

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)

長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来 人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究

(課題番号20AA2007)

令和2年度 総括研究報告書

研究代表者 小池 司朗

令和3(2021)年3月

目 次

令和2年度 総括研究報告書

研究代表者（小池 司朗）	9
研究分担者（林 玲子）	17
研究分担者（小島 克久）	19
研究分担者（岩澤 美帆）	23
研究分担者（千年 よしみ）	27
研究分担者（守泉 理恵）	31
研究分担者（菅 桂太）	35
研究分担者（中川 雅貴）	39
研究分担者（石井 太）	43

個別研究報告

1. 長期的人口減少と大国際人口移動時代における人口・世帯分析の深化

1 「人口動態統計市区町村別統計」における合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較 （小池 司朗）	51
2 夫婦の出生歴と居住地移動—人口動態調査出生票を用いた分析— （中川雅貴・小池司朗）	67
3 ポスト出生力転換期の先進諸国における出生力と出生意欲の動向 （守泉 理恵）	79
4 市区町村マクロデータを用いたクラスター分析と出生力に差異をもたらす文脈の特定 （岩澤美帆・鈴木貴士）	99
5 親・成人子との居住距離および集住に関する基礎的分析 （千年よしみ）	117

- 6 日本人生年コーホートからみた出生・死亡指標の変曲点について
 (林玲子・別府志海・石井太・山内昌和)…………… 131
- 7 戦後わが国における長寿化、晩婚・未婚化と就業パターンの地域差
 (菅 桂太)…………… 149
- 8 日本の人口減少下における都道府県移動系譜によるタイプ別再生産数の解
 析
 (大泉 嶺)…………… 177

2. 外国人人口の急増や新たな出生・死亡のトレンドに対応した将来人口・世帯推計モデルの開発

- 9 死亡率推計へのモデル生命表の応用について
 (石井 太・堀口 侑)…………… 187
- 10 近年における外国人の地域別人口動向
 (小池 司朗)…………… 199
- 11 市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解：補論
 (鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和)…………… 221

3. 将来推計の政策的シミュレーションへの応用に関する研究

- 12 都道府県・市区町村データでみる人口及び保健福祉サービスアクセスの分
 析—地域差を考慮した政策シミュレーションのための考察—
 (小島 克久)…………… 243
- 13 外国人受入れ拡大による社会保障財政影響シミュレーションに関する基礎
 的研究
 (石井太・小島克久・是川夕)…………… 257

資 料 編

- 1 日本人口学会第 72 回大会 報告資料 (日本における無子志向の未婚男性に
 関する分析)
 (守泉 理恵)…………… 275

2	長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究： 研究概要の流れ図	285
3	研究成果の刊行に関する一覧表	287

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））

総括研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における
将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
（令和2年度）

研究代表者 小池司朗 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

わが国では2008年頃より長期的な人口減少時代に突入しているが、近年では出生数の急速な減少とともに、将来人口の動向に対していっそう注目が集まっている。また、2019年の新規在留資格の創設に伴って外国人労働者のさらなる拡大が見込まれていることに加え、国内では、東京圏における人口一極集中の継続や地方圏における著しい人口減少及び超高齢化の顕在化など、人口に関連する問題は非常に多岐にわたっている。本研究では、新たなフェーズに入ったと考えられる国際人口移動をはじめ、出生・死亡・国内人口移動の短期的・長期的傾向を的確に把握して分析するとともに、国立社会保障・人口問題研究所（社人研）が実施する人口・世帯の将来推計の精度向上および推計手法の方法論的発展およびその応用に関する研究を行うものである。

研究期間内においては、初年度は主に文献レビュー・データ整備を、2年度は各種の動向分析や推計システムに関する基礎的研究等を、3年度は将来推計の精度改善、政策活用と全体統括を中心に研究を推進する。とくに近年、外国人の国際・国内人口移動の活発化等により、将来の人口動態の見通しがいっそう困難になっている状況のなかで人口・世帯の将来推計を行うためには、新たな環境変化を組み込んだ最先端のモデル開発が不可欠となる。諸外国においてもこうした試みは途上の段階であり、本研究では人口動態を中心とする様々な分析から得られた知見の結集によって、世界に先駆けた研究成果を提示していくことが主な目的となる。

本研究は、①長期的人口減少と大国際人口移動時代における人口・世帯分析の深化、②外国人人口の急増や新たな出生・死亡のトレンドに対応した将来人口・世帯推計モデルの開発、③将来推計の政策的シミュレーションへの応用に関する研究、の3領域に分けて進める。初年度は、①として、(1)「人口動態統計特殊報告における合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較」、(2)「日本の人口減少下における都道府県移動系譜によるタイプ別再生産数の解析」、(3)「若者の交際、性経験、結婚の関係の時代変遷：日本の場合」、②として、(4)「近年における外国人の地域別人口動向」、(5)「市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解：補論」について、研究代表者が中心となり研究協力者の協力を得ながら研究を進めたほか、各研究分担者においても研究が遂行された。

研究分担者：	
林玲子	国立社会保障・人口問題研究所副所長
小島克久	国立社会保障・人口問題研究所部長
岩澤美帆	〃
千年よしみ	国立社会保障・人口問題研究所室長
守泉理恵	〃
菅桂太	〃
中川雅貴	〃
石井太	慶應義塾大学経済学部教授

A. 研究目的

わが国では 2008 年頃より長期的な人口減少時代に突入しているが、近年では出生数の急速な減少とともに、将来人口の動向に対していっそう注目が集まっている。また、2019 年の新規在留資格の創設に伴って外国人労働者のさらなる拡大が見込まれていることに加え、国内では、東京圏における人口一極集中の継続や地方圏における著しい人口減少及び超高齢化の顕在化など、人口に関連する問題は非常に多岐にわたっている。本研究では、新たなフェーズに入ったと考えられる国際人口移動をはじめ、出生・死亡・国内人口移動の短期的・長期的傾向を的確に把握して分析するとともに、国立社会保障・人口問題研究所（社人研）が実施する人口・世帯の将来推計の精度向上および推計手法の方法論的発展およびその応用に関する研究を行うものである。

社人研では、これまで厚生労働科学研究費事業の枠組みで将来推計の先端的な手法や理論を科学的に開発するための研究を行ってきており、先行研究「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究」において、最先端技術を応用した人口減少期における総合的な人口・世帯

の動向分析、地域・世帯に関する推計に重点を置いた次世代将来推計モデルに関する基礎的研究、将来推計を活用した政策的シミュレーションに関する研究を推進してきた。この先行研究では、人口・世帯の将来推計の精度向上に資する様々な人口学的研究成果が得られたところであるが、本研究はこれらの成果を深化させるとともに、外国人労働者の受け入れ等の最新の動きを織り込みながら、新時代の人口動態を包括的にとらえる枠組み作りを進め、具体的な推計に活用していく。

研究期間内においては、初年度は主に文献レビュー・データ整備を、2年度は各種の動向分析や推計システムに関する基礎的研究等を、3年度は将来推計の精度改善、政策活用と全体統括を中心に研究を推進する。とくに近年、外国人の国際・国内人口移動の活発化等により、将来の人口動態の見通しがいっそう困難になっている状況のなかで人口・世帯の将来推計を行うためには、新たな環境変化を組み込んだ最先端のモデル開発が不可欠となる。諸外国においてもこうした試みは途上の段階であり、本研究では人口動態を中心とする様々な分析から得られた知見の結集によって、世界に先駆けた研究成果を提示していくことが主な目的となる。

B. 研究方法

研究は以下の①～③の3領域に分けて進める。

① 長期的人口減少と大国際人口移動時代における人口・世帯分析の深化

先進諸国等における最新の出生・死亡研究、全国・地域別の出生・死亡・移動とその人口学的メカニズム、離家・結婚・同棲・離婚等の世帯形成・解体行動、外国人人口の分布と移動、移動と世代間関係に関する

研究動向や最先端技術のレビュー，データベース整備および基礎的分析を行う。

具体的には，出生・死亡に関する研究として，子育て環境と出生力の関係分析，先進諸国および日本の出生と出生意欲の動向に関する研究，日本の死亡の地域格差に関する研究，出生・死亡指標の変曲点をもたらす要因に関する分析，外国人人口を含む移動に関連する研究として，出生と人口移動との関連に関する分析，外国人の分布・移動と地域人口変動の関連に関する総合的研究，世帯形成・解体行動に関する研究として，高齢者の世帯状態と健康・要介護状態との関係の分析，離死別者の世帯構成の特性および変化に関する分析，等を行う。

② 外国人人口の急増や新たな出生・死亡のトレンドに対応した将来人口・世帯推計モデルの開発

近年における国際人口移動の活発化や外国人人口の急増，出生数の急減等の新たな人口動態の傾向を受け，それらに対応し次期推計にも実装可能な将来人口・世帯推計モデルの開発を行う。

具体的には，全国推計に関連した研究として，近年の日本の死亡動向の特性分析とこれに対応するモデル開発，出生推計モデルの精緻化，地域推計に関連した研究として，市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解，動態数の推計が可能な地域推計モデルの開発，国際人口移動の増加に対応した地域推計モデルの改良，市区町村別にみた将来の年齢別出生率の推計方法の検討，世帯推計に関連する研究として，新たな視点に基づく世帯主率法による仮定設定，各推計間の関連に関する研究として，全国推計と地域推計の整合性を高めたモデルの開発，地域推計と世帯推計の整合性を高めたモデルの開発，等を行う。

③ 将来推計の政策的シミュレーションへの応用に関する研究

将来推計のシミュレーション応用について，日本人・外国人の国際人口移動に関する政策変化と将来の人口規模・構造への影響，国際人口移動施策の違いが人口動態と将来人口に及ぼす影響の方法論を研究するとともに，外国からの介護人材確保と社会保障制度との関係についての基礎的な分析，外国からの介護人材確保と社会保障制度への影響と課題に関する分析と政策シミュレーションのシナリオ設定に関する検討を行う。

具体的には，今後の外国人受入れ拡大に対応した社会保障シミュレーション，人口・世帯動向の地域差を配慮した高齢者福祉サービス提供体制などの分析，高齢者の家族介護の動向分析，出生・死亡指標の変曲点をもたらす政策効果の分析とシミュレーション，地域別将来推計人口・世帯数に基づく各種属性別人口・世帯数の推計と政策への応用，等を行う。

なお，研究全般にわたり，社人研や研究者個人が属する国際的研究ネットワークを最大限に活用し，諸外国や国際機関などと緊密な国際的連携を図って研究を進める。また，研究所が有する人口・世帯の将来推計に関する研究蓄積を方法論やモデル構築研究に活かすとともに，所内外の関連分野の複数の研究者に研究協力者として参加を要請し，総合的に研究を推進する。具体的には，社人研からは，国際関係部是川夕部長，情報調査分析部別府志海室長，人口構造研究部鎌田健司室長・小山泰代室長・大泉嶺主任研究官，人口動向研究部余田翔平室長・中村真理子研究員，所外からは，鈴木透（韓国ソウル大学保健大学院客員教授），山内昌和（早稲田大学教育・総合科学学術院准教授），鈴木貴士（筑波大学大学院），

松村一志（日本学術振興会 特別研究員 PD / 日本女子大学人間社会学部 学術研究員）の各氏に研究協力者を依頼し、研究協力を得た。

本研究にあたっては、統計法 32 条に基づき、人口動態統計、及び出生動向基本調査の個票情報の提供を受けている。

C. 研究成果

(1) 人口規模の小さい自治体を対象として実績値とベイズ推定値の比較を行った。その結果、全体の 6 割以上において実績値が高い方に偏っており、ベイズ推定により市町村の出生率（実績値）より低い都道府県の出生率（実績値）に引き寄せられる傾向が強いことなどが明らかとなった。

(2) 本研究は、2015 年の国勢調査などの政府統計を利用し、タイプ別再生産数の算出を試みた。移動の効果が入る事により純再生産率よりも低い値になる。東京では 0.34、沖縄県では 0.63 と地域差が大きい事が分かった。

(3) 本研究の目的は、日本における若者の性経験の時代変遷を定量的に把握し、交際、結婚との関係を考察することである。具体的には日本の性行動を研究対象とした文献のレビューを行い、その結果を踏まえて出生動向基本調査の個票データの集計・分析に取り組んだ。

(4) 近年増加が著しい外国人人口に着目し、主に人口分布変化の観点からジニ係数を用いた分析を行い、個別事例についても触れた。その結果、外国人の人口分布変化のパターンは都道府県別にみても市区町村別にみても日本人のそれとは大きく異なっていた。

(5) 地域推計（平成 30 年推計）で用いられている将来の仮定値の分布を示し、出生率は地域差を伴いながら概ね一定の推移を示し、生残率は改善、純移動率は大都市圏（と

くに東京圏）への集中傾向が仮定されていることを明らかにした。また、各要因の人口規模別分布ならびに地理的分布を示した。

研究代表者は単独で(1)および(4)、鎌田ほかとの共同で(5)をそれぞれ担当し、(2)は大泉、(3)は中村が担当した。なお、その他の研究分担者（林、小島、岩澤、千年、守泉、菅、中川、石井）の研究成果については各分担研究報告書を参照のこと。

D. 考察

(1) 平成 15～19 年以降のベイズ推定では「より広い地域」として都道府県が採用されているため、市区町村別の出生率（ベイズ推定値）は都道府県の出生率（実績値）に近づくことになるが、農村的で人口規模の小さい市町村では概して都道府県の出生率より高い傾向があるために、ベイズ推定値よりも実績値の方が高くなりがちとなる。また、都道府県の出生率は人口規模の大きい域内の都市的な地域の出生率に近くなるために、人口規模の小さい市町村では実績値とベイズ推定値の差が広がりやすい。また、農村的な性格が強い地域でも、地域固有の事情等によって実績値が低い方に偏る市町村も少なくない。したがって、現行のベイズ推定法には、検討の余地が大きいといえるのではないかと考えられる。

(2) タイプ別再生産数は純再生産率と同様の指標であるが、人口学において活用されている例は少ない。これはある地域出身の女性がその地域に最初に現れる子孫の期待値を表している。この値が高いという事は単に出生率と生存率が高いという意味だけで無く、その地域に留まるかあるいは世代を超えて再帰する確率が高い事を意味している。この値が最も高いのが沖縄であり、最も低いものが東京となる。東京は総再生産率が 0.55 であり、対する沖縄は 0.92 で

ある。よって東京出身者では女性一人が産む女兒 0.55 人のうち再び東京出身者の子孫を持つ女性は 0.34 人であり、それ以外は別の地域に移住して出産するか、そあるいは子供を持たないということになる。沖縄も同様である。比（タイプ別再生産数/総再生産率）で考えると東京約 0.62，沖縄が約 0.68 と沖縄県の方が、再帰性が高い。つまり、東京との方が地域に定着しにくく、沖縄県の方が地元に残るか戻る傾向が強い事が分かる。

(3) 文献のレビューから明らかになったのは、男女で「性交経験がある」ということが示す意味が異なっているということであった。女性では「性交経験がある」ということは「性交渉を伴うカップル形成の経験がある」ということを意味するが、男性ではそれ以外に「お金を払った相手との性交渉の経験がある」という場合がある。さらに 1930 年代から 1960 年代出生コーホートの男女を対象に世代間比較を行うと、女性ではかつては初交の相手が「配偶者」「婚約者」である割合が高かったのに対し、近年の出生コーホートでは「恋人」の割合が高まっていた。男性の場合も同様の傾向がみられるが、「お金を払った相手」の割合がわずかに低下している可能性も示唆された。文献レビューの結果を踏まえ、探索的に出生動向基本調査の個票データの集計・分析を行った。その結果、2000 年代後半に生じた性交経験がある未婚者の割合の低下は、人口構造的な変化だけでは説明できないことが確認された。

(4) 一般に個別地域で観察された直近の人口動態を将来に反映させるという投影の観点からの推計は適切ではなく、外国人人口に関してすべての市区町村別において男女年齢別の移動仮定を設定することは非現実的といえよう。それに代わる推計方法としては、全国で推計されている外国人人口を

都道府県別、市区町村別に配分する方法が考えられる。配分にあたっては、たとえば全国や都道府県単位で観察された全域的な傾向を、都道府県や都道府県内市区町村に適用する手法があり得る。

(5) 将来の人口増加率への寄与は、年齢構造要因と移動要因の影響が大きく、過去の長期的な少子化や平均寿命の伸長の影響を受けた人口構造は人口動態率の変化がなくても人口は減少する方向へ作用している。加えて、大都市圏への特に若者世代の人口移動は、地域人口の将来の人口増加率の地域差に大きな影響を及ぼしている。若者世代の人口割合の多い大都市圏では低出生率であることによって（多くは未婚者の大都市圏への集中・晩婚化によって説明されるものであるが）、大都市圏での出生要因による人口増加率への正の寄与度は観察されず、移動要因の正の寄与度によって、辛うじて人口増加率のマイナスを緩和しているに過ぎない。当たり前であるが、出生率を向上させることによる人口増加率への正の寄与は大都市圏ほど効果が高い。また、純移動率を半減させることは、非大都市圏ほど人口増加率が高くなることが明らかとなり、出生率の上昇と大都市圏への移動傾向を変化させることによって、非大都市圏での人口増加が期待できる。

研究代表者は単独で(1)および(4)、鎌田ほかとの共同で(5)をそれぞれ担当し、(2)は大泉、(3)は中村が担当した。なお、その他の研究分担者（林、小島、岩澤、千年、守泉、菅、中川、石井）の考察については各分担研究報告書を参照のこと。

E. 結論

(1) 仮にベイズ推定の枠組みを維持するのであれば、「より広い地域」を平成 10～14 年統計以前において採用されていた二次医

療圏に戻ることがひとつの可能性としてあり得るだろう。その他の推定法としては、過去に観察された実績値とベイズ推定値の乖離の情報を反映させる手法や、ベイズ推定法に依拠しない別の手法も考えられる。合計出生率の水準にはそれぞれの市町村における固有の事情が影響している場合も多いことから、当該市町村のみのデータを活用して推定する手法も一考の価値があると思われる。その場合は5年間ではなく、より長期の人口と出生数のデータから当該市町村の出生率のトレンドを分析し、年齢別出生率および合計出生率を推定するような手法があり得るだろう。

(2) タイプ別再生産数でみると、出生に関する人口移動の影響がより明確に分かる。人口置換水準に相当するタイプ別再生産数の値は1であり、このときは全ての都道府県が1となる。人口が増加している場合は全ての都道府県で1を上回る性質がある。これは一見奇異に見えるかもしれないが、純再生産率が1を下回る都道府県が含まれたとしても移住により出生率の高い地域を介して数世代後の子孫が増える為このような事が起こる。沖縄の総生産率は0.92と乳児死亡率等を無視したとしても高いが、タイプ別再生産数では0.63と程30%下がる。これは人口移動による出生率の喪失と言えるだろう。つまり特定の地域のみ出生率が高くてもそれが人口減少を食い止めるに至らない一つの理由である。これは人口置換水準を超える地域があったとしてもそれが少数の地域であれば少子化が進行する事を示唆している。より、詳細な人口減少の分析を行うためには、出生・死亡・移動の三つを同時に包含したタイプ別再生産数のようなモデル指標の研究が今後とも重要になっていくであろう。

(3) 20世紀の日本社会では、「配偶者」もしくは「婚約者」を相手として初交が行われ

る割合が高かった。しかし徐々にその割合は低下し、「恋人」「友人」が占める割合が上昇してきた。この傾向は男女で共通していることから、時代とともに初交と結婚との関係が弱くなってきたと考えられる。さらに2000年代には、若者の性交経験率の低下がわずかに観察されている。また、性交経験がなく、異性の交際相手がおらず、異性との交際希望がない者の割合が20代前半の15%程度を占めていることから、若者が異性との交際に対してもそれほど積極的ではない実態が確認された。

(4) 現時点では、外国人人口の適切な推計手法に関する情報がまだ不十分であることも事実であるが、2020年国勢調査を基準とする次期推計では、直近期間となる2015～2020年において「住民基本台帳人口」により市区町村別外国人人口の変化が1年ごとに捉えられるようになるなど、将来的に日本人・外国人別の推計を視野に入れた分析のための素材も着実に整備されてきている。新型コロナウイルス(COVID-19)の感染拡大以降、国際人口移動がほぼシャットアウトされた状態となり、急速に増加してきた外国人人口も停滞するなど大きな変化がみられるが、このような激変下における地域別外国人人口の動きについても精査することにより、適切な外国人人口の推計手法につながる知見が得られるとも考えられる。とくに地域推計にとっては、今後も様々な角度から外国人人口に関する分析を継続させていくことが必要不可欠といえよう。

(5) 大都市圏ほど出生率上昇の将来の人口増加率への正の寄与が高い、大都市圏への集中という移動傾向が変化することの将来の人口移動率の正の寄与は非大都市圏ほど高く、両者の効果が合わさることによって日本全体の将来の人口増加率にプラスの効果があるという結果は、どのような方法に

よってそれを実現するかということとは別として、現在の地方創生の目指す方向性に棹さず結果といっても過言ではない。今回の分析は、低出生率の実態、移動状況の実態を考慮せずにシミュレーションとして仮定値を置いたものに過ぎないが、今後は実際の行動を想定した上での、シナリオ型のシミュレーションを行うことを検討してみたい。新型コロナウイルス感染症の影響により出生、死亡、移動に対するインパクトがどの程度あるのかについても検討する必要がある、今後も分析を深化させていきたい。

研究代表者は単独で(1)および(4)、鎌田ほかとの共同で(5)をそれぞれ担当し、(2)は大泉、(3)は中村が担当した。なお、その他の研究分担者(林、小島、岩澤、千年、守泉、菅、中川、石井)の結論については各分担研究報告書を参照のこと。

F. 健康危険情報
なし

G. 研究発表

※本事業の成果並びに成果に寄与した本プロジェクトメンバーの業績を記す。ただし、研究分担者の研究発表については、各分担研究報告書を参照のこと。

1. 論文発表

- ・鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和「都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 2 号, pp.240-264. (2020.6)
- ・小池司朗・小山泰代「市区町村別世帯数の将来推計の試みー静岡県市区町を対象として」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 3 号, pp.327-339. (2020.9)
- ・小山泰代「平均世帯人員の減少要因の検討」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 3 号,

pp.293-310. (2020.9)

- ・小池司朗「過去の国勢調査における地域人口統計の利活用可能性」、『Estrela』, 第 318 号, pp.2-7. (2020.9)
- ・鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和「市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 4 号, pp.488-509. (2020.12)
- ・小池司朗「日本の労働力人口の将来推計と今後の課題」、『運輸と経済』, 第 80 巻, 第 12 号, pp.12-19. (2020.12)
- ・小池司朗・貴志匡博「国勢調査と住民基本台帳から得られる人口移動傾向の差異の検討」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 4 号, pp.533-550. (2020.12)
- ・KAMATA K., KOIKE S., SUGA K. and YAMAUCHI M. (2021) “Demographic Components of Future Population Growth Rates by Prefectures in Japan: Supplementary Materials”, Working Paper Series (E), No.32. (2021.3)

2. 学会発表

- ・大泉嶺 “Analysis and Theory Construction of Society with a Declining Population Using General Leslie Matrix Models” 2020 年日本数理生物学会年会, 名古屋大学 (2020.9.20-22)
- ・鎌田健司, 小池司朗, 菅桂太, 山内昌和 (2020) 「市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解と地理的分布」第 29 回地理情報システム学会研究発表大会, オンライン開催(2020.10.24-25)
- ・小池司朗「地域人口分析における国勢調査データの活用例」日本人口学会第 72 回大会, オンライン開催 (2020.11.14)
- ・大泉嶺「日本の人口減少の数学的構造～地域間移動と出生力差が示す人口動態への定量的影響～」(企画者) 日本人口学会

第 7 2 回大会，オンライン開催
(2020.11.15)

- ・鎌田健司，小池司朗，菅桂太，山内昌和
(2020)「市区町村別にみた将来の人口
増加率の要因分解」日本人口学会第 72
回大会，オンライン開催 (2020.11.15)

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における

将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究

「日本人生年コホートからみた出生・死亡指標の変曲点について」

研究分担者 林玲子 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

毎年の出生数から、生年別死亡数を差し引くことで日本人生年コホートデータを作成し、一時点の横断的な人口データである国勢調査と比較した。国勢調査との差は、戦前生まれ人口については1944～1946年の年齢別死亡数がないことにより差が大きいが、戦後生まれについてもある程度の差が認められる。おおむね国勢調査の方が少なく、海外在留邦人や国勢調査の調査漏れなどが原因と考えられる。しかしながら、1947～1958年生まれ人口は、生年コホートよりも国勢調査の方が多くなっており、国籍異動を踏まえたうえで差を分析する必要がある。

1918～1920年のスペインインフルエンザ、1957年のアジアかぜ流行時に、出生数の減少の後に増加が認められた。これは、失われた妊娠・出産機会の取り戻しとも考えられる。また1920年の出生増加により、2020年の百寿者数は大きく増大した。

分析の詳細は本報告書論文「日本人生年コホートからみた出生・死亡指標の変曲点について」を参照のこと。

A. 研究目的

新型コロナウイルス感染症により、人口動向も想定できない影響を受けているが、過去においても同様に、想定外の人口変動が多くあった。これらの過去の出生・死亡数の変動は、人口構造として人生100年時代の現在人口に内在されている。本研究では、戸籍法施行の1872年から現在までの日本人の出生数から生年別死亡数を差し引くことで得られる日本人生年コホート人口データを作成し、国勢調査をはじめとした横断的な人口データと比較し、想定外の人口変動について比較分析することを目的とする。

B. 研究方法

戸籍局統計、衛生局統計、人口動態統計、琉球政府人口動態統計を原資料とする、出生数、生年別死亡数データを整備し、生年コホート人口を作成した。現時点では、国外の出生・死亡数、死亡数の届出遅れ、国籍異動が算入されていない。

C. 研究成果

2015年の生年コホート人口と国勢調査日本人口を比較すると、全年齢では前者の方が618万人多い。これは1944～1946年の死亡数が生年コホート人口に適用されていないことが第一の理由である。その影響を受けない戦後生まれの生年コホートでは、おおむね国勢調査の方が少ないが、1947～1958年の生年コホートでは、国勢調査の方

が多くなっている。

人口動態統計を月別にみることで、1918～1920年のスペインインフルエンザ、1957年のアジアかぜをはじめとしたインフルエンザ流行時に出生数の凹みがあり、その9か月後に出生数が増加している。この動向は、生年コホート人口でも確認できた。また、スペインインフルエンザ流行時の出生数の増加が、2020年の百寿者の増加をもたらした。

D. 結果の考察

1947～1958年の生年コホート人口が国勢調査人口よりも多いことは、国籍異動の影響が考えられる。戦前戦後を通じた国外での出生、戦後の引き揚げ、国籍異動が、現在の中高年の人口を形作っており、より詳細な分析が求められる。また1944～1946年の年齢別死亡数は公表されていないが、その前後の各歳別人口を比較することにより逆に年齢別死亡数を推計することが可能かもしれないが、その際にも、この時期の国外の出生・死亡、国際移動、国籍異動を考慮することが必須である。

人口の算定には、年、年度、国勢調査が実施される10月1日を基準にした年と、複数の年の定義が用いられるが、出生、死亡は月別の変動が大きく、人口を算定する際に、この定義の違いにより異なった人口動向を示すことがあるため、定義を統一することが重要である。

E. 結論

毎年の出生数から生年別の死亡数を差し引くことで、生年コホート人口を算出した。今後は国外での出生・死亡、国籍異動等も組み入れ、さらに精緻化を図ることにより、人口データの一資料として整備する予定である。国勢調査や住民基本台帳人口と合わせ、想定外の人口変動について多角的な分

析を可能にするだろう。

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的

発展と応用に関する研究：

「都道府県・市区町村データでみる人口及び保健医療サービスアクセスの分析－地域差を考慮した政策シミュレーションのための考察－」

研究分担者 小島克久 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

わが国では人口減少、少子高齢化の進展など、人口を巡る動きがこれまでとは異なる社会に入っている。そのような中、高齢化の対応として、年金制度の充実の一方で、保健福祉サービス体制の充実も必要である。年金制度は全国共通の制度で運営するため、政策シミュレーションも全国的なモデルでの分析となる。しかし、保健福祉サービスは、地域住民に直接提供されるものであるため、住民個人のニーズはもとより、住民を取り巻く地域環境にも配慮したものである必要がある。そのため、政策シミュレーションにも、人口や保健福祉サービス提供の地域差の典型的なパターンを抽出した上で、いくつかのモデルを作る必要がある。こうした地域差を考慮した政策シミュレーションには、人口や保健福祉サービス提供の地域差の現状を把握する必要がある。

このような問題意識のもと、都道府県及び市区町村別に公開データが利用できる政府統計を用いて、人口や保健福祉サービス提供の地域差の現状把握の分析を行った。その結果、人口及び保健福祉アクセスに地域差がある。特に都道府県より市区町村で見た場合の地域差が大きい。このことは保健福祉分野での政策シミュレーションを行う場合、全国を単位としたものに加え、地域差を考慮したシナリオを設定する必要があることを意味することを明らかにした。

A. 研究目的

わが国では人口減少、少子高齢化の進展など、人口を巡る動きがこれまでとは異なる社会に入っている。そのような中、高齢化の対応として、年金制度の充実の一方で、保健福祉サービス体制の充実も必要である。年金制度は全国共通の制度で運営するため、政策シミュレーションも全国的なモデルでの分析となる。しかし、保健福祉サービスは、地域住民に直接提供されるものであるため、住民個人のニーズはもとより、住民

を取り巻く地域環境にも配慮したものである必要がある。全国の市区町村ごとに政策シミュレーションを行うことが考えられるが、これは時間などの考えると現実的ではない。むしろ、政策シミュレーションにも、人口や保健福祉サービス提供の地域差の典型的なパターンを抽出した上で、複数のモデルを作る方が現実的であろう。こうした地域差を考慮した政策シミュレーションには、人口や保健福祉サービス提供の地域差の現状を把握する必要がある。このよ

うな問題意識のもと、都道府県及び市区町村別に公開データが利用できる政府統計を用いて、人口や保健福祉サービス提供の地域差の現状把握の分析を行った。

B. 研究方法

本研究では、人口及び保健利用サービス提供の地域差の把握を目的とする。そこで、これらの地域別にみた状況にどの程度ばらつきが見られるかを明確にすることを基本とする。地域の単位として、都道府県、市区町村とした。

使用データは政府統計の公表データのみを用いた。具体的には、人口と世帯については総務省統計局『国勢調査』を用いた。地域差の現状分析なので、最も新しい結果が利用できる2015年調査の結果のうち、都道府県・市区町村の人口、年齢階級別人口、家族類型別一般世帯数、外国人人口、5年前の居住地別の人口の集計表を用いた分析を行った。保健福祉サービス提供の現状把握のため、人々の保健福祉サービスへのアクセス状況としての住環境の統計表がある、総務省統計局『住宅土地統計調査』（2018年）を用いた。住環境の統計表から、最寄りの老人デイサービスセンター、保育所、医療機関、交通機関、避難所などの距離別に見た世帯分布の統計を用いた。これらに対応する都道府県、市区町村人口密度（2015年国勢調査より）、持家率との関係を見る形で、これらの指標でみた地域差の把握を試みた。

（倫理上の配慮）

本研究では、公表されている政府統計の集計表のみを用いた分析であるので、調査や統計法に基づく調査票情報の利用などは行わなかった。そのため、倫理上の問題は発生しなかった。

C. 研究成果

わが国は、人口及び保健福祉アクセスに地域差がある。特に都道府県より市区町村で見た場合の地域差が大きい。このことは保健福祉分野での政策シミュレーションを行う場合、全国を単位としたものに加え、地域差を考慮したシナリオを設定する必要があることを意味する。

人口について言えば、人口増加が維持されている大都市圏でも人口が減少している市区町村がある。その一方で、人口減少地域でも人口増加を維持できている市区町村がある。高齢化が進んでいる地域でも、高齢化率が低い市区町村が存在し、高齢化が相対的に進んでいない大都市圏でも高齢化率がすでに高くなっている市区町村が存在する。

保健福祉サービスへのアクセスでは、人口密度が高い都市的な市区町村ほど、老人デイサービスセンター、保育所、医療機関へのアクセスが良い世帯割合が高い。老人デイサービスセンターへのアクセスが良い世帯割合が高い市区町村ほど、保育所や医療機関へのアクセスが良い世帯割合が高い。人口密度が低い市区町村でも、こうしは保健福祉サービスへのアクセスが良い地域もある。

D. 結果の考察

これより、保健医療サービスに関する政策シミュレーションに地域差を加味させる場合、人口については、大都市圏と非大都市圏で、人口が減少または増加維持、高齢化率が高いまたは低いというシナリオ設定が可能である。また、保健福祉サービスのアクセスのシナリオとして、①都市的で、保健福祉サービスへのアクセスが良い地域、②都市的でなく、保健福祉サービスのアクセスが良くない地域、③都市的ではないが、保健福祉サービスへのアクセスが良い地域、が設定できよう。このほかに、世帯構造、

転居の程度、外国人人口の割合をシナリオに加味することができることを明らかにした。

E. 結論

このように、保健福祉サービスに関する政策シミュレーションのシナリオ設定には、ある程度パターン化させることが可能である。これを現実的なものにするには、市区町村別などの地域差の傾向を検討することが必要であろう。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における

将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究：

「市区町村マクロデータを用いたクラスター分析と出生力に差異をもたらす文脈の特定」

研究分担者 岩澤美帆 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

出生行動は個人や夫婦の属性だけでなく、個人や夫婦を取り巻く社会経済システムや人口構造などのマクロ環境にも規定される。本研究は研究協力者である鈴木貴士氏の協力を得て、市区町村マクロデータを用いて地域の人口レジームおよび子育て環境の類型化を試み、当該地域の出生力との関係性を評価した。市区町村の出生力指標に関しては人口動態統計および国勢調査の人口・配偶関係構造のデータを用いて推計し、人口レジーム、子育て環境については、国勢調査や各種行政オープンデータを加工した指標を用いた。人口レジームについては、人口密度や高齢化指標、人口流入に加え、ジェンダー公平状況を示す女性の労働力参加率、親族の結びつきを示す家族システムの側面を評価する。子育て環境については、今日の子育て支援策が、経済的支援、育児休業などの両立支援、保育サービスの提供を中心に拡充していることから、経済状況、働き方に関する状況、保育サービスの状況に着目した。出生力指標については、間接標準化法により求めた市区町村別の合計出生率に加え、地域の相対結婚力指数、相対夫婦出生力指標を用いた。

政策効果についてはコンテキストの役割に着目したい。そのためには、同質の人口レジーム、子育て環境をクラスター分析によって類型化することを試みる。最後に人口レジーム・子育て環境類型と出生力指標との関係を議論した。女性の労働力率が高いこと自体は夫婦出生とマイナスの関係を示していたが、男女のバランス良い労働時間、育児休業の普及、保育園の利用が、それを緩和している状況が示唆された。出生数へのインパクトとしては、性別分業特性のある人口の多い大都市近郊などでの今後の社会変化が重要であるとみられた。

以上の結果により、夫婦の出生力に影響を与える人口・子育て環境に関する文脈が特定され、それぞれの文脈において夫婦の出生行動にとって何が重要なかが異なることが確認できた。

A. 研究目的

本研究の目的は、どのような社会経済文化状況や子育て環境が出生力の高さ／低さに関係するのかを探索することである。出

生力、出生行動に影響する要因については、ミクロデータを用いて因果を特定するアプローチがあるが、本研究では生活を取り巻く環境という文脈に着目したい。文脈の違

いによって出生力はどのように異なるのか、そして、出生力に影響する要因は文脈によって異なるのか、という二つの問いをたてる。子育て環境というと、通常は国際比較、国内の都道府県や地域ブロック比較、市区町村の比較など行政境界別に比較をすることが多い。しかし本研究では各市区町村の人口環境変数と子育てに関わる社会経済変数といった共変量をクラスター分析によって分類し、人口環境・子育て環境の同質性がある程度高いクラスターごとに夫婦出生力を示す指標の平均値を比較したり、同質性があるクラスター内の夫婦出生力の分散がどのような条件によって異なるのかを明らかにしたい。これにより、子育て環境が近い市区町村がどこなのか、そしてどのような子育て環境が高い／低い出生力を示すのかがわかり、そうした同質の文脈において、夫婦出生力の違いをもたらす社会経済文化条件が何かがわかるはずである。

B. 研究方法

本研究は、前半でクラスター分析による市区町村の分類を行い、後半で、全国およびクラスターごとにアウトカムである相対夫婦出生力を従属変数とした重回帰分析を行い、係数から各共変量との関係を確認する。

クラスター分析は、今回用いる主に 2015 年の変数に欠損のない市区町村(1,843)を用い、非階層型クラスター分析である k 平均法により行う。クラスター分析に用いる共変量は、国勢調査や行政統計を中心に 15 の変数を用いる。地域コンテキストに関連するものとして、今回は人口特性や男女のあり方、各システムにかかわるものと、子育て負担の経済面、時間面、サービス面に関わる変数を選んだ。

アウトカムである夫婦出生力は、まず、都道府県の年齢別出生率に基づく間接標準

化によって市区町村の合計出生率をもとめ、再生産年齢の有配偶率で統制した上での残差を利用して、相対的夫婦出生力指標を求めた。全国の市区町村および分類されたクラスターごとに夫婦出生力をアウトカムとした、人口・子育て環境に関する変数を説明変数とした重回帰分析を行った。

C. 研究成果

1,843 の市区町村を 9 つのクラスターに分類した。クラスター1は「北海道・格差」クラスターとした。クラスター2は南東北で保育所利用が少なく、待機児童があり、三世帯同居割合が高い。「保育社会化未整備」クラスターとした。クラスター3は日本海側、東北地方に多く、女性労働力率が高く、三世帯同居、保育所利用がともに高い。「農業・保育資源」クラスターとした。クラスター4は日本海側、西南地域でフルタイム共働きで育児休業や保育所利用をしている。男女とも労働時間が中腹にある。「共働き・WLB」クラスターとした。クラスター5は人口密度が高く人口流入が多い区部である。女性は高学歴で所得が高い。女性の労働力率は高くなく、育休利用は多い。「区部」クラスターとした。クラスター6は比較的全国に分布するが、男女とも労働時間が長くなく、所得は高くはないが、生活保護率は低い。「スローライフ」クラスターとした。クラスター7は区部クラスターの近郊にあり、専業主婦、女性の家計補助的就労が多い。育児休業は多いが待機児童は多い。家事・子育てに専念するかフルタイム雇用かの極端な選択肢が存在する地域といえる。「市部主婦・キャリア」クラスターとした。クラスター8は市部の近郊に多く、性別分業地域といえる。「市部近郊」クラスターとした。クラスター9は西日本に多く、人口密度が低く高齢化が進んでいる。女性の労働力率は高いが、三世帯同居

は少なく、保育所の利用が高い。「西日本過疎」クラスターとした。

D. 結果の考察

夫婦出生力が高い順からクラスターを並べると、4 共働き・WLB、9 西日本過疎、6 スローライフ、3 農業・保育資源、2 保育社会化未整備、8 市部近郊、7 市部主婦・キャリア、1 北海道・格差、5 区部の順であった。ちなみに、6 スローライフクラスターは、合計出生率で比較すると6番目であるが、夫婦出生力では3番目になる。結婚力が低いことが合計出生率を低くとどめていることがわかる。一方、3 農業・保育資源、2 保育社会化未整備、8 市部近郊の地域は合計出生率が比較的高いが、これは結婚力が相対的に高いことに起因していると解釈できる。

全国レベルでの社会経済マクロ変数と夫婦出生力の関係が、同質な社会経済状況を有する各クラスターに限定すると異なる場合があった。人口密度は一般的には密度が高いと出生力は低い。しかし9の過疎地域や6の労働時間が短い地域では、むしろ人口密度が高いほうが出生力が高い。つまり、密度が低すぎるものが子育てにはマイナスに作用することを示唆する。女性の就業者にしめる家事のかたわらに仕事をする人の割合は、8 市部近郊や5 区部では、家事と両立する仕事をする人が多い地域で出生力が高い。三世帯世帯の割合は全国では出生と負の関係であるが、5 区部というローカルでは正の関係を示した。

E. 結論

本研究では、人口レジームおよび子育て環境に関連する15の社会経済マクロ指標を用いて、全国の市区町村を9つのクラスターに分類し、それを用いて同質な文脈の比較、統制を試みた。また、現在地方自治

体で展開されている子育て支援策は結婚した夫婦を対象としているものが多い。その場合、地域の出生力指標は、結婚の多寡による影響を除去した夫婦出生力で評価することが望ましい。そこでアウトカムについては、女性全体の指標である合計出生率ではなく、女性の有配偶率で統制した、地域の結婚力とは独立の夫婦出生力の指標（相対夫婦出生力指数）を用いた。

マクロデータが揃う1,843の自治体を9つにわけたクラスターは、その空間的分布と各変数の平均水準から1「北海道・格差」（自治体数224）、2「保育社会化未整備」（同91）、3「農業・保育資源」（同172）、4「共働き・WLB」（同248）、5「区部」（同58）、6「スローライフ」（同256）、7「市部主婦・キャリア」（同311）、8「市部近郊」（同309）、9「西日本過疎」（同174）と特徴付けられた。

夫婦出生力は、4「共働き・WLB」9「西日本過疎」6「スローライフ」3「農業・保育資源」で高く、7「市部主婦・キャリア」1「北海道・格差」5「区部」で低かった。ちなみに結婚力は2「保育社会化未整備」4「共働き・WLB」8「市部近郊」で高く、6「スローライフ」5「区部」で低かった。なお、出生数へのインパクトという意味では、人口が多く含まれる7「市部主婦・キャリア」（自治体数311）、8「市部近郊」（同309）の社会変化の動向が鍵となる。

社会経済変数と夫婦出生力の関係は、全国でもクラスター別でも変わらなかったものとして、男性に対する女性の労働力率が高い（より男女差がない）地域ほど出生力が低いというものがあつた。一方で、男性の労働時間が短いほど、女性の労働時間は長いほどプラスであつた。そして育児休業の普及と解釈できる、子育て世代女性の休業率が高いほど夫婦出生にはプラスであつた。すなわち、男性の労働力参加に女性の

労働力参加が近づくと基本的には夫婦出生とは負の関係を示すが、男女の労働時間に差がない、そして育児休業の利用、保育園の利用が正の関係を示しており、男女のワーク・ライフ・バランスと保育の社会化が進むことで、女性労働力参加による抑制を緩和していることを示唆する。一方物価で調整した所得は全国でもローカルでも、所得が高いほど夫婦出生はマイナスとなっている。単に生活に余裕ができることだけでは出生促進につながらない可能性を示唆するものである。子育てに対する金銭的援助を議論する際は、一般に子ども数を増やせない理由として挙がる「子育てにお金がかかる」という未充足がどのような水準で認識されているのかについて深くさぐる必要があると思われる。

このほか、全国モデルで見られた関係がクラスターローカルでは異なるものもあった。人口密度は全国では密度が高いほど低出生力と見られていたが、過疎地域などではある程度の密度があることが出生促進につながることを示唆する。過密な都市部を想定して人口密度が低いほど出生に有利と一律に考えることはミスリードとなる。三世帯世帯割合は唯一区部では夫婦出生とプラスの関係を示した。都市部では三世帯という居住環境が通常区部生活にある様々な問題を解消している可能性がある。

このように社会経済状況と夫婦出生力との関係は全国の傾向をローカルにも一般化できるものもあれば、地域の文脈によっては解釈が異なるものがあることが改めて示された。近年では各地方自治体が域内の子育て支援策を検討する機会が増えている。そうした際に、出生率が比較的高い諸外国で実践されている対策や日本全体で平均的に検出された結果、あるいは出生力が回復した他の市区町村の事例を参照したりする

ことがある。しかし、地域文脈によって効果のある対策が異なるとすれば、当該地域がどのような社会経済文化的特徴を有しているのか、また同じような社会経済文化状況を前提に、どのような取り組みが有効かを議論していくことが効率的である。そうした意味で本研究で示されたクラスター分析による地域性の把握がそうしたアプローチを支援するものになると期待したい。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

岩澤美帆・鈴木貴士「人口・子育て環境の地域性と出生力」日本人口学会（埼玉県立大学（オンライン開催））（2020.11.15）

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における
将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
「親・成人子との居住距離および集住に関する基礎的分析」

研究分担者 千年よしみ 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本稿は、有配偶女性を対象に最も近くに住む親・成人子それぞれとの居住距離、そして全親・全成人子との集住状況の実態とその変化、といったこれまで分析されてこなかった基本的な事項について把握することを目的とする。分析には、2008年・2013年・2018年に実施した第4回～第6回全国家庭動向調査の個票データを用い、25歳以上の有配偶女性を対象に、最も近くに住む親（夫の親を含む）、成人子（25歳以上）、親または成人子との居住距離（同居・近居・遠居）を把握した。また、集住度合いの指標として、全親、全成人子、全親または全成人子、全親と全成人子との居住距離（同居・同近居・遠居）についても把握した。

分析の結果を整理すると、(1) 最も近くに住む親・成人子両方について、2008年から2018年の間に同居が減少した一方、近居は15分以内・30分以内の両方について大きな変化はみられない、(2) 全親・全成人子の上下両世代について、同近居（同居を含む15分・30分・60分以内）の割合は減少して分散化が進行しており、それは特に親について顕著である、(3) 最も近くに住む親・成人子との距離と有配偶女性の属性（学歴・就業状況・居住地）との関係は、欧米の先行研究と一致する、(4) 全親・全成人子との同近居と有配偶女性の属性との関係についても、欧米の先行研究と一致する。

親・成人子との同近居は、これまででもっぱら社会学的な視点から分析されてきたが、上下両世代との居住距離や集住状況は、移動の規定要因である可能性が高く、人口学的な視点からの分析も必要である。今後は、親・成人子との居住距離や集住状況が、個人の移動意向にどのような影響を及ぼすのか、更に独身者・離死別者・男性についても対象を広げて分析を行う必要がある。

A. 研究目的

本稿は、有配偶女性を対象に最も近くに住む親・成人子それぞれとの居住距離、および全親・全成人子との居住距離からみた集住状況の実態とその変化、といったこれまであまり分析されてこなかった基本的な事項について把握することを目的とする。

親・成人子との居住距離について研究を行う背景として、近年の欧米社会における国内移動研究の流れの変化が挙げられる。近年の移動研究においては、これまで主流であった経済的要因に着目した分析から、世帯外の家族（主として親、成人子）の存在や居住地に焦点を当てた社会的要因に関

する分析へと変わりつつある。端的に言えば、親や成人子との居住距離は移動を規定する重要な要因の一つである可能性があり、人口学的にもきちんと把握されるべき基本的事項であると考えられる。

B. 研究方法

分析では、国立社会保障・人口問題研究所が2008年、2013年、2018年に実施した第4回～第6回全国家庭動向調査の個票データを用い、25歳以上の有配偶女性を対象に、最も近くに住む親（夫の親を含む）、成人子（25歳以上）との居住距離を調査年別に、同居・近居・遠居に分類して集計した。また、全親、全成人子、全親および全成人子、全親と全成人子との集住状況について、それぞれと同近居している女性の割合を集計した。最も近くに住む親・成人子との近居の指標として、「15分以内」、「30分以内」を用いた。また、全親、全成人子との集住状況については、「15分以内」、「30分以内」、「60分以内」を用い、同居を含めた。遠居はどちらの指標についても「2時間以上」とした。

また、それぞれの指標について有配偶女性の属性（学歴、就業状況、居住地域）別に違いが見られるのか検討した。属性別の分析では、サンプル数を確保するため2008年～2018年データをプールして用いた。

C. 研究成果

結果をまとめると、以下の通りである。

- 1) 同居を含めると、親または成人子がいる有配偶女性の56%は、最も近くに住む親または成人子が15分以内の場所に、そして約7割は30分以内の場所にいる。
- 2) 同居を含めると、親と成人子両世代がいる有配偶女性の7割は、どちらかが15分以内の所に、そして約85%はどちらかが30分以内の距離に居住している。

3) 最も近くに住む親・成人子との距離は、どちらも同居が減少した分15分以内・30分以内に居住する親・成人子の割合は減少傾向にある。

4) 最も近くに住む親・成人子との距離は、30-60分で増加傾向がみられる。

5) 親または成人子がいる有配偶女性の2割弱は、全親または全成人子が15分以内（同居含む）の場所に、3分の1は30分以内に、約半数は1時間以内の所にいる。

6) 親と成人子がいる有配偶女性の約4分の1は、全親と全成人子が1時間以内の所に居住している。

7) 全親または全成人子が15分・30分・60分以内（同居含む）に居住する有配偶女性の割合は、2008年と比べると減少傾向にあり分散化が進行している。それは特に親について顕著である。

8) 属性別に最も近くに住む親との距離についてみると、親と近居（15分・30分以内）する女性の割合は、中高卒、就業者、非大都市圏で、短大・大卒、非就業者、大都市圏よりも高い。属性による違いは特に親との距離で大きい。

9) 属性別に全親、全成人子、全親または全成人子、全親と全成人子が同近居している割合をみると、全ての項目について同近居する有配偶女性の割合は、中高卒、就業者、非大都市圏で高い。属性による違いは特に全親との距離で大きい。

D. 結果の考察

親・成人子それぞれとの居住距離については、日本においても社会的な視点から多くの先行研究がある。しかし、親・成人子との居住距離や全親・全成人子の集住状況は、移動を規定する可能性が大きいことから、人口学的な分析も必要である。本稿では、以上のような認識から、有配偶女性を対象に、最も近くに住む親・成人子との

居住距離、及び全親、全成人子、全親および全成人子、全親と全成人子との同別居について基本的な情報を把握した。また、有配偶女性の属性と親・成人子との居住距離との関係についても分析を行った結果、欧米における先行研究の結果と整合的であった。

E. 結論

日本においても、親・成人子との同近居や集住状況が個人の移動意向に影響を及ぼす可能性は十分に考えられる。今後は、居住距離や集住状況が、個人の移動意向にどのような影響を及ぼすのか実証的に検証する必要がある。また、今回はデータの制約上、有配偶女性のみを対象としたが、独身者や離死別者、男性にも対象を広げ、得られた知見の一般化が可能なのか検討する必要がある。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における

将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究

「先進諸国の出生・出生意欲の動向と日本の事例研究の予備的分析」

研究分担者 守泉理恵 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本年度は、2000年代以降を中心に、先進諸国の出生と出生意欲の動向について、データと文献から分析するとともに、日本における出生行動と出生意欲に関する研究として、独身（特に未婚）男性の無子の実態と志向について予備的分析を行った。

先進諸国の出生動向を概観すると、現在、ほとんどの国と地域で人口置換水準を下回る出生力となっており、「ポスト出生力転換期」にある。1960年代後半以降、先進諸国では置換水準を下回るレベルへの出生力低下が次々と開始され、近年まで半世紀以上の出生動向データが蓄積されてきた。その特徴として挙げられるのは、①出生力低下の主要な要因は晩産化であること、②晩婚・晩産型への転換プロセスで観察される出生力の低下と回復のパターンは多様であること、③ポスト出生力転換期における晩産化や期間出生率の不安定さの主な背景には、高学歴化、若年層の経済不確実性の上昇、女性の社会進出とジェンダー革命、結婚・出生・家族の形の多様化があること、の4点がある。2010年代以降の出生力動向を見ると、一時、合計特殊出生率が2に近いレベルまで回復していた比較的緩やかな少子化の国々であっても、近年は1.6～1.7の合計特殊出生率レベルに収束しつつあり、出生力転換後は出生率の置換水準への回帰は難しい状況が見えてきている。

ポスト出生力転換諸国において、出生力が安定的となる状況がどのような条件を備えているのか特定できない一方で、出生意欲は比較的安定的で、おおむね2人の値に集中して推移している。この背景要因としては、男女児1人ずつは育てたいという子どもの性別に関するミックス選好、1人っ子忌避意識または子供にきょうだいを与えたいという欲求、子どもを失ったときに備えて複数の子どもを持つとする意識、社会規範への適応などが指摘されている。しかし、合計特殊出生率が1を切るレベルまで低下している韓国では、平均理想子ども数も20代から40代まで広く2人未満となっており、今後の動向が注目される。

日本でも、実際の平均完結出生子ども数は2人を切って久しいが、出生意欲は漸減傾向にあるものの依然として2近傍の値を示し続けている。しかし、18～35歳未満の未婚男性では、近年、平均値が2人を切り、無子・少子志向が強まっている。男性の無子について分析したところ、男性の無子人口割合は女性より高く、1960年代生まれですでに3割に上る可能性が見出された。また、未婚男性について探索的に分析した結果、日本の無子男性には経済的要因から親になることをあきらめた「放棄型無子」が多い傾向が見られた。来年度は男性の無子について、さらに詳細な分析を行う予定である。

A. 研究目的

本年度は、2000年代以降を中心に、先進諸国の出生と出生意欲の動向について、データと文献から分析すること、及び日本における出生行動と出生意欲に関する研究として、未婚男性の無子志向について予備的分析を行うことを目的として研究を進めた。

B. 研究方法

先進諸国の出生動向については、OECD Family Database、Human Fertility Database、各国統計局等のウェブサイトからデータを収集して分析するとともに、近年までの各国・地域の出生動向を分析した研究文献を参照し、出生力変動パターンや出生力を低下・回復させる要因についてどのようなことが明らかになっているか分析した。出生意欲のデータは、ヨーロッパについては先行研究で公開されているデータを利用し、アメリカはGSS 個票データを用い、日本と韓国は公的な社会調査（日本：出生動向基本調査、韓国：出生力及び家族の健康と福祉に関する全国調査）の結果を引用して分析した。日本の男性の無子に関する研究は、「国勢調査」と「出生動向基本調査」のデータを用いて男性の無子割合の推定を行い、さらに出生動向基本調査の個票データから未婚無子男性の特性に関する多変量解析による分析を行なった。

C. 研究成果

先進諸国の出生動向を概観すると、現在、ほとんどの国と地域で人口置換水準を下回る出生力となっており、「ポスト出生力転換期」にある。1960年代後半以降現在まで、半世紀以上の出生率データを見ると、その特徴として挙げられるのは、①出生力低下の主要な要因は晩産化であること、②晩婚・晩産型への転換プロセスで観察される

出生力の低下と回復のパターンは多様であること、③ポスト出生力転換期における晩産化や期間出生率の不安定さの背景には、高学歴化、若年層の経済不確実性の上昇、女性の社会進出とジェンダー革命、結婚・出生・家族の形の多様化があること、の4点である。また、家族政策は出生力の反転上昇に一定の役割を果たしていることがわかってきている。ポスト出生力転換諸国において、出生力は現在も不安定な動きが続いており、2000年代以降の出生率推移について分析したところ、合計特殊出生率

(TFR)が1.5を下回っていた時期が長い超少子化国では、「低下持続型」「一時上昇・再低下型」「上昇持続型」の3タイプに分かれてきていることがわかった。一方、TFR1.5を上回るレベルで出生率が推移してきた緩少子化国では、2010年前後にTFR2に近いレベルまで出生率が回復していたものの、その後は一斉に低下しており、多くが1.6~1.7の水準に収束しつつある動きが見られた。

一方で、出生意欲は比較的安定的に推移しており、どの国・地域でもおおむね2人という値に集中している。この背景要因としては、男女児1人ずつは育てたいという子どもの性別に関するミックス選好、1人っ子忌避意識または子供にきょうだいを与えたいという欲求、子どもを失ったときに備えて複数の子どもを持つとする意識、社会規範への適応などが指摘されている。しかし、2000年代以降、世界的に見てもっとも低い出生率を示す代表的な国になっている韓国では、有配偶女性の理想子ども数の平均が2人を切る状態が2015年頃から見られ、新たな動きとして注目される。

日本の男性の無子についての予備的分析では、男性の無子人口割合は1960年代生まれで3割に上る可能性が見出された。こ

れは、同年代生まれの女性の無子割合である約2割よりも高く、また国際的に他国の男性の無子割合と比較しても高い値である。さらに、35歳未満の無子志向の未婚男性の特性について多変量解析で分析した結果、低所得、交際異性なし、乳幼児ふれあい経験が少ない、15歳時都市圏居住、仕事志向といった要因が有意であった。

D. 結果の考察

先進諸国では、全体として子どもの需要が供給を上回っている状況である。出生意欲が2人程度で安定しているため、低出生力国ほど意欲と現実の出生行動の乖離が大きく、結婚・出産・子育てのプロセスにおいて障害が多いことを推測させる。しかし、同程度の低出生力レベルでも、国によってその原因となっている主要な要因の組み合わせは異なっている。

先進諸国で置換水準を下回る出生率となった原因は晩産化であり、その晩産化は高学歴化、若年層の経済状態の悪化、女性労働力率の上昇とジェンダー革命、パートナーシップや結婚・家族観など意識の多様化がもたらしたが、家族政策でこれらの出生力への負の影響を成功裡に緩和しても、TFR水準は1.6～1.7程度を維持するのが限界なのかもしれない。そうだとすれば、ポスト出生力転換社会の行き着く先は際限ない人口減少社会である。

日本の未婚男性の無子分析では、社会経済要因、生育過程要因の両方が優位であり、子供との親和性が低く（ふれあい経験が少ない）、さらに不利な経済要因が加わる場合に無子志向となる傾向が見られる。

E. 結論

先進諸国では、国民の出生意欲と比べて実際の出生が追いついていない。希望する子ども数を持つことができる、という国民

の福祉向上のために、結婚・出産を阻害している要因を明らかにして政策的にそれらを取り除き、このギャップを解消することが急務となっている。

先進諸国では様々な避妊方法が普及しており、人々は自らが選好する出生数を上限として出生行動をコントロールしている。これまで、ほとんどの国で出生意欲の水準は2人台を維持していたが、近年は徐々に無子や少子（子ども数1人）が理想である人々の割合が増え、さらに理想子ども数が2を下回る国も出現し始めた。出生意欲は実際の出生行動に強い影響を与えるため、今後、先進諸国の出生意欲水準がどのように動くかは、ポスト出生力転換社会の未来を見通す上でも有用な資料となるだろう。

日本の未婚男性の無子については、予備的分析から見えてきたのは、無子志向には経済的要因の影響が強く、「あきらめ型」の無子が多い可能性があることである。ただ、自発型無子の特徴である生育過程要因（子供との親和性の低さ）も有意であり、さらに考察していく必要がある。どちらのタイプが多いかで政策的対応も異なるだろう。

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表

守泉理恵「出生数1人の女性の分析—日本における動向とその特徴」日本家族社会学会第30回大会（東北大学、オンライン開催）（2020.9.12）

守泉理恵「日本における無子志向の未婚男性に関する分析」第72回日本人口学会年次大会（埼玉県立大学、オンライン開催）（2020.11.15）

H. 知的財産権の出願・登録状況 なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における

将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究

「戦後わが国における長寿化、晩婚・未婚化と就業パターンの変化およびその地域差」

研究分担者 菅 桂太 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

1950年から2015年の国勢調査による長期時系列統計を用いて、わが国における男女の生涯を通じた就業行動にどのような地域（都道府県）差があるのかについて実証的に分析する。とくに、男女年齢別配偶関係別の労働力状態別人口（もしくは就業者）に関する集計結果を用いて、就業の地域差を配偶関係構造と配偶関係別就業状態の年齢パターンの寄与へ要因分解することを通じ、わが国における就業の地域格差について基本的な理解を、系統的かつ定量的に提示したい。

分析の結果、地域別の就業率変化の趨勢は全国と共通するが、2000年代以降の有配偶就業率の上昇は、とくに（相対的に女性就業率の低い）大都市及びその周辺で大きい。その結果、女性就業の地域差・配偶関係間格差はその幅を急速に縮小しているものの、地理的なパターンに大きな変化は認められず、2015年においても女性就業には過去と同様の地理的なパターン（日本海側で高く、大都市及びその周辺で低い）がみられる。そして、その地域差はほぼ完全に既婚就業率の差が反映されたものであり、配偶関係・年齢構造には一定の地域差があるにも関わらず、未婚率の地域パターンは女性就業率の地域差にほとんど影響を及ぼしていないことなどが明らかになった。

A. 研究目的

1950年から2015年の国勢調査による長期時系列統計を用いて、わが国における男女の生涯を通じた就業行動にどのような地域（都道府県）差があるのか実証的に示すことを目的とする。とくに、男女年齢別配偶関係別の労働力状態別人口（もしくは就業者）に関する集計結果を用いて（全国1955年～、都道府県1985年～）、就業の地域差（全国値からの差）を配偶関係構造と配偶関係別就業状態の年齢パターンの寄与へ要因分解することを通じ、わが国における就業の地域格差について基本的な理解を、系統的かつ定量的に提示したい。

B. 研究方法

戦後わが国の就業は、産業構造の変化や都市への人口集中、人口の少子高齢化をはじめとする社会経済環境の変化の下で劇的な構造変化を遂げた。本研究がカバーする1955～2015年のうち一部の期間についての女性労働力率（あるいは有業率）に関する要因分解は既に各所で報告されている。本報告の特徴として、①定常人口の年齢分布を用いて配偶関係別年齢別就業率を評価することで得られる就業寿命及び平均就業期間割合（生涯のどれだけの時間を就業に費やすかという割合を測る）という指標を

用い、統一的なデータ・方法で長期をカバーすること、②評価の尺度を人生の長さに標準化し、ライフサイクルの観点から男女を比較すること、とくに就業の配偶関係構造に着目すること、③これらを踏まえた男女就業パターンの地域差を理解することを挙げられよう。

まず、15歳時平均余命ならびに配偶関係別生存期間割合の地域差について概観し、定常人口とその配偶関係構造の地域差をみた。その上で、就業寿命と平均就業期間割合の地域差について検討した。さらに、平均就業期間割合について、配偶関係別と年齢別に検討することで「男女の生涯における就業」の地域パターンがどのような年齢・配偶関係によって生じているかを検討した。そして、男女の就業に大きな違いが生じる要因である女性就業のM字型年齢パターンについて地域パターンを検討した。これらの結果を踏まえた考察では、定常人口の配偶関係構成が男女の(生涯を通じた)就業期間の割合をどの程度変化させたかを明らかにするため、平均就業期間割合の地域差の配偶関係構造と配偶関係別就業率の寄与への要因分解を行った。分析枠組みとしては、特定の人口集団全体でみた「率」の変化(格差)をサブグループの「率」の変化と構成の変化の寄与に分解するというごく標準的な人口学的手法を用いた。

C. 研究成果

地域別の就業率変化の趨勢は全国と共通するが、2000年代以降の有配偶就業率の上昇は、とくに(相対的に女性就業率の低い)大都市及びその周辺で大きい。その結果、女性就業の地域差・配偶関係間格差はその幅を急速に縮小しているものの、地理的なパターンに大きな変化は認められず、2015年においても女性就業には過去と同様の地理的なパターン(日本海側で高く、大都市

及びその周辺で低い)がみられることなどが明らかになった。

D. 結果の考察

就業寿命は、おもに定常人口の生存人年、配偶関係構造(年齢パターン)と配偶関係別年齢別就業率によって決定される。平均就業期間割合に現れる地域差は配偶関係構造の違い「分布効果」と配偶関係別にみた就業構造の違い「率効果」が反映されたものである。標準的な人口学的要因分解法を用いて、各都道府県の平均就業期間割合の全国値からの差を「分布効果」と「率効果」に分解する。

E. 結論

要因分解の結果、平均就業期間割合の地域差はほぼ完全に既婚就業率の差(「率効果」)が反映されたものであり、配偶関係・年齢構造には一定の地域差があるにも関わらず、未婚率の地域パターンは女性就業率の地域差にほとんど影響を及ぼしていないことなどが明らかになった。一方で、これらの結果は平均就業期間割合という指標が就業行動の地域差を的確に縮約し測る指標であることを示唆する。他方で、男女・配偶関係別にみた就業率の地域差がなぜ生じているのかを解明することが次の重要な課題であろう。

G. 研究発表

1. 論文発表

菅桂太「都市国家シンガポールにおける人口変動の民族格差」『人口問題研究』第76巻第4号、2020年、510-532ページ。

菅桂太「就業寿命—戦後わが国における長寿化、晩婚・未婚化と就業パターン」、津谷典子他編著『人口変動と家族の実証分析』慶應義塾大学出版会、2020年(第4

章, 111-154).

菅桂太「市区町村別生命表利用上の課題」, 西岡八郎・江崎雄治・小池司朗・山内昌和編『地域社会の将来人口ー地域人口推計の基礎から応用まで』東京大学出版会, 2020年(第9章, 179-204ページ).

2. 学会発表

菅桂太「戦後わが国における長寿化, 晩婚・未婚化と就業パターンの地域格差」, 日本人口学会第72回大会, 埼玉県立大学(2020年11月15日).

H. 知的財産権の出願・登録状況
なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における

将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究

「夫婦の出生歴と居住地移動—人口動態調査出生票を用いた分析—」

研究分担者 中川雅貴 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本研究は、人口動態調査・出生票を用いて夫婦の出生歴および居住地移動に関する縦断データの作成を試みたうえで、若年世帯を中心とする世帯の形成・拡大期における居住地移動の発生および移動パターンについて検証した。具体的には、人口動態調査・出生票において父と母の出生年月日に関する情報が得られる1992年以降の個票データを用いて、母と父の出生年月日の組み合わせによるカップル単位の個体識別情報を作成し、第一子出生時と第二子出生時の居住地に関する情報から把握できる市区町村間移動の地域的パターンとその変化について分析した。

1992年から2018年までの人口動態調査・出生票による情報から出生順位と矛盾なく出生歴が把握できたのは約977万組であり、このうち第二子以降の出生が確認された約605万組を分析対象とした。第一子出生時あるいは第二子出生時の居住地のいずれかが「国外」あるいは不詳であったケースについては分析の対象外とした。

分析の結果、第一子出生から第二子出生にかけて市区町村間移動を経験する割合は、大都市圏・中心部に居住するカップルにおいて高い傾向にあり、東京圏・中心部では30%を超えることが確認された。第一子出生時に大都市圏・中心部に居住していたケースでは、移動率そのものが上昇する一方で、このうち郊外地域に向かう割合に低下傾向が見られた。同様の中心部への回帰傾向は、地方都市として位置づけられる非大都市圏・中心部においても確認された。

これらの分析結果により、2000年代以降の都心回帰においては、子育て世代による移動パターンの変化、とりわけ郊外への転出傾向の低下が一定の役割を果たしていることが示唆された。人口動態調査・婚姻票とのマッチングによりカップル単位の縦断データを拡張するとともに、第3子出生時以降の移動を考慮した分析を検討することが今後の課題である。

A. 研究目的

結婚や出生といった家族構成の変化を伴うライフイベントは、若年期における居住地移動と密接に関連することが知られているが、国内における従来の研究では、主に

分析に利用できるデータの制約により、大都市圏中心部から郊外への移動や、大都市圏中心部への都心回帰といった詳細な地域分類に基づく移動と、世帯の形成・拡大期にある若年世帯における家族構成の変化の

関連が必ずしも明らかにされていない。こうした状況を踏まえて、本研究は、人口動態調査・出生票の個票データを用いてカップル単位の出生歴に関する縦断データの作成を試みたうえで、出生時の居住地の情報から把握できる市区町村間移動の地域的パターンとその変化について分析した。

B. 研究方法

分析に際しては、人口動態調査・出生票において父と母の出生年月日に関する情報が得られる1992年以降の個票データを用いた。母と父の出生年月日の組み合わせによるカップル単位の個体識別情報を作成したうえで、出生時の居住地（市区町村）に関する情報を用いて、第一子出生時から第二子出生時にかけての市区町村間移動の発生および移動パターンを分析した。1992年以降に第一子出生を経験したカップルのうち、2018年までの出生票によって出生順位と矛盾なくカップル単位の出生歴が把握できたのは約977万組であり、このうち第二子の出生が確認された約605.7万組を分析対象とした。第一子出生時居住地あるいは第二子出生時の居住地のいずれかが「国外」あるいは不明であったケースについては分析の対象外とした。この結果、最終的な分析対象は約605.3万組となった。

C. 研究成果

本研究による主な分析結果は以下のとおりである。

- ・第一子出生から第二子出生にかけての市区町村間移動の発生率は、とくに大都市圏中心部において上昇傾向にある。
- ・移動先の地域類型の分布をみると、第一子出生時に大都市圏・中心部に居住していたケースでは、2000年代以降、同じ大都市圏の中心部内に移動する割合が上昇する一方で、非中心部すなわち郊外に向

かう移動の割合は、1900年代と比較して低い水準にある。

- ・大都市圏と非大都市圏の間の移動については、とくに東京圏・中心部から非大都市圏に向かう割合が低下している。また、大都市圏・非中心部からの移動についても、非大都市圏に向かう割合に低下傾向が見られる。
- ・いわゆる地方都市として位置づけられる非大都市圏・中心部からは、非中心部に移動する割合が低下する一方で、中心部内の移動の割合が上昇している。

D. 結果の考察

大都市圏中心部では、第一子出生時から第二子出生時にかけての移動率に上昇傾向がみられる一方で、郊外地域に向かう移動の割合が低下していることから、2000年代以降の都心回帰においては、子育て世代による移動パターンの変化、とりわけ郊外への転出傾向の低下が一定の役割を果たしていることが示唆される。また、とくに東京圏について観察された非大都市圏への移動割合の低下は、近年のUターン移動の動向を裏付けるとともに、その要因を検討する上で重要な知見を提供していると考えられる。

E. 結論

本研究による分析結果は、大都市圏内における中心部と非中心部間の移動という比較的短・中距離の移動と、大都市圏から非大都市圏への長距離移動のいずれにおいても、家族形成・拡大期にある若年世帯の移動パターンの変化が、近年の都心回帰ならびに一極集中といった人口移動の潮流を構成する一つの要素となっていることを示すものである。人口動態調査・婚姻票とのマッチングによりカップル単位の縦断データを拡張するとともに、第3子出生時以降の

移動を考慮した分析を検討することが今後の課題である。

G. 研究発表

1. 論文発表

- ・ 中川雅貴 「外国人集住地区の分布と特性—国勢調査基本単位区レベルの小地域データを用いた分析—」『経済学論叢』第 71 巻第 4 号, pp.331-355 (2020)
- ・ 山内昌和・小池司朗・鎌田健司・中川雅貴 「東京大都市圏と非東京大都市圏および全国の結婚出生力に対する人口移動の影響」『人口問題研究』第 76 巻第 2 号, pp.265-283 (2020)

2. 学会発表

- ・ 中川雅貴・千年よしみ 「成人子の居住地移動と親子の居住関係および居住距離」日本人口学会第 72 回大会、埼玉県立大学（オンライン開催、2020 年 11 月 15 日）

H. 知的財産権の出願・登録状況 なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

長期的人口減少と大国際人口移動時代における

将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究

「死亡率推計へのモデル生命表の応用および外国人受入れ拡大による

社会保障財政影響シミュレーションに関する基礎的研究」

研究分担者 石井 太 慶應義塾大学

研究要旨

本分担研究では、死亡率推計へのモデル生命表の応用と、外国人受入れ拡大による社会保障財政影響シミュレーションに関する基礎的研究との二つのテーマについて研究を実施した。

死亡率推計へのモデル生命表の応用については、死亡率のモデリングと、近年のリレーショナル・モデルを基本とするモデル生命表についてレビューを行うとともに、**flexible model** を日本の死亡率推計に適合させた修正モデル開発を提案し、埼玉県和光市の死亡率への適用結果などから、修正モデルは自治体が将来人口推計を行う際に必要となる生残率の設定などに極めて有用と考えられることが明らかとなった。また、社会保障財政影響シミュレーションについては、先行事業で行った研究成果をまとめ直すとともに、新たに検討が必要な課題等について整理することを目的とした基礎的な研究を行い、先行研究の成果が直接活用可能な部分が大きい一方、外国人の出入国に関するモデルの精緻化の観点から、過去の滞在期間別在留外国人者数に基づいて外国人の帰国ハザードを推定する方法が考えられることや、令和元年財政検証への対応など、新たなシミュレーションに向けて改善が必要な点が明らかとなった。

A. 研究目的

本分担研究では、死亡率推計へのモデル生命表の応用と、外国人受入れ拡大による社会保障財政影響シミュレーションに関する基礎的研究との二つのテーマについて研究を実施した。

死亡率推計へのモデル生命表の応用については、死亡率のモデリングと、近年のリレーショナル・モデルを基本とするモデル生命表についてレビューを行うとともに、これらを日本の死亡率推計に適合させるための修正を行ったモデル開発を行うことを目的として研究を行う。また、社会保障財

政影響シミュレーションについては、先行研究をさらに発展させる観点から、先行事業で行った石井・小島・是川(2020)における研究成果をまとめ直すとともに、新たに検討が必要な課題等について整理することを目的とし、基礎的な研究を行う。

B. 研究方法

死亡率推計へのモデル生命表の応用については、死亡の年齢パターンモデルである (1)数学的関数によるモデル、(2)数表によるモデル、(3)リレーショナルモデルの概要とともに、リレーショナル・モデルを用

いたモデル生命表の例をレビューする。また、Wilmoth et al.(2012)の flexible model を日本の死亡率に当てはめると乖離を生ずることから、この乖離部分をモデル化することにより日本の生命表に適合させた修正モデルを提案する。また、社会保障財政影響シミュレーションについては、石井・小島・是川(2020)におけるシナリオやシミュレーションの方法論についてまとめ直し、今後の新たなシミュレーション実行に関する課題を整理する。

C. 研究成果

死亡率推計へのモデル生命表の応用について、日本版死亡データベースに収録されている都道府県別生命表を用い、flexible model による推定値と実績値の乖離を観察したところ、高齢層でベル状の年齢パターンを持っており、実績の平均寿命が伸長するほどその山が高くなるような傾向が見られた。そこで、修正モデルでは、この乖離を特異値分解し、その第一特異値に対応する項でこの乖離を近似することで改善することが可能となった。また、社会保障財政影響シミュレーションについては、シナリオやシミュレーションの方法論において、先行研究の成果が直接活用可能な部分が大きい一方で、外国人の出入国に関するモデルの精緻化の観点から過去の滞在期間別在留外国人者数に基づいて外国人の帰国ハザードを推定する方法が考えられることや、令和元年財政検証への対応など新たなシミュレーションに向けて改善が必要な点が明らかとなった。

D. 結果の考察

死亡率推計へのモデル生命表の応用について、修正モデルは 5q0, 45q15, e65 の実績値から生命表関数の推定が可能であるが、特に日本では 5q0, 45q15 はかなり

低いレベルとなっており、平均寿命の伸長は高齢死亡率改善によるところが大きいことから e65 をある程度適切に推計できれば生命表関数が得られるとの利点があり、また、これを埼玉県和光市の死亡率推計に応用したところ良好な結果が得られることが示された。また、社会保障財政影響シミュレーションについては、令和元年財政検証では、先行研究で基礎とした平成 26 年財政検証と同様、複数の経済前提が置かれており、基礎となるケース選定が必要となる。これは実際のシミュレーションを行った上での検討が必要と考えられるが、先行研究で行った検討結果であるケース G に比較的近い経済前提である、ケース IV, V を基礎とすることが一つの案として考えられるであろう。

E. 結論

死亡率推計へのモデル生命表の応用については、埼玉県和光市の死亡率への適用結果などから、修正モデルは自治体が将来人口推計を行う際に必要となる生残率の設定などに極めて有用と考えられることが明らかとなった。また、社会保障財政影響シミュレーションについては、新たなシミュレーションに向けての問題点を検討することにより、今後、実際の財政影響シミュレーションを行うにあたっての基礎的な整理がなされたと考えられる。

G. 研究発表

1. 論文発表

石井 太(2020)「公的将来人口推計の推計手法とその考え方」, 『三田学会雑誌』, 第 112 巻 4 号, pp.15-33.

石井 太(2020)「将来人口推計と財政検証」, 『社会保障研究』, 第 4 巻第 4 号, pp.429-444.

石井 太(2020)「出生水準が長期的な人

口動向に及ぼす影響について」, 津谷典子他編著『人口変動と家族の実証分析』, pp.27-46, 慶應義塾大学出版会.

2. 学会発表

堀口侑 (2021) 「日本のモデル生命表の開発と地域別生命表推計への応用」, 日本人口学会 第 73 回大会口頭報告(予定), 東京大学, 2021 年 6 月.

