0.66	0.48	0.21	31.43	30.18	32.27	33.44
28 兵庫県	1.44	0.68	0.53	0.23	31.42	30.11	32.23	33.41
29 奈良	1.37	0.62	0.51	0.23	31.63	30.30	32.36	33.54
30 和歌山	1.48	0.68	0.55	0.25	30.43	28.89	31.26	32.81
31 鳥取	1.61	0.68	0.59	0.34	30.77	29.33	31.19	32.96
32 島根	1.74	0.75	0.61	0.37	30.76	29.24	31.32	32.96
33 岡山	1.53	0.70	0.55	0.28	30.92	29.54	31.59	33.03
34 広島	1.55	0.71	0.56	0.27	30.96	29.62	31.63	33.07
35 山口	1.54	0.69	0.54	0.30	30.46	29.10	30.94	32.69
36 徳島	1.52	0.68	0.57	0.27	30.89	29.59	31.32	33.23
37 香川	1.61	0.73	0.60	0.28	30.54	29.16	31.26	32.61
38 愛媛	1.55	0.70	0.56	0.29	30.42	29.06	30.92	32.80
39 高知	1.48	0.66	0.52	0.30	30.77	29.32	31.27	33.15
40 福岡	1.49	0.68	0.53	0.28	31.10	29.78	31.71	33.14
41 佐賀	1.64	0.70	0.58	0.36	30.61	28.94	31.07	33.07
42 長崎	1.68	0.71	0.58	0.39	30.72	29.23	31.04	32.94
43 熊本	1.69	0.70	0.60	0.38	30.82	29.22	31.35	32.92
44 大分	1.59	0.71	0.56	0.32	30.74	29.34	31.22	33.01
45 宮崎	1.72	0.73	0.58	0.40	30.38	28.69	30.80	32.85
46 鹿児島	1.70	0.73	0.59	0.39	30.71	29.14	31.19	32.91
47 沖縄	1.89	0.75	0.60	0.54	30.87	29.07	31.13	33.05
平均	1.50	0.69	0.54	0.27	31.02	29.63	31.68	33.25
標準偏差	0.14	0.04	0.04	0.07	0.48	0.58	0.61	0.40
変動係数(%)	9.17	5.70	8.09	26.72	1.56	1.95	1.92	1.22

表1の注参照。

 書 評 ・ 紹 介

Hal Caswell

Sensitivity Analysis: Matrix Methods in Demography and Ecology

Springer Open, 2019 pp.299

安定人口モデルを主題とした人口学の教科書は国内外でも散見されるが、その中でも感度分析 (sensitivity analysis) という一つの解析方法だけに注目したものは本書以外に筆者は知らない。感度分析とは、行列の固有値に対する各行列要素の偏微分係数をその固有ベクトルと随伴固有ベクトルの演算によって表現する方法である。人口学の用語を用いれば、Leslie 行列の内的自然増加率の各年齢における出生率と生存率に関する偏微分係数 (これを感度という) は、その年齢の安定年齢分布と繁殖価の成分を用いて表すことが出来るということである。この方法は本書の著者である Hal Caswell 教授の1978年の論文で紹介された。この論文ではまさに先述の Leslie 行列の感度分析を行っている。この数理モデルのように安定年齢分布と繁殖価が生命表や人口統計などで得られるデータから直接計算できる場合、一般的に固有値と行列要素との関数関係は陽に表せない (5×5 以上の行列の場合) にもかかわらず数値的に表すことが出来る。感度が高い要素とは、その変化に対して内的自然増加率が敏感に反応する要素である事を意味する。つまり、その行列要素が人口動態を左右する要であると解釈出来る。こうした意味合いから感度の高い要素を見つけることは人口学のみならず、生態学においても保全や資源管理、進化動態の分析などで重要な意味を持つとされてきた。

感度の構成に関する詳述は本書に任せるとして、その理論の根幹はとてもシンプルであるため、過去40年以上の研究から様々な応用と理論的な発展を遂げてきている。年齢構造化モデルだけでなく、サイズや生育ステージで作られた安定人口モデルにも対応できる。さらに本書では、ランダムノイズを含む行列モデルの内的自然増加率の共分散などの統計量も感度を用いて表現出来ることや、非自励系 (non-autonomous system) および非線形 (non-linear) 行列モデルに関しても感度分析の手法を紹介している。一方で、行列の要素ではない、寿命や基本再生産数 (純再生産率) といった本来それだけでは内的自然増加率と直接結びつかない概念にも感度を付与することが出来ることも示されている。

このように感度分析の集大成とも言える本書は、人口動態の解析方法に体系的な視点を与えるだけでなく、地域間移動や年齢構成など様々な要素を含む数理モデルにも感度分析が応用できる事を示している。少子高齢化問題が取りざたされる我が国の人口動態に対して、前出のような様々な要素を盛り込んだ人口モデルを評価できることはより深い洞察が可能となるだろう。こうした問題に興味を持たれた方がおられたなら、一読することをお勧めしたい。

(大泉 嶺)

研究活動報告

第92回日本社会学会大会

2019年10月5日(土)～6日(日)、東京女子大学(成蹊大学共催)において、日本社会学会大会が開催された。当研究所からは、人口動向研究部の中村真理子が、毛塚和宏(東京工業大学)と共同で「若者の交際は不活発になったのか——出生動向基本調査の集積データから推移確率を推定する」を家族の部会で報告した。またJSPS 科研費JP16H03709「性的指向と性自認の人口学——日本における研究基盤の構築」(研究代表者 釜野さおり)の研究成果として、「性・ジェンダー」の部会で以下の3報告を行った。

「性的指向と性自認のあり方を社会調査でいかに捉えるか——大阪市民調査に向けた準備調査における項目の検討と本調査の結果」(釜野さおり・ワシントン大学大学院 平森大規)、「トランスジェンダーの割合をどう測るか——「大阪市民調査」と「オフィストイレのオールジェンダー利用に関する意識調査」から(金沢大学 岩本健良)、「日本における性的指向・性自認に基づく社会経済的地位の不平等——大阪市民調査の分析結果」(平森大規)。これらの報告内容は、<http://www.ipss.go.jp/projects/j/SOGI/index.asp>に掲載されている。

今回の大会では「人口」の部会はなかったが、「家族」の部会が2つ設けられ、結婚や出産をはじめとし、多岐にわたるテーマの報告がなされていた。

「非親族による子育てのサポートの獲得と維持——90年代におけるシェア居住の事例から」(兵庫教育大学大学院 永田夏来)、「20世紀日本における家族の「親密性」をめぐる解釈の変容——読売新聞「人生案内」の語りから」(日本女子大学 野田潤)、「家庭内ケア役割を果たす子どもと若者の不可視性」(成蹊大学 松崎実穂)、「「親になること／親にすること」をめぐる政治——後期近代における代理出産と身体」(九州大学 藤田智子)、「友縁結婚した人々」(四日市大学 三田泰雅)、「2005年以降の日本の出生動向——置換水準回復の可能性?」(札幌市立大学 原俊彦)、「脱施設化と家族——相模原障害者施設殺傷事件のその後をめぐる」(金沢大学 高橋涼子)、「日本の人口高齢化——社会階層論からの検討」(東京大学 白波瀬佐和子)、「卵子を選ぶ——卵子提供にみる選択原理と近代家族規範」(静岡大学 白井千晶)、「非典型時間帯労働とワーク・ファミリー・コンフリクト——共働き夫婦のペアワイズデータを用いた分析」(中京大学 松田茂樹)、「未婚化の終わり——「分業」から「共働き」への転換」(帝京大学 神山英紀)、「現代日本における家族を持つことの意味——小学生のいる女性へのインタビューから」(早稲田大学 品田知美)、「転換期を介した女性雇用労働者の労働時間の個人内変動とその趨勢」(東京大学大学院 池田岳大)、「大都市圏女性ホワイトカラーのWLBにおける事業所内保育施設の可能性——ClarkのWork Family Border(WFB)理論の枠組において」(三菱総研 川上千佳)、「子育てひろばにおけるアドバイス——子育ての知識・経験の普遍性と固有性」(一橋大学大学院 山岸諒己)。ポスターセッションでは「婚姻状態と女性の健康——日本人女性と米国日系人女性の比較から」(学習院大学 玉置えみ)の展示がなされていた。

6日午後には並行して複数のシンポジウムが開催された。『女性活躍時代のシャドウワーク』では、「外国人ケア労働者導入が労働市場に及ぼす影響と社会保障」(千葉大学 大石亜希子)、「家事の外部化と労働の商品化——特区の「外国人」「女性」家事労働者雇用から考える」(恵泉女子大学 定松文)、「ジェンダー＝階級構造と家事労働」(早稲田大学 橋本健二)の報告があった。『恋愛』では、計量研究(東京大学 三輪哲)、歴史研究(日本女子大学 木村絵里子)、家族研究(中央大学 山田昌弘)、フィー