H. 知的財産権の出願・登録状況
なし

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書籍名	出版社名	出版地	出版年	ページ
菅桂太	就業寿命－戦後わが国における長寿化, 晩婚・未婚化と就業パターン	津谷典子他	人口変動と家族の実証分析	慶應義塾大学出版会	東京	2020	111-154
菅桂太	市区町村別生命表利用上の課題	西岡八郎他	地域社会の将来人口－地域人口推計の基礎から応用まで	東京大学出版会	東京	2020	179-204
石井太	出生水準が長期的な人口動向に及ぼす影響について	津谷典子他	人口変動と家族の実証分析	慶應義塾大学出版会	東京	2020	27-46

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
小池司朗・小山泰代	市区町村別世帯数の将来推計の試み－静岡県市区町を対象として	人口問題研究	第76巻第3号	327-339	2020
小池司朗	過去の国勢調査における地域人口統計の利活用可能性	Estrela	第318号	2-7	2020
小池司朗	日本の労働力人口の将来推計と今後の課題	運輸と経済	第80巻第12号	12-19	2020
小池司朗・貴志匡博	国勢調査と住民基本台帳から得られる人口移動傾向の差異の検討	人口問題研究	第76巻第4号	533-550	2020
小山泰代	平均世帯人員の減少要因の検討	人口問題研究	第76巻第3号	293-310	2020
菅桂太	都市国家シンガポールにおける人口変動の民族格差	人口問題研究	第76巻第4号	510-532	2020
中川雅貴	外国人集住地区の分布と特性－国勢調査基本単位区レベルの小地域データを用いた分析－	経済学論叢	第71巻第4号	331-355	2020
石井太	公的将来人口推計の推計手法とその考え方	三田学会雑誌	第112巻第4号	15-33	2020
石井太	将来人口推計と財政検証	社会保障研究	第4巻第4号	429-444	2020

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和	都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解	人口問題研究	第76巻第2号	240-264	2020
鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和	市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解	人口問題研究	第76巻第4号	488-509	2020
林玲子	高齢者の移動—国勢調査, 国民生活基礎調査と人口移動調査からの把握	人口問題研究	第76巻第3号	394-415	2020
KAMATA K., KOIKE S., SUGA K. and YAMAMOTO M.	Demographic Components of Future Population Growth Rates by Prefectures in Japan: Supplementary Materials	IPSS Working Paper Series (E)	No.32	1-38	2021

「人口動態市区町村別統計」における合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較

小池司朗

1. はじめに

2010年代以降、全国的な人口減少と人口の東京圏一極集中の傾向が顕著となったことを受けて、政府は2014年に地方創生を主要施策として掲げ、これまで様々な取り組みが行われてきた。そのひとつとして、各地域における人口の現状と将来の展望を提示する「地方人口ビジョン」、および今後5カ年の目標や施策の基本的方向、具体的な施策をまとめた「地方版総合戦略」の策定が地方自治体に義務づけられたことが挙げられる。それらのなかでは、人口移動や出生率に関連する目標値がKPI（Key Performance Indicator）の形で定められ、とくに出生施策に絡んで合計出生率の過去～現在の推移と将来目標に関して記述されているものが多く見受けられる。合計出生率の推移において最も頻繁に参照されているのが、厚生労働省「人口動態特殊報告 人口動態保健所・市区町村別統計」（以下、「人口動態市区町村別統計」）である。「人口動態市区町村別統計」は、地方自治体や研究者を中心として「地方人口ビジョン」等以外でも広く活用されており、全国統一的な基準で地域別の人口動態分析を可能とする貴重な資料である。しかしながら、本統計において表章されている各指標の詳細な算出方法については、ほとんど知られていないように思われる。

そこで本稿では、「人口動態市区町村別統計」において表章されている合計出生率の実績値とベイズ推定値に着目し、それらの算出方法を確認するとともに、過去複数回の「人口動態市区町村別統計」による合計出生率の実績値とベイズ推定値との比較を行い、ベイズ推定の妥当性について検証することを主たる目的とする¹。

2. 「人口動態市区町村別統計」の概要

「人口動態市区町村別統計」における合計出生率の算出方法の説明に入る前に、本統計の概要について簡単に触れておきたい。

「人口動態市区町村別統計」は、地域の保健・医療・福祉に関する各種情報を総合的に収集し、解析する機能の充実が保健所に求められている状況に対応して、昭和58～62年の5年間に発生した保健所別・市区町村別の人口動態に関する各指標がまとめられたものが最初である（厚生省大臣官房統計情報部 1990）。その後も国勢調査を中間年とする5年間の保健所別・市区町村別の人口動態に関する各指標がまとめられた統計が5年ごとに作成され、2020年7月に公表された「人口動態特殊報告 平成25～29年 人口動態保健所・市区町村別統計」で7回目となる。すべて日本国内で発生した日本人のデータが基となってお

¹ 「人口動態市区町村別統計」では「合計特殊出生率」の表現が用いられているが、本稿では「合計出生率」と表記する。

り、期間中に市町村合併等が発生した場合は期末時点の境域により集計されている。

本統計で表章されている主な指標として、母の年齢階級別出生率、合計出生率、乳児死亡率、死産率、婚姻率、離婚率、死亡率（死因別）、標準化死亡比（死因別）などがあり、これらの指標は保健所や地方自治体のみならず、研究者による地域別の人口動態分析にも幅広く活用されている。

3. 合計出生率（実績値）とベイズ推定値の算出方法

「人口動態市区町村別統計」における市区町村別合計出生率（実績値）の算出方法については各回で共通しているため、平成 25～29 年統計を例に説明する。

平成 25～29 年統計においては、平成 25～29 年の 5 年間の「人口動態統計」による女性 5 歳階級別出生数を分子、平成 27 年「国勢調査」による女性 5 歳階級別日本人人口の 5 倍を分母として年齢 5 歳階級別出生率を算出し、その合計を 5 倍することによって合計出生率が算出されている。なお、分母となる女性 5 歳階級別日本人人口は年齢不詳人口・国籍不詳人口を按分した人口が用いられており、平成 25～29 年統計ではこの値が「政府統計の総合窓口」(e-Stat) に参考表として掲載されている。たとえば、静岡県熱海市の合計出生率の算出結果は表 1 のとおりであり、合計出生率を小数点以下 3 位で四捨五入した値は公表値 (1.13) に一致する。

表 1 合計出生率（実績値）の算出例（静岡県熱海市、平成 25～29 年）

	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	合計 出生率
出生数 (①)	15	95	181	212	158	44	0	
女性人口 (②)	659	692	573	543	725	1,075	1,075	
③=②×5	3,295	3,460	2,865	2,715	3,625	5,375	5,375	
出生率 (④:①/③)	0.004552	0.027457	0.063176	0.078085	0.043586	0.008186	0	1.12521

資料：①「人口動態統計」、②「国勢調査」

ところで、平成 15～19 年以降の「人口動態市区町村別統計」では合計出生率の実績値が表章されていない市町村が散見される。平成 25～29 年統計における保健所別・市区町村別の年齢別出生率・合計出生率の表には「合計特殊出生率の標準誤差が 0.1 以上のときは、合計特殊出生率を「…」で表章している。」という注意書きがあり、これは人口規模が小さい市町村では合計出生率が不安定となるため、実績値が表章されていないことを意味している。厚生労働省政策統括官付参事官付人口動態・保健社会統計室（2020）に、「市区町村別の合計特殊出生率および標準化死亡比は、人口規模の小さい地域では、出生数や死亡数の少なさに起因して数値が不安定となるため、小地域の指標の推定に有力なベイズ推定を用いて推定した。」と書かれているとおり、平成 5～9 年統計以降では合計出生率に関して実績

値のほかにベイズ推定値が表章されるようになっている。表2は、「人口動態市区町村別統計」における市区町村別合計出生率の表章をまとめたものであるが、平成10～14年統計以降では実績値に代わりベイズ推定値が主たる表章となり、上述のように平成15～19年統計以降では標準誤差の大きい（人口規模の小さい）市町村において実績値が非表章となっており、平成25～29年統計では418市町村が該当する²。

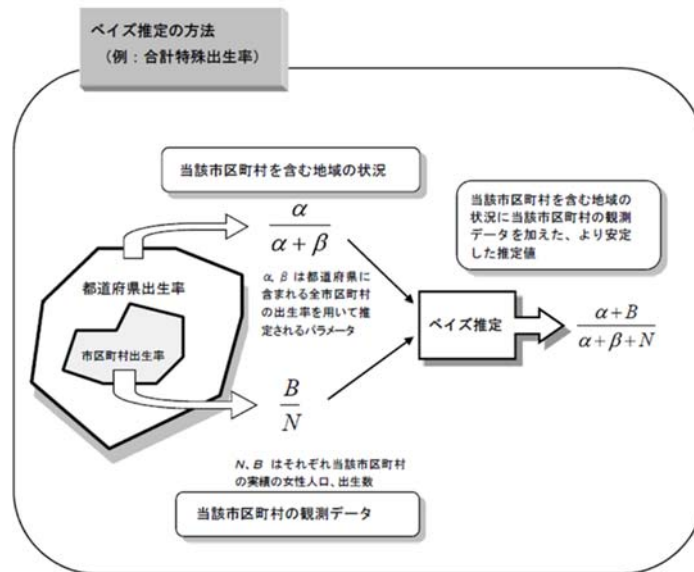
表2 「人口動態市区町村別統計」における市区町村別の合計出生率の表章

年次	実績値	ベイズ推定値	
昭和58～62年	○	×	○：表章 △：標準誤差が大きい 町村では非表章 ×：非表章（平成10～14年統計で事後的に表章）
昭和63～平成4年	○	×	
平成5～9年	○	○	
平成10～14年	○	○	
平成15～19年	△	○	
平成20～24年	△	○	
平成25～29年	△	○	

注：グレー表示は主たる表章値。「ベイズ推定値」において、当該市区町村を含む「より広い地域」の観測値として採用されているのは、平成10～14年以前では二次医療圏、平成15～19年以降では都道府県。

合計出生率のベイズ推定の理論的背景や考え方については佐伯ほか（1999）を参照されたいが、「人口動態市区町村別統計」で適用されているベイズ推定のイメージは図1のとおりである。すなわち合計出生率のベイズ推定値は、市区町村別に観測される出生率に当該市区町村を含む「より広い地域」の出生率の情報を加味する形で算出される。ここで、市区町村を含む「より広い地域」として適用されているのは、平成10～14年統計以前では二次医療圏、平成15～19年統計以降では都道府県である。合計出生率（ベイズ推定値）の具体的な算出方法は、佐伯ほか（1999）にも記されているが、以下では「市区町村を含むより広い地域」を都道府県としている平成25～29年統計の「用語の解説等」による記述に基づいて記す。

² 東日本大震災の影響により合計出生率が表章されていない11市町村を除く。



資料：厚生労働省「平成 25～29 年 人口動態保健所・市区町村別統計の概況」の「参考 ベイズ推定とは」(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/other/hoken19/dl/sankou.pdf>)

図 1 ベイズ推定の方法

ある都道府県 i の市区町村 j における，平成 27 年「国勢調査」による女性 $x \sim x+4$ 歳人口を $N_x^{i,j}$ ，平成 25～29 年の 5 年間の「人口動態統計」による女性 $x \sim x+4$ 歳の出生数を $B_x^{i,j}$ とすると，当該年齢階級における出生率の実績値 ($\tilde{b}_x^{i,j}$) は，

$$\tilde{b}_x^{i,j} = \frac{B_x^{i,j}}{5 \times N_x^{i,j}}$$

として求められる。 $x=15, 20, 25, 30, 35, 40, 45$ について $\tilde{b}_x^{i,j}$ を算出し，それらを合計した値が合計出生率（実績値）となる。都道府県 i 全体の女性 $x \sim x+4$ 歳人口と女性 $x \sim x+4$ 歳の出生数をそれぞれ N_x^i, B_x^i とすると，

$$N_x^i = \sum_j N_x^{i,j} \quad B_x^i = \sum_j B_x^{i,j}$$

となり，年齢別出生率に関する女性人口の重み付け平均 (E_x^i) と分散 (V_x^i) を下記の式により求める。

$$E_x^i = \sum_j \left(\tilde{b}_x^{i,j} \times \frac{N_x^{i,j}}{N_x^i} \right)$$

$$V_x^i = \sum_j \left(\left(\tilde{b}_x^{i,j} \right)^2 \times \frac{N_x^{i,j}}{N_x^i} \right) - (E_x^i)^2$$

ここで、下記の式によりパラメータ α_x^i 、 β_x^i を求める。

$$\alpha_x^i = E_x^i \left(\frac{E_x^i (1 - E_x^i)}{V_x^i} - 1 \right)$$

$$\beta_x^i = (1 - E_x^i) \left(\frac{E_x^i (1 - E_x^i)}{V_x^i} - 1 \right)$$

これらのパラメータを用いることにより、市区町村jの年齢別出生率（ベイズ推定値： $b_x^{i,j}$ ）は、

$$b_x^{i,j} = \frac{\alpha_x^i + B_x^{i,j}}{\alpha_x^i + \beta_x^i + 5 \times N_x^{i,j}}$$

として求められる。x=15, 20, 25, 30, 35, 40, 45 について $b_x^{i,j}$ を算出し、それらを合計した値が合計出生率（ベイズ推定値）となる。 $\alpha_x^i / (\alpha_x^i + \beta_x^i)$ は都道府県iの年齢別出生率に一致し、その合計を5倍した値も当然ながら都道府県iの合計出生率に一致することになる。したがって、市区町村別の合計出生率（ベイズ推定値）は、当該市区町村が属する都道府県の合計出生率（実績値）に近づき、市区町村の人口や出生数が少なくなるほど $\alpha_x^i / (\alpha_x^i + \beta_x^i)$ の寄与度が大きくなるため、都道府県の合計出生率（実績値）に引き寄せられることになる。

上述の式により、たとえば静岡県のパラメータ（ α_x^i と β_x^i ）を算出すると表3のとおりとなり、この α_x^i と β_x^i をもとに熱海市の合計出生率（ベイズ推定値）を算出したのが表4である。合計出生率（ベイズ推定値）の算出結果を小数点以下3位で四捨五入した値は公表値（1.22）と一致し、合計出生率（実績値）と比較すると約0.1上昇している。静岡県の全市町において、合計出生率（実績値）と合計出生率（ベイズ推定値）を比較したのが表5である。人口規模の大きい市や行政区では両者の差はほとんどないが、人口規模が小さくなると差が広がるケースも目立ち、合計出生率が表章されていない5町のうち河津町・西伊豆町・川根本町では約0.2の差がある。

表3 α_x^i と β_x^i の値（静岡県，平成25～29年）

	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	TFR
α_x	12.63	17.07	71.22	111.55	87.47	80.60	2.53	
β_x	3213.59	469.81	666.28	925.10	1531.72	8217.54	10293.32	
$\alpha_x / (\alpha_x + \beta_x)$	0.00392	0.03507	0.09656	0.10761	0.05402	0.00971	0.00025	1.53567

表4 合計出生率（ベイズ推定値）の算出例（静岡県熱海市，平成25～29年）

	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	TFR
B	15	95	181	212	158	44	0	
N	659	692	573	543	725	1,075	1,075	
B/5N (実績値)	0.00455	0.02746	0.06318	0.07808	0.04359	0.00819	0.00000	1.12521
α_x	12.63	17.07	71.22	111.55	87.47	80.60	2.53	
β_x	3213.59	469.81	666.28	925.10	1531.72	8217.54	10293.32	
$\alpha_x+B=C$	27.63	112.07	252.22	323.55	245.47	124.60	2.53	
$\alpha+\beta_x+5N=D$	6521.22	3946.88	3602.50	3751.65	5244.19	13673.14	15670.86	
C/D (ベイズ推定値)	0.00424	0.02840	0.07001	0.08624	0.04681	0.00911	0.00016	1.22485

注：Bは出生数，Nは女性人口， α_x と β_x は表3の値。

表5 合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較（静岡県内市区町，平成25～29年）

	実績値	ベイズ 推定値	差		実績値	ベイズ 推定値	差
静岡市葵区	1.392	1.395	0.003	袋井市	1.772	1.756	-0.015
静岡市駿河区	1.500	1.499	-0.001	下田市	1.572	1.565	-0.008
静岡市清水区	1.434	1.437	0.003	裾野市	1.758	1.732	-0.027
浜松市中区	1.539	1.537	-0.002	湖西市	1.513	1.520	0.007
浜松市東区	1.735	1.723	-0.012	伊豆市	1.268	1.334	0.066
浜松市西区	1.609	1.604	-0.006	御前崎市	1.764	1.731	-0.033
浜松市南区	1.584	1.581	-0.003	菊川市	1.690	1.671	-0.019
浜松市北区	1.532	1.534	0.001	伊豆の国市	1.404	1.426	0.022
浜松市浜北区	1.640	1.633	-0.007	牧之原市	1.511	1.521	0.010
浜松市天竜区	1.170	1.282	0.111	東伊豆町	1.268	1.418	0.149
沼津市	1.402	1.408	0.007	河津町	1.843	1.666	-0.177
熱海市	1.125	1.225	0.100	南伊豆町	1.640	1.583	-0.057
三島市	1.485	1.487	0.002	松崎町	1.567	1.553	-0.014
富士宮市	1.538	1.539	0.001	西伊豆町	1.197	1.430	0.233
伊東市	1.456	1.470	0.013	函南町	1.527	1.535	0.008
島田市	1.493	1.497	0.004	清水町	1.632	1.621	-0.011
富士市	1.586	1.585	-0.001	長泉町	1.851	1.804	-0.047
磐田市	1.578	1.576	-0.002	小山町	1.562	1.551	-0.011
焼津市	1.399	1.407	0.008	吉田町	1.563	1.569	0.006
掛川市	1.651	1.645	-0.006	川根本町	1.210	1.418	0.209
藤枝市	1.485	1.489	0.004	森町	1.320	1.387	0.067
御殿場市	1.770	1.752	-0.018				

4. 平成 25～29 年統計における合計出生率（実績値）と合計出生率（ベイズ推定値）の比較分析

図 2 は、平成 25～29 年統計で合計出生率（ベイズ推定値）が表章されている 1,885 市区町村について、合計出生率（実績値）を横軸、合計出生率（ベイズ推定値）を縦軸とした散布図である。上述のように、市区町村別の合計出生率（ベイズ推定値）は当該市区町村が属する都道府県の合計出生率（実績値）に近づくことになるため、合計出生率（ベイズ推定値）の分布は合計出生率（実績値）と比較して狭いレンジに収まる。また図 3 は、2015 年の日本人人口を横軸、合計出生率（ベイズ推定値）の合計出生率（実績値）に対する比を縦軸とした散布図である。本図で示されているとおり、人口規模が概ね 30,000 人以上では概ね比が 0.9～1.1 の範囲に収まっているが、人口規模が小さくなるほど比はバラツキが大きくなり、比の最大値は奈良県上北山村の 1.95（2015 年日本人人口 511 人、合計出生率（実績値）0.67、合計出生率（ベイズ推定値）1.30）、比の最小値は沖縄県北大東村の 0.56（2015 年日本人人口 627 人、合計出生率（実績値）3.86、合計出生率（ベイズ推定値）2.14）であった。合計出生率（実績値）と合計出生率（ベイズ推定値）の上位と下位の 10 市区町村（表 6）を見ても両者は大きく異なっており、とりわけ下位 10 市区町村については、合計出生率（ベイズ推定値）では政令指定都市の行政区が大半を占めるのに対して、合計出生率（実績値）では過疎地域に属する町村が目立つ結果となっている。

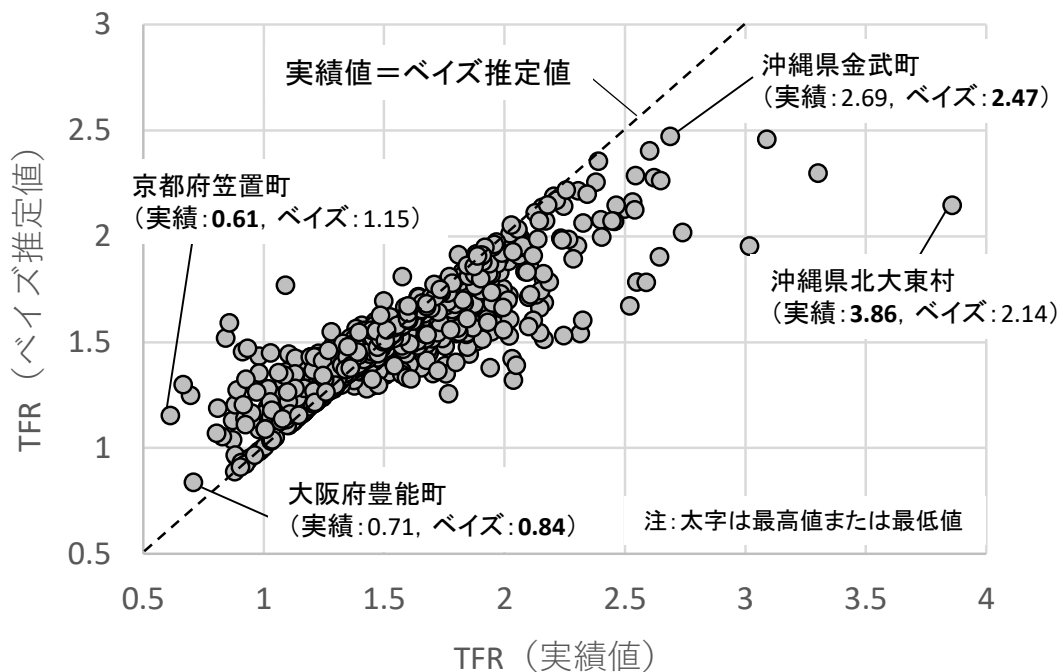


図 2 合計出生率の実績値とベイズ推定値の分布（全国，平成 25～29 年）

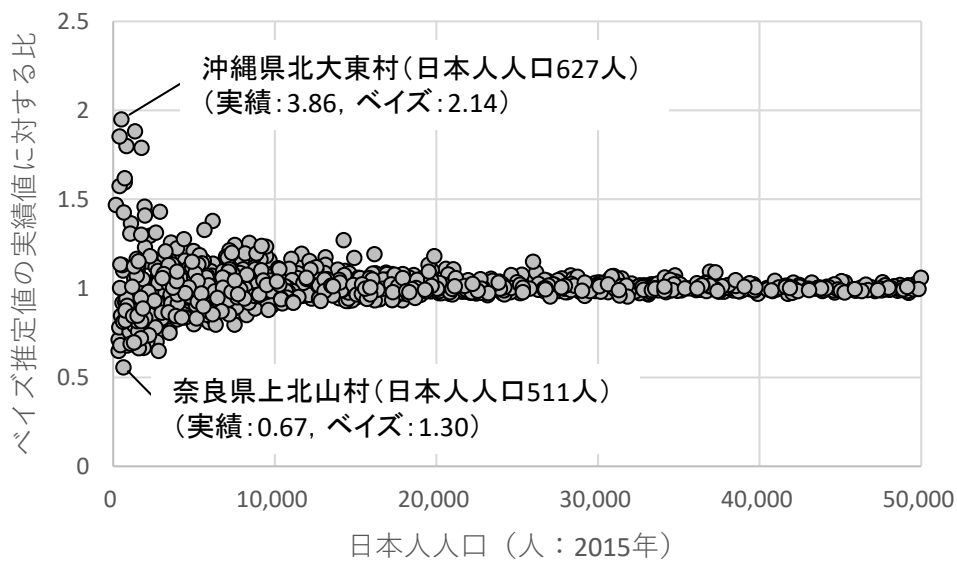


図3 日本人人口の規模とベイズ推定値の実績値に対する比 (全国, 平成 25~29 年)

表6 実績値とベイズ推定値による合計出生率が上位と下位の10市区町村 (全国, 平成 25~29 年)

実績値				ベイズ推定値			
上位				上位			
順位	都道府県	市区町村	TFR	順位	都道府県	市区町村	TFR
1	沖縄県	北大東村	3.86	1	沖縄県	金武町	2.47
2	沖縄県	南大東村	3.30	2	鹿児島県	伊仙町	2.46
3	鹿児島県	伊仙町	3.09	3	鹿児島県	徳之島町	2.40
4	宮崎県	椎葉村	3.02	4	沖縄県	宮古島市	2.35
5	熊本県	水上村	2.74	5	沖縄県	南大東村	2.30
6	沖縄県	金武町	2.69	6	沖縄県	宜野座村	2.29
7	鹿児島県	知名町	2.65	7	鹿児島県	天城町	2.28
8	鹿児島県	宇検村	2.64	8	鹿児島県	知名町	2.26
9	鹿児島県	天城町	2.62	9	熊本県	錦町	2.25
10	鹿児島県	徳之島町	2.60	10	沖縄県	南風原町	2.22

下位				下位			
順位	都道府県	市区町村	TFR	順位	都道府県	市区町村	TFR
1	京都府	笠置町	0.61	1	大阪府	豊能町	0.84
2	奈良県	上北山村	0.67	2	京都府	京都市下京区	0.89
3	奈良県	御杖村	0.70	3	福岡県	福岡市中央区	0.91
4	大阪府	豊能町	0.71	4	大阪府	大阪市浪速区	0.92
5	奈良県	下市町	0.81	5	京都府	京都市東山区	0.93
6	東京都	青ヶ島村	0.81	6	東京都	豊島区	0.94
7	埼玉県	鳩山町	0.83	7	京都府	京都市上京区	0.95
8	長野県	王滝村	0.84	8	北海道	当別町	0.96
9	鹿児島県	三島村	0.86	9	大阪府	大阪市中央区	0.97
10	茨城県	利根町	0.87	10	埼玉県	毛呂山町	0.97

5. 平成5～9年統計以降の合計出生率の実績値とベイズ推定値の再計算と両者の比較

上述のように、ベイズ推定法は平成5～9年統計で初めて適用された後、平成10～14年統計以降は、市区町村別の合計出生率はベイズ推定値が主たる表章値となっている。ベイズ推定法は小地域別の人口動態指標の推定に有効な手法とされ、「人口動態市区町村別統計」では標準化死亡比にも適用されているが、その妥当性について検証した資料は見当たらない。本節では主にベイズ推定の妥当性を検証することを目的として、平成5～9年統計から平成25～29年統計の5期間を対象に合計出生率（実績値）と合計出生率（ベイズ推定値）の比較を行う。妥当性の判断には本来多角的な検証が必要であるが、両者の差の偏りはひとつの判断材料となるだろう。仮に両者の大小関係に大きな偏りがなければ、ベイズ推定法は妥当である可能性が高いが、どちらか一方の値が継続的に高い（または低い）場合はベイズ推定法が必ずしも妥当とはいえないと考えられる。

平成20～24年統計以前では、分母となる国勢調査の年齢不詳人口（および国籍不詳人口）按分済みの女性5歳階級別日本人人口が存在しないため、公表値から「人口動態市区町村別統計」で表章されている実績値とベイズ推定値を再現することができない。そこで、まず「人口動態市区町村別統計」による合計出生率の実績値と統合的な女性5歳階級別日本人人口を求めることとした。平成17年以前の国勢調査では年齢不詳人口のみが存在するが、年齢不詳人口を日本人と外国人の総人口により比例配分した後、日本人として配分された人口を日本人の年齢別人口により比例配分することによって実績値と統合的な女性5歳階級別日本人人口を得た。一方、平成22年国勢調査では年齢不詳人口に加えて国籍不詳人口も存在し、双方の不詳人口を按分する必要があるが、静岡県から提供されたワークシートにより全国の市区町村について実績値と統合的な女性5歳階級別日本人人口の作成が可能となった³。また上述のように、ベイズ推定にあたり平成5～9年統計と平成10～14年統計では「市区町村を含むより広い地域」として二次医療圏が適用されているが、これを平成15～19年統計以降で適用されている都道府県に置き換えてベイズ推定値の再計算を行った。

5期間での比較にあたり、ひとつ問題となるのは「平成の大合併」等に伴う各期間における市区町村境域の違いである。そのため市区町村は平成29年末現在の境域に統一し、期間中に行政区の再編などが多く発生している政令指定都市については市全体を1境域とした。年齢別出生率の実績値は単純に合併後の境域にデータを組み替えるだけで算出可能であるが、ベイズ推定値（ f_x^B ）は下記の式により算出した。

$$f_x^B = \frac{\sum_i (P_{i,x} \times f_{i,x}^B)}{5 \times \sum_i P_{i,x}}$$

³ ワークシートをご提供いただいた静岡県健康福祉部こども未来局こども未来課の渡邊知也様に深く感謝申し上げます。

ここで、 $P_{i,x}$ ：合併前境域の市町村 i の女性年齢 $x \sim x+4$ 歳日本人人口、 $f_{i,x}^B$ ：合併前境域の市町村 i で算出した女性 $x \sim x+4$ 歳のベイズ推定出生率、である。すなわち、合併前の境域で算出した年齢別出生率（ベイズ推定値）と女性の年齢 5 歳階級別人口の積和をベイズ推定値による合併後の出生数と考え、これを合併後の女性の 5 歳階級別人口の 5 倍で割った値を合併後の年齢別出生率（ベイズ推定値）とした。この年齢別出生率の合計を 5 倍した値が合計出生率（ベイズ推定値）となる。

静岡県の市町において、5 期間における実績値とベイズ推定値の比較を行った結果を表 7 に示した。全体としてみれば、人口規模の小さい自治体では概ね実績値の方が高い傾向があるが、地域によっても傾向が異なっている。図 4 は、これらのなかから静岡市・河津町・西伊豆町の 3 市町について合計出生率（実績値）と合計出生率（ベイズ推定値）の推移を示したものである。静岡市と西伊豆町では 5 期間ともベイズ推定値の方が高いが、人口規模の大きい静岡市では実績値との差はいずれもごくわずかであるが、西伊豆町ではやや差が大きくなっている。一方河津町では逆に 5 期間とも実績値の方が高く、とくに平成 15～19 年以降では差が大きい。

表 7 合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較（静岡県内市町）

	平成5 ～9年	平成10 ～14年	平成15 ～19年	平成20 ～24年	平成25 ～29年		平成5 ～9年	平成10 ～14年	平成15 ～19年	平成20 ～24年	平成25 ～29年
静岡市	×	×	×	×	×	伊豆市	○	×	×	×	×
浜松市	×	×	○	○	○	御前崎市	○	○	○	○	○
沼津市	×	○	×	×	×	菊川市	○	○	○	○	○
熱海市	×	×	×	×	×	伊豆の国市	×	×	×	×	×
三島市	×	×	×	×	×	牧之原市	○	○	○	×	×
富士宮市	×	×	×	○	×	東伊豆町	×	×	×	×	×
伊東市	×	×	×	×	×	河津町	○	○	○	○	○
島田市	○	×	×	×	×	南伊豆町	○	○	○	○	○
富士市	×	×	×	○	○	松崎町	○	○	○	×	○
磐田市	×	×	○	○	○	西伊豆町	×	×	×	×	×
焼津市	×	○	○	×	×	函南町	○	×	×	×	×
掛川市	○	○	○	○	○	清水町	○	○	○	○	○
藤枝市	○	×	×	×	×	長泉町	○	○	○	○	○
御殿場市	○	○	○	○	○	小山町	○	○	×	×	○
袋井市	○	○	○	○	○	吉田町	○	○	○	○	×
下田市	×	○	×	×	○	川根本町	○	×	×	○	×
裾野市	○	○	○	○	○	森町	×	○	○	×	×
湖西市	×	○	×	×	×						

○：実績値＞ベイズ推定値 × 実績値＜ベイズ推定値

注：グレー表示は「平成 25～29 年 人口動態保健所・市区町村別統計」において
合計出生率が非表章となっている自治体

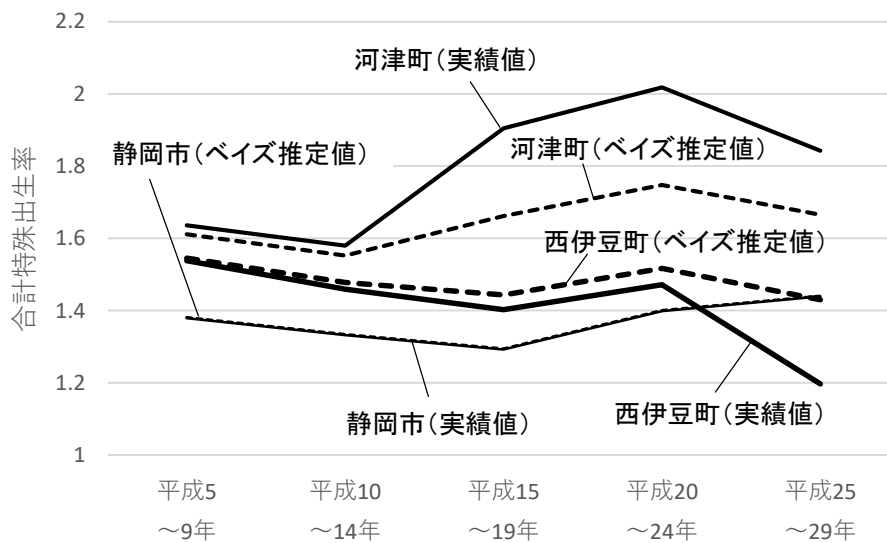


図4 合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較（静岡市，河津町，西伊豆町）

図3に示したように、人口規模が大きくなれば合計出生率（実績値）と合計出生率（ベイズ推定値）の差は縮小することから、以下では人口規模の小さい自治体を対象として両者の比較を行う。平成25～29年統計において合計出生率（実績値）が非表章の全国418市町村のうち、平成10～14年統計と平成15～19年統計で合計出生率（ベイズ推定値）が表章されていない東京都三宅村を除く417市町村において、実績値とベイズ推定値の5期間の大小関係を示したのが表8である。5期間すべてにおいて実績値がベイズ推定値を上回る市町村は176（全体の42.2%）にのぼる。5期間中4期間において実績値の方が高い市町村も88（全体の21.1%）となり、6割以上の市町村では実績値が高い方に偏っているといえる。一方で、5期間中実績値がベイズ推定値を上回るのが1期間以下の市町村も53（全体の12.7%）存在し、これらの市町村では実績値が低い方に偏っているといえる。以下では、個別の市町村について実績値とベイズ推定値の推移を観察する。

表8 合計出生率の実績値>ベイズ推定値となる期間数別市区町村数
（平成5～9年から平成25～29年の5期間について）

	0期間	1期間	2期間	3期間	4期間	5期間
市区町村数	19	34	45	55	88	176
構成比 (%)	4.6	8.2	10.8	13.2	21.1	42.2

注：平成25～29年統計で合計出生率（ベイズ推定値）が非表章となっている417市町村について。

まず、福島県金山町では図5-1のとおりである。金山町では実績値がジグザグに推移しているが、ベイズ推定値（都道府県）では滑らかな変化となっており、ベイズ推定により長期的

な傾向が概ね的確に捉えられている例と考えられる。一方、東京都御蔵島村（図 5-2）をみると、5 期間すべてにおいて実績値がベイズ推定値を上回り、両者の差が非常に大きくなっている。御蔵島村は 2015 年の総人口が 335 人の小規模自治体であることに加え、出生率の低い東京都を「より広い地域」としてベイズ推定が行われるため、ベイズ推定値（都道府県）は東京都の実績値に引き寄せられることになる。ただし、「より広い地域」を二次医療圏「島しょ」としてベイズ推定が行われている平成 5～9 年と平成 10～14 年のベイズ推定値（二次医療圏）では、ベイズ推定値（都道府県）よりも大幅に実績値に近い値となっている。群馬県下仁田町（図 5-3）では、逆に 5 期間すべてにおいて実績値がベイズ推定値（都道府県）を下回るが、「より広い地域」を二次医療圏「富岡」としてベイズ推定が行われている平成 5～9 年と平成 10～14 年のベイズ推定値（二次医療圏）では、やはり実績値に近くなっている。沖縄県多良間村（図 5-4）は、平成 10～14 年統計において「人口動態市区町村別統計」開始以降で合計出生率が最高値となる 3.14 を記録したことにより、当時大きな注目を集めたが、これは「より広い地域」を二次医療圏「宮古」とした場合のベイズ推定値（二次医療圏）の値であり、「より広い地域」を沖縄県とした場合のベイズ推定値（都道府県）は 2.45 となる。一方、平成 10～14 年の実績値は 4.63 であり、双方のベイズ推定値より大幅に高い。その後も平成 20～24 年までは実績値で高い水準を維持し、ベイズ推定値（都道府県）との乖離が大きい。平成 25～29 年では実績値が急低下したためにベイズ推定値（都道府県）とほぼ同じ水準となっている。

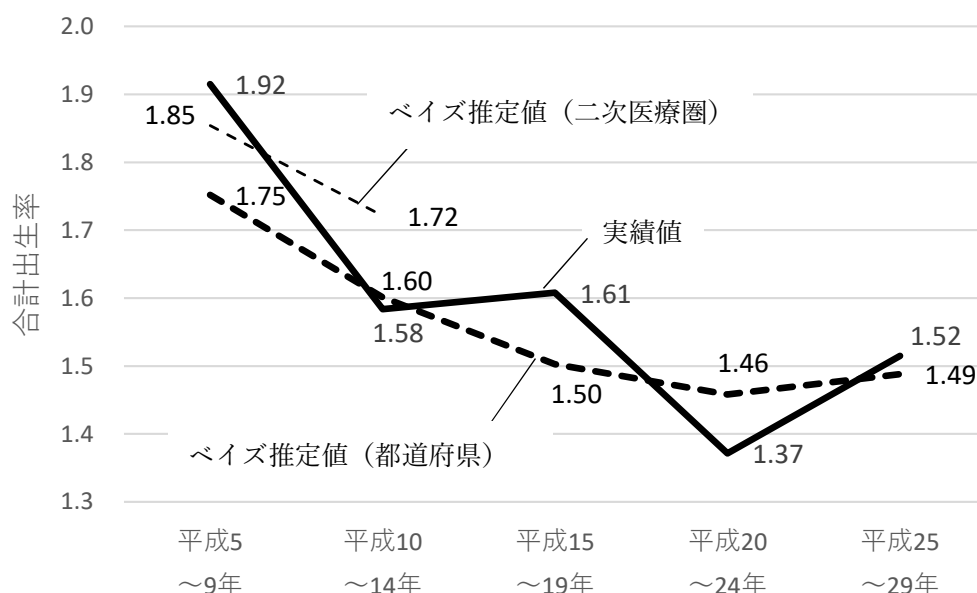


図 5-1 合計出生率の推移（福島県金山町）

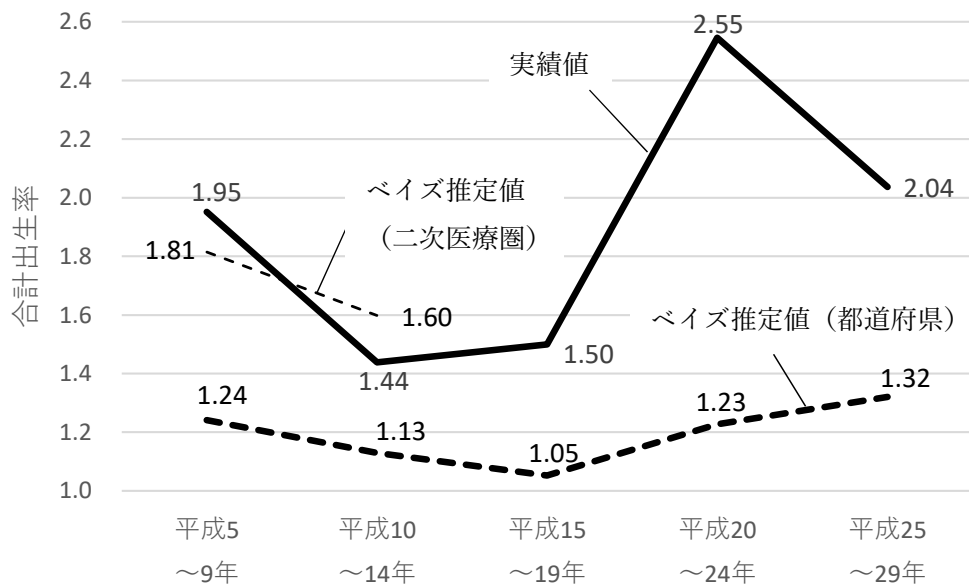


図 5-2 合計出生率の推移（東京都御蔵島村）

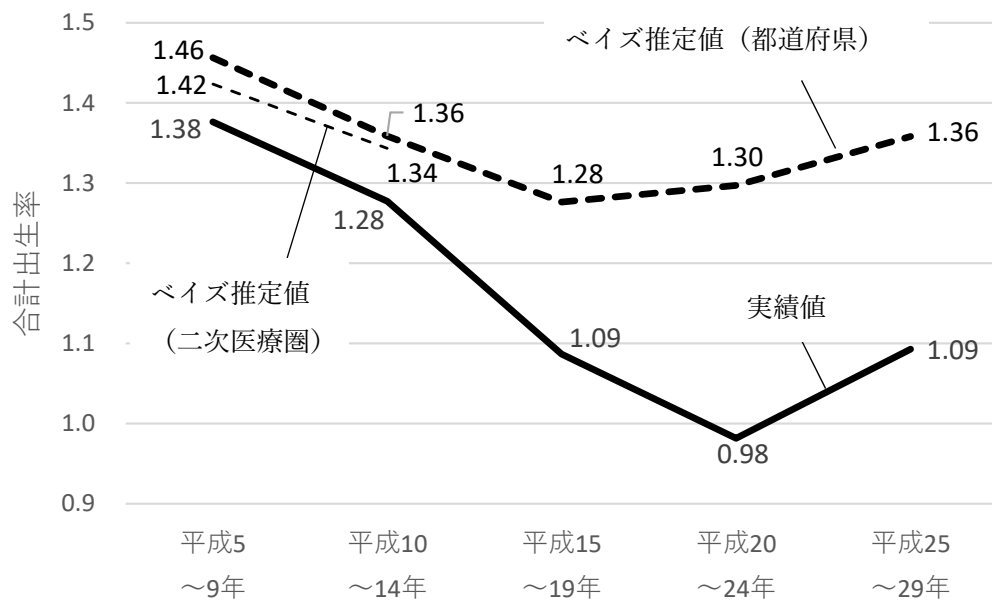


図 5-3 合計出生率の推移（群馬県下仁田町）

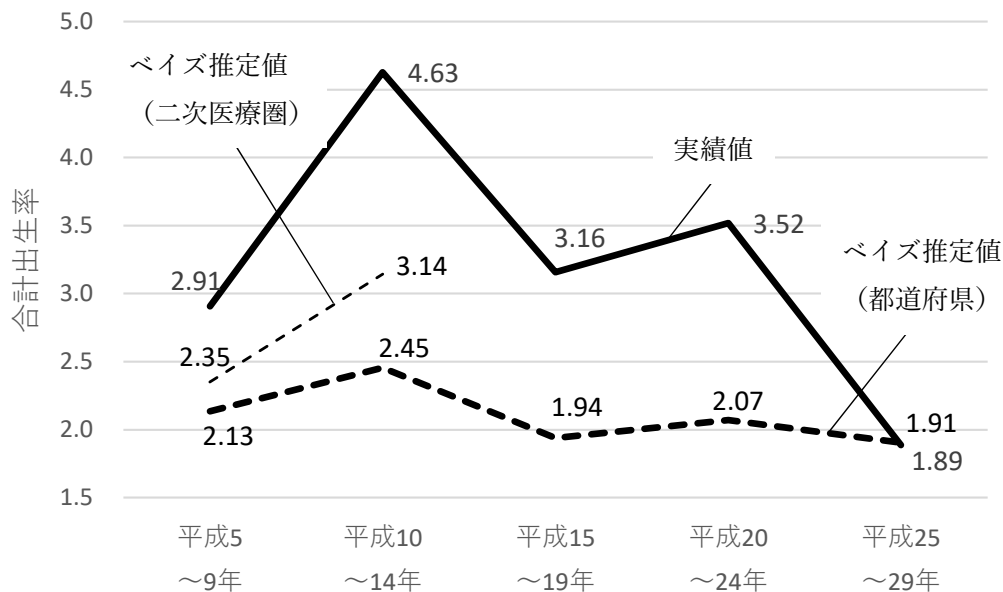


図 5-4 合計出生率の推移（沖縄県多良間村）

6. まとめと考察

本稿では、「人口動態市区町村別統計」における合計出生率の実績値とベイズ推定値の算出方法を確認したうえで、平成 5～9 年から平成 25～29 年の 5 期間においてとくに両者の値の乖離が大きくなりがちな人口規模の小さい自治体を中心として実績値とベイズ推定値の比較を行った。その結果、小規模自治体では全体の 6 割以上において実績値が高い方に偏っており、ベイズ推定により市町村の出生率（実績値）より低い都道府県の出生率（実績値）に引き寄せられる傾向が強いことなどが明らかとなった。以下では、その要因等について考察を加える。

都道府県内には都市的な地域と農村的な地域が存在し、概ね前者では人口規模が大きく出生率は低いのに対して、後者では人口規模が小さく出生率は高い。再三述べているように、平成 15～19 年以降のベイズ推定では「より広い地域」として都道府県が採用されているため、市区町村別の出生率（ベイズ推定値）は都道府県の出生率（実績値）に近づくことになるが、農村的で人口規模の小さい市町村では概して都道府県の出生率より高い傾向があるために、ベイズ推定値よりも実績値の方が高くなりがちとなる。また、都道府県の出生率は人口規模の大きい域内の都市的な地域の出生率に近くなるために、人口規模の小さい市町村では実績値とベイズ推定値の差が広がりやすい。また、農村的な性格が強い地域でも、地域固有の事情等によって実績値が低い方に偏る市町村も少なくない。たとえば、平成 5～9 年から平成 25～29 年の 5 期間中 4 期間で実績値がベイズ推定値を下回っている東京都奥多摩町では、町内に産婦人科や小児科など子育て支援に必要な診療科がない（浦野 2011）こ

となども低出生率に影響していると考えられ、同様のケースは他にも存在するであろう。もちろん、人口規模が小さくなるほど出生率が不安定になりやすいことは疑いない事実であり、何らかの補正の必要性は認められるものの、上述のような諸々の事情を考慮すると、「より広い地域」を都道府県とする現行のベイズ推定法には、検討の余地が大きいといえるのではないかと考えられる。

仮にベイズ推定の枠組みを維持するのであれば、「より広い地域」を平成 10～14 年統計以前において採用されていた二次医療圏に戻すことがひとつの可能性としてあり得るだろう。二次医療圏は、都道府県別に概ね 30 万人程度の人口規模を持つ日常生活圏として全国を覆うように定められている区域であり、出生や死亡に関してもある程度同一的な性格を持っている（佐伯ほか 1999）。図 5-1～図 5-4 から明らかなように、平成 5～9 年と平成 10～14 年では、ベイズ推定値において「より広い地域」を都道府県とするよりも二次医療圏とした方が概ね実績値に近い結果が得られており、「より広い地域」として二次医療圏は都道府県よりも適切ではないかと考えられる。当然ながら、同じ二次医療圏のなかにも都市的な地域・農村的な地域など様々な性格を持った地域が含まれるため、一律に二次医療圏を「より広い地域」とすることの妥当性も検証する必要があるが、全国統一的な基準で指標を算出するという観点からは十分検討に値するであろう。その他の推定法としては、過去に観察された実績値とベイズ推定値の乖離の情報を反映させる手法や、ベイズ推定法に依拠しない別の手法も考えられる。たとえば、原（2008）でも指摘されているように、合計出生率の水準にはそれぞれの市町村における固有の事情が影響している場合も多いことから、当該市町村のみのデータを活用して推定する手法も一考の価値があると思われる。その場合は 5 年間ではなく、より長期の人口と出生数のデータから当該市町村の出生率のトレンドを分析し、年齢別出生率および合計出生率を推定するような手法があり得るだろう。

都道府県を「より広い地域」とするベイズ推定法は、市区町村別の出生率のみならず標準化死亡比や「市区町村別生命表」など死亡に関する指標作成にも活用されている⁴。死亡指標についても、本稿で行ったような実績値とベイズ推定値を比較したうえで検証する必要があるが、所得格差等に起因する健康格差は大都市圏の中心都市間や郊外間でも存在することが近年の研究でも指摘されており（Nakaya and Hanibuchi 2020）、そのような状況のなかで一律に都道府県を「より広い地域」としてベイズ推定法を適用することには、やはり検討の余地があるといえよう。

今後は、実績値とベイズ推定値の比較分析を深化させ、現行のベイズ推定法に代わり得る、より蓋然性の高い手法を検討することが主たる課題となる。

⁴ 「市区町村別生命表」において、ベイズ推定の「より広い地域」は、政令指定都市の行政区および東京都 23 区ではそれぞれ政令指定都市全体および東京都特別区部全体とされ、その他の市町村では都道府県となっている（厚生労働省政策統括官 2018）。

参考文献

- 浦野慶子 (2011) 「東京都奥多摩町における健康なまちづくり」『帝京社会学』24号, pp.79-91.
- 厚生労働省政策統括官付参事官付人口動態・保健社会統計室 (2020) 「平成25年~29年 人口動態保健所・市区町村別統計の概況 : 人口動態統計特殊報告」『厚生 の 指標』67 卷 13 号, pp.53-57.
- 厚生労働省政策統括官編 (2018) 『平成27年 市区町村別生命表』
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1990) 『昭和60年 人口動態保健所別統計 人口動態統計特殊報告』
- 佐伯則英・平子哲夫・中田正 (1999) 「人口動態市区町村別統計へのベイズ統計の応用について (2)合計特殊出生率への応用」『厚生 の 指標』46 卷 11 号, pp.3-10.
- 原俊彦 (2008) 「札幌市の少子化 : 人口学的特徴・社会経済的背景・政策的対応可能性」『札幌市立大学研究論文集』2 卷 1 号, pp.5-16.
- Nakaya T. and Hanibuchi T. (2020) "Geographic Disparities in Health", In *Health in Japan: Social Epidemiology of Japan since the 1964 Tokyo Olympics*. Oxford University Press, pp. 265-280.

夫婦の出生歴と居住地移動 — 人口動態調査出生票を用いた分析 —

中川雅貴・小池司朗

1. 背景と目的

結婚や出生といった家族構成の変化を伴うライフイベントは、若年期における居住地移動と密接に関連することが知られている（Mulder & Wagner 1998; 2001; Kulu 2008; Kulu & Steele 2013）。日本国内においては、とりわけ大都市圏における低出生率への関心を背景に、若年期における地域間の移動歴・移動類型が家族形成や出生行動に与える効果に着目した分析成果が蓄積されてきた（鎌田ほか 2019; 小池 2009; 2014; 山内ほか 2020）。これらの研究は、「人口移動調査」（国立社会保障・人口問題研究所）のデータを用いていることもあり、結婚・出生に至る移動歴を都道府県間の移動に基づいて把握している点に加え、サンプル規模の制約により、詳細な地域分類による分析には至っておらず、比較的長距離の — すなわち発生頻度が低い — 移動の観察に依拠した分析に留まっている。したがって、例えば大都市圏中心部から郊外への移動、あるいは大都市圏中心部への都心回帰等、市区町村間移動の把握が必要となる詳細な移動パターンが、結婚や出生といったライフイベントの発生といかんして関連しているのか、家族のライフコースと居住地選好の関連にはどのような地域的傾向が見られるのかについては、必ずしも明らかにされていない。

地域人口に関する視点から検討すると、高度経済成長期以降の大都市部の外延的な拡大に際しては、子育て世代による郊外への移動が主たる要因の一つとなったことが指摘されているが（川口 2002; 江崎 2006）、2000年代以降の「都心回帰」（小池 2017）の局面において生じた若年世帯の移動特性の変化に関する分析はほとんどみられない。とりわけ大都市圏内部における近年の人口移動傾向の変化を、家族形成・拡大期における移動の発生および居住地選択に関するミクロの視点から検証し、その裏付けを試みることは、少なからず意義のある作業であると考えられる。

これらを踏まえて本研究では、国内で発生する出生の全件を長期間に渡ってカバーする人口動態調査・出生票の個票データを用いて、夫婦単位の出生歴に関する縦断データの作成を試みたうえで、出生時の居住地の情報から把握できる市区町村間移動との関連についての分析を行う。分析に際しては、全国の市区町村を「大都市圏・中心部」「大都市圏・非中心部」「非大都市圏・中心部」「非大都市圏・非中心部」に分類したうえで、第一子出生時から第二子出生時にかけての市区町村間移動について、とくに都市圏内移動のパターンとその変化について検証する。次節では、分析に用いるデータと分析方法について説明する。

2. データと方法

本研究では、人口動態調査・出生票（以下、出生票とする）において父と母の出生年月日に関する情報が得られる 1992 年以降の個票データを用いて、母と父の出生年月の組み合わせによるカップル単位の個体識別情報を作成する。そのうえで、出生時の居住地（市区町村）に関する情報を用いて、第一子出生時から第二子出生時にかけての市区町村間移動の発生および移動パターンを分析する。なお、以下本稿で「移動率」という場合には、とくに断りのない限り、上記の観察にもとづく第二子出生時に居住する市区町村が第一子出生時と異なるカップルの割合を指す。

1992 年以降に第一子出生を経験したカップルのうち、2018 年までの出生票によって出生順位と矛盾なくカップル単位の出生歴が把握できたのは約 977 万組であり、このうち第二子以降の出生が確認されたのは約 605.7 万組であった。第一子出生時居住地あるいは第二子出生時の居住地のいずれかが「国外」あるいは不明であったケースについては分析の対象外とした¹。この結果、最終的な分析対象は 6,053,441 カップルとなった。

分析に際しては、全国の市区町村を「三大都市圏」と「非三大都市圏」に分類し、さらにそれぞれを「中心部」と「非中心部」に分類したうえで、第一子出生時から第二子出生時にかけての市区町村間移動について、都市圏内の中心—非中心間移動の地域的パターンとその変化を中心に検証した。地域の分類に際しては、総務省統計局が「平成 27 年国勢調査」に基づいて設定している 14 の都市圏のうち、関東大都市圏・近畿大都市圏・中京大都市圏を「三大都市圏」とし、それぞれに含まれる政令指定都市の区を中心部とした。以下本稿では、これらの三大都市圏を、それぞれ東京圏・大阪圏・名古屋圏と表記する。「非三大都市圏」については、上記以外の都市圏（三大都市圏以外の大都市圏を含む）の中心市として設定されている市（政令指定都市の区を含む）を中心部とした。市区町村の区分は、観察期間の 1992 年 1 月～2018 年末までの市区町村合併を反映させ、2018 年末のものに統一した。したがって、1992 年 1 月以降の合併により合併された市区町村間の移動については、合併前のものであっても「同一市町村内」の移動とみなし、ここでの分析対象となる「市区町村間移動」には含まれないものとした。同様に、1992 年 1 月以降に政令指定都市に移行した市内の区間移動については、移行後のものであっても、「市区町村間移動」には含まないものとした²。

なお、本研究で使用した人口動態調査の調査票情報は、統計法第 33 条の規定に基づき二次利用したものである。

¹ 人口動態調査では、届け出の出生年月日が調査「前々年以前」であったケースの出生時の市区町村については不詳と表記され、都道府県に関する情報しか把握できない。

² したがって、千葉市（1992 年 4 月）、さいたま市（2003 年 4 月）、相模原市（2010 年 4 月）、堺市（2006 年 4 月）、新潟県（2007 年 4 月）、静岡県（2007 年 4 月）については、政令指定都市移行後の市内区間移動も、移行前のものと同様に「市区町村内移動」として扱い、本稿の分析対象とする「市区町村間移動」には含まない。

3. 結果

主な分析結果は以下のとおりである。

3-1. 第一子出生時居住地の地域類型別にみた移動の発生および移動パターン

第一子出生から第二子出生にかけて市区町村間の移動が確認できたカップルの割合は、分析の対象となったカップル全体のうち **22%**であり、この割合は第一子出生時の居住地が「大都市圏・中心部」であった場合に高い傾向が見られる（表 1）。大都市圏の中でも、第一子出生時に東京圏・中心部に居住していたケースにおいて、第二子出生時にかけての移動率が最も高くなっており（**31.5%**）、名古屋圏（**30.5%**）、大阪圏（**29.5%**）と続く。大都市圏・非中心部についても、東京圏における移動率が最も高いが、第一子出生時の居住地が大阪圏・非中心部あるいは名古屋圏・中心部であった場合の移動率は、いわゆる地方都市に該当すると考えられる非大都市圏・中心部における移動率（**24.6%**）を下回っている。また、第一子出生時の居住地が非大都市圏・非中心部であった場合に、第二子出生時に異なる市区町村に居住するカップルの割合は **17%**と顕著に低い。

第一子出生時から第二子出生時にかけて市区町村間移動が確認されたケースのうち、その移動先の分布を、第一子出生時の居住地の地域類型別に示したものが表 2 である。移動率が最も高い大都市圏・中心部については、その **85%**以上が第二子出生時（すなわち移動後）も大都市圏に居住している（表 2-1）。ただし、移動後も同じ大都市圏の中心部内に留まっている割合は、平均しても **40%**台であり、大都市圏間の差も大きい。具体的には、第一子出生時に東京圏・中心部に居住していたケースでは、第二子出生時にかけての移動後も同じ東京圏・中心部に居住する割合が **48%**と、他の大都市圏と比較して顕著に高い（表 2-1）。同じ割合を大阪圏・中心部、名古屋圏・中心部についてみると、それぞれ **38%**・**37%**である。一方、第二子出生時の居住地が「同じ大都市圏の非中心部」となる郊外への移動の割合は、東京圏で最も低く（**31%**）、大阪圏では **10** ポイント以上高い **41%**となっている。このことから、東京・大都市圏における特徴として、中心部内での移動の割合が相対的に高いことが確認できる。なお、第一子出生時に名古屋圏・中心部に居住していたケースについては、別の大都市圏に移動する割合が、中心部と非中心部を合わせて **17%**を超えており、他の大都市圏・中心部からの移動パターンと比較して顕著に高いという特徴がみられる。

第一子出生時の居住地が大都市圏・非中心部であったケースでは、第二子出生時に他の市区町村での居住が確認された場合でも、その **60%**以上が「同じ大都市圏の非中心部」内における移動となっている（表 2-2）。また、この割合については、地域間（大都市圏間）で大きな差はみられない。第一子出生時の居住地が非大都市圏であった場合は、中心部・周辺部に関わらず、**80%**以上が移動後も非大都市圏に居住している（表 2-3）。ただし、非大都市圏・中心部に居住していた移動ケースのうち、約 **45%**が非中心部に移動するのに対して、非大都市圏・非中心部から中心部に移動する割合は約 **12%**に留まっている（表 2-3）。

3-2. 地域別にみた移動率および移動パターンの変化

第一子出生から第二子出生にかけて市区町村間移動を経験する割合は、第一子出生時に大都市圏・中心部に居住していたケースにおいて、2000年代以降すべての大都市圏でやや上昇している（表 3）。第一子出生時の居住地が東京圏・中心部であったカップルの移動率を第二子出生年別にみると、2010年以降32%を超えており（表 3-1）、東京圏と比較して移動率が相対的に低かった大阪圏・中心部においても、2010年以降は30%を超えるようになった（表 3-2）。名古屋圏・中心部については、2000年代以降の移動率の上昇が最も顕著であり、2015年以降は34%となり、東京圏・中心部からの移動率を超えている（表 3-2）。

第一子出生時以降の市区町村間移動により、第二子出生時に別の市区町村に居住しているケースについて、その移動先の分布を第二子出生年別にみると、東京圏・中心部、大阪圏・中心部、名古屋圏・中心部のいずれにおいても、同じ大都市圏内の中心部に移動する割合が2000年代以降に上昇している（表 3-1～表 3-2）。例えば、東京圏・中心部からの移動については、1990年代後半に45%であった中心部内の移動の割合が、2000年代以降は50%近くに上昇している（表 3-1）。一方で、大都市圏内における移動のうち、非中心部すなわち郊外に向かう移動の割合は、1900年代と比較して低い水準にある。加えて、東京圏・中心部から非大都市圏に向かう割合にも低下傾向がみられ、同様の傾向は名古屋圏・中心部からの移動についても確認できる。

第一子出生時に大都市圏・非中心部に居住していたケースについて見ると、いずれの大都市圏においても移動率に変化は見られない（表 4）。また、移動先の分布についても、非大都市圏に移動する割合が一様に低下している点以外は、大きな変化は見られない。例えば、第一子出生時の居住地が東京圏・中心部であったケースでは、第二子出生年別にみた移動率が1990年代後半以降25%台で安定しており、東京大都市圏内における移動のうち東京・中心部に向かう割合は17%～18%台で推移している（表 4-1）。ただし、移動が確認されたケースのうち、非大都市圏に向かう割合は、1990年代前半には28%、1990年代後半には19%となっていたが、2000年代後半以降は15%台にまで低下している（表 4-1）。同様の傾向は、第一子出生時の居住地が大阪圏・非中心部であったケースについても確認できる（表 4-2）。名古屋圏・非中心部では移動率そのものが上昇傾向にあり、とくに近年、名古屋圏の中心部に移動する割合が上昇するという特徴的な変化がみられる（表 4-3）。

いわゆる地方都市として位置づけられる大都市圏・中心部からは、第一子出生時から第二子出生時にかけての移動のうち40%以上が非大都市圏・非中心部に向かっているが、2000年代以降、この割合に若干の低下傾向がみられる（表 5-1）。一方、移動後も非大都市圏・中心部に向かう割合は、上昇を続けている（表 5-1）。第一子出生時に非大都市圏・非中心部に居住していたケースでは、第二子出生時にかけての市区町村移動の発生率が上昇しているものの、移動先の地域類型の分布に大きな変化は見られない（表 5-2）。

4. 考察とまとめ

本稿では、1992年以降の人口動態調査出生票から得られる母と父の出生年月の組み合わせから、カップルを単位とする個体識別情報を作成したうえで、第一子出生時から第二子出生時にかけての居住地移動の発生および移動パターンの変化についての分析を行った。分析の結果、追加的な出生に伴う移動の発生率が、とくに大都市圏中心部において上昇傾向にあることが確認された。移動先の地域類型の変化をみると、郊外地域として位置づけられる非中心部に向かう移動の割合が低下する一方で、大都市圏中心部内での移動の割合が上昇していることから、2000年代以降の都心回帰現象においては、子育て世代による移動パターンの変化、とりわけ郊外への転出傾向の低下が一定の役割を果たしていることが示唆される。また、とくに東京圏について観察された非大都市圏への移動の割合の低下は、近年のUターン移動の動向を裏付けるとともに、その要因を検討する上で重要な知見を提供していると言えよう。

本稿における分析結果は、大都市圏内における中心部と非中心部間の移動という比較的短・中距離の移動と、大都市圏から非大都市圏への長距離移動のいずれにおいても、家族形成・拡大期にある若年世帯の移動パターンの変化が、近年の都心回帰ならびに一極集中といった人口移動の潮流における一つの構成要素となっていることを含意する。なお、中心部への回帰傾向は非大都市圏についても確認されたが、この分析結果は、いわゆる地方都市を中心とする非大都市圏における人口分布の変化とその要因を検証するうえでも、有益な知見となると考えられる。

上記で示した都市圏内部における移動パターンの変化は、人口動態調査出生票による情報を活用した市区町村間移動について、20年間以上の期間を観察対象にしたことによって検証が可能となったものである。本稿で示した分析をベースに、人口動態調査・婚姻票とのマッチングによりカップル単位の縦断データを拡張するとともに、第3子出生時以降の移動を考慮した分析を検討することが今後の課題である。

引用文献

- Kulu, H. (2008) "Fertility and Spatial Mobility in the Life Course: Evidence from Austria", *Environment and Planning A*, 40 (3): 632–652.
- Kulu, H. and Steele, F. (2013) "Interrelationships Between Childbearing and Housing Transitions in the Family Life Course", 50 (5): 1687-1714.
- Mulder, C. H. & Wagner, M. (1998) "First-time Home-ownership in the Family Life Course: A West German-Dutch Comparison", *Urban Studies*, 35 (4): 687–713.
- Mulder, C. H. & Wagner, M. (2001) "The Connections between Family Formation and First-time Home ownership in the Context of West Germany and the Netherlands", *European Journal of Population*, 17: 137–164.

- 江崎雄治（2006）『首都圏人口の将来像—都心と郊外の人口地理学—』専修大学出版局。
- 鎌田健司・小池司朗・山内昌和（2019）「移動経歴と初婚発生に関するライフコース分析—系列分析（最適マッチング分析・回帰木分析）による類型化—」『人口問題研究』, 75(3): 192-215.
- 川口太郎（2002）「大都市圏における世帯の居住移動」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. 91-111.
- 小池司朗（2009）「人口移動と出生行動の関係について—初婚前における大都市圏への移動者を中心として—」『人口問題研究』, 65 (3): 3-20.
- 小池司朗（2014）「人口移動が出生力に及ぼす影響に関する仮説の検証—『第7回人口移動調査』データを用いて—」『人口問題研究』, 70 (1): 21-43.
- 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』, 50: 23-45.
- 山内昌和・小池司朗・鎌田健司・中川雅貴（2020）「東京大都市圏と非東京大都市圏および全国の結婚出生力に対する人口移動の影響」『人口問題研究』, 76 (2): 265-283.

【表 1】 第一子出生時の居住地域別にみた移動率 (*)

	移動率	n
大都市圏：中心部	30.9%	1,034,193
東京圏：中心部	31.5%	645,324
大阪圏：中心部	29.5%	273,405
名古屋圏：中心部	30.5%	115,464
大都市圏：非中心部	23.1%	2,077,678
東京圏：非中心部	25.4%	1,016,894
大阪圏：非中心部	21.4%	675,579
名古屋圏：非中心部	20.2%	385,205
非大都市圏：中心部	24.6%	559,584
非大都市圏：非中心部	17.1%	2,381,986
総数	22.2%	6,053,441

* 第二子出生時に居住する市区町村が第一子出生時と異なる人の割合

【表2】第一子出生時の居住地地域別、第二子出生時の移動先地域類型（*）

2-1. 第一子出生時の居住地「大都市圏：中心部」

	大都市圏 中心部	東京圏	大阪圏	名古屋圏
		中心部	中心部	中心部
大都市圏	86.6%	85.6%	88.6%	87.2%
同じ大都市圏の中心部	44.2%	47.9%	38.4%	36.6%
同じ大都市圏の非中心部	33.9%	31.2%	40.9%	33.4%
別の大都市圏の中心部	3.4%	2.3%	4.5%	7.5%
別の大都市圏の非中心部	5.0%	4.3%	4.8%	9.7%
非大都市圏	13.4%	14.4%	11.4%	12.8%
中心部	3.6%	4.0%	2.6%	3.6%
非中心部	9.9%	10.4%	8.8%	9.2%
N	319,164	203,262	80,628	35,274

2-2. 第一子出生時の居住地「大都市圏：非中心部」

	大都市圏 非中心部	東京圏	大阪圏	名古屋圏
		非中心部	非中心部	非中心部
大都市圏	84.1%	83.4%	85.5%	83.7%
同じ大都市圏の中心部	12.4%	13.4%	11.8%	10.0%
同じ大都市圏の非中心部	63.4%	64.4%	61.3%	63.9%
別の大都市圏の中心部	2.9%	1.5%	5.3%	3.1%
別の大都市圏の非中心部	5.4%	4.1%	7.1%	6.7%
非大都市圏	15.9%	16.6%	14.5%	16.3%
中心部	3.2%	3.6%	3.0%	2.4%
非中心部	12.7%	13.0%	11.5%	13.9%
N	480,569	258,672	144,266	77,631

2-3. 第一子出生時の居住地「非大都市圏」

	非大都市圏	非大都市圏
	中心部	非中心部
大都市圏	19.1%	17.7%
中心部	7.4%	5.0%
非中心部	11.7%	12.7%
非大都市圏	80.9%	82.3%
中心部	36.1%	11.7%
非中心部	44.8%	70.6%
N	137,816	408,323

* いずれも第一子出生時から第二子出生時にかけての市区町村間移動が確認できたケースについて

【表3】第一子出生時の居住地地域別、第二子出生時の移動率および移動先地域類型の変化：
第一子出生時の居住地が「大都市圏：中心部」のケース

3-1. 第一子出生時の居住地「東京圏：中心部」

第二子 出生年	移動率	移動先の分布					総数	n
		東京圏 中心部	東京圏 非中心部	圏内移動 に占める 割合	その他の 大都市圏	非大都市 圏		
～1994年	27.8%	34.5%	31.2%	47.5%	8.7%	25.5%	100.0%	4,510
1995～99年	31.6%	44.7%	32.1%	41.8%	6.5%	16.7%	100.0%	36,725
2000～04年	30.8%	48.4%	30.0%	38.3%	6.7%	14.9%	100.0%	37,347
2005～09年	31.4%	49.6%	31.0%	38.5%	6.5%	12.9%	100.0%	38,833
2010～14年	32.0%	49.0%	31.2%	38.9%	6.6%	13.2%	100.0%	45,021
2015年以降	32.1%	48.8%	31.5%	39.2%	6.5%	13.2%	100.0%	40,826
総数	31.5%	47.9%	31.2%	39.4%	6.6%	14.4%	100.0%	203,262

3-2. 第一子出生時の居住地「大阪圏：中心部」

第二子 出生年	移動率	移動先の分布					総数	n
		大阪圏 中心部	大阪圏 非中心部	圏内移動 に占める 割合	その他の 大都市圏	非大都市 圏		
～1994年	24.2%	32.0%	36.6%	53.3%	11.8%	19.6%	100.0%	1,942
1995～99年	29.0%	38.7%	41.9%	52.0%	8.0%	11.4%	100.0%	15,774
2000～04年	28.7%	39.3%	40.3%	50.6%	8.9%	11.5%	100.0%	15,748
2005～09年	28.6%	38.1%	41.1%	51.9%	9.8%	11.0%	100.0%	15,322
2010～14年	30.5%	38.4%	41.3%	51.8%	9.2%	11.1%	100.0%	17,130
2015年以降	31.7%	38.3%	40.4%	51.3%	10.3%	11.0%	100.0%	14,712
総数	29.5%	38.4%	40.9%	51.6%	9.3%	11.4%	100.0%	80,628

3-3. 第二子出生時の居住地「名古屋圏：中心部」

第二子 出生年	移動率	移動先の分布					総数	n
		名古屋圏 中心部	名古屋圏 非中心部	圏内移動 に占める 割合	その他の 大都市圏	非大都市 圏		
～1994年	22.6%	25.6%	30.5%	54.4%	20.4%	23.6%	100.0%	771
1995～99年	27.7%	34.1%	35.0%	50.7%	16.4%	14.4%	100.0%	6,343
2000～04年	29.8%	36.2%	31.3%	46.4%	19.1%	13.4%	100.0%	6,696
2005～09年	29.7%	36.6%	33.4%	47.7%	17.5%	12.4%	100.0%	6,587
2010～14年	33.0%	37.8%	34.0%	47.4%	16.5%	11.7%	100.0%	7,878
2015年以降	34.0%	39.1%	33.6%	46.2%	16.1%	11.2%	100.0%	6,999
総数	30.5%	36.6%	33.4%	47.7%	17.2%	12.8%	100.0%	35,274

【表4】第一子出生時の居住地地域別、第二子出生時の移動率および移動先地域類型の変化：
第一子出生時の居住地が「大都市圏：非中心部」のケース

4-1. 第一子出生時の居住地「東京圏：非中心部」

第二子 出生年	移動率	移動先の分布					総数	n
		東京圏 非中心部	東京圏 中心部	圏内移動 に占める 割合	その他の 大都市圏	非大都市 圏		
～1994年	22.1%	51.4%	10.7%	17%	9.9%	28.0%	100.0%	6,198
1995～99年	25.6%	61.9%	13.2%	18%	6.1%	18.8%	100.0%	52,572
2000～04年	25.4%	63.7%	13.9%	18%	5.8%	16.5%	100.0%	53,522
2005～09年	25.8%	65.8%	13.5%	17%	5.5%	15.2%	100.0%	52,393
2010～14年	25.3%	66.3%	13.1%	17%	5.3%	15.2%	100.0%	51,890
2015年以降	25.6%	66.1%	13.3%	17%	4.9%	15.6%	100.0%	42,097
総数	25.4%	64.4%	13.4%	17%	5.7%	16.6%	100.0%	258,672

4-2. 第一子出生時の居住地「大阪圏：非中心部」

第二子 出生年	移動率	移動先の分布					総数	n
		大阪圏 非中心部	大阪圏 中心部	圏内移動 に占める 割合	その他の 大都市圏	非大都市 圏		
～1994年	18.5%	51.4%	11.6%	18%	14.0%	22.9%	100.0%	3,785
1995～99年	21.5%	61.4%	11.8%	16%	11.8%	15.1%	100.0%	30,348
2000～04年	21.6%	60.3%	11.8%	16%	13.3%	14.6%	100.0%	31,111
2005～09年	21.4%	61.5%	12.0%	16%	12.5%	14.0%	100.0%	28,487
2010～14年	21.1%	62.3%	11.7%	16%	11.9%	14.1%	100.0%	27,803
2015年以降	21.7%	62.6%	11.9%	16%	11.9%	13.6%	100.0%	22,732
総数	21.4%	61.3%	11.8%	16%	12.4%	14.5%	100.0%	144,266

4-3. 第二子出生時の居住地「名古屋圏：非中心部」

第二子 出生年	移動率	移動先の分布					総数	n
		名古屋圏 非中心部	名古屋圏 中心部	圏内移動 に占める 割合	その他の 大都市圏	非大都市 圏		
～1994年	14.4%	49.2%	7.4%	13%	15.3%	28.1%	100.0%	1,606
1995～99年	16.9%	61.8%	9.9%	14%	10.2%	18.1%	100.0%	12,874
2000～04年	18.7%	63.1%	9.8%	13%	10.3%	16.8%	100.0%	14,870
2005～09年	20.8%	65.0%	9.7%	13%	9.7%	15.5%	100.0%	15,935
2010～14年	22.2%	65.5%	9.9%	13%	9.2%	15.4%	100.0%	17,593
2015年以降	23.6%	65.2%	11.1%	15%	9.2%	14.5%	100.0%	14,753
総数	20.2%	63.9%	10.0%	14%	9.8%	16.3%	100.0%	77,631

【表 5】 第一子出生時の居住地地域別、第二子出生時の移動率および移動先地域類型の変化：
第一子出生時の居住地が「非大都市圏」のケース

5-1. 第一子出生時の居住地「非大都市圏：中心都市」

第二子 出生年	移動率	移動先の分布				総数	n
		非大都市圏 中心都市	非大都市圏 非中心	大都市圏 中心	大都市圏 非中心		
		～1994年	20.6%	30.1%	48.0%		
1995～99年	23.6%	35.2%	46.4%	6.6%	11.8%	100.0%	25,640
2000～04年	24.1%	34.1%	45.6%	7.7%	12.6%	100.0%	26,854
2005～09年	25.1%	36.0%	44.3%	7.6%	12.0%	100.0%	27,664
2010～14年	25.1%	37.7%	44.2%	7.2%	11.0%	100.0%	29,348
2015年以降	25.9%	38.1%	43.2%	7.9%	10.8%	100.0%	24,953
総数	24.6%	36.1%	44.8%	7.4%	11.7%	100.0%	137,816

5-2. 第一子出生時の居住地「非大都市圏：非中心部」

第二子 出生年	移動率	移動先の分布				総数	n
		非大都市圏 非中心	非大都市圏 中心都市	大都市圏 中心	非大都市圏 非中心		
		～1994年	12.9%	65.5%	10.8%		
1995～99年	15.0%	71.1%	11.4%	5.0%	12.6%	100.0%	75,223
2000～04年	16.5%	70.8%	11.6%	5.0%	12.6%	100.0%	83,061
2005～09年	18.1%	70.5%	11.9%	4.9%	12.7%	100.0%	86,184
2010～14年	18.5%	70.8%	11.9%	4.9%	12.4%	100.0%	85,715
2015年以降	19.0%	70.6%	11.7%	5.2%	12.5%	100.0%	67,768
総数	17.1%	70.6%	11.7%	5.0%	12.7%	100.0%	408,323

ポスト出生力転換期の先進諸国における出生力と出生意欲の動向

守泉 理恵

はじめに

本稿では、第2次世界大戦後から近年までの主要先進諸国の出生力変動を概観するとともに、とりわけ2000年代以降を中心に、出生力だけでなく出生意欲の動向とそれらの変化の背景について、データと文献から分析してまとめることを目的として研究を行った。

1. 主要先進諸国の出生力変動パターン

1960年代以降、欧米先進諸国では次々と合計特殊出生率(total fertility rate, TFR)の持続的低下が始まった。図1A~Fは、欧・米・オセアニアならびに東アジア諸国の主要な国々を取り上げ、1960年代以降の出生率の長期的推移を示したものである。ここでは、2000年代頃までの推移を概観し、2000年代以降の近年の動向については次節で詳しく述べる。

ヨーロッパ諸国は4つの地域に分けて代表的な国々の出生率を描いた(図1A~F)。中・東欧諸国(図1A)は、TFRが2を超え、2.5~3のレベルにある地域も多かった1960年代初頭から、1970年頃までに2前後のレベルまで低下し、その後1990年代初頭までは長くその水準で横ばいに推移していた。しかし、1990年代に入ると出生率は再び大きく低下し、1.5を割り込む超低出生率に落ち込んだ後、2000年頃からは回復基調にある。

西欧諸国(図1B)は、1960年代後半に一斉に出生率が低下して、1970年代には1.5~2未満のレベルまで低下した。この地域は、比較的高い出生率を維持したフランスやイギリスと、1.5を切るレベルまで低下していった主にドイツ語圏の国々(ドイツやオーストリア)で動きが異なる。フランスやイギリスではTFR2未満ではあるものの比較的高い水準で長く出生率が横ばいとなり、2000年代に入ると反転上昇した。フランスでは一時TFR2の水準に達したこともあった。一方、ドイツやオーストリアは出生率が低下していき、TFR1.5を切る水準が長く続いたが、低いレベルながらも2000年代以降は反転上昇の動きを見せている。

南欧諸国(図1C)は、ヨーロッパの中では出生率の低下時期が遅く、TFR2.5前後の時期が1970年代後半まで続いた後、おもに1980年前後から出生率が急速に低下し、1990年代には1.5を切る超低出生力地域となった。しかし、低い水準ながらも2000年代以降は出生率の回復傾向を見せた。

北欧諸国(図1D)は、西欧諸国と同じく1960年代後半に一斉に出生率が低下した。その後、デンマークで一時的に1.5を切ったり、スウェーデンの「ローラーコースター」と呼ばれるような波打つTFRの動向があったりしたものの、概ね1.5~2の間で推移した。2000年代には出生率回復の傾向を見せ、TFR2に近い水準まで出生率は反転上昇した。

北米・オセアニア諸国（図1E）は、1960年代はTFR3.5を超える高い水準の出生率であったが、その後低下し、1970年代前半にはアメリカやカナダでTFR1.5～2未満の水準で横ばいとなった。カナダは1.5の近傍まで出生率が下がってそのまま横ばいとなったが、アメリカは1980年代に反転上昇し、2を超える水準を2000年代後半まで維持した。オセアニア諸国はTFR2前後のレベルで低下が止まり、その後はほぼ横ばいで推移した。

アジア諸国（図1F）を見ると、日本は1960年代にはすでにTFR2のレベルまで出生率が低下していた。その後、日本は1970年代半ばからさらに出生率が漸減していき、1990年代には1.5を切り、2005年の1.26まで下がったが、これを底としてその後は反転上昇を見せた。韓国・台湾・シンガポールは、1960年代初頭のTFR6前後の高い出生率から急速に低下し、1970年代後半にはシンガポールが2を切り、1980年代半ばに韓国と台湾が2を切った。この両国は、2000年頃には先行して出生率が低下していた日本も抜き去り、TFR1を切る水準を度々記録するなど、出生率の低下に歯止めがかかっていない。中国は、韓国・台湾・シンガポールと比較すると出生率の低下がもう少し緩やかに進んだが、1990年代初頭にはTFR2を切る水準まで低下し、その後は1.5～2未満のレベルで推移している。ただし、中国のTFRには諸説あり、現在も公式発表では1.8程度であるが、実は1.2程度まで低下している可能性もある。中国の場合は、長年一人っ子政策を行って政府が個人の産む権利を制限していたこともあり、事情が特殊である。2015年には、翌年から全ての夫婦に2人目の出産を認めることを決めるなど、一人っ子政策は緩和されてきており、近年、出生数が伸び悩む中で全面的な「撤廃」も近いとされている。今後、他国のように公権力による子ども数の制限がない状態となった後に、どのような出生率を示すのか注目されるところである。

図1A 中・東欧諸国

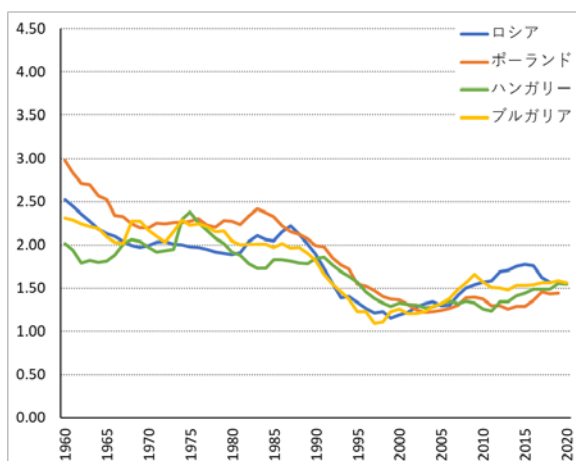


図1B 西欧諸国

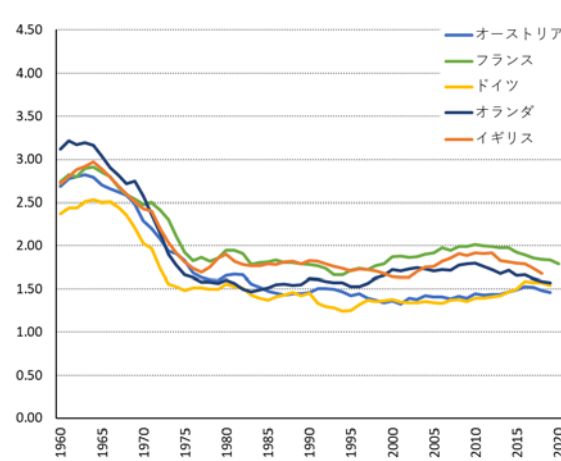


図 1 C 南欧諸国

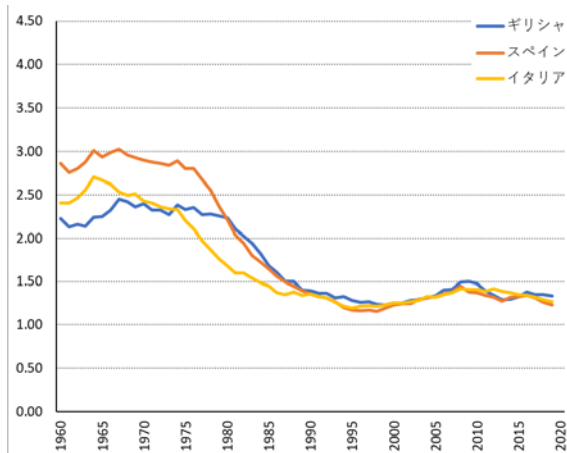


図 1 D 北欧諸国

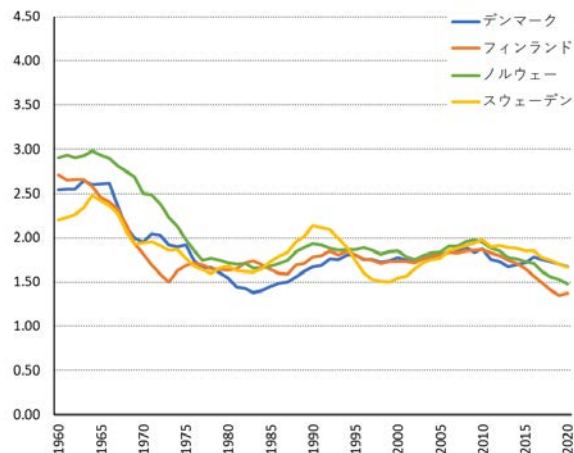


図 1 E 北米・オセアニア諸国

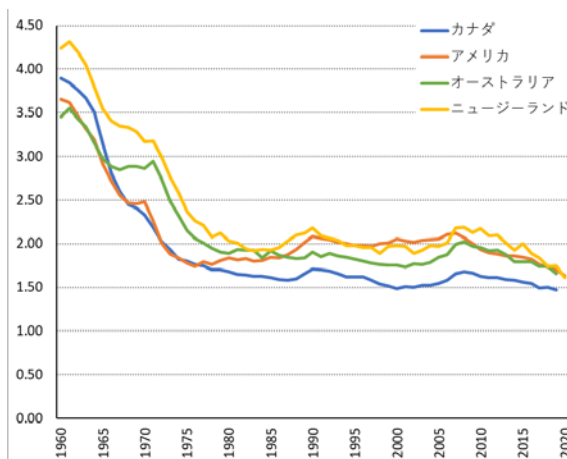
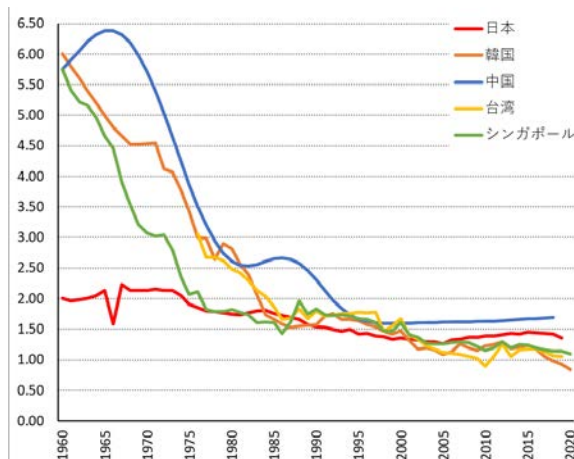


図 1 F 東アジア諸国



資料 : OECD Family Database (<https://www.oecd.org/els/family/database.htm>) より作成 (台湾・シンガポールを除く)。2019 年はフランス・デンマーク・ノルウェー・スウェーデン・ニュージーランド・韓国は OECD Family Database, その他のヨーロッパ諸国は Eurostat Database (<https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database>)、日本は人口動態統計。2020 年は各国統計局の公表データで、韓国・ハンガリー・フランスは暫定値。台湾の 2015 年までのデータは Human Fertility Database (Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). Available at www.humanfertility.org (data downloaded on 15/4/2021))、2015 年以降は台湾内政部統計処 (<https://eng.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=41871&ctNode=6339&mp=5>)。シンガポールは 1960～2020 年まですべてシンガポール統計局データ。

これまで取り上げてきた国々について、2000 年以降の出生率の推移がわかりやすいようにグラフ化したのが図 2 A～F である。ここでは地域別ではなく、1960 年代以降の出生率の推移の特徴でグルーピングした。図 2 A～C は 2000 年代までに持続的に TFR が 1.5 を下回っていた超少子化国、図 2 D～F は TFR1.5 を上回る水準で出生率が推移していた緩少子化国について、2000 年以降の TFR 推移を描いている。

超少子化国の近年の TFR の動向を見ると、韓国・台湾・シンガポールに見られる「低下持続型」(図 2 A)、スペイン・イタリア・ギリシャ・日本に見られる「一時上昇・再低下型」(図 2 B)、オーストリア・ドイツ・ハンガリー・ブルガリア・ポーランド・ロシアに見られる「上昇持続型」(図 2 C) の 3 タイプに分かれる。

韓国・シンガポールは 2000 年代に入っても低下が続き、いったん TFR1.2 近傍で横ばいになったが、2010 年代後半からは再び低下基調になった。韓国は 2018 年以降、3 年連続で TFR が 1 を切る水準が続いている。台湾は 2010 年まで大きく出生率を低下させた後、一時は 1.2 に近いレベルまで上がったが、2010 年代後半には再び低下傾向にある。

南欧諸国と日本では、2000 年代に TFR が上昇基調にあったものの、その後再び低下し、2000 年代前半と同程度のレベルに戻ってしまった。「一時上昇・再低下型」と言える。南欧諸国では、2000 年代に持続的に TFR の上昇が見られ、2010 年頃には 1.4~1.5 のレベルにまで上昇したが、その傾向は続かず、再び低下した。日本は若干動きがずれているが、南欧諸国より TFR の底打ちが遅く、一時上昇も 2010 年代半ばまで続いたが、2010 年代後半以降は低下基調に転じた。2019 年の最新値は 2000 年と同じ 1.36 である。ただ、日本の場合、TFR の最低値となった 2005 年の値よりは近年の出生率水準は高く、「最低下」の動きはまだ確定的ではない。出生率が山を描いて再び低下し、低水準で推移する過程に入るか、次に述べるような上昇持続型になるかは今後の動きによる。

超少子化国でも出生率の上昇基調が持続している国々もある。2000 年代前半と 2010 年代後半を比較したときに、ある程度の増減はあっても、近年の出生率レベルが 2000 年代前半を明確に上回っているグループである。オーストリア・ドイツの西欧ドイツ語圏諸国、ハンガリー・ブルガリア・ポーランド・ロシアの中・東欧諸国が該当する。2000 年頃は TFR が 1.2~1.4 の間にあったが、その後は概ね上昇基調が続いており、2010 年代以降も TFR1.4~1.6 の間にある。

緩少子化国では、2000 年代に出生率が回復ないし横ばいで推移した後、2010 年代には軒並み再び低下している。図 2 D は、2010 年前後まで出生率が回復したあと低下し始め、2010 年代後半に 1.5 を切るレベルまで TFR が急落した国々である。北欧のフィンランド、ノルウェーとカナダが該当する。特にフィンランドの低下は急激で、2010 年に 1.87 であった TFR が 2019 年には 1.35 まで低下し、2020 年に 9 年ぶりに 1.37 へと回復を見せた。

図 2 E は、2000 年代に出生率が回復し、2010 年頃をピークに再び出生率が低下したが、2020 年時点で TFR1.6 を上回るレベルを維持している国々である。ニュージーランド・オーストラリアのオセアニア諸国、イギリス・フランスの西欧諸国、デンマーク・スウェーデンの北欧諸国が含まれる。これらの国々では、2010 年代に入ると TFR が一斉に低下基調に入り、フランス以外は 1.7 を切るレベルまで落ちている。超少子化国の中でも、上昇持続型のドイツ・ハンガリー・ブルガリア・ロシアはいずれも TFR1.5 を超える水準を維持しており(図 2 C)、これらの国々との差が縮まっている。

緩少子化国の最後のグループは「横ばい・再低下型」である。中国は出生率が上昇を続

けるというイレギュラーな動きをしており、タイトルとは異なる動きだがここに含めてグラフ化した。アメリカは2000～2009年までTFR2を超える水準にあったが、2010年にTFRを切った後は低下が続き、2020年に1.64（暫定値）となった。オランダも、2000年代は1.7～1.8の水準で推移していたが、その後は低下基調となり、2019年には1.57となった。オランダの現在の出生率レベルは、超少子化国の中の上昇持続型の国々と同レベルである。

図2A 超少子化国：低下持続型

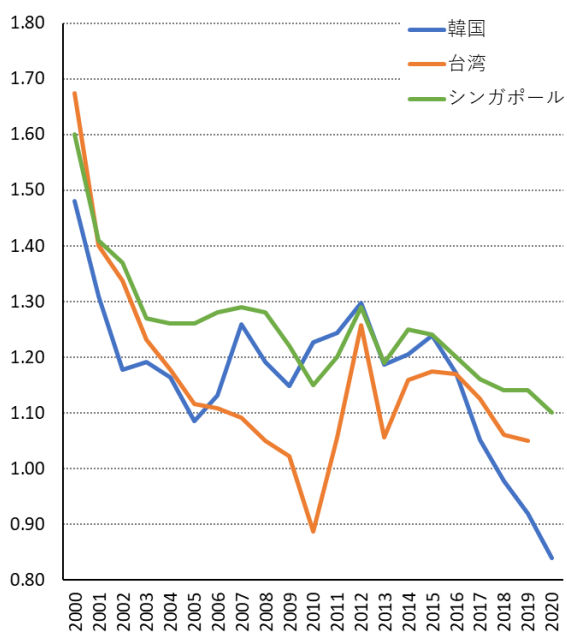


図2B 超少子化国：一時上昇・再低下型

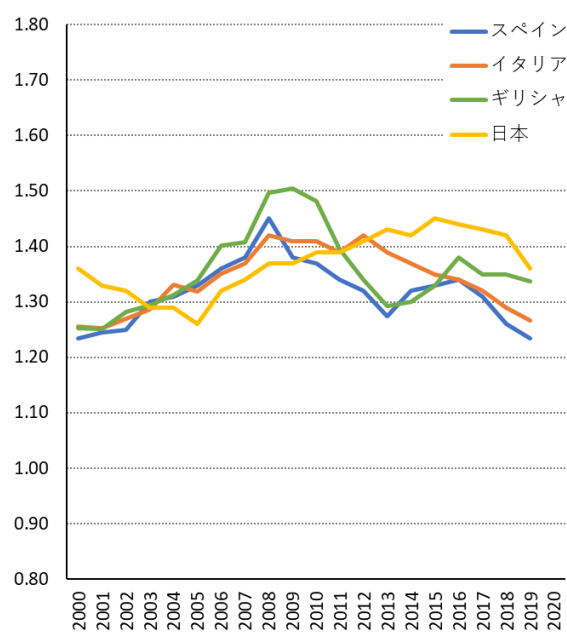


図2C 超少子化国：上昇持続型

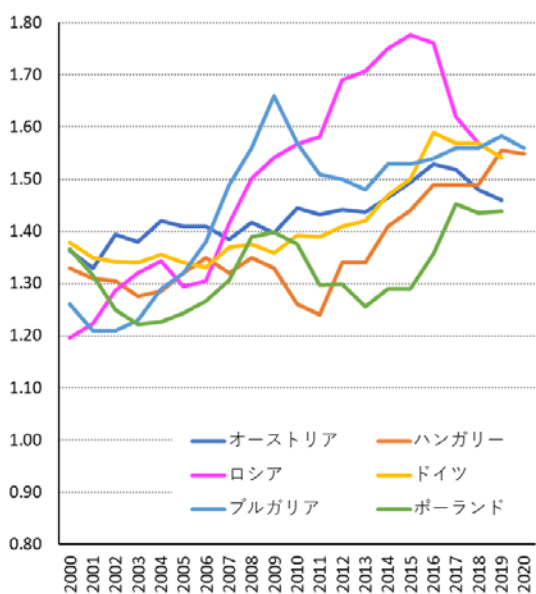


図2D 緩少子化国：一時上昇・再低下型 (TFR1.5未満)

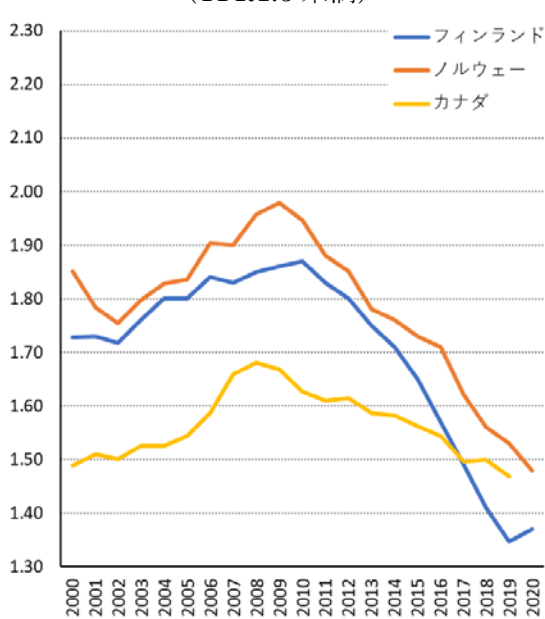


図 2 E 緩少子化国：一時上昇・再低下型
(TFR1.5 以上)

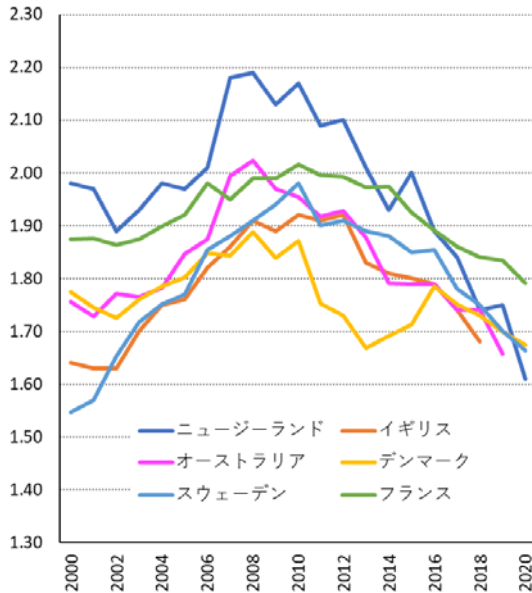
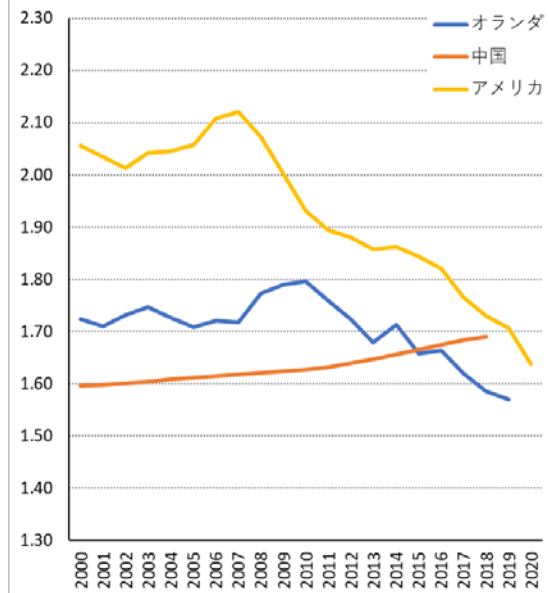


図 2 F 緩少子化国：横ばい・再低下型



資料：図 1 に同じ。

本稿で取り上げた国々について、2000 年代以降の最近 20 年ほどの出生率の動きを概観すると、超少子化国では出生率の低下に歯止めがかからないか、一時は上昇したものの 1.5 を超えることなく失速して超少子化の状態から抜け出せない国々と、出生率が持続的に上昇基調にあり緩少子化国の一部の国々と出生率レベルが重なり始めた国々に分かれている。一方、緩少子化国では 2010 年前後をピークに軒並み出生率が低下した。近年は TFR1.6～1.7 程度のレベルに収束しつつあり、1.5 を切るまで出生率が落ち込んだ国々も出てきている。超少子化国の出生率レベル上位国と、緩少子化国の出生率レベル下位国は入り混じる状況となっている。

こうした動きからは、置換水準を下回るレベルへ持続的に出生率が低下すると、もはや置換水準へと出生率が回復するのは相当に難しく、比較的少子化のレベルが緩やかな国々でも 1.6～1.7 程度に収束していく流れがあるように見える。一方で、超少子化国では、TFR1.5 未満にとどまる国々が多いが、1.5 を超えるレベルに回復してきた国々もあり、1.5 未満の TFR を長期に経験した社会でも、1.5～1.6 のレベルまで持ち直すことは不可能ではないといえる。ただ、TFR1.5 を切る低水準がどのくらい長く続いたのか、また、低いといってもどのレベルまで低下したのかという要因も TFR が 1.5 以上に回復するかどうかに関わり大きく関わりとみられる。1 前後の超低レベルにまで TFR が落ち込んだ東アジア諸国が、今後どこまで出生率を引き上げることができるかは未知数である。

それぞれの国で、そのレベルの出生率となっている背景はさまざまであろうが、共通の

現象としては、置換水準以下への出生力低下が晩産化によって推進されたものであり、多くの国で今や30歳代の出生率がピークである構造になっていること、無子や1人しか子どもを持たないことが社会的に許容され、あるいは経済的にやむを得ない状況が広まりつつあり、無子化、少子化が広がっていることが挙げられるのではないかと考えられる。

2. 主要先進諸国の出生意欲の水準の動向

TFR など、人口動態統計から得られる出生データと異なり、出生意欲の水準のデータは社会調査からしか得られない。各国で共通した文言で調査がなされているわけでもなく、結果報告書から年齢や配偶関係を揃えた集計結果を得るのは難しい。厳密な比較は、全ての調査で個票データを入手して特別集計を行わない限り困難である。そこで、本稿では、おもに出生意欲を調べている調査の公表集計データや、出生意欲について扱った研究論文のデータから、先進諸国の近年の出生意欲について、その水準の動向を探った。アメリカについては、1972～2018年のGeneral Social Surveyの個票データを集計した。

ヨーロッパについては、出生意欲の水準の長期的変化に関するもっとも包括的な研究として、Sobotka and Beaujouan (2014)がある。この研究では、1979年～2012年の期間について、世界価値観調査(World Value Survey, WVS)、ヨーロッパ価値観調査(European Values Study, EVS)、国際社会調査(International Social Survey, ISSP)、ユーロバロメーター調査(Eurobarometer (EB) Survey)などのクロスセクション調査データを収集し、18～49歳女性の平均理想子ども数の時系列変化を国別にまとめている。ここでの理想子ども数は、「個々人の理想子ども数(personal ideal number of children)」ではなく、「一般的な社会規範としての理想子ども数(general ideal number of children)」である。論文の本体は『Population and Development Review』に掲載されたが、EURREP¹にオンライン付表4としてエクセルファイルで各国の詳細データが公開されている²。

本稿で扱っているヨーロッパ各国について、Sobotka and Beaujouan (2014)の付表4から1981年・1990年のEVS、2001・2006・2011年のユーロバロメーターの平均理想子ども数と理想子供数が0～1人の無子・少子志向者割合の推移をグラフ化したのが図3A～Dである。一定のサンプル数を確保するため、15～49歳の女性について集計が行われている。

図3Aの中・東欧諸国の理想子ども数を見ると、近年ほど出生意欲は漸減しているが、平均で2人以上の水準は維持している。理想子ども数0～1人の割合では、ポーランド、ハンガリーで増加しており、2011年には1割を超えた。

図3Bの南欧諸国は、時系列でみて出生意欲は低下傾向にある。ギリシャはそれでも比較

¹ 2012～17年の5年間に行われたFertility, reproduction and population change in 21st century Europeプロジェクトの略称。

² 掲載箇所のURLは、<http://www.eurrep.org/two-is-best-pdr/>

的高い水準で推移しているが、スペインは2011年に2.07人で、イタリアは2011年に1.95人と2人を切っている。理想子ども数0～1人の割合はどの国でも増加傾向にあるが、イタリアの推移が特徴的で、2000年頃まで無子や1子を理想とする女性は10%未満であったにもかかわらず、2006年に18.7%と10パーセントポイントも上昇し、2011年調査では2割を超えた。

図3A 平均理想子ども数の推移：
中・東欧諸国

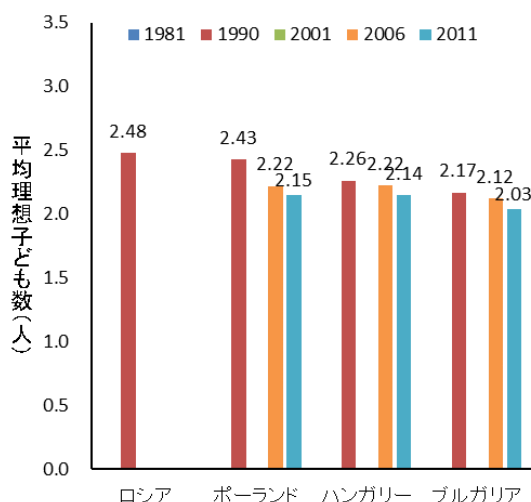


図3B 理想子ども数0～1人の割合：
中・東欧諸国

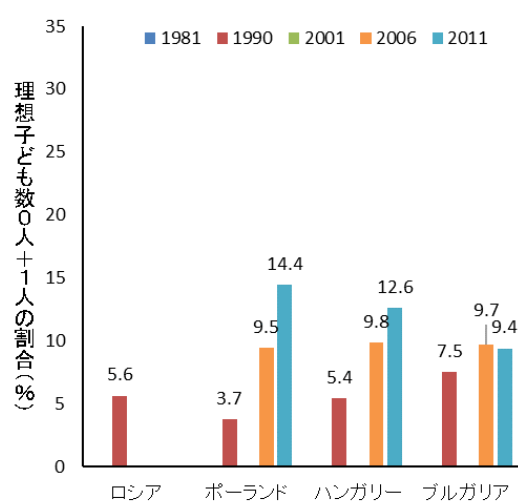


図3C 平均理想子ども数の推移：
南欧諸国

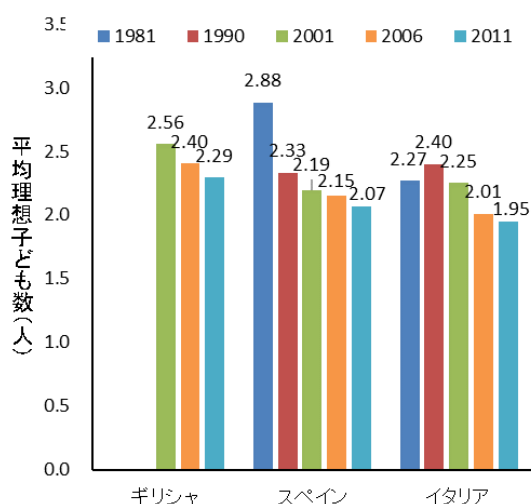


図3D 理想子ども数0～1人の割合：
南欧諸国

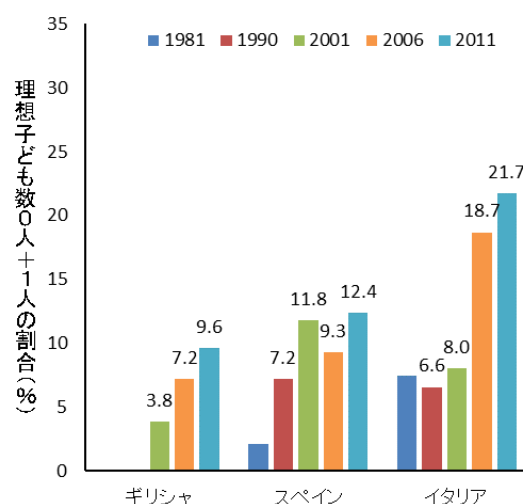


図3Cの西欧諸国は、左3か国が超少子化国、右3か国が緩少子化国となるが、オーストリアと東ドイツ地域については、平均理想子ども数が多い年次で2人を切っている。この地域は出生力が低いが、出生意欲も低い。西ドイツはオーストリアや東ドイツ地域よ

りは出生意欲の水準は高く、平均で2人以上を維持している。ただ、理想子ども数の推移について見ると、低下傾向にはなく、2000年ごろを底として小幅ながら回復傾向にあるともいえる。これと呼応するように、理想子ども数0~1人の女性の割合も、2000年頃まで急増していたが、その後は低下している。これらの国々では、出生率の上昇が続いているが、出生意欲の面でも回復している様子が見られる。

一方、フランス・オランダ・イギリスについては、近年になるほど平均理想子ども数は漸減（フランス・オランダ）ないし横ばい（イギリス）で推移しているが、2011年時点でも2.3人程度の比較的高い水準を保っている。これらの国々では、理想子ども数0~1人の女性の割合はもともと低水準であったが、時系列でみると徐々に増加している。

図3E 平均理想子ども数の推移：西欧諸国

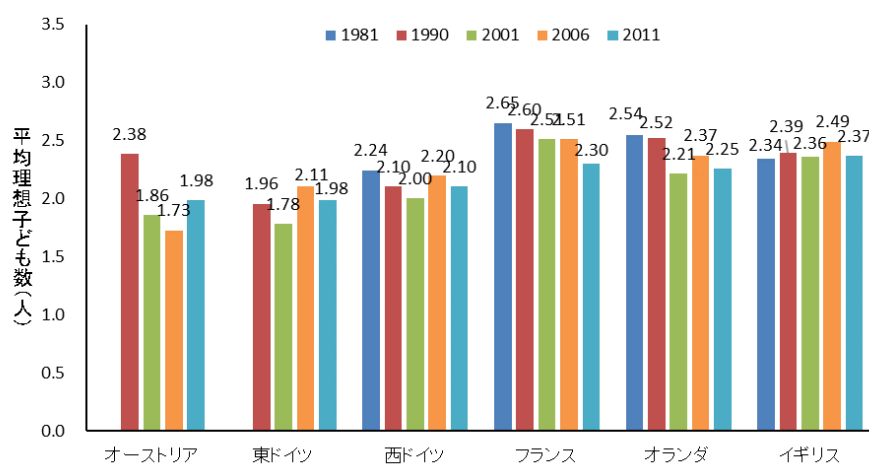


図3F 理想子ども数0~1人の割合：西欧諸国

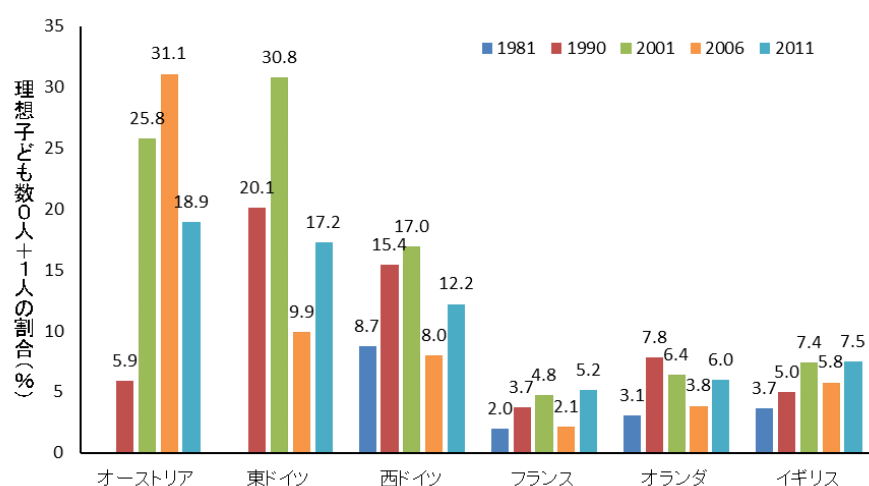


図3Dの北欧諸国については、出生意欲の水準はおおむね横ばいで、低下傾向は見られ

ない。他のヨーロッパ諸国と比べても出生意欲は高く、2011年時点でも平均で2.3～2.5人の理想子ども数を維持している。また、理想子ども数0～1人の無子ないし少子志向の女性もおおむね5%未満と少ない。ただ、フィンランドとスウェーデンでは、理想子ども数0～1人の女性割合が、2011年調査でフィンランド8%、スウェーデン6.5%に上昇した。

図3G 平均理想子ども数の推移：北欧諸国

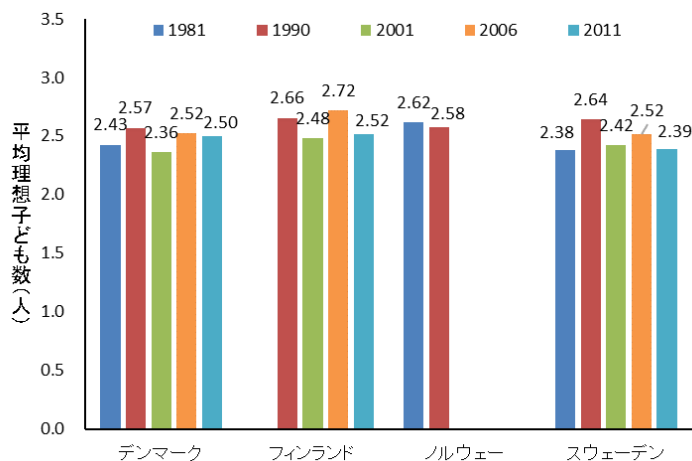
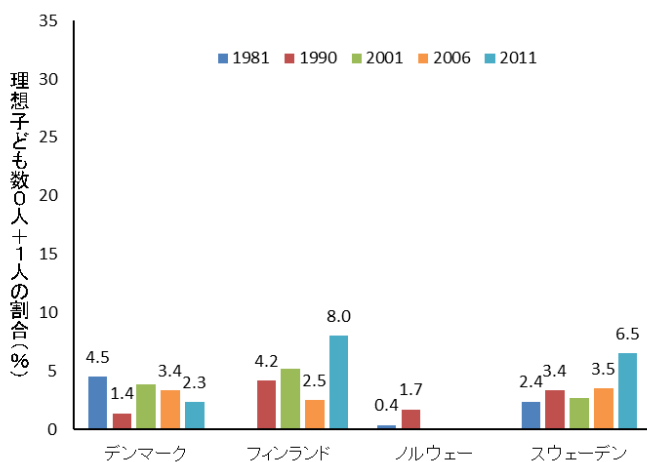


図3H 理想子ども数0～1人の割合：北欧諸国



資料：Sobotka and Beaujouan (2014) online Appendix 4.

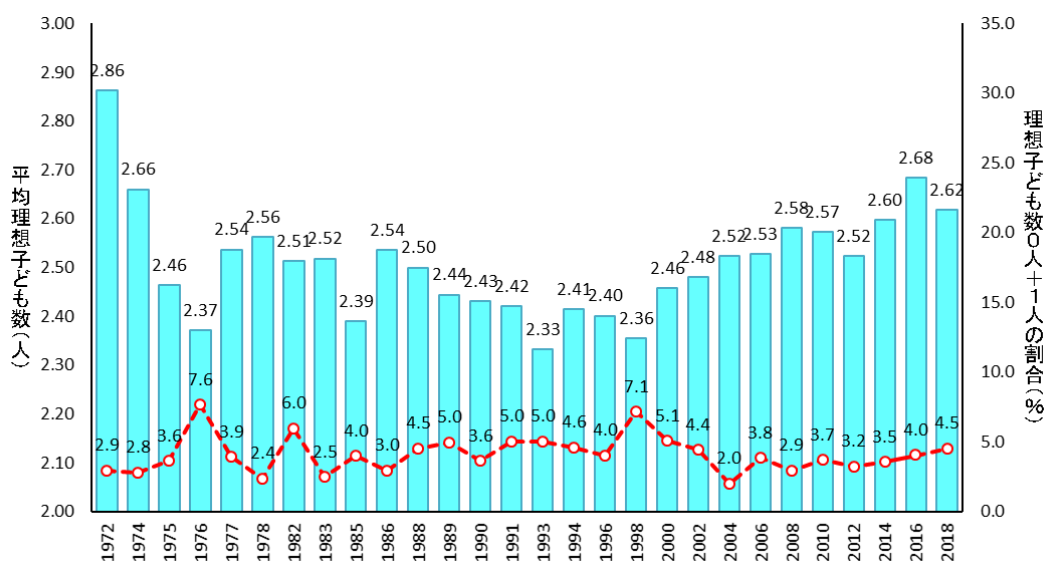
アメリカの出生意欲の動向については、1972年から続いている General Social Survey³のデータを用いて観察した。この調査は1972～2018年の期間に行われた全調査回のデータを広く公開しており、本稿でもGSS公式ウェブサイトからダウンロードした個票データファイルを用いて集計を行った。

³ シカゴ大学の社会調査機関 NORC (National Opinion Research Center) が1972年から実施している社会調査 (<https://gss.norc.org/>)。

18～49歳の女性の平均理想子ども数と理想子ども数0～1人の女性の割合について集計を行ったのが図4である。平均理想子ども数の推移を見ると、1972年の2.86人から1970年代後半には2.5人程度となり、その後はしばらくその水準で推移した。1990年代に再び低下して2.3人程度まで下がったが、その後は回復して近年は2.6人程度の水準にある。理想子ども数が0～1人の無子・少子志向の女性の割合は一貫して低く、おおむね5%未満の水準で推移している。

アメリカの出生意欲の推移に関する最近の研究では、2006～2017年のNational Survey of Family Growthのデータを用い、15～44歳男女の「予定子ども数」（既存子ども数と追加予定子ども数の合計）のデータを分析したHartnett and Gemmill (2020)がある。この論文では、平均予定子ども数は2006～10年の2.26人から2013～2017年の2.16人へわずかに低下したが、人口のサブグループ別に見ると若年層での平均値の低下幅や無子志向（理想子ども数0人）の増加が大きいこと、ヒスパニック系女性で小家族志向が高まっていることといった特徴的な動きがみられることを明らかにしている。

図4 平均理想子ども数と理想子ども数0～1人の割合の推移：アメリカ



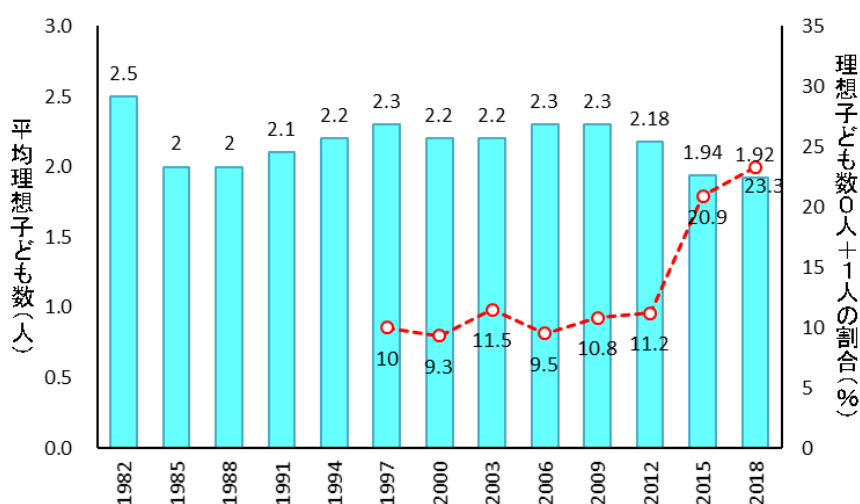
注:集計対象は18～49歳の男女および有配偶に限定した男女。「ほしだけ(As many as want)」との回答は数値が特定できないため、不詳とともに除外して算出した。

資料: GGS 個票データ。

図5は韓国の有配偶女性の理想子ども数データを示している。韓国の有配偶女性の間では、長らく2.2人ほどの平均理想子ども数が維持されてきたが、2015年以降は平均値が2人を切るなど低下傾向を示している。2015年と2018年のデータは、49歳までの有配偶女性を対象として集計しているが、一般に理想子ども数は年長者のほうが高い傾向にあるため、この変更はむしろ平均値を押し上げるはずだが、実際の平均値は低下した。しかも最新の2018年の調査では全年齢で平均が2人を切っており（最低値が25歳未満で1.57人、

最高値は45～49歳で1.95人)、理想子ども数0～1人の割合も23.3%に達している(韓国保健社会研究院 2018、p.161、表5-40)。理想0人は2.1%と非常に少ないが、理想1人が21.2%とかなり高い。韓国では社会全体での出生意欲が大きく低下しているとみてよさそうである。しかも、20歳代を見ると理想子ども数1人という回答が3割を占め、現在の若い世代の出生意欲は相当低いといえるだろう。

図5 平均理想子ども数と理想子ども数0～1人の割合の推移：韓国



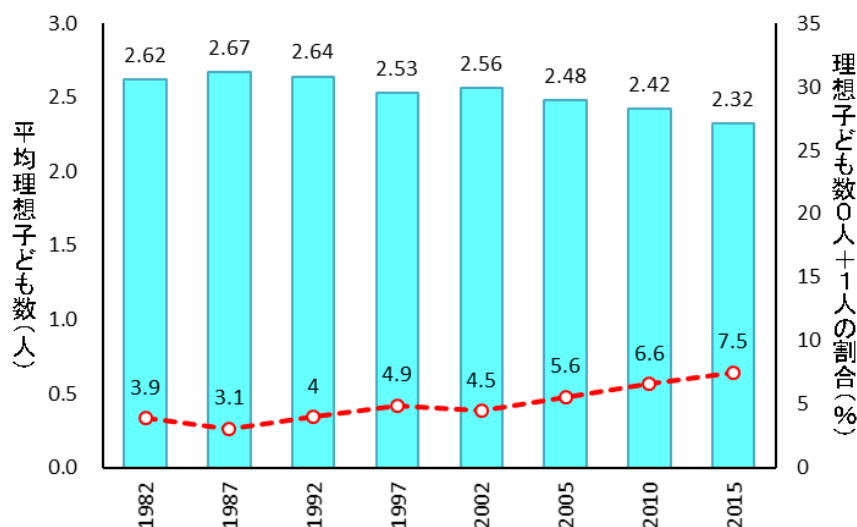
注：1982～2009年は15～44歳の有配偶女性、2012年は20～44歳の既婚女性、2015・2018年は15～49歳の有配偶女性が集計対象。
資料：韓国保健社会研究院(KIHASA)『出生力および家族の健康と福祉に関する全国調査』2006～18年報告書。

図6は日本の理想子ども数の推移についてグラフ化している。用いたデータは『出生動向基本調査』のものであり、この調査では「夫婦の理想子ども数」としてたずねた回答を収集しているが、夫婦調査票の回答者は妻であるため、有配偶女性の意識をより反映した回答である。日本では、夫婦の平均理想子ども数は1982～92年に2.6人台、1997～2002年に2.5人台、2005～2010年に2.4人台、最新の2015年調査で2.32人と長期的に見ると漸減傾向にある。他の超少子化国の出生意欲水準に比べれば比較的高いが、有配偶者の意識であるため、全配偶関係で女性の回答を見た場合はもっと低いことが予想される。この調査では別途独身者調査を行い、独身者には「希望子ども数」をたずねている。夫婦の理想子ども数とは質問文が異なるため単純な比較はできないが、2015年の第15回調査では、18-34歳未満の未婚女性の平均希望子ども数は2.02人であった(国立社会保障・人口問題研究所 2017、p.67)。

日本では、理想子ども数が0～1人の夫婦の割合も、2000年代に入ると高まってきており、近年は7.5%まで上昇した。なお、18～34歳の未婚女性の希望子ども数では、0～1人と回答した割合は第15回調査で14.7%であった(国立社会保障・人口問題研究所 2017、

p.68)。夫婦調査よりも未婚女性の無子・少子志向は高いが、2000年代以降、12～15%の範囲で横ばいに推移しており、とりわけ増加する動きが見られているわけではない。

図6 平均理想子ども数と理想子ども数0～1人の割合の推移：日本



注：集計対象は初婚同士の夫婦（妻50歳未満）。

資料：国立社会保障・人口問題研究所（2017）

出生意欲の動きについて、全体を概観してみると、まず言えるのは、超少子化国は緩少子化国に比べて出生意欲の水準が低いということだ。しかし、それでもほとんどの国では平均で2人以上の理想子ども数を維持している。一方、2018年からTFRが1を下回り続けている韓国の出生意欲をみると、まず2015年調査で「理想子ども数0～1人」の有配偶女性割合が急増し、平均理想子ども数が2を切る状況になった。本稿で扱ったデータは有配偶女性のものであるため、配偶関係総数で観察すればもっと低い値である可能性も高い。その後、出生率もさらに低下していったことを考えると、意識の上で「子どもはいらぬか、持っても1人でいい」という考え方が広がったことが、実態の出生行動にも大きな影響を及ぼしているとみられる。

先進諸国では、かつてのように避妊手段が乏しく意図しない妊娠が頻発する状況ではない以上、人々が何人くらいの子どもの持ちたいと考えているかは、ある意味その社会の出生力回復の上限を示しているといえる。Sobotka and Beaujouan (2014) は、ヨーロッパ全域を見ても、2人っ子規範は普遍的で、10人中6人の女性は理想子ども数を「2人」と答えていることを明らかにしている。これは実際の出生力レベルに関係なく見られる現象で、本稿で見たアメリカや日本でも、時系列で見て40～60%は「理想子ども数2人」であり、最大多数を占めていた。また、超少子化国の中でも、出生意欲に回復傾向が見られる国々では出生率が近年持続的に上昇していた。人々の子ども数に対する意識の変化が極端

に無子・少子志向になっていくと、実態の出生行動もそちらに向かっていくため、少子化の流れを変えるのは相当に難しくなると考えられる。

3. 出生と出生意欲変動の背景

2000年前後には、出生率の低下に歯止めがかかり、TFR1.5～2.0の間にとどまった緩少子化国と、TFRが1.5を下回るレベルにまで低下した超少子化国に分類され、両者の差が何に根ざしたものなのかを分析する研究が盛んになった（Brewster and Rindfuss 2000; McDonald 2000; Ahn and Mira 2002; Kohler et al. 2002; Castles 2003; Rindfuss et al. 2003; Adserá 2004; Kögel 2004; Engelhardt et al. 2004; Billari and Kohler 2004; 山口 2009; 阿藤 2011）。この時期の研究を概観すると、同棲・婚外子が広がり（結婚や家族形成の多様化）、家族政策の助けを得て夫婦共働きがごく普通に実践できるような国々で低出生率は緩和・回復する一方、家庭内外の性役割分業が強固で、家族主義が強い国々では仕事と家庭の両立困難、結婚のハードルの高さ等から出生率が低迷し続けている傾向があると分析されていた。

その後、2010年に向けて各国とも出生率が上昇基調にあったが、2000年台後半2010年代初頭に世界的な経済の景気後退である「大不況（Great Recession）」が起これ、これを契機として先進諸国の出生率の回復が失速したのではないかという議論が巻き起こった。この景気後退やこの時期に起こった経済構造の変化により経済的な不確実性が増し、結婚や出産が抑制されたとする研究が多く提示されている（Sobotka et al. 2011; Goldstein et al. 2013; Schneider 2015; Seltzer 2019; Matysiak et al. 2021）。全体として、労働市場の不確実性は若者の間でより深刻なことが多く、結婚・出生行動に大きなマイナスの影響を与えている。一方で、出生意欲に対する「大不況」の影響については、家計の経済状況の悪化は人々の出生意欲自体には影響しないが、その実現性の不確実性が高まるといった分析がなされている（Testa & Gietel-Basten 2014）。

これまで、先進諸国の出生力低下については、「先送り転換（postponement transition）」（Kohler et al. 2002）といわれる晩産化の進行が共通した大きな原因であるとされるが、その背景としては高学歴化、若年層の経済状態の悪化、女性の労働力率の上昇とジェンダー革命、パートナーシップの多様化、結婚・家族観など意識の変化が多くの研究で指摘されてきた（Balbo et al. 2013; 岩澤 2015; Sobotka 2017a）。そして比較的出生率の低下が緩やかであったり、出生率を回復させたりした国々では、家族政策の効果が出ていることがわかってきており、特に保育サービス供給の増加や、仕事と家庭の両立支援策、柔軟な働き方の普及など雇用・労働政策分野の施策が出生行動と女性の就業との間の逆相関を緩和し、出生力にポジティブな影響を与えることが見出されてきている（Thévenon and Gauthier 2011; Luci-Greulich and Thévenon 2013; Gauthier 2016）。

また、韓国、台湾、シンガポールなどの東アジア諸国の一部が急速な出生率低下と類を

見ない超低出生率に落ち込んでいることが世界的に注目を集めているが、上述のようなさまざまな晩産化背景要因がこれらの国々でも作用しつつ、さらに「子どもの教育」という要因が大きな役割を果たしていることが指摘されている。「子どもへの教育投資」への負担感が出生意欲や出生行動を抑制しているという問題である (Tan et al. 2016 ; 山田 2013 ; 新谷 2015 ; Jones 2019)。金銭的な負担だけでなく、子どもに良い学歴をつけさせるために、親の「努力」が過大に求められ、その心理的負担も相当に大きい。この「エリート教育競争」という要因はアジア特有の少子化要因として今後さらなる注目を集めるものと考えられる。

出生意欲の動向については、多くの国で低下傾向が見られるものの、出生力のレベルにかかわらず平均で理想子ども数が2人以上を維持しているケースが多いなど、ドラスティックな変動は見られていない。この「2人」というラインが維持される理由については、「男女児ひとりずつ欲しい」という子どもの性別に対するミックス選好、一人っ子は甘やかされて育つ、自己中心的になるなどよくないという価値観、第1子にきょうだいを与えたいという考え、万一子どもが亡くなっても、もうひとり残るよう2人確保したいという戦略、社会規範への適応などがあるとされる (Sobotka and Beaujouan 2014)。しかし、本稿で取り上げた韓国では、生殖年齢にある有配偶女性の理想子ども数が平均で2人を切り、子どもは1人で良いとする意識が有配偶女性の2割以上を占める (若い世代では3割を占める) など、これまでどの国でも見られなかった「出生意欲の下限値を踏み越えた低下」とも言える状態が出現している。また、1960年代以降生まれの人々の間で無子が広がっていることはすでに明らかになっており (Miettinen et al. 2015; Sobotka 2017b; 守泉 2019)、その大半が未婚化や晩産化に伴う不妊など「意図しない無子」であるが、「子どもはいらない」と考える人々も少しずつ増加している。

これまである程度高い出生意欲が維持され、「理想子ども数2人」の下限ラインも超えずにきたが、現実の出生力が置換水準を下回る少子化状態となって数十年が経過し、若い世代は無子の人々や子ども数が1人のカップルもめずらしくない中で育ってきている。それに加え、長時間労働や柔軟性の低い職場環境、労働条件の悪い非正規雇用の拡大など雇用環境の悪化、低いジェンダー平等、伝統的な性役割分業を基盤とした結婚制度の残存、子育ての高い経済的・心理的負担などの要因が重なると、出生意欲も2人のラインを踏み越えて低下するリスクがあると言える。

4. まとめ

1960年代からの先進主要諸国の出生率の推移を見ると、2000年頃までにTFR1.5を上回る出生率で下げ止まった緩少子化国と、1.5を下回って行った超少子化国に二分されていたが、その後、2000年代に入ると多くの国で出生率が上昇した。しかし、超少子化国では、上昇トレンドが続いた国も少数ながら見られるものの、2010年代に再び2000年初頭のレベルまで戻るか、そもそも2000年代から一貫して出生率が低下し続けた国も多く、動向が

分かれている。

緩少子化国では、2010年前後のTFRをピークに近年は軒並み出生率を低下させていた。多くはそれでも1.6~1.7程度を維持しているが、1.5のラインも下回る出生率となった国も出現している。先進諸国で置換水準を下回る出生率となった原因は晩産化であり、その晩産化は高学歴化、若年層の経済状態の悪化、女性労働力率の上昇とジェンダー革命、パートナシップや結婚・家族観など意識の多様化がもたらしたが、家族政策でこれらの出生力への負の影響を成功裡に緩和しても、TFR水準は1.6~1.7程度を維持するのが限界なのかもしれない。そうだとすれば、ポスト出生力転換社会の行き着く先は際限ない人口減少社会である。

先進諸国では様々な避妊方法が普及し、今や意図しない妊娠はかなり確率で防ぐことができる。そうすると、人々は自らが選好する出生数を上限として出生行動をコントロールすることになる。これまで、ほとんどの国では少なくとも子どもは2人以上欲しいと考える人々が最大多数を占めていたが、近年は徐々に無子や少子（子ども数1人）が理想である人々の割合が増え、さらに理想子ども数が2を下回る国も出現し始めている。出生意欲は実際の出生行動に強い影響を与えるため、今後、先進諸国の出生意欲水準がどのように動くかは、ポスト出生力転換社会の未来を見通す上でも有用な資料となるだろう。

参考文献

- Adserá, Alicia (2004), 'Changing Fertility Rates in Developed Countries: The Impact of Labor Market Institutions', *Journal of Population Economics*, 17, pp.17-43.
- Ahn, Namkee and Pedro Mira (2002), 'A Note on the Changing Relationships Between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries', *Journal of Population Economics*, 15:4, pp.667-682.
- Balbo, N., Billari, F. C. and Mills, M., 2013, "Fertility in Advanced Societies: A Review of Research", *European Journal of Population*, 29, pp.1-38.
- Billari, Francesco C. and Hans-Peter Kohler (2004), 'Patterns of Low and Lowest-Low Fertility in Europe', *Population Studies*, 58:2, pp.161-176.
- Brewster, Karin L. and Ronald R. Rindfuss (2000), 'Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations', *Annual Review of Sociology*, 26, pp.271-296.
- Castles, Francis G. (2003), 'The World Turned Upside Down: Below Replacement Fertility, Changing Preferences and Family-Friendly Public Policy in 21 OECD Countries', *Journal of European Social Policy*, 13:3, pp.209-227.
- Engelhardt, Henriette, Tomas Kögel and Alexia Prskawetz (2004), 'Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time Series Analysis for Developed Countries, 1960-2000', *Population Studies*, 58:1, pp.109-120.
- Gauthier A. H., 2016, "Governmental Support for Families and Obstacles to Fertility in

- East Asia and Other Industrialized Regions”, Rindfuss R. R. and Choe, M. K. (eds.), *Low Fertility, Institutions, and their Policies*, Switzerland, Springer, pp.283-303.
- Hartnett, Caroline Sten and Alison Gemmill, 2020, “Recent Trends in U.S. Childbearing Intentions”, *Demography*, 57(6), pp.2035-2045.
- Jones, G. W., 2019, “Ultra-low Fertility in East Asia: Policy Responses and Challenges”, *Asian Population Studies*, 15(2), pp.131-149.
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari and José Antonio Ortega (2002), “The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s”, *Population and Development Review*, Vol.28, No.4, pp.641-680.
- Kögel, Tomas (2004), ‘Did the Association Between Fertility and Female Employment Within OECD Countries Really Change Its Sign?’, *Journal of Population Economics*, 17, pp.45-65.
- Kögel, Tomas (2004), “Did the Association Between Fertility and Female Employment Within OECD Countries Really Change Its Sign?”, *Journal of Population Economics*, 17, pp.45-65.
- Lanzieri, Giampaolo, 2013, “Towards a ‘Baby Recession’ in Europe? Differential Fertility Trends During the Economic Crisis”, *Eurostat Statistics in Focus*, 13/2013.
- Luci-Greulich, A. and Thévenon, O., 2013, “The impact of family policies on fertility trends in developed countries”, *European Journal of Population*, 29(4), pp.387-416.
- Matysiak, A., Sobotka, T. and Vignoli, D., 2020, “The Great Recession and fertility in Europe: A Sub-national Analysis”, *European Journal of Population*, published online: 03 April 2020. <https://doi.org/10.1007/s10680-020-09556-y>
- McDonald, Peter (2000), “Gender Equity in Theories of Fertility Transition”, *Population and Development Review*, Vol.26, No.3, pp.427-440.
- Miettinen, Anneli, Anna Rotkirch, Ivett Szalma, Annalisa Donno, and Maria-Letizia Tanturri (2015) *Increasing Childlessness in Europe: Time Trends and Country Differences*, Families and Societies Working Paper Series, 33.
<http://www.familiesandsocieties.eu/wp-content/uploads/2015/03/WP33MiettinenEtAl2015.pdf>
- Rindfuss, Ronald R., Karen Benjamin Guzzo and S. Philip Morgan (2003), ‘The Changing Institutional Context of Low Fertility’, *Population Research and Policy Review*, 22, pp.411-438.
- Schneider, Daniel, 2015, “The Great Recession, Fertility, and Uncertainty: Evidence From the United States”, *Journal of Marriage and Family*, 77(5), pp.1144-1156.
- Seltzer, Nathan, 2019, “Beyond the Great Recession: Labor Market Polarization and Ongoing Fertility Decline in the United States”, *Demography*, 56(4), pp.1463-1493.

- Sobotka, T. and Beaujouan, É., 2014, “Two Is Best? The Persistence of a Two-Child Family Ideal in Europe”, *Population and Development Review*, 40(3), pp.391-419.
- Sobotka, T., 2017a, “Post-Transitional Fertility: The Role of Childbearing Postponement in Fuelling the Shift to Low and Unstable Fertility Levels”, *Journal of Biosocial Science*, 49, S20-45.
- Sobotka, Tomáš (2017) “Childlessness in Europe: Reconstructing Long-Term Trends Among Women Born in 1900-1972”, in M. Kreyenfeld and D. Konietzka (eds.), *Childlessness in Europe: Contexts, Causes and Consequences*, Demographic Research Monographs, Berlin: Springer, pp.17-53.
- Sobotka, T., Skirbekk, V. and Philipov, D., 2011, “Economic Recession and Fertility in the Developed World”, *Population and Development Review*, 37(2), pp.267-306.
- Tan, P. L., Morgan, S. P. and Zagheni, E., 2016, “A Case for ‘Reverse One-Child’ Policies in Japan and South Korea? Examining the Link Between Education Costs and Lowest-low Fertility”, *Population Research and Policy Review*, 35, pp.327-350.
- Testa, Maria Rita and Stuart Gietel-Basten, 2014, “Certainty of meeting fertility intentions declines in Europe during the ‘Great Recession’”, *Demographic Research*, 31, Article no. 23, pp.687-734.
- Thévenon, O. and Gauthier, A., 2011, “Family Policies in Developed Countries: A “Fertility Booster” with Side-Effects”, *Community, Work and Family*, 14(2), pp.197-216.
- 阿藤 誠 (2011) 「超少子化の背景と政策対応」阿藤誠・西岡八郎・津谷典子・福田亘孝編 『少子化時代の家族変容：パートナーシップと出生行動』東京大学出版会。
- 岩澤美帆, 2015, 「「ポスト人口転換期」の出生動向：少子化の経緯と展望」『人口問題研究』, 第 71 巻第 2 号, 86－101 ページ。
- 韓国保健社会研究院 (K I H A S A) (2018) 『2018 年出生力及び家族の健康と福祉に関する全国調査 (2018 年 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사)』研究報告書 2018-37。
(<https://www.kihasa.re.kr/publish/report/view?type=research&seq=27889>)
- 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』, 厚生労働統計協会。
- 新谷由里子, 2015, 「子育て費用の負担感と出生意欲」, 『人間研究』第 51 号, 69－80 ページ。
- 守泉理恵 (2019) 「日本における無子に関する研究」『人口問題研究』第 75 巻第 1 号、pp.26-54。
- 山口一男 (2009) 『ワークライフバランス：実証と政策提言 J 日本経済出版社。
- 山田昌弘, 2013, 「教育アスピレーションが出生力に及ぼす影響」, 山田昌弘・松田茂樹・施利平・永田夏来・内野淳子・飯島亜希, 『夫婦の出生力の低下要因に関する分析～「少

子化と夫婦の生活環境に関する意識調査」の個票を用いて～』, ESRI Discussion Paper Series No.301, 内閣府経済社会総合研究所, 92-102 ページ。

市区町村マクロデータを用いたクラスター分析と出生力に差異をもたらす文脈の特定

岩澤美帆・鈴木貴士

問題意識：近年、子育て支援と出生力の関係について政策的関心が高まっており、政策変数と出生行動との関係を検証する精緻なマイクロモデル分析が進んできた。しかし、マイクロモデルでは子どもを産み育てるとしたライフコース全般にわたって政策が介入する複雑な過程を十分に表現できない。同時に、子育て環境に違いをもたらす文脈効果も考慮する必要が指摘されている。

目的：出生行動は個人や夫婦の属性や意思だけでなく、個人や夫婦を取り巻く社会経済システムや人口構造などのマクロ環境にも規定される。そこで本研究では、市区町村マクロデータを用いて地域の人口レジームおよび子育て環境の類型化を試み、当該地域の出生力との関係性を評価した。

データ：市区町村の出生力指標に関しては人口動態統計および国勢調査の人口・配偶関係構造のデータを用いて推計し、人口レジーム、子育て環境については、国勢調査や各種行政オープンデータを加工した指標を用いた。人口レジームについては、人口密度や高齢化指標、人口流出入に加え、ジェンダー公平状況を示す女性の労働力参加率、親族の結びつきを示す家族システムの側面を評価する。子育て環境については、今日の子育て支援策が、経済的支援、育児休業などの両立支援、保育サービスの提供を中心に拡充していることから、経済状況、働き方に関する状況、保育サービスの状況に着目した。

方法：出生力指標については、間接標準化法により求めた市区町村別の合計（特殊）出生率に加え、地域の相対結婚力指数、相対夫婦出生力指標（岩澤ほか 2019）を用いる。政策効果についてはコンテキストの役割に着目したい。そのために、同質の人口レジーム、子育て環境をクラスター分析によって類型化することを試みる。最後に人口レジーム・子育て環境類型と出生力指標との関係を議論する。

結論：女性の労働力率が高いこと自体は夫婦出生とマイナスの関係を示しているが、男女のバランス良い労働時間、育児休業の普及、保育園の利用が、その関係を緩和している状況が示唆される。出生数へのインパクトとしては、性別分業特性のある人口の多い大都市近郊などでの今後の社会変化が重要であるとみられる。

1. 背景

先進国地域では、様々な形で子育て支援策が講じられているが、とりわけ少子化が深刻で人口減少に結びついている国においては、どのような子育て支援策が出生促進に結びつくのか、大きな政策的関心事となっている。それに応えるべく、学術領域でも数多くの

調査研究が蓄積されてきた。総じて、出生力に影響を与える要因の特定、とりわけ政策効果を把握することは難しいが、主に経済学分野においては、マイクロモデルの精緻化やパネルデータの活用によって、因果関係を特定する試みが進んでいる（山口 2009, 樋口ほか 2016）。一方で、マイクロモデル分析という枠組みでは、政策介入の効果を十分に捉えきれないとの指摘もある。家族政策と出生力の関係にくわしい Thévenon は、政策は個別の政策が加算的に影響するというより、いくつかの政策が組み合わせられて出生行動に影響することや、組み合わせの違いでも影響が異なること、そしてその社会の歴史や文化など、文脈によっても影響が異なることを指摘する（Thévenon 2016）。例えば Rindfuss らは、分析に用いた国における出生力の違いを説明する重要なコンテキストとして、政府の養育コスト支援以外にも、労働市場の柔軟性や結婚と出産の結びつきの度合い、ジェンダー均衡、教育システム、住宅市場が重要であることよに着目している（Rindfuss and Choe 2016）。このような指摘は、どのような対策が子育て負担を緩和し出生行動を促進する効果をもたらすかを理解するためには、その個人がうける刺激だけでなく、その個人をとりまく社会環境についても関心を寄せる必要があることを示唆する。

こうした問題関心は、実は 2010 年代後半以降の日本の子育て支援策の議論とも親和性が高い。2014 年の日本創成会議による「成長を続ける二一世紀のために『ストップ少子化・地方元気戦略』」（通称、増田レポート）では地方自治体の持続可能性に関心が寄せられた。そして、同年「まち・ひと・しごと創生本部」が発足し、その後、各市区町村は「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」「まち・ひと・しごと創生総合戦略」を策定し、地方の人口減少の緩和と地方創生のための取り組みを進めている。総合戦略では「若い世代の結婚・出産・子育ての希望をかなえる」という目標が掲げられ、少子化対策は「地域アプローチ」という枠組みの中で、地方自治体が当該地域のデータなどを収集し評価することで、効率的に当該地域の課題を把握し、少子化対策に取り組むことが進められている。

このように地方自治体がデータに基づき課題を探り、必要な対策を効率的に進める枠組みは整いつつあるが、現実には多種のデータが有機的に結びつけられているとは限らない。本研究は、こうした地方自治体における少子化に対する取り組みをさらに効果的に進めるための一助とすべく、少子化に関わる社会の文脈と出生力との関係に着目する。

2. 環境・文脈に着目する研究と本研究の特徴

子育て環境に関するマクロ変数と出生力の関係に着目した先行研究は少なくないが、その多くは国や行政単位のマクロを比較して議論している（Rindfuss and Choe 2016, 中村 2016, 山内 2016, 加藤 2017）。しかし、行政単位といっても、人口の規模が大きく違いすぎる場合がある。例えば、国、都道府県と行政レベルとしては異なるノルウェーと北海道であるが、ノルウェーは人口 5,200 万（2015 年）、北海道は人口 5,382 万（2015 年）と人口

規模という観点からは類似していることがわかる。この場合、子育て環境についてノルウェーと日本を比較するより、ノルウェーと北海道を比較した方が、有効な対策のための課題が共通するかもしれない。また、行政単位は必ずしも家族に関わる地域文化の区分とは一致せず、むしろ行政区分を超えた家族システムの地域性の重要性を指摘するものもある (Kato 2013)。

つまり行政区域よりも、その地域に住む人々に影響を与える条件がある程度共通する地域を特定し、その違いを比較するようなモデルが必要であると考え。その場合、ある程度の範囲ごとの効果を推定する工夫として、地域効果の非定常性を考慮した地理的加重回帰の活用 (鎌田・岩澤 2009) や、複数の地域レベルで効果を把握できるマルチレベルモデルの活用が試みられている (鎌田 2013, Harknett et al. 2014)。本研究では、こうしたモデル状での空間の分類と言うよりも、同質な社会経済条件を有する具体的な地域の特定が有用であると考えて、市区町村を社会生活に関わる様々な共変量を用いたクラスター分析によって分類することを試みる。

既存の研究の二つ目の限界は、出生力に関心がある場合、マクロ変数としては都道府県や市区町村の合計出生率が利用されていることである。子育て環境の結果変数としての出生力をとらえたいとき、結婚力にも依存する合計出生率 TFR はかならずしも適切ではない。そこで何らかの形で結婚した夫婦の出生力を反映する指標が必要となる。夫婦出生力に関する指標には、相対有配偶出生率指標が提案されている (Coale and Watkins 1986, 小池 2010)。これらの指標は年齢別出生数と年齢別女性人口、年齢別女性有配偶人口を用いた算定が必要となる。本研究では合計出生率を再生産年齢女性有配偶率で統制して求める相対夫婦出生力 (岩澤ほか 2019) (後述) を利用する。

本研究は、前半でクラスター分析による市区町村の分類を行い、後半で、全国およびクラスターごとにアウトカムである相対夫婦出生力を従属変数とした重回帰分析を行い、係数から各共変量との関係を確認する。

3. 方法とデータ

4.1 クラスター分析と共変量

クラスター分析は、今回用いる主に 2015 年の変数に欠損のない市区町村 (1,843) を用い、非階層型クラスター分析である k 平均法により行う。

クラスター分析に用いる共変量は、国勢調査や行政統計を中心に表 1 に示した 15 の変数を用いる。地域コンテキストに関連するものとして、今回は人口特性や男女のあり方、各システムにかかわるものと、子育て負担の経済面、時間面、サービス面に関わる変数を選んだ。前者は、Demeny が人口転換段階や家族システムを特徴付ける要素として定義した人口レジーム (Demeny 2005) に関する変数にあたる。後者は子育て環境に関わる変数群

といえる。以下で各変数について説明する。また、これらの変数を市区町村別にデータを収集するが、2018年3月時点での境域を用いている。

- (1) 「人口密度(対数)(2015)」は2015年国勢調査による人口密度の対数である。
- (2) 「高齢化率(2015)」は2015年国勢調査による総人口に占める65歳以上人口の割合である。
- (3) 「流入超過率(2015)」は2015年国勢調査による当該総人口に対する転入・転出数である。正は転入超過、負は転出超過を示す。
- (4) 「25-49歳男女労働力率比(男性=1)(2015)」は、2015年国勢調査から得られる子育ての年代と言える25~49歳の年齢層の男女の労働力率について、男性1に対する女性の比率である。女性の労働力率が相対的に男性よりも低いと、1を下回る。
- (5) 「就業者にしめる「家事のほか仕事」割合(%) (有配偶女性35~39歳)(2005)」も2015年国勢調査から求める。(4)では働き方にかかわらず労働力を捉えるが、その仕事の主ではない、すなわち家計補助的な働き方が多い場合、ここで捉える。
- (6) 「30~39歳女性の大卒者割合(2010)」は、教育の状況に関する項目がある2010年国勢調査により女性の大学卒業以上の割合を示す。
- (7) 「30~39歳大卒者割合の男女比(男性=1)(2010)」は、2010年国勢調査による男女別の大卒者割合の比をとり、男性1に対する女性の比率を表す。高学歴化について、相対的に女性が進んでいない場合、値が1を下回る。
- (8) 「三世帯世帯割合(2015)」は2015年国勢調査から二人以上一般世帯に対する三世帯世帯の割合を示す。
- (9) 「物価調整平均課税所得(2015)」は2015年の総務省「市町村税課税状況等の調」より得られる平均課税所得を「消費者物価地域差指数」で調整し、生活水準を示す指標となっている。
- (10) 「生活保護被保護率(0~17歳人口千対)(2015)」は2015年の厚生労働省「被保護者調査」から0-17歳人口千対0-17歳人口の生活比保護者割合を出している。地域の子どもの貧困指標となる。
- (11) 「男性週間就業時間(2005)」は、就業時間については2005年国勢調査で表彰されているため、2005年国勢調査により男性の週あたりの平均就業時間を得た。(12) 「女性週間就業時間(2005)」は女性についてである。
- (13) 「25~39歳有配偶女性休業割合(2005)」は2005年国勢調査より、子育て時期にあたる有配偶女性の休業者割合である。育児休業取得者が多い場合、この指標に反映されると想定し、育児休業の普及指標とする。
- (14) 「0~6歳児保育所利用割合(2015)」は保育園利用の普及度合いを示すものとして、厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ」により、6歳以下総人口に占める、6歳以下の保育園利用者の割合としている。

(15)「申し込みに対する待機児童率(2015)」は、厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ」から、申し込み者に占める待機児童者数の割合である。

表1 分析に使用する変数(市区町村レベル統計指標)

変数		指標	データソース	
結果変数	参考	夫婦出生力	厚生労働省「人口動態統計」(出生数)、総務省「国勢調査」(女性配偶関係別人口)、日本版死亡データベース(女性人口)(岩澤ほか 2019)	
		出生力		
		結婚力		
説明変数	人口レジーム	高齢化・人口減少	人口密度(対数)(2015)	総務省「国勢調査」
			高齢化率(2015)	総務省「国勢調査」
			流入超過率(2015)	総務省「国勢調査」
	ジェンダー公平		25-49歳男女労働力率比(男性=1)(2015)	総務省「国勢調査」
			就業者にしめる「家事のほか仕事」割合(%) (有配偶女性35~39歳)(2005)	総務省「国勢調査」
			30~39歳女性の大卒者割合(2010)	総務省「国勢調査」
	家族システム		30~39歳大卒者割合の男女比(男性=1)(2010)	総務省「国勢調査」
			三世代世帯割合(2015)	総務省「国勢調査」
		経済状況		物価調整平均課税所得(2015)
			生活保護被保護率(0~17歳人口千対)(2015)	厚生労働省「被保護者調査」
	WLB/休業制度			男性週間就業時間(2005)
			女性週間就業時間(2005)	総務省「国勢調査」
			25~39歳有配偶女性休業割合(2005)	総務省「国勢調査」
	保育サービス		0~6歳児保育所利用割合(2015)	厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ」、総務省「国勢調査」
			申し込みに対する待機児童率(2015)	厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ」

指標によっては全市区町村別に表彰されず、都道府県、政令指定都市、中核市のみが表彰されている場合がある。その場合は、政令指定都市、中核市をのぞいた都道府県指標を、都道府県下全域のその他の市区町村の指標としている。この点は分散が過小となる点として留意する必要がある。

また GIS データは国土交通省の国土数値情報より「全国世界測地系平成 30 年」版を取得した。市区町村数は 1902 であるが、「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)に合わせ 2018 年 3 月時点での市区町村境域および一部の政令指定都市を区単位ではなく市単位となるデータ¹を用いるとともに、人口が少ない等でデータが無い自治体を除外した結果²、分析に使用する自治体は 1843 となる。

¹ さいたま市、相模原市、新潟市、静岡市、浜松市、堺市、岡山市、熊本市は市単位となる。

² 色丹村、泊村、留夜別村、留別村、紗那村、薬取村、檜枝岐村、檜葉町、富岡町、大熊

4.2 夫婦出生力指標

アウトカムは夫婦出生力である。これはまず都道府県別年齢別出生率を用いた間接標準化法により市区町村の合計出生率を求める。

標準となる都道府県を I 、含まれる市区町村を i とし、年齢を x とすると、

$$ASBR_x^i = c^i \times ASBR_x^I \quad \text{ただし, } c^i = \frac{B^i}{\sum_{n=15}^{44} ({}_5ASBR_x^I \times {}_5P_x^{i,F})}$$

ここで $ASBR$ は年齢別出生率、 c は標準化比（水準調整係数、スケール・ファクター）、 B は出生数、 P は人口（ F は女性）となる。対象地域の合計出生率は

$$TFR^i = c^i \times TFR^I$$

と表すことができる (Giannakouris 2010)。なお、今回の市区町村別出生率の年齢別指標は、年齢 5 歳階級別に算出した。なお、間接標準化によって推定された TFR には、人口の少ない地域において外れ値が存在する。15～49 歳女性人口 1,000 人未満の自治体における TFR の 2 標準偏差 (2σ) の上限と下限は 2.641 と 0.395 であった。そこで、この範囲を超える自治体の TFR はこの上限値あるいは下限値とし、推定に用いた。補定されたのは 16 市区町村であった。

合計出生率には未婚化による有配偶女性が少ない要因と、結婚後の夫婦の出生行動の要因がともに反映されている。夫婦の子育て環境と出生力の関係などを調べたい場合は、配偶関係構造による要因を統制した出生力指標の算出が不可欠である。そこで、ここでは合計出生率 TFR が、夫婦出生力と有配偶構造とその効果係数で決まるモデルを考え、配偶関係構造を統制した夫婦の出生力指標の算出を試みる。

市区町村 i の合計出生率 TFR_i に関する以下のモデルを考える。

$$TFR_i = MF \cdot (PM_i^{20-39})^\beta \cdot v_i$$

ここで、 MF は「基準結婚出生力 (base marital fertility)」である。 PM は「有効有配偶率 (effective proportion married)」であり、ここでは比較的出生率が高い 20～39 歳女性の有配偶率の平均値 (PM^{20-39}) を用いる。 β は「有配偶率効果係数 (coefficient of proportion married)」であり、有配偶率がどの程度出生率に影響するかを示す。 v は出生力を変動させる市区町村固有の指数で、相対夫婦出生力指数 (relative marital fertility index) で

町、双葉町、浪江町、葛尾村、飯舘村、利島村、御蔵島村、青ヶ島村、西ノ島町、三島村、十島村はデータがなく分析から除外している。

ある。 $v_i = \exp(u_i)$ とすると、

$$TFR_i = MF \cdot (PM_i^{20-39})^\beta \cdot \exp(u_i)$$

$$TFR_i = \exp(\log(MF) + \beta \cdot \log(PM_i^{20-39}) + u_i)$$

と表せる。対数をとることにより

$$\log(TFR_i) = \log(MF) + \beta \cdot \log(PM_i^{20-39}) + u_i$$

となり、対数線型モデルになる。 u_i を除いたモデルの定数 $\log(MF)$ および傾き β を市区町村 i の TFR_i および 20~39 歳女性有配偶率 PM_i^{20-39} を使い最小二乗法によって求める。2015 年の市区町村データから推定した結果、 $\log(MF)$ は -3.639、 β は 1.056 と推定された。

$$\log(TFR_i) = -3.539 + 1.056 \cdot \log(PM_i^{20-39}) + u_i$$

さらに、全国レベルの有配偶率が 43.8% である場合、全国レベルの有配偶率起因出生力（結婚力）は 0.353 となる。この全国結婚力を分離して、市区町村の結婚力を相対指標とすると、下記の式となり、

$$\log(TFR_i) = 0.353 + \Delta \log(TFR|PM_i^{20-39}) + u_i$$

右辺 2 項目の $\Delta \log(TFR|PM_i^{20-39})$ が相対結婚力、3 項目の u_i が相対夫婦出生力となる。

このモデルにより、合計出生率は、全国平均を基準とした場合の、互いに独立な相対結婚力指数と相対夫婦出生力指数に分解できる。本研究ではアウトカムとして、相対夫婦出生力指数 $\exp(u_i) = v_i$ を用いる。

4.3 夫婦出生力の重回帰分析

アウトカムの平均値がクラスターごとにどのように異なるかを確認した後、全国およびクラスターごとに、どのような環境 (X) が夫婦出生力 (Y) と関係するのかを重回帰モデルで検証する。クラスターはある程度社会経済文化変数のレベルが近いと考えられる。そうした文脈を同じくする自治体に限定した上で、その中の差異がどのような社会経済要因の違いで説明できるのかを確認する。全国データを使ったモデルの係数とクラスターごとに行った場合の係数の比較から、文脈による規定要因の変化を確認する。

なお、各クラスターに含まれる市区町村の数にはばらつきがあり、多くない場合も存在する。アウトカムは夫婦出生力を示す相対夫婦出生力指数だけでなく、合計出生率、相対結婚力指数（女性有配偶率）についても参考として行う。

4. クラスタ分析の結果

クラスタ分析においては、分析目的に沿うクラスタ数の設定が重要である。本研究の目的は、地域の文脈を共通する領域に分類することであるが、代替するものとして都道府県や、都道府県をまとめた地域ブロックなどがある。日本の地域ブロックは地理学習分野では全国を北海道地方、東北地方、関東地方、中部地方、近畿地方、中国・四国地方、九州地方、沖縄地方の8区分に分類したものが主に用いられている。一方で、総務省の「地域別表彰に関するガイドライン」(平成31年3月28日)によれば、採用事例が多いものとして、北海道、東北、関東、北陸、東海/中部、近畿、中国、四国、九州、沖縄の10区分が類型Iとして提示されている。本研究は日本の地域性に関する分類の多くが8~10区分であったことを鑑み、予備的に8~10のクラスタ分析を行った後、地域特性の解釈がわかりやすい9つのクラスタ数を採用することとした。分類に使用した共変量のクラスタごとの平均値を表2に示した。

表2 全国およびクラスタ別にみた共編量の平均値

			1	2	3	4	5	6	7	8	9	全国	
市区町村数			224	91	172	248	58	256	311	309	174	1,843	
15~49歳女性人口(2015)(千人)			3,284	464	657	2,615	1,607	943	9,207	6,861	468	26,106	
説明変数	人口レジーム	高齢化・人口減少	人口密度(対数)(2015)	4.89	4.44	4.44	5.18	7.82	4.76	7.71	6.36	3.98	5.57
			高齢化率(2015)(%)	32.3	33.0	34.4	31.7	23.8	35.4	25.8	27.6	39.9	31.4
			流入超過率(2015)	0.42	-3.59	-9.06	-2.05	41.04	-6.33	-14.74	-0.33	-1.22	-3.49
		ジェンダー公平	25~49歳男女労働力率比(男性=1)(2015)	0.80	0.84	0.90	0.85	0.81	0.84	0.77	0.80	0.88	0.82
			就業者数うち「家事のほか仕事」割合(%) (有配偶女性35~39歳)(2005)	54.8	33.1	26.0	35.5	48.0	50.7	57.4	51.6	31.8	45.4
			30~39歳女性の大学卒業割合(2010)	0.12	0.11	0.10	0.13	0.20	0.12	0.19	0.15	0.12	0.14
			30~39歳大学卒業割合の男女比(男性=1)(2010)	0.53	0.62	0.62	0.62	0.67	0.58	0.59	0.58	0.64	0.59
		家族システム	三世代世帯割合(2015)	6.7	19.7	25.4	13.7	8.3	14.2	6.9	11.6	12.7	12.5
		経済状況	物価調整平均課税所得(2015)	3.37	3.27	3.20	3.27	3.56	3.29	3.49	3.41	3.20	3.34
	子育て環境		生活保護被保護率(0~17歳人口千対)(2015)	23.4	6.5	5.5	8.7	16.3	7.4	12.4	6.9	8.4	10.4
		WLB・休業制度	男性週間就業時間(2005)	47.6	44.8	45.0	44.9	46.1	44.7	45.7	45.2	44.0	45.3
			女性週間就業時間(2005)	37.4	37.7	38.5	37.2	35.8	36.1	33.3	34.8	37.5	36.1
			25~39歳有配偶女性休業割合(2005)	4.77	5.94	6.37	6.84	7.61	5.60	7.50	6.78	6.22	6.40
		保育サービス	0~6歳児保育所利用割合(2015)	30.4	17.2	60.8	44.6	34.3	53.2	27.8	33.4	64.2	41.0
		待機児童率(2015)	0.22	1.04	0.05	0.64	1.01	0.02	1.24	0.69	0.01	0.53	

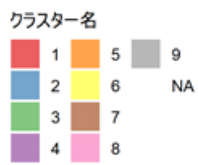
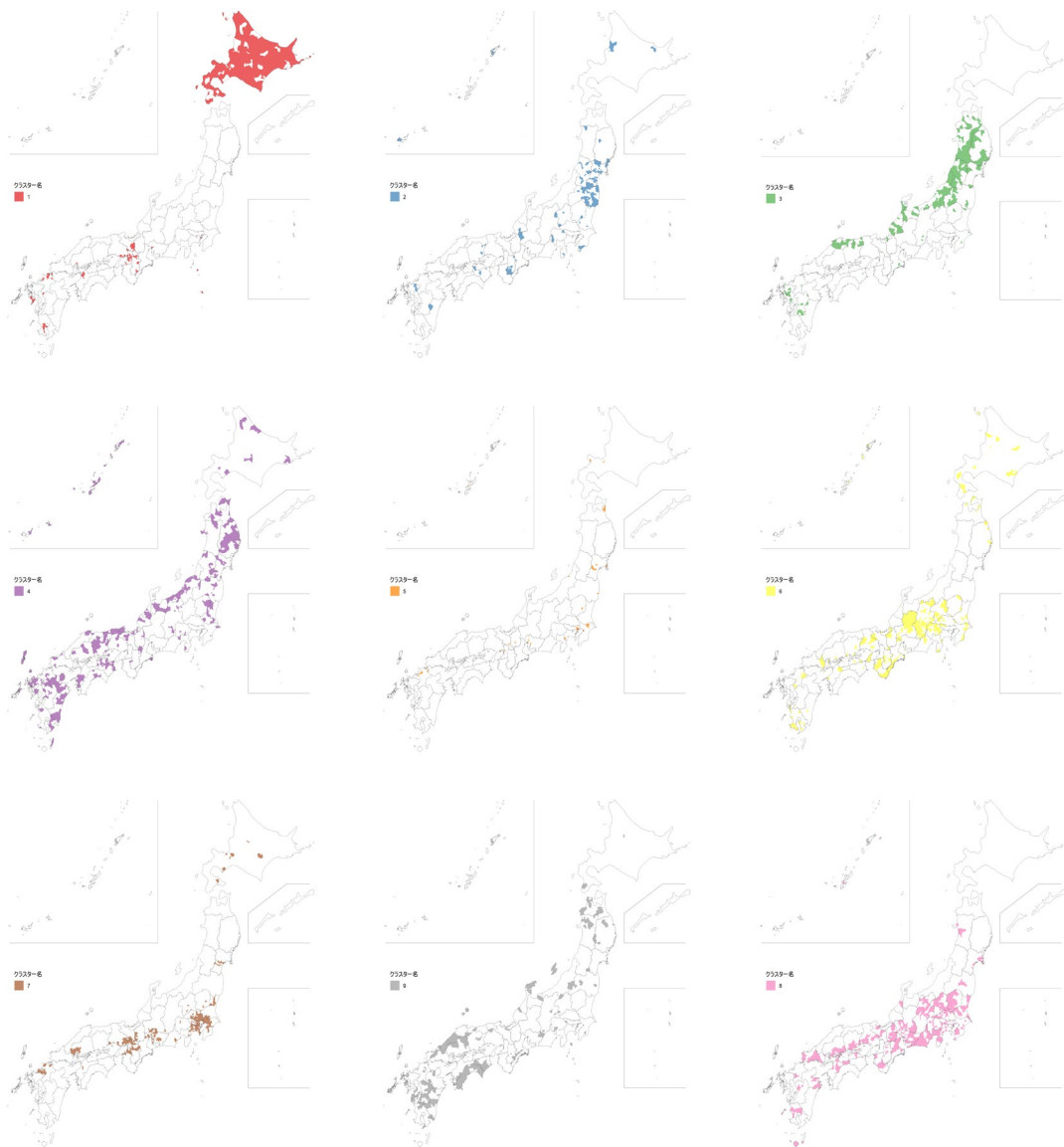


図1 クラスターの空間的分布

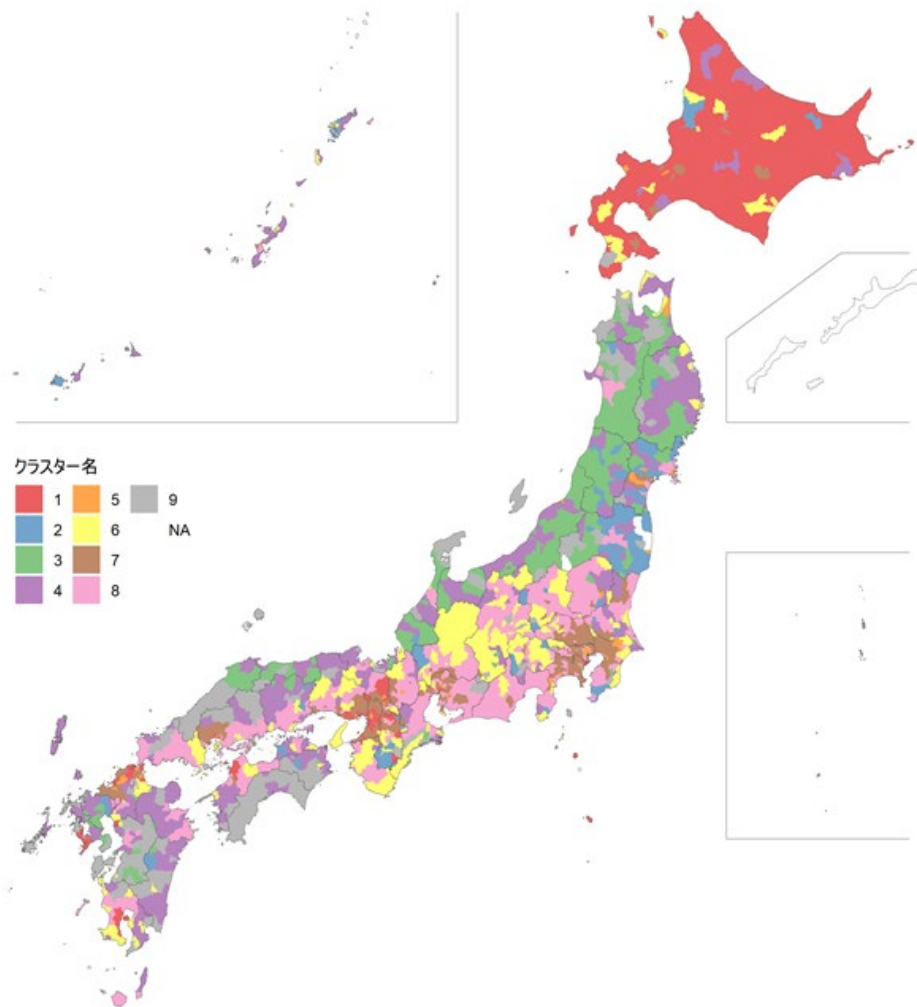


図2 クラスターの空間的分布（全クラスター）

また、各クラスターが、どのような地域に分布しているかを確認するため、クラスターに含まれる市区町村を図1に示した。ここからクラスター1は主に北海道、クラスター2は南東北地方、クラスター3は日本海側や東北に多いことがわかる。またクラスター4は日本海と西南地域、クラスター5は区部など都市的地域、クラスター6は東山地方のほか比較的各地に広がっている。クラスター7は区部の周辺など都市近郊地域、クラスター8は市部の近郊と見られる。クラスター9は西日本に広がっている。各クラスターに含まれる比較的大規模自治体の例を表3に示した。

表3 クラスターの特徴と解釈

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
クラスター名	北海道・格差	保育社会化未整備	農業・保育資源	共働き・WLB	区部	スロライフ	市部主婦・キャリア	市部近郊	西日本過疎
主な地域	北海道	南東北	日本海東北	日本海西南	区部	東山・各地	区部近郊	市部近郊	西日本
市区町村の例	大阪堺市、鹿児島市、愛媛松山市	福島いわき市、福島市、佐賀市	島根出雲市、山形鶴岡市、岩手一関市	新潟市、富山市、宮崎市	東京江東区、東京品川区、東京新宿区	千葉野田市、東京青梅市、山口岩国市	さいたま市、東京世田谷区、東京練馬区	静岡浜松市、熊本市、岡山市	熊本八代市、福島会津若松市、熊本天草市
変数の特徴	長時間労働・片働き・生活保護高	低保育サービス・三世代	女性労働・三世代・保育園	共働き・育休・有配偶	区部・高学歴・専業主婦	短時間労働	主婦・キャリア共存、待機児童・育休	市部近郊・専業主婦	高齢・共働き・保育園

クラスターごとの各変数平均値の高低(表2)および空間分布(図1)から、それぞれのクラスターの社会経済文化的、空間的特徴を解釈してみる。クラスター1は、北海道を中心に分布し、男性が長時間労働で女性の育児休業は少ない。そして子どもの生活保護受給割合が高い。「北海道・格差」クラスターとする。クラスター2は南東北で保育所利用が少なく、待機児童があり、三世代同居割合が高い。「保育社会化未整備」クラスターとする。クラスター3は日本海側、東北地方に多く、女性労働力率が高く、三世代同居、保育所利用がともに高い。「農業・保育資源」クラスターとする。クラスター4は日本海側、西南地域でフルタイム共働きで育児休業や保育所利用をしている。男女とも労働時間が中腹にある。「共働き・WLB」クラスターとする。クラスター5は人口密度が高く人口流入が多い区部である。女性は高学歴で所得が高い。女性の労働力率は高くなく、育休利用は多い。「区部」クラスターとする。クラスター6は比較的全国に分布するが、男女とも労働時間が長くなく、所得は高くはないが、生活保護率は低い。「スロライフ」クラスターとする。クラスター7は区部クラスターの近郊にあり、専業主婦、女性の家計補助的就労が多い。育児休業は多いが待機児童は多い。家事・子育てに専念するかフルタイム雇用かの極端な選択肢が存在する地域といえる。「市部主婦・キャリア」クラスターとする。クラスター8は市部の近郊に多く、性別分業地域といえる。「市部近郊」クラスターとする。クラスター9は西日本に多く、人口密度が低く高齢化が進んでいる。女性の労働力率は高いが、三世代同居は少なく、保育所の利用が高い。「西日本過疎」クラスターとする。

5. クラスター別にみた夫婦出生力の関連変数

クラスター分析により、人口レジーム、子育て環境という観点で全国の市区町村を9つに分類することができた。ここでは、これら分類されたクラスターと出生力、とくに夫婦出生力との関係を確認してみたい。二つのアプローチを行う。

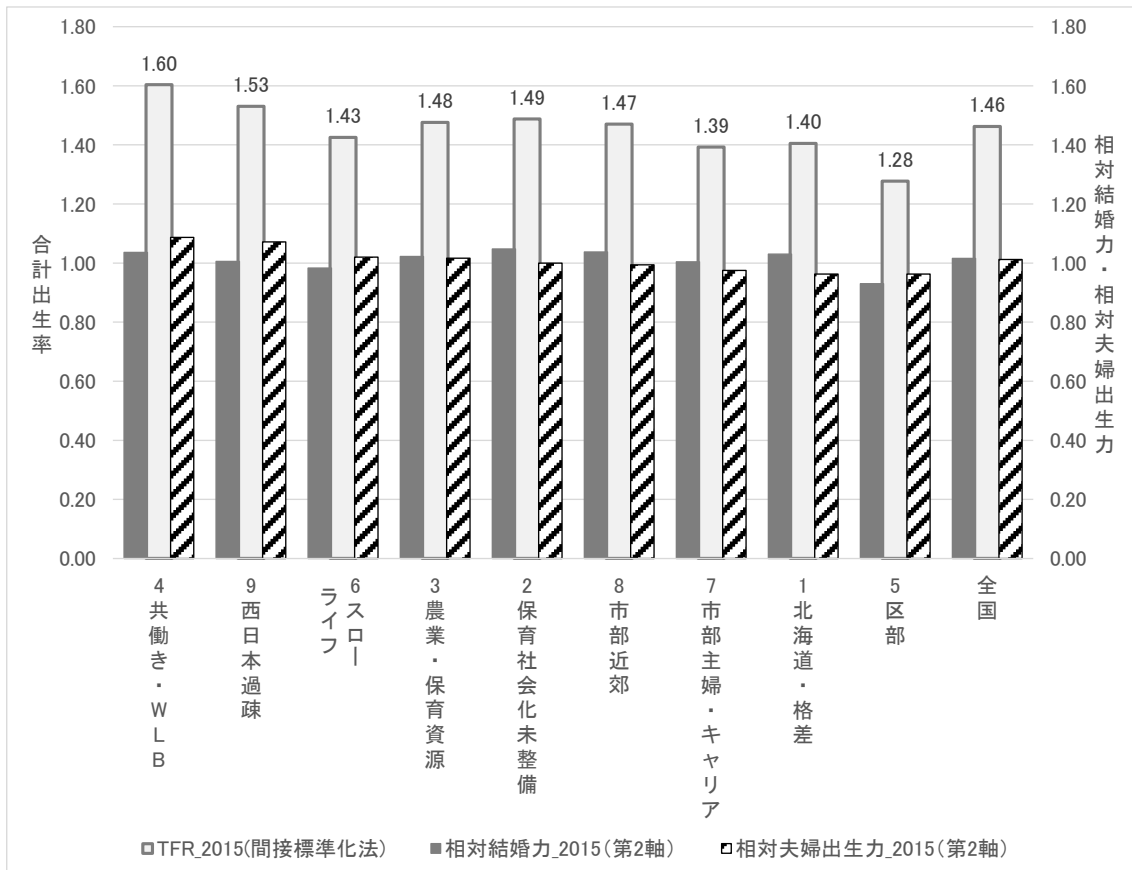
一つ目では、クラスターごとに、アウトカム（夫婦出生力指標、合計出生率、結婚力指数）を比較する。二つ目では、共編量とアウトカムの関係を、同一クラスターに限定して検証し、クラスターによってどう関係が異なるかを確認する。

5.1 クラスターと夫婦出生力

クラスターごとにアウトカムを比較したのが表4および図3である。夫婦出生力が高い順からクラスターを並べると、4 共働き・WLB、9 西日本過疎、6 スローライフ、3 農業・保育資源、2 保育社会化未整備、8 市部近郊、7 市部主婦・キャリア、1 北海道・格差、5 区部の順であった。ちなみに、6 スローライフクラスターは、合計出生率で比較すると6番目であるが、夫婦出生力では3番目になる。結婚力が低いことが合計出生率を低くとどめていることがわかる。一方、3 農業・保育資源、2 保育社会化未整備、8 市部近郊の地域は合計出生率が比較的高いが、これは結婚力が相対的に高いことに起因していると解釈できる。

表4 全国およびクラスター別にみた結果変数の平均値

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	全国
市区町村数		224	91	172	248	58	256	311	309	174	1,843
15~49歳女性人口(2015)(千人)		3,284	464	657	2,615	1,607	943	9,207	6,861	468	26,106
結果変数	出生力/結婚力										
	TFR 2015(間接標準化法)	1.40	1.49	1.48	1.60	1.28	1.43	1.39	1.47	1.53	1.46
	相対結婚力 2015	1.03	1.05	1.02	1.04	0.93	0.98	1.00	1.04	1.01	1.02
	20~39歳女性有配偶率(2015)(%)	45.0	45.7	44.7	45.3	40.8	43.0	43.9	45.3	44.0	44.4
	相対夫婦出生力 2015	0.96	1.00	1.02	1.09	0.96	1.02	0.97	0.99	1.07	1.01



注：左ほど夫婦出生力が高い。

図3 全国およびクラスター別にみた結果変数の平均値

5.2 全国およびクラスターごとに行う重回帰分析の比較

全国および9つのクラスターごとに、夫婦出生力を従属変数とクラスター分析に用いた社会経済マクロ変数を説明変数とした重回帰分析を行った。

まず、全国の自治体の分散を説明する全国モデルの結果を示そう。人口レジームにおける高齢化率が高いほど夫婦出生力は低い関係が見られる。ジェンダー公平では男性に対し相対的に女性の労働力率が高い地域ほど夫婦出生力が低い。また女性大卒割合が高い地域ほど夫婦出生力が高い。三世代世帯割合は夫婦出生に負の関係を示した。

続いて、全国モデルにおける子育て環境の変数を見てみよう。所得が高い地域ほど夫婦出生力は低い。生活保護率との関係は明確ではない。また就業環境としては男性の週労働時間が長いと負、女性の就労時間が長いと正の関係を示す。また、子育て年齢の女性の休業率（育児休業取得の反映と解釈）は、夫婦出生力に正の関係を示している。保育サービスについては、保育所利用の高さは夫婦出生力に正の関係を示す一方で、待機児童と夫婦出生力も正の関係をしめず。保育所の供給が需要を下回っている状況がわかる。

さて、このような全国レベルでの社会経済マクロ変数と夫婦出生力の関係が、同質な社会経済状況を有する各クラスターに限定するとどのように解釈がかわるのであろうか。

人口密度は一般的には密度が高いと出生力は低い。しかし9の過疎地域や6の労働時間が短い地域では、むしろ人口密度が高いほうが出生力が高い。つまり、密度が低すぎるものが子育てにはマイナスに作用することを示唆する。女性の就業者にしめる家事のかたわらに仕事をする人の割合は、8市部近郊や5区部では、家事と両立する仕事をする人が多い地域で出生力が高い。三世帯世帯の割合は全国では出生と負の関係であるが、5区部というローカルでは正の関係を示した。

表5 クラスターごとの

従属変数：相対夫婦出生力				4	9	6	3	2	8	7	1	5	
説明変数		標準化 回帰係数	全体	共働 き・W L B	西 日 本 過 疎	ス ロ ー ラ イ フ	農 業 ・ 保 育 資 源	保 育 社 会 化 未 整 備	市 部 近 郊	市 部 主 婦 キ ャ リ ア	北 海 道 ・ 格 差	区 部	
人 口 レ ジ ム	高齢化・ 人口減少	人口密度（対数）	0.000	0.916	0.262	0.007	0.005	0.419	0.497	0.000	0.001	0.417	0.603
		高齢化率	-0.003	0.001	0.006	0.462	0.030	0.444	0.601	0.214	0.164	0.375	0.065
		流入超過率	0.000	0.132	0.440	0.059	0.192	0.872	0.416	0.247	0.490	0.392	0.073
	ジェンダー公平	25-49歳男女労働力率比（男性=1）	-0.815	0.000	0.414	0.007	0.214	0.005	0.256	0.000	0.000	0.053	0.009
		就業者「家事のほか仕事」割合 （有配偶女性35～39歳）	0.000	0.430	0.195	0.869	0.327	0.382	0.488	0.014	0.919	0.341	0.026
		30-39歳女性大卒割合	0.313	0.004	0.002	0.358	0.049	0.491	0.055	0.965	0.076	0.586	0.088
		30-39歳大卒割合男女比（男性=1）	0.028	0.364	0.091	0.762	0.492	0.688	0.704	0.152	0.000	0.404	0.583
家族システム	三世帯世帯割合	-0.004	0.000	0.001	0.226	0.168	0.828	0.031	0.000	0.002	0.270	0.020	
子 育 て 環 境	経済状況	物価調整平均課税所得	-0.291	0.000	0.001	0.180	0.073	0.036	0.371	0.022	0.360	0.073	0.284
		生活保護被保護率（0-17歳）	0.000	0.971	0.101	0.315	0.909	0.424	0.698	0.015	0.132	0.514	0.617
	WLB/休業制度	男性週間就業時間	-0.027	0.000	0.000	0.151	0.291	0.586	0.000	0.135	0.000	0.280	0.429
		女性週間就業時間	0.029	0.000	0.019	0.033	0.016	0.554	0.007	0.000	0.000	0.556	0.009
	保育サービス	25～39歳有配偶女性休業割合	0.012	0.000	0.007	0.015	0.553	0.096	0.248	0.000	0.006	0.022	0.770
		0-6歳保育所利用割合	0.002	0.000	0.705	0.011	0.076	0.000	0.292	0.001	0.007	0.249	0.750
	待機児童	0.006	0.029	0.006	0.555	0.967	0.241	0.895	0.018	0.904	0.681	0.745	
	切片	2.763	0.000	0.000	0.041	0.064	0.008	0.007	0.000	0.000	0.000	0.197	
	自治体数(N)		1,843	248	174	256	172	91	309	311	224	58	

表6 それぞれの文脈のなかで重要な変数

クラスター	人口レジーム	子育て環境		15~49歳 女性人口 (千人)	自治体数
	夫婦出生力と関連(**,*) (赤字は負)	夫婦出生力と関連(**) (赤字は負)	夫婦出生力と関連 (*) (赤字は負)		
全体	高齢化、男女労比、大卒、三世代	所得、男性長労、女性長 労、育休、保育園	待機児	26,106	1,843
4	共働き・WLB	高齢化、大卒、三世代	所得、男性長労、育休、待 機児	2,615	248
9	西日本過疎	人密、男女労比	女性長労	468	174
6	スローライフ	人密、高齢化、大卒	女性長労、育休、保育園	943	256
3	農業・保育資源	男女労比	所得、保育園	657	172
2	保育社会化未整備	男性長労、三世代	女性長労	464	91
8	市部近郊	人密、男女労比、パート比、三世代	所得、生保、女性長労、育 休、保育園	6,861	309
7	市部主婦キャリ ア	人密、男女労比、大卒比、三世代	男性長労、女性長労、育 休、保育園	9,207	311
1	北海道・格差		育休	3,284	224
5	区部	男女労比、パート比、三世代	女性長労	1,607	58

6. 結論

本研究は地域性と出生力の関係を捉える研究法に2つの改良を試みた。まず地域性については、昨今、経済社会変数と出生力との関係には地域性や文化といった文脈が関与していることに関心がたかまっている。日本ではこうした地域性は都道府県や地域ブロック単位で分析されることが多い。しかし国や都道府県という行政区分だけでは十分に同質な文脈をとらえきれていない可能性がある。そこで本研究では、人口レジームおよび子育て環境に関連する15の社会経済マクロ指標を用いて、全国の市区町村を9つのクラスターに分類し、それを用いて同質な文脈の比較、統制を試みた。また、現在地方自治体で展開されている子育て支援策は結婚した夫婦を対象としているものが多い。その場合、地域の出生力指標は、結婚の多寡による影響を除去した夫婦出生力で評価することが望ましい。そこでアウトカムについては、女性全体の指標である合計出生率ではなく、女性の有配偶率で統制した、地域の結婚力とは独立の夫婦出生力の指標（相対夫婦出生力指数）を用いた。

マクロデータが揃う1,843の自治体を9つにわけたクラスターは、その空間的分布と各変数の平均水準から1「北海道・格差」（自治体数224）、2「保育社会化未整備」（同91）、3「農業・保育資源」（同172）、4「共働き・WLB」（同248）、5「区部」（同58）、6「スローライフ」（同256）、7「市部主婦・キャリア」（同311）、8「市部近郊」（同309）、9「西日本過疎」（同174）と特徴付けられた。

夫婦出生力は、4「共働き・WLB」9「西日本過疎」6「スローライフ」3「農業・保育資

源」で高く、7「市部主婦・キャリア」1「北海道・格差」5「区部」で低かった。ちなみに結婚力は2「保育社会化未整備」4「共働き・WLB」8「市部近郊」で高く、6「スローライフ」5「区部」で低かった。なお、出生数へのインパクトという意味では、人口が多く含まれる7「市部主婦・キャリア」（自治体数311）、8「市部近郊」（同309）の社会変化の動向が鍵となる。

社会経済変数と夫婦出生力の関係は、全国でもクラスター別でも変わらなかったものとして、男性に対する女性の労働力率が高い（より男女差がない）地域ほど出生力が低いというものがあった。一方で、男性の労働時間が短いほど、女性の労働時間は長いほどプラスであった。そして育児休業の普及と解釈できる、子育て世代女性の休業率が高いほど夫婦出生にはプラスであった。すなわち、男性の労働力参加に女性の労働力参加が近づくと基本的には夫婦出生とは負の関係を示すが、男女の労働時間に差がない、そして育児休業の利用、保育園の利用が正の関係を示しており、男女のワーク・ライフ・バランスと保育の社会化が進むことで、女性労働力参加による抑制を緩和していることを示唆する。こうした状況は、欧州各国比較などによる文脈と出生力の関係を説明している専門家の見解とも近い（Gauthier 2013）。一方物価で調整した所得は全国でもローカルでも、所得が高いほど夫婦出生はマイナスとなっている。単に生活に余裕ができることだけでは出生促進につながらない可能性を示唆するものである。子育てに対する金銭的援助を議論する際は、一般に子ども数を増やせない理由として挙がる「子育てにお金がかかる」という未充足がどのような水準で認識されているのかについて深くさぐる必要があると思われる。

このほか、全国モデルで見られた関係がクラスターローカルでは異なるものもあった。人口密度は全国では密度が高いほど低出生力と見られていたが、過疎地域などではある程度の密度があることが出生促進につながることを示唆する。過密な都市部を想定して人口密度が低いほど出生に有利と一律に考えることはミスリードとなる。三世帯世帯割合は唯一区部では夫婦出生とプラスの関係を示した。都市部では三世帯という居住環境が通常区部生活にある様々な問題を解消している可能性がある。

本研究には不十分な点も存在する。今回は2015年を中心とした一時点のマクロデータの関係性を議論している。時系列や時間の変化についてデータを蓄積すれば変化についての議論が進むであろう。また使用しているデータは多くが2015年のデータであるものの、一部はデータの制約として2005年や2010年のものが含まれており時間の統一が完全にはかられていないことには留意が必要である。また、国内の市区町村マクロデータは、往々にして、地域間移動に大きく影響を受けることが指摘されている（丸山 2018）。今回は、市区町村の流入超過率で統制するにとどまっており、マクロデータが地域住民の特性なのか、地域に残る、あるいは地域に流入するといったセレクションの結果なのかについては、十分な検討はできていない。こうした点は今後の課題としたい。

このように社会経済状況と夫婦出生力との関係は全国の傾向をローカルにも一般化できるものもあれば、地域の文脈によっては解釈が異なるものがあることが改めて示された。

近年では各地方自治体が域内の子育て支援策を検討する機会が増えている。そうした際に、出生率が比較的高い諸外国で実践されている対策や日本全体で平均的に検出された結果、あるいは出生力が回復した他の市区町村の事例を参照したりすることがある。しかし、地域文脈によって効果のある対策が異なるとすれば、当該地域がどのような社会経済文化的特徴を有しているのか、また同じような社会経済文化状況を前提に、どのような取り組みが有効かを議論していくことが効率的である。そうした意味で本研究で示されたクラスター分析による地域性の把握がそうしたアプローチを支援するものになると期待したい。

謝辞

都道府県および市区町村データの整備において、別府志海、余田翔平、鎌田健司各氏の協力を得た。ご協力に感謝する。

(参考文献)

- Coale, A. J. and S. C. Watkins (1986) *The Decline of Fertility in Europe: the Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.
- Demeny, Paul (2005) "Policy challenges of Europe's demographic changes: From past perspectives to future prospects" in Miroslav Macura et al. (eds.), *The New Demographic Regime: Population Challenges and Policy Responses*. New York: United Nations, pp. 1-9.
- Gauthier, Anne H. (2013). "Family policy and fertility: Do policies make a difference?" in Buchanan, Anne and Rotkirch, Anna (eds.), *Fertility Rates and Population Decline* (pp. 269-87). Springer.
- Giannakouris, Konstantinos (2010) "Regional population projections EUROPOP2008: Most EU regions face older population profile in 2030", Eurostat *Statistics in focus* 1/2010.
- Harknett, K., Billari, F. C., & Medalia, C. (2014). "Do family support environments influence fertility? Evidence from 20 European countries" *European Journal of Population*, 30(1):1-33.
- Kato, Akihiko (2013) "The Japanese family system: change, continuity, and regionality over the twentieth century," MPIDR Working Papers WP-2013-004, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany.
- Rindfuss, Ronald R. & Choe, Minja K. (2016). "Diverse paths to low and lower fertility: An overview" in Rindfuss, Ronald R. and Choe, Minja K. (eds.),

- Low Fertility, Institutions, and Their Policies (pp. 1-11). Springer.
- Thévenon, Olivier (2016). “The influence of family policies on fertility in France: Lessons from the past and prospects for the future” in Rindfuss, Ronald R. and Choe, Minja K. (eds.), *Low Fertility, Institutions, and Their Policies: Variations across Industrialized Countries* (pp. 49-76). Springer.
- 岩澤美帆・金子隆一・菅桂太・余田翔平・鎌田健司(2019)「都道府県を標準とした市区町村別間接標準化合計出生率と夫婦出生力指標の推計」『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究(平成30年度)総括研究報告書(研究代表者:石井太)』, pp.147-162.
- 加藤久和(2017)「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析(特集 人口減少と地方経済)」『フィナンシャル・レビュー』平成29年第3号(第131号), pp.6-23.
- 鎌田健司・岩澤美帆(2009)「出生力の地域格差の要因分析:非定常性を考慮した地理的加重回帰法による検証」『人口学研究』第45号, pp.1-20.
- 鎌田健司(2013)「地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究—マルチレベルモデルによる検証—」『人口問題研究』第69巻第1号, pp.42-66.
- 小池司朗(2010)「GISを利用した戦前市区町村別出生力」『地域人口からみた日本の人口転換』古今書院, pp.169-192.
- 中村真由美(2016)「地域ブロック内における出生率の違い—富山と福井の比較から—」『家族社会学研究』28(1), pp.26-42.
- 樋口美雄・坂本和靖・萩原里紗(2016)「女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果検証:家計パネル調査によるワーク・ライフ・バランス分析」『三田商学研究』58(6):29-57.
- 丸山洋平(2018)『戦後日本の人口移動と家族変動』文眞社.
- 山内昌和(2016)「東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数はなぜ少ないのか—第4回・第5回全国家庭動向調査を用いた人口学的検討—」『人口問題研究』72(2):73-98.
- 山口一男(2009)「少子化の決定要因と対策について——夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」山口一男『ワークライフバランス——実証と政策提言』日本経済新聞社, 38-73.