ルド調査（文筆家 鈴木涼美）の視点からの報告があった。各報告の要旨は https://jsssociology.org/meeting_archives/2019030892_1/ で閲覧できる。（釜野さおり 記）

G20岡山保健大臣会合開催記念国際シンポジウム「持続可能な高齢化社会・経済のためのライフ・サイクル・アプローチ」

10月18日、G20岡山保健大臣会合開催記念事業として国際シンポジウム「持続可能な高齢化社会・経済のためのライフ・サイクル・アプローチ」が岡山大学創立五十周年記念館にて開催された。G20保健大臣会合参加国からの有識者、研究者、学生など約220人が参加した。

「一人ひとりが若いうちから心身ともに健康な生活を送ることで健康寿命の延伸に繋げる」という考え方であるライフ・サイクル・アプローチに関する日本の事例を紹介し、健康でアクティブな高齢者が増えることによる経済への正の影響についてG20参加国の事例をもとに報告が行われた。筆者はTheory for Life-Cycle Approach and its Examples from Japanと題するセッションで、“Changes in family/gender policy in Japan and fertility rate”というタイトルで報告を行い、近年における日本の家族・労働政策と出生力との関連について解説した。また、各事例報告の後には、パネルディスカッションが行われ、アジア6カ国における高齢化社会への取り組みが紹介された。大会のプログラムは以下のURLから閲覧することができる。

https://www.okayama-u.ac.jp/upload_files/event/G20SideEventProgram_Final.pdf

本イベントは、国連人口基金（UNFPA）アジア太平洋地域事務所、外務省、世界保健機関（WHO）、ASEM Global Ageing Center、European Observatory on Health Systems and Policies、日本老年学的評価研究機構（JAGES）との共催で行われた。本シンポジウムでの報告にあたり、UNFPAアジア太平洋地域事務所・人口高齢化と持続可能な開発に関する地域アドバイザー 森臨太郎氏にお世話になった。この場を借りて感謝申し上げたい。（福田節也 記）

国際人口学会学術パネル：東アジアと南欧における家族行動「東アジアと南欧における家族変動についてのワークショップ」

10月25-26日、「東アジアと南欧における家族変動についてのワークショップ（Workshop on Family Change in East Asia and Southern Europe）」がアメリカ・ケンブリッジのハーバード人口・開発研究センターにおいて開催された。同ワークショップは、国際人口学会学術パネル「東アジアと南欧における家族行動（Family Behaviour in East Asia and Southern Europe）」（代表：James M. Raymo プリンストン大学社会学部教授）における活動の一環であり、ハーバード大学ライシャワー日本研究所所長のMary C. Brinton教授らのホストにより開催された。東アジアと南欧諸国は「強い家族（strong family ties）」と低出生力という一見共通する特徴をもち、それぞれの地域において低出生のメカニズムに関する独自の分析がなされてきた。しかし、両地域における少子化現象には、どのような共通点と相違点があるのかは必ずしも明らかではない。本パネルでは、国際比較研究の枠組みから、この課題に取り組み、少子化問題の理解と解決に向けた糸口を探ることを目的としている。今回のワークショップは、同パネルの運営委員らによる方針会議を兼ねたものであり、イタリア、スペイン、中国、日本そしてアメリカから19名の研究者が集まり、これにハーバード大学の大学院生ならびにポスドク研究者数名が参加した。ワークショップでは、まず各国における状況を

共有するため、日本、韓国、中国、イタリア、スペインの研究者が、それぞれの国について、最近の人口トレンド、ジェンダー、家族紐帯、ライフコースの不確実性、そして政策について報告を行い、議論した。筆者はRaymo教授、Brinton教授と共に日本についての報告を行った。これらの議論を受けて、今後、同パネルでは、①ジェンダー、②ライフコースにおける不確実性と格差、③家族紐帯、④文化、⑤家族・結婚・出生のもつ意味、⑥交際、性交経験、パートナーシップなどの親密性の6つのテーマについて比較研究を行うことが確認された。また、これらのテーマのもとに研究を進め、今年5月にイタリア・ミラノ、10月に中国・北京で同パネルによる国際ワークショップを開催することとなった。同パネルの活動については、以下のURLを参照されたい。

<https://iussp.org/en/panel/family-behaviour-east-asia-and-southern-europe>

(福田節也 記)