親・成人子との居住距離および集住に関する基礎的分析

千年よしみ

1. はじめに

近年の欧米社会を対象とした国内移動の研究の流れは、かつて主流であった経済的要因に着目した分析から、世帯外の家族（主として親、成人子）の存在や居住地に焦点を当てた社会的要因に関する分析へ変わりつつある（Cooke 2008; Mulder 2007）。例えば、最近の研究からは、別世帯に居住する家族の存在やその構成・それぞれのライフサイクルの変化に伴う支援ニーズの変化が、個人の移動や目的地の選定に大きく関係していることが明らかにされている。米国の研究によると、別世帯に居住する家族が近居している場合、現在の居住地域から転出する可能性は低くなり、それは特に若年成人子と親、低所得の成人子と親との関係で顕著である（Spring et al. 2017）。さらに、成人子は高齢の親が居住する地域に転入する可能性が高く、また、高所得層は親または成人子の居住地と近距離に転入する可能性が高い（Spring et al. 2017）。ヨーロッパにおいても国による地域差こそあるものの、高齢親の身体機能の低下は、親への支援・介護を行う目的のために、成人子の親との同居・近居を目的とした移動を促進する（Vergauwen and Mortelmans 2020）。

このように、親や成人子との居住距離は移動を規定する重要な要因の一つであり、人口学的にも世代間の居住距離やその変化は、しっかり把握されるべき事項である。しかし、親・成人子との同別居に関する研究はこれまで数多くなされてきたものの、別居親・別居成人子との居住距離に関する研究はあまりなされてこなかった。また、数少ない世代間の居住距離に関する先行研究は、対象者と親、対象者と成人子といった二世代間に限定した居住距離の現状把握とその規定要因の分析に終始してきた（大和 2017; 千年 2013）。より広く、親と成人子を含む三世代を考慮した居住距離や、三世代の集住の度合い、といった基本的な情報は把握できていないのが現状である。三世代を対象とした数少ない研究の一つである Choi et al. (2020) が、米国のデータを用いて行った分析によると、最も近くにいる親または成人子が近居（30 マイル（48.3km）内）している成人の割合は 75% に達する。また、親と成人子がどちらも近居（30 マイル内）している成人の割合は 35% であった。親や成人子との居住距離は、社会経済的属性によって大きく異なっており、社会経済的地位が低い場合に親や成人子との距離が近いことが明らかにされている。

本稿は国立社会保障・人口問題研究所が 2008 年、2013 年、2018 年に実施した第 4 回～第 6 回全国家庭動向調査のデータを用いて、親・成人子それぞれとの居住距離、そして全親および全成人子との集住状況の実態とその変化、といったこれまで分析されてこなかった基本的な事項について把握する。また、親・成人子との居住距離が、個人の属性や地域によってどのように異なるのか分析を行う。全国家庭動向調査の調査票は、主として有配偶女性を想定して設計されているため、ここでは有配偶女性を対象者とし、その親（夫の親を含む）と成人子との居住距離について分析を試みる。

2. 親・成人子との居住距離に関する先行研究

(1) 世代間の支援ニーズと居住距離

日本における世代間の居住関係に関する社会学的研究は、家族変動論や夫婦の個人化といった観点から、特に親世代・成人子世代との同別居に着目した研究が多く行われてきた（施 2012; 大和 2017）。先行研究からは、父系規範は弱まりつつあるものの、長男夫婦が夫方親と同居する傾向は残っていること（施 2012）、その一方、親世代との交流や支援関係については、妻方親との援助行動の緊密化という双系化の傾向がみられることが確認されている（岩井・保田 2008）。また、多くの先行研究から、世代間の居住距離が近いほど家事的・身体的支援が行われやすく、受け取りやすいことがわかっている（Chitose 2018; Mulder and Cooke 2009）。

一方、最近の欧米における研究は、人口学的視点から親・成人子との居住距離を含む社会的なつながりが移動を規定する重要な要因の一つであることを明らかにしつつある。具体的には、同じ地域に居住する親・成人子・きょうだいとの結びつきや、子ども同士の地元でのつながりがあるほど、子育て世帯は転出する可能性が低い（Dawkins 2006; Mulder et al. 2020）。また、高齢者についても、近隣の人々との結びつきが強いほど、現住地域への満足度は高く、他の地域への転出を考えない傾向にあることが指摘されている（Oh 2003）。さらに、低所得層であるほど、地元での社会的結びつきは移動を強く抑制する傾向が観察される（Dawkins 2006）。Boyd (2008) の研究によると、米国シカゴ市の低所得世帯を対象に行われた、より経済的に豊かで多様な人種が居住する地区への移転プロジェクトでは、約半数の世帯が一度はそのような地区へ引っ越したものの、最終的には再び元の地区へ戻っていた。その理由は、家族や近所に住む友人といった社会的ネットワークから物理的に遠くなってしまったこと、及びそこから生じる社会的孤立感やサポートの欠如のためであった。より豊かな地区にそのまま残った対象者の多くは、同地区に既に親族や友人が居住していたり、地域のサポートにより新しい地区の人々との交流や社会活動に積極的に関わることが出来た人たちであった（Boyd 2008）。

また、成人子は支援ニーズが高い場合に、親の居住地を考慮に入れて親との近居を選択する傾向がみられる（Mulder et al. 2020; Smits 2010）。Michielin et al. (2008) によるオランダの行政データを用いた分析によると、成人子は支援や交流の必要が高まると親の居住地の近くに移動する可能性が高くなり、それは特に離婚後で顕著であった。その反面、親の支援の必要性が成人子の移動に与える影響はずっと低かった。Mulder et al. (2020) は、スウェーデンのデータを用いて、都会に出た若い成人子が親の住む地域に U ターンする可能性と規定要因について分析を行った。その結果、退学、低所得、失業といった苦しい状況におかれた成人子は、親が居住する地域に U ターンする可能性が高いことを見出した。一方、学歴や所得が高い成人子は、親が居住する地域に U ターンする可能性は低かった。

しかし、成人子が親との近居を選択するのは、自分の支援ニーズが生じた場合のみとは限らない。親の支援ニーズが高まった時に、成人子が親の近くに移動する傾向も観察され

る。Vergauwen と Mortelmans (2020)は、ヨーロッパ 15 カ国のデータを使い、親の身体機能の低下が成人子の移動に与える影響について分析を行った。親の身体機能の低下が急であった場合、成人子は親との同居を選択する傾向にあった。また、同居および 5km 以内に近居した成人子は、親への支援が増える傾向が観察された。一方、親の支援ニーズの変化に伴う世代間の居住距離の変化は、国の福祉政策によっても異なってくる。スウェーデンにおいては、比較的若い高齢者は成人子の近くに移動する傾向がみられるが、後期高齢者になるとその傾向はあまりみられなくなる (Pettersson and Malmberg 2009)。Pettersson et al. (2009) は、その理由の一つとして福祉国家としてのスウェーデンの理念により、高齢者の介護は国の役割とされているため、と論じている。

近居する親・成人子の存在が移動を抑制し、異なる地域に住む親・成人子の存在が移動を促進することは、1980-2013 年の 30 年以上にわたる米国のパネルデータを用いた Spring et al. (2017)の研究でも明らかにされている。Sprint et al. (2017) は、若年成人子は親からの支援を受けるため、そして中年成人子は親へ介護等の支援を提供するために親との近居を選択すると結論づけている。さらに、親・成人子との近居は特に低所得層の移動を抑制するものの、高所得層は移動を可能とする資源を保有していることから、高所得層で親・成人子が居住する地域に転入する傾向が強いと論じている。

(2) 上下両世代を考慮した居住距離

以上みてきたように、親・成人子との近居が移動を抑制すること、支援ニーズの増大が世代間の距離を縮小させる方向へ働くこと、低所得・失業・離婚や、身体機能の低下といった生活上の困難が、支援関係の授受を目的とした親・成人子との近居を促進する傾向があることが、欧米社会を対象とした研究から明らかになりつつある。少子高齢化が進展している今日、親と成人子両世代が共存する中間世代が増えている可能性があるが、上下両世代を考慮に入れた居住距離や集住状況について実態を把握する試みは、ほとんどなされていない。

三世代を対象とした数少ない研究の一つに Choi et al. (2020)の研究があげられる。2013 年の米国におけるパネルデータを用いた分析の結果、最も近くに居住する親または成人子が近居 (30 マイル (48.3km) 内) している成人の割合は 75%に達していた。また、親と成人子がどちらも近居 (30 マイル内) している成人の割合は 35%であった。さらに、親や成人子との居住距離は、社会経済的屬性によって大きく異なっていることが見出された。具体的には、社会経済的に不利な立場に置かれている層で世代間の居住距離が近い傾向がみられた。例えば、教育年数が 16 年未満の成人で親と同居・近居している者の割合は 71.5%であるのに対し、教育年数が 16 年以上の成人では 54.7%と低かった。同様に親・成人子と近居している者の割合は、白人よりも黒人で、配偶者がいる人よりもいない人で高い (Choi et al. 2020)。さらに、社会経済的屬性による親・成人子との居住距離の違いは、測定に「最も近い親または成人子との居住距離」を用いるよりも、「すべての親またはすべての成人子との居住距離」を用いた場合に、大きな差がみられた。例えば、最も近い成人子と同居・

近居している親の割合は、有配偶者で 74.3%、有配偶者以外で 80.8%であり、後者で 6.5 ポイント高い。一方、すべての成人子と同居・近居している親の割合は、有配偶者で 35.2%、有配偶者以外で 46.6%と後者で 11.4 ポイント高い (Choi et al. 2020)。

全国家庭動向調査では今後の移動予定について聞いていないため、世代間の居住距離や集住状況と今後の移動意向の関係について分析することは出来ない。しかし、有配偶女性自身の親、配偶者の親、そして成人子との居住距離についてはたずねている。そこで、本稿では有配偶女性を対象に、夫婦の親および成人子との居住距離、そして属性別にみた上下両世代との居住距離と集住状況について、実態を把握する。

3. データと方法

ここでは、国立社会保障・人口問題研究所が 2008 年、2013 年、2018 年に実施した第 4 回～第 6 回全国家庭動向調査の個票データを用いる。全国家庭動向調査の目的は、家庭内における出産・子育て、親の介護をはじめとする家庭機能の実態と変化を捉えることにある。調査は、同年に実施された「国民生活基礎調査」で設定された調査区より無作為に抽出された 300 調査区に居住する世帯の結婚経験のある女性(複数いる場合は最も若い女性、1 人もいない場合は世帯主)を対象としている。調査方法は配票自計方式で、各回 7 月 1 日時点の事実について記入を求めている。各調査回の有効回収率は、第 4 回から第 6 回を通じて概ね 76～78%を維持している。

全国家庭動向調査の調査票は、主として有配偶女性を想定して設計されているため、ここでは有配偶女性の親・成人子との居住距離について分析を行う。対象とする有配偶女性は、25 歳以上とした。親については、有配偶女性の親だけでなく、夫の親についても含める。第 4 回～第 6 回の調査票では 18 歳以上の子どもが 4 人以上いる場合、上から 3 人までについて婚姻状況、居住距離、受けた支援、提供した支援の種類等についてたずねている。成人子は、社会人となっている可能性が高い 25 歳以上に限定した。対象とした有配偶女性に 1 人でも成人子がいれば、「成人子あり」とし、子どもはいても 25 歳に達していない場合には、「成人子なし」とした。

本稿で鍵となる変数は、世代間の居住距離である。全国家庭動向調査では、親・成人子との居住距離については、「あなたのお住まいから、親御さん(このお子さん)のお住まいまで、どれくらいかかりますか。よく使う交通手段でかかる時間をお答えください」と時間単位で聞いている。親・成人子共に第 5 回・第 6 回調査の選択肢は、「同じ敷地内」、「同じ敷地内の別棟」、「15 分未満」、「15～30 分未満」、「30～60 分未満」、「1～2 時間未満」、「2～3 時間未満」、「3 時間以上」の 8 つであり、ここから 1 つ選択する設問となっている。第 4 回調査のみ、「同じ敷地内」が、「同じ敷地内(玄関も同じ)」と「同じ敷地内(玄関は別々)」の 2 つに分かれており、選択肢の数は 9 つとなっている。分析では、第 4 回調査の「同じ敷地内(玄関も同じ)」と「同じ敷地内(玄関は別々)」を「同じ敷地内」として 1 つにまとめた。親・成人子ともに対象とした有配偶女性と同じ世帯内に世帯員として含まれていた場合は「同居」とした。最も近くに住む親・または成人子の分析については、居住距離

の区分を「同居」、「近居（別居且つ15分以内）」と、「近居（別居且つ30分以内）」、「遠居（別居且つ2時間以上）」の4つに分けた。「同じ敷地内」の場合は「近居」とした。また、すべての親、及びすべての成人子との居住距離の分析では、「全員同居」の他に、「全員15分以内（同居を含む）」、「全員30分以内（同居を含む）」、「全員60分以内（同居を含む）」、そして「全員遠居（2時間以上）」を用いた。

また、有配偶女性の属性と親・成人子との居住距離の違いの分析では、学歴、就業状況、居住地（大都市圏、非大都市圏）を用いた。また、サンプル数を確保するため、2008年～2018年のデータをプールして用いた。

4. 分析結果

(1) 最も近くに居住する親・成人子との距離

最も近くに居住する親・成人子との居住距離を、同居・近居・遠居に分類した結果を表1に示す。まず、親がいる有配偶女性を対象に、最も近くに居住する親との居住距離を把握する。最も近くに住む親が「同居」である女性の割合は、2018年時点で16.6%である。これは2008年の20.9%から4.3ポイントの減少である。一方、「15分以内」の近居は3時点ともに3割程度で大きな変化はみられない。最も近くに居住する親が「同居または近居」である有配偶女性は、2008年には53.2%と半数を超えていたが、主として同居の低下により2018年には48.0%と5割を下回った。近居の定義を30分に広げると、最も近くに居住する親が「同居または近居」である女性の割合は、2018年で62.6%である。主として同居の減少により2008年の67.1%から低下したが、それでも親がいる有配偶女性の半数弱は15分以内の所に、そして6割強は、30分以内の距離に親がいる。親が2時間以上の「遠居」である女性の割合はこの10年を通じて14%前後である。2008年から2018年の間で、最も増加幅が著しかったのは「15-60分未満」であり、2008年の23.9%から28.1%へ上昇した。

表1 最も近くに居住する親・成人子との居住距離

	(%)															
	親がいる女性			成人子がいる女性			親または成人子がいる女性			親と成人子がいる女性						
	最も近くに住む親との居住距離	$\chi^2(s)$		最も近くに住む成人子との居住距離	$\chi^2(s)$		最も近くに住む親または成人子との居住距離	$\chi^2(s)$		最も近くに住む親または成人子との居住距離	$\chi^2(s)$					
	2008	2013	2018	2008	2013	2018	2008	2013	2018	2008	2013	2018				
同居	20.9	26.4	16.6	115.0 ***	39.2	38.0	35.9	14.3 *	30.8	35.4	28.3	73.7 ***	56.5	59.8	51.5	30.6 ***
近居(15分以内)	32.3	28.2	31.5		18.5	18.4	18.2		29.3	26.5	27.9		21.4	19.8	19.8	
同居+近居(15分以内)	53.2	54.5	48.0		57.7	56.4	54.2		60.1	61.9	56.1		77.9	79.6	71.3	
15-60分	23.9	23.8	28.1		21.1	22.9	24.5		22.4	22.5	26.2		15.1	14.4	21.6	
1-2時間	8.9	7.8	9.8		8.7	8.9	9.7		8.0	6.6	8.6		4.1	3.5	4.5	
遠居(2時間以上)	13.9	13.9	14.1		12.6	11.8	11.6		9.5	9.0	9.1		2.9	2.5	2.6	
同居	20.9	26.4	16.6	125.7 ***	39.2	38.0	35.9	17.5 **	30.8	35.4	28.3	81.0 ***	56.5	59.8	51.5	19.8 **
近居(30分以内)	46.2	40.0	46.1		30.2	29.5	31.1		42.6	37.9	42.3		30.6	27.5	33.0	
同居+近居(30分以内)	67.1	66.4	62.6		69.4	67.5	67.0		73.4	73.3	70.5		87.2	87.4	84.5	
30-60分	10.1	11.9	13.5		9.4	11.8	11.6		9.2	11.1	11.8		5.9	6.7	8.3	
1-2時間	8.9	7.8	9.8		8.7	8.9	9.7		8.0	6.6	8.6		4.1	3.5	4.5	
遠居(2時間以上)	13.9	13.9	14.1		12.6	11.8	11.6		9.5	9.0	9.1		2.9	2.5	2.6	
n	3,960	3,672	3,308		2,641	2,906	2,845		4,557	4,652	4,289		1,074	1,178	1,103	

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

表1の2列目は、成人子（25歳以上）がいる有配偶女性を対象に、最も近くに居住する成人子との居住距離を示している。最も近くに居住する成人子が「同居」である女性は、2018年で約36%であり、2008年の39.2%から3.3ポイント低下している。一方、最も近くに居住する成人子が「15分以内」に近居している女性は3時点を通じて18%台であり、大きな変化はみられない。表2には掲載していないが、その構成をみると、「同じ敷地内」が低下し、「15分未満」が増加している。最も近くに居住する成人子が「同居または近居」である女性は、2018年で54.2%と半数を超えているが、2008年の57.7%から低下傾向にある。成人子についても「同居」の減少が大きい、「近居」は安定的である。「近居」の定義を30分以内に広げると、最も近い成人子が近居している女性は約3割となる。同居と合わせると、成人子がいる有配偶女性の半数以上は成人子が15分以内の距離に、そしておよそ3分の2（67.0%）は、30分以内の距離にいる。「遠居」は、12%前後で変化はみられない。成人子についても、親同様「同居」が減少し「15-60分未満」が増加傾向をみせている。

表1の3列目は、親または成人子を持つ有配偶女性を対象に、最も近くに居住する親または成人子との距離をみたものである。親または成人子と「同居」する有配偶女性の割合は、2018年で28.3%であり、2008年の30.8%から若干減少している。「近居」（15分以内）は、約28%、「近居」（30分以内）は42%ほどで、どちらもここ10年間に大きな変化はみられない。ここでも「15-60分未満」の増加幅が一番大きく、3.8ポイントであった。同居を含めると親または成人子をもつ有配偶女性の56%は15分以内の場所に、そして約7割は、親または成人子が30分以内の場所にいる。「遠居」は9%程度で大きな変化はみられなかった。

表1の4列目は、親と成人子の上下両世代を持つ有配偶女性を対象に、最も近くに居住する親または成人子との距離を示している。上下両世代がいる場合、どちらかと「同居」している女性は2018年で51.5%と半数を超えており、2008年の56.5%と比べると低下傾向にはあるものの、非常に高いレベルにある。近居の定義を「15分以内」とした場合、最も近い親または成人子が「近居」している女性は約2割、近居を「30分以内」に広げると、概ね3分の1となる。一方、「遠居」は2%から3%とおしなべて低い。同居を含めると、親と成人子がいる有配偶女性の7割はどちらかが15分以内の所に、そして約85%はどちらかが30分以内の距離に居住している。上下両世代がいる女性は、親・成人子との居住距離が非常に高いことがわかる。

(2) 親・成人子との集住の度合い

次に、親・成人子との集住の度合いをみるため、表2に全親・全成人子・全親または全成人子、そして全親と全成人子が同居、同居を含む近居（15分・30分・60分以内）、そして遠居（2時間以上）している有配偶女性の割合をまとめた。

まず、全親が同居している有配偶女性の割合をみると、どの時点でも概ね約4%である。同居を含めて全親が15分以内に居住している割合は2018年で15.4%であるが、30分以内に広げると3割に、60分以内で5割弱となる。親がいる有配偶女性の約半数は、全親が1時間以内の距離に居住していることになる。2008年からの変化をみると、同居・近居の割

合はすべての項目について 2008 年から若干低下している。

表 2 の 2 列目は、全成人子が同居・近居している有配偶女性の割合を示している。全成人子が同居している有配偶女性は、2018 年で約 1 割、15 分以内は 2 割弱、30 分以内は 3 割弱、そして 60 分以内は 4 割強となっている。親と比べると、成人子で全員同居と 15 分以内の割合が高く、親で 60 分以内が高い。2008 年からの変化をみると、全親と比べて全成人子の同居・近居割合は変化が小さい。

表 2 全親・全成人子との集住の度合い

	(%)															
	親がいる女性				成人子がいる女性				親または成人子がいる女性				親と成人子がいる女性			
	全親が以下の距離にいる女性		$\chi^2(2)$		全成人子が以下の距離にいる女性		$\chi^2(2)$		全親または全成人子が以下の距離にいる女性		$\chi^2(2)$		全親と全成人子が以下の距離にいる女性		$\chi^2(2)$	
	2008	2013	2018		2008	2013	2018		2008	2013	2018		2008	2013	2018	
全員同居	4.3	5.4	4.1	7.4 **	13.4	13.0	10.9	9.2 **	8.3	9.8	8.3	8.7 **	2.0	1.8	1.0	3.7
全員同居・近居(15分以内)	17.6	17.9	15.4	9.4 ***	21.9	20.9	19.4	5.2 *	21.3	22.0	19.3	10.1 ***	7.4	6.9	5.7	2.5
全員同居・近居(30分以内)	34.4	31.7	30.1	16.2 ***	31.6	30.1	29.0	4.5	36.7	34.8	33.3	11.7 ***	16.0	13.8	13.2	4.0
全員同居・近居(60分以内)	51.7	51.6	48.3	10.2 ***	44.5	44.1	41.8	4.8 *	53.4	53.4	50.2	11.6 ***	29.1	27.1	25.1	4.5
全員遠居(2時間以上)	13.9	13.9	14.1	0.1	12.6	11.8	11.6	1.3	16.1	15.9	15.6	0.4	2.9	2.5	2.6	0.4
n	3,960	3,672	3,308		2,641	2,906	2,845		4,557	4,652	4,289		1,074	1,178	1,103	

1) *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

2) 色付きセルは、n<50

表 2 の 3 列目は、親または成人子がいる有配偶女性を対象に、全親または全成人子が同居、15 分以内、30 分以内、そして 60 分以内の距離にいる女性の割合を示している。全親または全成人子が同居している女性は、2018 年で 8.3%であった。全親または全成人子が 15 分以内の距離にいる女性は 2 割弱、30 分以内は 3 分の 1 である。そして約半数の有配偶女性は、全親または全成人子が 60 分以内の距離に住んでいる。

表 2 の 4 列目は、親と成人子の両世代がいる有配偶女性について全親と全成人子が同近居する女性の割合をみたものである。「全員同居」、および「全員遠居」は、該当数が少ないためここでは言及しない。全親と全成人子が 30 分以内の距離にいる女性は 13%であるが、60 分以内まで広げると約 4 分の 1 となる。2008 年時点と比べると、30 分以内、60 分以内どちらについても低下傾向が観察されるが、低下幅は特に 60 分以内で 4 ポイントと大きい。しかしカイ二乗検定の結果は有意ではなかった。

(3) 個人属性別にみた最も近くに居住する親・成人子との距離

表 1 から、最も近くに住む親または成人子が 30 分以内の距離にいる有配偶女性は 7 割、そして親と成人子両世代がいる女性ではその割合が 85%の高水準にのぼることが判明した。それでは、最も近くに住む親・成人子との居住距離は、有配偶女性の属性によってどのように異なるのだろうか。ここでは、学歴、就業状況、そして居住地域について、違いをみていく。学歴は、「中高卒」と「短大・大学卒(専修学校・高専・短大・大学・大学院)」

に二分した。就業状況は、「非就業」と「就業」に分けた。居住地域は、居住都道府県を三大都市圏（東京・千葉・埼玉・愛知・岐阜・三重・大阪・兵庫・京都）と非三大都市圏（それ以外）に分類した。また、属性別の分析ではサンプル数を確保するため、2008年～2018年のデータをプールして用いた。

表3 学歴・就業状況・居住地域別、最も近くに居住する親・成人子との距離

学歴	(%)											
	親がいる女性			成人子がいる女性			親または成人子がいる女性			親と成人子がいる女性		
	最も近くに住む親との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む成人子との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む親または成人子との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む親または成人子との居住距離		$\chi^2(4)$
	中高	短大/大学		中高	短大/大学		中高	短大/大学		中高	短大/大学	
同居	25.7	17.9	110.1 ***	37.3	38.5	79.1 ***	37.0	26.0	233.0 ***	57.4	54.1	20.1 ***
近居(15分以内)	30.0	31.3		20.4	14.1		27.0	28.8		20.8	19.8	
同居+近居(15分以内)	55.7	49.2		57.7	52.6		64.1	54.8		78.2	73.9	
15-60分	24.3	25.8		23.3	21.9		22.5	24.8		16.8	17.2	
1-2時間	7.4	9.9		8.1	11.0		6.2	9.2		2.9	5.6	
遠居(2時間以上)	12.7	15.1		10.8	14.5		7.3	11.2		2.2	3.3	
同居	25.8	17.9	117.3 ***	37.3	38.5	77.1 ***	37.0	26.0	242.6 ***	57.4	54.1	23.4 ***
近居(30分以内)	43.7	44.4		32.8	24.8		40.1	41.7		31.3	29.3	
同居+近居(30分以内)	69.5	62.3		70.1	63.2		77.1	67.7		88.6	83.3	
30-60分	10.5	12.7		10.9	11.2		9.4	11.9		6.3	7.8	
1-2時間	7.4	9.9		8.1	11.0		6.2	9.2		2.9	5.6	
遠居(2時間以上)	12.6	15.0		10.8	14.5		7.3	11.2		2.2	3.3	
n	4,631	6,208		5,538	2,696		6,616	6,740		1,893	1,422	

就業状況	(%)											
	親がいる女性			成人子がいる女性			親または成人子がいる女性			親と成人子がいる女性		
	最も近くに住む親との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む成人子との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む親または成人子との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む親または成人子との居住距離		$\chi^2(4)$
	非就業	就業		非就業	就業		非就業	就業		非就業	就業	
同居	16.6	24.0	218.1 ***	34.1	42.3	74.8 ***	28.7	33.5	148.6 ***	51.7	58.9	22.3 ***
近居(15分以内)	27.5	32.4		19.4	16.9		25.2	30.0		21.1	19.9	
同居+近居(15分以内)	44.1	56.4		53.4	59.2		53.9	63.6		72.8	78.8	
15-60分	26.5	24.5		25.0	20.1		25.5	22.3		19.3	15.4	
1-2時間	10.3	8.1		10.0	8.0		9.1	6.7		4.4	3.8	
遠居(2時間以上)	19.1	10.9		11.5	12.7		11.6	7.4		3.6	2.0	
同居	16.6	24.0	212.6 ***	34.1	42.3	74.6 ***	28.7	33.5	124.6 ***	51.7	58.9	21.9 ***
近居(30分以内)	41.2	45.8		32.3	27.5		39.0	42.4		32.2	29.1	
同居+近居(30分以内)	57.8	69.8		66.3	69.8		67.7	75.9		83.9	88.1	
30-60分	12.8	11.2		12.1	9.5		11.6	9.9		8.2	6.1	
1-2時間	10.3	8.1		10.0	8.0		9.1	6.7		4.4	3.8	
遠居(2時間以上)	19.1	10.9		11.5	12.7		11.6	7.4		3.6	2.0	
n	3,849	6,781		4,381	3,592		5,681	7,403		1,324	1,919	

居住地域	(%)											
	親がいる女性			成人子がいる女性			親または成人子がいる女性			親と成人子がいる女性		
	最も近くに住む親との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む成人子との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む親または成人子との居住距離		$\chi^2(4)$	最も近くに住む親または成人子との居住距離		$\chi^2(4)$
	非大都市圏	大都市圏		非大都市圏	大都市圏		非大都市圏	大都市圏		非大都市圏	大都市圏	
同居	28.6	14.3	608.3 ***	36.3	39.3	146.9 ***	36.3	26.9	278.1 ***	57.4	54.3	46.9 ***
近居(15分以内)	33.3	28.1		18.5	18.2		29.5	26.3		21.8	18.4	
同居+近居(15分以内)	61.8	42.3		54.8	57.5		65.8	53.2		79.2	72.7	
15-60分	23.4	26.8		22.2	23.6		21.1	26.1		16.1	18.1	
1-2時間	5.9	11.8		7.4	11.1		5.2	10.2		2.1	6.4	
遠居(2時間以上)	8.9	19.1		15.7	7.8		7.9	10.5		2.6	2.7	
同居	28.6	14.3	613.0 ***	36.3	39.3	154.7 ***	36.3	26.9	279.2 ***	57.4	54.3	46.5 ***
近居(30分以内)	46.6	41.5		30.7	29.7		41.9	39.8		31.7	28.6	
同居+近居(30分以内)	75.2	55.8		67.0	69.0		78.2	66.7		89.1	82.9	
30-60分	10.1	13.4		9.9	12.1		8.7	12.6		6.2	8.0	
1-2時間	5.9	11.8		7.4	11.1		5.2	10.2		2.1	6.4	
遠居(2時間以上)	8.9	19.1		15.7	7.8		7.9	10.5		2.6	2.7	
n	5,483	5,457		4,466	3,926		6,727	6,771		1,860	1,495	

1) *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

2) 色付きセルは、n<50

まず、親との居住距離について学歴別にみると、同居については中高卒 25.7%、短大・大学卒 17.9%と中高卒 7.8 ポイントほど高い（表 3）。一方、近居については 15 分以内でも 30 分以内でも学歴間に大きな差はみられない。一方、成人子との同居については、中高卒で 37.3%、短大・大卒で 38.5%と大きな違いは見られないものの、近居については 15 分以内でも 30 分以内でも中高卒で短大・大卒よりも高く、親とは対照的な結果となっている。距離が 1 時間を超えるとその割合は短大・大卒の方で高くなる。親または成人子がいる女性について、最も近くに住む親または成人子との距離をみると、同居は中高卒で 37.0%、短大・大卒で 26.0%と 10 ポイント以上中高卒で高い。しかし、近居については両者間に大きな差はみられず、1 時間を過ぎたあたりから短大・大卒の方が高くなる。親と成人子両方がいる有配偶女性では、どちらかと同居している割合が中高卒で 57.4%、短大・大卒で 54.4%とどちらも半数を超える。近居については両者間にそれほどの大きな違いはみられず、1 時間を過ぎたあたりから短大・大卒が高くなる傾向は他の項目とも共通している。つまり、学歴間の違いは、ほぼ同居と 1 時間以上の遠居によってもたらされていると思われる。

就業状況別では、親・成人子両方について一貫して有配偶女性が就業している場合に、同居割合が高い。親との同居割合は、就業者で 24.0%、非就業者で 16.5%、成人子との同居割合は、就業者で 42.3%、非就業者で 34.1%である。近居（15 分以内）については、親の場合、就業女性の方が非就業女性よりも近居割合が高いが、成人子については非就業者の方が若干高い。結果的に同居・近居（15 分）を合わせた割合は就業者で高く、それは特に親について顕著である。最も近くに住む親が 30 分以内（同居含む）の距離にいる女性の割合は、就業者で約 7 割、非就業者で 57.8%である。親と成人子両方がいる場合、同居を含む 30 分圏内にどちらかがいる女性の割合は、非就業者で 83.9%、就業者で 88.1%ときわめて高い水準にある。

居住地域別にみると、親との同居割合は非大都市圏で 28.6%、大都市圏で 14.3%と非大都市圏で 2 倍高い。その反面、成人子との同居割合は、非大都市圏で 36.3%、大都市圏で 39.3%と大都市圏で若干高く、また両地域の差は小さい。近居については、15 分でみても 30 分でみても親については非大都市圏で高く、成人子では地域による違いはほとんどみられない。例えば、30 分以内に親がいる女性の割合は非大都市圏で 75.2%、大都市圏で 55.8%と 20 ポイント弱非大都市圏で高いのに対し、30 分以内に成人子がいる女性の割合は、非大都市圏で 67.0%、大都市圏で 69.0%とほぼ同レベルにある。親と成人子が両方いる場合、30 分以内（同居含む）にどちらかが居住する女性は非大都市圏では 9 割弱、大都市圏でも 8 割を超えるがやはり非大都市圏で高い。

(4) 個人属性別にみた親・成人子との集住の度合い

親・成人子との集住の度合いについては、表 2 から 2018 年時点で親または成人子がいる有配偶女性の半数弱は全親または全成人子が 1 時間以内の場所に居住していることが判明した。範囲を 30 分以内に縮めると、その割合は 3 割であった。そして、親と成人子両世代がいる有配偶女性では、およそ 4 分の 1 は全親と全成人子が 1 時間圏内に居住していた。

親・成人子の集住の度合いを、有配偶女性の学歴・就業状況・居住地域別に表4に示す。

表4 学歴・就業状況・居住地域別、全親・全成人子の集住との度合い

学歴	%											
	親がいる女性			成人子がいる女性			親または成人子がいる女性			親と成人子がいる女性		
	全親が以下の距離		$\chi^2(1)$	全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$	全親または全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$	全親と全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$
	中高	短大/大学		中高	短大/大学		中高	短大/大学		中高	短大/大学	
全員同居	6.8	2.8	97.4 ***	11.3	15.0	23.2 ***	10.8	6.8	64.1 ***	1.6	1.4	0.2
全員同居・近居(15分以内)	22.1	13.1	151.8 ***	20.4	21.5	1.4	24.7	17.1	116.1 ***	7.3	5.6	3.7 **
全員同居・近居(30分以内)	41.1	25.2	309.0 ***	30.9	28.6	4.8 **	41.2	28.7	228.3 ***	16.0	11.7	12.3 ***
全員同居・近居(60分以内)	60.4	43.2	314.9 ***	44.6	40.9	10.3 ***	58.4	46.4	193.1 ***	30.8	21.9	32.9 ***
全員遠居(2時間以上)	12.7	15.1	12.6 ***	10.8	14.5	23.8 ***	14.4	17.4	23.1 ***	2.2	3.3	4.1 **
n	4,631	6,208		5,538	2,696		6,616	6,740		1,893	1,422	

就業状況	%											
	親がいる女性			成人子がいる女性			親または成人子がいる女性			親と成人子がいる女性		
	全親が以下の距離		$\chi^2(1)$	全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$	全親または全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$	全親と全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$
	非就業	就業		非就業	就業		非就業	就業		非就業	就業	
全員同居	4.5	4.5	0.0	10.4	15.2	40.4 ***	8.6	8.9	0.3	1.4	1.8	0.8
全員同居・近居(15分以内)	14.8	18.0	17.7 ***	18.5	23.8	33.7 ***	18.5	22.6	32.6 ***	6.5	6.6	0.0
全員同居・近居(30分以内)	27.8	34.3	47.9 ***	28.0	33.5	28.2 ***	30.4	38.4	89.4 ***	12.9	15.0	2.8 *
全員同居・近居(60分以内)	44.7	53.7	79.2 ***	41.1	46.5	22.8 ***	46.5	56.9	140.9 ***	24.2	28.7	7.8 ***
全員遠居(2時間以上)	19.1	10.9	136.4 ***	11.5	12.7	2.9 *	18.4	14.0	46.7 ***	3.6	2.0	7.0 ***
n	3,849	6,781		4,381	3,592		5,681	7,403		1,324	1,919	

居住地域	%											
	親がいる女性			成人子がいる女性			親または成人子がいる女性			親と成人子がいる女性		
	全親が以下の距離		$\chi^2(1)$	全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$	全親または全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$	全親と全成人子が以下の距離		$\chi^2(1)$
	非大都市圏	大都市圏		非大都市圏	大都市圏		非大都市圏	大都市圏		非大都市圏	大都市圏	
全員同居	6.1	3.1	53.8 ***	10.4	14.7	35.7 ***	9.2	8.4	2.8 *	1.6	1.5	0.0
全員同居・近居(15分以内)	21.9	12.1	188.4 ***	18.4	23.4	31.5 ***	23.9	17.8	75.8 ***	6.7	6.6	0.0
全員同居・近居(30分以内)	41.5	22.8	438.1 ***	28.5	32.1	12.4 ***	41.4	28.6	240.6 ***	16.3	11.8	13.4 ***
全員同居・近居(60分以内)	62.3	38.9	601.8 ***	39.7	47.7	54.5 ***	59.3	45.6	255.3 ***	30.2	23.3	19.9 ***
全員遠居(2時間以上)	8.9	19.1	236.5 ***	15.7	7.8	123.0 ***	14.0	17.7	34.4 ***	2.6	2.7	0.1
n	5,483	5,457		4,466	3,926		6,727	6,771		1,860	1,495	

1) *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

2) 色付きセルは、n<50

まず学歴別に全親の集住状況をみると、中高卒で同居が6.8%、短大・大卒は2.8%と前者で高い。同居・近居の範囲を広げるに従って学歴間の差は広がり、60分以内に全親がいる有配偶女性の割合は、中高卒で約6割のところ、短大・大卒では43.2%で両者の差は17.2ポイントとなる。一方、全成人子についてみると、同居は中高卒で11.3%、短大・大卒で15.0%と短大・大卒の方が高い。これは、親との同居とは反対の結果である。しかし、全成人子が60分以内にいる女性の割合は、中高卒で44.6%、短大・大卒で40.9%と校舎で若干高いが、全親との距離にみられた学歴間の差ほどは大きくない。親と成人子両方がいる女性の場合、全親と全成人子が60分圏内にいる割合は、中高卒で約3割、短大・大卒で2割強とやはり中高卒で高い。

就業状況別にみると、すべての項目について就業者で全親・全成人子の集住の度合いが高い。例えば全親についてみると、全親が同居の割合はどちらも4.5%と同レベルにあるが、60分以内に範囲を広げると非就業者では45%弱のところ、就業者は54%弱と9ポイントほど高い。全成人子についても就業者の方で集住の度合いが高い。親と成人子がいる女性についても遠居を除くすべての項目で就業者が高い。全親と全成人子が60分圏内に住む女

性の割合は、非就業者で 24.2%、就業者で 28.7%である。他の項目と比べて、非就業者と就業者の差は小さい。

最後に居住地域別にみると、全親が 60 分以内の場所にいる女性の割合は、非大都市圏で 62.3%、大都市圏で 38.9%と圧倒的に非大都市圏で高い。一方、全成人子については、60 分圏内までは非大都市圏で 4 割弱、大都市圏で 47.7%と大都市圏で高いが、遠居は非大都市圏の方が高い。全親または全成人子についてみると、同居割合はどちらも 8~9%でさほどの差はみられない。しかし、15 分以内から 60 分以内については、圧倒的に非大都市圏で高い。親と成人子両世代がいる場合、全員が同近居している有配偶女性の割合は全て非大都市圏で高い。全親と全成人子が 60 分以内の距離に集住している割合は、非大都市圏では 30.2%、大都市圏で 23.3%という結果になっている。

5. まとめと課題

本稿では、2008、2013、2018 年の全国家庭動向調査のデータを用いて、有配偶女性を対象に、最も近くに住む親・成人子との居住距離、および先行研究でほとんど捉えられてこなかった親・成人子との集住の度合いについて基礎的な情報を把握した。集住の度合いは、全親、全成人子、全親または全成人子、全親と全成人子が一定の距離内（同居を含む 15 分、30 分、60 分以内）にいる女性の割合を用いて計測した。また、それぞれについて有配偶女性の属性（学歴・就業状況・居住地）別に分析を行った。結果をまとめると以下の通りである。

- 1) 同居を含めると、親または成人子がいる有配偶女性の 56%は、最も近くに住む親または成人子が 15 分以内の場所に、そして約 7 割は 30 分以内の場所にいる。
- 2) 同居を含めると、親と成人子両世代がいる有配偶女性の 7 割は、どちらかが 15 分以内の所に、そして約 85%はどちらかが 30 分以内の距離に居住している。
- 3) 最も近くに住む親・成人子との距離は、どちらも同居が減少した分 15 分以内・30 分以内に居住する親・成人子の割合は減少傾向にある。
- 4) 最も近くに住む親・成人子との距離は、30-60 分で増加傾向がみられる。
- 5) 親または成人子がいる有配偶女性の 2 割弱は、全親または全成人子が 15 分以内（同居含む）の場所に、3 分の 1 は 30 分以内に、約半数は 1 時間以内の所にいる。
- 6) 親と成人子がいる有配偶女性の約 4 分の 1 は、全親と全成人子が 1 時間以内の所に居住している。
- 7) 全親または全成人子が 15 分・30 分・60 分以内（同居含む）に居住する有配偶女性の割合は、2008 年と比べると減少傾向にあり分散化が進行している。それは特に親について顕著である。
- 8) 属性別に最も近くに住む親についてみると、親と近居（15 分・30 分以内）する女性の割合は、中高卒、就業者、非大都市圏で高い。属性による違いは特に親との距離で大きい。

- 9) 属性別に全親、全成人子、全親または全成人子、全親と全成人子が同近居している割合をみると、全ての項目について同近居する有配偶女性の割合は、中高卒、就業者、非大都市圏で高い。属性による違いは特に全親との距離で大きい。

本稿では、最も近くに住む親・成人子との同近居の実態のほか、これまで分析されることがほぼ無かった全親・全成人子との集住状況と変化について基礎的な情報を把握することを目的とした。有配偶女性の属性と、親・成人子との居住距離との関係は、欧米における先行研究の結果と整合的である。今後の課題としては、最も近くに住む親・成人子との居住距離と移動意向の関係、および親・成人子との集住状況と移動意向の関係についても分析を行い、親族ネットワークと移動意向との関係性について日本のデータを用いて実証的に分析する必要があるだろう。

参考文献

- 岩井紀子・保田時男(2008)「世代間援助における夫側と妻側のバランスについての分析—世代間関係の双系化に対する実証的アプローチ」『家族社会学研究』20(2):34-47.
- 施利平(2012)『戦後日本の親族関係—核家族化と双系化の検証』勁草書房
- 千年よしみ(2013)「近年における世代間居住関係の変化」『人口問題研究』69(4): 4-24.
- 大和礼子(2017)『オトナ親子の同居・近居・援助：夫婦の個人化と性別分業の間』学文社
- Boyd, Melody L. (2008) “The Role of Social Networks in Making Housing Choices: The Experience of the Gautreaux Two Residential Mobility Program,” *Cityscape* 10(1): 41-63.
- Brandén, Maria (2013) “Couples’ Education and Regional Mobility – the Importance of Occupation, Income and Gender,” *Population, Space and Place* 19(): 522-536. DOI: 10.1002/psp.1730
- Chitose, Yoshimi (2018) “Married Daughters’ Support to Their Parents and Parents-in-Law in Japan,” in Reiko Ogawa, Raymond K. H. Chan, Akiko S. Oishi and Lih-Rong Wang (eds.) *Gender, Care and Migration in East Asia*, Singapore, Palgrave Macmillan, pp.69-94.
- Choi, Hwajung, Robert F. Schoeni, Emily E. Wiemers, V. Joseph Hotz, and Judith A. Seltzer (2020) “Spatial Distance between Parents and Adult Children in the United States,” *Journal of Marriage and Family* 82(2): 822-840.
- Cook, Thomas J. (2008) “Migration in a Family Way,” *Population, Space and Place* 14(4): 255-265. DOI: 10.1002/psp.500
- Dawkins, Casey J. (2006) “Are Social Networks the Ties that Bind Families to Neighbourhoods?” *Housing Studies* 21(6): 867-881. DOI:10.1080/02673030600917776
- Michielin, Francesca, Clara H. Mulder, and Aslan Zorlu (2008) “Distance to Parents and Geographical Mobility,” *Population, Space and Place* 14(4): 327-345. DOI: 10.1002/psp.509
- Mulder, Clara H. (2007) “The Family Context and Residential Choice: A Challenge for New Research,” *Population, Space and Place* 13(4): 265-278. DOI: 10.1002/psp.456
- Mulder, Clara H., and Thomas J. Cooke (2009) “Family Ties and Residential Locations,” *Population,*

Space and Place 15(4): 299-304.

- Mulder, Clara H., Emma Lundholm, and Gunnar Malamberg (2020) "Young Adults' Return Migration from Large Cities in Sweden: The Role of Siblings and Parents," *Population, Space and Place* 26(7). DOI: 10.1002/psp.2354
- Oh, Joong-Hwan (2003) "Social Bonds and the Migration Intentions of Elderly Urban Residents: The Mediating Effect of Residential satisfaction," *Population Research and Policy Review* 22(2): 127-146.
- Pettersson, Anna, and Gunnar Malmberg (2009) "Adult Children and Elderly Parents as Mobility Attractions in Sweden," *Population, Space and Place* 15(4): 343-357. DOI: 10.1002/psp.558.
- Smits, Annika (2010) "Moving Close to Parents and Adult Children in the Netherlands: The Influence of Support Needs," *Demographic Research* 22(31): 985-1014.
- Spring, Amy, Elizabeth Ackert, Kyle Crowder, and Scott J. South (2017) "Influence of Proximity to Kin on Residential Mobility and Destination Choice: Examining Local Movers in Metropolitan Areas," *Demography* 54(4): 1277-1304. DOI: 10.1007/s13524-017-0587-x.
- Vergauwen, Jorik, and Dimitri Mortelmans (2020) "Parental Health, Informal Support, and Geographic Mobility between Parents and Adult Children," *Population, Space and Place* 26(2):1-19. DOI: 10.1002/psp.2301

日本人生年コホートからみた出生・死亡指標の変曲点について

林玲子¹・別府志海¹・石井太²・山内昌和³

1 国立社会保障・人口問題研究所 2 慶應義塾大学 3 早稲田大学

I. はじめに

2020年の百寿者は2019年に比べ4,797人増加し41,802人となった(厚生労働省 2020)。このような大きな増加は、100年前、1920年の出生数が大きく増加したことに連動している。このように、「人生100年時代」といわれる現在、過去100年間に起こった社会的事象が、現在の人口構造に反映されている。

日本における人口減少は、人口増加がそうであったように、着実に進行している。人口総数としては滑らかに推移しているようではあるが、人口を形作る出生と死亡は、滑らかに推移したわけではない。新型コロナウイルス感染症下の2020年は、前年の令和婚の影響で出生数の減少が例年ほどではなく、マスクの着用、三密防止といった感染症予防の行動変容もあり死亡数は減少し、結果として人口減少の進行が止まった。また2021年は大幅な出生数の減少も予測され、コロナ以前よりもさらに大きな人口減少が起こる可能性がある。このように、コロナという不測の事態の中で人口に影響を与える出生、死亡の動向は文字通り予測不可能となっている。

しかしながら、このような出生、死亡に影響を与えた事態は、過去1世紀の間には何度もあった。1920年のスペインインフルエンザ流行、1937年日中戦争、1945年まで続く太平洋戦争、その後のベビーブーム、および優生保護法の制定、1957年のアジアかぜ、1966年のひのえうま、などがそうである。これらの事象はその出生・死亡への影響が必ずしも十分に分析されているわけではない。また、1973年から大きく減少を始める出生率については、その理由となる事態も適切に把握されているとはいえない。

本稿では、人口登録が全国で統一して行われるようになった明治5年以降、特にそれが人口動態統計として整備された1899年以降の人口動向について、不測の人口変化、つまりそれまでのトレンドに逆行するような変曲点をもたらした時点を特定することを目的とする。最高齢者が116歳、1903年生まれである現在、1899年からの人口動態統計により記録される出生と死亡が現在の人口の構成要素となっており、遠い過去の話ではない。

現在の日本においては、国勢調査による人口、住民基本台帳による人口、戸籍人口と複数の人口統計があるが、総人口、日本人口について、海外在留邦人も含め差をみると、最大で200万人程度の違いがある(表1)。200万人というのは国勢調査による日本人口と、戸籍人口から海外在留邦人数を差し引いた数の差が2,058,981人、ということであるが、これは国勢調査では国籍不詳が多いことが一番大きな理由であると考えられる。この程度の差(1~2%程度)を誤差とみるのかどうかは、また別の議論となるが、人口の変曲点を適切にと

らえるためには、微妙な差異が影響するため複数の人口データから同様な変化が認められるか検証する必要がある。

表 1 統計別総人口・日本人口の差異 (2015 年 10 月～2016 年 3 月)

	人口 (人)	統計	時点
総人口	127,094,745	国勢調査(a)	2015 年 10 月 1 日
	128,066,121	住民基本台帳(b)	2016 年 1 月 1 日
	971,376	b-a	
日本人口	124,283,901	国勢調査(c)	2015 年 10 月 1 日
	125,891,742	住民基本台帳(d)	2016 年 1 月 1 日
	127,659,960	戸籍人口	2016 年 3 月 31 日
	1,317,078	海外在留邦人数	2015 年 10 月 1 日
	126,342,882	戸籍人口－海外在留邦人数(e)	
	451,140	e-d	
	1,607,841	d-c	
	2,058,981	e-c	

資料: 国勢調査 (総務省統計局)、住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査 (総務省自治行政局)、戸籍人口 (法務省)、海外在留邦人数調査統計 (外務省)

本研究は、すでに統計として公表されている上記データに付け加え、人口動態統計などで得られる各年の出生数、各年・各歳の死亡数に基づいて生年コホート人口として再構成した人口データを作成し、変曲点の特定を行うものであり、本稿はその第一段階の報告である。

II. 日本人生年コホートデータの作成

1. コホートデータについて

日本における人口は国勢調査や住民基本台帳、戸籍により、ある時点の数を集計して得ることができる。さらに総務省人口推計は、5 年ごとの国勢調査の値に、出生数、死亡数、移動数を加える/差し引くことで、毎年の人口を算定している。しかしながら、この国勢調査の値に 5 年間の出生数、死亡数、移動数を加除した値は 5 年後の国勢調査の値とは一致せず、そのため国勢調査の値が出た後で、過去の数字が補正されている。このように国勢調査には、調査漏れ、重複調査、という誤差が生じている。

このような一時点の人口をとらえる方法とは別に、同じ年に生まれた人の集団別に死亡を差し引き移動を加除することで人口を算定することもできる。このような試みは、長田 (1969)、人口問題研究所 (1985) ですでに行われている。いずれも、人口動態統計をベー

スにした統計は、国勢調査よりも精度がよいとしている。しかしながら、長田（1969）は第1回国勢調査の1920年から1965年までの期間、人口問題研究所（1985）では人口動態統計が厚生省に移管されて以降の1947年から1983年までの期間に限られており、また海外における出生・死亡、および海外在留邦人数統計、国籍異動、1945年から1971年までの沖縄県の人口については算定の対象外である。

そこで本研究では、戸籍法が実施された1872年以降得られる統計を可能な限り収集し、戸籍統計、人口動態統計による出生数、死亡数より生年コホート人口データを作成し、国勢調査、戸籍・人口静態統計・住民基本台帳に基づく横断的な各歳人口数と比較する。人口動態統計に基づくコホート人口の方が精度が高いとはされているものの、届出遅れや1930年代から戦後にかけての大量の国際移動を考えると、いずれの統計が正しいのかはいまだ判断できないが、ありうる統計を合計するとどの程度つじつまが合うのか、また人口の変曲点が異なった人口データでも同様に認められるのかについて検証する。

2. 生年コホートデータの原資料と適用状況

ここでいう生年コホート人口とは、生年別の出生数から、生年別の死亡数を差し引き、国際移動を加除したものである。生年別の出生数は毎年の出生数と同じであり、1872年から全国集計値があるが、生年別の死亡数が公表されるのは1891（明治24）年が最初であり（衛生局1893）、その後人口動態統計として1899（明治32）年よりある程度継続的に公表されている。基本的にはこの各年の出生数から生年別の死亡数を毎年差し引くことで、毎年の各歳人口が算定できるわけであるが、以下の点を考慮する必要がある。

- 届出遅れ
- 死亡数が生年別ではなく各歳の場合
- 国外における出生・死亡
- 国外への移動、国外からの移動
- 1945～1971年の沖縄県の出生・死亡
- 国籍異動

現段階では、これらの項目すべてについて反映できているわけではない。それぞれの項目の適用状況を図1に示した。

			1872-1898	1899-1943	1919-1936	1937	1938-1943	1944	1945	1946	1947-1954	1955-1972	1973-	1979-
出生	国内	当年	衛生局/戸籍局/JMD	長期統計				報告書入力			estat等			
		届出遅れ		JMD data										
	沖縄	非該当						データなし		琉球政府統計		非該当		
	国外	未適用												個票
死亡 生年別	国内	当年	衛生局 (未適用)	JMD data	JMD data (各歳のみ)	JMD data		データなし			JMD data			
		届出遅れ	未適用						JMD data (未適用)					
	沖縄	非該当						データなし			琉球政府 統計 (各歳のみ)	非該当		
	国外	未適用												個票 (未適用)
国籍異動			未適用											

図 1 生年コホート人口データの資料と適用項目

出生データは、年間出生数であり、比較的データは揃う。国内の日本人出生数(当年届け)は、1947年以降は人口動態統計の現在の公表資料に掲載されている。1944～1946年は、1946年の人口動態統計報告書に掲載されている(1944、1945年の値は付録として収録されている)。1943年以前は、日本長期統計総覧(総務庁統計局 1988、以下「長期統計」とする)に掲載されている数字を用いた。原資料は1872年から1897年までは戸籍局¹統計、1898年から1943年までは統計局²による人口動態統計であるが、長期統計では1872～1898年出生数は、戸籍局および地方統計書を元に内閣統計局が編纂した数値(内閣統計局 1913)が用いられており、原資料と微妙に異なる数値がある。

国内出生の届出遅れは、社人研日本版死亡データベース JMD プロジェクトによりとりまとめられた1899年以降の数値を用いた。

沖縄県の値は、1945～1972年の期間、全国値に含まれていない。1945、1946年の出生数はおそらく統計がないと思われるが、1947～1972年の出生数は琉球政府による人口動態統計にて、届出遅れとともに集計・公表されている値を用いた。

国外における日本人の出生は、現段階では個票により数値を得られる1979年以降について適用した。1978年以前は、1899年より人口動態統計の中に集計・公表されているが、今

¹ 各年の出版元(管轄部局)は政府組織の変化に応じて次のように変化している。戸籍寮(1872-1873)、内務省(1874-1876)、内務省戸籍局(1877-1885)、内務省総務局戸籍課(1886-1888)、内務省図書局戸籍課(1889)、内務省庶務局戸籍課(1890)、内務省警保局戸籍課(1891-1895)、内務大臣官房文書課(1896-1897)、年は刊行年ではなく統計年。

² 1898年は「日本帝国人口統計」の中に、人口静態統計と合わせて人口動態統計がある。1899年以降1931年までは「日本帝国人口動態統計」、以降は「人口動態統計」となる。編纂部局も、内閣統計局(1899-1917)、国勢院(1918-1919)、統計局(1920-1922)、内閣統計局(1923-1940)、統計局(1941)、内閣統計局(1942-1943)と変遷している。

回は入力未完了のため算入していない。戦前は日本人の国外進出に伴い、無視できない数の国外出生があり、1943年においては137,763人で、日本人の出生総数2,391,298人の5.8%にも上る。

死亡データは生年別死亡数データが必要なので揃いが悪い。まず国内の当年届については、社人研日本版死亡データベースJMDプロジェクトによりとりまとめられたデータを用いた。これは、人口動態統計によるもので、1899年以降についてであるが、1944～1946年のデータはない。ただし原資料である人口動態統計には1945年8～12月、1946年1～6月は年齢5歳階級別死亡者数が、1946年10～12月は1947年以降と同様、生年別・各歳死亡数が公表されている。戦時中の年齢別死亡数はいまだ不詳であり、今後コホート人口と戦争前後の各歳人口の比較により、推計が可能かもしれない。また、1919～1936年は、生年別ではなく各歳の集計しか公表されていないため、生年別に分解し再集計（推計）した（III.3に後述）。

人口動態統計以前の死亡数統計は、内務省戸籍局¹によるものと、内務省衛生局によるものと二系列あるが、年齢別集計を公表しているのは后者である。1875～1878年は年齢3区分、1880～1882年は15区分³、1891～1893、1895～1901は各歳と、時代を下るにつれて年齢階級が詳細になる。なお、当時は数え年で集計されているため、年齢別はすなわち生年別となり、1891年からの集計値は生年コホート人口データにそのまま組み入れることが可能である。

国内死亡の届け出遅れは、1947年以降については届出遅れの補正に関する方法論の検討と、この方法に基づいて届出遅れ補正を行った場合の生命表への影響評価が行われているが（石井2018）、現時点では本データに組み入れていない。戦前については、届け出遅れ死亡の年齢パターンを用いて生年別死亡数として推計する必要がある。

沖縄県の死亡数は出生数同様、琉球政府の人口動態統計に1955～1972年の各歳死亡数が公表されている。国内の1919～1936年同様、各歳のみの公表であるので、生年別に分解し再集計（推計）した（III.3に後述）。1947～1954年は、死亡総数は公表されているが、年齢別死亡数はない。1945～1946年は出生数同様、死亡総数もデータがない。

国外の死亡数については、1979年以降は個票によりデータを得ることができるが、現時点では未適用である。1978年以前については、国外の出生数同様、少なくとも1899年以降死亡総数は公表されているが、生年別データとして推計する必要があると思われる。

国籍異動については現時点では算入しておらず、データの有無も含め、今後の課題とした。

3. 生年コホートデータと2015年国勢調査との比較

以上のデータを用いて作成した生年コホート人口データを2015年の国勢調査と比較したものが図2である。国勢調査データは、10月1日という調査時点の各歳人口ではなく、各

³ 年齢区分は1歳未満, 1-, 2-, 3-, 4-, 5-, 10-, 15-, 20-, 30-, 40-, 50-, 60-, 70-, 80歳以上。

歳の 10～12 月生まれを生年別に組み替えた人口数を用いた。

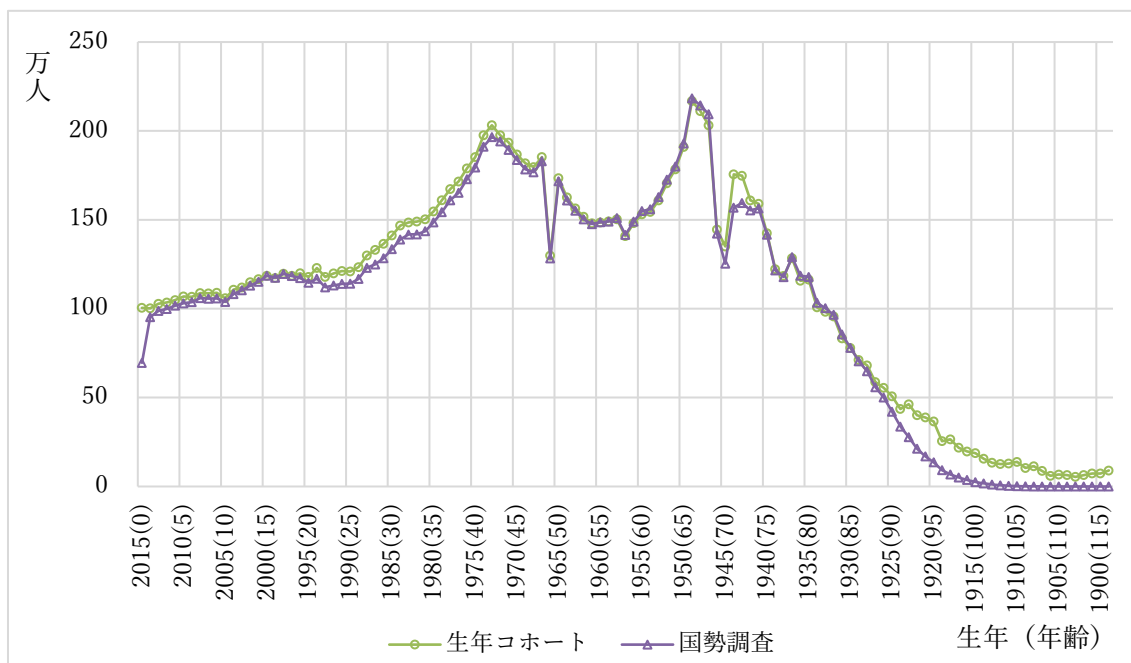


図 2 2015 年における生年別人口と国勢調査日本人口の比較

概ね両者の値は近似しているが、1925 年以前生まれ、1942～1946 年生まれ、1967 年生まれ以降の差が目立つ。いずれも生年コホート人口の方が、国勢調査日本人口よりも大きい。図では目立たないが逆になっている年齢もある。2015 年は差が大きい。これは 2015 年の国勢調査には 2015 年 10～12 月出生者が入っていないことによる。

生年コホート人口と国勢調査人口の差が同じ符号である生年/年齢層別に、その差の合計を表 2 に示し、生年/年齢別の差を図 3 に示した。

表 2 生年コホート人口と 2015 年国勢調査との差 (差の符号別年齢層)

生年 (年齢)		生年コホート	国勢調査	差
1899 (116)	1929 (86)	7,749,974	4,282,636	3,467,338
1930(85)	1937(78)	8,163,476	8,293,102	-129,626
1938(77)	1946(69)	13,326,504	12,765,946	560,558
1947(68)	1958(57)	20,785,373	21,027,841	-242,468
1959(56)		1,490,664	1,490,300	364
1960(55)		1,484,449	1,486,228	-1,779
1961(54)	1998(17)	58,027,027	56,211,671	1,815,356

1999(16)	2000(15)	2,357,081	2,359,909	-2,828
2001(14)	2015(0)	16,116,006	15,399,840	716,166
合計		129,500,552	123,317,473	6,183,079

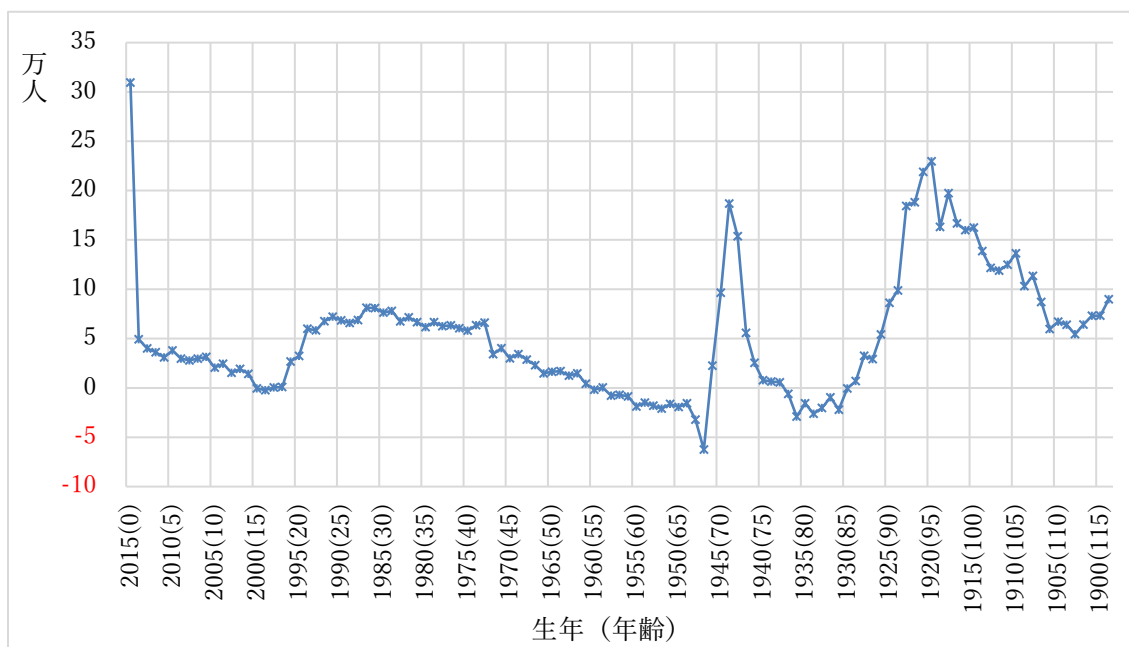


図 3 生年コホート人口と 2015 年国勢調査との差

現段階での生年コホート人口と 2015 年国勢調査との差は、全年齢で 6,183,079 人である。この大きな差は、1944～1946 年の死亡数を組み入れていないことが大きな要因であると考えられる。1946 年の人口動態統計に公表されている 1944～1946 年の死亡総数は 4,790,438 人であり、1946 年以前生年コホートと国勢調査の差の合計 3,898,269 人を上回る。この差は国外出生数によると考えられ、今後のデータ算入により分析する予定である。

1947 年出生コホート以降の差の大きな原因は、国勢調査の漏れ、日本で生まれてから海外に居住している人の影響が考えられる。しかしいずれにしても国勢調査の方が少なくなる方向であり、1947～1958 年の生年コホート人口にくらべ、国勢調査が 24 万人多いのは、出生届け出漏れとは考えづらく、外国籍から日本籍への帰化が影響している可能性もある。1959 年、1960 年生年コホートでは、国勢調査との差がそれぞれプラス、マイナスとなっているが、図 3 にあるように、1947 年から 1972 年まで、差が一様に増加しており、1 年おきに何らかの事象が作用したわけではなく、継続的な傾向を持った誤差要因が作用していると考えられる。今後、海外在留邦人数、国籍異動を算入し再度分析する必要がある。

III. 差の検討からみた変曲点、および生年別人口作成における考察

1. スペインインフルエンザ後のベビーブームと百寿者

前述の通り、2020年9月の敬老の日に合わせて発表された百歳高齢者表彰の対象者は41,802人で、前年より大きく増加した（厚生労働省 2020）。この増加幅は、前年2019年では4,764人と同様、2018年では144、2017年では350人であり、2019、2020年の増加幅は著しく大きい。

2020年に100歳になる人は、1920年生まれであり、その年の出生数は2,025,564人で、前年の1,778,685人から実に246,879人の増加があった。また、1920年は第一回国勢調査が行われた年であり、そのために届出遅れの動向が変わったことも考えられるが、届出遅れを加えた数でも、やはり、1920年の出生数の大きな増加傾向は変わらない（図4）。

さらに、1940年の国勢調査、またその時点での生年コホートを見ても、1920年生まれの人々の大きな増加傾向は同様である。したがって、1920年の出生数増加は、確かに起こったと考えられる。

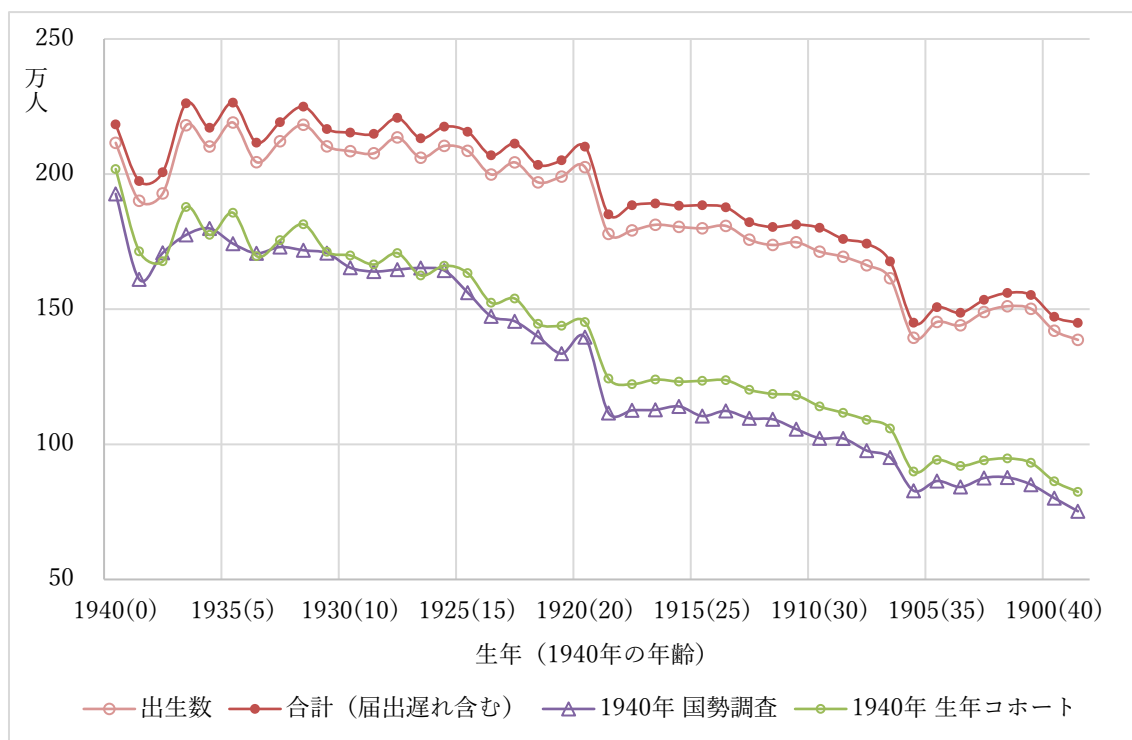


図4 1900～1940年の出生数、1940年における生年コホート人口と国勢調査人口

日本におけるスペインインフルエンザ流行前後の死亡者数（全死因）を月別にみると、第一波のピークは1918年11月、第2波のピークは1920年1月にあり、特に1918年11月の死亡数は際立って高くなっている（図5）。一方出生数を見ると、死亡数ピークの9か月

後、すなわち 1919 年 8 月、1920 年 10 月に、通常の月別パターンとは大きく異なる出生数の減少が認められる。つまり、死亡数ピークの月には妊娠数が減ったと考えられる。そして、1919 年 8 月の出生数の大幅減少後、1919 年 11 月頃から出生数の増加がみられ、次に出生数が減少した 1920 年 10 月の前月まで、出生数の水準は例年になく高くなった。つまり、失った妊娠の機会を取り戻すような行動があったと考えられる。このように、スペインインフルエンザという急激に來襲する事象に応じて、出生数も月別に大きく変動し、出生数が大きく減った後にベビーブームともいえる出生数の増加があった。

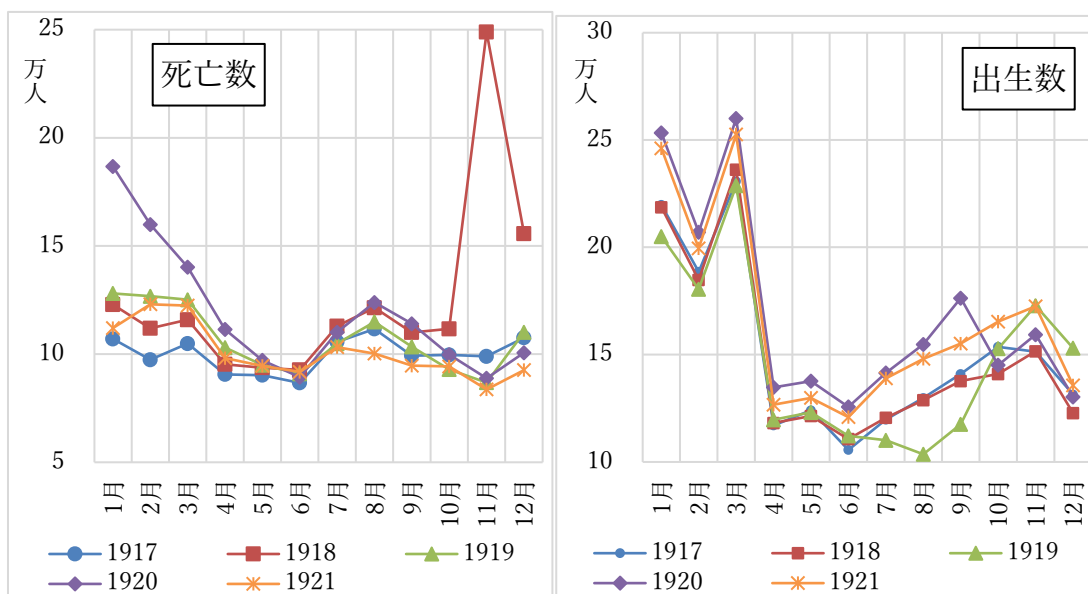


図 5 スペインインフルエンザ前後の月別出生数と死亡数

資料: 人口動態統計 (内閣統計局/国勢院/統計局)

2020 年の百歳高齢者数の増加は大きかったが、2019 年の増加も同様に大きかった。しかしながら、100 年前の 1919 年の出生数は前年と比べ減少している。この理由は、上記の月別動態統計から説明できる。厚労省の発表する百歳長寿者の数は、2020 年度、つまり 2020 年 4 月から 2021 年 3 月までに 100 歳になった (なると見込まれる) 人の数である。そのため、100 年前の出生数も年度に組み替えると、1920 年 1~3 月の出生数増加が 1919 年度出生数に含まれることになり、1919 年としては前年より減少していた出生数が、1919 年度で見ると増加に転じる (表 3、図 6)。また、百歳高齢者を出生数で割ったものを百歳生存率と定義し計算すると、分母を年の出生数にすると 1919 年の百歳生存率が大きくなるが、分子の百歳高齢者数と同様に分母を年度の出生数にすると、百歳生存率は 1917 年から 1920 年までスムーズに増加する。

つまり、2020 年のみならず、2019 年も百歳高齢者が増えたのは、現在の厚労省による百歳高齢者が年度で計上されていることによるもので、百歳高齢者の増加は出生数の増加に

対応しているといえる。

表 3 1917～1921 年の出生数（年/年度）と百歳高齢者数・百歳生存率

	出生数		百歳高齢者数（年度）		百歳生存率	
	年	年度	人	前年差	年	年度
1917	1,812,413	1,813,012	32,097	350	1.8%	1.8%
1918	1,791,992	1,766,530	32,241	144	1.8%	1.8%
1919	1,778,685	1,884,876	37,005	4,764	2.1%	2.0%
1920	2,025,564	2,003,345	41,802	4,797	2.1%	2.1%
1921	1,990,876	1,999,061				

資料: 出生数は人口動態統計（内閣統計局/国勢院/統計局）、百歳高齢者数は厚生労働省（2020）

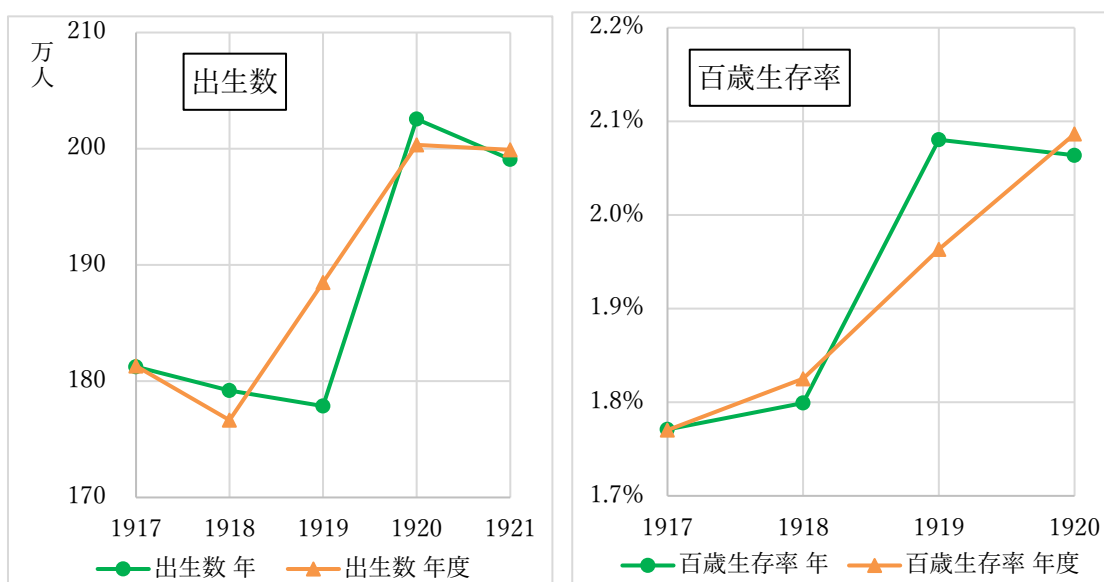


図 6 出生数、百歳生存率の年・年度比較

資料: 出生数は人口動態統計（内閣統計局/国勢院/統計局）、百歳高齢者数は厚生労働省（2020）

2. アジアかぜの人口への影響

図 2 の 2015 年における人口をみると、1957 年の生年コホート、国勢調査いずれにも、人口の凹みがある。これは 1957 年に日本で流行したアジアかぜが影響しているのだろうか。日本におけるアジアかぜの流行は、1957 年のインフルエンザ罹患者・死亡者の 3 つの「山」（増加）のうち、5 月より始まる第 2、第 3 の山とされ、死者は合計 5,700 人であったとされている（日本公衆衛生協会 1960）。その数は、全体の死亡数から比べると少ないが、同時期に老衰、肺炎、喘息による死亡数が大きく増加しており、インフルエンザと診断されないが実際はインフルエンザによる死亡が多くあったのではないかと考えられる。一方、1957 年前後の月別死亡数（全死因、図 7）をみると、1956 年 12 月～1957 年 3 月に前後の年よ

りもかなり多い死亡がある。またそれに呼応して、9か月後の1957年9月～12月の出生数が前後年と比べ大きく落ち込んでいる。死亡数の増加が、妊娠数を減らし、9か月後の出生数を減らしたことが、ここでも認められる。つまり、人口動向に影響した感染症は、アジアかぜよりも、その直前にあった1957年最初のインフルエンザの山によるものであったといえる。

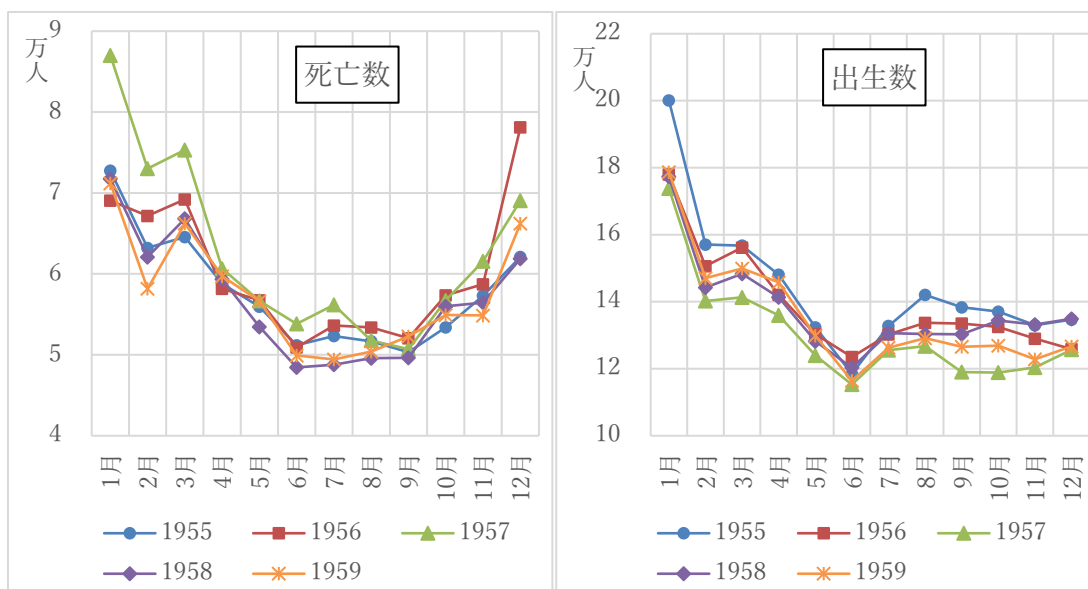


図 7 アジアかぜ前後の月別死亡数と出生数

資料: 人口動態統計 (厚生省)

アジアかぜ (A2 インフルエンザ) のみならず、インフルエンザにかかると流産、奇形児出産のリスクがあることは当時から知られていた (日本公衆衛生協会 1960)。1957年の出生数の落ち込みは流産の増加によるのであろうか。1957年前後の出生数、死産数、中絶数をみると (図 8)、1957年の出生数は前年よりも98,565件減少したが、自然死産数は337件の増加であり、インフルエンザによる流産の増加を否定することはできないものの、出生数の減少を自然死産の増加ですべて説明することはできない。また、1957年の中絶数は前年から36,972件減少しており、奇形を恐れて中絶が増えたわけでもない。

一方、1958年の出生数は、1957年に比べ86,756人 (5.5%) の上昇をみた。これは、1957年に出生を控えたことによるベビーブームであったといえるだろうか。戦後のベビーブームから優生保護法により経済的理由による中絶が可能になってから、出生数は急激に減ったが、1957年はその減少傾向の底であった。インフルエンザがなくても、底をついた可能性もあるが、1957年の減少は、それまでの減少幅よりも大きく、1958年にいったん増加した出生数はその後再び減少に転じている。そのため、1957年の通常よりも激しい減少が1958年の増加で帳消しにされた、と考えるのが妥当であろう。ただし、1958年の出生数増

加と同時に、中絶数、人口死産数も増加していることから、意図せぬ妊娠が増えたことも考えられる。つまり、1957年に逸した妊娠・出産の機会を1958年に取り戻そうとした、ということだけでは1958年の出生数の増加を説明できない、ということになる。

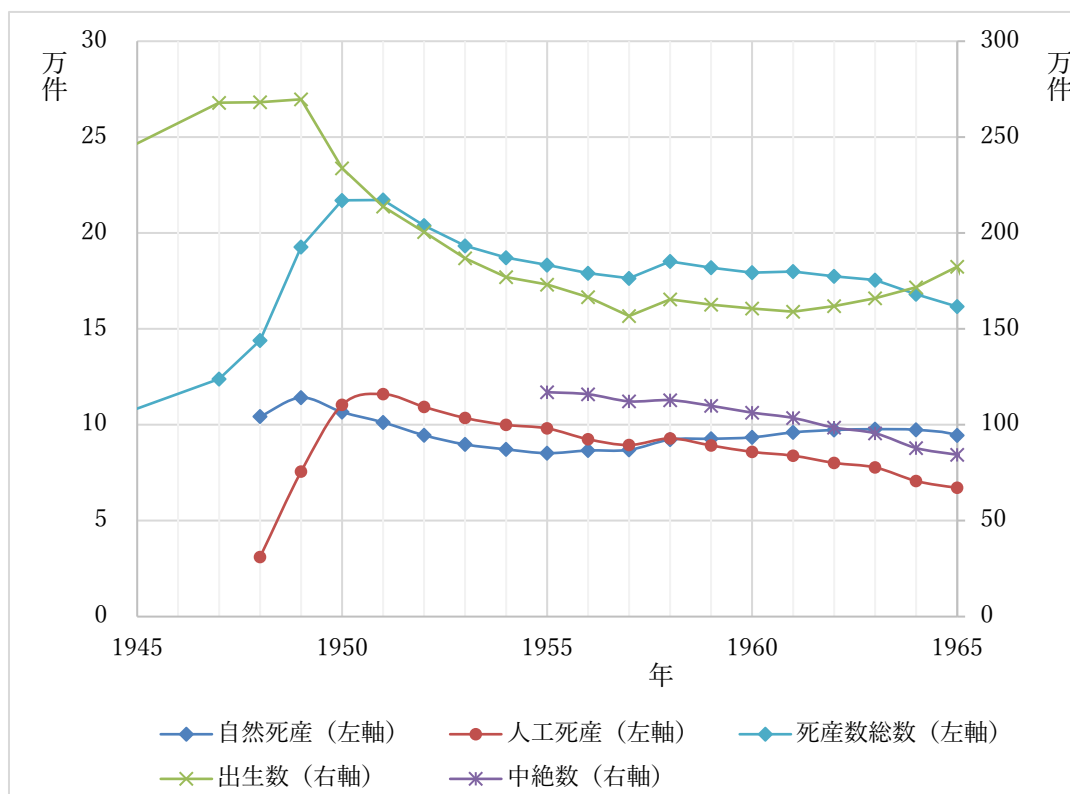


図 8 出生・死産・中絶数の推移 (1945～1965年)

資料: 人口動態統計 (厚生省)、中絶数は衛生行政報告例 (厚生省)

1957年、1958年の出生数の変化は、1960年時点での生年コホート人口においても、1957年生まれが少なく1958年生まれが多くなっており、同様に認められる (図 9)。一方、1960年の国勢調査は1958年生まれにほぼ対応する2歳人口が、出生数、生年コホート人口のように増加していない。これは沖縄の人口を加えても同様である。1960年国勢調査は出生月別の人口が公表されておらず、個票も存在しないため、国勢調査から生年別人口はわからないが、出生数を前年10月～当年9月に組み替えてみると (図 9の「出生数 (10月周期)」)、1958年の急激な出生数増加は認められなくなり、国勢調査の人口数の変動と同様である。図 5、図 7にあるように、出生数の月別変動が大きい場合は、生年別、年度別、10月周期による年別といった年の定義が異なると、経年変化を正しく把握することができないため、定義を揃えることが重要である。

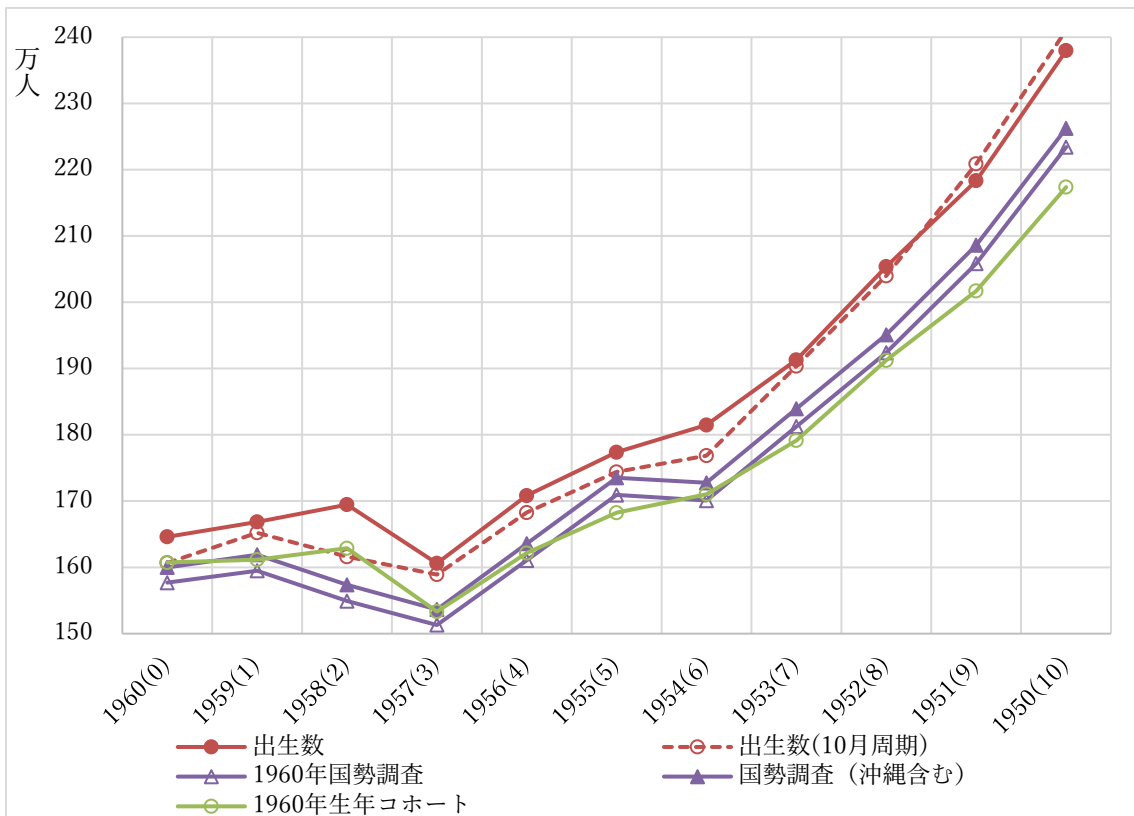


図 9 1950～1960年の出生数、1960年における生年コホート人口と国勢調査人口
 注: 出生数、生年コホートには届出遅れ、沖縄出生数を含む。

3. 年齢別死亡数から生年別死亡数への分解集計

死亡年齢とその死亡者の生年について整理すると図 10 のようになる。この図は例として、2000年から2003年まで（横軸）、0歳から2歳まで（縦軸）について示したもので、斜線の始点が出生、終点が死亡を表すレキシス図である。ここで2001年の0歳の死亡数は、ピンク色に着色され赤実線で囲まれた範囲に終点がある人数で、この図では2人である。一方、2000年生年コホートの2001年の死亡数は黄色に着色され青点線で囲まれた菱形の範囲に終点がある人数で3人である。このように年齢別と生年別の死亡数は区別される。

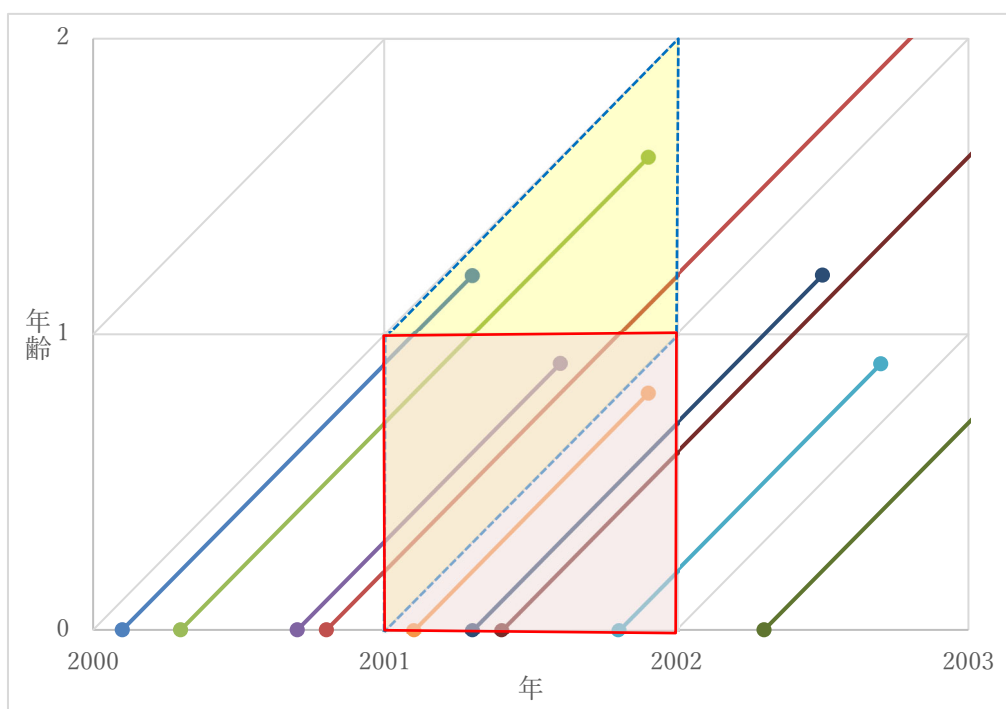


図 10 レキス図による年齢別死亡者数と生年別死亡者数の模式図

日本における死亡統計では、1899年の人口動態統計から、生年別と年齢別に死亡数を集計・公表していた。その時代に表章するような国際基準があったかはわからないが、それ以前の戸籍統計の人口集計は生年別となっており、日本の数え年の慣例が影響していた可能性もある。数え年は自動的に生年が判明する年齢の数え方であり、生年コホート作成には都合がよい。しかしなぜか、1919～1936年の期間は、生年別の死亡数は公表されなくなり、年齢別のみ公表となった。そのため、生年別死亡数をなんらかの方法で推計する必要がある。この推計は、図 10 において赤枠の正方形を対角線で区切った二等辺直角三角形（レキシストライアングル）に分解することで可能になる。赤枠正方形の上側のレキシストライアングルと、その上の 2001 年年齢 1 歳の下側のレキシストライアングルを足し合わせることで、2000 年生まれ死亡数を得ることができる。

レキシストライアングルの分解は、一番単純には半分ずつにすることであるが、0 歳のように死亡率が時間の経過とともに大きく低下する場合や出生数の月別変動により半分にすることは誤差をもたらすとされている (Wilmoth et al. 2021)。さらに死亡の月変動が大きい場合は、それによってもレキシストライアングル上下の割合は半分から乖離することになる。

そこで、Wilmoth et al.(2021)にならい、正方形に対する下側レキシストライアングルの割合を π として、データのある年 (1899～1918 年、1937～1943 年、1947 年以降) について、年齢別の π の値を計算した (図 11)。 π の分布のばらつきは大きいですが、0 歳や高年齢で高く、それ以外では低い傾向があり、平均値では 0.5 を上回る程度で、スペインインフルエ

ンザの異常な死亡数ピークが11月にあった1918年のみ高い値を示していることがわかる。

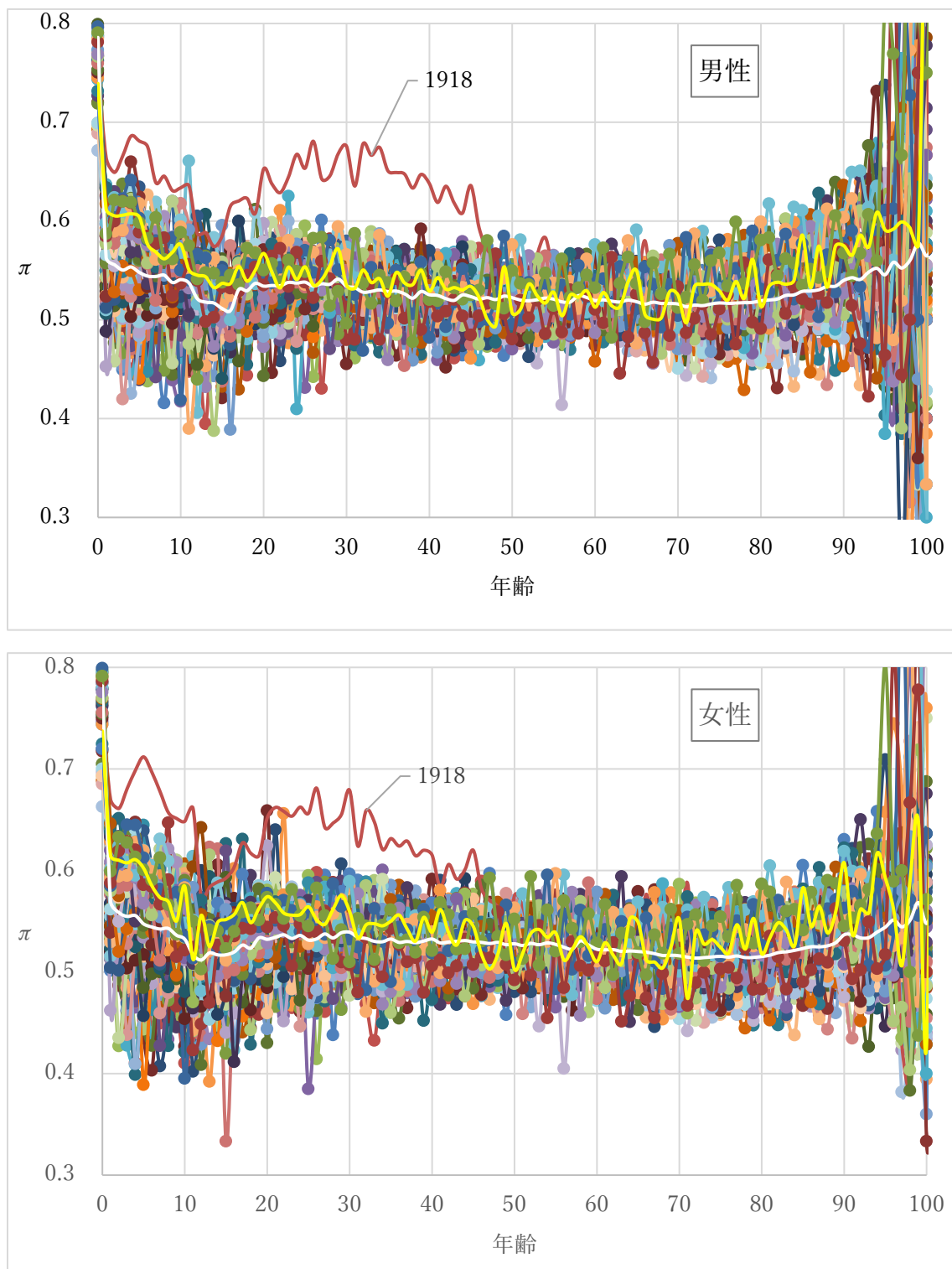


図 11 年齢別 π (全国、1899~1918 年、1937~1943 年、1947~1994 年)

注: 白実線は全期間の平均値、黄実線は1917年と1937年の平均値

今回、公表値がなく各歳死亡数から生年別死亡数の推計が必要なのは、1919～1936年の期間であるが、1918年の π は外れ値でありそれを用いるのは妥当ではない。そこで、1917年と1937年の年齢別 π の平均値を用いて、1919～1936年の各歳死亡数から生年別死亡数を推計した。

同様に、琉球政府による1955～1972年の沖縄における死亡数データも、各歳死亡数のみで生年別死亡数が公表されていない。その期間の前後で各歳死亡数と生年別死亡数がいずれも公表されているのは1943年の人口動態統計であり、1973年以降は都道府県別の各歳/生年別死亡数は公表されていない。沖縄県の人口動態統計は1910年代末頃から安定するとされており（山内2007）、1943年について年齢別の π を算定すると（図12）、全国でみたような年齢に応じた変化は認められず、 π はすべての年齢で0.5前後となっている。そのため、1955～1972年の生年別死亡数は、 π を0.5として各歳死亡数から推計することとした。

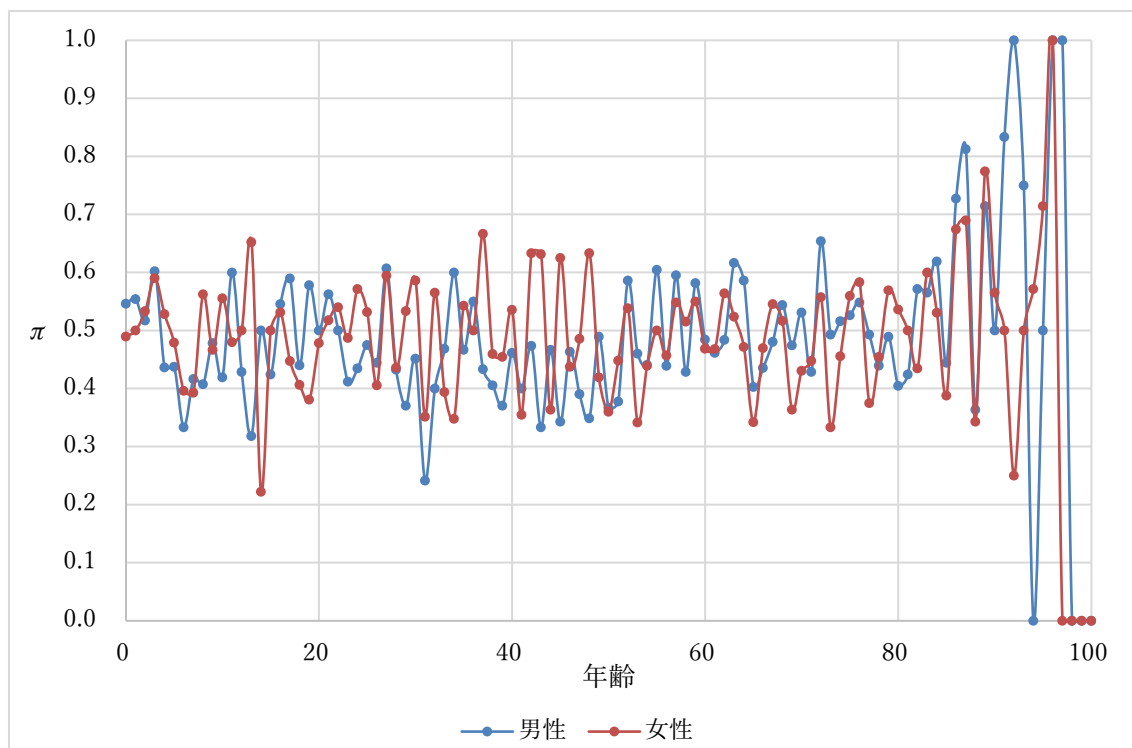


図12 年齢別 π （沖縄県、1943年）

注：白実線は全期間の平均値、黄実線は1917年と1937年の平均値、1899～1918年、1937～1943年、1947～1994年

IV. おわりに

現段階の生年コホート人口には、1944～1946年の死亡、届出遅れの死亡、国外の出生・死亡、国籍異動が算入されていない。このなかで1944～1946年の死亡が、それ以前に生ま

れた人の現在の数に一番大きく影響すると考えられる。この期間の年齢別死亡数は公表されておらず、全年齢の死亡総数から年齢別の死亡数を推計するのではなく、前後の年齢別人口の差から死亡数を推計する方が妥当であると考えられる。そしてそのためには、戦前のかなりの数に上る国外の出生、および引き揚げによる移動の影響を考慮したうえで人口数を吟味する必要がある。

2015年での生年コホート人口と国勢調査日本人口との比較では、1947～1958年生まれのコホート人口は、国勢調査日本人口を24万人下回っており、この差の理由は、出生の届け出漏れ、死亡の不正な届出、2015年時点で57～68才である1947～1958年生まれの人の国勢調査での重複回答、といった点は考えにくく、国籍異動によるのかもしれない。国籍異動の年齢別データが長期間にわたり得られるかどうかは未知であるが、その必要性が確認された。

今後は、生年コホート人口と比較する国勢調査人口には、海外在留邦人を加える必要がある。さらに、住民基本台帳による人口、戸籍による人口との比較分析も行いたい。

今回注目した、1918～1920年スペインインフルエンザと、1957年アジアかぜの人口への影響は、生年コホート人口がなくても、人口動態統計を月別に観察することで分析が成り立つとはいえるが、複数の人口データがどの程度一致しているのか確認することで、人口の急激な変化についての理解を深めることができるともいえる。

※人口動態統計の個票は、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）「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」（研究代表者小池司朗）において、厚生労働省より統計法33条の規定に基づき提供を受けた。個票を再集計しているため、公表数値とは一致しない場合がある。

参考文献

石井太（2018）「死亡の届出遅れが生命表に及ぼす影響について」『人口問題研究』第74

巻第2号、pp.129-142、国立社会保障・人口問題研究所

<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/18740204.pdf> .

衛生局（1893）『衛生局年報 自明治二十四年一月至同年十二月』

<https://dl.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/836659> .

長田富子（1969）「出生集団を基礎とした年齢別人口の推計について」『統計局研究彙報』、

第18号、pp.1～23 <https://dl.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/2780828> .

厚生省人口問題研究所（1985）「戦後の日本人人口ならびに人口動態率改算の試み」人口問題研究所研究資料第238号

<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/J08422.pdf> .

- 厚生労働省 (2020) 「百歳高齢者表彰の対象者は 41,802 人」プレスリリース
<https://www.mhlw.go.jp/content/12304250/000672203.pdf>.
- 内閣統計局 (1913) 『維新以後帝国統計材料彙纂. 第 4 輯 (人口動態ニ関スル統計材料)』
<https://dl.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/946279>.
- 日本公衆衛生協会 (1960) 『アジアかぜ流行史-A2 インフルエンザ流行の記録 (1957～1958)』 <https://dl.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/1378174> .
- 山内昌和 (2007) 「1920～1935 年の沖縄県の死亡力と出生力-死亡数と出生数の推計とその結果の考察-」『人口問題研究』第 63 巻第 1 号、pp.1-28
<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/18310001.pdf> .
- Wilmoth, J.R., K. Andreev, D. Jdanov, D.A. Gleijer and T. Riffe (2021) "Methods Protocol for the Human Mortality Database" Version 6
<https://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf> .


戦後わが国における長寿化、晩婚・未婚化と就業パターンの変化およびその地域差

菅 桂太

はじめに

1950年から2015年の国勢調査による長期時系列統計を用いて、わが国男女の就業行動にどのような地域（都道府県）差があるのか実証的に示すことを目的とする。とくに、男女年齢別配偶関係別の労働力状態別人口（もしくは就業者）に関する集計結果を用いて、就業の都道府県格差を婚姻状態と配偶関係別就業状態の年齢パターンの都道府県格差のそれぞれの寄与へ要因分解することを通じ、わが国における就業の地域差について基本的な理解を定量的に提示したい。わが国男女の就業行動における配偶関係構造の長期趨勢とその男女差については、すでに菅（2020）において報告した。ここで用いるデータ・分析手法は菅（2020）と同一のものであり、地域格差についての結果を報告する。

菅（2020）の本分析の特徴として、①就業寿命という指標を用い、統一的なデータ・方法で長期をカバーすること、②評価の尺度を人生の長さに標準化し、ライフコース（ライフサイクル）の観点から男女を比較すること、とくに就業の配偶関係構造に着目することが挙げられる。ライフサイクルとは、個人が生まれてから死ぬまでの生涯におけるライフイベントについて、年齢を軸にみるものである（岡崎 2001）。一言でいえば、「男女の生涯における就業」が戦後の社会経済変化のなかでどのように推移したかを俯瞰した。労働力率の年齢スケジュールのM字型に典型的な女性の特異性はM字型の存在しない男性との比較において浮き彫りとなるため男女で比較した。1950～2015年という長期時系列比較並びに男女差の比較が意味のあるものであるためには比較可能性（適度な類似性と異質性）が必要になるが、ライフコースの観点から就業寿命という指標を用いることで一定の意義を持たせた。就業寿命は、おもに定常人口の生存人年、配偶関係構造（年齢パターン）と配偶関係別年齢別就業率によって決定される。配偶関係構造と配偶関係別就業率の寄与の要因分解に用いた枠組みは、特定の人口集団全体でみた「率」の変化（格差）をサブグループの「率」の変化と構成の変化の寄与に分解するというごく標準的な人口学的手法である。

本稿は、菅（2020）が分析に用いたデータ・手法をそのまま用いて、「男女の生涯における就業」にどのような地域差があるのかを俯瞰しようとするものである。データと指標、要因分解手法については菅（2020）を参照されたい。全国的な就業の長期趨勢と男女差についても繰り返すつもりはないが、記述統計として全国の1950～2015年実際人口・定常人口の就業率及び就業寿命（ 図1）についてのみ、以下に再掲する。

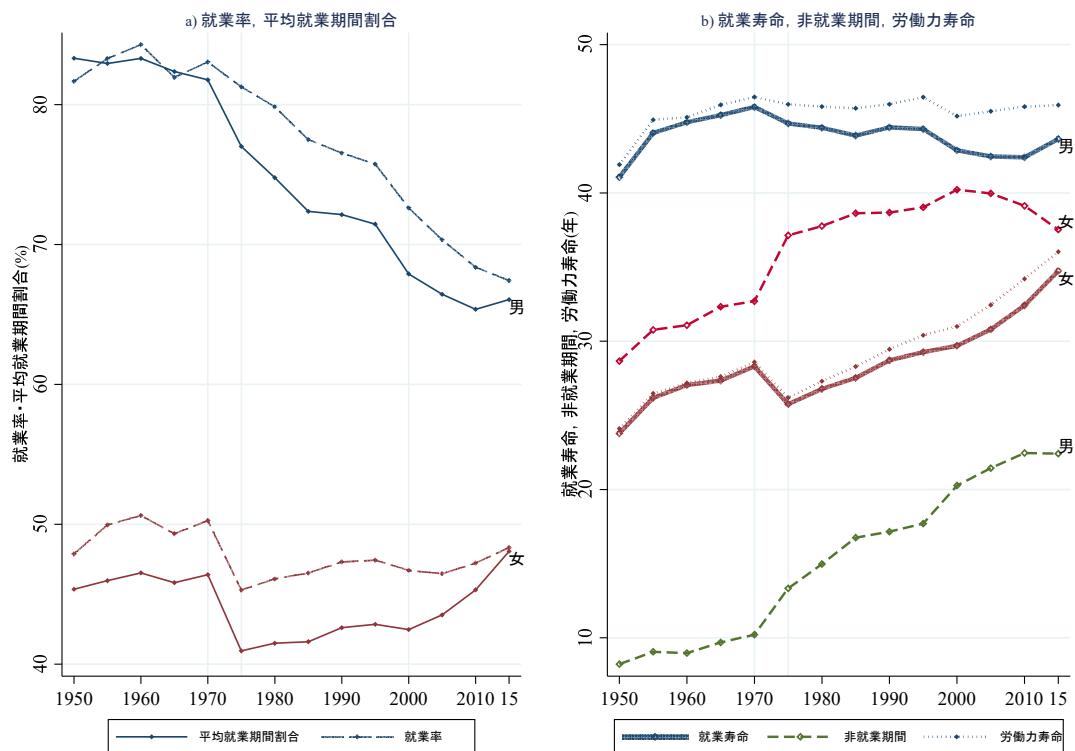


図1. 実際人口・定常人口の就業率及び就業寿命（参考：労働力寿命）：全国、1950～2015年
出典：菅（2020）.

1. 男女・都道府県別にみた15歳時平均余命と配偶関係別期待生存期間：1950～2015年

全国の15歳時平均余命、男性は1950年の49.3年から2015年の66.1年、女性は1950年の52.4年から2015年の72.3年へと一貫して増加していた。地域格差についてみると、男性については、1960年の15歳時平均余命が最も長い岡山県（55.1年）と最も短い秋田県（51.3年）の間には3.8年の差があったが、1975年では神奈川県（59.4年）と青森県（56.5年）の2.9年に縮小した（図2）。しかし、レンジでみる限り、その後の地域差は大きく変わっておらず、2015年は長野県（67.0年）と青森県（63.9年）の間の3.1年であった。時系列変化の幅に比べれば地域差は限られる。1950～2015年の標準偏差は1955年が最大（0.873）で1990年（0.555）までは一貫して低下したが、その後はあまり大きな変化はない。四分位範囲と5～95%範囲の場合には、1970年が最大（1.435と2.686）、2000年が最小（0.753と1.444）であり、どの指標でみても1980年代までは地域格差が縮小する傾向があったが、1990年代以後は明瞭が方向を示していない。ただし、1950～2015年を通じ

て平均値は一貫して上昇しているため、標準偏差を平均で除した変動係数でみると、1990年以後も概ね縮小傾向がみられる。

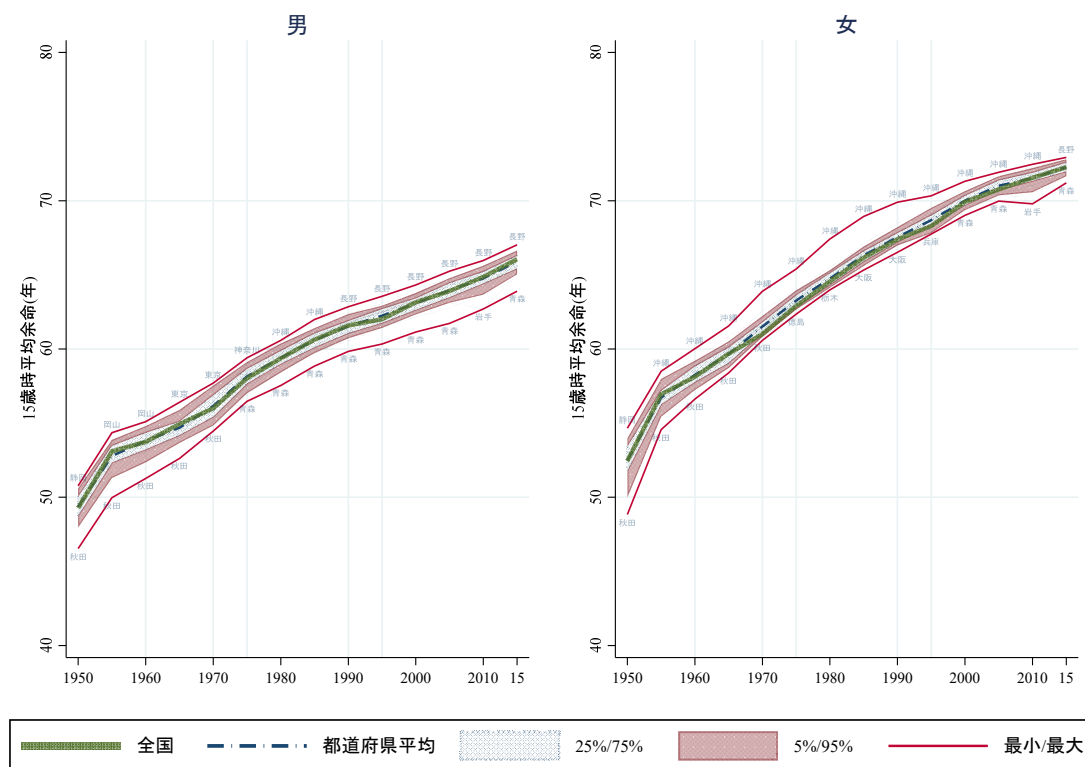


図2. 男女別15歳時平均余命：全国と都道府県別特性値、1950～2015年

女性の15歳時平均余命についてみると、1960年には沖縄県（60.0年）と秋田県（56.6年）の間に最大3.4年の差があったが、2015年は長野県（72.9年）と青森県（71.2年）の間の1.7年に縮小している。時系列変化の幅と比べると、地域差は極めて限定的である。女性の場合には、1950～2015年の標準偏差、四分位範囲、5～95%範囲ともに、1950年が最大であり（順に1.177、1.593、3.969）、2015年（四分位範囲は2010年）が最小になっている（順に0.390、0.526、1.135）。1950～2015年の間、一貫して格差を縮小してきたわけではないものの、地域格差には概ね縮小の傾向がみられる。

15歳時平均余命の地域差は時系列変化の幅と比べれば限定的であるものの、一定の地理的なパターンがみられる。1950～2015年を通じて、男性では長野県を中心とする中部地方や南関東地方で15歳時平均余命は長く、東北地方（北部）や九州地方（北部）で比較的短い。1950～2015年の14年次で上位・下位3位に入ることがある回数を見ると、下位の回数が最も多いのは青森県の14回、これに秋田県の11回が続く。逆に上位の回数が最も多いのは、長野県の8回で、2番目に多いのは岐阜県・滋賀県・京都府の4回となっている。

る。女性については、地域格差が相対的に小さいので順位の変動幅も大きい。鳥取県・島根県・岡山県・広島県を中心とする中国地方や熊本県、沖縄県、1980年代以降は富山県・福井県・石川県といった北陸の日本海側から長野県にかけての地域で長くなっている。逆に、東北地方から北関東までの地域で15歳時平均余命は短くなっている。1950～2015年の14年次で上位・下位3位に入ったことがある回数をみると、下位の回数が最も多いのは男性と同じ青森県の8回、これに栃木県の8回、秋田県の7回が続く。上位の回数が多いのは、沖縄県の13回、岡山県の8回、そして島根県の6回の順であった。このように、15歳時平均余命には、男女とも比較的安定な地域パターンがあり、女性については地域差を縮小しつつ、男性における地域差は明瞭な拡大はしておらず、全国的な趨勢に沿って上昇しているとみてよいだろう。

全国の配偶関係別期待生存期間の推移をみると、まず未婚については1960年男性12.8年、女性10.6年だったが、1975年に男性13.3年、女性11.2年になったあと伸長が顕著になり、2015年は男性23.2年、女性19.4年だった。有配偶については、1960年の男性37.0年、女性35.5年から、男性は1975年の41.2年に増加したあとゆるやかに低下し2015年は38.1年だったのに対し、女性は1990年の38.5年に増加したあとゆるやかに低下し2015年は37.7年だった。これらに比べると離死別はあまり大きく変化しておらず、1960年は男性4.0年、女性15.0年、2015年は男性4.8年、女性15.1年だった。

未婚の期待生存期間の地位差については、男女とも南関東地方や近畿地方の大都市とその周辺地域及び沖縄県で未婚期間が長くなっている(図3)。男性の場合、1960年の東京都(14.4年)と青森県(11.4年)の間に3.1年の差があったが、2015年には東京都(25.1年)と宮崎県(21.4年)の間の3.7年になった。女性については、1960年の東京都(12.3年)と富山県(8.8年)の間に3.6年の差があったが、2015年には東京都(22.5年)と福井県(17.3年)の間の5.1年になった。未婚期間のレンジは男性の1975年以後、女性の1960年以後は15歳時平均余命のものよりも広い。標準偏差、四分位範囲等の分布に関する特性値は、男女とも1970年代前後まで小さくなったが、その後平均値の上昇にともなって大きくなる傾向がある。標準偏差を平均で除した変動係数は概ね一貫して縮小しており、とくに1975年までと男性の2000年代以後の縮小幅が大きい。全国的に未婚期間が伸長するなかで相対的な地域差は縮小する傾向があるといえる。1950～2015年の14年次で上位・下位3位に入ったことがある回数をみると、上位の回数が多いのは男性では東京都(14回)、神奈川県(14回)、沖縄県(9回)が多く、女性では東京都(14回)、京都府(11回)に福岡県(5回)が続く。下位の回数が多いのは男性では宮崎県(9回)、青森県(5回)に滋賀県・奈良県・徳島県(4回)が多く、女性では福井県(12回)、富山県(11回)と青森県(5回)が多い。

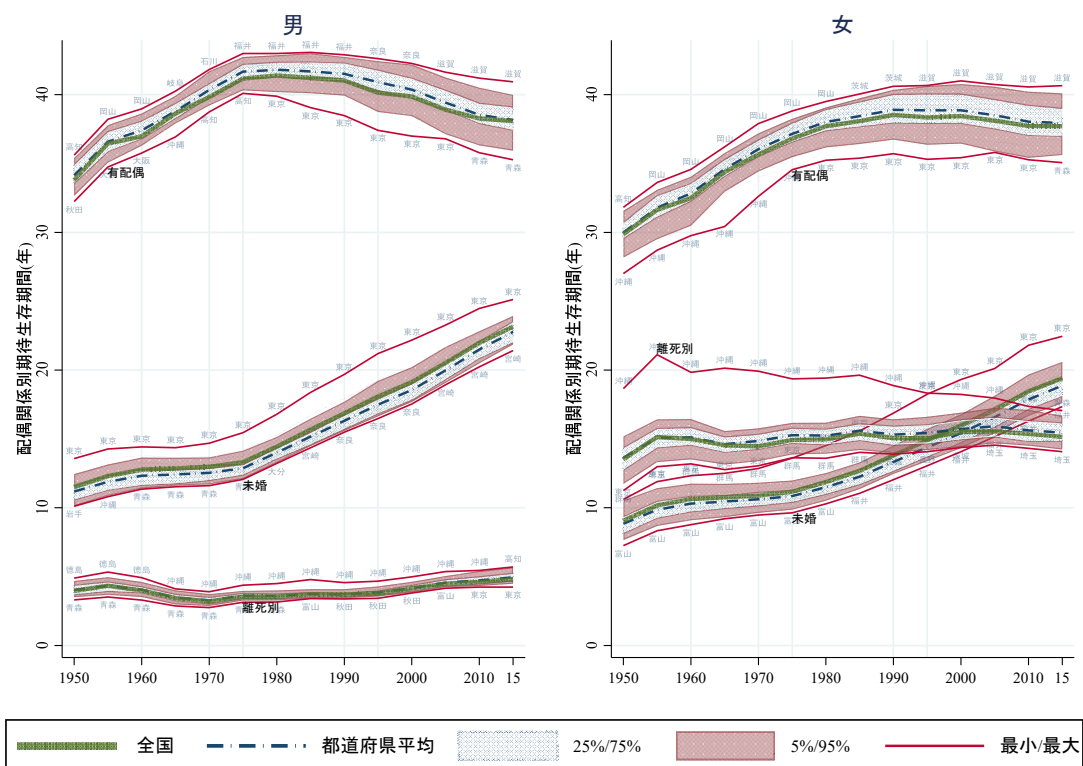


図3. 男女・配偶関係別期待生存期間（15歳以上総数）：全国と都道府県別特性値、1950～2015年

有配偶の期待生存期間の地域差については、男女とも東京都と大阪府、沖縄県は短く、逆に、富山県・石川県・福井県から長野県・岐阜県・愛知県・静岡県に広がる中部地方で長い傾向がある。女性では南東北地方から東京都を除く関東地方で有配偶生存期間は平均より長く、九州地方で平均より短くなっている。一方、男性では関東地方は概ね平均より短く、福岡県と鹿児島県を除く九州地方は平均より長い傾向がみられる。レンジをみると男性の場合、1960年の岡山県（39.0年）と大阪府（35.8年）の間に3.2年の差があったが、2015年には滋賀県（40.9年）と青森県（35.3年）の間の5.7年になっている。女性については、1960年の岡山県（34.6年）と沖縄県（29.8年）の間に4.8年の差があったが、2015年は滋賀県（40.7年）と青森県（35.1年）の間の5.6年になっている。有配偶期間のレンジは男性の1980年以後、女性の1955年以後は15歳時平均余命のものよりも広い。標準偏差、四分位範囲等の分布に関する特性値は、男女とも1970年代前後まで小さくなったが、その後大きくなる傾向がある。有配偶期間については平均値も一貫して大きくなったわけではないので、変動係数をみても、1950～1975年に縮小したが、1975年以後は地域差を拡大する傾向がみられる。とくに、男女とも1990年前後の地域差の拡大が顕著である。1950～2015年の14年次で上位・下位3位に入ったことがある回数をみると、上位の回数が多いのは男性

では福井県（12回）、岐阜県・滋賀県（6回）、奈良県（5回）が多く、女性では茨城県（8回）、滋賀県（7回）と岐阜県（6回）が多い。下位の回数が多いのは男性では東京都（10回）、大阪府（9回）と高知県・沖縄県（7回）が多く、女性では東京都（12回）、大阪府（11回）と沖縄県（7回）が多い。

離死別の期待生存期間の地域差については、男女とも沖縄県と中国・四国地方で長い。男性では富山県・石川県が短く、この他に2000年以前は東北地方や1980年以前は九州地方で短かったが、2000年代以降では南関東地方や中部地方で短く、逆に九州地方は平均より長くなっている。女性では、南東北地方や関東地方、中部地方で短く、西日本において長い傾向がある。ただし、女性の青森県については、1950年は47都道府県中10番目に短い県だったが1960年代までに急速に順位をあげ、1975年に44位、2010年以後は最も長い県になっている。また東京都と神奈川県も1960年は45位と32位で相対的に長い地域だったが、2015年は3位と2位で最も短い地域の1つになっており、順位の変化が著しい。レンジについてみると男性の場合、1960年の徳島県（4.9年）と青森県（3.3年）の間に1.6年の差があったが、2015年には高知県（5.7年）と東京都（4.2年）の間の1.5年になっている。女性については、1960年の沖縄県（19.8年）と群馬県（13.2年）の間に6.6年の差があったが、2015年は青森県（17.1年）と埼玉県（14.1年）の間の3.0年になっている。離死別期間のレンジは、男性では水準が低いので15歳時平均余命のものより狭いが、女性では15歳時平均余命のものよりも一貫して広がっている。標準偏差、四分位範囲等の分布に関する特性値は、男性では1990年まで小さくなったが、その後大きくなる傾向がある。女性については、標準偏差でみると全般的に縮小傾向だが、四分位範囲と5～95%範囲については、1975～1980年まで縮小したあと、やや拡大している。変動係数をみると、男性では1950～2000年に縮小したが、2000年代以後は拡大しており、女性では1950～2015年を通じ概ね縮小する傾向があるものの1980年以後の変化は大きくない。男性については1990年代までは離死別期間の地域差には縮小傾向があったが、2000年代以後やや傾向が変化しており、女性についてはレンジの縮小（1960～2010年に全国的に離死別期間がやや上昇するなかで最も長い沖縄県の離死別期間は縮小、逆に最も短い群馬県や茨城県のものは伸長）ほどには1980年代以後の地域差は縮小していない。1950～2015年の14年次で上位・下位3位に入ったことがある回数をみると、上位の回数が多いのは男性では沖縄県（11回）、徳島県・高知県（8回）、島根県（5回）が多く、女性では沖縄県（14回）、高知県（7回）と大阪府・福岡県（5回）が多い。下位の回数が多いのは男性では山形県（10回）、富山県（8回）と青森県（7回）が多く、女性では山形県（11回）、群馬県（10回）と茨城県（9回）が多い。

期待生存期間の変動係数を男女・配偶関係で比較すると、1950～2015年の平均が大きな順に男性離死別（0.0725）、女性未婚（0.0664）、女性離死別（0.0642）、男性未婚（0.0496）、女性有配偶（0.0323）、男性有配偶（0.0233）、男性の15歳時平均余命（0.0117）、女性の15歳時平均余命（0.0095）の順になっている。変動係数が最大の年次と最小の年次の差を比較

すると、総数（15歳時平均余命に）については、男女とも1950年が最も大きく、2015年が最も小さくなっており、男性は-0.0086（0.0088-0.0174）、女性は-0.0170（0.0054-0.0224）である。未婚については男女とも1950年が最も大きく、2015年が最も小さくなっており、男性は-0.0329（0.0352-0.0681）、女性は-0.0395（0.0529-0.0923）である。有配偶は男女とも2010年が最も大きく、1975年が小さくて、男性は+0.0136（0.0306-0.0170）、女性は+0.0125（0.0389-0.0264）である。離死別は1950年が最も大きく、最も小さいのは男性については2000年で-0.0396（0.0592-0.0988）、女性は2015年が最も小さく-0.0398（0.0510-0.0908）となっている。総数と比べて配偶関係別にみた期待生存期間の変動係数は大きいので、15歳時平均余命と比べて配偶関係割合の地域差は大きいことが示唆される。配偶関係別にみると、未婚と離死別の変動係数の縮小幅は同程度で、地域差が縮小傾向にあるとみられる。これに対し、有配偶は変動係数の変化幅は小さいものの1980年以後相対的な地域差をやや拡大させている。

最後に、15歳時平均余命及び配偶関係別期待生存期間の地理的なパターンの男女差について言及しておきたい。細かくみればこれらの指標の地理的なパターンには男女差もあるが、都道府県間相関係数をみると、1950～2015年を通じて正の相関があり、一定の地域パターンを共有することがわかる。男性の15歳時平均余命と女性のものとの都道府県間相関係数は、0.5010～0.7717で1950～2015年の14年次すべてが1%水準で統計的に有意である。時系列の変化をみると、1950年の相関係数が最も大きく、1990年の最小に向けて概ね一貫して低下していたが、1990年代以後の相関は強くなる傾向がみられる。配偶関係別にみると、まず未婚の相関係数は0.4232～0.8609の範囲で1950年代以来概ね一貫して相関を低下させている。有配偶については、相関係数は0.4082～0.7440の範囲で1960年以前（0.6602～0.7440）がやや高く、1965～1980年と2015年（0.4082～0.5779）がやや低いが、1985～2010年（0.6133～0.6334）に一貫した変化はみられない。1960～1975年の離死別の地域相関係数は小さく統計的に有意ではないが、1985年以後は1%水準で統計的に有意な正の相関がみられ、相関係数も大きくなっている（1960～1975年は0.1324～0.2604、2015年は0.7931）。各都道府県の男女の平均余命は全国的な趨勢にあわせ概ね一貫して伸長するなかで、1980年代頃まではおもに未婚（及び有配偶）の期待生存期間の地域差が縮小することを通じて15歳時平均余命における男女間の地理的なパターンの類似性が低下したが、1990年代以後離死別の期待生存期間の地域差が縮小するなかで男女の地理的なパターンの類似性は高まり、15歳時平均余命の男女間の地域相関が高まっていることが示唆される。

2. 男女・都道府県別にみた就業寿命と平均就業期間割合：1950～2015年

全国の就業寿命は、男性は1950年（41.1年）から1970年（45.8年）へ伸長したあと、概ね低下傾向がみられ、2010年には42.4年まで低下した（2015年は43.6年）。女性では1970年の28.3年から1975年の25.8年へ急落したことを除けば、1950年の23.8年から

2015年の34.7年へ一貫して上昇していた。平均就業期間割合は、男性では1950～2000年代を通じて概ね一貫した低下傾向があり、1970年(81.8%)から1985年(72.4%)、もしくは1995年(71.5%)から2010年(65.4%)の低下が著しかった(2015年は66.1%)。女性の平均就業期間割合は、1970年(46.4%)から1975年(40.9%)へ急落しており、2000年(42.5%)以後は2015年(48.1%)まで上昇が顕著であることを除くと、1950年(45.4%)以来の傾向として目立った上昇や下降はなかった。

参考として、章末付表1～2に1950～2015年の男女・都道府県別就業寿命の推移を示す。詳細はそちらを参照いただくことにし、ここでは就業寿命と平均就業期間割合の地域差について、7つの特徴を指摘しておきたい(図4、図5)。第一に、15歳時平均余命や配偶関係別期待生存期間と比べると、男女とも就業寿命と平均就業期間割合には大きな地域差がある。第二に、男性の就業寿命は15歳時平均余命と一定の地域相関を示すが、女性の就業寿命や男女の平均就業期間割合と15歳時平均余命の間の地域相関は相対的に弱い。一方で、就業寿命と平均就業期間割合には男女とも強い地域相関関係がある。第三に、男性の就業寿命と平均就業期間割合の都道府県平均と全国値には明瞭な差はみられないが、女性のものは一貫して都道府県平均が全国値を上回る。これは人口規模の小さな非大都市地域でこれらの指標が大きいことを示す。第四に、就業寿命と平均就業期間割合の地域差は、男性より女性で大きい。女性における地域格差には縮小傾向がみられ、とくに1975年以後もしくは2000年代以後の縮小が顕著である。第五に、女性の就業寿命と平均就業率は1970年から1975年に概ねすべての都道府県で低下しており、1970年以前と1975年以後の変化に断絶がみられる。第六に、女性の就業寿命・平均就業期間割合については、2000年まで最も大きい福井県や鳥取県、島根県では1950年から2000年頃までその水準は概ね同程度で推移しているが、就業寿命・平均就業期間割合が短い大阪府や奈良県、神奈川県などの大都市とその郊外の自治体で就業寿命は急速に上昇する形で地域格差は縮小している。最後に、このように男女で異なった地域パターンを示すようにみえる就業寿命と平均就業期間割合だが、男女間には一定の相関がみられる。重複する点もあるが、以下簡単に紹介する。

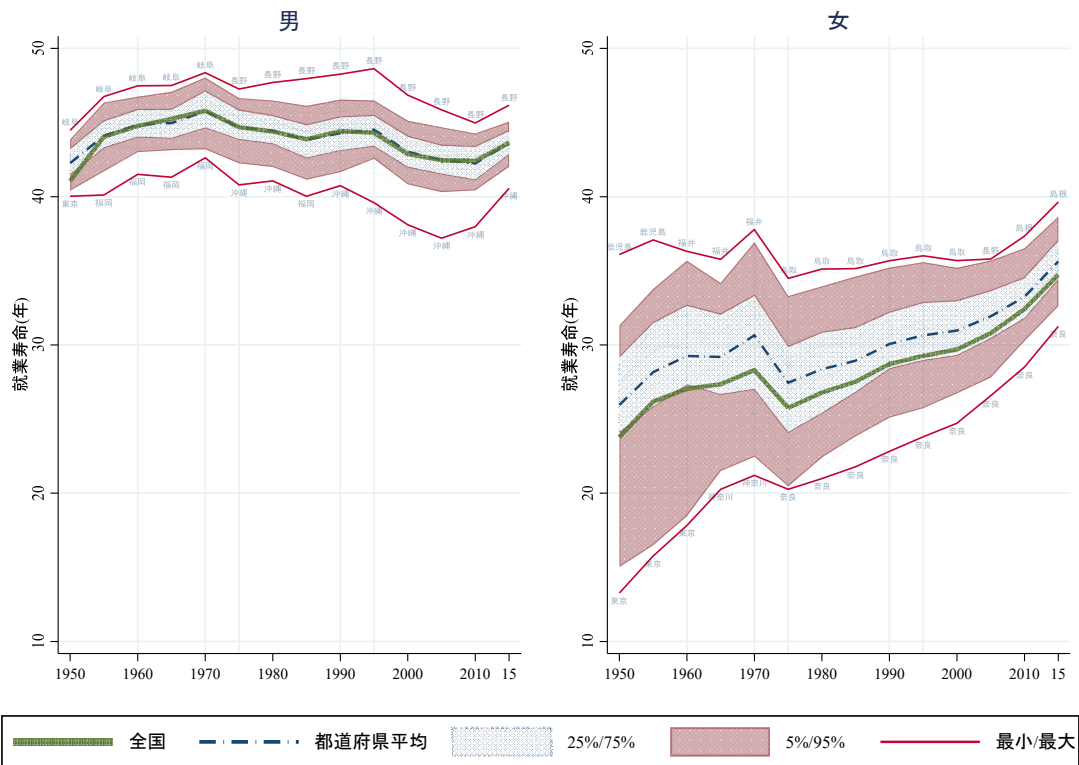


図4. 男女別にみた就業寿命：全国及び都道府県分布特性、1950～2015年

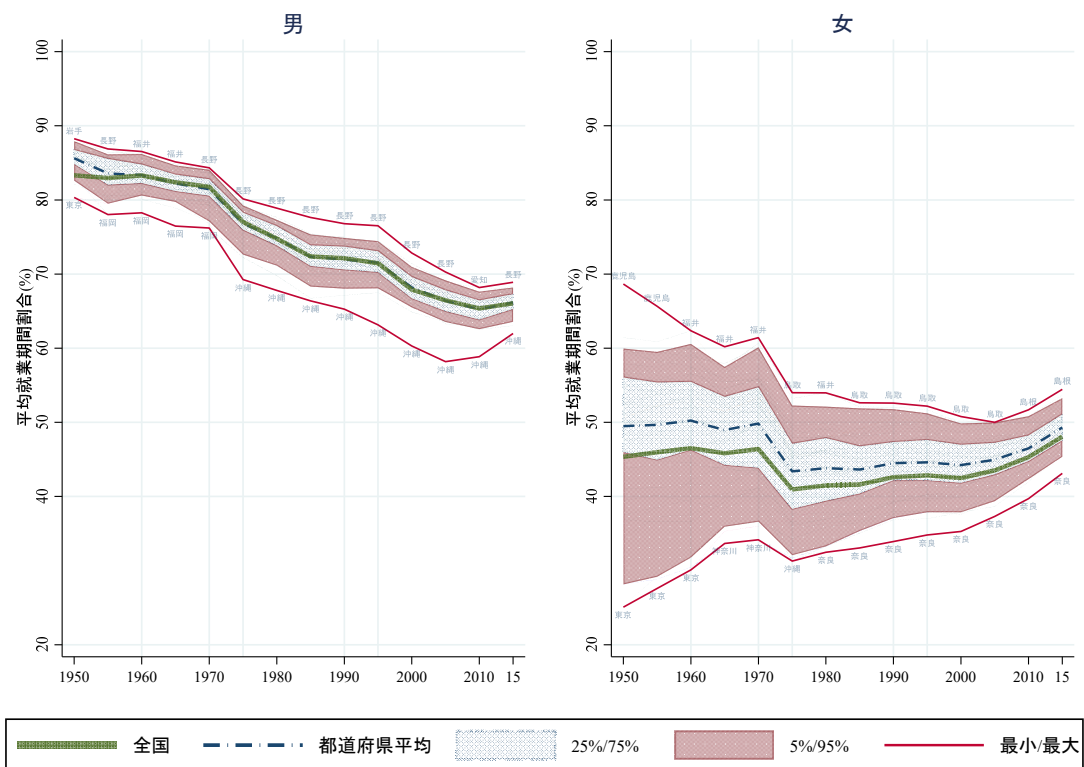


図5. 男女別にみた平均就業期間割合：全国及び都道府県分布特性値、1950～2015年

15 歳時平均余命と就業寿命及び平均就業期間割合の都道府県間相関係数を 1950～2015 年の 14 年次について男女別にみると、男性の就業寿命の相関係数は 0.4701～0.7683 で 1950～2015 年を通し 5%水準で統計的に有意な正の相関がある。男性の平均就業期間割合についても、1950 年 (-0.0072) を除けば正の相関があり、1970～1990 年や 2005～2010 年は 0.2284～0.4570 で 5%水準の統計的に有意な正の相関があるものの、その他の年次の相関 (0.1303～0.2870) は強くない。女性の場合には 1980 年以前の相関は負で、1985 年以後は正になっている (負の相関が最も強いのは 1965 年で就業寿命-0.2498、就業期間割合-0.3241、正の相関が最も強いのは 1995 年で就業寿命 0.3729、就業期間割合 0.3126)。女性の 15 歳時平均余命と就業寿命との間の相関係数は、1995～2010 年については 5%水準で統計的に有意だが、配偶関係総数でみると総じて関係性は弱い。これらと比べると、就業寿命と平均就業期間割合の相関係数は、男性で 0.742～0.9745、女性で 0.9985～0.9918 であり、1950～2015 年を通じて 0.1%水準で統計的に有意に正になっている。人生の長さとして生涯で働く期間の長さは、とくに男性で一定の地域相関があるものの、生涯で働く長さの地域差は人生の長さよりも生涯に占める就業期間割合の高さ (地域差) と強い関係がある。

男性の就業寿命・平均就業期間割合の地域差については、15 歳時平均余命あるいは有配偶の期待生存期間と似ている。就業寿命のレンジは、1960 年は岐阜県 (47.5 年) と福岡県 (41.5 年) の間に 6.0 年の差があったが、1975 年以後最も長いのは長野県、1985 年を除き最も短いのは沖縄県になっており 2015 年は長野県 (46.2 年) と沖縄県 (40.6 年) の間の 5.6 年になっている (付表 2)。平均就業期間割合のレンジは、1960 年は福井県 (86.5%) と福岡県 (78.3%) の間に 8.3%ポイントの差があったが、1970 年以後 2010 年を除いて最も長いのは長野県、1975 年以後最も短いのは沖縄県になっており、2015 年は長野県 (68.9%) と沖縄県 (62.0%) の間に 6.9%ポイントの差がある。標準偏差等の地域分布の特性値をみると、1955 年にやや地域差が大きくなっていることを除くと、1950 年から 1985～1990 年に拡大傾向、1990 年代以後には縮小傾向がみられる (標準偏差については図 19)。地理的なパターンについては、新潟県・富山県・石川県・福井県から静岡県・愛知県の間広がる中部地方で高く、島根県と鳥取県を除く西日本とくに四国地方・九州地方・沖縄県で低くなっている。1950～2015 年の 14 年次で上位・下位 3 位に入ったことがある回数をみると、就業寿命が長い回数が最も多いのは長野県と福井県の 13 回、これに岐阜県の 6 回が続く。平均就業期間割合が高い回数が最も多いのもこの 3 県でそれぞれ 11 回、10 回、6 回となっている。逆に就業寿命が短い回数が最も多いのは、福岡県の 10 回で、2 番目に多いのは沖縄県の 9 回となっている。平均就業期間割合が低い回数が最も多いのもこの 2 県でそれぞれ 11 回と 10 回である。

女性の就業寿命・平均就業期間割合の地域差については、新潟県・富山県・石川県・福井県・長野県などの中部地方と鳥取県・島根県で高くなっていることは 15 歳時平均余命のパターンと合致する。逆に、未婚の期待生存期間が長い東京都・神奈川県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県・福岡県といった大都市とその郊外の自治体で低くなっていると

いうパターンがみられる。九州地方では未婚期間は長く、有配偶期間は短くなっていたが、就業寿命や平均就業期間割合は平均より高い自治体と低い自治体がある。関東以北についても高低が入り乱れている。

女性の就業寿命のレンジは、1960年の福井県（36.3年）と東京都（17.8年）の間の18.5年から、2000年の鳥取県（35.7年）と奈良県（24.7年）の間の11.0年を経て、2015年の島根県（39.6年）と奈良県（31.3年）の間の8.4年へと概ね一貫して狭くなっている。図15からも明らかなように、就業寿命が最も長い自治体の値は大きく変わっていないのに対し、最小の自治体の上昇が著しい。標準偏差等の分布の特性値についてみると、四分位範囲は1950～1970年にやや拡大したが1970～1975年以後概ね一貫して低下している。標準偏差と5～95%範囲の変化パターンはほぼ同一で1950～1960年は変化しなかったが、以後概ね線型の低下をしている。1950～2015年の14年次で上位・下位3位に入ったことがある回数をみると、就業寿命が長い回数が多いのは、福井県（14回）、鳥取県（10回）、長野県と島根県（7回）となっている。1950年代は鹿児島県の就業寿命が最も長かったが、1960年代以後はこれら4県のいずれかで最も長くなっている。逆に、短い回数が多いのは大阪府（12回）で、神奈川県（10回）と奈良県（9回）が続く。1960年までは東京都で就業寿命は最も短く、1965～1970年は神奈川県で最短だったが、1975年以後は奈良県で就業寿命は最も短くなっている。1950～2015年を通じて、これらを中心とする大都市に位置する自治体で就業寿命は短いため、都道府県平均よりも全国値は低い。また、就業寿命が短い地域で2000年以後の上昇が著しいため、全国値は都道府県平均に急速に近づいている。

女性の平均就業期間割合のレンジは、1960年の福井県（62.3%）と東京都（30.1%）の間の32.2%ポイントから、2015年の島根県（54.5%）と奈良県（43.1%）の間の11.3%ポイントへ一貫して狭くなっている。平均就業期間割合については、1950年以来最小値が上昇するだけでなく、最大値が低下する形でレンジは一貫して縮小している。1975年以後についてみると、平均就業期間割合においても最も高い地域の水準は2000年頃までほとんど変化しておらず、最も低い地域の水準が切り上がる形で地域差は縮小しており、2000年代以後は概ねすべての都道府県で上昇がみられる。標準偏差等の分布の特性値については、四分位範囲は1950～1970年は同程度の水準だったが、1970～1975年以後は急速に低下しており、就業寿命より低下幅は急速である。5～95%範囲や標準偏差、レンジの変化は非常に似ており、1965～1970年にやや拡大したのを除くと1950～2015年を通じて概ね一貫して線型の縮小をしている（標準偏差については図19）。地理的なパターンは就業寿命と類似しており、1950～2015年の14年次で上位・下位3位に入ったことがある回数をみると、高い回数が多いのは、福井県（14回）、鳥取県（11回）、長野県（9回）となっている。逆に、低い回数が最も多いのは神奈川県（10回）で、奈良県（9回）と大阪府・沖縄県（8回）が続く。

男女の変動係数を比較すると、1950～2015年の平均が大きな順に、女性の就業寿命（0.1148）、女性の平均就業期間割合（0.1145）、男性の就業寿命（0.0319）、男性の平均就業期間割合（0.0319）の順になっている。変動係数の時系列変化については、男性では1985

年が最も大きいことは就業寿命と平均就業期間割合に共通し、1950年から1985年に拡大し、1990年以後は縮小するというパターンがとくに平均就業期間割合では顕著である。これに対し、女性では就業寿命と平均就業期間割合の変動係数の大きさは1950～2015年を通じほとんど同水準であり、1950年が最も大きく2015年まで概ね一貫して縮小している。15歳時平均余命の変動係数と比較すると、男女とも就業寿命と平均就業期間割合には大きな地域差がある。また、相対的に地域差が大きい女性において、地域差縮小の傾向が著しい。

最後に、就業寿命と平均就業期間割合の地理的なパターンの男女差について言及しておきたい。男性のものが四国・九州地方で低い傾向がみられるのに対し、女性ではこれらの地域で明瞭に低くなっているわけではない等、地理的なパターンには男女差もあるものの、都道府県間相関係数をみると、1950～2015年を通じて正の相関がある。男性の就業寿命と女性のものとの都道府県間相関係数は、1960～1975年に低くなる期間を除くと、0.4748～0.7080であり、0.1%水準で統計的に有意に正である。男女の平均就業期間割合についての都道府県間相関係数についても1965～1970年を除けば0.1%水準で統計的に有意に正であり、1950年代は0.8020～0.8213、1980年以後は0.5149～0.7237である。平均就業期間割合、すなわち生涯で働く期間の割合は男女で水準と時系列変化のパターンが異なり、男性よりも女性の方が大きな地域差があるものの女性の地域差は急速に縮小している（男性の地域差に一貫とした縮小傾向はみられない）という明瞭な違いがある。また、農業社会から雇用就業の一般化といった社会経済環境の変化を経るなかで質的な変化をしているはずである。それにもかかわらず、平均就業期間割合の地理的なパターンには男女間で一定の類似性がみられるということになる。

なお、女性の就業寿命・平均就業期間割合は未婚期待生存期間とマイナスの相関、有配偶期待生存期間とプラスの相関がある。都道府県別にみても女性の年齢別就業率は未婚のものが有配偶のものより高いという配偶関係格差があるにも関わらず、この相関関係は未婚の期待生存期間が長い地域で平均就業期間割合は低い傾向があることを意味する。これは未婚率のみをみれば大都市において高く（1節）、かつ大都市地域においては有配偶の平均就業率が低く、平均就業期間割合は低くなっている（3節）という地理的な関係を反映したものと考えられる。就業の地域差に対する有配偶就業率の地域差の寄与が（配偶関係構造の地域差よりも）強いことが示唆される。

3. 配偶関係と年齢区分別平均就業率の都道府県格差：1950～2015年

2節では女性の平均就業期間割合には男性よりも大きな地域差があるが、その地域差には縮小傾向があることを示した。ここでは年齢区分別平均就業期間割合（配偶関係総数）と配偶関係別就業率の検討を通じて、就業の地域差の年齢及び配偶関係構造とその時系列変化についてみる。

配偶関係総数の平均就業率を年齢区分別にみると（平均就業期間割合に合致）、男性では

65歳以上に大きな地域差があり、その他（とくに50歳代前半以下）の年齢における地域差は相対的には小さい（図6）。女性の年齢区分別平均就業期間割合のレンジ・標準偏差・四分位範囲・5～95%範囲をみると、どの地域分布に関する特性値についても1950～2015年の平均は、25～39歳における地域差がもっとも大きいことを示すが、40～64歳においても25～39歳に比する地域差がある。25～39歳と40～64歳の地域差の時系列変化のパターンについても、5～95%範囲についてはほぼ同水準となっており、概ね一貫して格差は縮小している。ただし、標準偏差や四分位範囲、レンジでみると、25～39歳のものは1970年までは地域格差の縮小はゆるやかであり（四分位範囲は1950～1970年にやや拡大）、1975年以後に急速な縮小がみられる（図8）。これに対し、40～64歳については、標準偏差や四分位範囲、レンジでみても、概ね一貫して線型の格差縮小がみられる。細かな差はあるものの女性の25～39歳と40～64歳の平均就業期間割合の地域差のパターンは似ており、1990年代以前には平均就業期間割合が最も高い水準（約70%）の都道府県の値は大きく変化しておらず最も低い水準の都道府県の上昇が著しいことで地域格差は縮小してきたが、2000年以後は約70%の天井を突き抜けるような形で、概ねすべての都道府県の平均就業期間割合は上昇している。年齢総数でみられたこのような時系列変化のパターンは、25～64歳女性の幅広い年齢において多くの都道府県でみられる全国的な趨勢である。2000年代以降の（有配偶）就業率の上昇は、とくに（相対的に女性就業率の低い）大都市及びその周辺で大きい。これらの結果、女性就業の地域差・配偶関係間格差はその幅を急速に縮小しているものの、地理的なパターンの大きな変化は認められず、2015年においても女性就業には過去と同様の地理的なパターン（日本海側で高く、大都市及びその周辺で低い）がみられる。これらの年齢と比べると、女性の65歳以上の地域差は相対的に小さい。男性では加齢にしたがって地域差は拡大する傾向がみられ、標準偏差等の指標でみると65歳以上の地域差は男性の方が女性よりやや大きくなっている（図8）。ただし、全般的に男性の平均就業期間割合の方が女性より大きいため、変動係数でみると65歳以上も男性より女性の方が大きくなる。男性の平均就業期間割合と女性のものとの地域相関係数を年齢区別にみると、25～39歳は-0.0192～0.5717、40～64歳は0.2164～0.6901、65歳以上は0.7144～0.9053で、65歳以上が最も大きい。また、65歳以上では相関係数が最小の1965年から最大の2005年まで一貫して大きくなっている。65歳以上の就業の地域パターンには、男女間に一定の類似性がある。なお、15～19歳については図19では煩雑になるため割愛したが、男女差はほとんどなく、1960年代以前には20～24歳と同程度の地域格差が存在したものの1970年代に急速に格差は縮小し1980年代以降はどの年齢区分よりも低い水準になっている。

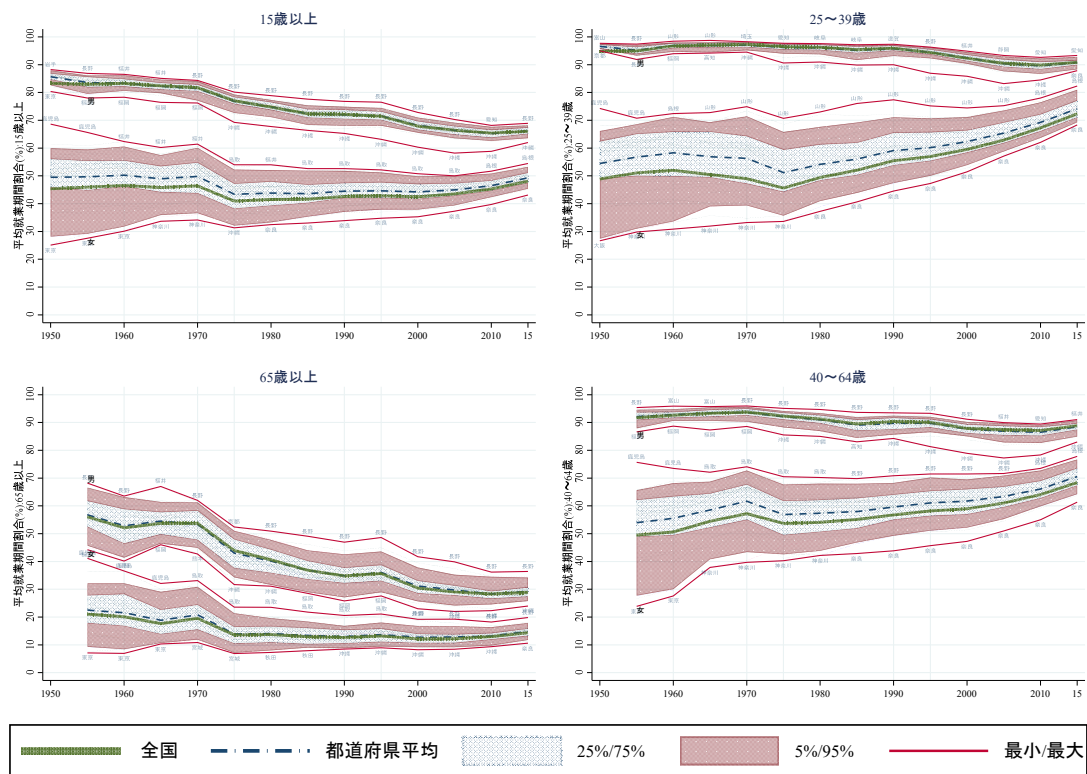


図 6. 男女・年齢区分別にみた平均就業期間割合（配偶関係総数）：全国及び都道府県特性値、1950～2015年

年齢区分別平均就業期間割合と年齢総数の平均就業期間割合の単純相関係数をみると、男女ともすべての年齢区分において0.1%水準で統計的に有意な正の相関がある。年齢間で比較すると、1950～2015年の平均としては男女とも40～64歳が最も相関が強く、男性で0.7893～0.9333、女性では0.9613～0.9900となっている。25～39歳の相関係数についても、男性で0.4517～0.9177、女性で0.8680～0.9785と高い。年齢総数との相関係数の水準は40～64歳女性、25～39歳女性、40～64歳男性、25～39歳男性の順に高く、地域差の大きな女性の方が高い。ただし、時系列変化のパターンは異なり、男性では25～39歳の相関係数に上昇傾向があり、40～64歳のものは低下している。そのため、年齢総数との相関係数は1995年以前では40～64歳の方が大きかったが、2000年以後は25～39歳の方が大きくなっている。25～39歳男性においては、水準は低いものの、1950～2005年に地域差に拡大傾向がみられる（図8）。1990年代以降の晩婚・未婚化と雇用環境が悪化するなかで就業の全般的な地域差への若年就業の寄与は重要になっている可能性がある。一方、女性では1955～2015年を通じ、40～64歳の方が25～39歳より一貫して大きく、40～64歳の相関係数がほとんど変化していないのに対して、25～39歳のものは1960年以前（0.9566～0.9785）から1965～1970年（0.9036～0.9057）に低下し、1975年以後（0.8680～0.8884）

はやや小さくなっている。これらの年齢と比べれば、65 歳以上の相関は男女とも相対的に弱い。65 歳以上の平均就業期間割合の年齢総数との地域相関係数は、男性 0.4933~0.8497、女性 0.6324~0.8447 で、1970 年以前は女性の相関係数の方が大きく、1975~2000 年は男性の方が大きい。2005~2015 年は同程度の水準になっている。いずれにせよ、年齢区分別平均就業期間割合は、いくつかの例外的な年次を除けば、年齢総数のものと高い正の相関があるため、地理的なパターンは年齢総数と似たパターンを示す（詳細は割愛）。

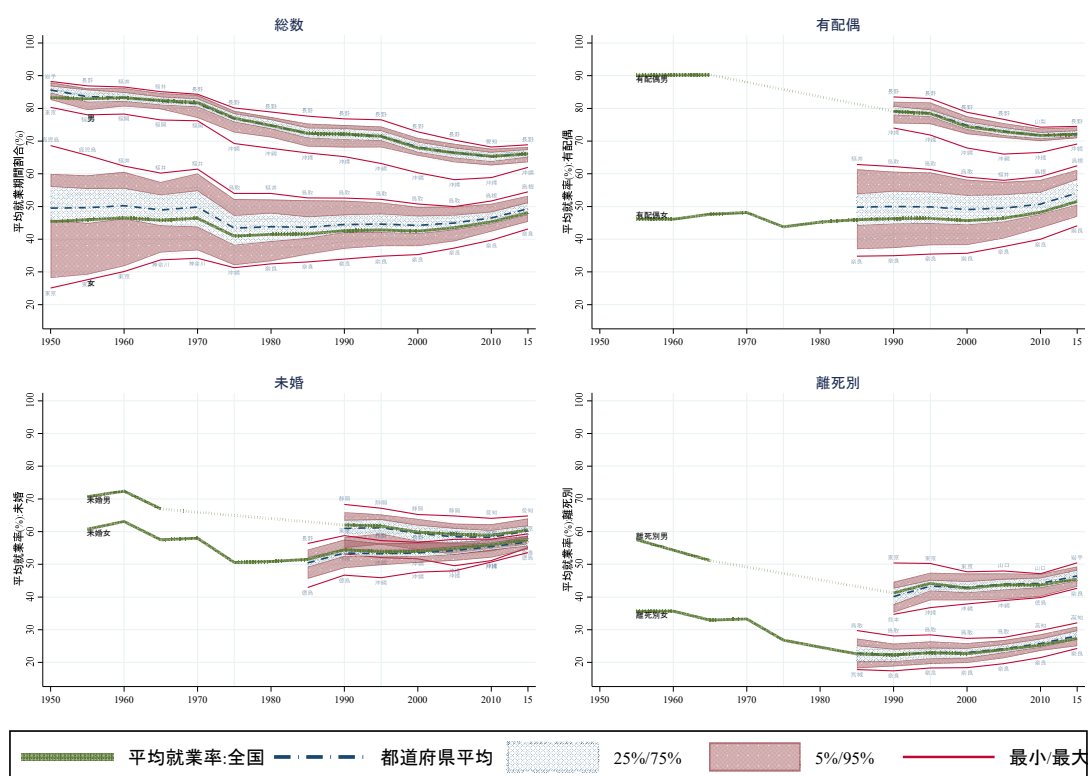
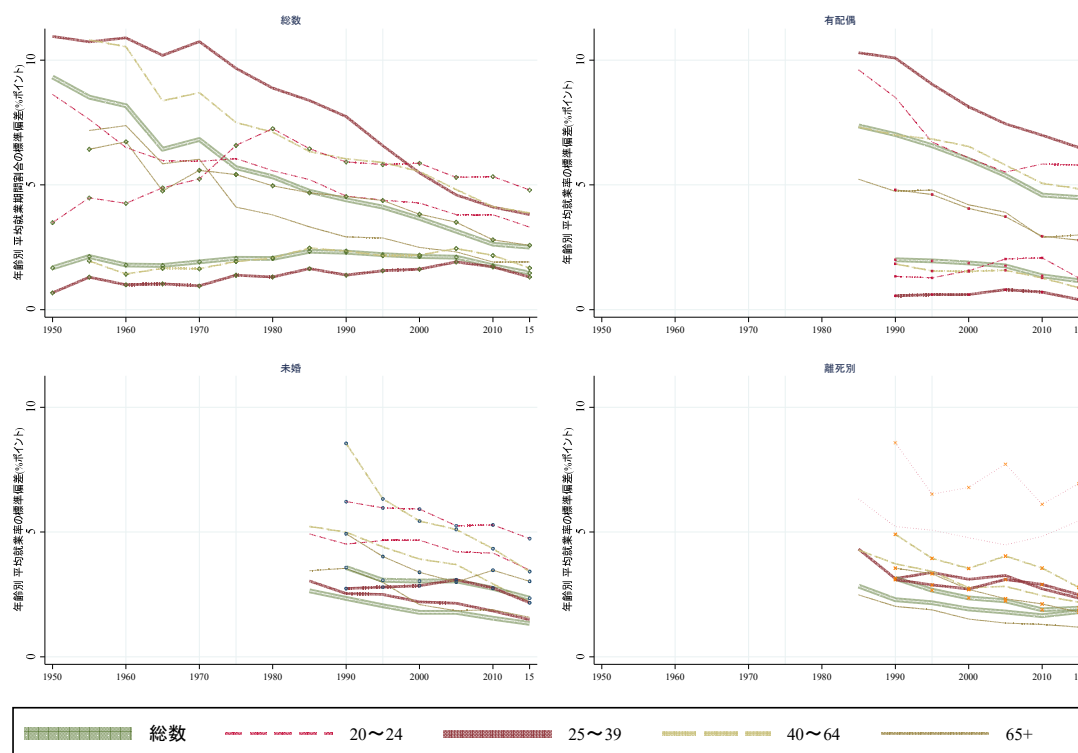


図 7. 男女・配偶関係別にみた平均就業率（年齢総数）：全国及び都道府県特性値、1950~2015 年

配偶関係別の平均就業率の地域差は、データがえられる男性の 1990 年以後、女性の 1985 年以後の期間では、有配偶女性が最も大きい（図 7）。その他は、標準偏差、四分位範囲、5~95%範囲、レンジの地域分布に関するどの指標でも、女性の未婚と離死別は同程度の水準で、男性は未婚が離死別よりやや大きく、有配偶男性が最も小さくなっている。たとえば、標準偏差と 5~95%範囲について 1990~2015 年平均をみると、有配偶女性は 5.68 と 18.63、未婚女性は 1.81 と 6.11、離死別女性は 1.94 と 6.07、離死別男性は 2.38 と 7.84、未婚男性は 2.97 と 9.15、有配偶男性は 1.68 と 5.06 である。時系列変化のパターンについては、男女ともすべての配偶関係で 1990~2015 年を通じ概ね一貫とした低下傾向がみられ

る。また、有配偶女性以外の類型については水準が低いため変化も少ないが、低下幅も有配偶女性の低下幅が最も大きい。男性では平均就業率が最も高い有配偶の地域格差が小さいが未婚や離死別との差はわずかである。これに対し、女性では有配偶の地域差が大きい、地域差の縮小傾向も顕著である。

配偶関係別平均就業率の標準偏差を年齢別にみても、65歳以上で有配偶男女のものが同水準になっていることを除くと、すべての年齢で有配偶女性の地域差は大きい、地域差の縮小傾向も顕著である（図8）。年齢別に男女で比較すると、未婚と離死別については概ねすべての年齢で女性の標準偏差は男性と同じかやや小さく、男女ともゆるやかに低下している。これに対し、65歳未満の有配偶では男性の標準偏差は低水準かつ時系列変化も限定的で、女性の標準偏差の方が男性より顕著に大きく、低下傾向も明瞭である。このため、65歳未満有配偶の年齢別にみた平均就業率の標準偏差の男女差は縮小する傾向があり、なかでも女性の標準偏差が最も大きく男性のものは最も小さい25～39歳において地域差（標準偏差）が男女間で収束する傾向がみられる（有配偶年齢別に標準偏差の男女差（女-男）を1990年と2015年の変化についてみると、20～24歳は7.18と4.53で-2.65ポイント、25～39歳は9.53と6.09で-3.44ポイント、40～64歳は5.16と3.96で-1.20ポイント）。



注：男女・配偶関係・年齢区分別の都道府県間格差に関する標準偏差。マーカーありは男、なしは女。1970～1985年男の配偶関係別集計は利用できない。15～19歳離死別を除く。男女年齢別人口に占める配偶関係割合

図8. 男女・配偶関係別にみた年齢区分別平均就業率の都道府県間標準偏差：1950～2015年

配偶関係総数の平均就業期間割合と配偶関係別平均就業率の地域相関係数について男女別にみると、未婚女性を除き 0.1%水準で統計的に有意な正の相関がある。未婚女性においても正の相関があり、2010～2015 年を除くと 5%水準で統計的に有意である。相関係数は有配偶女性が最も大きく 0.9762～0.9823 で、有配偶男性の 0.8531～0.9559 が次に大きい。有配偶男性の相関係数が概ね一貫して低下しているのに対し、未婚男性の相関係数は 0.8375～0.9175 で 3 番目に大きく、概ね一貫して上昇しており 2010～2015 年は有配偶男性のものより大きくなっている。離死別男性は 0.62576～0.7346 で、離死別女性の 0.5233～0.5888 より大きく、未婚女性の 0.1389～0.4336 が最も小さい。