ICPD25 ナイロビ・サミット

カイロで1994年に開催された国際人口開発会議（ICPD）が開催されてから25周年となることを記念して、2019年11月12日から14日の期間、ケニアの首都ナイロビで、ナイロビ・サミットが開催された。ICPDはその10年後、20年後の2004年、2014年とも、同様の大きな会議は開催されなかったため、今回はそれに代わるような会議であるともいえる。ただ、国連が主催する政府間会合、というわけではなく、ケニア政府、デンマーク政府及び国連人口基金（UNFPA）の共催、という形をとり、政府のみならず、多くのNGOや関心のある個人の参加があった。135にわたるセッションが開催され、人口と開発の中でも特に、ジェンダー、女性、少女、リプロダクティブヘルスをテーマとしたものが多数を占めたが、各国政府代表のスピーチも粛々と行われ、人口ボーナスや人口高齢化に関わるセッションもあり、筆者はそれぞれにパネリストとして参加した。

開会式には、共催者であるカネム UNFPA 事務局長、メアリー・デンマーク皇太子妃殿下、ケニア ヌヤッタ・ケニア大統領の開会挨拶の後、アミーナ国連副事務総長やムセベニ・ウガンダ大統領、モハメド・ソマリア大統領など隣国の元首も歓迎の挨拶をした。9,500人とも言われた参加者が全員入るくらいの特設会場は、閉会式にも参加者で埋め尽くされ、開会式と同じ人数が閉会式に参加するような会議は珍しい、とケニア ヌヤッタ大統領が閉会の挨拶で称賛すると会場から笑いが起こった。

人口と開発に関しては、中絶や包括的な性教育、LGBT など多くの議論点があるが、今回のサミットではさすがにLGBTに関するセッションは見受けられなかったが、安全な中絶や包括的性教育に関するセッションがNGO主体に複数開催され、多くの充実した報告があった。一方で会場の外で中絶反対団体がビラを配るなど、波風が皆無であったわけではない。不妊に関するセッションもあり、体外受精に対する中・低所得国における高まるニーズとアクセスの不平等、インドなどにおける代理母問題などが議論されたのも興味深かった。

会議の内容は <http://www.nairobisummiticpd.org/> や <https://tokyo.unfpa.org/ja/icpd> に掲載されている。

(林 玲子 記)

2019年人文地理学会大会

2019年人文地理学会大会は、2019年11月16日（土）～18日（月）に関西大学千里山キャンパス（大阪府吹田市）において開催された。16日（土）に特別研究発表、17日（日）に一般研究発表（口頭発表）

表・ポスター発表)および研究部会等, 18日(月)にエクスカージョン(巡検)がそれぞれ行われた。筆者は17日(日)の一般研究発表に参加し, 人口に関連する報告を中心に聴講した。そのなかでとくに公募セッション「現代山村の存立構造」では, 人口減少が著しい山村地域における諸課題やそれらを克服しようとする地域の様々な試みが報告され, 将来の地域の持続可能性について考えさせられることが多かった。以下に, 人口に関連する主な報告タイトルを記す。

- ・西原純(静岡大学 名誉教授)「47都道府県の人口ビジョン策定の特徴とその達成可能性」
- ・豊田哲也(徳島大学)「就業者の都道府県別所得からみた地域格差と人口移動—2007~2017年就業構造基本調査の分析—」
- ・土屋純(関西大学)「阪神・淡路大震災後のコープこうべにおける供給事業の変革—人口減少, 高齢化に対応して—」
- ・西野寿章(高崎経済大学)「田園回帰期における山村の現状と地域的課題」
- ・作野広和(島根大学)「島根県邑南町における「地区別戦略」の成果と課題—山村の持続可能性を追求する—」
- ・中條暁仁(静岡大学)「過疎山村における寺院の無住化とその地域的要因」
- ・矢部直人(首都大学東京), 岡野雄気(首都大学東京・院)「訪日外国人の地方訪問に関する縦断データの分析」

(小池司朗 記)

第8回アフリカ人口学会

ナイロビ・サミットの翌週, 隣国のウガンダにて第8回アフリカ人口学会が開催された。多くのナイロビ・サミットの参加者が, そのままアフリカ人口学会に参加しており, 筆者もその一人である。会場はウガンダの首都カンパラの飛行場があるエンテベのホテルで, 2019年11月18日から22日の期間開催された。