有配偶女性の地域相関係数が大きい理由として、地域差が大きいことに加え、地理的なパターンが安定していることを挙げることができる。有配偶女性の平均就業率の地理的なパターンをみると、鳥取県と島根県、中部地方と宮城県を除く東北地方で高く、北海道、宮城県、南関東地方や近畿地方及び福岡県といった政令指定都市を擁する都道府県と沖縄県で低い。同様の地理的なパターンは未婚や離死別においてもみられるが、有配偶のパターンは安定している。たとえば、1985～2015 年の 7 年次の配偶関係別平均就業率の都道府県順位をみると、未婚については徳島県や沖縄県のように一貫して最低もしくは 2 番目に低い地域がある一方で、山梨県のように 1985 年の 34 位から 2015 年に 3 番目に低い地域となったものもある。離死別についても、奈良県のように 1990～2015 年は一貫して低い（1985 年は 3 番目に低い）地域と、鳥取県や高知県のように一貫して最高もしくは 3 番目までに高い地域もあれば、広島県のように 1985 年は 4 番目に高かったが 2015 年は 34 位になった県もある。各都道府県について 1985～2015 年の最高順位と最低順位の差を計算し、47 都道府県で平均すると、未婚は 16.9、離死別は 13.6 の順位の変化があったのに対し、有配偶の順位の変化は 4.6 である。有配偶の平均就業率は、1985～2015 年を通じて奈良県で最も低く、大阪府（1985 年のみ 3 番目に低い）、神奈川県（1985 年のみ 2 番目に低い）、兵庫県（1985～2015 年を通じ 4 番目に低い）が続く。逆に、上位 3 番目までに入った回数は、福井県（7 回）、鳥取県（6 回）、山形県（4 回）と島根県（4 回）に独占される。また、有配偶平均就業率の順位の変動は未婚や離死別と比べて中央値に近い地域においても小さく、地域差は大きくその地理的なパターンは安定している。

以上を踏まえれば、男性については、都道府県別にみてもすべての地域で未婚就業率は有配偶より低いという配偶関係格差があつて、未婚就業の地域差は有配偶より大きい。男性における未婚化と、25～39 歳配偶関係総数の標準偏差の拡大、平均就業期間割合と 25～39 歳及び未婚平均就業率との地域相関の上昇傾向は整合的であり、未婚化が若年未婚者の全般的な就業の地域差のパターンへの寄与を重要にしている可能性がある。一方で、女性については 25～39 歳女性の平均就業期間割合と年齢総数の地域相関係数は 1975 年以後やや低下しており、未婚率の上昇が著しい時期と重なっている。また、配偶関係別平均就業率の地域差は 25～39 歳有配偶女性で最も大きく、女性の平均就業率と平均就業期間割合の地域相関係数は有配偶が未婚と離死別を凌駕しており、地理的なパターンは未婚や離死別と比べて

安定している。女性では未婚化が全般的な就業の地域差のパターンへの25～39歳の寄与を低下させており、有配偶就業率の高まりのなかで地域差の水準は低下傾向にあるものの、25～39歳有配偶女性の全般的な女性就業の地域差に対する寄与は依然として重要である可能性がある。

なお、2節の最後に平均就業期間割合の地理的なパターンは男女で似通っていることを指摘したが、配偶関係別にみても正の相関がある。男性の平均就業率と女性のもの1990～2015年の相関係数は、未婚では0.6175～0.7889、離死別では0.6208～0.7283、有配偶では0.4096～0.6828である。これらは1990年有配偶が1%水準であるのを除けば、0.1%水準で統計的に有意である。

4. 女性就業率のM字型の都道府県格差

女性就業率の年齢スケジュールのM字型はおもに未婚・有配偶の年齢スケジュールの形状の違い（配偶関係格差の年齢パターン）と未婚率の年齢パターン（初婚タイミング）で決定されると考えられる。紙幅の関係で詳細は示せないが、都道府県別にみても未婚女性の就業率の年齢スケジュールは、データの利用可能な1985年以後すべての地域で25～29歳が最も高く30～34歳以上では加齢にしたがって低下するという全国と同様のパターンを示す。有配偶女性のものも40歳代以下は低年齢ほど低いというパターンはすべての地域で全国と共通する。このため、都道府県別にみても配偶関係格差（有配偶－未婚）は20歳代でマイナス幅が最も大きくなり加齢にしたがってマイナス幅は縮小するというパターンも同じで、全国的な配偶関係格差縮小の趨勢も共通する。また、すべての年齢で地域格差には概ね縮小傾向がみられる（とくに30～50歳代で顕著）。ただし、配偶関係別年齢別就業率の地域差により、配偶関係格差の水準は地域によって異なる。そして、就業率の時系列変化は配偶関係と年齢で異なるため、配偶関係格差の年齢パターンの時系列変化の仕方も地域によって異なる。そのため、地域別にみた配偶関係格差の水準・年齢パターンは多様であり、地域差の時系列変化も年齢によって異なる。たとえば、40～44歳の配偶関係格差は1985～2015年の全国では-14.0～-9.6%ポイントの水準を推移しマイナス幅が拡大したわけではないが、配偶関係格差が正の自治体数は1985年の28自治体から2015年の6自治体に減少した。また、50～54歳では全国では1985年の-11.5%ポイントから2005年の-1.3%ポイントへ一貫して縮小しており（2015年は3.0%ポイント）、配偶関係格差が正の自治体数は1985年の26自治体から2005年の36自治体へ増加した（2015年は31自治体）。配偶関係総数の就業率の年齢スケジュールはこのような配偶関係格差のほか、初婚タイミングの影響も受ける。すなわち、50歳代までは多くの地域で未婚就業率の方が有配偶よりも高いので、晩婚は配偶関係総数の就業率を上昇させ（M字型の谷を浅くする）、年齢別就業率の配偶関係格差と配偶関係構造の兼ね合いで年齢パターンは決まる。配偶関係別期待生存期間と比べ平均就業率には大きな地域差があり、とくに若年有配偶女性の地域差が大きいと同

時に格差縮小の傾向も最も顕著であった。地域別にみた女性就業の M 字型の形状は、有配偶就業率の地域パターンと時系列変化に大きく左右されることが示唆されるが、実際にどのように変化してきたか確認する。

女性就業の年齢スケジュールにおける M 字型の谷の深さを比較するため、ここでは「M 字比」と呼ぶ指標を用いる。まず 20～34 歳で最大の就業率と 35～54 歳で最大の就業率を線型補完した年齢スケジュールによる 20～54 歳平均就業期間割合を 1950～2015 年について都道府県別に計算した。この M 字型の谷がなかった場合の平均就業期間割合に対する実際の 20～54 歳平均就業期間割合の比が「M 字比」である。「M 字比」が 100%を超えることはなく、30 歳代の M 字の谷が深いほど「M 字比」は小さくなる。全国の「M 字比」は 1950 年の 93.0%から 1975 年の 87.0%に一貫して低下し、1980 年以後は 2015 年の 97.1%まで一貫して上昇している（図 9）。

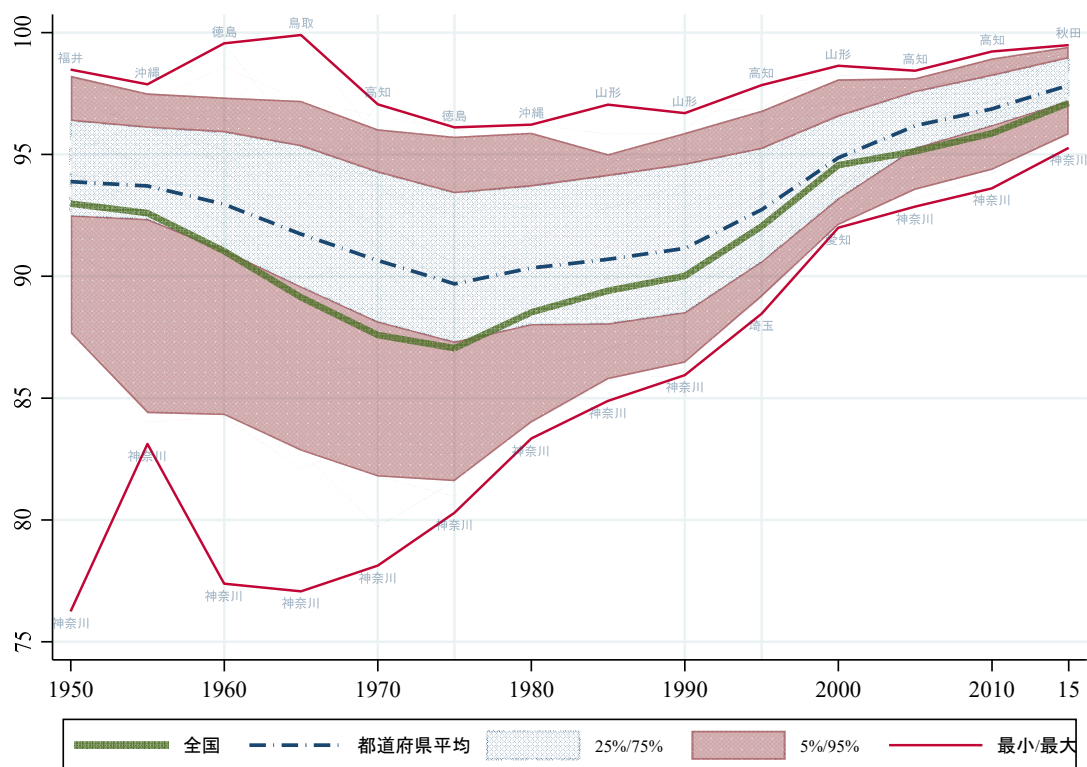


図 9. 20～54 歳女性の M 字の谷がなかった場合の年齢スケジュールに占める 実際の就業期間割合(※注) (%)：全国及び都道府県特性値、1950～2015 年

注：20～54 歳就業期間が、M 字の谷がなかった場合の年齢スケジュールに占める割合とは、各年次の都道府県別年齢スケジュールにおいて 20～34 歳で最大の就業率と 35～54 歳で最大の就業率を線型補完した 20～54 歳平均就業期間割合に対する実際に観察された 20～54 歳平均就業期間割合の比を指す。

地域分布の推移をみると、都道府県平均は（四分位範囲や5～95%範囲についても）1975年まで低下した後、上昇しており、全国と同様の推移をした地域が多いことが見て取れる。また、「M字比」が最も大きな地域における値の変化は相対的に少なく、下位の（M字型の谷が深い）地域における相対的な上昇が大きいこともわかる。このため、1975～1980年以後は、「M字比」の地域差は急速に縮小する傾向がみられる。「M字比」のレンジの推移をみると、1960年の徳島県（99.6%）と神奈川県（77.4%）の間に22.2%ポイントの差があったが、1975年には徳島県（96.1%）と神奈川県（80.3%）の間の15.8%ポイントに縮小している。その後もレンジは一貫して縮小しており、2015年は秋田県（99.5%）と神奈川県（95.3%）の間の4.2%ポイントになっている。1950～2015年の「M字比」が最大の自治体の値は96.1%（1975年）から99.9%（1965年鳥取県）の範囲で3.8%ポイントしか変化していないが、最小の自治体の値は76.3%（1950年神奈川県）から95.3%（2015年）へと19.0%ポイント上昇している。標準偏差と5～95%範囲の推移は非常に似ており、1950～1960年は同程度の水準だったが、1960～1965年以後は（1965～1970年に増加したのを除くと）概ね線型の低下をしている。四分位範囲の場合には、1950～1970年にやや増加した後、1980年代の急速な縮小と1990～1995年の拡張を除けば、概ね線型の低下である。

「M字比」の地理的なパターンについては、まず都道府県平均が全国値を上回ることから大都市地域で「M字比」は小さくなっていることがわかる。1950～2015年の14年次で上位・下位3位に入ったことがある回数を見ると、「M字比」が大きい回数が最も多い（M字の谷が浅い）のは山形県（10回）で、これに高知県と沖縄県（7回）が続く。逆に「M字比」が小さい回数が最も多いのは、神奈川県（13回）で、埼玉県（8回）、大阪府（6回）奈良県（4回）の順である。「M字比」は、①M字の谷がなかった場合の平均就業期間割合の大きさと、②これと実績の差（谷の深さ）という2つの要素を複合した指標になっているが、③「M字比」が全国より小さい（M字の谷が深い）か否かという3つの条件を組み合わせると各都道府県の女性就業率の年齢スケジュールを6つの類型に分類し、全国のM字型を準拠として地域別のM字型を比較してみた。各都道府県の1950～2015年の14年次の類型のうち最もあてはまる回数が多い類型をみると、該当自治体数が最も多いのは全国よりも「M字比」が大きく、M字の谷がなかった場合の就業率が高く、実績との差が小さいケースの29自治体だった。次に多いのは、全国より「M字比」が小さく、M字の谷がなかった場合の就業率が低く、実績との差が大きいケースで大都市圏の8自治体（北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、大阪府、兵庫県、奈良県）が該当した。このケースはM字の谷が深いだけでなく、就業率の水準が低いことになる。残る10自治体のうち5自治体は、全国より「M字比」が大きく、M字の谷がなかった場合の就業率は低いが実績との差は小さいケース（茨城県、群馬県、静岡県、愛知県、滋賀県）であり、5自治体は全国より「M字比」が小さく（M字の谷は深く）、M字の谷がなかった場合の就業率は高いが実績との差は大きいケース（京都府、和歌山県、福岡県、長崎県、沖縄県）だった。

このように1950～2015年の14年次で最も該当する回数が多い類型に分類すると、M字

の谷が全国より深い回数が多い自治体は13であった。このうち8自治体では就業率の全般的な水準が全国より低いことから推測されるように、これらの自治体では就業率が低く、とくに有配偶就業率が低い。実際、「M字比」と20～54歳平均就業期間割合との地域相関係数をみると、1950～2015年を通じて0.1%水準で正の相関があり、0.6435～0.8903であった。とくに「M字比」に大きな地域差があった1955～1970年の相関係数は0.8552～0.8903と大きく、その後2000年の0.6435まで低下したが（1985～1995年は0.6713～0.7462）、2005～2015年は0.7718～0.7947というように変化している。平均就業期間割合の地域差は有配偶就業率と強い関係があることを考えると、「M字比」の小さい（M字の谷が深い）地域では有配偶就業率が低い可能性がある。配偶関係別データのえられる1985年以後についてみると、20～54歳の未婚平均就業率と「M字比」の地域相関係数は-0.0101～0.1301で、統計的に有意な相関関係はみられなかったのに対して、有配偶平均就業率との地域相関係数は0.6855～0.8470であり（2000年が最も低く、1985～1995年は0.7071～0.7715、2005～2015年は0.8279～0.8470）、1985～2015年を通じて0.1%水準で統計的に有意であった。1980年以前についてはデータが得られないが、大都市における有配偶女性の就業率は低く、M字型の谷も深かった可能性がある。なお、「M字比」と20～54歳期待生存期間に対する未婚期間の比との単純相関については、未婚率の高い（晩婚）地域で「M字比」は小さいという負の関係がある。ただし、相関係数は1950～1970年は-0.3817～-0.6335であり1%水準で統計的に有意だったが、1975～2000年は-0.2732～-0.0890で統計的に有意ではなく、2005～2015年は1%水準で統計的に有意な-0.4396～-0.2997というように推移している。「M字比」と未婚率との関係は総じて弱く、女性就業のM字型の地域差には（有配偶）就業率の低さが相対的に重要といえよう。

なお、「M字比」は女性就業の年齢スケジュールにおけるM字型の谷の浅さを測るが、結婚・出産によって失われた女性労働の少なさを示すわけではないことに注意が必要である。配偶関係総数の年齢スケジュールでみたM字型の左峰（たとえば20～24歳就業率の水準）は当該年齢までに結婚・出産し、既に離職した女性を含むため、「M字比」は結婚・出産による女性労働の遺失分についての推計値としては恐らく過小であろう。また、実際に観察された年齢スケジュールによる平均就業期間割合とM字の谷の部分を線型補完した年齢スケジュールによる平均就業期間割合には非常に高い相関がある（1950～2015年の相関係数は0.9538～0.9933）。これはM字型によって失われる就業期間の長さ以外にも、就業の地域差にとって重要な要因（たとえば有配偶女性の就業率の地域差の要因）があることを示唆する。

5. 男女別にみた平均就業期間割合の都道府県格差

要因分解の手法は菅（2020）と同様であるため割愛するが、人口集団全体における「率」の変化を人口集団の属性構成の変化の寄与と属性別にみた発生確率の変化の寄与に分解す

る標準的な人口学的手法 (Kitagawa 1955 *JASA*, Das Gupta 1991 *Math Pop Studi*) を用いている。平均就業期間割合は、定常人口の配偶関係×年齢分布 (構成) をウェイトとする配偶関係別年齢別就業率の加重平均であるため、要因分解の結果、各都道府県の平均就業期間割合の全国値からの差は、「分布効果」と「率効果」に分解される。

福井県や山形県、島根県といった有配偶女性の平均就業期間割合の高い地域、逆に奈良県や神奈川県といった低い地域における要因には関心があると思われるものの、紙幅の関係で、ここでは平均就業期間割合の地域差への「率効果」と「分布効果」の平均的な寄与度を線形回帰モデルで用いて集計した結果を示す。具体的には、まず都道府県別平均就業期間割合の全国値からの乖離 (地域差) を「率効果」と「分布効果」に分解する。その上で、1990年、2000年、2015年についての配偶関係別年齢総数のそれぞれの効果を配偶関係総数・年齢総数の平均就業期間割合の地域差に回帰し、係数を求めた。このようにして平均的な寄与を求める考え方 (模式図) は図 10 の通りである。なお、推定モデルには 1990 年を準拠カテゴリーとする 2 つの年次ダミーとの交差項を含めた。図 11 に示す結果は、3 つの年次の平均的な係数である。

地域*i*の平均就業期間割合

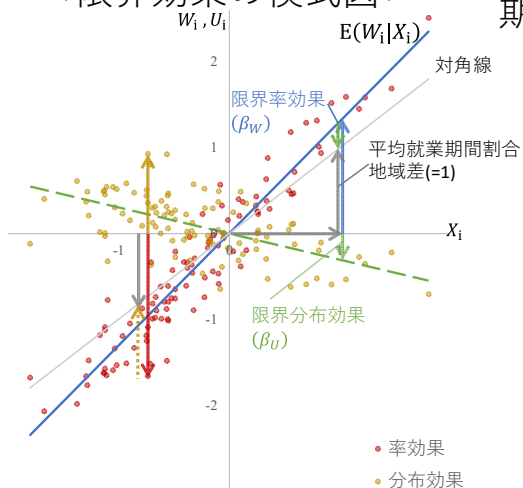
の全国値からの差 $X_i = \text{率効果 } W_i + \text{分布効果 } U_i$

ある X_i に対する W_i の期待値を線形投影

$$E(W_i|X_i) = X_i\beta_W + E(\varepsilon_i|X_i)$$

期待率効果 $i = X_i \times \text{限界率効果} + \text{線形回帰からの乖離}$

< 限界効果の模式図 >

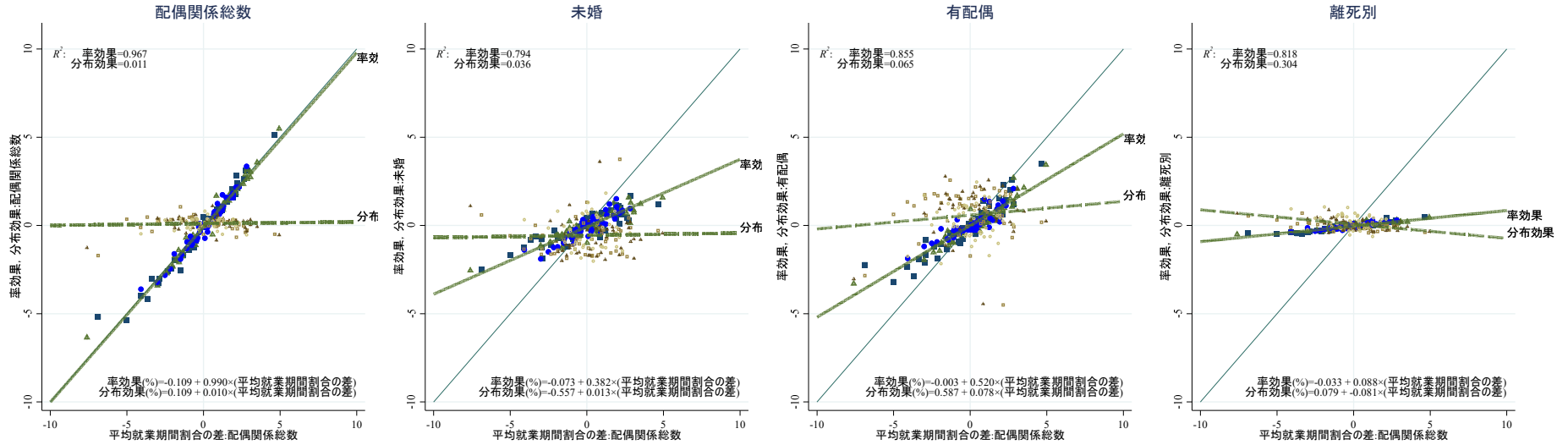


□ 限界率効果 β_W は X_i の1%ポイントあたりの平均的な率効果の大きさ. $\beta_W = \frac{E(W_i - \varepsilon_i)}{E(X_i)}$

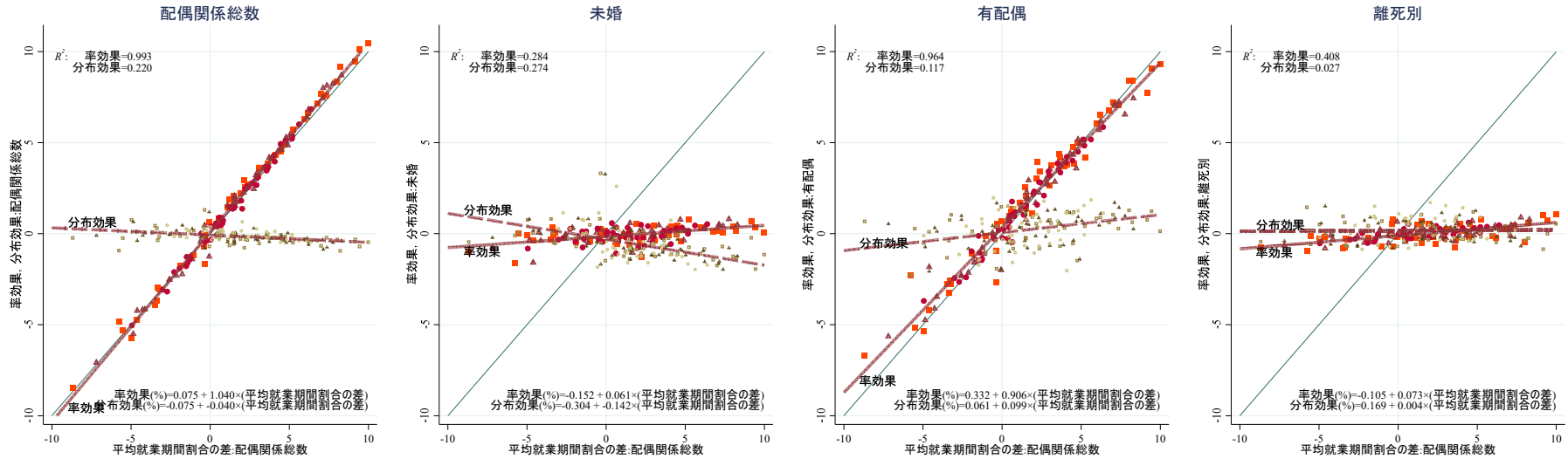
□ 分布効果も同様. $X_i = W_i + U_i$ より $\beta_W + \beta_U = 1$.

図 10. 地域差への「効果」の平均的な寄与の考え方 (模式図)

男



女



率効果:1990 ■ 2000 ▲ 2015 ● 分布効果:1990 □ 2000 ▲ 2015 ○

注：配偶関係別率・分布効果とは、平均就業期間割合の地域差（都道府県－全国）を配偶関係別年齢別就業率の差の寄与と配偶関係×年齢分布の差の寄与に要因分解したものを配偶関係別に年齢総数に合計したもの。それぞれの効果を平均就業期間割合の地域差 Y_i に回帰した係数は、1%ポイントあたり Y_i のそれぞれの効果の平均的な大きさに相当。推定では1990年、2000年、2005年をプールし年次カテゴリー変数との交差項を統御している。

回帰係数は平均就業期間割合の地域差 1%ポイントあたりの平均的な「率効果」と「分布効果」の大きさに相当する。配偶関係別の効果についての回帰係数は、当該配偶関係の効果の平均的な寄与度を示す（配偶関係別の係数の合計は概ね 1 になる）。また、決定係数は、各平均就業期間の地域差の水準に対応するそれぞれの効果の線型近似値の分散が、実際の効果の分散に占める割合で、このような平均値の線型近似からの乖離（各平均就業期間の地域差の水準と独立な偶発的変動、あるいは誤差項）がどの程度小さいかを示す。

分析結果から、少なくとも 3 点を指摘することができる（図 11）。第一に、配偶関係総数（年齢総数）での平均就業期間割合の地域差に対する「率効果」の平均的な寄与は男性で 99.0%、女性で 104%であり、「分布効果」は残りの男性 1%、女性-4%に過ぎない。「率効果」についての決定係数も男性 0.967、女性 0.993 で、平均寄与率に対するごく単純な線形近似からの乖離は非常に少なく、平均就業期間割合の地域差に対する「率効果」の寄与が大半の地域で非常に高いという見方と整合的である。

第二に、配偶関係別にみた「率効果」の寄与度は男女によって異なる。男性では未婚が 38.2%、有配偶が 52.0%であり、未婚「率効果」も地域差に一定の寄与をしている。また、男性における決定係数は「率効果」が 0.794~0.855 であるの対し、「分布効果」は 0.034~0.304 であり、すべての配偶関係で「率効果」に対し「分布効果」のものが小さい。これは、「分布効果」には一定の地域差があるにも関わらず平均的な寄与度が低いためである。一方、女性では有配偶「率効果」の寄与が 90.6%と、他の類型を凌駕しており、女性の平均就業期間割合の地域差は平均的には有配偶「率効果」の大きさと強い関連がある。また、決定係数は有配偶「率効果」の 96.4%に対して、その他の類型では 0.027~0.408 と低く、女性では有配偶「率効果」の寄与が非常に高いという見方と整合的である。決定係数が高いことは、ごく少数の例外（外れ値）を除けば、平均就業期間割合の水準に関わらず、女性では有配偶「率効果」がほとんどの地域で重要な要因であることを示唆する。

第三に、「率効果」と「分布効果」の平均的な寄与度の時系列変化について、平均就業期間割合の地域差と年次ダミーとの交差項の推定結果によると、2015 年男性の未婚「率効果」は 1990 年と比べ 1%水準で統計的に有意に大きく（1990 年 33.0%に対し 2015 年 46.2%）、2015 年女性の未婚「分布効果」は 1990 年と比べ 1%水準で統計的に有意に小さくなっていった（1990 年-9.3%に対し 2015 年-20.0%）。その他の配偶関係・効果については統計的に有意な時系列変化は観察されなかった。これらは平均就業期間割合の地域差に対する未婚の寄与が 1990~2015 年に変化している可能性を示唆するものの、上で指摘した 2 つの結果と矛盾するものではない。平均就業期間割合の地域差は、ほとんどが「率効果」の寄与により、とくに女性では有配偶「率効果」の寄与が他を凌駕する重要な要因であることは、少なくとも 1990~2015 年の期間では安定しているといえよう。

6. 結語

戦後わが国の男女とくに有配偶女性の就業行動は産業構造の変化（サービス産業化）と雇用就業の増大、都市への人口集中といったマクロ社会経済環境の変化と高学歴化をはじめとするミクロ属性の変化のなかで大きく変貌した。これは、晩婚・晩産化と少子化、すなわちパートナーシップ形成・家族形成タイミングの遅れと水準の低下並びにそれらの地域格差をともなっていた。一方で、平均就業期間割合が測る男性の就業の低下と女性の1975年以後の上昇は、初婚タイミングや寿命・高齢期の離死別期間の男女差及び1960～2015年の劇的な変化にも関わらず、配偶関係と年齢構造の男女差の寄与は限定的（主要な部分は有配偶の年齢別就業パターンの差に起因）、かつ、相対的寄与度は変化していない（菅 2020）。

本稿の分析結果によれば、地域別の就業率変化の趨勢は全国と共通するが、2000年代以降の有配偶就業率の上昇は、とくに（相対的に女性就業率の低い）大都市及びその周辺で大きい。その結果、女性就業の地域差・配偶関係間格差はその幅を急速に縮小しているものの、地理的なパターンに大きな変化は認められず、2015年においても女性就業には過去と同様の地理的なパターン（日本海側で高く、大都市及びその周辺で低い）がみられる。そして、その地域差はほぼ完全に既婚就業率の差（「率効果」）が反映されたものであり、配偶関係・年齢構造には一定の地域差があるにも関わらず、未婚率の地域パターンは女性就業率の地域差にほとんど影響を及ぼしていないことなどが明らかになった。一方で、これらの結果は平均就業期間割合という指標が就業行動の地域差を的確に縮約し測る指標であることを示唆する。他方で、男女・配偶関係別にみた就業率の地域差がなぜ生じているのかを解明することが次の重要な課題となる。

参考文献

- Hajnal, John (1953) "Age at Marriage and Proportions Marrying," *Population Studies*, Vol. 7, No. 2, pp.111-136.
- Kitagawa, Evelyn M. (1955) "Components of a Difference Between Two Rates," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 50, No. 272, pp.1168-1194
- 岡崎洋一 (2001) 「ライフサイクルからみた少子高齢社会の問題」ライフサイクル指標研究委員会編『西暦2000年のライフサイクル指標研究－I 日本人のライフサイクル変化に関する研究』社団法人エイジング総合研究センター, 1-12 ページ (<https://www.adpda.jp/publication/page7.html>) 2020年02月27日アクセス.
- 菅桂太 (2020) 「就業寿命－戦後わが国における長寿化、晩婚・未婚化と就業パターン」, 津谷典子他編著『人口変動と家族の実証分析』慶應義塾大学出版会, 2020年 (第4章, 111—154).

付表 1. 都道府県別就業寿命の推移：男、1950～2015 年

	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
全国	41.1	44.0	44.8	45.2	45.8	44.7	44.4	43.9	44.4	44.3	42.9	42.5	42.4	43.6
北海道	41.3	43.2	44.1	44.5	45.2	44.6	43.9	42.4	42.9	43.4	42.0	41.2	40.9	42.6
青森県	41.2	43.6	43.3	43.7	44.4	43.1	42.8	41.8	42.3	42.8	41.9	40.3	40.0	42.3
岩手県	43.1	44.8	45.2	44.9	44.9	44.6	44.7	44.0	44.7	45.3	44.0	42.6	41.2	44.2
宮城県	42.0	43.5	43.7	43.8	44.7	44.0	44.0	43.3	44.1	44.4	42.6	41.6	40.5	43.1
秋田県	40.4	43.0	43.0	43.6	44.2	43.9	43.6	42.9	43.5	44.1	42.8	41.8	41.3	43.0
山形県	41.9	44.0	43.7	44.3	44.9	44.2	44.5	44.5	45.3	45.7	44.8	43.8	42.9	44.7
福島県	42.3	43.6	43.9	44.0	44.7	44.1	44.3	43.7	44.4	44.8	43.3	42.5	41.9	44.0
茨城県	42.4	44.2	45.4	45.1	45.3	44.4	44.5	44.1	44.7	44.6	43.1	42.4	42.1	43.3
栃木県	41.7	44.6	44.5	44.9	45.4	44.8	44.9	44.7	45.3	44.9	43.6	43.0	42.7	43.6
群馬県	43.3	44.8	45.5	45.9	46.9	45.8	46.0	45.6	46.0	45.7	44.0	43.2	42.6	43.9
埼玉県	41.9	43.9	45.4	45.7	46.6	45.3	44.8	44.4	45.0	44.6	43.1	42.9	42.7	43.6
千葉県	41.1	43.0	44.3	44.8	45.7	44.6	44.3	43.8	44.5	44.1	42.6	42.4	42.6	43.5
東京都	40.0	42.3	44.3	46.5	47.2	45.9	45.5	45.2	46.0	45.0	43.5	43.5	43.5	44.6
神奈川県	40.9	41.9	44.1	45.9	47.3	45.8	44.7	44.4	44.9	44.2	42.5	42.7	43.0	43.8
新潟県	42.2	44.8	45.4	45.4	46.1	45.3	45.4	44.5	45.2	45.8	43.7	43.4	43.0	44.0
富山県	43.2	45.2	46.0	45.7	46.8	45.7	45.6	45.2	45.7	46.2	44.6	44.0	43.4	44.8
石川県	42.5	45.3	45.9	45.4	46.6	44.8	45.2	44.7	45.1	45.4	43.7	43.4	43.3	44.4
福井県	44.1	46.3	47.1	47.1	47.7	46.6	46.7	46.3	46.6	47.0	45.4	44.8	44.3	45.5
山梨県	43.8	45.5	45.8	45.4	46.0	45.5	45.7	45.7	46.2	46.2	44.8	44.0	43.5	44.3
長野県	43.9	46.5	46.7	46.8	48.0	47.3	47.7	48.0	48.3	48.6	46.9	45.9	45.0	46.2
岐阜県	44.5	46.8	47.5	47.5	48.4	46.7	46.5	46.1	46.3	46.1	44.5	44.0	43.6	45.0
静岡県	43.6	45.0	46.1	46.5	47.5	46.4	46.3	46.0	46.5	46.3	44.9	44.7	43.9	44.7
愛知県	42.7	45.4	46.5	47.4	48.2	46.6	45.9	45.4	45.8	45.4	44.1	44.3	44.4	45.1
三重県	43.2	45.1	45.9	45.7	46.5	45.4	44.9	44.4	44.7	45.1	43.4	43.4	43.6	44.5
滋賀県	42.7	45.1	45.7	45.9	47.3	46.3	45.9	45.7	45.7	45.9	44.1	43.8	43.7	44.5
京都府	40.8	43.2	45.1	46.2	47.3	45.7	45.1	44.4	45.2	44.7	43.1	42.8	42.7	43.5
大阪府	40.1	41.9	44.1	45.3	46.8	44.4	43.4	42.6	43.2	42.8	40.8	40.3	41.0	42.2
兵庫県	41.8	43.4	45.0	45.8	47.1	45.2	44.1	43.4	43.8	43.4	41.9	41.4	41.8	42.7
奈良県	41.9	43.2	44.5	44.8	46.1	44.6	44.1	43.5	43.8	44.1	42.2	41.3	41.0	42.0
和歌山県	42.4	43.9	45.0	44.8	45.6	44.2	43.9	42.7	43.3	43.9	42.1	41.8	41.9	43.3
鳥取県	43.2	44.6	45.0	44.2	45.4	45.1	45.3	44.4	44.9	45.4	44.5	43.2	42.6	43.9
島根県	43.4	46.0	46.4	45.3	46.3	45.9	46.0	45.6	45.7	46.5	45.1	44.0	43.8	45.0
岡山県	43.2	45.7	46.4	46.3	47.5	46.1	45.4	44.8	44.8	45.3	43.2	43.0	41.8	43.7
広島県	43.5	44.8	46.0	46.4	47.3	46.0	44.9	44.4	44.6	44.7	43.1	43.1	43.3	44.1
山口県	42.1	43.5	44.3	44.8	45.7	45.4	44.4	43.5	43.9	44.5	42.8	42.8	42.4	43.5
徳島県	41.7	43.8	44.1	43.1	44.1	43.0	42.6	41.5	42.3	42.7	41.6	40.4	40.4	41.6
香川県	42.3	45.1	45.1	45.3	46.3	45.4	45.2	44.3	44.5	45.0	43.1	42.4	42.5	43.5
愛媛県	43.7	44.9	44.9	44.6	45.1	44.0	43.7	42.8	43.2	43.6	41.9	41.7	41.2	42.9
高知県	43.7	44.6	44.8	43.4	43.5	42.2	42.4	41.1	42.0	42.6	41.5	40.1	40.4	42.1
福岡県	40.5	40.1	41.5	41.3	42.6	41.8	41.1	40.0	40.9	41.6	40.6	40.4	40.7	42.1
佐賀県	41.3	41.7	42.8	43.2	44.3	43.5	43.8	42.9	43.5	44.5	43.0	42.6	42.6	44.2
長崎県	40.8	41.3	43.2	42.9	43.2	42.3	42.0	41.3	41.7	42.6	41.3	40.9	41.1	42.8
熊本県	42.1	43.3	43.3	43.2	43.1	42.4	42.5	41.7	42.1	42.8	42.1	41.9	41.9	43.3
大分県	41.8	43.8	43.9	44.5	44.8	43.9	43.6	42.6	43.0	44.0	42.5	42.2	41.6	43.3
宮崎県	42.3	44.6	45.1	44.0	44.2	43.2	43.1	42.0	42.3	43.3	41.9	42.1	41.8	43.1
鹿児島県	42.7	45.3	45.1	44.1	43.8	43.0	43.4	42.5	42.3	43.2	41.6	41.2	41.4	42.7
沖縄県	41.5	43.6	43.3	43.4	43.3	40.8	41.1	41.1	40.7	39.6	38.1	37.2	38.0	40.6

出典：『国勢調査報告』（総務省統計局）、「日本版死亡データベース」（国立社会保障・人口問題研究所）、「水島生命表」（水島他）を用いて筆者算出。注：配偶関係別男女年齢別就業率については、菅（2020）章末付表を用いた。各都道府県についても同様。ただし、都道府県別に配偶関係別の男女年齢別就業率が利用できるのは1990年以後であり、これ以前は配偶関係総数の男女年齢別就業率を用い、都道府県別には配偶関係構造を統御していない。就業寿命は、各年次の『国勢調査』による都道府県別男女年齢別の配偶関

係と労働力（就業）状態を経験する場合に期待する期間であり、状態間の遷移確率が続いた場合のものではない。菅（2020）第1.2節を参照。

付表2. 都道府県別就業寿命の推移：女、1950～2015年

	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
全国	23.8	26.2	27.0	27.3	28.3	25.8	26.8	27.5	28.7	29.3	29.7	30.8	32.4	34.7
北海道	20.5	22.7	22.9	22.9	24.5	23.0	24.2	24.6	26.4	27.6	28.2	29.3	30.9	33.5
青森県	27.6	30.0	29.8	28.8	30.0	27.0	27.2	27.7	29.5	30.4	31.2	31.7	32.6	35.7
岩手県	29.7	32.4	33.0	31.4	33.3	30.9	30.9	32.0	33.6	33.8	34.0	34.0	34.0	37.1
宮城県	22.7	25.2	26.0	26.2	27.7	24.6	25.4	26.9	28.6	29.0	29.3	29.8	30.7	33.4
秋田県	24.1	28.0	28.9	28.0	30.2	27.4	27.5	29.0	31.0	31.1	32.0	32.7	33.9	36.6
山形県	25.9	28.9	30.2	30.2	32.5	29.6	30.9	32.6	34.2	34.2	34.7	35.1	35.7	38.4
福島県	27.3	29.6	30.8	30.9	33.1	30.1	30.8	31.7	32.7	32.4	32.5	32.7	33.5	35.9
茨城県	31.3	32.7	34.8	31.7	32.0	27.6	28.1	28.4	29.3	29.2	29.8	30.6	31.8	34.3
栃木県	27.3	30.3	31.6	31.0	31.8	28.5	29.6	30.5	31.2	31.1	31.5	31.9	33.2	34.9
群馬県	26.0	29.5	30.6	31.3	33.0	28.5	29.4	29.7	30.7	30.7	31.2	32.1	33.2	35.7
埼玉県	24.6	26.6	27.4	25.9	26.2	22.7	23.8	25.2	26.4	26.9	27.7	29.3	31.3	33.6
千葉県	27.5	29.6	30.2	27.5	26.8	23.0	24.0	25.1	26.5	27.2	27.8	29.3	31.3	33.8
東京都	13.3	15.8	17.8	21.5	22.4	23.6	25.3	26.9	28.5	29.2	29.6	30.5	33.0	35.3
神奈川県	15.0	16.5	17.9	20.3	21.2	20.3	21.7	23.6	25.1	26.0	26.7	28.7	30.8	33.2
新潟県	28.3	31.1	32.6	32.1	34.1	31.1	31.7	31.8	33.1	33.7	33.3	34.1	35.2	37.4
富山県	29.2	31.5	33.1	33.1	34.8	31.3	32.2	32.6	33.6	34.4	34.3	35.2	36.2	38.4
石川県	29.1	32.0	33.8	32.8	34.2	30.4	31.9	32.1	33.3	33.7	33.4	34.3	35.8	37.8
福井県	32.3	34.7	36.3	35.8	37.8	33.7	35.0	34.7	35.3	35.6	35.2	35.7	36.6	39.1
山梨県	27.4	29.5	30.4	30.8	32.6	28.7	29.9	30.6	31.6	31.9	32.6	33.4	34.3	36.6
長野県	29.8	33.8	34.2	34.2	36.9	32.7	33.9	34.6	35.2	35.5	35.4	35.8	36.1	38.3
岐阜県	27.3	29.7	31.4	32.0	34.7	30.1	30.9	31.0	31.6	31.6	31.9	33.0	33.9	36.6
静岡県	24.9	25.9	27.8	28.5	31.1	28.6	30.3	31.2	32.5	32.9	33.1	34.1	34.4	36.4
愛知県	24.4	26.1	27.4	28.5	29.5	27.3	28.3	28.7	29.8	30.2	30.6	31.8	33.2	34.9
三重県	26.7	28.4	29.5	29.1	30.6	26.9	27.8	28.6	29.7	30.5	30.7	32.1	33.7	35.7
滋賀県	28.6	31.0	32.2	32.5	34.2	28.7	28.1	28.0	28.7	29.4	29.6	31.0	32.4	34.6
京都府	20.1	22.3	24.8	26.7	27.6	26.3	27.0	27.2	28.4	28.9	28.9	30.5	32.5	34.6
大阪府	13.4	16.5	18.4	21.5	22.5	21.5	23.0	23.8	25.0	25.7	26.1	27.7	30.2	32.6
兵庫県	19.3	22.1	23.1	24.2	25.4	22.5	23.5	24.3	25.5	25.7	26.7	28.3	30.3	32.6
奈良県	18.3	21.1	21.7	23.8	25.0	20.3	21.0	21.8	22.8	23.8	24.7	26.6	28.5	31.3
和歌山県	22.1	23.6	24.5	25.0	27.1	23.7	25.4	26.0	27.3	28.2	28.7	30.3	31.7	34.5
鳥取県	31.2	33.5	35.0	34.5	37.6	34.5	35.1	35.1	35.7	36.0	35.7	35.6	36.5	38.7
島根県	31.1	33.7	35.7	33.9	36.6	33.3	34.0	34.3	34.8	35.6	35.1	35.7	37.3	39.6
岡山県	28.1	31.2	33.4	33.5	35.0	30.1	30.1	30.1	30.5	31.1	31.1	32.1	32.6	35.4
広島県	27.6	28.8	30.8	30.9	32.1	28.4	28.9	29.0	29.8	30.4	30.7	31.9	33.3	35.0
山口県	25.2	27.3	28.1	29.2	30.7	28.4	28.6	29.0	29.9	31.1	31.2	32.3	33.0	35.0
徳島県	27.3	30.4	31.6	29.7	31.9	28.7	29.5	29.4	30.2	30.6	30.8	31.3	32.9	35.0
香川県	27.2	31.5	32.0	32.1	33.3	29.0	30.2	30.1	30.9	31.7	31.7	32.4	33.8	35.7
愛媛県	25.6	27.9	27.4	28.7	30.6	26.8	28.4	28.7	29.2	29.9	29.9	31.1	32.2	35.0
高知県	30.9	32.2	32.7	31.6	33.0	29.9	31.2	31.1	32.2	33.1	33.2	33.6	35.5	37.7
福岡県	19.2	20.6	21.3	23.4	25.4	23.8	24.6	25.0	26.4	27.6	28.5	29.7	31.4	33.8
佐賀県	25.1	27.2	28.5	29.4	32.1	29.2	30.4	30.5	31.8	32.8	32.9	33.8	34.8	37.4
長崎県	24.0	25.0	25.7	25.8	26.5	24.1	25.6	26.2	28.1	29.5	30.1	31.2	32.6	35.3
熊本県	27.6	27.6	28.5	28.3	29.8	27.6	28.7	29.3	30.7	31.5	32.1	33.3	34.5	36.7
大分県	28.1	30.6	30.9	30.8	31.4	27.3	27.9	27.9	29.0	30.2	30.7	31.9	32.8	35.4
宮崎県	30.7	31.5	32.1	30.8	32.6	29.1	29.9	30.3	31.3	32.5	32.6	33.5	34.6	37.0
鹿児島県	36.1	37.1	36.3	33.7	33.9	28.9	29.2	29.0	29.2	30.3	30.8	31.9	33.4	35.7
沖縄県	30.4	30.8	31.9	27.7	25.3	20.5	22.4	24.2	25.8	26.0	27.0	27.8	30.4	33.9

出典：付表1と同じ。

日本の人口減少下における都道府県移動系譜による タイプ別再生産数の解析

人口構造研究部 大泉嶺

要旨

人口を人の数のダイナミクスと考えた場合、それを構成する要素は単純である。年齢、出生、死亡、そして地域間の移動である。社会的背景は別として、少子高齢化は出生が減り、死亡も減った結果と考える場合、現代の人口減少に影響を及ぼしている年齢別の出生、死亡、移動の行動を定量的に評価できれば、精密な分析や年齢や世代に合わせた政策立案が出来るだろう。こうした定量評価を考えるのにあたって、本研究では一般化レスリー行列の基本再生産数にあたる type reproduction number(TRN) の解析に焦点を当てる。この値を計算することにより地域毎の将来の人口減少速度の差を知ることができる。

はじめに

日本の人口減少が始まってから10年が経とうとしている。これは50年近くに及ぶ人口置換水準を下回る出生率、いわゆる少子化が原因である。人口置換水準は期間合計特殊出生率において人口の増減の傾向を決める閾値として用いられてきた。また、より洗練された指標として基本再生産数（または純再生産率）がある。人口置換水準が一人の女性の産む子の数に対する値に対して、後者は一人の女性が産む女兒の数に対する値である。基本再生産数は人口推計などに使われるレスリー行列などの基本的な数理モデルから導かれるので、理論研究においてこちらの方が扱い安い。また、人口置換水準は男性の死亡率などの変化の影響を受けるため、年によって2以上の値で変動する。一方、基本再生産数における閾値は常に1であり変動しないというのもこの指標の扱い安い点である。最新の2021年人口統計資料集によると2019年の基本再生産数は0.66であり、人口減少は引き続き続くものと考えられている。

基本再生産数は全国平均の値であるが、一方で出生率には地域差があり、各地域で見れば全国との値に差が生まれるはずである。少子化のを促進する要因は単純に出生率の低下だけでなく都市部などの出生力の低い地域への人口移動なども考えられる。人口動態の基本は出生、死亡、そして移動によって構成されるからである。基本再生産数にはこの移動の効果というものが反映されていない。もしくは、陽に現れていない。例えば、出生率の高い地域があったとして、その地域出身者の殆どがその地域に留まる場合、その地域の人口は増加する事になる。

しかし、出生率の低い都市がありそこに人口が流れていくのであれば、結局出生率の高い地域もその効果がかき消されてしまうだろう。こうした効果も考慮した指標があれば、より人口減少の理解に貢献出来る上に地域政策の立案に役立つはずである。

つまり、地域性を考慮した基本再生産数に代わる指標が必要となる。これを目的として人口学に導入されたのがタイプ別再生産数: *type reproduction number* (TRN) である [Inaba, 2009]. TRN はある地域出身の女性が同地域に全ての世代において最初に現れる女性の子孫（または先祖）の期待総数である。これだけでは十分に理解するのは難しかもしれない。TRN は基本再生産数と比べると複雑な概念である上、一般化レスリー行列について触れなければ、何故この指標が地域特性を取り入れた基本再生産数に代わる指標となるのか分からないであろう。そこで、本稿ではまず TRN の導入と一般化レスリー行列について解説することから始める。

一般化レスリー行列

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。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を構成する。 n 県からなる国があるとしよう。ある j 県から i 県に a 歳の女性が移動する割合を $k_{ij}(a)$ とすると、単位時間 $t+1$ に i 県に $a+1$ 歳の女性人口 $P_{t+1}(a+1, i)$ は

$$P_{t+1}(a, i) = \sum_{j=1}^n k_{ij}(a) P_t(a, j), \quad (1)$$

と表せる。このとき、単位時間内で起こる死亡も考慮すると

$$\sum_i k_{ij}(a) \leq 1.$$

となる。また a 歳の j 県に住む女性が i 県への単位時間後の出生率を $m_{ij}(a)$ とすると単位時間後の 0 歳女児の i 県の人口は

$$P_{t+1}(0, i) = \sum_{a=0}^{\omega} \sum_{j=1}^n m_{ij}(a) P_t(a, j), \quad (2)$$

と表される。ここで ω は限界年齢とする。ここで、 $P_t(a, j)$ を次の様にベクトル表記に直す。

$$\mathbf{p}_t := \begin{pmatrix} \mathbf{p}_t(0) \\ \vdots \\ \mathbf{p}_t(a) \\ \vdots \\ \mathbf{p}_t(\omega) \end{pmatrix}, \quad \mathbf{p}_t(a) := (P_t(a, j))_{1 \leq j \leq n}. \quad (3)$$

すると、式 (1) と式 (2) は以下の行列モデルに変換される。

$$\mathbf{p}_{t+1} = \mathbf{L} \mathbf{p}_t. \quad (4)$$

ここで、 \mathbf{L} は以下で与えられる。

$$\mathbf{L} := \begin{bmatrix} \mathbf{M}_0 & \cdots & \mathbf{M}_a & \cdots & \mathbf{M}_\omega \\ \mathbf{K}_0 & \mathbf{O} & \cdots & \cdots & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \mathbf{K}_1 & \mathbf{O} & \cdots & \mathbf{O} \\ \vdots & \mathbf{O} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{O} & \cdots & \mathbf{O} & \mathbf{K}_{\omega-1} & \mathbf{O} \end{bmatrix}, \quad (5)$$

また、この行列を構成する小行列は以下で与えられる：

$$\mathbf{M}_a := (m_{ij}(a))_{1 \leq i, j \leq n}, \quad \mathbf{K}_a := (k_{ij}(a))_{1 \leq i, j \leq n}, \quad \mathbf{O} : n \times n - 0 \text{ 行列}. \quad (6)$$

このとき、行列 \mathbf{L} の事を一般化レスリー行列 *Generalized Leslie's Matrix* と呼ぶ [Inaba, 1986].

特性方程式と次世代行列

前出の文献 [Inaba, 1986] においてこのモデルの基本的な解析がなされている。それについては、本稿の範囲を逸脱してしまうので、TRN と密接に関わる部分を解説したい。一般化レスリー行列はレスリー行列と異なり Euler-Lotka の公式のような出生と死亡から人口増加率導く単純な方程式はない。一方、それに代わる特性方程式は次の様に与えられる。

$$\det(\mathbf{I} - \Psi(\lambda)) = 0 \quad (7)$$

ここで、 \mathbf{I} は $n \times n$ 単位行列、 $\Psi(\lambda)$ は、以下で与えられる：

$$\Psi(\lambda) := (\psi_{ij}(\lambda))_{1 \leq i, j \leq n}, \quad (8)$$

$$\psi_{ij}(\lambda) := \sum_{a=0}^{\omega} \sum_{\ell=1}^n \mathbb{K}(0, j \rightarrow a, \ell) m_{i\ell}(a) \lambda^{-a-1}. \quad (9)$$

さらに、

$$\mathbb{K}(s, j \rightarrow a, i) := \begin{cases} \sum_{j_1=1}^n k_{ij_1}(a-1) k_{j_1 j_2}(a-2) \cdots k_{j_{a-s-1} j}(s) & s < a-1 \\ \vdots & \\ j_{a-s-1}=1 & \\ \delta_{ij} & s = a-1 \end{cases}. \quad (10)$$

この行列 $\Psi(\lambda)$ が一般化レスリー行列の様々な性質を内包している。この行列を構成する $\psi_{ij}(\lambda)$ は j 県出身の女性の i 県に対する 0 歳繁殖価と見なすことが出来る。なぜなら、関数 \mathbb{K} は j 県出身の女性の移動経路を全て含んでおり、そこには生存率も含まれるのでこれは地域別生残率の意味合いも併せ持つ。出生率 m と生残率の積を最大固有値で年齢毎に割り引いた合計が繁殖価の定義であるから。これもまた繁殖価と見なすことが出来るだろう。そこで $\lambda = 1$ を代入した $\psi_{ij}(1)$ を考えよう。これは、 j 県出身の一人の女性が一生涯に i 県に産む女兒の期待値として解釈できる。つまりこれを成分に持つ行列 $\Psi(1)$ は全世代の新生児から次世代の各都道府県の新生児を生成する事が出来る。

この行列を次世代行列 *Next Generation Matrix* と呼ぶ [Inaba, 2017]. [Inaba, 2009] によれば, 次世代行列 $\Psi(1)$ のスペクトル半径 $\Lambda(\Psi(1))$ は基本再生産数と定義できる事が示されている. つまり, $\Lambda(\Psi(1)) > 1$ であれば, 一般化レスリー行列の最大固有値は 1 を超える. $\Lambda(\Psi(1)) \leq 1$ であれば, 1 以下となる.

タイプ別再生産数

基本再生産数又は純再生産率は人口動態を調べる上で, 重要な指標の一つである. この指標は人口学だけに留まらず疫学の上でも同様な役割を果たしてきた. 一人の女性が生涯産む女兒の数を表すこの指標と同様, 一人の感染者が完治あるいは死亡するまでに何人の感染者を再生産するのかという文脈で使われる. 昨今猛威を振るっている新型コロナウイルス感染症のニュースなどでも取り上げられている指標の一つでもある.

[Heesterbeek and Roberts, 2007] はこうした感染症に対する全体的な指標ではなく, 感染者のタイプがある場合に個々のタイプ毎に再生産に関する指標がないかと調べた. そして, 感染者毎の再生産数を表す指標として “タイプ別再生産数 (TRN: *Type Reproduction Number*)” を導入した. この概念を人口学に持ち込んだのが [Inaba, 2009] である.

ここでは [Inaba, 2009] に倣い, 都市地方モデルを例にとり, 一般的な定義を紹介する. n 地域ある自治体の内, 都市部とされる地域が κ だけ指定されているとする. 都市部を 1, 地方部を 2 と定義しそれぞれの地域への遷移する次世代行列 $\Psi(1)$ を並べ替えた行列を Φ とする.

$$\Phi := \begin{bmatrix} \mathbf{Q}_{11} & \mathbf{Q}_{12} \\ \mathbf{Q}_{21} & \mathbf{Q}_{22} \end{bmatrix}. \quad (11)$$

\mathbf{Q}_{kl} は地域 l から地域 k への推移小行列を表す. \mathbf{Q}_{11} は $\kappa \times \kappa$ 行列, \mathbf{Q}_{22} は $(n - \kappa) \times (n - \kappa)$ 行列, \mathbf{Q}_{21} は $(n - \kappa) \times \kappa$ 行列, そして \mathbf{Q}_{12} は $\kappa \times (n - \kappa)$ 行列をそれぞれ表す.

まず, 都市部をターゲット地域とした TRN を考えよう. ここのときスペクトル半径 $\Lambda(\mathbf{Q}_{22}) < 1$ を仮定する. 次に都市部への移動のみを写像する行列 \mathbf{U} を次で定義する. すなわち,

$$\mathbf{U} := \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{11} & \mathbf{O}_{12} \\ \mathbf{O}_{21} & \mathbf{O}_{22} \end{bmatrix}, \quad (12)$$

このとき \mathbf{I}_{11} は単位行列, \mathbf{O}_{kl} は 0 行列を表し, これらの添え字は \mathbf{Q}_{kl} にそれぞれ対応する. さらに次で与えられるスペクトル半径 $\Lambda(\mathbf{Q})$ が都市部の TRN の定義を与える.

$$\mathbf{Q} := \mathbf{U}\Phi(\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \mathbf{U})\Phi)^{-1}. \quad (13)$$

上記の式を展開すると

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \mathbf{Q}_1 & \mathbf{Q}_{12}(\mathbf{I} - \mathbf{Q}_{22})^{-1} \\ \mathbf{O}_{21} & \mathbf{O}_{22} \end{bmatrix}, \quad (14)$$

$$\mathbf{Q}_1 := \mathbf{Q}_{11} + \mathbf{Q}_{12}(\mathbf{I} - \mathbf{Q}_{22})^{-1}\mathbf{Q}_{21}, \quad (15)$$

となる. 行列の一般論を用いれば $\Lambda(\mathbf{Q}) = \Lambda(\mathbf{Q}_1)$ となることが知られている (詳しくは [Heesterbeek and Roberts, 2007, Inaba, 2009, Inaba, 2017]).

では、行列 \mathbf{Q}_1 の持つ人口学的意味を考えてみる．逆行列 $(\mathbf{I} - \mathbf{Q}_{22})^{-1}$ は次の級数に展開される．

$$(\mathbf{I} - \mathbf{Q}_{22})^{-1} = \mathbf{I} + \sum_{m=1}^{\infty} \mathbf{Q}_{22}^m.$$

この級数はノイマン級数 (*Neumann series*) と呼ばれ、その収束条件が $\Lambda(\mathbf{Q}_{22}) < 1$ である．この級数を \mathbf{Q}_1 の式に代入すること以下を得る．

$$\mathbf{Q}_1 = \mathbf{Q}_{11} + \mathbf{Q}_{12}\mathbf{Q}_{21} + \sum_{m=1}^{\infty} \mathbf{Q}_{12}\mathbf{Q}_{22}^m\mathbf{Q}_{21}. \quad (16)$$

\mathbf{Q}_{22}^m は m 世代の間、都市部以外の地方地域に留まる子孫の期待値を与えているので、 \mathbf{Q}_1 は都市出身の女性が、全ての世代を通して初めて都市出身の女性を子孫に持つ期待値を与えている．つまり、TRN の定義であるスペクトル半径 $\Lambda(\mathbf{Q}_1)$ は一人の都市出身の女性が全ての世代を通して初めて都市出身の女性を子孫に持つ機体人数と解釈出来る． $\kappa = n$ とおけば、この指標は前出の基本再生産数と一致するので、この概念の一種の拡張と捉える事が出来る．

都道府県別 TRN と政府統計を用いたデータセットについて

より具体的な解析に入る為には、TRN を規定する“タイプ”を決めなければならない．一般的な TRN はスペクトル半径を数値的に計算することになるが、本研究では各都道府県ごとの TRN の解析を目指す．つまり、 $n = 47$ および $\kappa = 1$ として考えるのである． $\kappa = 1$ であれば、 \mathbf{Q}_{11} はスカラー、 \mathbf{Q}_{12} 、 \mathbf{Q}_{21} はそれぞれ、行ベクトルと列ベクトルとなる．例えば i 番目の県をターゲットとして TRN: \mathcal{T}_i を構成すれば $\mathbf{Q}_{11} = \psi_{ii}(1)$ となり、行ベクトル: $\mathbf{Q}_{ij} = (\psi_{ij}(1))_{1 \leq j \leq 47}^T$ 、列ベクトル $\mathbf{Q}_{ji} = (\psi_{ij}(1))_{1 \leq j \leq 47}$ となる． i 行 i 列を削除した行列 $\Psi_i(1)$ と併せて式 (16) に代入し、それを計算すれば

$$\mathcal{T}_i = \psi_{ii}(1) + \sum_{m=1}^{\infty} \psi_{ii}^{(m)}(1) \quad (17)$$

$$\psi_{ii}^{(m)}(1) := \sum_{j_1 \neq i} \psi_{ij_1}(1) \psi_{j_1 j_2}(1) \times \cdots \times \psi_{j_m i}(1)$$

$$\vdots$$

$$j_m \neq i$$

となって、直接 TRN の値を求める事が出来る．日本は全ての県で人口置換水準を下回っているので、TRN を構成する無限級数の収束性を気にする必要は無い．つまり、我々は行列 $\Psi(1)$ の成分から直接スペクトル半径を求める事が出来るのである．TRN (17) は世代を超えた都道府県移動系譜と見なすことが出来る．また、 $\psi_{ij}(1)$ を構成する式 (10) は一人の女性の生涯移動系譜の密度を与えており、一般化レスリー行列を基礎とする人口動態は世代を超えた移動と個人の両方に注目する必要性を示唆している．

具体的に日本の都道府県の TRN を解析するにあたって、パラメーターを設定する事は重要である．人口移動の全国調査は総務省が行う国勢調査 [MIAC, 2015] に依存せざるを得ないので、必然的に 5 歳階級および単位時間 5 年のモデルを構築しなくてはならない．

本研究では、解釈を単純にする為、移住率 $k_{ij}(a)$ を移住確率 $T_{ij}(a)$ と 5 年前の居住地の 5 年間の生存率 $p_j(a)$ (データは [MHLW, 2015]) として以下の様に与える：

$$k_{ij}(a) = T_{ij}(a) \times p_j(a) \quad i, j = 1, 2, 3, \dots, 47. \quad (18)$$

また出生率 $m_{ij}(a)$ は、他の都道府県からの 5 年以内の出生・移動が少ないものと仮定し、5 年前の居住地のみからの出生を採用することにする。つまり：

$$m_{ij}(a) = \begin{cases} m_{ij}(a) \geq 0 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases}.$$

各出生率、出生性比、乳児死亡率等は [pop, 2020] と同資料集の過去のを仕様した。具体的なパラメータの構成方法は紙面の都合があるので、現在投稿準備中の「人口問題研究」の特集をご覧頂きたい。

1 結果

全ての都道府県の TRN に関しては特集号等投稿準備中の原稿 2 重になってしまうため、本稿では最も低いものと最も高いものを挙げたい。2015 年国勢調査をベースとする結果は以下の通りである。

全国 (基本再生産数) : 0.69

東京都 (最低値) : $\mathcal{T}_{13} = 0.34$

沖縄県 (最高値) : $\mathcal{T}_{47} = 0.63$

である。全国で見た場合一人の女性の基本再生産数は 0.69 であるが、そもそもそれよりも出生率の高い沖縄県 (同データの計算では総再生産率 0.92) ですら基本再生産数のそれよりも低い結果となった。また、東京においても総再生産率 0.55 よりも低い。これは、移動による出身地へ再帰に関して損失があるためと考えられる。

2 まとめ

タイプ別再生産数は期間データから、1 世代だけでなく、そのまま続いた場合の今後世代の情報も全て含まれるという点で、合計特殊出生率や基本再生産数と大きく異なる。基本再生産数が 1 を超えている場合、全ての都道府県のタイプ別再生産数が 1 を超えるか、場合によっては級数 (17) が収束せず $\mathcal{T}_i = \infty$ となる場合もある。それは例えある地域の出生率が人口置換水準を下回っていたとしても、世代を経た移動の結果、出生率の高い地域を経由した系譜を持つ子孫によって補われるからである。これは逆の効果もあることを示唆している。日本のように人口置換水準を下回るとき、沖縄県のように出生率が高い県があったとしても (それが期間合計特殊出生率が 2 や 3 といった大きな値でも) 移動によって出生率の低い地域にある割合の子孫が住めば、その地域の実際の人口増への貢献は少なくなる事が言える。

沖縄県の女性が0.92人の女児を産んだとしてもその中で沖縄県の人口に貢献する子孫の数は0.63人(全ての世代で)まで減るという事である。少子高齢化対策において移動の概念がいかに重要であるかこの結果は物語っている。今後他の県に関しては、現在準備中なので特集号等までお待ち頂きたい。

参考文献

- [pop, 2020] (2020). *National Institute of Population and Social Security Research*. Population Statistics of Japan 2020 (Japanese).
- [Heesterbeek and Roberts, 2007] Heesterbeek, J. and Roberts, M. (2007). The type-reproduction number t in models for infectious disease control. *Mathematical biosciences*, 206(1):3–10.
- [Inaba, 1986] Inaba, H. (1986). On the discrete model of multiregional demographic growth. *Jinko mondai kenkyu.[Journal of population problems]*, (179):1.
- [Inaba, 2009] Inaba, H. (2009). The net reproduction rate and the type-reproduction number in multiregional demography. *Vienna Yearbook of Population Research*, pages 197–215.
- [Inaba, 2017] Inaba, H. (2017). Age-structured population dynamics in demography and epidemiology.
- [MHLW, 2015] MHLW (2015). *Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan*. The 22th Life Tables(2015).
- [MIAC, 2015] MIAC (2015). *Ministry of Internal Affairs and Communications, Japan*. Population Census, Tabulation on Internal Migration for Population.

死亡率推計へのモデル生命表の応用について

石井太・堀口侑

はじめに

死亡は年齢によってその発生頻度が大きく異なることから、死亡率などの生命表関数を単純な法則や規則を用いて簡約化したものが死亡の年齢パターンのモデリングである。死亡の年齢パターンモデルには、大きく分けて、(1) 数学的関数によるモデル、(2) 数表によるモデル、(3) リレーショナルモデルの3種類があり、従来、モデル生命表と呼ばれるものは、Coale-Demney のモデル生命表など数表によるモデルを指すことが多かった。しかしながら、現在では、コンピュータを用いることにより、モデルにある程度複雑な計算過程が含まれるものであっても、ユーザーが必要なパラメータを設定しさえすれば、推計結果を比較的簡単に得ることができようになっており、モデル生命表の提示にあたって、数表による形式よりも、いくつかのパラメータを投入することで生命表関数を得られるリレーショナル・モデルを基本とする方式の方がユーザーにとっても活用がしやすい状況になっている。このような背景から、近年、リレーショナル・モデルを基本とするモデル生命表がいくつか提案されている。

そこで、本研究では、死亡率のモデリングと、近年のリレーショナル・モデルを基本とするモデル生命表についてレビューを行うとともに、これらを日本の死亡率推計に適合させるための修正を行ったモデル開発に関する試みについて述べることにしたい。

1 死亡率のモデリング

人口動態事象は年齢によってその頻度が大きく異なるものがあるが、死亡もその代表例である。一般に、年齢別に死亡率を見ると精密に観察を行うことができるが、多くの率を取り扱う必要性が生じるため、複雑さも増大することとなる。したがって、死亡率などの死亡を表現する生命表関数を、単純な法則や規則を用いて簡約化して表すことができると便利であり、これを実現するのが死亡の年齢パターンのモデリングである。

死亡の年齢パターンモデルには、大きく分けて、(1) 数学的関数によるモデル、(2) 数表によるモデル、(3) リレーショナルモデルの3種類がある。(1) の数学的関数によるモデルとは、年齢の数学的関数によって生命表関数を表現するものであり、死亡法則 (law of mortality) とも言われる。これには多くの先行研究があるが、死力を年齢の指数関数で表す Gompertz モデル (Gompertz 1825) はその代表例である。また、これに定数項を加えた Gompertz-Makeham モデル (Makeham 1860) は、現在、厚生労働省が作成する完全

生命表・簡易生命表で用いられている。一方、これらの指数関数では超高年層での死亡率を過大推定してしまうことがしばしば観察されることから、加齢に応じて死力の傾きが通減するロジスティック関数で死力を表現する Perks (1932)、Beard (1971) のような先行研究がある。

(2) の数表によるモデルは、経験に基づくいくつかの数表によって生命表関数を表現するものである。Coale-Demeny のモデル生命表 (Coale and Demeny 1983) がその代表例であり、生命表の形状 (シェイプ) を 4 種類 (North, South, East and West) に分け、それぞれに 25 のレベルから成るモデル的な生命表を用意して様々な生命表を表現している。また、国連のモデル生命表 (United Nations 1982) もその例であり、4 つの地域パターン (Latin American pattern, Chilean pattern, South Asian pattern, Far Eastern pattern) と一般的なパターン (General pattern) の 5 種類の形状について、それぞれ男女別に 35~75 年の e_0 に対応する生命表を示している。

数学的関数によるモデルは、生命表関数を数少ないパラメータで表現でき、豊富な情報を簡約化して表現できるという点で優れているが、一方で、実際の死亡の年齢パターンは複雑であり、必ずしも既知の数学的関数で表されるとは限らない。また、これを改善するために複数の数学的関数を組み合わせていくと、多くのパラメータが必要となっかえて複雑性を増してしまうという問題点がある。これに対し、数表によるモデルは、実際に経験された年齢パターンから作成されることから、このような数学的関数によるモデルのような制約はない。しかしながら、この方法では、それぞれのレベルや形状の種類に対応した数表を用意しなければならないため、レベルや形状を細分化していくと、膨大な数の数表が必要となり、やはり複雑性が增大してしまうという問題点がある。

(3) のリレーショナルモデルは、この二つのモデルの長所を採り入れたモデルともいうことができ、経験に基づく (数表による) 標準的な年齢パターンと、そこからの変化に関するパラメータを組み合わせて死亡パターンを表現するものである。リレーショナルモデルの代表例としては、Brass (1971) により開発されたブラス・ロジットシステムが挙げられる。ブラス・ロジットシステムは、 l_x をロジット変換した関数 $Y_x = \log \left(\frac{l_x}{1-l_x} \right)$ を考え、ある基準となるパターン Y_x^s を用いて、任意の Y_x^a が、 $Y_x^a = \alpha + \beta Y_x^s$ と表されるとするモデルである。ここで、 α がレベル、 β が形状を表すパラメータとなっている。

また、リーとカーターによって開発された生命表のリレーショナルモデル (リー・カーター・モデル, LC モデル) は、年齢別死亡率を、標準となる年齢パターン、死亡の一般的水準 (死亡指数)、死亡指数の動きに対する年齢別死亡率変化率および誤差項に分解することで、死亡の一般的水準の変化に応じて年齢ごとに異なる変化率を記述するモデルであり、現在国際機関や各国が行う将来推計においては標準的なモデルとして広く用いられている (Lee and Carter 1992)。

$$\log m_{x,t} = a_x + k_t b_x + \epsilon_{x,t}$$

ここで、

$\log m_{x,t}$: 対数死亡率

a_x : 対数死亡率の標準的な年齢パターン

k_t : 死亡水準 (死亡指数)

b_x : k_t が変化する時の年齢別死亡率の変化

$\epsilon_{x,t}$: 平均 0 の残差項

である。

さて、この死亡モデルの分類であるが、最終的な表現はそれぞれ異なっているものの、その作成過程においては互いにオーバーラップする部分も存在している。例えば、Coale and Demeny (1983) では、生命表の形状である 4 種類 (North, South, East and West) と性別に、 ${}_nq_x$ と $\log_{10}(10000{}_nq_x)$ を e_{10} で回帰し、

$${}_nq_x = A_x + B_x e_{10}$$

$$\log_{10}(10000{}_nq_x) = A'_x + B'_x e_{10}$$

という形で回帰係数 A_x, B_x などとして求め、これを基に各レベルの生命表関数を作成している。ここで、この推定されたパラメータ A_x, B_x は、リー・カーター・モデルの a_x, b_x と本質的には同じ役割を果たしている。また、高齢部分の死亡率の作成では、数学的関数によるモデルである Gompertz モデルが仮定されている。

また、United Nations (1982) では、5 種類の形状 i に含まれる各種生命表 j の死亡率 ${}_nq_x$ のロジット

$${}_nD_x^{ij} = \text{logit}{}_nq_x = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{{}_nq_x}{1 - {}_nq_x} \right)$$

に対して、主成分分析を行って第 1 主成分に対応した項を取ることで、

$${}_nY_x^{ij} = {}_n\bar{Y}_x^i + a_{1j}U_{1x}$$

という形 (ただし、 ${}_nY_x^{ij}$ はモデル化された死亡率のロジット、 ${}_n\bar{Y}_x^i$ は形状 i のクラスターに含まれる ${}_nY_x^{ij}$ の平均) で表すことにより数表を作成しており、この手続きはリー・カーター・モデルと同じものとなっている。

このように、数表によるモデルであっても、その作成過程では、リレーショナル・モデルや数学的関数によるモデルが用いられていることがあることがわかる。

現在では、コンピュータを用いることにより、モデルにある程度複雑な計算過程が含まれるものであっても、ユーザーが必要なパラメータを設定しさえすれば、推計結果を比較的簡単に得ることができようになっており、モデル生命表の提示にあたって、数表による形式よりも、いくつかのパラメータを投入することで生命表関数を得られるリレーショナル・モデルを基本とする方式の方がユーザーにとっても活用がしやすい状況になっている。そこで、このようなリレーショナル・モデルを基本とするモデル生命表作成の試みについて次に述べることにしたい。

2 リレーショナル・モデルを用いたモデル生命表

近年、リレーショナル・モデルを基本とするモデル生命表がいくつか提案されているが、本稿ではその中から、Wilmoth et al. (2012)、Clark (2019) についてレビューを行う。

2.1 Wilmoth らの flexible model

Wilmoth et al. (2012) は、間接推定のための新たなモデル生命表 (flexible two-dimensional mortality model, 以下、flexible model と呼ぶ) を開発して提案している。

このモデルは、

$$\log(m_x) = a_x + b_x h + c_x h^2 + \nu_x k$$

という形を取り、 h は $\log({}_5q_0)$ であり死亡率のレベルを表すパラメータ、 k は通常 $(-2, 2)$ の範囲の値を取り、通常のパターンからの乖離を示すシェイプに関するパラメータである。 a_x, b_x, c_x, ν_x は、Human Mortality Database(HMD) における 719 の生命表に基づき、ウエイト付き最小二乗法と特異値分解を用いて推定されている。

この flexible model は、少ない情報から様々な年齢パターンを効率的に表現することができ、これまでに提案されているモデル生命表よりも優れた、あるいは少なくとも同程度のパフォーマンスを発揮するとされている。

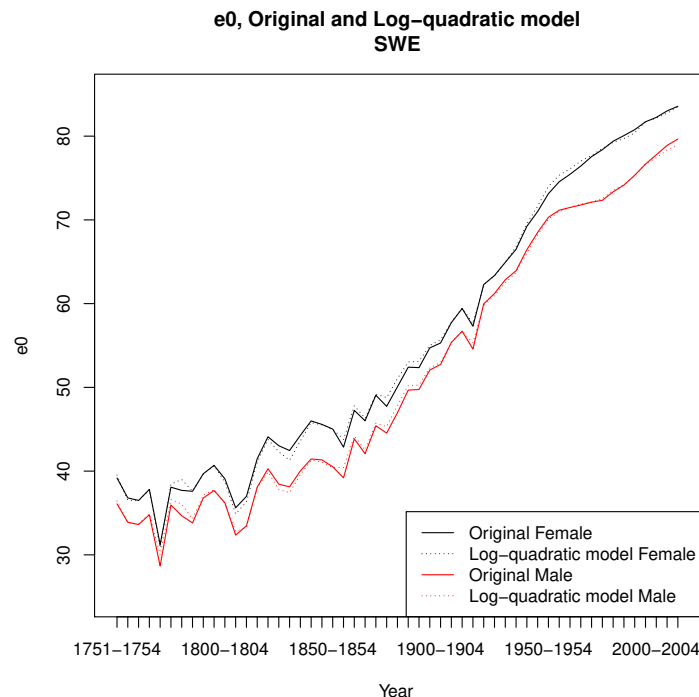


図1 flexible model による e_0 の推定 (スウェーデン)

図1は、この flexible モデルを用いてスウェーデンの e_0 を推定した結果と、実績の e_0 と一緒にグラフにしたものである。実線が実績の e_0 を、点線が flexible model によって推定された e_0 を示しているが、極めて長期間の推定にも関わらず、両者は概ね一致していることが観察できる。

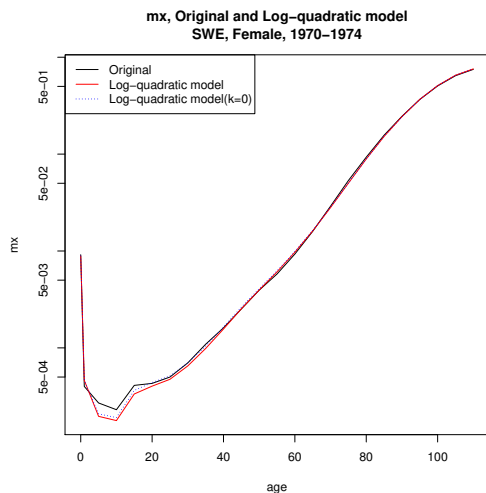


図2 flexible model による m_x の推定 (スウェーデン, 女性, 1970-1974 年)

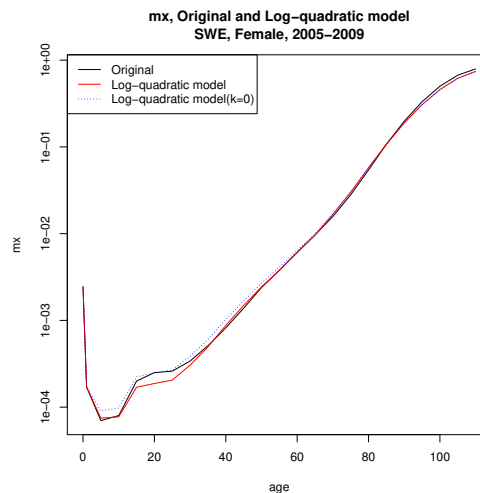


図3 flexible model による m_x の推定 (スウェーデン, 女性, 2005-2009 年)

また、図2、3は、スウェーデン女性の、1970-1974年、2005-2009年の m_x についての推定を行った結果を示したものである。ここで、黒の実線が実績の m_x 、赤の実線が flexible model による推定値、青の点線は flexible model において、 $k = 0$ という制約の下に推定した推定値となっているが、いずれの推定値についても実績との当てはまりがよいことが観察される。このように、flexible model は極めて長期的な死亡率の動向を、その形状も含めてモデル化することに成功していることがわかる。

なお、このような優れたモデル生命表の開発には、HMD プロジェクトによって、一定のクオリティが保証された同一形式の膨大な量の生命表がデータベース化されたことも大きく貢献しているといえよう。

2.2 Clark の SVD-comp model

一方、Clark (2019) は、特異値分解を用いて死亡率のモデリングを行った、“SVD Component model”(以下、SVD-Comp model と略す) を提案した。

今、 \mathbf{Q}_z を性 $z \in \{\text{female, male}\}$ の死亡率を格納した $A \times L$ 行列であるとする。ただし、 A は年齢階級の数、 L は生命表の数を表し、 $l \in \{1, 2, \dots, L\}$ で、各生命表を添字を付けて表す。 \mathbf{Q}_z を特異値分解することにより、

$$\text{SVD}(\mathbf{Q}_z) = \mathbf{U}_z \mathbf{S}_z \mathbf{V}_z^T = \sum_{i=1}^{\rho} s_{zi} \mathbf{u}_{zi} \mathbf{v}_{zi}^T$$

という表現を得る。ただし、 \mathbf{U}_z は左特異ベクトル \mathbf{u}_{zi} を列方向に並べた行列、 \mathbf{V}_z は右特異ベクトル \mathbf{v}_{zi} を列方向に並べた行列、 \mathbf{S}_z は特異値を成分とする対角行列であり、 $\rho = \text{rank}(\mathbf{Q}_z)$ である。 \mathbf{v}_{zi} の第 l 成分を v_{zli} と書くとき、性 z 、生命表 l の年齢階級別死亡確率 \mathbf{q}_{zl} は、特異値分解における c 項目まで ($c \leq \rho$) の和を用いて、

$$\mathbf{q}_{zl} \approx \sum_{i=1}^c v_{zli} \cdot s_{zi} \mathbf{u}_{zi}$$

と書けることになる。Clark (2019) では、 $c = 4$ で、HMD に含まれる死亡確率の近似に十分であるとしている。

また、flexible model のように、 ${}_5q_0$ や ${}_{45}q_{15}$ を用いてパラメータ推定を行う観点から、 $s_{zi} \mathbf{u}_{zi}$ を固定する一方で、 v_{zli} を ${}_5q_0$ や ${}_{45}q_{15}$ によって回帰し、その係数を固定することによって、モデル生命表の推定を行う方法を提案している。

このように、Clark (2019) のモデルはリー・カーター・モデルよりも高次の特異値に対応する成分を用いながら、flexible model のような、 ${}_5q_0$ や ${}_{45}q_{15}$ を用いて推定のできるモデル生命表を提案したものと位置付けることができよう。

3 わが国の死亡率推計のためのモデル生命表

第 2.1 節においては、flexible model がスウェーデンの死亡率を長期にわたって表現することが可能であることを見た。それでは、このモデルは日本の死亡率推計にも有用だろうか。

図 4 は、この flexible モデルを用いて日本の e_0 を推定した結果と、実績の e_0 と一緒にグラフにしたものである。実線が実績の e_0 を、点線が flexible model によって推定された e_0 を示している。日本のデータに当てはめた場合、スウェーデンとは異なり、1980 年代以降で実績との間に乖離が生じていることが観察される。

また、図 5、6 は、日本女性の、1970-1974 年、2005-2009 年の m_x についての推定を行った結果を示したものである。これを見ると、1970-74 年については、モデルの実績値への当てはまりはかなりよいことが観察されるのに対し、2005-2009 年では、黒の実線で示された実績値よりも、flexible model の推定値がかなり上回っていることがわかる。図 4 における e_0 の乖離は、このような高齢死亡率におけるモデル当てはめの問題点とその原因となっていることが考えられ、特に近年の日本の死亡率に対して、flexible model を用いることはあまり適切ではないと考えられる。

そこで、flexible model を日本の死亡率に合うように修正し、日本の死亡率に対するモデル生命表の開発を試みたものが、筆者らによる堀口 (2021) である。堀口 (2021) では、先に示した日本の高齢死亡率に対する flexible model の問題点の構造を調べる観点から、日本版死亡データベースに収録されている都道府県別生命表を用い、flexible model による推定値と実績値の乖離を観察したところ、高齢層でベル状の年齢パターンを持ってお

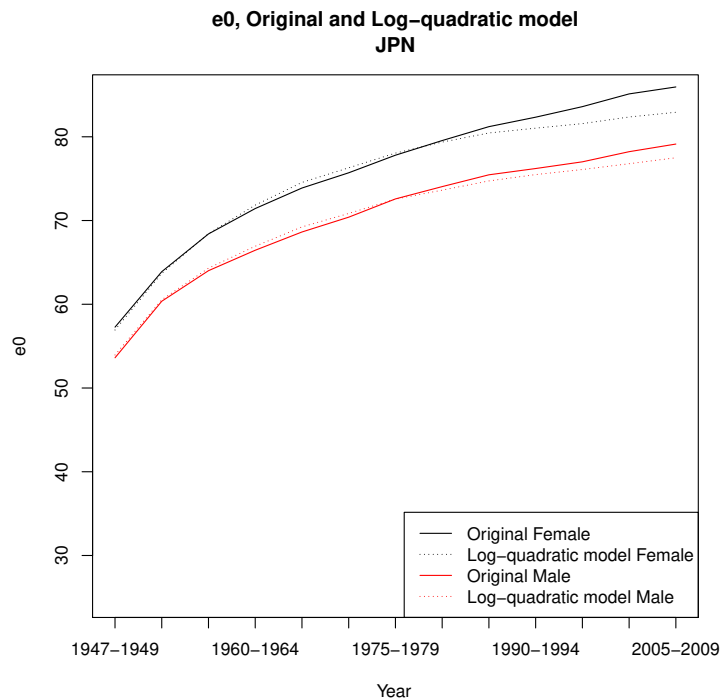


図 4 flexible model による e_0 の推定 (日本)

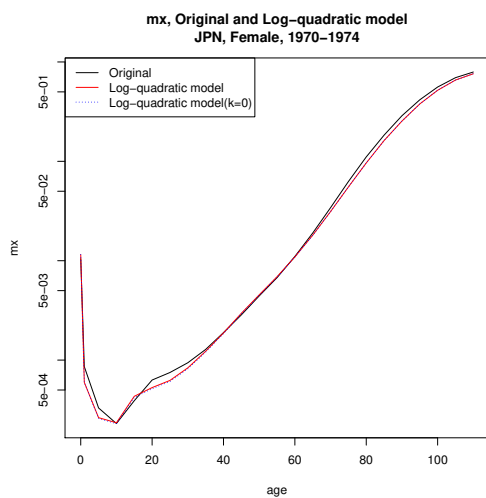


図 5 flexible model による m_x の推定 (日本, 女性, 1970-1974 年)

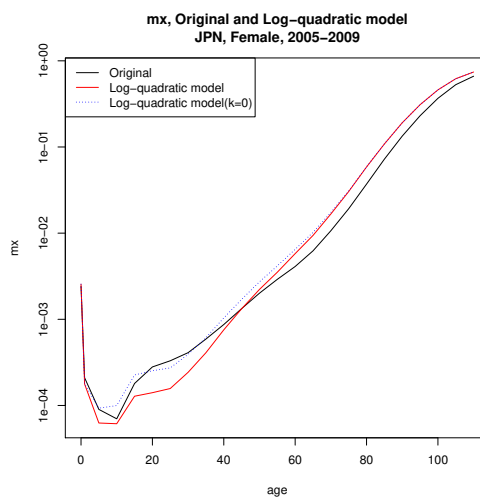


図 6 flexible model による m_x の推定 (日本, 女性, 2005-2009 年)

り、実績の平均寿命が伸長するほどその山が高くなるような傾向が見られた。

そこで、flexible model と実績の平均二乗誤差 (MSE) を計算し、 e_{65} との関係を示したものが図 7 である。これを見ると、MSE は e_{65} が大きくなるほど大きい傾向が観察される。

この観察に基づき、flexible model と実績の乖離を特異値分解し、その第一特異値に対応する項でこの乖離を近似することで flexible model を改善することが可能であると考え

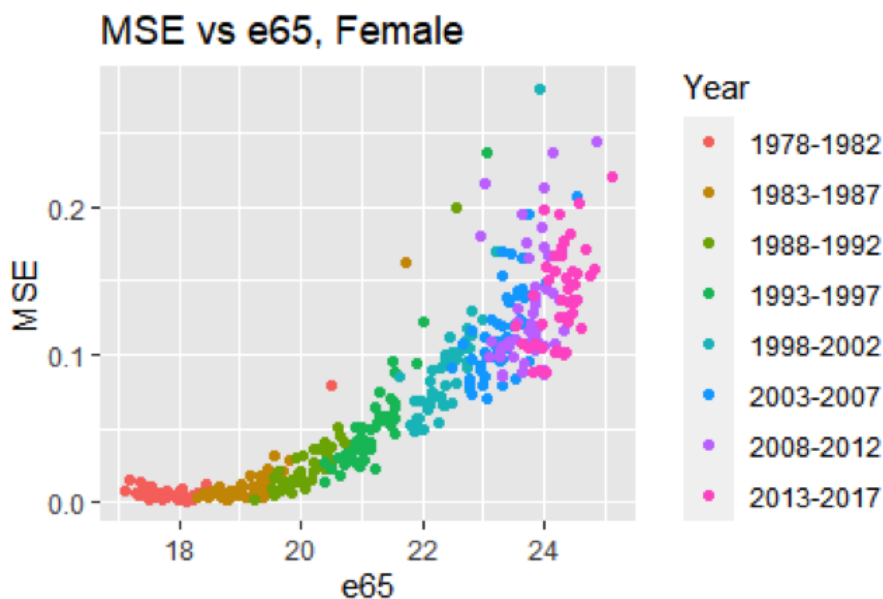


図7 e_{65} と flexible model と実績の MSE との関係 (女性) (堀口 (2021) より引用)

られる。そこで、堀口 (2021) では、これを修正項として新たにモデルに付加することにより、flexible model を修正することを提案した。以下、これを修正モデルと呼ぶ。

修正モデルは以下のような式で表される。

$$\log(m_x) = a_x + b_x h + c_x h^2 + \nu_x k + u_x r$$

ここで、右辺第4項までが flexible model に相当する部分であり、修正モデルではこれに第5項 $u_x r$ が追加されている。ここで、 a_x, b_x, c_x, ν_x については flexible model のパラメータをそのまま用い、 u_x については、特異値分解を用いて推定されたもので固定することとする。そして、この修正モデルを用いて、生命表の推計をするためには、まず、flexible model と同様に、 $h = \log_5 q_0$ とし、さらに k を $\log_{45} q_{15}$ を再現するような値として数値解析的に求める。次に、 r を e_{65} を再現するような値として同じく数値解析的に求めることにより、生命表関数が推定可能となる。

近年、日本では ${}_5q_0$ や ${}_{45}q_{15}$ はかなり低いレベルとなっており、平均寿命の伸長は高齢死亡率改善によるところが大きいことから、 e_{65} をある程度適切に推計することができれば、この修正モデルを用いることにより全ての生命表関数の推計が可能となる。

そこで、修正モデルを市区町村レベルの生命表推計に応用する例として、埼玉県和光市の女性 (2015 年) の死亡率推計を試みた結果が図8である。ここでは、2015 年の e_{65} , ${}_{45}q_{15}$, ${}_5q_0$ について、 e_{65} については、和光市の 2010 年 e_{65} の実績値に、埼玉県の女性 (JMD) の e_{65} の 2003-2007 年から 2008-2012 年への増加率を乗じて推計し、 ${}_{45}q_{15}$, ${}_5q_0$ については和光市の 2010 年実績値を固定して用いている。図からも明らかな通り、 e_{65} を増加率を用いて単純に推定しただけであっても、実績値をかなりよく表現できていることがわかる。このように、修正モデルは、自治体が将来人口推計を行う際に必要となる生

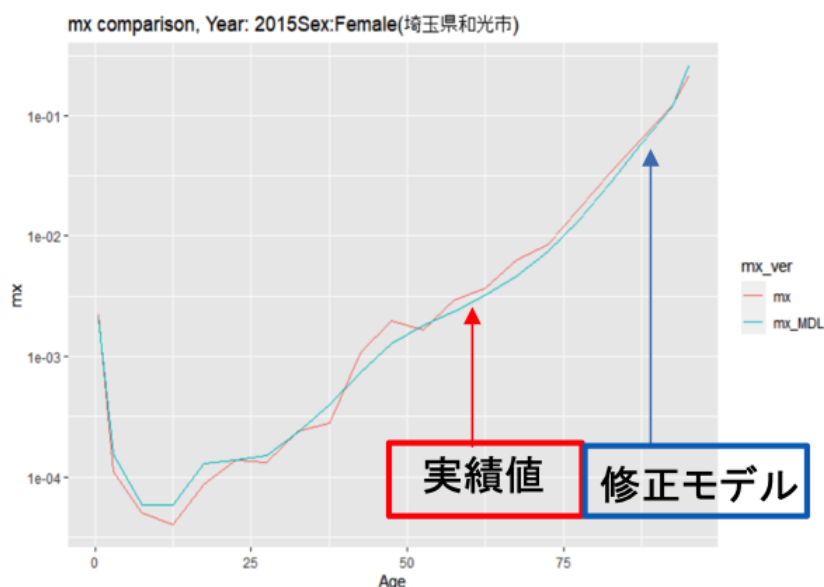


図8 死亡率推計結果 (埼玉県和光市女性, 2015年) (堀口 (2021) より引用)

残率の設定などに極めて有用であると考えられる。

おわりに

本研究では、死亡率のモデリングと、近年のリレーショナル・モデルを基本とするモデル生命表についてレビューを行うとともに、これらを日本の死亡率推計に適合させるための修正を行ったモデル開発に関する試みについて述べた。

具体的には、死亡の年齢パターンモデルとして、(1) 数学的関数によるモデル、(2) 数表によるモデル、(3) リレーショナルモデルの3種類が存在するが、近年、リレーショナル・モデルを基本とするモデル生命表がいくつか提案されており、その例として、Wilmoth et al. (2012) の flexible model と Clark (2019) の SVD-comp model に関するレビューを行った。また、flexible model を日本の死亡率に合うように修正し、日本の死亡率に対するモデル生命表の開発を試みた堀口 (2021) の修正モデルについて述べ、埼玉県和光市の女性 (2015年) の死亡率を修正モデルを用いて推計した例を観察することで、このモデルは自治体が将来人口推計を行う際に必要となる生残率の設定などに極めて有用であると考えられることを見た。

このように、わが国の死亡率推計に有用であると考えられる修正モデルであるが、問題点もないわけではない。現在の修正モデルは flexible model のパラメータを用いることで推計を行っており、若年層の死亡パターンは概ね flexible model によって規定されていると考えられるが、特に近年の日本では若年死亡のレベルも諸外国に比べてかなり低いものとなっており、flexible model に基づく若年死亡パターンが日本での表現に必ずしも優れているとは言えない面があることである。また、修正モデルはあくまでも都道府県別生命

表に基づいてモデリングされているが、自治体としてはさらに規模の小さい市区町村での活用も必要とされることから、このような小規模自治体における死亡率推計の安定性についてはさらなる検討が必要であると考えられる。このような問題については、今後の課題としていきたい。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究」（課題番号：H29-政策-指定-003，研究代表者：石井太）、および「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」（課題番号：20AA2007，研究代表者：小池司朗）による助成を受けた。

参考文献

- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」。<http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>.
- 堀口侑 (2021) 「日本のモデル生命表の開発と地域別生命表推計への応用」, 日本人口学会第73回大会口頭報告(予定), 東京大学, 2021年6月.
- Beard, R. E. (1971) "Some aspects of theories of mortality, cause of death analysis, forecasting and stochastic processes", in *Biological Aspects of Demography*, London: Taylor & Francis Ltd.
- Brass, W. (1971) "On the Scale of Mortality", in W. Brass ed. *Biological Aspects of Demography*: Taylor and Francis Ltd, pp. 69–110.
- Clark, S. J. (2019) "A general age-specific mortality model with an example indexed by child mortality or both child and adult mortality", *Demography*, Vol. 56, No. 3, pp. 1131–1159.
- Coale, A. J. and P. Demeny (1983) *Regional Model Life Tables and Stable Populations, 2nd Edition*, New York: Academic Press.
- Gompertz, B. (1825) "On the nature of the function expressive of the law of human mortality, and on a new mode of determining the value of life contingencies", *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, Vol. 115, pp. 513–583.
- Human Mortality Database. University of California, Berkeley (USA) and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Available at www.mortality.org or www.humanmortality.de.
- Lee, R. and L. Carter (1992) "Modeling and Forecasting U.S. Mortality", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp. 659–675.
- Makeham, W. M. (1860) "On the Law of Mortality and the Construction of Annuity Tables", *The Assurance Magazine, and Journal of the Institute of Actuaries*, Vol.