国際人口学会やアジア人口学会と同様, 出生, 死亡, 移動, 分析手法など16分野にまたがる多くのセッションが行われ, 高齢化も一つの分野としてとりあげられていた。筆者は「サブサハラアフリカの保健・福祉分野人材—その人口面における国際比較」と題する報告を行い, また共著者として「サブサハラアフリカの女性の労働参画と人口ボーナス—アジア・ラテンアメリカからの教訓」と題する報告にも同席した。

「人口推計:方法、仮定と含意」と題するセッションでは, ウィルモス国連人口部長とオーストリア国際応用システム分析研究所(IIASA)のルッツ教授が, 自分たちが行っている世界人口推計についてその優位性を弁護する, というディベート形式で行われた。ウガンダでこのような話が聞けるとは意外であり, また興味深かった。今後は米国・シアトルのワシントン大学保健指標評価研究所(IHME)が世界人口推計を別途作成するとも伝えられており, 世界人口推計が乱立することも予想される中, 人口学会で, それぞれの違いを明らかにするような学術的な議論が行われることは重要である。

第8回アフリカ人口学会のプログラム, 報告内容等は <http://uaps2019.popconf.org/> から閲覧できる。
(林 玲子 記)

日本人口学会2019年度第1回東日本地域部会

日本人口学会2019年度第1回東日本地域部会は、2019年11月24日（日）に札幌市立大学サテライトキャンパス（北海道札幌市）において開催された。もともとは10月12日（土）に同じ場所で開催予定であったものの、台風接近により延期された。延期の効果によるものか、当日は10報告に加え約20名もの参加があり、活発な質疑応答が交わされた。テーマ的にも、地域人口を中心として、出生・死亡・人口移動・外国人人口・地方人口ビジョンおよび地方版総合戦略など多岐にわたるとともに、様々なデータを駆使した最新の研究成果が多く報告され、有意義な機会であった。以下に報告タイトルを記す。

1. 原俊彦（札幌市立大学 名誉教授）「結婚・出生タイミングの遅れと出生力低下の関係」
2. 清水昌人・小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）「2地域モデルを用いた大都市圏出生者割合の分析」
3. 小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）「近年における外国人の地域別人口動向」
4. 佐々木優二（北海道立総合研究機構）「東川町における移住起業家と移住者の転入要因に関する研究」
5. 中出章太（北海道総合政策部地域創生局地域戦略課）「北海道人口ビジョンの検証と次期北海道創生総合戦略策定の方向性について」
6. 鎌田健司・小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）・山内昌和（早稲田大学）「移動経歴が初婚行動に与える因果効果の推定」
7. 貴志匡博・小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）「国勢調査人口と住基人口の差異 一年齢、地域別の傾向一」
8. 長谷川普一（新潟市 GIS センター）「国勢調査と行政情報の統合マイクロデータについて」
9. 菅桂太（国立社会保障・人口問題研究所）・石井太（慶應義塾大学）・別府志海（国立社会保障・人口問題研究所）「日本版地域別死亡データベースの作成と今後の課題」
10. 丸山洋平（札幌市立大学）「札幌市の人口移動―道内・道外移動の男女差に着目して―」

（小池司朗 記）

世界的なセクシュアルヘルスデータのニーズに対する技術会議（京都）

2019年11月25日から27日の3日間、京都大学において世界的なセクシュアルヘルスデータのニーズに対する技術会議（Technical Consultation on Global Sexual Health Data Needs）が行われた。この会議は京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻、ロンドン大学衛生熱帯医学大学院、WHO が連携して開催したもので、東アジア各国において性行動を研究する主に公衆衛生分野の研究者が集まった。会議の参加者には事前にロンドン大学衛生熱帯医学大学院の研究チームが作成した性行動に関する指標の国際比較を行った報告書（Life Events, Sexual Partnership, Sexual Practices and Frequency, Contraception, Condom use の5つの視点から構成されている）が配布され、アンケートへの回答が求められた。会議はこの事前配布資料とアンケートの回答内容に基づいて進められた。

1日目、2日目は事前配布資料に基づいた報告と質疑応答、グループディスカッションが行われ、セクシュアルヘルスに関するデータの現状について意見交換がなされた。東アジア各国、もしくは世

界的に共通しているのは、特定の属性をもつ人口集団ではなく、一般人口を対象とした性行動調査は限られていることであり、DHS (Demographic and Health Surveys) の重要性が再確認された。

3日目は参加者が調査・研究の対象としている国・地域についての報告が行われた。筆者は出生動向基本調査の性行動に関連する調査項目の解説とこれまでの研究から得られている知見をまとめた報告（報告タイトルは“A Sexual Behavior Survey in Japan: Focusing on the National Fertility Survey”）を行った。（中村真理子 記）