- 8, No. 6, pp. 301–310.
- Perks, W. (1932) “On some experiments on the graduation of mortality statistics”, *Journal of the Institute of Actuaries*, Vol. 63, pp. 12–40.
- United Nations (1982) *Model Life Tables for Developing Countries, Population Studies No.77*.
- Wilmoth, J., S. Zureick, V. Canudas-Romo, M. Inoue, and C. Sawyer (2012) “A flexible two-dimensional mortality model for use in indirect estimation”, *Population studies*, Vol. 66, No. 1, pp. 1–28.

近年における外国人の地域別人口動向

小池司朗

1. はじめに

日本の総人口は2008年頃を境に減少に転じた一方で、外国人人口は増加の一途をたどっている。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、「住民基本台帳人口」）によれば、2020年1月1日現在の外国人人口は約287万人にのぼり、総人口に占める割合は約2.3%まで上昇している。このような状況を受け、2015年の国勢調査人口を基準とした国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）「日本の将来推計人口（平成29年推計）」では、人口を明示的に日本人と外国人に分けた将来人口推計が行われている。

一方、同じく2015年国勢調査人口を基準とした社人研「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」では日本人・外国人別の推計は行っておらず、出生・死亡・人口移動とも日本人・外国人を統合した傾向をもとに仮定値を設定している。しかしながら、地域別にみた外国人の人口移動パターンは日本人人口の人口移動パターンとは大きく異なっていることには留意が必要である（中川ほか 2016）。図1は、2015年の外国人人口割合と、2010年国勢調査人口を基準とした社人研「日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）」による2015年の推計人口の誤差率絶対値の相関係数を、2015年の人口規模別にみたものである。

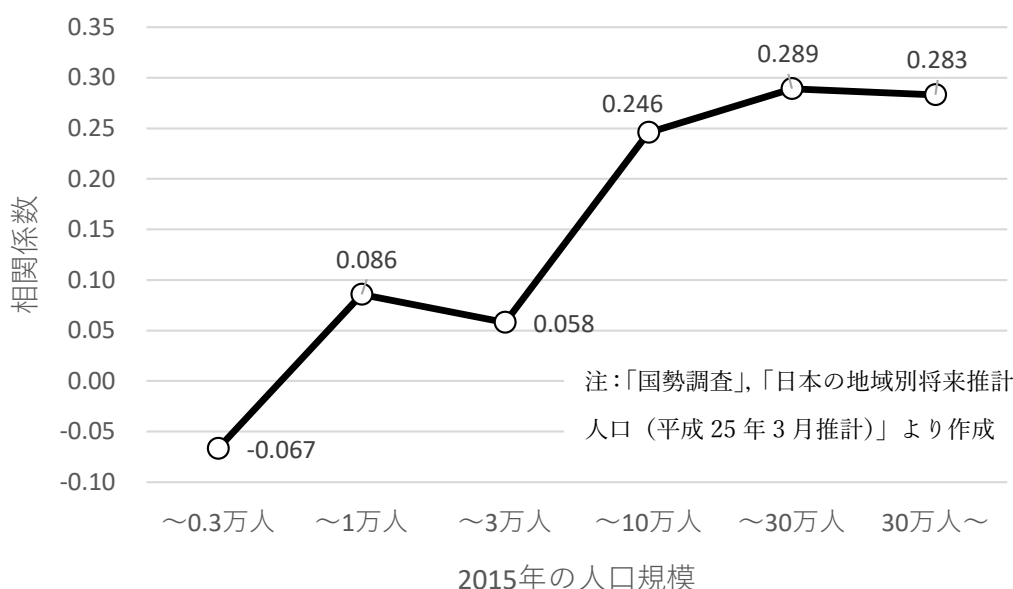


図1 2015年の人口規模別、外国人人口割合と推計誤差率絶対値（2015年）の相関係数

本図から明らかなように、とくに人口規模の大きい地域では小さくない正の相関がみられ、外国人人口割合が高いほど誤差率絶対値が大きい傾向が表れている。推計は投影の観点で行われているため、誤差率が高いのは、基本的には人口動態（地域別将来人口推計（以下、地域推計）では主に人口移動）の傾向が変化したことを意味する。すなわち、外国人人口割合が高い地域では、総じて人口移動傾向が変化しやすいことを示唆しているといえる。

以上のことから、とくに人口移動については日本人と外国人を統合した傾向を地域推計の基準とすることが投影の観点から必ずしも適切とはいえない可能性もある。そこで本稿では、近年における外国人の地域別人口動向に焦点を当て、日本人の人口動向との比較を踏まえながら主に人口分布変化の観点からいくつかの分析を行う。地域推計においても、日本人・外国人別の推計への需要は高まってきており、そのための検証は欠かすことができない。従来、外国人の地域別人口動向について把握できる資料はほとんど存在しなかったが、2012年の住民基本台帳法の改正を契機として、少しずつではあるものの地域別の外国人人口に関する統計も入手可能となってきた。本稿は、それらの統計を活用し、地域推計において外国人人口の増加に対応した推計モデルが可能かどうかを念頭に、いくつかの個別事例の検証を含め、予備的な分析を行うことを主たる目的とする。

2. 外国人人口に関する統計

分析に入る前に、外国人人口に関する統計について若干触れておく。全数としての外国人人口が把握可能な主な統計として、総務省統計局「国勢調査」、総務省自治行政局「住民基本台帳人口」、法務省「在留外国人統計」（旧・登録外国人統計）の3つの統計が挙げられる。以下、各統計における外国人の表章について簡単に述べる。

「国勢調査」は、外国人人口について居住地域別・国籍別等、詳細な属性別の人口が把握可能である。属性は各回の調査で異なるものの、1920年の第1回調査から継続して外国人人口が表章されており、外国人人口の変化に関して長期的な時系列分析も可能である。「在留外国人統計」には、都道府県別男女年齢別国籍別の人口や他の統計では得られない在留資格別の人口が都道府県別に表章されている。2012年に「登録外国人統計」から「在留外国人統計」となってからは毎年6月と12月に統計が公表されるようになり、3つの統計のなかで最も更新頻度が高い。「住民基本台帳人口」においては、上述の住民基本台帳法の改正により、2014年から外国人人口が表章されるようになった。そのなかには、市区町村別の人口動態や世帯数、男女5歳階級別人口などが含まれるが、国籍別人口の情報は存在しない。

外国人人口の分析が困難な要因のひとつとして、3統計で把握される外国人人口の違いが挙げられる。表1は、「国勢調査」（2015年10月1日）、「在留外国人統計」（2015年12月31日）、「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」（2016年1月1日）による全国の男女5歳階級別外国人人口である。本表には、「住民基本台帳人口」による人口を100とした場合の指数を併記しているが、3統計のなかでは「在留外国人統計」による人口

が最も多く、「国勢調査」による人口が他の2統計と比較して大幅に少なく、とりわけ男女とも20歳代を中心とする若年人口で差異が大きい。「国勢調査」と他の2統計の間に3ヶ月のタイムラグがあることを考慮しても、「国勢調査」による外国人人口の少なさは顕著であり、その要因として外国人が「国勢調査」に対して非協力的である可能性が指摘されている(石川 2019)。

表1 3つの統計による男女年齢別外国人人口の比較

	男					女				
	人口(人)			指数(住基人口=100)		人口(人)			指数(住基人口=100)	
	住民基本台帳人口	在留外国人統計	国勢調査	在留外国人統計	国勢調査	住民基本台帳人口	在留外国人統計	国勢調査	在留外国人統計	国勢調査
0~4歳	39,117	39,669	32,308	101.4	82.6	36,487	36,892	30,414	101.1	83.4
5~9	30,885	32,167	26,070	104.2	84.4	29,449	30,740	25,020	104.4	85.0
10~14	27,198	28,304	23,382	104.1	86.0	25,561	26,648	22,380	104.3	87.6
15~19	46,793	48,075	37,564	102.7	80.3	45,015	46,254	36,953	102.8	82.1
20~24	146,903	149,475	101,656	101.8	69.2	129,850	132,294	95,425	101.9	73.5
25~29	166,569	170,515	116,883	102.4	70.2	148,801	152,401	111,959	102.4	75.2
30~34	124,982	128,923	94,476	103.2	75.6	137,395	141,159	110,461	102.7	80.4
35~39	95,383	98,967	74,721	103.8	78.3	121,260	124,517	99,996	102.7	82.5
40~44	78,872	81,871	63,467	103.8	80.5	111,192	113,896	93,693	102.4	84.3
45~49	68,886	71,286	55,670	103.5	80.8	106,764	108,995	88,504	102.1	82.9
50~54	56,748	58,579	46,245	103.2	81.5	81,465	83,303	67,366	102.3	82.7
55~59	40,541	41,906	33,535	103.4	82.7	55,681	57,148	45,928	102.6	82.5
60~64	32,525	33,432	27,929	102.8	85.9	39,960	41,036	33,762	102.7	84.5
65~69	26,236	27,009	23,174	102.9	88.3	28,438	29,179	24,745	102.6	87.0
70~74	17,053	17,457	15,617	102.4	91.6	20,823	21,162	18,600	101.6	89.3
75~79	11,178	11,416	10,159	102.1	90.9	15,869	16,036	13,501	101.1	85.1
80歳以上	10,354	11,017	9,157	106.4	88.4	20,177	20,459	16,284	101.4	80.7
総数	1,020,241	1,050,070	807,136	102.9	79.1	1,154,228	1,182,119	945,232	102.4	81.9

注:「住民基本台帳人口」は2016年1月1日現在,「在留外国人統計」は2015年12月31日現在,「国勢調査」は2015年10月1日現在。

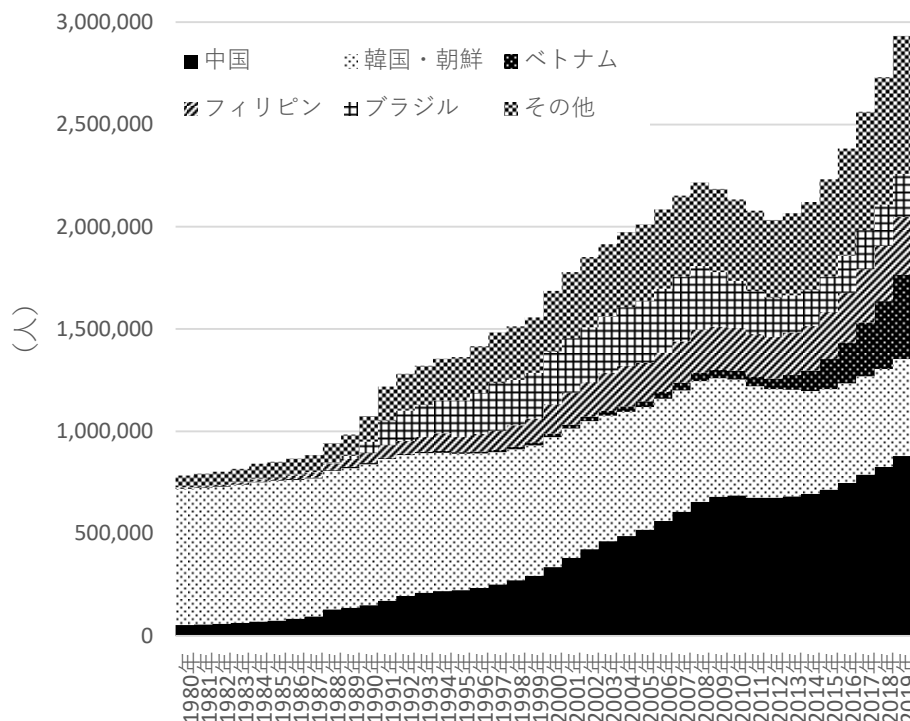
本稿の主眼が近年の外国人の地域別人口動向にあること,また外国人人口の変化が激しいことなどから,主に更新頻度の高い「住民基本台帳」および「在留外国人統計」を用いて,外国人人口の地域分布変化等に関する分析を行う。

3. 全国的にみた外国人人口の動向

外国人人口の地域分布の分析に入る前に,全国的にみた外国人人口の動向について簡単に触れる。

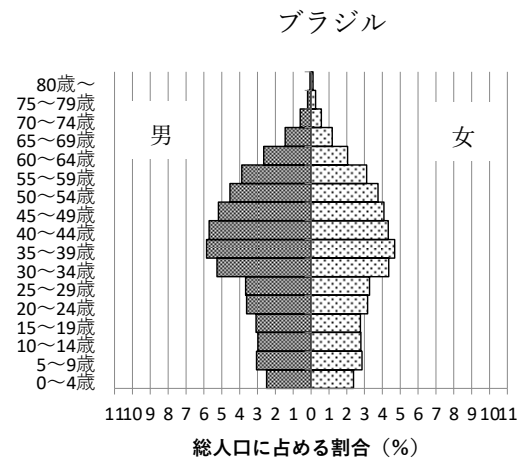
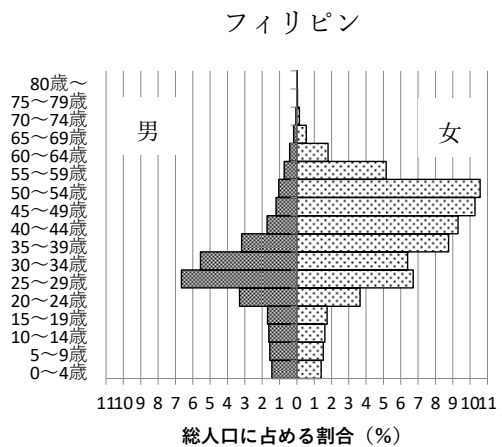
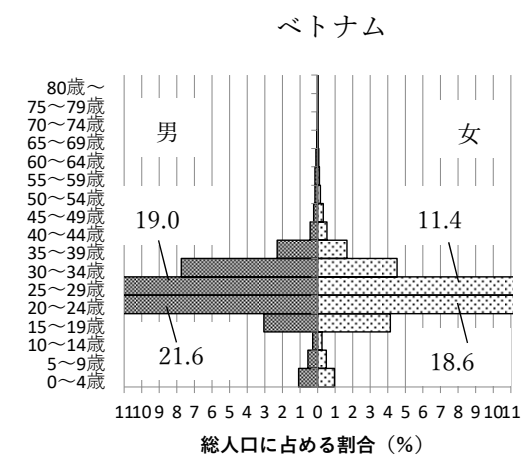
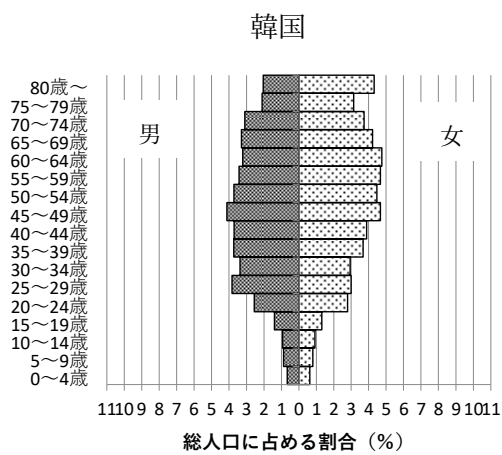
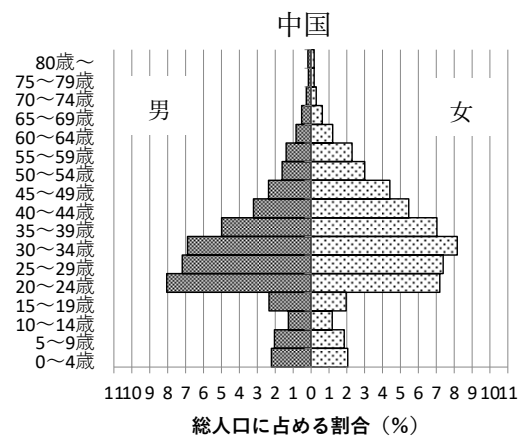
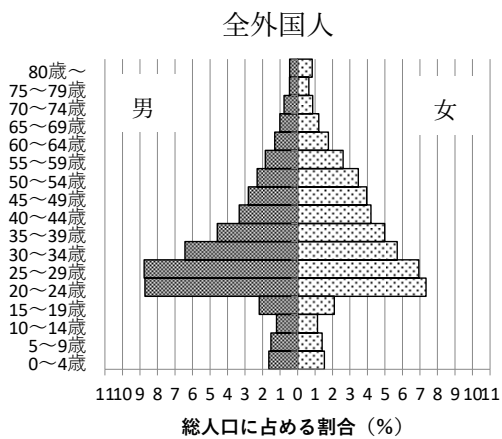
図2は,「在留外国人統計」による1980年以降における全国の国籍別の外国人人口の推移を示したものである。外国人人口の総数は1980年には約78万人であったが,2019年には約293万人と4倍弱に増加している。国籍別にみると,2019年時点で多い順に,中国

(29.9%), 韓国・朝鮮(16.2%), ベトナム(14.0%), フィリピン(9.6%), ブラジル(7.2%)となっており、この5カ国で全体の77.0%を占めている。韓国・朝鮮人の人口が減少傾向にある一方で、その他のアジア諸国の外国人人口増加が目立っており、とくにベトナム人の増加は顕著である。外国人全体とこれら5カ国の2019年の人口ピラミッドを描くと図3のようになり、国籍によって性年齢構造が大きく異なることが見て取れる。このような性年齢構造の違いに大きく影響している要因のひとつが在留資格である。5カ国における2019年の在留資格別人口は表2のとおりであり、各国間で在留資格の分布は大きく異なっている。最も多数を占める中国人は外国人全体の分布に近いが、「技術・人文知識・国際業務」と「留学」の割合がやや高く、韓国人はいわゆるオールドカマーが多いことから、「特別永住者」をはじめとする「身分・地位に基づく在留資格」の割合が非常に高い。近年急増しているベトナム人は「技能実習」が半数以上を占め、フィリピン人は「身分・地位に基づく在留資格」の割合が高いが、そのなかでは「永住者」・「定住者」および「日本人の配偶者等」が大半を占めている。ブラジル人は、ほぼすべてが「身分・地位に基づく在留資格」となっている。また、在留資格別の人口ピラミッドは図4のとおりであり、国籍別の人口構成の違いには在留資格別の人口構成が強く反映されていることがうかがえる。



資料：法務省「在留外国人統計」

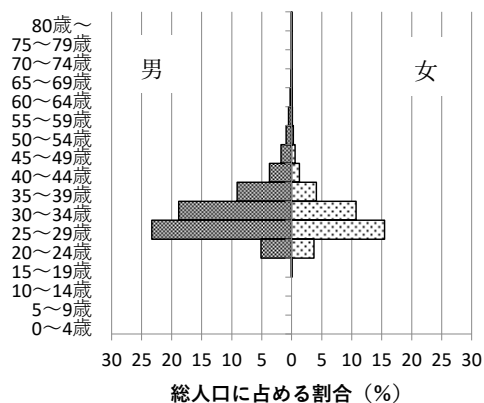
図2 国籍別外国人人口の推移



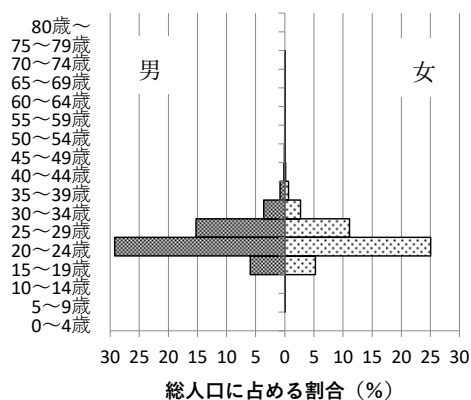
資料：法務省「在留外国人統計」

図3 国籍別の人口ピラミッド (2019年)

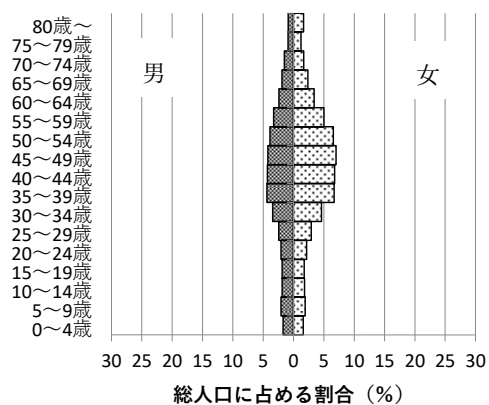
技術・人文知識・国際業務



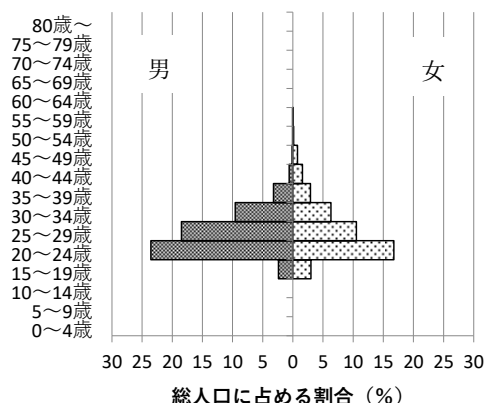
留学



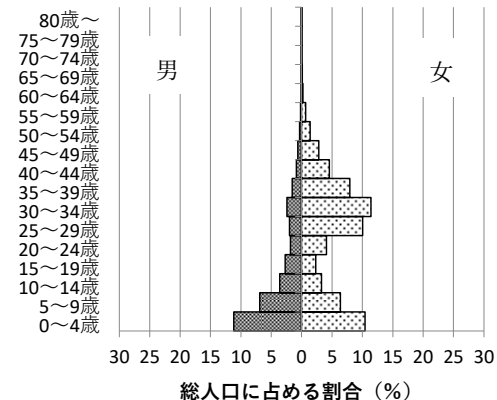
身分・地位



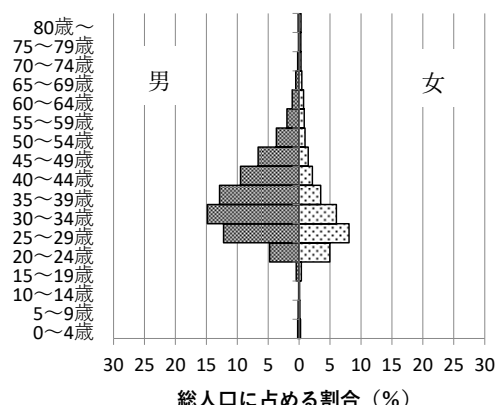
技能実習



家族滞在



その他



資料：法務省「在留外国人統計」

図4 在留資格別の人口ピラミッド (2019年)

表2 国籍別，在留資格別人口割合（2019年）

(%)

	技術・人文 知識・ 国際業務	技能実習	留 学	家族滞在	身分・地 位	その他
総 数	9.3	14.0	11.8	6.9	51.0	7.0
中 国	11.2	10.1	17.7	10.1	43.1	7.8
韓 国	6.1	0.0	4.0	2.7	84.2	3.0
ベトナム	12.6	53.1	19.2	5.2	7.2	2.7
フィリピン	2.9	12.7	1.2	1.3	77.8	4.2
ブラジル	0.3	0.0	0.3	0.4	98.6	0.4

資料：法務省「在留外国人統計」

4. 外国人の地域分布の分析

外国人の地域分布について、以下では外国人の国籍別人口や年齢別人口を対象として主にジニ係数による分析を行う。その際、全国的な傾向は都道府県別人口から求めたジニ係数により、また都道府県別の傾向は市区町村別人口から求めたジニ係数により、それぞれ把握する。

4-1. 都道府県別にみた分布

外国人人口割合は都道府県によって大きな差があり、2019年時点での最高は東京都（4.0%）、最低は秋田県（0.4%）となっている。また、2014年と2019年の人口を日本人と外国人別にみると（表3）、5年間で日本人が増加しているのは東京圏の1都3県と愛知県、沖縄県の6都県にとどまっているのに対し、外国人は全都道府県で増加している。ただし、増加率には沖縄県の76.9%から秋田県の6.6%まで大きな幅がある。

「在留外国人統計」から、2013年と2018年の国籍別人口のジニ係数を求めたのが表4である。本表には、日本人と外国人全体（2014年、2019年）についてのジニ係数も併記している。まず日本人と外国人を比較すると、外国人のジニ係数の方が高く、都道府県単位で見れば外国人の方が集中的な分布を示していることがわかる。実際に、「住民基本台帳人口」による2019年の外国人の全国に占める東京圏の人口シェアは41.0%（日本人は28.5%）、三大都市圏の人口シェアは70.1%（日本人は51.7%）と、大都市圏への人口集中が目立っている。ただし、2013年と2018年を比較すると、日本人はやや集中化の傾向があるのに対して、外国人はほぼ横ばいとなっている。国籍別にみると、中国・台湾・韓国などで集中傾向が強い一方で、インドネシアやベトナムなどでは集中傾向はあまり強くない。2013年から2018年の5年間でみると、比較的大きな変化が生じているのは中国人とベトナム人であり、中国人は集中化、ベトナム人は分散化の傾向がそれぞれみられる。

続いて、「住民基本台帳人口」から日本人と外国人の年齢別のジニ係数の変化をみるが、本稿では年齢5歳階級別のコーホートで観察する（表5）。たとえば、期首年齢0～4歳は

表3 都道府県別，日本人人口と外国人人口（2014年，2019年）

	日本人人口（人）			外国人人口		
	2014年	2019年	増減率 （%）	2014年	2019年	増減率 （%）
全国	126,434,634	124,776,364	-1.3	2,003,379	2,667,199	33.1
北海道	5,441,079	5,268,352	-3.2	21,966	36,061	64.2
青森県	1,363,963	1,287,029	-5.6	3,895	5,680	45.8
岩手県	1,305,990	1,243,012	-4.8	5,377	7,130	32.6
宮城県	2,314,509	2,281,915	-1.4	14,930	21,183	41.9
秋田県	1,066,538	996,292	-6.6	3,688	3,931	6.6
山形県	1,145,288	1,088,125	-5.0	6,030	7,258	20.4
福島県	1,966,594	1,887,006	-4.0	9,502	14,047	47.8
茨城県	2,944,064	2,871,183	-2.5	49,574	65,001	31.1
栃木県	1,980,414	1,935,463	-2.3	29,858	40,658	36.2
群馬県	1,979,094	1,924,605	-2.8	40,593	56,597	39.4
埼玉県	7,168,616	7,200,193	0.4	120,232	177,095	47.3
千葉県	6,141,503	6,157,685	0.3	106,357	153,505	44.3
東京都	12,807,627	13,189,049	3.0	394,410	551,683	39.9
神奈川県	8,940,001	8,976,954	0.4	160,605	212,567	32.4
新潟県	2,341,907	2,242,517	-4.2	12,965	16,792	29.5
富山県	1,078,692	1,045,031	-3.1	12,920	18,262	41.3
石川県	1,152,949	1,130,737	-1.9	10,431	15,211	45.8
福井県	797,066	771,847	-3.2	11,163	14,656	31.3
山梨県	848,292	817,065	-3.7	13,323	15,704	17.9
長野県	2,130,885	2,066,413	-3.0	29,929	35,478	18.5
岐阜県	2,054,702	1,990,598	-3.1	43,474	53,516	23.1
静岡県	3,731,920	3,637,196	-2.5	71,561	89,341	24.8
愛知県	7,288,942	7,311,801	0.3	189,664	253,508	33.7
三重県	1,827,576	1,773,994	-2.9	41,284	50,643	22.7
滋賀県	1,397,955	1,390,806	-0.5	23,824	29,274	22.9
京都府	2,534,567	2,494,923	-1.6	51,337	60,145	17.2
大阪府	8,678,514	8,613,021	-0.8	200,180	235,977	17.9
兵庫県	5,560,378	5,462,316	-1.8	94,983	108,302	14.0
奈良県	1,392,193	1,350,265	-3.0	10,841	12,516	15.5
和歌山県	1,006,455	958,055	-4.8	5,781	6,543	13.2
鳥取県	583,274	561,445	-3.7	3,793	4,607	21.5
島根県	706,064	677,251	-4.1	5,300	8,875	67.5
岡山県	1,924,542	1,883,926	-2.1	20,666	27,796	34.5
広島県	2,838,523	2,787,086	-1.8	37,777	51,546	36.4
山口県	1,429,968	1,366,822	-4.4	13,178	16,257	23.4
徳島県	777,454	744,521	-4.2	4,888	5,998	22.7
香川県	1,001,667	974,869	-2.7	8,361	12,467	49.1
愛媛県	1,427,866	1,369,853	-4.1	8,661	11,908	37.5
高知県	750,927	713,006	-5.0	3,348	4,474	33.6
福岡県	5,063,541	5,055,178	-0.2	55,272	76,127	37.7
佐賀県	848,040	822,443	-3.0	4,245	6,338	49.3
長崎県	1,416,850	1,355,223	-4.3	7,683	10,168	32.3
熊本県	1,816,276	1,764,768	-2.8	9,410	15,311	62.7
大分県	1,188,155	1,147,448	-3.4	9,699	12,770	31.7
宮崎県	1,138,313	1,097,293	-3.6	4,173	6,462	54.9
鹿児島県	1,696,429	1,633,098	-3.7	6,362	10,339	62.5
沖縄県	1,438,472	1,458,686	1.4	9,886	17,492	76.9

資料：総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」

表4 国籍別ジニ係数（2013年，2018年）

		2013年	2018年	差
日本人		0.6198	0.6283	0.0085
外国人		0.7791	0.7790	-0.0001
国籍別	中国	0.7831	0.8241	0.0410
	台湾	0.8616	0.8569	-0.0047
	韓国	0.8406	0.8417	0.0011
	ベトナム	0.7438	0.6836	-0.0601
	フィリピン	0.7321	0.7214	-0.0107
	インドネシア	0.6591	0.6442	-0.0150
	ネパール	0.8377	0.8379	0.0002
	タイ	0.7787	0.7628	-0.0159
	米国	0.8159	0.8220	0.0061
	ブラジル	0.7683	0.7679	-0.0004
	その他	0.8099	0.8030	-0.0068

注：日本人と外国人の値は「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」（2014年，2019年）より算出，国籍別の値は法務省「在留外国人統計」より算出

表5 日本人と外国人のコーホート別ジニ係数（2014年，2019年）

日本人				外国人			
期首年齢	ジニ係数 (2014年)	ジニ係数 (2019年)	差	期首年齢	ジニ係数 (2014年)	ジニ係数 (2019年)	差
0～4歳	0.6293	0.6274	-0.0020	0～4歳	0.8034	0.8121	0.0087
5～9	0.6169	0.6184	0.0014	5～9	0.7989	0.8028	0.0039
10～14	0.6087	0.6168	0.0081	10～14	0.7951	0.7740	-0.0211
15～19	0.6050	0.6585	0.0535	15～19	0.7762	0.7488	-0.0274
20～24	0.6382	0.6761	0.0380	20～24	0.7470	0.7723	0.0254
25～29	0.6589	0.6647	0.0057	25～29	0.7710	0.7808	0.0098
30～34	0.6580	0.6578	-0.0002	30～34	0.7810	0.7887	0.0077
35～39	0.6537	0.6539	0.0002	35～39	0.7860	0.7869	0.0008
40～44	0.6627	0.6637	0.0011	40～44	0.7891	0.7862	-0.0029
45～49	0.6556	0.6566	0.0010	45～49	0.7948	0.7927	-0.0021
50～54	0.6193	0.6190	-0.0003	50～54	0.8034	0.8006	-0.0028
55～59	0.5850	0.5830	-0.0020	55～59	0.8024	0.8012	-0.0012
60～64	0.5866	0.5843	-0.0024	60～64	0.8040	0.8037	-0.0003
65～69	0.6087	0.6071	-0.0016	65～69	0.8124	0.8123	-0.0001
70～	0.5779	0.5842	0.0063	70～	0.8281	0.8272	-0.0009

総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」より算出

2014年時点で0～4歳であり、2019年には生存していれば5～9歳となるコーホートである。日本人では、期首年齢15～19歳および20～24歳における集中化が目立ち、10～14歳および25～29歳においてもやや集中化しているが、50～54歳から65～69歳にかけては若干ながら分散化の傾向がみられる¹。外国人では、10～14歳と15～19歳では分散化、20～24歳から30～34歳にかけては集中化の傾向がみられ、40～44歳以上では若干ながら分散化の傾向となっている。このような現象の要因については詳細な分析が必要であるが、10～14歳や15～19歳において日本人と異なり分散化傾向を示す大きな要因としては、新規に入国する外国人のなかに各地に点在する大学の留学生が多く含まれることが挙げられよう。

4-2. 市区町村別にみた分布

表6は、市区町村別の日本人人口と外国人人口から都道府県別のジニ係数を算出したものである。本表で、日本人人口については「住民基本台帳人口」（2014年、2019年）を用いているが、外国人人口については次に国籍別の人口分布変化をみるため、「在留外国人統計」（2013年、2018年）を用いている。日本人人口は2014～2019年の5年間に於いて全都道府県でジニ係数が上昇している一方で、ほぼ同じ5年間に於いて外国人人口のジニ係数が上昇しているのは17県にとどまる。ジニ係数の変化幅も総じて日本人と比較して大きく、最高は島根県(+0.0704)、最低は大分県(-0.0365)となっている。とくに西日本では、外国人人口のジニ係数が低下する府県が目立つように見える。

ジニ係数の変化を国籍別にみると（表7）、国籍によって傾向が大きく異なっている。中国人やフィリピン人ではジニ係数が上昇する県が目立ち、韓国人・ブラジル人・アメリカ人では上昇する県と低下する県が概ね拮抗する一方で、ベトナム人や台湾人ではジニ係数が低下する県が優勢である。とりわけベトナム人では43都道府県で低下しており、都道府県内では人口が分散化する傾向が顕著となっている。福島県では国籍「その他」も含め、すべての国籍の人口でジニ係数が低下している。

続いて前項と同様、「住民基本台帳人口」から年齢5歳階級のコーホート別のジニ係数を求めるが、その際には留意すべき点がある。「住民基本台帳人口」では、外国人住民の「男性総数が1～9人」・「女性総数が1～9人」・「男女計総数が49人以下」のいずれかに該当する市区町村において、外国人の男女5歳階級別人口が表章されていない²。表8は、2014年と2019年の外国人の男女5歳階級別人口の記載状況をまとめたものであるが、1,896市区町村のうち、540市町村では少なくともいずれかの年で外国人の男女5歳階級別人口が記載されていないため、残りの1,356市区町村を対象として日本人と外国人について都道府

¹ 高齢の外国人人口が非常に少なくなるため、本表は比較を容易にするために70歳以上のコーホートでまとめているが、既往研究において前期高齢者では大都市圏から非大都市圏に向かう移動が卓越することが示されており（平井 2007）、70～74歳においてもジニ係数は低下している可能性が高い。

² https://www.soumu.go.jp/main_content/000701326.pdf（2021年4月13日最終アクセス）

表6 都道府県別に算出した日本人と外国人のジニ係数（2014年，2019年）

	日本人			外国人		
	2014年	2019年	差	2014年	2019年	差
北海道	0.8791	0.8851	0.0061	0.9047	0.8902	-0.0145
青森県	0.5255	0.5348	0.0092	0.6332	0.6579	0.0247
岩手県	0.4665	0.4830	0.0165	0.4794	0.4465	-0.0329
宮城県	0.6173	0.6231	0.0057	0.6857	0.6840	-0.0017
秋田県	0.4851	0.4918	0.0067	0.4985	0.5202	0.0217
山形県	0.4992	0.5108	0.0116	0.4782	0.5124	0.0343
福島県	0.4587	0.4678	0.0090	0.4796	0.4976	0.0180
茨城県	0.3861	0.3984	0.0123	0.4710	0.4646	-0.0064
栃木県	0.4251	0.4333	0.0081	0.5667	0.5809	0.0141
群馬県	0.5757	0.5827	0.0069	0.8457	0.8283	-0.0174
埼玉県	0.5204	0.5284	0.0080	0.6498	0.6727	0.0229
千葉県	0.6158	0.6252	0.0094	0.7017	0.6998	-0.0019
東京都	0.4047	0.4090	0.0043	0.6110	0.6105	-0.0005
神奈川県	0.4129	0.4201	0.0072	0.5826	0.5839	0.0014
新潟県	0.6681	0.6759	0.0078	0.7365	0.7252	-0.0113
富山県	0.4352	0.4432	0.0080	0.5352	0.5306	-0.0046
石川県	0.6138	0.6285	0.0147	0.6316	0.6380	0.0064
福井県	0.4866	0.4974	0.0108	0.5860	0.6237	0.0377
山梨県	0.6045	0.6199	0.0154	0.7883	0.7671	-0.0211
長野県	0.5175	0.5239	0.0064	0.5730	0.5648	-0.0082
岐阜県	0.5965	0.6052	0.0087	0.6585	0.6546	-0.0039
静岡県	0.5465	0.5518	0.0053	0.6760	0.6604	-0.0156
愛知県	0.4460	0.4489	0.0030	0.5637	0.5530	-0.0107
三重県	0.5313	0.5445	0.0132	0.6270	0.6345	0.0075
滋賀県	0.4339	0.4472	0.0133	0.4687	0.4832	0.0145
京都府	0.6506	0.6544	0.0037	0.7500	0.7479	-0.0021
大阪府	0.4023	0.4107	0.0083	0.6892	0.6837	-0.0055
兵庫県	0.6442	0.6464	0.0022	0.7925	0.7870	-0.0054
奈良県	0.5834	0.5872	0.0038	0.6093	0.6019	-0.0074
和歌山県	0.5834	0.5899	0.0066	0.6881	0.6753	-0.0128
鳥取県	0.6305	0.6365	0.0060	0.7239	0.7095	-0.0145
島根県	0.4540	0.4642	0.0103	0.5730	0.6434	0.0704
岡山県	0.6218	0.6321	0.0103	0.6590	0.6493	-0.0097
広島県	0.6832	0.6913	0.0081	0.7618	0.7517	-0.0101
山口県	0.3834	0.3955	0.0121	0.4995	0.4880	-0.0115
徳島県	0.6497	0.6622	0.0125	0.6363	0.6381	0.0018
香川県	0.4322	0.4407	0.0084	0.5962	0.6301	0.0339
愛媛県	0.5466	0.5583	0.0118	0.6056	0.5978	-0.0078
高知県	0.6242	0.6336	0.0094	0.6855	0.6951	0.0096
福岡県	0.5592	0.5692	0.0100	0.7323	0.7208	-0.0116
佐賀県	0.3009	0.3134	0.0125	0.4644	0.4630	-0.0014
長崎県	0.4843	0.4947	0.0104	0.5707	0.5770	0.0063
熊本県	0.7033	0.7138	0.0106	0.8180	0.7891	-0.0289
大分県	0.5136	0.5249	0.0114	0.7883	0.7518	-0.0365
宮崎県	0.5107	0.5188	0.0080	0.5565	0.5665	0.0101
鹿児島県	0.4524	0.4635	0.0112	0.5792	0.5489	-0.0303
沖縄県	0.6839	0.6841	0.0002	0.7292	0.7216	-0.0077

総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」より算出

表7 都道府県別に算出した国籍別のジニ係数の変化（2013→2018年）

	中国	韓国	ベトナム	フィリピン	ブラジル	台湾	アメリカ	その他
北海道	0.0217	0.0056	-0.1175	-0.0113	0.0021	-0.0089	-0.0067	-0.0200
青森県	0.0994	-0.0160	-0.1825	0.0576	0.0238	0.0071	0.0247	-0.0317
岩手県	0.0771	0.0050	-0.3937	-0.0238	0.0735	-0.0775	0.0254	-0.0305
宮城県	0.0091	-0.0025	-0.1557	0.0139	-0.0099	0.0087	0.0009	-0.0014
秋田県	0.1165	-0.0070	-0.2466	0.0021	0.0730	-0.1489	-0.0493	-0.0240
山形県	0.0306	0.0181	-0.2009	0.0231	-0.0260	-0.0335	-0.0166	-0.0432
福島県	-0.0069	-0.0086	-0.1207	-0.0413	-0.0006	-0.0759	-0.0363	-0.0141
茨城県	0.0139	0.0082	-0.1296	0.0008	-0.0168	0.0077	0.0120	-0.0011
栃木県	0.0046	-0.0097	-0.0411	0.0421	0.0074	-0.0071	0.0251	0.0277
群馬県	0.0170	-0.0068	-0.0906	0.0329	0.0024	0.0758	-0.0084	-0.0205
埼玉県	0.0359	0.0071	-0.0722	-0.0152	-0.0074	0.0140	-0.0017	0.0410
千葉県	0.0041	-0.0040	-0.0814	0.0016	-0.0098	0.0135	-0.0014	0.0097
東京都	-0.0100	-0.0036	-0.0067	-0.0059	-0.0305	-0.0184	-0.0192	0.0012
神奈川県	0.0087	0.0013	-0.0894	-0.0083	-0.0265	-0.0224	0.0127	0.0054
新潟県	0.0073	-0.0074	-0.0838	0.0069	-0.0115	-0.0661	0.0076	-0.0263
富山県	0.0346	-0.0231	-0.0927	0.0444	-0.0134	-0.2005	0.1373	-0.0780
石川県	0.0641	-0.0121	-0.0270	0.2004	-0.0130	-0.1210	-0.0287	-0.0898
福井県	-0.0196	0.0118	-0.0891	-0.0545	0.0300	-0.0127	-0.0116	-0.0197
山梨県	-0.0198	-0.0044	-0.1684	-0.0134	0.0203	-0.0604	0.0124	-0.0347
長野県	-0.0076	0.0028	-0.1011	0.0132	0.0292	-0.0152	-0.0116	-0.0017
岐阜県	-0.0132	-0.0149	-0.1782	0.0071	0.0049	-0.0908	0.0409	0.0041
静岡県	-0.0246	-0.0086	-0.1131	0.0114	-0.0096	-0.0270	0.0153	-0.0160
愛知県	-0.0111	0.0063	0.0047	-0.0202	-0.0248	-0.0185	-0.0121	0.0414
三重県	0.0130	0.0060	-0.0083	-0.0137	0.0035	-0.0633	0.0335	-0.0116
滋賀県	0.0883	0.0085	-0.2422	0.0151	0.0241	-0.0075	0.0529	-0.0564
京都府	0.0098	-0.0004	-0.0674	0.0073	-0.0499	0.0101	0.0238	-0.0061
大阪府	0.0230	0.0006	-0.0021	-0.0202	-0.0322	0.0144	0.0004	0.0026
兵庫県	0.0050	0.0000	-0.0511	-0.0324	-0.0397	-0.0098	-0.0155	-0.0127
奈良県	0.0262	0.0013	-0.0843	-0.0233	-0.0362	-0.0645	-0.0286	-0.0689
和歌山県	0.0097	0.0159	-0.1887	0.0033	0.0124	-0.0507	0.0306	0.0034
鳥取県	-0.0510	-0.0019	-0.0935	-0.0078	0.0710	-0.0441	0.0274	-0.0327
島根県	0.0152	-0.0295	-0.1112	0.0222	0.0099	-0.1324	-0.0120	-0.0658
岡山県	0.0571	-0.0030	0.0043	0.0616	-0.0156	-0.0660	-0.0423	0.0046
広島県	0.0128	0.0074	0.0554	-0.0082	-0.0023	-0.0164	-0.0213	-0.0165
山口県	0.0540	-0.0004	-0.0425	0.2271	-0.0607	-0.1136	-0.0242	-0.0204
徳島県	0.0386	-0.0153	-0.0849	0.0758	0.0246	0.0065	-0.0493	-0.0400
香川県	0.0912	-0.0245	0.0088	0.0257	-0.0081	0.0683	-0.1299	0.0321
愛媛県	0.0082	0.0038	-0.1686	0.1331	-0.0003	-0.0387	0.0610	-0.0396
高知県	0.0231	0.0222	-0.0250	0.0135	0.0300	-0.0472	0.0582	-0.0167
福岡県	-0.0057	0.0221	-0.1271	-0.0094	-0.0391	0.0050	-0.0117	-0.0149
佐賀県	0.0454	-0.0094	-0.2678	0.0178	-0.0500	-0.0234	0.1279	-0.1094
長崎県	0.1090	0.0770	-0.0934	0.0238	-0.0260	-0.0532	0.0195	-0.1025
熊本県	0.0178	-0.0083	-0.0957	0.0271	-0.0120	-0.0026	0.0052	-0.0381
大分県	-0.0030	0.0098	-0.1816	-0.0352	0.0122	-0.0359	-0.0346	-0.0294
宮崎県	-0.0145	-0.0133	-0.1836	0.0356	0.0250	-0.0290	0.0108	-0.0828
鹿児島県	-0.0634	0.0174	-0.0954	0.0701	0.0335	0.0206	-0.0380	-0.0182
沖縄県	-0.0202	-0.0120	-0.1345	0.0077	0.0029	-0.0119	-0.0097	-0.0108

法務省「在留外国人統計」より算出

表 8 「住民基本台帳人口」における市区町村別男女年齢 5 歳階級別人口の記載状況

	市区町村数
2014年・2019年双方に記載無し	391
2014年のみ記載あり	13
2019年のみ記載あり	136
2014年・2019年双方に記載あり	1,356
合計	1,896

資料：総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」

県別・コーホート別のジニ係数を算出した。540 市町村は総じて人口規模が小さい自治体であり、これらの市町村を除外した場合でも全体的な分布の傾向は十分に把握可能と考えられる。表 9 は、2014 年と 2019 年の双方で男女 5 歳階級別人口が得られる市区町村を対象として、日本人と外国人について都道府県別コーホート別ジニ係数の変化の概要を示したものである。日本人では、期首年齢が 10～14 歳から 40～44 歳のコーホートにおいてジニ係数が上昇する都道府県が多く、とりわけ 15～19 歳と 20～24 歳では全都道府県で集中化の傾向を示している。進学や就職を機に、県庁所在都市など都道府県内主要都市への人口移動が卓越することを反映していると考えられる。一方外国人は、全年齢を通してジニ係数の変化がプラスの県とマイナスの県が概ね拮抗しており、日本人のような若年層における顕著な集中化傾向は観察されない。ただ、日本人と比較すると変化の標準偏差が大きく、都道府県による人口分布変化の差異が目立っている。その背景には、外国人の人口規模が小さいことも挙げられるが、年齢別人口分布変化に関して日本人と全く異なるパターンを示している点には大いに留意すべきであろう。

4-3. 個別事例

以上のように、外国人人口の地域別の変化は多様であるが、本節では個別の事例について、島根県出雲市・大分県別府市および北海道ニセコ町・倶知安町・占冠村・佐呂間町を対象として述べる。

(1) 島根県出雲市・大分県別府市

2013 年から 2018 年の外国人人口のジニ係数の変化が最大の島根県と最小の大分県について、表 10 に市町村別の外国人人口を示した。両県とも大半の市町村において 5 年間で外国人人口が増加しているが、島根県では増加が出雲市などに集中しているのに対して、大分県では多くの市町でほぼ万遍なく増加している状況である。以下では、2018 年の絶対数でみて最も外国人人口規模が大きい島根県出雲市と大分県別府市を取り上げ、外国人人口増

表9 都道府県別に算出した日本人と外国人のコーホート別ジニ係数変化の概要
(2014→2019年)

日本人

期首年齢	標準偏差	プラスの 都道府県数	最大値	最大値の 都道府県	最小値	最小値の 都道府県
0～4歳	0.0078	16	0.0134	愛媛県	-0.0283	香川県
5～9	0.0036	33	0.0097	長崎県	-0.0068	香川県
10～14	0.0056	44	0.0214	長崎県	-0.0087	奈良県
15～19	0.0157	47	0.0667	福岡県	0.0051	沖縄県
20～24	0.0184	47	0.0876	大阪府	0.0044	青森県
25～29	0.0090	42	0.0370	山梨県	-0.0050	京都府
30～34	0.0057	35	0.0145	山梨県	-0.0115	沖縄県
35～39	0.0038	36	0.0102	岩手県	-0.0084	沖縄県
40～44	0.0021	38	0.0066	佐賀県	-0.0045	沖縄県
45～49	0.0018	25	0.0064	佐賀県	-0.0037	沖縄県
50～54	0.0015	24	0.0027	京都府	-0.0045	沖縄県
55～59	0.0021	19	0.0030	鹿児島県	-0.0045	山口県
60～64	0.0017	15	0.0025	岩手県	-0.0061	東京都
65～69	0.0018	27	0.0031	茨城県	-0.0077	東京都
70～	0.0050	40	0.0133	茨城県	-0.0108	東京都

外国人

期首年齢	標準偏差	プラスの 都道府県数	最大値	最大値の 都道府県	最小値	最小値の 都道府県
0～4歳	0.0551	16	0.1127	島根県	-0.2753	徳島県
5～9	0.0408	17	0.0551	鳥取県	-0.1607	鹿児島県
10～14	0.0889	15	0.1045	大分県	-0.2698	岩手県
15～19	0.0760	20	0.1304	秋田県	-0.2274	高知県
20～24	0.0752	17	0.1300	香川県	-0.2268	大分県
25～29	0.0528	17	0.1102	島根県	-0.1399	大分県
30～34	0.0396	23	0.1103	島根県	-0.0894	鹿児島県
35～39	0.0298	23	0.1126	島根県	-0.0631	大分県
40～44	0.0234	26	0.0641	島根県	-0.0578	徳島県
45～49	0.0284	19	0.1310	島根県	-0.0776	大分県
50～54	0.0229	20	0.1064	島根県	-0.0310	秋田県
55～59	0.0248	21	0.0457	愛媛県	-0.0903	宮崎県
60～64	0.0250	24	0.0586	岩手県	-0.0935	徳島県
65～69	0.0302	26	0.0876	岩手県	-0.0989	宮崎県
70～	0.0270	28	0.0933	山形県	-0.0525	青森県

総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」より算出

表 10 島根県と大分県の市町村別外国人人口（2013年，2018年）

島根県				大分県			
	2013年	2018年	増減		2013年	2018年	増減
松江市	1,154	1,509	355	大分市	2,775	3,148	373
浜田市	644	627	-17	別府市	3,995	4,433	438
出雲市	2,060	4,975	2,915	中津市	611	1,404	793
益田市	320	385	65	日田市	317	463	146
大田市	301	419	118	佐伯市	225	422	197
安来市	132	266	134	臼杵市	145	286	141
江津市	243	301	58	津久見市	35	28	-7
雲南市	218	222	4	竹田市	175	212	37
奥出雲町	88	75	-13	豊後高田市	298	494	196
飯南町	26	37	11	杵築市	109	173	64
川本町	17	14	-3	宇佐市	392	653	261
美郷町	18	18	0	豊後大野市	166	214	48
邑南町	55	103	48	由布市	201	445	244
津和野町	61	58	-3	国東市	152	246	94
吉賀町	98	152	54	姫島村	0	0	0
海士町	7	11	4	日出町	120	123	3
西ノ島町	10	20	10	九重町	53	100	47
知夫村	1	3	2	玖珠町	93	107	14
隠岐の島町	77	79	2				

資料：法務省「在留外国人統計」

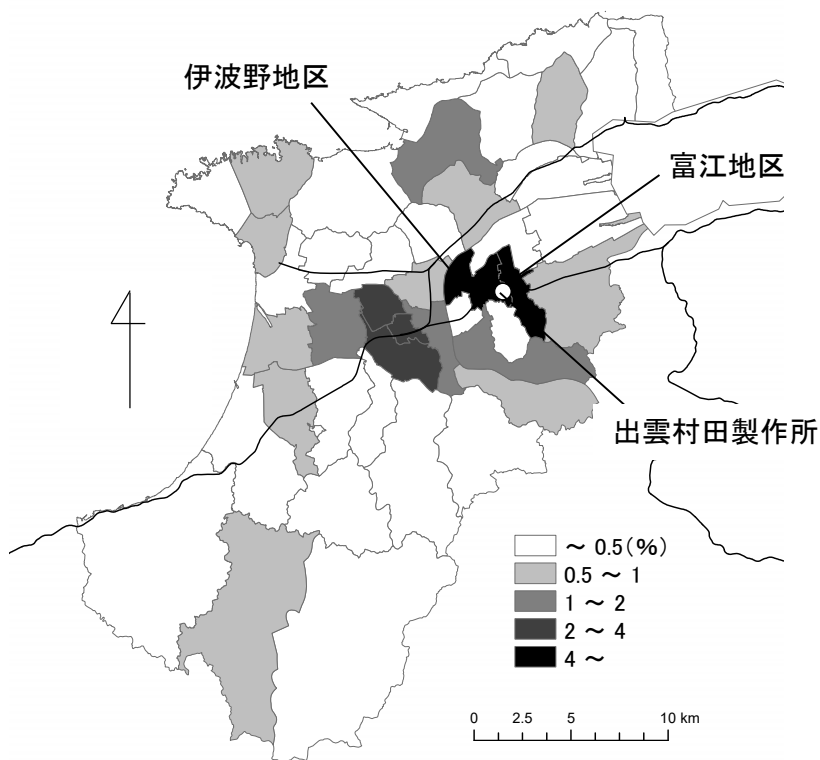
加の要因等について可能な範囲で考察する。両市の国籍別人口の変化をみると（表 11），出雲市ではブラジル人人口の増加が非常に大きい一方で，別府市ではその他国籍の人口増加が大きく，この点は外国人人口の変化を捉えるうえで必要不可欠な情報となる。

まず出雲市について，2015年の外国人人口割合を地区別にみると（図 5），その割合が高いのは伊波野・直江などの一部の地区に限定されている。直江地区にはブラジル人を多く雇用する出雲村田製作所が立地しており，2018年時点で同社の正社員数は約 4,000 人であるが，それ以外に約 3,000 人のブラジル人が働いている（鈴木 2019）。伊波野・直江の両地区を中心とした地域には，同社で働くブラジル人労働者が多く居住しているものと考えられる。出雲市のホームページで公開されているデータから，2015年 3月～2019年 8月における地区別人口の増減率をみると，人口増加率が高いのは概ね出雲村田製作所に地理的に近い地区に集中しており，国籍別の内訳は不明であるものの，同期間にブラジル人人口が約 2,000 人増加していることを考慮すれば，人口増加地区ではブラジル人人口の増加が大きく寄与している可能性が高い。

表 11 出雲市と別府市の国籍別外国人人口（2013年，2018年）

	出雲市			別府市		
	2013年	2018年	増減	2013年	2018年	増減
中国	450	312	-138	1,318	911	-407
韓国	172	134	-38	811	735	-76
ベトナム	35	304	269	344	471	127
フィリピン	171	242	71	134	156	22
ブラジル	1,121	3,646	2,525	11	14	3
台湾	0	1	1	88	120	32
米国	22	21	-1	118	128	10
その他	89	315	226	1,171	1,898	727
合計	2,060	4,975	2,915	3,995	4,433	438

資料：法務省「在留外国人統計」



資料：総務省「国勢調査」

図 5 出雲市の地区別外国人人口割合（2015年）

一方、別府市の外国人人口については、市内に立地する立命館アジア太平洋大学の影響が大きい。同大学の2019年5月1日現在の国籍別学生数は表12のとおりであり、留学生の数が日本人の学生数に匹敵するとともに、国籍もきわめて多岐にわたっている。上述の別府市におけるその他国籍人口の増加は、様々な国籍を持つ同大学の留学生の増加が多分に反映されていると考えられる。

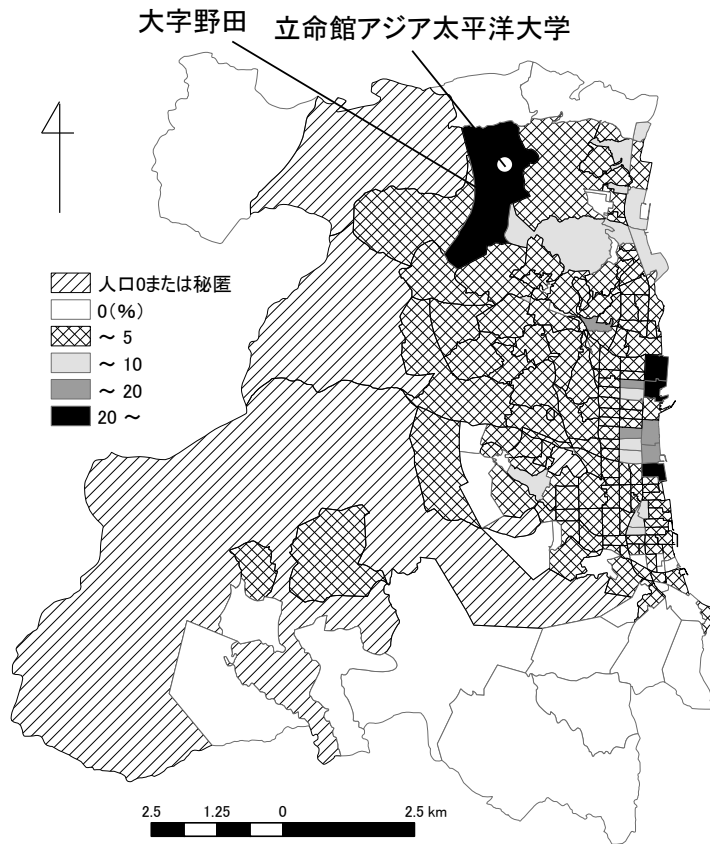
表12 立命館アジア太平洋大学の国籍別学生数（2019年5月1日現在）

アジア	韓国	556
	インドネシア	407
	ベトナム	387
	中国	378
	タイ	253
	バングラデシュ	117
	台湾	87
	インド	85
	ネパール	70
	スリランカ	63
	その他	149
	中東	18
アフリカ	45	
北米・中南米	92	
オセアニア	35	
ヨーロッパ	163	
無国籍	1	
留学生合計		2,906
日本人学生合計		2,924

注：立命館アジア太平洋大学の Web ページより筆者作成

また、大分県の資料によれば、2019年12月末時点における大分県内の在留資格「留学生」の外国人人口は3,678人であるが、そのうち81.5%に相当する2,997人が別府市に集中しており³、同大学の留学生の大多数も別府市内に居住していることがうかがえる。2015年における町丁字別の外国人人口割合をみても、同大学が立地する大字野田地区では68.2%と突出した値となっている（図6）。ただ大分県全体で見れば、別府市以外における市町でも技能実習生を中心とする外国人人口の増加が顕著であるため、県内の人口分布は分散化する形となっている。

³ <https://www.pref.oita.jp/uploaded/attachment/2086546.pdf>（2021年4月13日最終アクセス）



資料：総務省「国勢調査」

図6 別府市の町丁字別外国人人口割合（2015年）

(2) 北海道ニセコ町・倶知安町・占冠村・佐呂間町

2014～2019年の都道府県別の外国人人口割合でみてきほど大きな変化がない北海道においても、大きな変化が生じている市町村は少なくない。もともとオホーツク沿岸地域における外国人人口割合が高かったが、近年では内陸部において割合が急増する町村が目立っている。「住民基本台帳人口」による2019年の外国人人口割合が高い20市区町村は表13のとおりであり、占冠村(26.1%)をはじめとして、赤井川村(12.6%)、留寿都村(12.3%)、倶知安町(11.9%)、ニセコ町(9.4%)と、スキーリゾートが盛んな小規模町村が20位以内に軒並み名を連ねている。

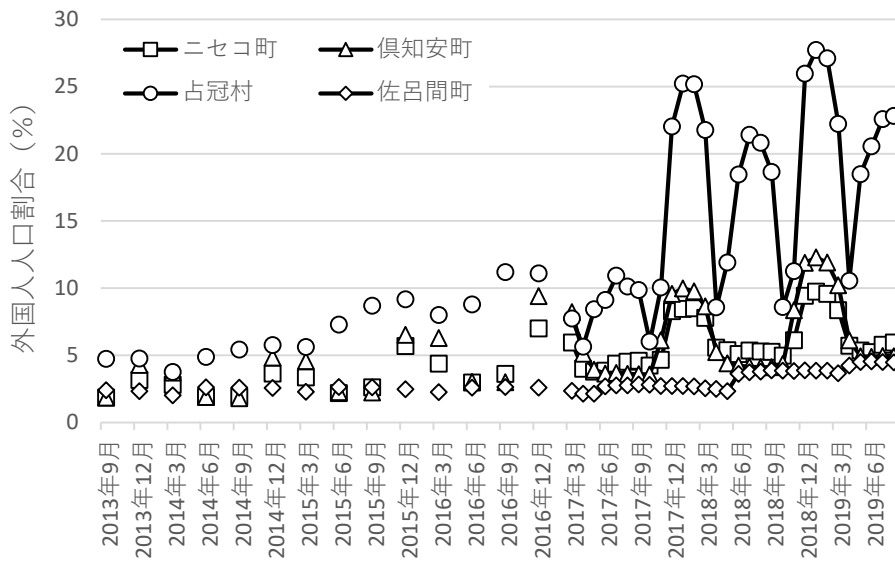
北海道が公表している「住基ネットにおける人口」から得られるニセコ町・倶知安町・占冠村・佐呂間町における外国人人口割合の推移を図8に示した。いずれの町村も外国人人口割合は増加傾向であるが、ニセコ町・倶知安町・占冠村の3町村では季節性が明瞭に表れている。このなかで、ニセコ町・倶知安町では冬期でピーク、占冠村では冬期と夏期でピーク

クというパターンを示しており、1年間での変動が非常に大きい。たとえば占冠村では、「住基ネットにおける人口」による2019年1月末、4月末、8月末の外国人人口割合がそれぞれ、27.7%、10.6%、22.8%と推移している。占冠村は星野リゾートが運営するトマムが有名であるが、スキーリゾートのほか当地で観察される雲海を活用して夏期にも観光客が多く集まるようになり（中沢 2009）、それに伴ってリゾート施設の従業員として働く外国人人口も増加したものと考えられる。一方、佐呂間町を含むオホーツク沿岸地域では漁業協同組合で働く外国人技能実習生を継続的に受け入れているという事情があるため（中園 2019）、外国人人口割合は増加基調を示しつつも、本グラフに示した3町村とは異なり安定的に推移している。

表 13 外国人人口割合が高い市区町村（2019年）

順位	都道府県	市区町村	総人口 (人)	外国人 (人)	外国人 割合(%)
1	北海道	勇払郡占冠村	1,508	393	26.1
2	大阪府	大阪市生野区	127,415	27,807	21.8
3	群馬県	邑楽郡大泉町	41,785	7,623	18.2
4	大阪府	大阪市浪速区	67,415	8,816	13.1
5	北海道	余市郡赤井川村	1,262	159	12.6
6	東京都	新宿区	346,162	43,068	12.4
7	北海道	虻田郡留寿都村	2,047	252	12.3
8	北海道	虻田郡倶知安町	16,642	1,977	11.9
9	愛知県	名古屋市中区	86,653	9,815	11.3
10	神奈川県	横浜市中区	151,474	16,810	11.1
11	東京都	豊島区	289,508	30,223	10.4
12	長野県	北安曇郡白馬村	9,447	971	10.3
13	兵庫県	神戸市中央区	136,596	13,055	9.6
14	北海道	虻田郡二セコ町	5,298	500	9.4
15	埼玉県	蕨市	75,261	6,699	8.9
16	東京都	荒川区	215,966	19,131	8.9
17	大阪府	大阪市東成区	83,430	7,341	8.8
18	岐阜県	美濃加茂市	56,987	4,946	8.7
19	大阪府	大阪市西成区	106,931	9,050	8.5
20	大阪府	大阪市中央区	99,872	8,416	8.4

資料：総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」



資料：北海道「住基ネットにおける人口」

図7 ニセコ町・倶知安町・占冠村・佐呂間町の外国人人口割合の推移（2013年9月～）

5. おわりに

本稿では、近年増加が著しい外国人人口に着目し、主に人口分布変化の観点からジニ係数を用いた分析を行った後、個別事例について少々触れた。外国人人口割合の増加に伴い、日本人と外国人を統合した総数ベースでみた人口移動傾向も外国人の移動傾向の影響度が強まることになる。本稿で示したように、都道府県別にみても市区町村別にみても外国人の人口分布変化のパターンが日本人のそれと大きく異なる状況では、地域推計において総数ベースで人口移動傾向を捉えることには検討の余地が大きいといえよう。将来的には、全国の将来人口推計と同様、地域推計においても日本人と外国人を明示的に区分した推計が望ましいと考えられる。

一方で、地域別の外国人人口の将来推計は非常に困難である。本稿の個別事例でも示したとおり、地域別外国人人口の変化には企業・大学・宿泊施設などの立地や、場合によっては季節的な要因も大きく影響している。したがって、一般に個別地域で観察された直近の人口動態を将来に反映させるといふ投影の観点からの推計は適切ではなく、外国人人口に関してすべての市区町村別において男女年齢別の移動仮定を設定することは非現実的といえよう。それに代わる推計方法としては、全国で推計されている外国人人口を都道府県別、市区町村別に配分する方法が考えられる。配分にあたっては、たとえば全国や都道府県単位で観察された全域的な傾向を、都道府県や都道府県内市区町村に適用する手法があり得る。いずれにしても、外国人人口の投影が非常に困難であることに加え、最終的な推計結果を全国の

将来推計人口と整合させることを考慮すれば、全国の外国人人口をあらかじめ制約条件とするのが妥当といえよう。本稿で示したように、人口分布変化のパターンが国籍別に大きく異なる点にも留意が必要であるが、これについては全国から都道府県別、市区町村別に外国人人口を配分する際の有用な情報として活用できる可能性もある。

現時点では、外国人人口の適切な推計手法に関する情報がまだ不十分であることも事実であるが、2020年国勢調査を基準とする次期推計では、直近期間となる2015～2020年において「住民基本台帳人口」により市区町村別外国人人口の変化が1年ごとに捉えられるようになるなど、将来的に日本人・外国人別の推計を視野に入れた分析のための素材も着実に整備されてきている。新型コロナウイルス（COVID-19）の感染拡大以降、国際人口移動がほぼシャットアウトされた状態となり、急速に増加してきた外国人人口も停滞するなど大きな変化がみられるが、このような激変下における地域別外国人人口の動きについても精査することにより、適切な外国人人口の推計手法につながる知見が得られるとも考えられる。とくに地域推計にとっては、今後も様々な角度から外国人人口に関する分析を継続させていくことが必要不可欠といえよう。

参考文献

- 石川義孝編（2019）『地図でみる日本の外国人－改訂版』ナカニシヤ出版。
- 鈴木暁子（2019）「外国にルーツを持つ子どもの支援に関わるアクター間のネットワーク型ガバナンスの研究：島根県出雲市を事例として」『同志社政策科学院生論集』8号，pp.29-42.
- 中川雅貴・小池司朗・清水昌人（2016）「外国人の市区町村間移動に関する人口学的分析」『地学雑誌』125巻4号，pp.475-492.
- 中沢康彦（2009）「星野リゾート 星野佳路社長の「教科書通り」で会社を伸ばす(第2回)市場で埋没した会社を独自戦略で立て直す－他リゾートの追随をやめ、ニッチ市場を切り開く」『日経トップリーダー』296号，pp.50-55.
- 中園桐代（2019）「人口減少地域における外国人技能実習生の受け入れの課題：北海道オホーツク地区を事例として」『開発論集』103号，pp.1-23.