韓国・社会保健衛生院 (KIHASA) 国際セミナー「東アジアにおける超低出生率の長期的傾向」(2019年12月 5-6 日)

2019年12月 5-6 日に、韓国・ソウルの大韓商工会議所にて、韓国・社会保健衛生院 (KIHASA) 主催による国際セミナー「東アジアにおける超低出生率の長期的傾向：結婚・出生行動の変容 (International Seminar on Long-Term Trends of Lowest-Low Fertility in East Asia: Transition in Marital and Fertility Behavior)」が開催された。同セミナーは、KIHASA の Yoon-Jeong Shin 研究員が中心となり、主に韓国の少子化に対する示唆を得ることを目的として、ヨーロッパと東アジアの人口研究者を招聘してここ数年開催しているものである。筆者は一昨年より縁あってこのセミナーに参加させていただいているが、一線の人口学者と数日を共に過ごし、東アジアとヨーロッパの低出生力について議論する貴重な機会となっている。今年はセミナーの副題に結婚・出生行動の変化とあるように、東アジア (日本、韓国、台湾) については、結婚と有配偶出生力に分けて、近年の出生動向についての分析結果が示された (筆者, Yoon-Jeong Shin, Y-h Alice Cheng (Academia Sinica))。また、ヨーロッパの研究者からは近年再び拡散傾向にある欧州の最新の出生動向が示され、その要因が議論された (Tomas Sobotka / VID)。フランスを事例とした質的研究からは、出生行動が「個人の選択」、「親になることへの社会的圧力」、「離・再婚による家族の複雑化」等による複雑な影響下にあることが示された (Laurent Toulemon / INED)。また、北欧諸国における近年の出生力低下に関する報告では、メディアを通じて人々に共有されるようになったネガティブな Narrative (環境問題、ポピュリズム政治等) が出生意欲に与える影響を実験的手法により検証する研究についての予備的な結果が示された (Trude Lappegård / U of Oslo)。2日目には、オランダの NIDI を中心に昨年からの実査が始まっている家族・人口調査である Generation and Gender Survey (GGS) の第二フェーズについての詳細 (Anne H. Gauthier / NIDI) やアジアにおける進捗 (Stuart Gietel-Basten / HKUST)、第1フェーズの GGS データを用いた出生意欲研究 (Zsolt Spéder / HDRI) についての報告があった。ヨーロッパと東アジアで国際比較可能な共通データをもつことは、少子高齢社会への理解を深め、政策的対応を議論していく上で重要な意義があるものと思われる。日本についても、今後どのような貢献ができるか検討していきたい。今回の招聘にあたり、KIHASA の Yoon-Jeong Shin 研究員に感謝申し上げる。（福田節也 記）

2019年度中部地域部会

2019年度中部地域部会は、2019年12月 7 日 (土)、中京大学名古屋キャンパス (名古屋市) で開催された。参加者は報告者を含めて 7 名、中部地域を基盤に調査研究が行われている先生方から多岐にわたるテーマで報告があり、有意義な議論が交わされた。

報告者と報告タイトルは下記の通りである。

なお、詳細については日本人口学会編『人口学研究』古今書院を参照のこと。

1. 丸山洋平（札幌市立大学）「福井県高浜町の人口移動と家族形成—原発関係労働者の就業移動の影響」
2. 工藤 豪（日本大学）「地方自治体の結婚支援における特徴と課題」
3. 佐々井司（国立社会保障・人口問題研究所）「外国人人口の動向と多文化共生の地域づくりに関する一考察」
4. 松田茂樹（中京大学）「アジア諸国における少子化の特徴と背景要因」

本部会では、行政担当者や大学院生を含めた若手研究者の参加も少なくない。学際的で自由な議論ができることが本部会の特徴といえよう。（佐々井 司 記）

モロッコ王国アカデミー第46回会合

2019年12月16～17日に、モロッコの首都ラバトでモロッコ王国アカデミー第46回会合が開催された。モロッコ王国アカデミーは、1980年に創設された、モハメッド6世国王の直属機関であり、モロッコにおける最高位の科学文化研究交流機関である。近年の年次会合では、世界の地域をテーマに2017年はアフリカ、2018年はラテンアメリカに関して開催されており、2019年の第46回会合はアジアをテーマとして開催された。アジアのうち、中国、インド、日本についてそれぞれセッションが行われ、「思考の水平線としてのアジア—日本における近代化の経験」と題するセッションで、筆者は日本の近代化と人口政策に関する講演を行った。

会合では、モロッコの日本研究者に加え、日本における名だたるイスラーム研究者である森本公誠東大寺長老や山内昌之東京大学教授が、日本の社会改革の先鞭をつけた例として聖武天皇、徳川家康を取り上げるなど、「近代化」というテーマにとどまらない比較文明論の展開があった。

会合の後には、モロッコの高齢者施設や保健省人口局を訪問した。モロッコの合計特殊出生率は2018年で2.38に低下し、女性の進出と共に今後さらに低下すると見込まれている。急激な出生率の低下に伴い、人口高齢化のスピードも速く、65歳以上人口割合は2018年で7%と高齢化社会に突入し、今後22年で14%になると予測されており、日本よりも早いスピードで高齢化が進行することとなる。モロッコではアジアの高齢化が進む国・地域と同様、高齢の親は家族で見るのが通例であり、地域をベースにした高齢者ケア支援のあり方が模索されている。（林 玲子 記）

オックスフォード大学シンポジウム「総務省統計局における利用可能データとリソースについて」

2020年1月9日、オックスフォード大学ナッフィールド校（Nuffield college）にて、同大学社会学部 GenTime プロジェクト、日本学術振興会ロンドンオフィス、英国経済社会研究会議（Economic and Social Research Council）の共催によるシンポジウム「総務省統計局における利用可能データとリソースについて（Introduction to Data and Resources Available at Statistics Bureau Japan）」が開催された。筆者は翌10日より同校で開催されるワークショップに参加する予定であったことから、

本シンポジウムを聴講する機会を得た。シンポジウムでは、独立行政法人統計センター前理事長・統計数理研究所所長の椿広計教授によるオンラインによる個票データ利用の紹介、同センター・白川清美博士による匿名データの紹介に続き、お茶の水女子大学・永瀬伸子教授と首都大学東京大学院生で日本学術振興会特別研究員の柳下実氏による公的統計の個票データを用いた研究事例が紹介された。オックスフォード大学内外の日本研究者を中心に50名程度の参加者があり盛況であった。当日のプログラムについては、以下 URL を参照されたい。

<https://januarysymposium.github.io/programme.html>

なお、GenTime プロジェクトでは、統計センターが提供する日本の匿名データを利用するため、社会学部研究室内にデータセンターを開設する予定とのことである。日本の公的データには海外からも高い関心が寄せられており、今後はオンラインや匿名データを利用した海外研究者らによる研究も増えていくものと思われる。(福田節也 記)

オックスフォード大学国際ワークショップ「東アジアの3世代同居世帯における生活時間とライフコース移行」

2020年1月10-11日にかけて、オックスフォード大学ナッフィールド校 (Nuffield college) にて、同大学社会学部 GenTime プロジェクト (研究代表者: Man-Yee Kan オックスフォード大学社会学部准教授) 主催による国際ワークショップ「東アジアの3世代同居世帯における生活時間とライフコース移行 (Time Use and Life Course Transitions in Multigenerational Households in East Asia)」が開催された。本研究所からは、筆者の他、同大学社会学部に研究滞在中の国際関係部・余田室長が参加した。また、テーマが日本、韓国、中国 (及び香港) を対象としたものであったことから、永瀬伸子教授 (お茶の水女子大学) による結婚後の親子同居に関する分析や社会生活基本調査の匿名データを用いた夫婦の性別役割分業についての分析 (Ekaterina Hertog and Man-Yee Kan) や高齢者介護についての分析 (Kamila Kolpashnikova and Man-Yee Kan) など日本についての報告も多く寄せられた。筆者と余田室長は以下のタイトルで報告を行った。

Setsuya Fukuda, A Decade of Change? Trends and Determinants of Domestic Chores among Japanese Fathers in 2001 and 2010

Shohei Yoda, Multigenerational Living Arrangements and Marital Fertility in Japan: A Counterfactual Approach

なお、筆者はこのワークショップの後、1週間ほどオックスフォード大学に滞在し、GenTime プロジェクトをはじめとする同大学の研究者との共同研究について打ち合わせを行った。本ワークショップでの報告とその後の研究滞在は、英国 ESRC (Economic and Social Research Council) と AHRC (Arts and Humanities Research Council) とのジョイントコールによる日英研究協力グラントによる助成を受けた。プロジェクト代表の Kan 教授に感謝申し上げる。(福田節也 記)

第24回厚生政策セミナー 「人口減少時代における地域政策の課題と今後の方向性」

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いる。本年度は24回目を迎え、2020年1月30日（木）に「人口減少時代における地域政策の課題と今後の方向性」と題して、日比谷コンベンションホール（東京都千代田区）において開催した。

セミナーは遠藤久夫所長の開会挨拶に始まり、筆者の基調講演「日本の地域別将来人口の見通し」の後、5名の有識者からの報告が行われた。前半は、松原宏（東京大学大学院総合文化研究科 教授）「地域産業政策のあり方と地域の未来」、五十嵐智嘉子（一般社団法人北海道総合研究調査会 理事長）「総合戦略策定と人口動向分析」、丸山洋平（札幌市立大学デザイン学部 准教授）「地域人口指標の客観的な解釈とは？—人口移動と居住・家族形成との関係を手掛かりにして—」の3報告、後半は、長谷川普一（新潟市都市政策部 GIS センター）「ミクロレベルの地域分析から導き出す人口減少下の土地利用政策」、瀬田史彦（東京大学工学部都市工学科 准教授）「日本が先導する人口減少局面の地域づくり」の2報告がそれぞれ得られた。続いて、鈴木透副所長をモデレーター、5名の有識者をパネリストとしてパネルディスカッションが行われた。討論では、人口減少下における地域・産業政策のあり方や個別の成功事例がどの程度の一般性を持つかなど、多岐にわたる議論が繰り広げられた。最後に、鈴木透副所長が閉会挨拶を述べて終了した。

5名の有識者からの報告はそれぞれに説得力を持つ興味深い内容であり、今後、国や地方自治体が地域政策を展開していくうえで必要な、なおかつこれまでになかった視座や知見を多く発信する貴重な機会になったと考えられる。

（小池司朗 記）

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

江崎 雄治 専修大学文学部
加藤 彰彦 明治大学政治経済学部
黒須 里美 麗澤大学外国語学部
佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員
中澤 港 神戸大学大学院保健学研究科
和田 光平 中央大学経済学部

所内編集委員

遠藤 久夫 所長
鈴木 透 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
小池 司朗 人口構造研究部長
岩澤 美帆 人口動向研究部長

編集幹事

清水 昌人 企画部室長
千年よしみ 国際関係部室長
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76巻第1号

(通巻第312号)

2020年3月25日発行

編 集 者
発 行 者

国立社会保障・人口問題研究所

東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011

日比谷国際ビル6階

電話番号：東京(03)3595-2984

F A X：東京(03)3591-4816

印 刷 者

大和綜合印刷株式会社

東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号

電話番号：東京(03)3263-5156

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

目次 第76巻第1号 (2020年3月刊)

特集Ⅰ：地域別将来人口推計

- 特集によせて……………小池司朗・ 1～ 3
- 日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数
……………小池司朗・菅桂太・鎌田健司・岩澤美帆・
石井太・山内昌和・ 4～ 19
- 日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数
……………菅桂太・小池司朗・鎌田健司・石井太・山内昌和・ 20～ 40
- 地域別将来推計人口の精度評価
一回帰モデルによる推計誤差の空間的特性の検証—
……………鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和・ 41～ 66
- 安定人口モデルと感度分析を用いた人口減少の分析
—地域間移動を考慮した理論構築への展望—……………大泉 嶺・ 67～ 79

特集Ⅱ：第8回人口移動調査の結果から（その3）

- 東京圏一極集中は継続するか？—出生地分布変化からの検証—
……………小池司朗・清水昌人・ 80～ 97
- 通婚圏と人口移動……………清水昌人・中川雅貴・小池司朗・ 98～117
- 2地域モデルを用いた大都市圏出生者割合の分析
……………清水昌人・小池司朗・118～135

資料

- 新聞記事で振り返る2019年の人口問題……………今井博之・136～138
- 道府県別、男女年齢（10歳階級）別、東京圏転入率、転出率
および転入超過率：2014～2018年
……………貴志匡博・峯島靖志・清水昌人・139～155

統計

- 全国人口の再生産に関する主要指標：2018年……………156～171
- 都道府県別標準化人口動態率：2018年……………172～177
- 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：2018年……………178～185

書評・紹介

- Hal Caswell, *Sensitivity Analysis: Matrix Methods in
Demography and Ecology* (大泉嶺) ……………186

- 研究活動報告 ……………187～195