市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解：補論

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和

1. はじめに

本稿は市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解を行った鎌田他（2020b）で掲載できなかった仮定値の分布や図表を補論として展開することを目的とする。

鎌田他（2020b）は、国立社会保障・人口問題研究所が平成30（2018）年3月に公表した「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」における市区町村別の将来の人口増加率について、Bongaarts and Bulatao（1999）の手法を用いて年齢構造要因・出生要因・死亡要因・移動要因の4要因に分解し、将来の人口変化に対する各要因の影響を分析した。分析対象は福島県内市町村を除く1,682市区町村である。

主要な結果として、(1)将来の人口増加率に対する寄与度は年齢構造要因と移動要因が大きく、死亡要因の寄与度は人口規模によらず5%弱程度であり、出生要因の寄与は総じて小さい。(2)人口増加を促す仮定における出生率の上昇は人口規模が大きい地域ほど将来の人口増加率への寄与度が大きく、純移動率の半減は人口規模が小さい地域ほど寄与度が大きくなるなど、人口規模によって各要因の影響にばらつきがみられた。(3)人口モメンタムの分析では、長期的に人口が一定となる静止人口年次は概ね2075～2080年の間となる。(4)沖縄県内の市町村を中心とした12地域は静止人口比が1を超え、2015年時点において人口増加を内包した人口構造にあり、それ以外の1,670地域は長期的には人口減少が内包された人口構造であり、大都市圏を含めて全国的に人口減少が不可避な人口構造を持つこと等を明らかにしている。

本稿では、はじめに分析手法についてまとめ、推計に使用した出生率、生残率、純移動率の分布を示す。次に、将来の人口増加率ならびに各要因について2015年時点の人口規模別にみた度数分布と推計の種類間の比較を行う。第三に各要因の寄与度の地理的分布を示す。

2. 分析枠組

2-1. Bongaarts and Bulatao (1999)による要因分解法

Bongaarts and Bulatao（1999）の要因分解法は、将来の人口増加率を基準人口の年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4要因に分解する。要因分解には推計開始時点の基準人口 P と4種類の推計シナリオ別推計結果を用いる（表1）。標準シナリオ P_s は人口動態率が仮定値通りに投影される推計結果、自然増減シナリオ P_n は標準シナリオの仮定値のうち純移動率をゼロに変更する推計結果、寿命伸長シナリオ P_r は純移動率ゼロ及び出生率を2015→2020年以降一定に変更する推計結果、年齢構造シナリオ P_m はさらに生残率を2015→2020年以降一定に変更する推計結果である。

4 種類の推計結果と基準人口の比をとることで、各要因の乗数 M (multiplier) が得られる。各要因の乗数は、(1)年齢構造要因乗数 $M_m=P_m/P$ 、(2)出生要因乗数 $M_b=P_n/P_r$ 、(3)死亡要因乗数 $M_d=P_r/P_m$ 、(4) 移動要因乗数 $M_{mg}=P_s/P_n$ で得られ、各乗数を基準人口に掛け合わせることで、各シナリオにおける推計結果となる。

分析結果の解釈においては、将来の人口増加率の各要因の寄与度を用いる。寄与度は各要因による人口変化が基準人口（2015 年）に占める割合を示し、各要因の寄与度の合計は当該期間の人口増加率となる指標である。

本稿では、2015～2045 年の 30 年間の人口増加率について、地域推計（平成 30 年推計）の結果の分析を行った上で、2 種類の人口増加を促す仮定に基づく推計結果を示す（表 1）。第 1 の仮定（以下、人口増加仮定 I）は、(1)出生率が人口置換水準に達する、(2)平均寿命が 2040→2045 年の水準に延伸、(3)純移動率は地域推計（平成 30 年推計）と同一の場合である。第 2 の仮定（以下、人口増加仮定 II）は、(1)、(2)に加え、(3')純移動率が一律半減する場合の推計結果である。

2-2. 人口動態率の定義

本稿で用いる人口動態率のうち、生残率は地域推計（平成 30 年推計）で公表されている仮定値であり、年齢別出生率・純移動率は公表されている仮定値ではなく推計結果と整合的な数値を算出した上で分析を行った。

(1) 補正出生率

補正出生率とは、地域推計（平成 30 年推計）で用いられている出生仮定である子ども女性比及び全国推計と一致させるための補正によって得られた将来の 0～4 歳人口に整合的な年齢別出生率である。都道府県の分析では、2015 年時点の 5 歳階級別年齢別出生率について、全国値と各都道府県の相対的較差（比）を「日本の将来推計人口（平成 29 年推計）」（以下、全国推計（平成 29 年推計））（国立社会保障・人口問題研究所 2017）における 5 歳階級別に合算した将来の年齢別出生率に掛け合わせて、都道府県別の将来の年齢別出生率とし、それを用いた推計結果から得られた 5 年間の出生数と地域推計（平成 30 年推計）から得られる 0～4 歳人口との比を補正係数として掛け合わせることで、5 歳階級別の補正出生率 $ASFR(t)_{i,x}^C$ を算出した（鎌田他 2020a）。補正出生率には出生→0～4 歳人口の生残率・純移動率、全国推計との合計調整による変化が含まれる。

市区町村の補正出生率 $ASFR(t)_{j,x}^C$ は、①上記で作成した都道府県別の補正出生率 $ASFR(t)_{i,x}^C$ に、地域推計（平成 30 年推計）における各市区町村と都道府県の 2020～2045 年の 5 年毎の子ども女性比の比 $CWR(t)_j/CWR(t)_i$ を掛け合わせることで市区町村の年齢別出生率 $ASFR(t)_{j,x}$ を算出した。 i は都道府県、 j は市区町村、 x は 15～19 歳から 45～49 歳までの 5 歳間隔の年齢、 t は 2020 年から 2045 年までの 5 年間隔の時点である。

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

② $ASFR(t)_{j,x}$ を用いた推計結果から得られた5年間の出生数と地域推計（平成30年推計）から得られる0～4歳人口との比を補正係数 $C(t)_j$ とした。

$$C(t)_j = P(t)_{j,0\sim4} / \sum_{15\sim19}^{45\sim49} (P(t)_{j,x} \times ASFR(t)_{j,x})$$

③ $ASFR(t)_{j,x}$ と $C(t)_j$ を掛け合わせ、市区町村別の5歳階級別補正出生率 $ASFR(t)_{j,x}^C$ を作成した。

$$ASFR(t)_{j,x}^C = ASFR(t)_{j,x} \times C(t)_j$$

④人口置換水準の補正出生率 $ASFR(t)_{j,x}^R$ は、人口置換水準を市区町村一律2.07と仮定し、本推計における補正出生率の合計 $\sum_{15\sim19}^{45\sim49} ASFR(t)_{j,x}^C$ との比を各市区町村の年齢別出生率 $ASFR(t)_{j,x}^C$ に掛け合わせて算出した。なお、出生性比に相当する0～4歳人口性比は地域推計（平成30年推計）から得られる市区町村ごとの値を用いた。

$$ASFR(t)_{j,x}^R = ASFR(t)_{j,x}^C \times \left(\frac{2.07}{\sum_{15\sim19}^{45\sim49} ASFR(t)_{j,x}^C} \right)$$

市区町村ごとの合計補正出生率の分布について2015年から2045年までの推移を示したものが図1である。中央値の分布は1.6程度で一定に推移し、90%タイルでは2.0～2.1、10%タイルでは1.3程度の範囲で各市区町村が分布している。また、2015年から2045年までの年齢別補正出生率の分布を示したものが図2である。15～19歳から30～34歳までは201～2045年までほぼ変化がなく、35～39歳では2015～2025年にかけて低下し、その後横ばいになり、40～44歳では2015年から2020年にかけて上昇し、その後横ばいとなる。

(2) 生残率・純移動率

将来の男女年齢別の生残率 $S(t)_{j,x}$ は、地域推計（平成30年推計）で公表されている仮定値である（国立社会保障・人口問題研究所 2018）。 j は市区町村、 x は男女年齢階級であり、0～4歳→5～9歳から85歳以上→90歳以上、 t は2015→2020年から2040→2045年まで5年間隔の時点を示す。

男女年齢別生残率の分布は、女性の方が、平均寿命が長いことを反映して矩形化が進んでいる他は、年齢別にみた分布の違いはあまりみられない。

将来の男女年齢別の純移動率 $NM(t)_{j,x}$ は、地域推計（平成30年推計）における推計結果の時点間のコーホート変化率 $CCR(t)_{j,x}$ から生残率 $S(t)_{j,x}$ を引いた値である。 j は市区町村、 x は男女年齢階級であり、0～4歳→5～9歳から85歳以上→90歳以上、 t は2015→2020年から2040→2045年まで5年間隔の時点を示す。

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

男女年齢別純移動率の分布は、10代から30代において大きな変動がみられ、大都市圏ほど純移動率はプラスになり、非大都市圏ではマイナスとなる。中央値の分布は、男性では10代で大きくマイナスになり、20代後半でプラスに転じて、その後一定となり、高齢部分で

プラスになる分布を示す。一方女性では、10代で大きくマイナスになることは変わらないが、20代後半でのプラスがみられずマイナスのままであり、大都市圏への移動がUターン等による非大都市圏への移動が男性に比べて生じていないという現状を投影している。

3. 分析結果

表2は2015～2045年の人口増加率と各要因の寄与度について、要因分解結果と各仮定値の種類間の差の中央値を、2015年時点の人口規模別である。まず、地域推計（平成30年推計）の総数では、当該期間の人口増加率（中央値、以下同じ）は-34.9%、各要因については年齢構造要因-27.6%、出生要因-0.2%、死亡要因4.7%、移動要因-11.0%である。

2015年時点の人口規模別にみると、人口増加率は人口規模が大きくなるにしたがってマイナス幅が縮小する（1万人未満-49.4%から100万人以上-7.5%）。年齢構造要因の寄与度も同様の傾向である（同-36.2%から同-19.3%）。出生要因は1万人未満では0.2%とプラスの寄与度であるが、1万人以上の人口規模ではマイナスとなり-0.1～-0.7%程度のマイナスの寄与度である。死亡要因は人口規模別の傾向はみられず概ね4.6～4.8%のプラスの寄与度である。移動要因は人口規模が30万人未満ではマイナスの寄与度であり、人口規模が小さくなるほどマイナスの寄与度が大きくなる（1万人未満-16.9%）。一方、30万人以上の人口規模ではプラスの寄与度となり、とりわけ100万人以上は11.1%と突出して大きい。

人口増加仮定に基づく推計結果には、人口増加仮定Ⅰ（人口置換水準出生率，2040→2045年生残率，純移動率本推計）と人口増加仮定Ⅱ（人口置換水準出生率，2040→2045年生残率，純移動率半減）があり、本推計との差は人口置換水準の出生率2.07と2040→45年の生残率を用いている点はⅠとⅡで共通し、移動要因においてⅡはⅠの純移動率を一律半減としている。総数について人口増加率をみると、人口増加仮定Ⅰは総数が-31.2%、Ⅱは-23.9%と本推計よりもマイナス幅が減少する結果となる。出生率が大幅に上昇する地域が多く、死亡者が少なくなることで人口増加率のマイナスが緩和され、人口増加仮定Ⅱにおいては純移動率を半減させることによって、転出超過が観察される地域ではマイナスが縮小される。人口増加仮定Ⅰは、本推計で仮定されている大都市圏への集中傾向が続くとする移動傾向が同じで出生率が上昇する仮定であるため、人口規模別にみると人口規模が大きい地域ほど人口増加率が高くなる。一方で、人口増加仮定Ⅱでは移動傾向が縮小されることで、人口規模が小さい地域ほど人口増加率が高くなる（人口減少率が緩和される）という傾向がみられる。各要因の寄与度をみると、出生要因は総数で5.8%のプラスの寄与度であり、人口規模が大きくなるほどその寄与度が大きくなる（1万人未満3.8%から100万人以上11.7%）。死亡要因は総数5.4%であり、人口規模間の差は小さい。移動要因について、人口増加仮定Ⅰをみると総数で-13.6%であり、人口規模が大きくなるにしたがって寄与度が上昇する（同-19.9%から同13.5%）。人口増加仮定ⅡはⅠの傾向と同様で寄与度はⅠの半分程度の水準となる（総数-6.8%、同-10.9%から同6.8%）。

次に仮定値の種類間の差をみると、本推計に比べて人口増加仮定Ⅰの人口増加率の増加

分は 3.7% (1 万人未満 1.6%から 100 万人以上 14.4%), II は 10.2% (同 10.6%から同 8.4%) であり, 純移動率を一律半減させた仮定において人口増加率の増加分が大きくなる地域が多い。人口増加仮定 I と II の差は移動要因の差と同じであり 6.5% (同 8.9%から同 6.9%) となり, 人口規模が小さい地域ほど人口増加率の増加分が大きく, 30 万人以上の人口規模では半数の地域がマイナスとなる。出生要因の本推計と人口増加仮定の差は 5.9% (同 3.7%から同 12.2%) と人口規模が大きくなるほど増加分はプラスになり, 死亡要因では 0.8%程度で人口規模によらず同程度のプラスの寄与度となる。移動要因については, 本推計と比べて人口増加仮定 I は-2.0% (同-2.5%から同 2.9%), II は 3.7% (同 5.8%から同-3.5%) であり, 人口規模が小さいほどプラスの増加分が大きい地域が多い。

表 3 は 2015 年の人口規模別の人口増加率の分布である。地域推計 (平成 30 年推計) の総数では, 2015 年から 2045 年の人口増加率が-60%~-40%のカテゴリが 35.1%と最も高く, -40%~-20% (33.0%), -20%~0% (20.5%) と続き, 今後 30 年間の人口増加率がマイナスの地域は 94.4%となる。人口規模別の分布では, 人口規模が小さい地域ほど人口増加率が低い傾向がみられ, 5 万人未満では-60%~-40%のカテゴリ, 10 万人以上では-20%~0%のカテゴリに含まれる地域が最も多い。人口増加率がプラスになる地域割合は, 人口規模が 50 万人以上では 20%を超える。人口増加仮定では, 全体的に人口増加率はプラスの方向に分布し, 出生と移動の影響が大きく, 出生率が 2.07 になる影響は, 若年人口割合の高い人口規模が大きい地域でプラスの影響が大きく, 人口増加仮定 I では移動傾向が変わらないと仮定していることから, 大都市圏 (とくに東京圏) への集中傾向を反映して, 人口規模が大きい地域ほど人口増加率が高くなる。一方で, 人口増加仮定 II では純移動率を一律半減しているため, 人口規模が小さい自治体での人口増加率のプラスの効果が得られる。表 4 では推計の種類間の比較を行っており, 地域推計 (平成 30 年推計) と人口増加仮定 I では, 91.9%の地域で人口増加率が高くなっており, 人口規模 30 万人以上ではすべての地域でプラスの結果となった。また, 人口増加仮定 II との比較では, 97.7%の地域で人口増加率は高くなっており, 1 万人未満の地域で 98.7%, 50 万人以上ではすべての地域でプラスとなっている。人口増加仮定 I と II の比較では, 純移動率半減の効果もあり, 人口規模が小さい地域ほど人口増加率が高くなる傾向が顕著にみられる。図 5(A)は, 推計の種類別の人口増加率の市区町村別の地理的分布を示しており, 大都市圏で人口増加率が高く, 非大都市圏で低い地理的分布であることがわかる。人口増加仮定 I では, 大都市圏の人口増加率が正の地域 (赤色) が増加し, 大都市圏郊外地域の人口増加率のマイナスが緩和 (青から水色) されていることがみてとれる。さらに人口増加仮定 II では非大都市圏においても水色の地域が増えており, 人口増加率のマイナスの緩和が広がっている。

表 5 は年齢構造要因の寄与度の分布を示している。人口増加率に対する寄与度は, -40%~-20%のカテゴリが 61.2%と最も高く, 1 万人未満の地域ではややばらつきがあるものの, 1 万人以上の地域では-40%~0%の間に概ね 9 割以上の地域が含まれる。図 5(B)は年齢構造要因の地理的分布を示しており, 全国的にマイナスの寄与の分布を示しており, 北海道の非

都市地域、秋田県、青森県、山形県、岩手県、高知県、徳島県、大分県、奈良県南部、中国地方の中山間地域など高齢化率が高い地域ほどマイナスの寄与が大きい。

表 6 は出生要因の寄与度の分布を示しており、地域推計（平成 30 年推計）では-1%~2%の範囲に 78.6%が分布する。出生要因のプラスの寄与は人口規模が小さい地域で多く、人口規模が大きい地域ほどマイナスの寄与となる。一方で、人口増加仮定 I・II では、全体的にプラスの寄与が大きくなり、人口規模が 30 万人以上の地域ではすべての地域で出生要因がプラスとなり、人口規模が大きい地域では 10%以上のプラスの寄与度となる。表 7 は、推計の種類間の出生要因の寄与度の比較を示しており、地域推計（平成 30 年推計）に比べて人口増加仮定 I・II は 92.2%の地域で出生要因の寄与度が高く、人口規模が大きい地域ほど出生要因の寄与度が高い地域が多くなる。図 5(C)は出生要因の地理的分布を示しており、地域推計（平成 30 年推計）では、北海道の非都市地域、東北地方や九州地方、沖縄県などを除く地域ではマイナスの寄与の分布が広がっているが、人口増加仮定 I・II では、全国的にプラスになるほか、全国的にプラスの寄与となり、大都市圏ほどプラスの寄与度が高い。なお、奈良県南部や宮崎県の一部、鹿児島県南部や島嶼部、沖縄県においてマイナスの寄与となるのは、地域推計（平成 30 年推計）の補正出生率が 2.07 よりも高い地域であり、一律 2.07 にすることで寄与度が下がることによるものである。

表 8 は死亡要因の寄与度の分布を示している。死亡要因は地域推計（平成 30 年推計）では 4%~5%のカテゴリに 80.7%の地域が含まれ、5%~6%のカテゴリを含めると 98.3%となり、人口規模間の差はほぼない。人口増加仮定では最頻カテゴリが 5%~6%になるなど死亡要因の寄与度は上昇し、人口規模間の差もほぼない。表 9 は推計の種類間の死亡要因の寄与度の比較を示しており、地域推計（平成 30 年推計）に比べて人口増加仮定 I・II は 99.9%の地域で死亡要因の寄与度が上昇している。残りの 0.1%は両者で変化しない地域である。図 5(D)は死亡要因の寄与度の地理的分布を示している。全国的な地域差は小さいものの、東北地方や北関東、岐阜県、和歌山県、兵庫県、四国地方、九州地方北部と鹿児島県、沖縄県などではプラスの寄与度が高く、それ以外の地域では比較的小さい。人口増加仮定 I・II でも同様である。

表 10 は移動要因の寄与度の分布を示している。地域推計（平成 30 年推計）における移動要因の寄与度は-20%~-10%のカテゴリが 37.7%で最も高く、寄与度がマイナスの地域は人口規模が小さい地域を中心に全体の 80%を占める。人口増加仮定 I は大都市圏（とくに東京圏）への移動傾向を仮定していることから、大都市圏における移動要因の寄与度が高くなる。一方、人口増加仮定 II は、純移動率を一律に半減化しているため、全体のばらつきが少なくなり、人口規模が小さい地域のマイナスの寄与度が上昇し、人口規模の大きい地域のプラスの寄与度が減少する。表 11 は推計の種類間の移動要因の比較を示しており、地域推計（平成 30 年推計）に比べて人口移動仮定 I の方が移動要因の寄与度が高まる地域は 13.3%なのに対して、人口増加仮定 II では 78.6%と人口規模が小さい地域を中心に寄与度が上昇する。人口増加仮定 I と II では、II の方が移動要因の寄与度が上昇する地域が

82.8%となる。図 5(E)は移動要因の寄与度の地理的分布を示している。地域推計（平成 30 年推計）の地理的分布では、東京圏を中心に大都市圏や札幌市、福岡市など政令指定都市においてプラスの寄与度が高い。人口増加仮定 I においても基本的には同様の地理的分布を示し、都市地域のプラスの寄与度が高まり、移動要因がマイナスの地域はさらに寄与度がマイナスになるという傾向を示す。一方で、人口増加仮定 II においては、大都市圏や都市地域のプラスの寄与度が縮小し、非大都市圏のマイナスの寄与度が上昇に転じる。

謝辞：本研究は、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「地域別将来人口推計（都道府県別人口推計・市区町村別人口推計）」（代表者：小池司朗）、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者：小池司朗）」、厚生労働行政推進調査事業補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究（研究代表者：小池司朗）」による助成を受けた。

（参考文献）

Bongaarts, J. and Bulatao, R. A. (1999) “Completing the Demographic Transition”, *Population and Development Review*, 25(3), pp. 515-529.

鎌田健司，小池司朗，菅桂太，山内昌和（2020a）「都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解」『人口問題研究』第 76 巻第 2 号，pp.240-264.

鎌田健司，小池司朗，菅桂太，山内昌和（2020b）「市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解」『人口問題研究』第 76 巻第 4 号，pp.488-509.

国立社会保障・人口問題研究所（2017）『日本の将来推計人口—平成 28（2016）～77（2065 年—附：参考推計 平成 78（2066）～127（2115）年（平成 29 年推計）』人口問題研究資料第 336 号.

国立社会保障・人口問題研究所（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.

表 1 推計シナリオと仮定値・乗数の構成

Senarios of Projections	Assumptions	Results	Multipliers
1. Regional Population Projections for Japan (2018): 2015-2045			
1. Standard	Momentum, Mortality, Fertility ¹ , Migration ²	P_s	$P \cdot M_m \cdot M_d \cdot M_b \cdot M_{mg}$
2. Natural	Momentum, Mortality, Fertility ¹	P_n	$P \cdot M_m \cdot M_d \cdot M_b$
3. Replacement	Momentum, Mortality	P_r	$P \cdot M_m \cdot M_d$
4. Momentum	Momentum	P_m	$P \cdot M_m$
2-1. Simulation I: 2015-2045			
5. Standard	Momentum, Mortality ³ , Fertility ⁴ , Migration ²	P_{s_I}	$P \cdot M_m \cdot M_{dt} \cdot M_{bt} \cdot M_{mgI}$
6. Natural	Momentum, Mortality ³ , Fertility ⁴	P_{n_I}	$P \cdot M_m \cdot M_{dt} \cdot M_{bt}$
7. Replacement	Momentum, Mortality ³	P_{r_I}	$P \cdot M_m \cdot M_{dt}$
8. Momentum	Momentum	P_m	$P \cdot M_m$
2-2. Simulation II: 2015-2045			
5. Standard	Momentum, Mortality ³ , Fertility ⁴ , Migration ⁵	P_{s_II}	$P \cdot M_m \cdot M_{dt} \cdot M_{bt} \cdot M_{mgII}$
6. Natural	Momentum, Mortality ³ , Fertility ⁴	P_{n_I}	$P \cdot M_m \cdot M_{dt} \cdot M_{bt}$
7. Replacement	Momentum, Mortality ³	P_{r_I}	$P \cdot M_m \cdot M_{dt}$
8. Momentum	Momentum	P_m	$P \cdot M_m$

"Note: 1. Adjusted fertility rates: The fertility rates are the age-specific fertility rates to obtain the number of births consistent with the projected results of the population aged 0-4 years in the regional projections (2018).
 2. The net migration rate is calculated by subtracting the future survival rate from the cohort change rate, which is obtained from the results of the regional projections (2018).
 3. The survival rate is the rate for the period from 2040 to 2045 in the regional population projections (2018).
 4. The fertility rate at the population replacement level is the ratio of the national fertility rate at the population replacement level of 2.07 to the sum of the age-specific adjusted fertility rates for each municipality, multiplied by the adjusted fertility rate.
 5. The net migration rate is uniformly cut in half.
 6. Each multiplier is based on (1) the age structure factor $M_m = P_m/P$, (2) the birth factor $M_b = P_n/P_r$, (3) the death factor $M_d = P_r/P_m$, and (4) the migration factor $M_{mg} = P_s/P_n$, where P is the base population."

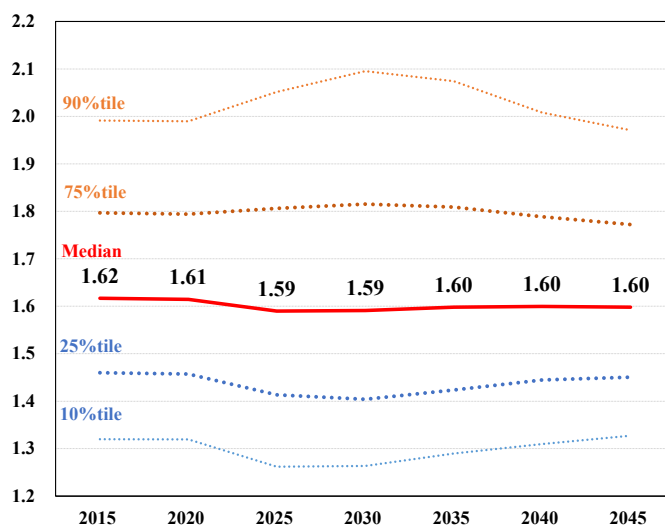


図 1 合計補正出生率の分布：2015～2045年

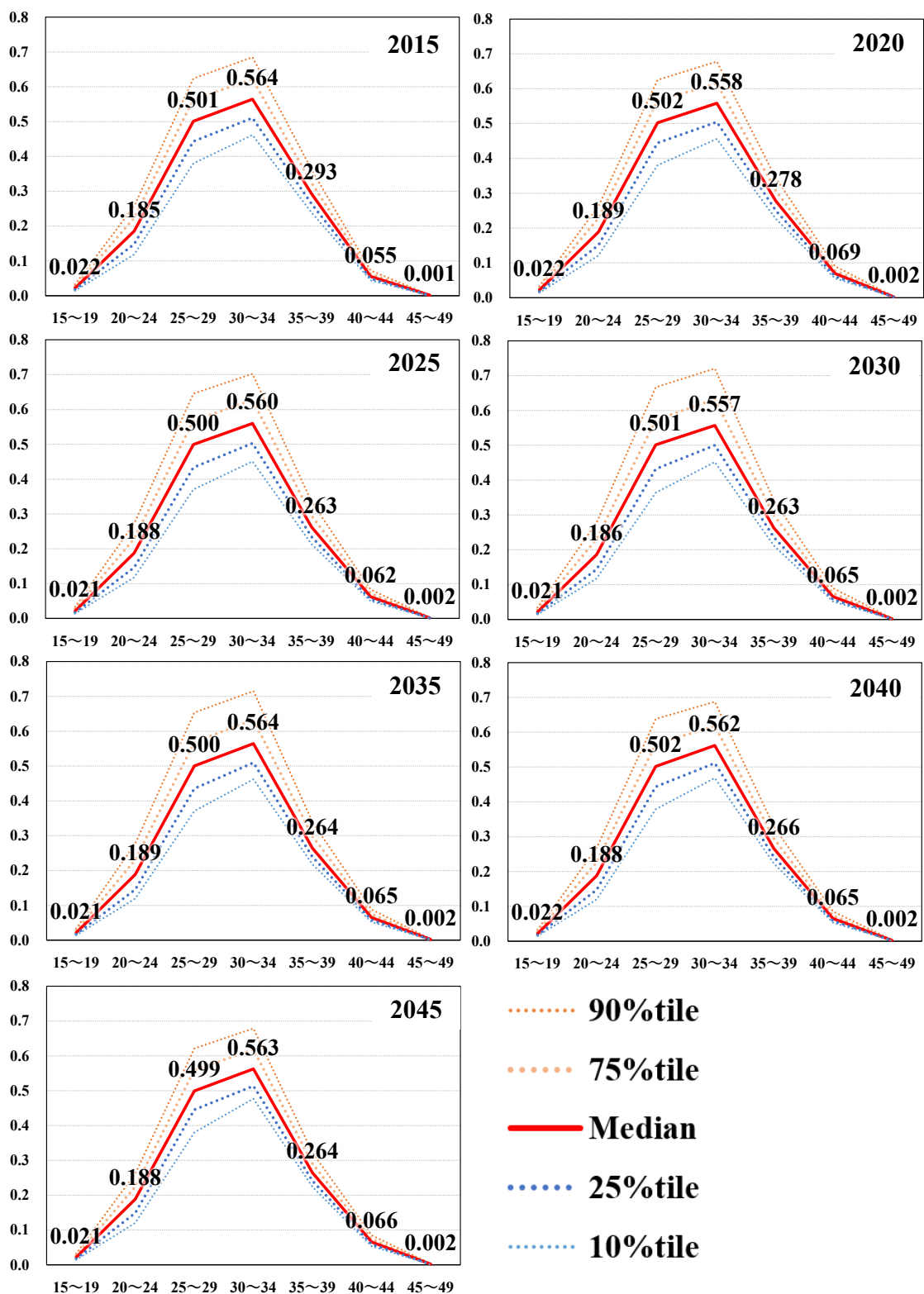


図2 年齢別補正出生率の分布：2015～2045年

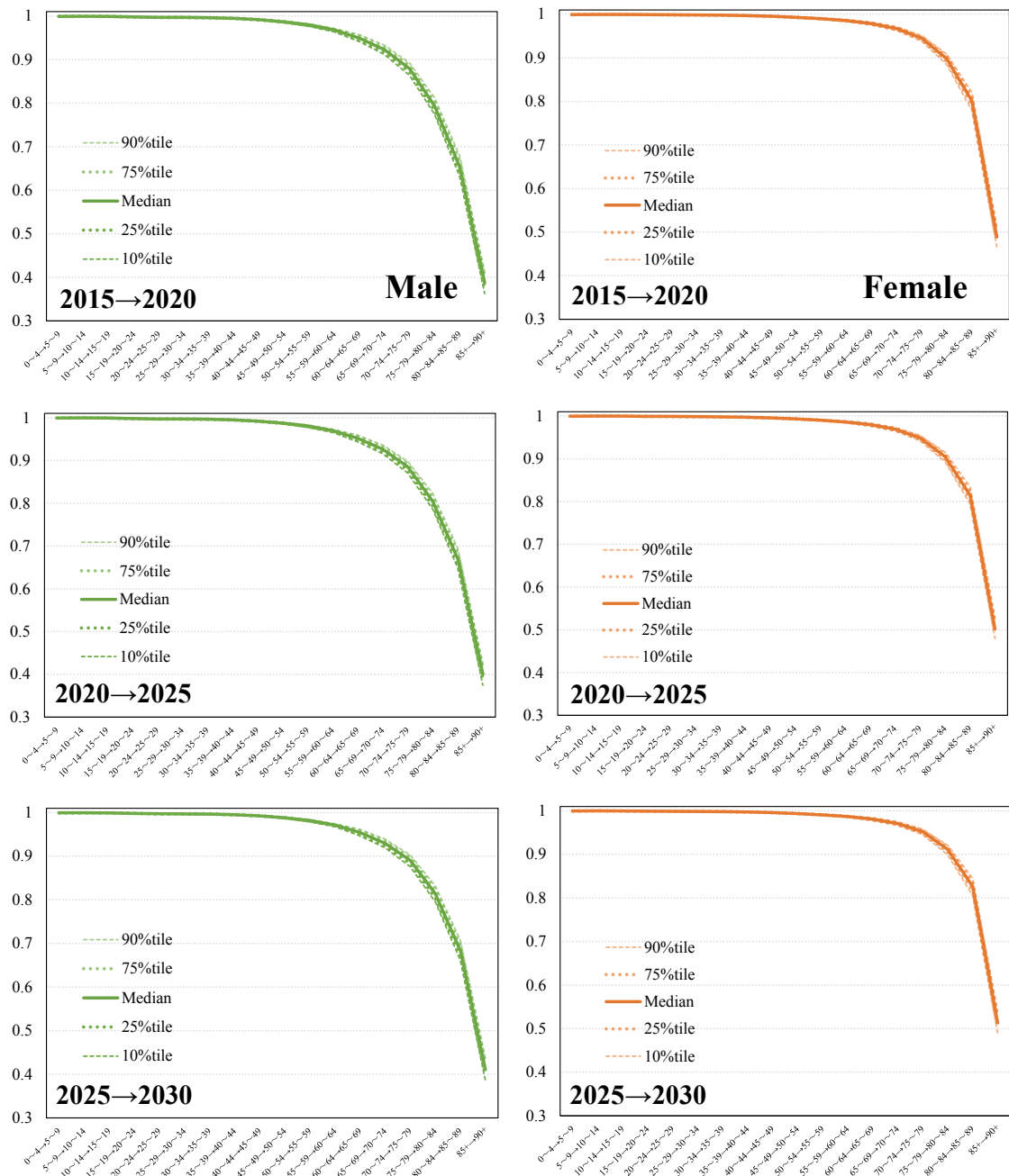


図3 男女年齢別生残率の分布：2015→2020年～2040→2045年

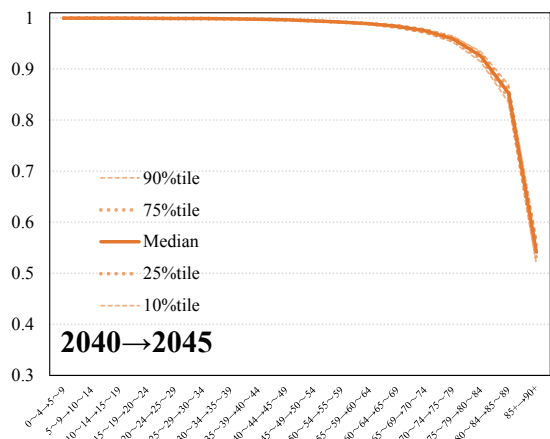
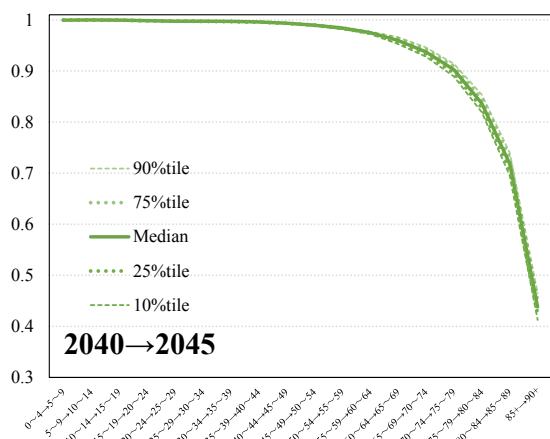
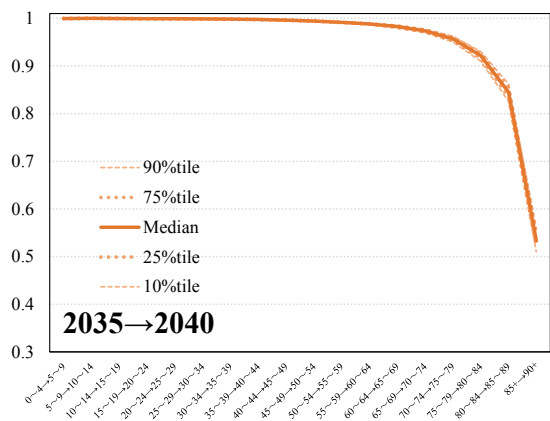
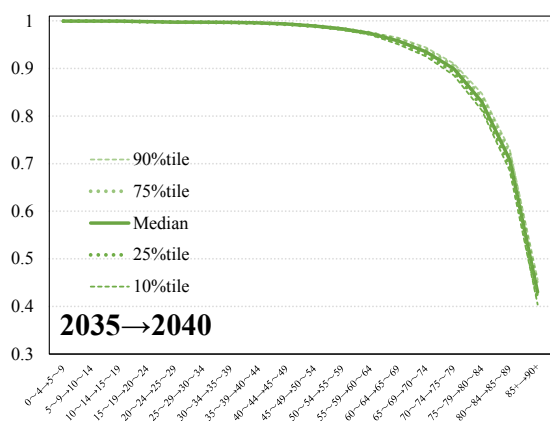
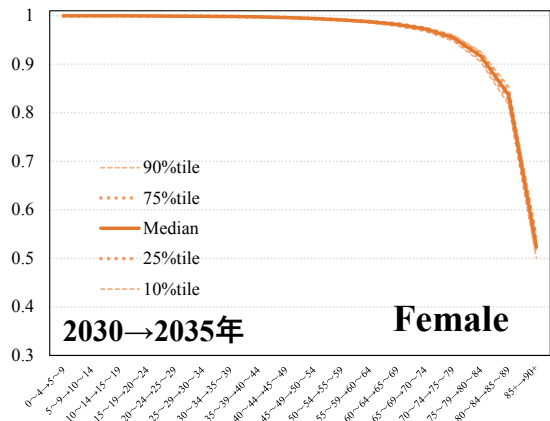
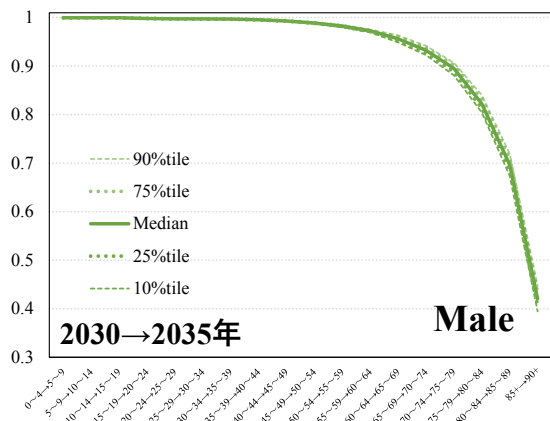


図 3 (つづき)

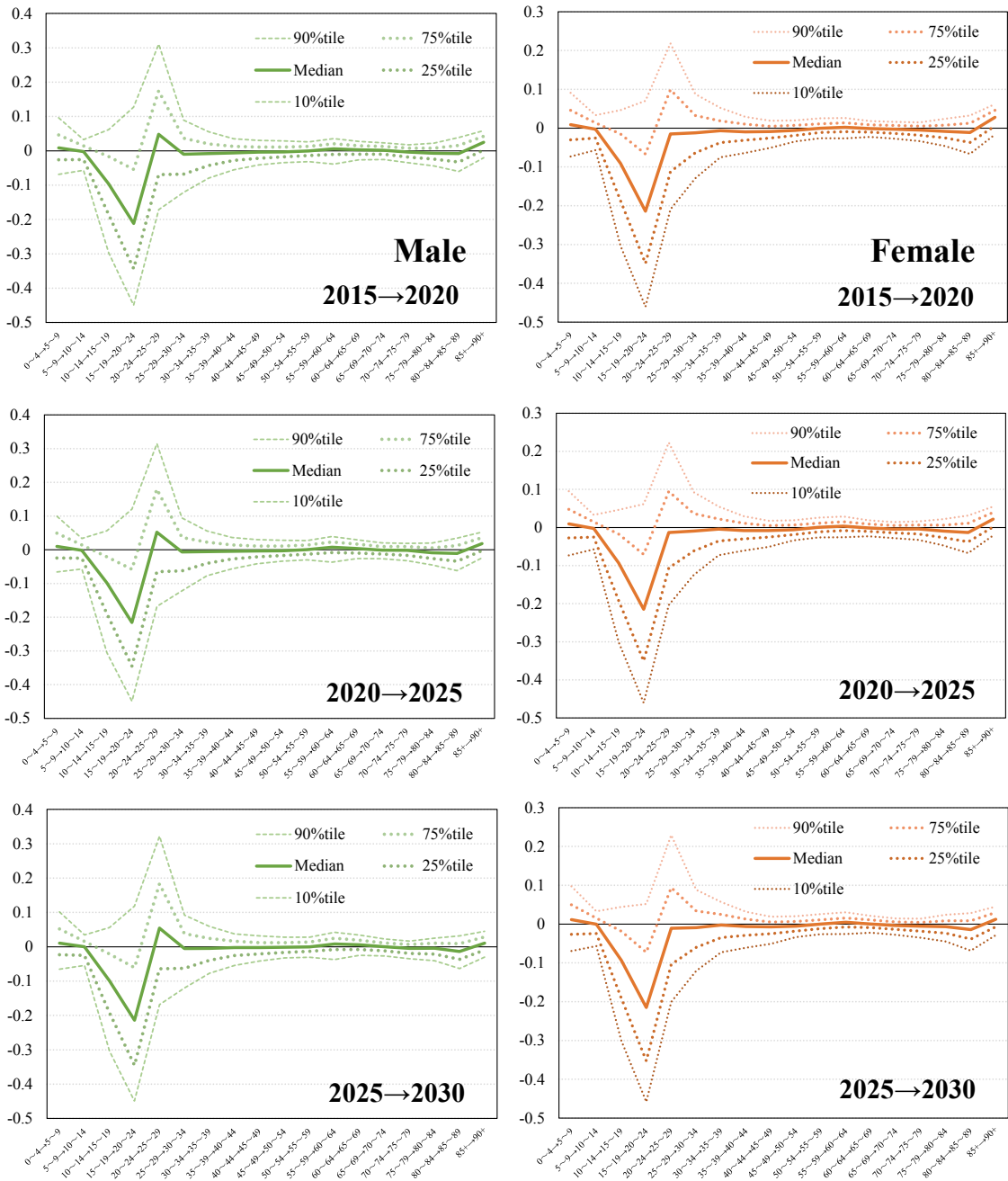


図4 男女年齢別純移動率の分布：2015→2020年～2040→2045年

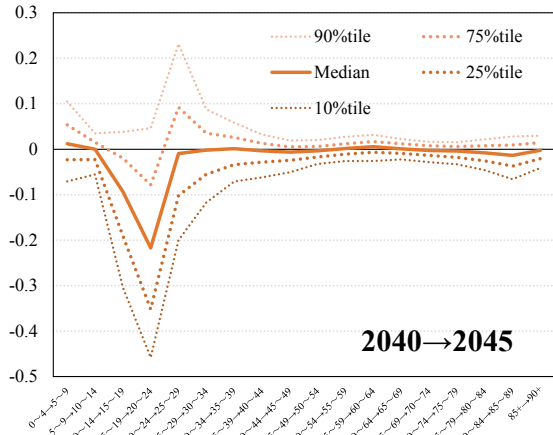
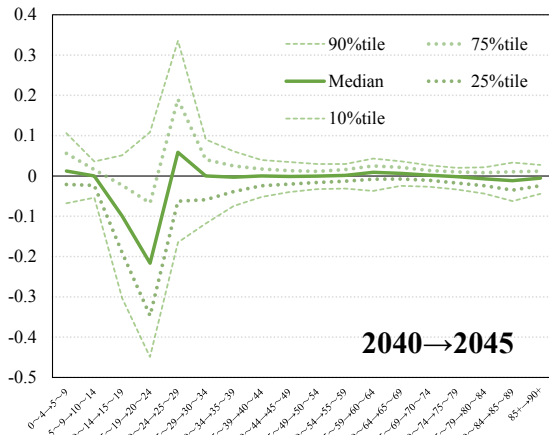
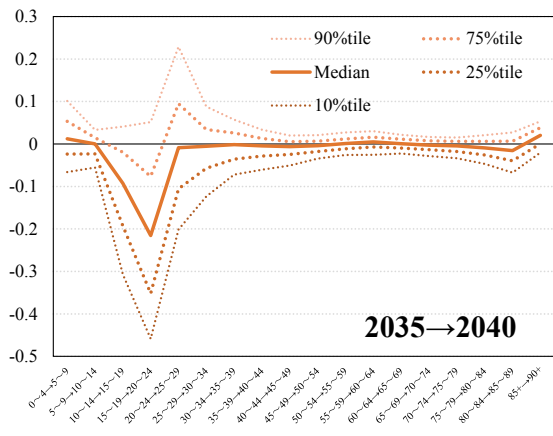
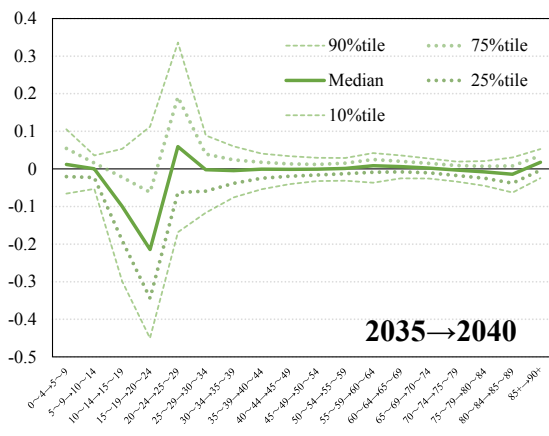
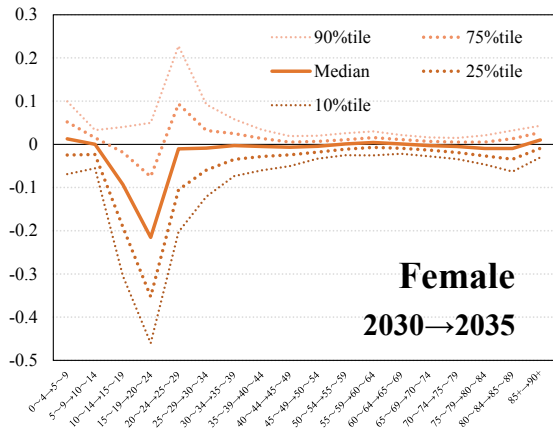
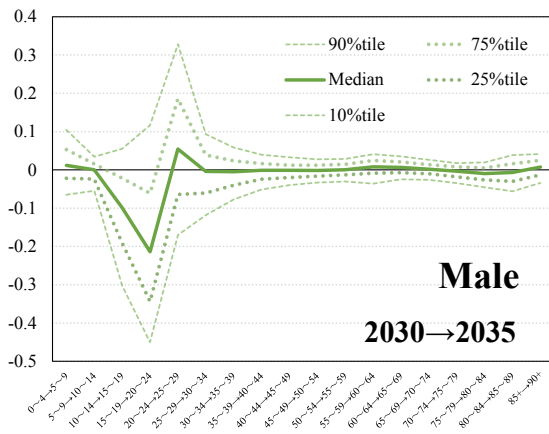


図 4 (つづき)

表 2 2015 年時点の人口規模別の人口増加率・各要因の寄与度・並びに仮定値の種類間の差の中央値

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
Population Growth Rate and four factors under each assumption: 2015-2045								
Population Growth Rate								
RPP	-34.9	-49.4	-37.4	-26.2	-17.9	-9.5	-10.3	-7.5
Simulation I	-31.2	-47.8	-33.3	-19.6	-9.7	-1.6	1.5	8.7
Simulation II	-23.9	-38.2	-26.3	-14.6	-8.3	-3.5	-1.2	1.1
Momentum	-27.6	-36.2	-29.2	-22.7	-21.0	-20.3	-20.4	-19.3
Fertility								
RPP	-0.2	0.2	-0.1	-0.4	-0.6	-0.7	-0.6	-0.4
Simulation I・II	5.8	3.8	5.5	6.4	7.7	8.4	9.6	11.7
Mortality								
RPP	4.7	4.6	4.7	4.6	4.6	4.6	4.6	4.8
Simulation I・II	5.4	5.5	5.5	5.4	5.4	5.4	5.4	5.5
Migration								
RPP	-11.0	-16.9	-12.4	-6.1	-0.2	4.3	4.2	11.1
Simulation I	-13.6	-19.9	-15.1	-8.2	-1.4	3.7	4.7	13.5
Simulation II	-6.8	-10.9	-7.7	-4.2	-0.6	1.8	2.4	6.8
Difference between scenarios								
Population Growth Rate								
S-I - RPP	3.7	1.6	3.4	5.5	8.0	9.2	12.8	14.4
S-II - RPP	10.2	10.6	10.7	9.6	8.9	7.6	8.3	8.4
S-II - S-I	6.5	8.9	7.3	4.1	0.7	-1.9	-2.4	-6.9
Fertility: S-I・II - RPP	5.9	3.7	5.6	7.1	8.6	9.0	10.5	12.2
Mortality: S-I・II - RPP	0.8	0.8	0.8	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7
Migration								
S-I - RPP	-2.0	-2.5	-2.4	-1.8	-1.0	-0.3	0.7	2.9
S-II - RPP	3.7	5.8	4.3	2.1	0.1	-2.1	-2.0	-3.5
S-II - S-I	6.5	8.9	7.3	4.1	0.7	-1.9	-2.4	-6.9
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: RPP: Regional Population Projections for Japan (2018), S-I: Simulation I, S-II: Simulation II

表 3 推計の種類別, 2015年の人口規模別, 2015~2045年の人口増加率の分布

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
1. Regional Population Projections for Japan (2018): 2015-2045								
less than -60%	5.8	18.2	1.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
-60~-40%	35.1	56.8	42.1	12.8	2.0	0.0	0.0	0.0
-40~-20%	33.0	19.0	37.7	47.9	41.3	14.9	4.2	0.0
-20~0%	20.5	5.0	14.2	30.7	43.4	78.7	70.8	72.7
0~5%	2.5	0.8	1.8	3.1	6.1	2.1	16.7	9.1
5~10%	1.4	0.0	0.9	2.7	4.1	0.0	4.2	18.2
10% or more	1.7	0.2	1.6	2.7	3.1	4.3	4.2	0.0
2-1. Simulation I: 2015-2045								
less than -60%	4.5	14.4	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
-60~-40%	29.8	55.3	32.9	5.8	0.5	0.0	0.0	0.0
-40~-20%	32.4	24.2	41.0	42.4	22.4	4.3	0.0	0.0
-20~0%	22.1	4.6	18.9	34.2	50.0	53.2	41.7	18.2
0~5%	3.4	1.0	2.8	5.1	5.1	12.8	16.7	9.1
5~10%	3.1	0.4	1.0	5.1	8.2	12.8	12.5	45.5
10% or more	4.7	0.0	2.2	7.4	13.8	17.0	29.2	27.3
2-2. Simulation II: 2015-2045								
less than -60%	0.8	2.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
-60~-40%	15.8	42.0	9.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
-40~-20%	41.8	43.6	57.3	33.9	12.2	0.0	0.0	0.0
-20~0%	31.7	10.2	27.2	51.0	63.8	66.0	54.2	18.2
0~5%	4.9	0.6	3.4	6.2	9.7	23.4	20.8	54.5
5~10%	2.1	0.2	1.0	5.4	5.1	2.1	4.2	9.1
10% or more	3.0	0.6	1.3	3.5	9.2	8.5	20.8	18.2
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: Each category is based on Jenks (Natural breaks).

表 4 2015年の人口規模別, 推計の種類間の2015~2045年の人口増加率の比較

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
RPP < S-I	91.9	82.3	93.3	97.7	99.5	100.0	100.0	100.0
RPP < S-II	97.7	98.7	97.0	97.3	98.0	97.9	100.0	100.0
S-I < S-II	82.8	97.3	90.3	75.5	56.1	29.8	16.7	9.1
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: RPP: Regional Population Projections for Japan (2018), S-I: Simulation I, S-II: Simulation II

表 5 2015年時点の人口規模別, 年齢構造要因の寄与度の分布

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
less than -60%	0.5	1.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
-60~-40%	13.9	35.1	9.6	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0
-40~-20%	61.2	51.8	70.8	59.5	57.7	53.2	54.2	45.5
-20~0%	23.1	10.9	18.1	37.4	41.3	46.8	45.8	54.5
0~5%	0.8	0.4	0.7	1.6	1.0	0.0	0.0	0.0
5~10%	0.2	0.2	0.3	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0
10% or more	0.2	0.0	0.4	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: Each category is based on Jenks (Natural breaks).

表 6 2015 年時点の人口規模別、出生要因の寄与度の分布

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
1. Regional Population Projections for Japan (2018): 2015-2045								
less than -3%	1.1	2.5	0.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
-3~-1%	17.4	14.2	14.2	27.6	23.0	21.3	16.7	0.0
-1~0%	39.2	27.1	36.8	43.6	57.1	68.1	70.8	90.9
0~2%	39.4	48.9	46.3	28.0	19.9	10.6	12.5	9.1
2~5%	2.9	7.1	1.8	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0
5~10%	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
10% or more	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2. Simulation I・II: 2015-2045								
less than -3%	3.1	7.7	1.8	1.2	0.0	0.0	0.0	0.0
-3~-1%	2.2	5.0	1.6	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0
-1~0%	2.5	5.0	2.5	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0
0~2%	7.0	14.2	5.8	3.5	0.5	0.0	0.0	0.0
2~5%	27.2	31.9	32.0	25.3	12.2	2.1	0.0	0.0
5~10%	49.9	32.6	50.9	61.9	68.9	74.5	54.2	9.1
10% or more	8.2	3.5	5.2	7.4	17.9	23.4	45.8	90.9
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: Each category is based on Jenks (Natural breaks).

表 7 2015 年の人口規模別、推計の種類間の出生要因の比較

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
RPP < S-I・II	92.2	82.9	93.6	97.7	99.5	100.0	100.0	100.0
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: RPP: Regional Population Projections for Japan (2018), S-I・II: Simulation I and Simulation II

表 8 2015 年時点の人口規模別、死亡要因の寄与度の分布

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
1. Regional Population Projections for Japan (2018): 2015-2045								
less than 4%	1.5	2.1	1.2	1.9	0.5	2.1	0.0	0.0
4~5%	80.7	78.3	75.6	84.4	93.4	93.6	95.8	90.9
5~6%	17.4	19.0	22.5	13.6	6.1	4.3	4.2	9.1
6~7%	0.4	0.4	0.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
7% or more	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2. Simulation I・II: 2015-2045								
less than 4%	0.1	0.2	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
4~5%	11.1	10.6	10.2	17.5	7.7	10.6	8.3	0.0
5~6%	78.7	75.8	76.9	77.4	88.8	89.4	91.7	90.9
6~7%	9.6	12.3	12.3	5.1	3.6	0.0	0.0	9.1
7% or more	0.5	1.0	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: Each category is based on Jenks (Natural breaks).

表 9 2015 年の人口規模別、推計の種類間の死亡要因の比較

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
RPP < S-I・II	99.9	99.8	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: RPP: Regional Population Projections for Japan (2018), S-I・II: Simulation I and Simulation II

表 10 2015 年時点の人口規模別，移動要因の寄与度の分布

(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
1. Regional Population Projections for Japan (2018): 2015-2045								
less than -20%	16.1	36.3	14.4	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0
-20~-10%	37.7	45.7	45.4	36.2	9.7	0.0	0.0	0.0
-10~0%	26.2	14.4	28.1	34.2	41.3	27.7	4.2	9.1
0~5%	9.9	2.5	7.0	15.6	20.9	27.7	50.0	9.1
5~10%	5.2	0.6	3.0	7.4	14.8	21.3	12.5	27.3
10~15%	2.4	0.4	1.3	3.5	5.1	10.6	8.3	27.3
15% or more	2.6	0.0	0.7	2.7	8.2	12.8	25.0	27.3
2-1. Simulation I: 2015-2045								
less than -20%	26.3	49.5	27.8	6.2	1.5	0.0	0.0	0.0
-20~-10%	34.4	34.9	41.6	39.3	16.8	0.0	0.0	0.0
-10~0%	21.2	12.3	20.5	27.6	36.7	29.8	12.5	9.1
0~5%	8.3	2.3	5.4	14.0	17.3	25.5	37.5	9.1
5~10%	4.2	0.4	2.2	6.6	11.2	19.1	16.7	9.1
10~15%	2.4	0.6	1.8	3.1	4.1	8.5	8.3	27.3
15% or more	3.3	0.0	0.6	3.1	12.2	17.0	25.0	45.5
2-2. Simulation II: 2015-2045								
less than -20%	0.8	2.5	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
-20~-10%	29.8	54.7	32.2	7.4	3.1	0.0	0.0	0.0
-10~0%	50.0	37.6	56.4	64.2	51.5	29.8	12.5	9.1
0~5%	13.4	3.8	8.8	21.4	29.1	44.7	54.2	27.3
5~10%	3.7	0.6	2.2	5.4	8.7	12.8	12.5	45.5
10~15%	0.9	0.0	0.1	1.2	3.1	4.3	4.2	18.2
15% or more	1.3	0.8	0.0	0.4	4.6	8.5	16.7	0.0
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

Note: Each category is based on Jenks (Natural breaks).

表 11 2015 年の人口規模別，推計の種類間の移動要因の比較

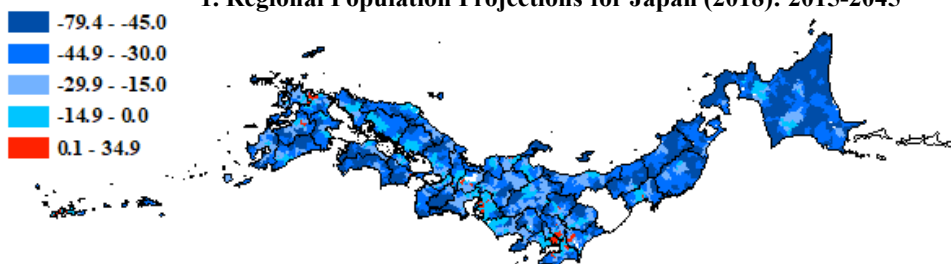
(%)

	Total	Population size in 2015						
		less than 10,000	10,000- 50,000	50,000- 100,000	100,000- 300,000	300,000- 500,000	500,000- 1,000,000	1,000,000 or more
RPP < S-I	13.3	12.7	5.2	10.1	29.6	38.3	62.5	90.9
RPP < S-II	78.6	95.4	86.1	67.3	52.6	21.3	12.5	9.1
S-I < S-II	82.8	97.3	90.3	75.5	56.1	29.8	16.7	9.1
municipality (N)	1,682	479	668	257	196	47	24	11

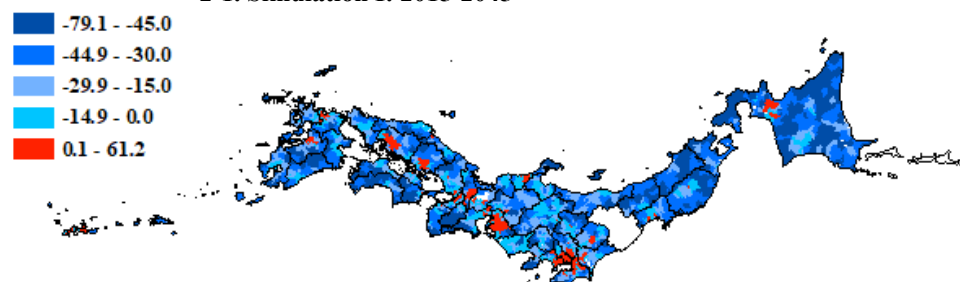
Note: **RPP**: Regional Population Projections for Japan (2018), **S-I**: Simulation I, **S-II**: Simulation II

A) Population Growth Rate: 2015-2045

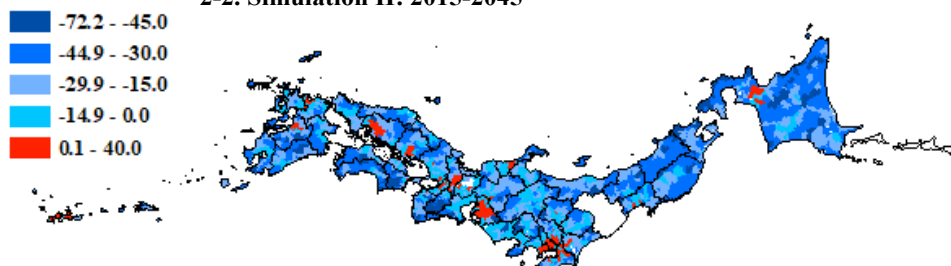
1. Regional Population Projections for Japan (2018): 2015-2045



2-1. Simulation I: 2015-2045



2-2. Simulation II: 2015-2045



B) Contribution of the momentum factor: 2015-2045

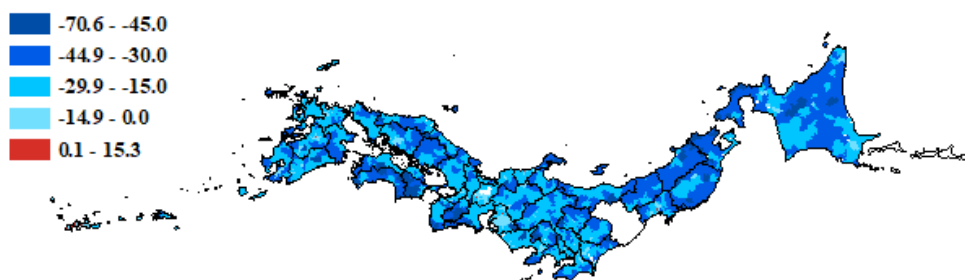
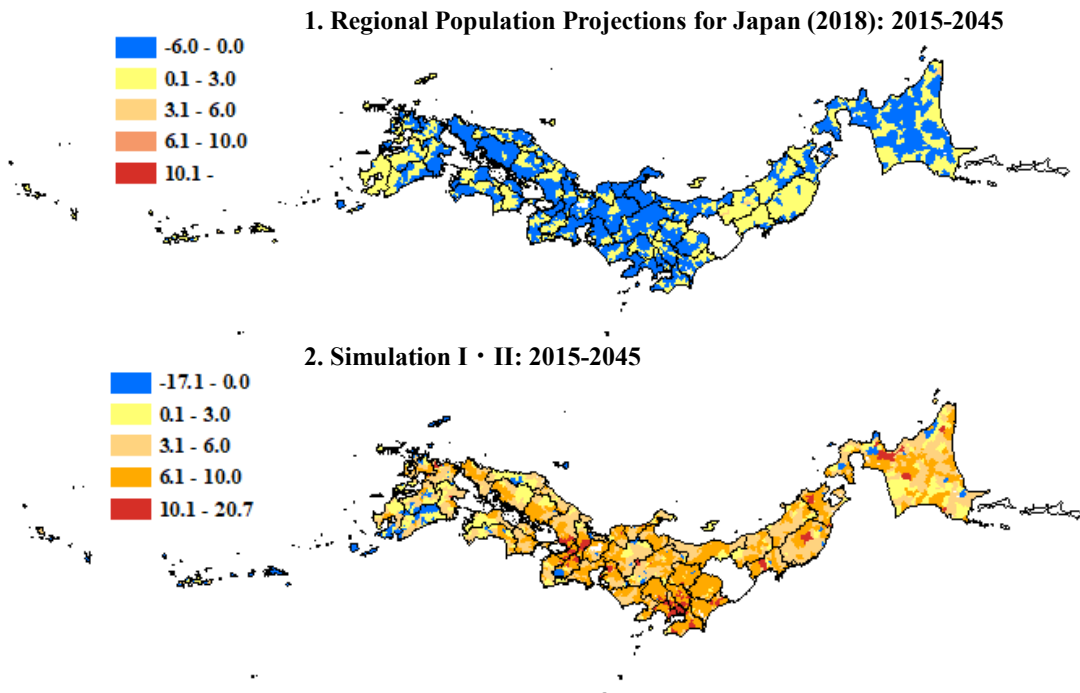


図5 2015～2045年の人口増加率，各要因の地理的分布

C) Contribution of the Fertility factor: 2015-2045



D) Contribution of the Mortality factor: 2015-2045

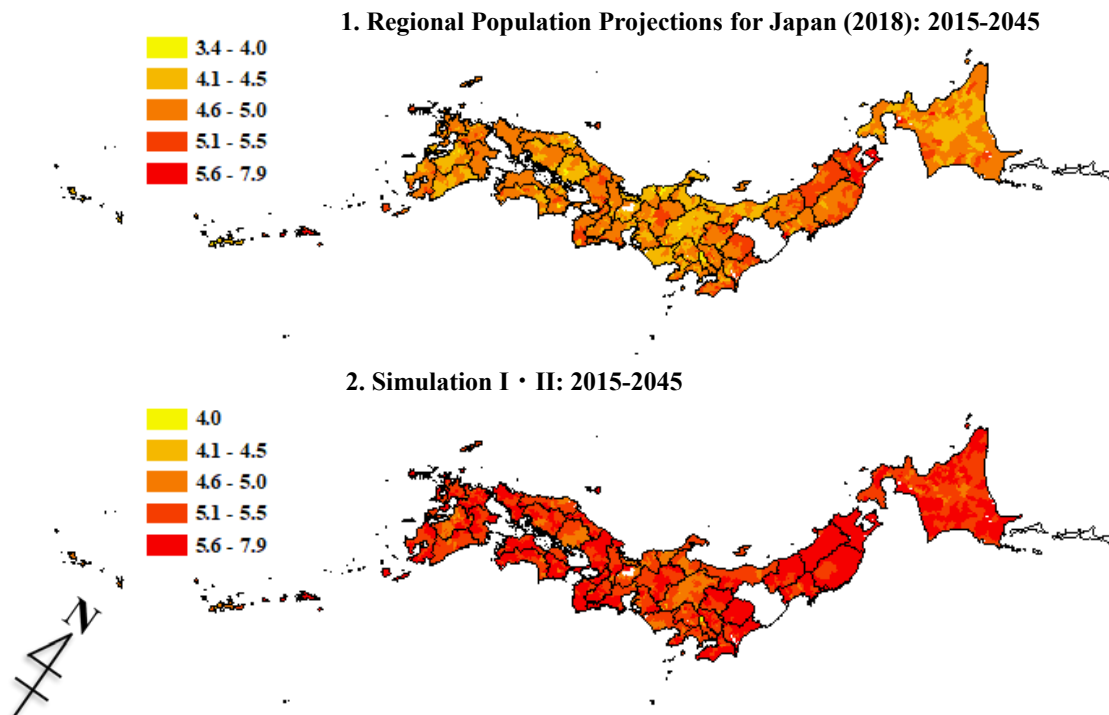


図5 2015～2045年の人口増加率，各要因の地理的分布（つづき）

E) Contribution of the Migration factor: 2015-2045

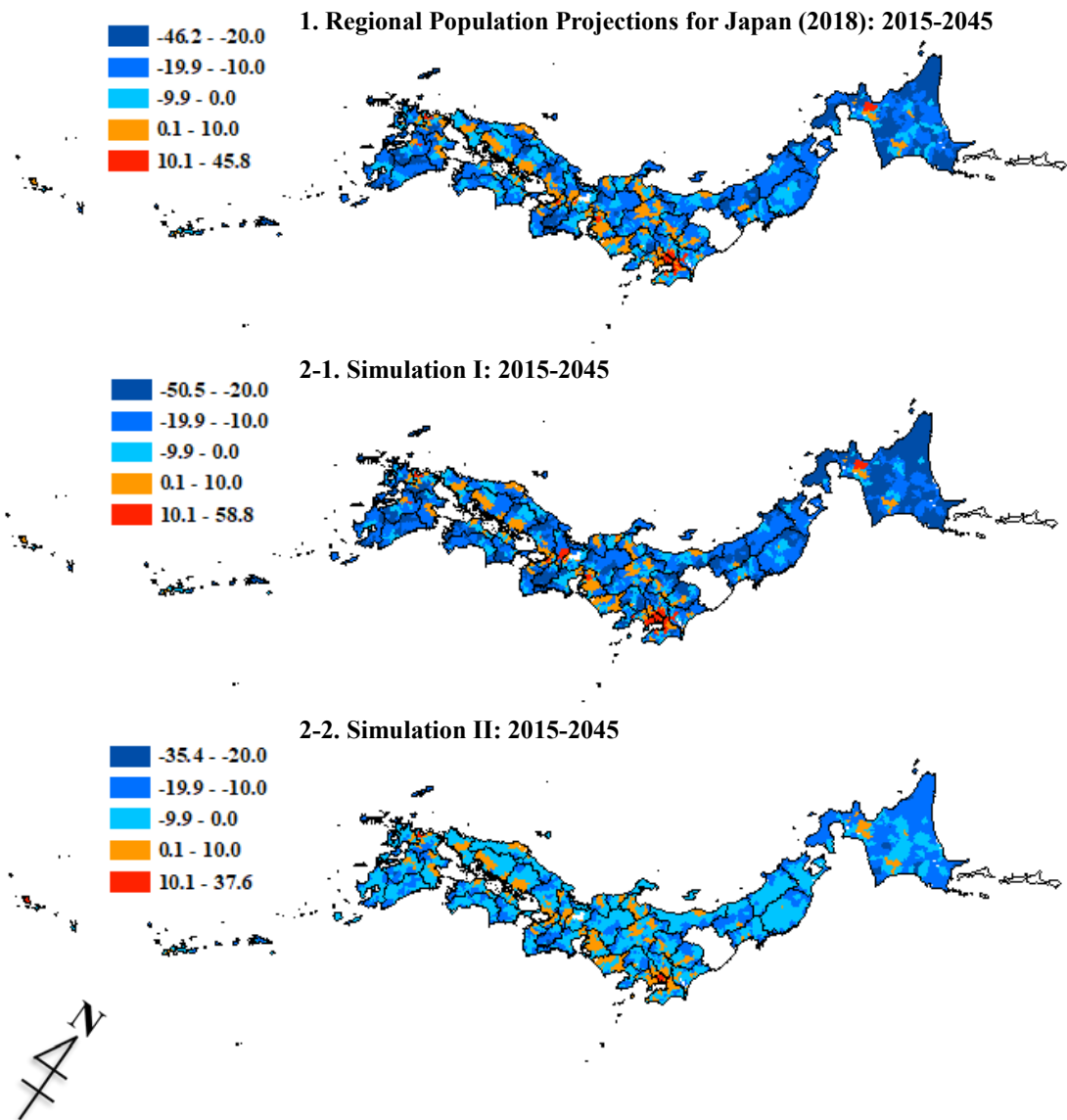


図5 2015～2045年の人口増加率，各要因の地理的分布（つづき）

都道府県・市区町村データでみる人口及び保健福祉サービスアクセスの分析 ー地域差を考慮した政策シミュレーションのための考察ー

小島克久

1. はじめに

わが国では人口減少、少子高齢化の進展など、人口を巡る動きがこれまでとは異なる社会に入っている。例えば、わが国の人口は2008年をピークに減少局面に入っており、総務省統計局『国勢調査』によると2015年の人口は約1億2709万人であるが、2010年の約1億2806万人より約96.3万人減少している。今後もわが国の人口は減少する見通しである。また、高齢化の動きをみると、2015年の高齢者（65歳以上の者）の数は約3,347万人であり、これが人口に占める割合である「高齢化率」は26.6%であった。わが国の高齢者の数は2020年にかけて大きく増加するものの、2020年から2040年ごろまでは、高齢者人口が3,600～3,800万人の間で推移する。そして、2040年以降は高齢者人口も減少し始める。すでにわが国の人口は減少しているため、高齢化率は上昇を続け、2060年には人口の39.9%が高齢者になる見通しである。こうした動きには地域差がある。東京や大阪などの大都市圏で高齢化が急速に進む一方、非大都市圏では高齢者の数が人口とともに減少する局面にいち早く入る。

高齢化の対応として、年金制度の充実の一方で、保健福祉サービス体制の充実も必要である。年金制度は全国共通の制度で運営するため、政策シミュレーションも全国的なモデルでの分析となる。しかし、保健福祉サービスは、地域住民に直接提供されるものであるため、住民個人のニーズはもとより、住民を取り巻く地域環境にも配慮したものである必要がある。わが国の介護制度でいえば、現在、高齢者が住み慣れた地域で医療や介護などのサービスを切れ目なく利用できる『地域包括ケアシステム』の構築を進めている。このシステムが想定している地域は、日常の交通手段（徒歩を含む）により30分以内で駆けつけることのできる範囲である。具体的には中学校の校区を想定している。日本の地域（都道府県、市区町村といった地方自治体、市区町村を構成するコミュニティ）は、人口、高齢化の状況、医療機関や介護事業所の整備状況などが大きく異なる。つまり、『地域包括ケアシステム』の具体的な構築の仕方には、全国共通の答えがある訳ではない。実際に、介護保険制度見直しに関する意見として、「地域の実情に応じた介護サービス基盤整備」が寄せられている（厚生労働省『介護分野をめぐる状況について』（社会保障審議会介護給付費分科会第176回資料）による）。介護保険法や老人福祉法の改正でも、「地域の特性に応じた認知症対策や介護サービス提供体制の整備等の推進」が謳われている。そのため、介護に限らず保健福祉分野での政策シミュレーションは全国的なものに加え、人口や保健福祉サービス提供の地域差を考慮したものも必要がある。政策シミュレーションをすべての都道府県や市区町村ごとに行うのは、それにかかる時間などを考えると現実的とは言いがたい。人口や保健福祉サー

ビス提供の地域差の典型的なパターンを抽出した上で、いくつかのモデルを作る方が現実的であろう。こうした地域差を考慮した政策シミュレーションには、人口や保健福祉サービス提供の地域差の現状を把握する必要がある¹。

このような問題意識のもと、都道府県及び市区町村別に公開データが利用できる政府統計を用いて、人口や保健福祉サービス提供の地域差の現状把握の分析を行った。

2. 分析の考え方と分析方法

(分析の考え方)

本研究では、人口及び保健利用サービス提供の地域差の把握を目的とする。そこで、これらの地域別にみた状況にどの程度ばらつきが見られるかを明確にすることを基本とする。地域の単位として、都道府県、市区町村とする。なお、東京特別区、政令指定都市の区はそれぞれ一つの市区町村と見なした。保健福祉サービスの利用については市区町村以下のレベルでの把握が望ましいが、データ利用可能性から、この2種類の単位での分析とする。

(使用データ)

本研究で使用したデータは、政府統計の公開データである²。そして都道府県、市区町村別の集計表が利用できるものである。

まず、人口と世帯については総務省統計局『国勢調査』を用いた。地域差の現状分析なので、最も新しい結果が利用できる2015年調査の結果のうち、都道府県・市区町村の人口、年齢階級別人口、家族類型別一般世帯数、外国人人口、5年前の居住地別の人口の集計表を用いた分析を行った³。後述の『住宅土地統計調査』の分析のため、人口密度のデータもこの調査のものを用いた。

保健福祉サービス提供の現状把握のため、サービス提供主体または利用者主体いずれかの統計で把握するかを決める必要がある。ここでは、人々の保健福祉サービスへのアクセスの地域差を検証する観点から、後者の統計を用いる。これがわかる統計として、総務省統計局『住宅土地統計調査』(2018年)があり、住環境の統計がある。具体的には、最寄りの老人デイサービスセンター、保育所、医療機関、交通機関、避難所などの距離別に見た世帯分布の統計がある。この統計表から、最寄りの老人デイサービスセンターからの距離、最寄りの保育所からの距離、最寄りの医療機関からの距離、それぞれ距離別の世帯数分布の集計表を用いることとした。それぞれの集計表からこれら施設からの距離が500メートル未満の世帯割合を都道府県、市区町村別に求め、その分布を把握した。これを対応する都道府県、市区町村人口密度(2015年国勢調査より)、持家率との関係を見る形で、これらの指標でみた地域差の把握を試みた。

3. わが国の人口からみた地域差

(人口増加率)

図1(すべて文末に掲載)は、わが国の市区町村別人口増加率(2010~2015年の変平均)

をまとめたものである。都道府県別の人口増加率のばらつきとの比較を行うため、市区町村の人口増加率も都道府県別まとめ、その最大値と最小値を持つ市区町村をそれぞれ上限と下限にして棒グラフで示したものである。つまり、棒グラフの間に各都道府県の市区町村

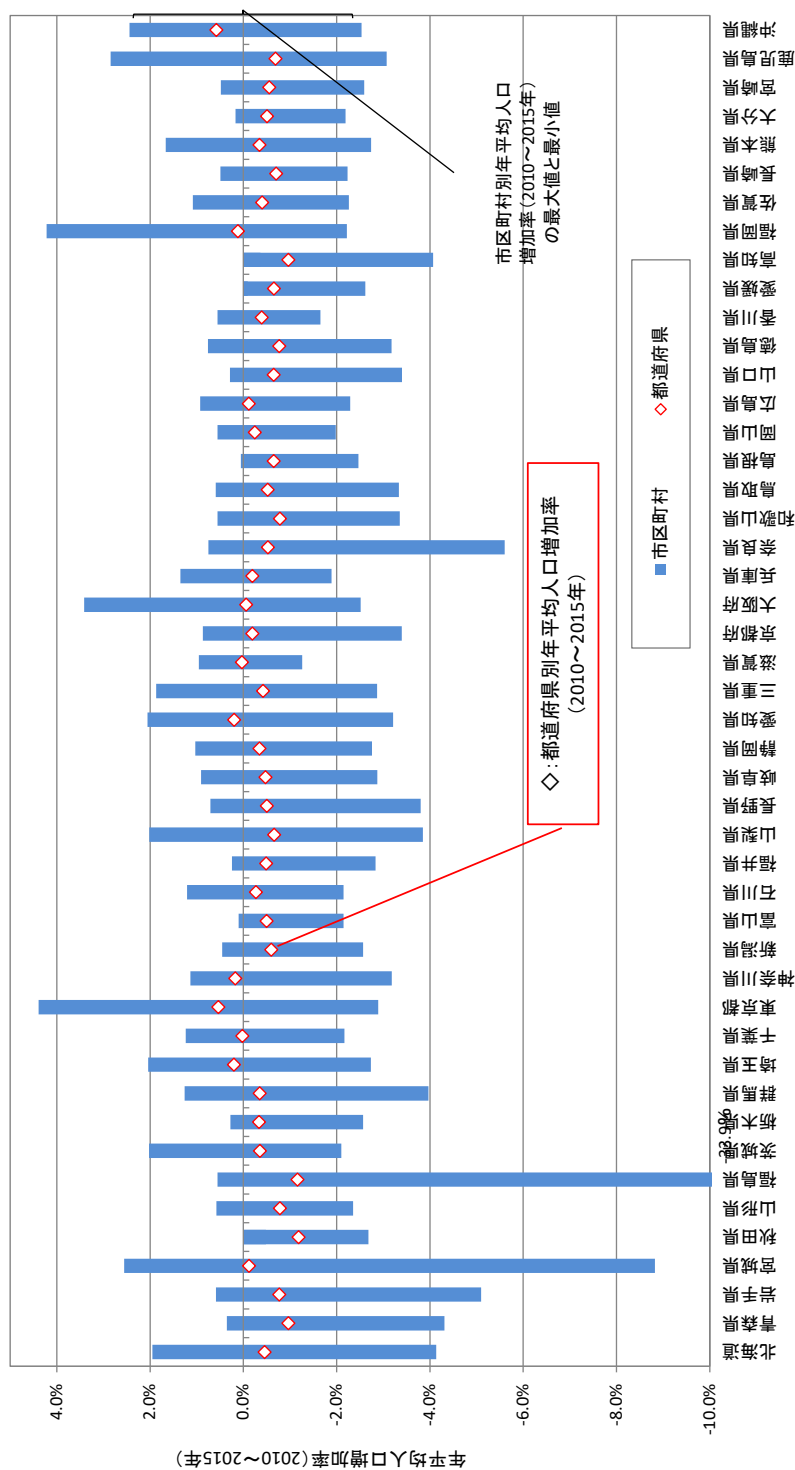


図1 わが国の地域別年平均人口増加率(2010～2015年)

が分布している。そして、ひし形で示しているのは都道府県別の人口増加率である。

この図を見ると、市区町村の人口増加率の地域差（棒グラフの縦の幅）は、都道府県のそれ（ひし形のばらつき）よりも大きい。ばらつきの程度を示す分散で見ると、市区町村で0.018%、都道府県で0.001%である。都道府県で見て人口が増加している、千葉県、埼玉県、東京都、神奈川県、埼玉県、滋賀県、福岡県、沖縄県では、人口が増加している市区町村がある一方で、人口が減少している市区町村もある。特に、都道府県別人口増加率が最も高い方に属する東京都（0.5%）と沖縄県（0.6%）では、人口増加率がそれぞれ4.0%、2.0%に達する市区町村がある一方で、-2.0%の人口減少率となっている市区町村も存在する。都道府県別人口増加率をもっとも低い方に属するのは秋田県（-1.2%）、福島県（-1.2%）や青森県（-1.0%）などであるが、これらの都道府県の中には人口が増加している市区町村が存在する。例えば、青森県では人口増加率が0.4%である市区町村がある。福島県でも0.6%の人口増加率となっている市区町村が存在する。他の都道府県を見ても、人口増加率がプラス、マイナスの市区町村が存在する形になっている。このように、人口増加率の地域差は都道府県よりも市区町村レベルで大きい。しかも、人口が増加している都道府県でも人口が減少している市区町村が見られる。

（高齢化率）

図2は、わが国の市区町村別の高齢化率の2015年についてまとめたものである。図1と同じように、市区町村の高齢化率を都道府県別にまとめ、その最大値と最小値を持つ市区町村をそれぞれ上限と下限にした棒グラフを表示した。ここでも、それぞれのグラフの間に各都道府県の市区町村が分布している。また、ひし形で示しているのは2015年の都道府県別高齢化率である。

この図を見ても、市区町村別の高齢化率の地域差（棒グラフの縦の幅）は、都道府県別のそれ（ひし形のばらつき）よりも大きい。ばらつきの程度を示す分散で見ると、市区町村で0.511%、都道府県で0.075%である。2015年の数値（棒グラフ）で見ると、群馬県、長野県、奈良県で高齢化率が60%近くになる市区町村がある一方、東京都、神奈川県、愛知県などでは高齢率が10%台の市区町村がある。わが国で高齢化率が最も高い・低い市区町村の差は47.8%となり、この差は都道府県の高齢化率の地域差の幅（14.2%ポイント）よりも大きい。

市区町村別の高齢化率の格差は図の棒グラフや面グラフの縦の幅が示すように、都道府県内でも顕著である。例えば、この図から都道府県別高齢化率が最も高い秋田県で見ると、2015年では高齢化率が最も高い市区町村で48.7%、最も低い市区町村で28.6%である。秋田県内で高齢化率の格差がおおよそ20%ポイントあるだけでなく、最も高齢化率が低い市区町村はわが国全体の高齢化率に近い水準である。同じ年で高齢化率が最も低いグループにある東京都では、高齢化率が最も高い市区町村で48.2%、最も低い市区町村で12.7%である。高齢化率の格差がおおよそ36%ポイントと非常に大きい。また、東京都で高齢化率が最

も高い市区町村は、秋田県で最も高齢化率が高い市区町村とあまり変わらない水準である。このように、高齢化率の地域差は都道府県よりも市区町村レベルで大きい。しかも、高齢化率が高い（低い）都道府県で、高齢化率が低い（高い）市区町村が見られる。

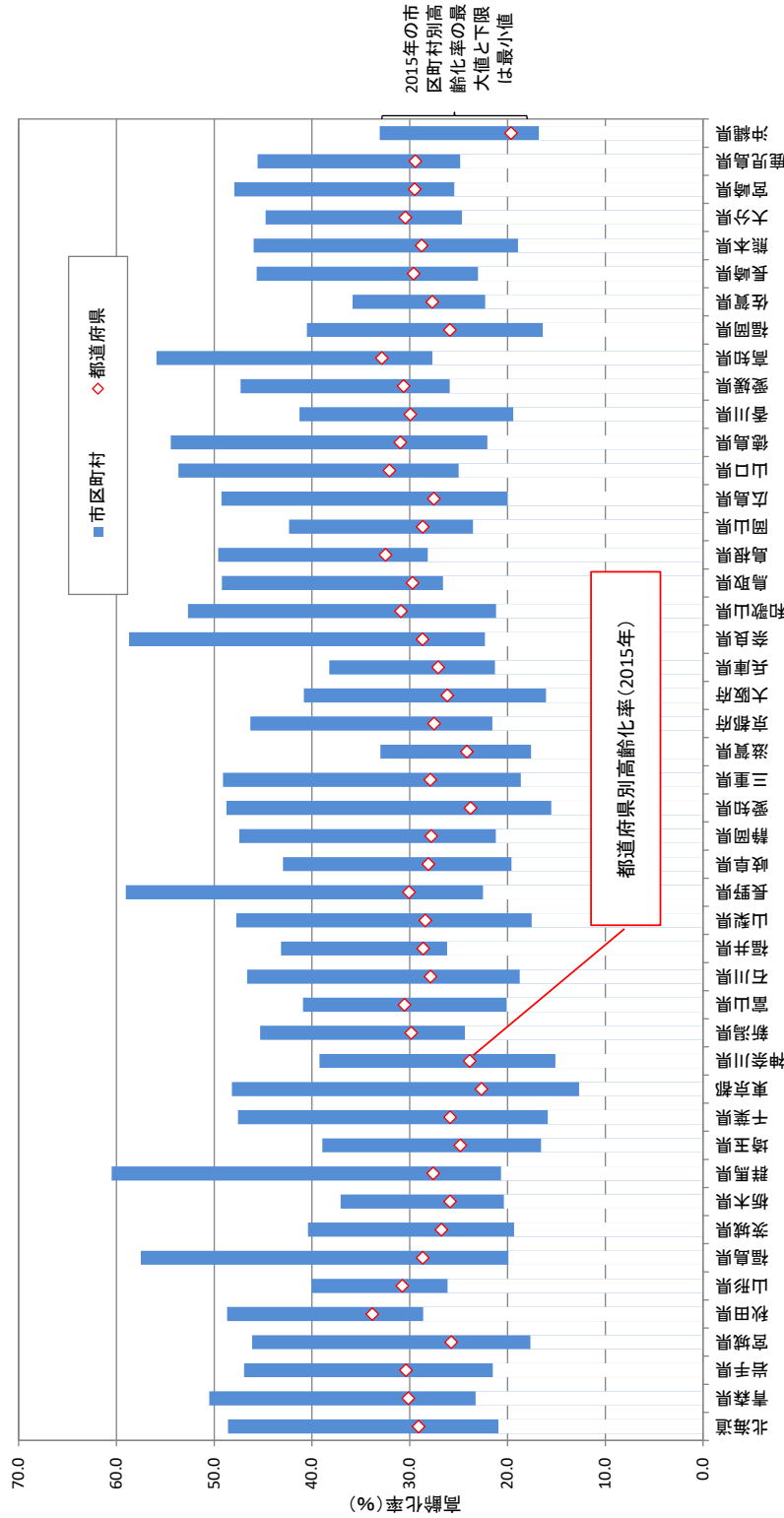


図2 わが国の地域別高齢化率(2015年)

(世帯構造・外国人割合・人口移動)

人口の他の側面についても地域差が見られる。表 1 は世帯構造（夫婦のみ及び単独世帯割合）、外国人人口割合、移動率（5 年前巨樹値が現住地と異なる者の割合）をまとめたものである。都道府県別にこれらの指標の数値、各都道府県内の市区町村別のこれらの指標の最大値と最小値をまとめている。

まず、夫婦のみ及び単独世帯割合を見ると、都道府県別では東京都の 64.3%から山形県の 43.4%までの差があり、差はおよそ 20%ポイントとなる。分散は 0.2%となる。これを市区町村別で見ると最大値は 95.6%、最小値は 25.1%であり、70%ポイントの幅となる。分散は 0.913%となる。世帯構造で見ても、都道府県よりも市区町村の幅の方が大きい。夫婦のみ及び単独世帯割合が高い（低い）都道府県内でも、これが低い（高い）市区町村が見られる。例えば、東京都では一般世帯の 64.3%が夫婦のみまたは単独世帯であるが、この割合が 87.2%になる市区町村がある一方で、45.0%にとどまる市区町村がある。後者はこの割合がもっとも低い山形県や福井県の水準に相当する。その一方で、山形県内の市区町村には夫婦のみ及び単独世帯割合が 51.7%になる市区町村が存在し、この水準は埼玉県、愛知県、三重県、岡山県などに相当する。

次に外国人人口割合を見ると、都道府県別では東京都の 2.8%から秋田県の 0.3%まで、およそ 2.5%ポイントの幅がある。これを市区町村別で見ると最大値は 15.8%、最小値は 0.0%であり、およそ 16%ポイントの幅となる。分散で見ると、都道府県で 0.003%、市区町村で 0.013%である。外国人人口割合で見ても、都道府県よりも市区町村の幅の方が大きい。外国人人口割合がもっとも高い東京都では、その割合が 9.1%の市区町村がある一方、0.1%にとどまる市区町村もある。後者は秋田県の数値を下回る。外国人人口割合が 1%台の都道府県でも、市区町村別では最大で 10%台の外国人人口割合のところがある。例えば、群馬県（1.9%）、長野県（1.3%）ではそれぞれ最大で 14.6%、15.8%の外国人人口割合を持つ市区町村がある。なお最小値ではそれぞれ 0.4%、0.3%となる。

さらに移動率である 5 年前居住地が現住地と異なる者の割合は、都道府県では、鹿児島県の 24.6%から秋田県の 14.6%まで、10%ポイントの幅がある。市区町村別では、最大で 66.3%、最小で 4.2%と、60%ポイントを超える幅がある。分散で見ると、都道府県で 0.054%、市区町村で 0.307%である。移動率で見ても、都道府県よりも市区町村の幅の方が大きい。各都道府県内の市区町村の移動率の最大値が 40%を超えるところを見ると、福島県（66.3%）、宮城県（59.3%）がある他、北海道（40.2%）、岩手県（47.5%）、東京都（44.6%）、鹿児島県（47.4%）、沖縄県（45.3%）がある。一方で最小値の市区町村の水準が 5%台以下の都道府県として、京都府（4.2%）に加えて、山形県（5.8%）、茨城県（5.9%）、滋賀県（5.8%）、奈良県（5.5%）がある。市区町村レベルで見ると移動率が特に高い、低いところは、全国的に分布していることになる。

このように、人口のさまざまな側面で地域差があり、より地理的な範囲が狭い市区町村レ

ベルで地域差が大きく現れることがわかる。

表1 わが国の地域別人口・世帯に関する主な数値(2015年)

	市区 町村数	夫婦のみ及び単独世帯割合			外国人人口割合			5年前居住地が現住地以外割合		
		都道府県	市区町村 (最大値)	市区町村 (最小値)	都道府県	市区町村 (最大値)	市区町村 (最小値)	都道府県	市区町村 (最大値)	市区町村 (最小値)
北海道	188	61.2%	78.2%	44.0%	0.4%	5.0%	0.0%	22.7%	40.2%	12.0%
青森県	40	49.4%	63.0%	31.8%	0.3%	0.8%	0.0%	17.6%	23.5%	7.8%
岩手県	33	49.1%	59.6%	34.3%	0.4%	1.5%	0.1%	20.9%	47.5%	7.4%
宮城県	39	52.0%	67.6%	26.2%	0.6%	1.6%	0.2%	23.9%	59.3%	8.7%
秋田県	25	48.4%	56.1%	29.8%	0.3%	0.8%	0.1%	14.6%	19.3%	7.1%
山形県	35	43.4%	51.7%	27.0%	0.5%	1.1%	0.2%	16.6%	23.6%	5.8%
福島県	53	49.1%	95.6%	25.1%	0.5%	1.4%	0.1%	19.5%	66.3%	6.9%
茨城県	44	48.7%	57.4%	34.0%	1.4%	3.9%	0.2%	17.6%	26.0%	5.9%
栃木県	25	48.5%	54.0%	34.7%	1.3%	3.4%	0.4%	18.1%	21.5%	7.5%
群馬県	35	49.4%	70.1%	36.7%	1.9%	14.6%	0.2%	18.3%	25.5%	7.4%
埼玉県	72	51.1%	60.3%	35.9%	1.4%	5.2%	0.2%	18.6%	25.4%	6.2%
千葉県	59	53.4%	64.7%	37.6%	1.4%	3.7%	0.3%	18.8%	24.6%	6.4%
東京都	62	64.3%	87.2%	45.0%	2.8%	9.1%	0.1%	20.3%	44.6%	13.3%
神奈川県	58	55.8%	72.1%	42.9%	1.6%	7.8%	0.3%	20.1%	27.3%	10.2%
新潟県	37	46.3%	63.3%	31.7%	0.5%	1.2%	0.2%	16.6%	26.5%	8.9%
富山県	15	45.6%	50.3%	29.6%	1.0%	1.6%	0.2%	15.6%	19.1%	9.1%
石川県	19	51.4%	59.9%	25.5%	0.8%	1.7%	0.3%	18.1%	30.0%	8.6%
福井県	17	45.0%	52.1%	34.5%	1.2%	3.3%	0.3%	15.3%	19.5%	6.8%
山梨県	27	50.6%	74.3%	37.8%	1.3%	3.9%	0.1%	17.5%	25.6%	9.4%
長野県	77	49.6%	70.3%	32.8%	1.3%	15.8%	0.4%	18.3%	23.4%	7.8%
岐阜県	42	46.7%	52.5%	34.8%	1.7%	6.4%	0.4%	16.3%	24.1%	6.8%
静岡県	43	48.9%	68.0%	38.4%	1.6%	4.7%	0.3%	19.8%	26.5%	9.6%
愛知県	69	52.7%	80.5%	32.9%	2.2%	6.7%	0.7%	20.3%	29.7%	9.9%
三重県	29	51.5%	67.0%	35.1%	1.7%	3.6%	0.3%	17.0%	23.6%	7.3%
滋賀県	19	48.2%	58.2%	36.4%	1.4%	3.6%	0.4%	17.6%	24.4%	5.8%
京都府	36	57.7%	73.1%	39.6%	1.7%	4.9%	0.2%	18.0%	23.4%	4.2%
大阪府	72	57.0%	82.4%	44.5%	1.7%	12.6%	0.3%	18.6%	26.6%	6.4%
兵庫県	49	54.0%	76.4%	38.3%	1.4%	6.9%	0.3%	18.5%	25.0%	8.1%
奈良県	39	49.1%	79.7%	34.7%	0.6%	1.6%	0.0%	16.4%	22.9%	5.5%
和歌山県	30	52.6%	76.1%	42.0%	0.5%	0.7%	0.1%	16.4%	19.8%	8.0%
鳥取県	19	48.3%	55.1%	33.4%	0.6%	1.0%	0.2%	18.0%	21.9%	7.8%
島根県	19	50.9%	77.3%	37.6%	0.8%	1.9%	0.3%	18.7%	25.4%	12.2%
岡山県	30	52.7%	63.5%	43.0%	0.9%	1.7%	0.1%	19.3%	27.1%	9.8%
広島県	30	56.3%	72.9%	48.2%	1.2%	2.5%	0.4%	21.2%	27.2%	12.5%
山口県	19	57.4%	69.4%	53.0%	0.8%	1.3%	0.1%	20.9%	24.2%	9.7%
徳島県	24	53.1%	70.1%	42.5%	0.5%	1.9%	0.2%	17.2%	24.4%	6.8%
香川県	17	53.6%	66.5%	42.8%	0.7%	2.2%	0.4%	18.6%	27.0%	11.0%
愛媛県	20	56.3%	70.7%	46.8%	0.6%	4.0%	0.1%	19.3%	23.0%	11.4%
高知県	34	57.8%	73.7%	46.9%	0.4%	2.3%	0.1%	18.1%	21.0%	7.8%
福岡県	72	56.5%	77.4%	35.7%	0.9%	2.5%	0.1%	23.1%	34.5%	10.7%
佐賀県	20	45.7%	51.0%	34.1%	0.5%	1.0%	0.1%	19.9%	24.7%	10.1%
長崎県	21	54.0%	67.1%	40.1%	0.6%	1.2%	0.1%	21.5%	26.4%	12.5%
熊本県	49	51.4%	67.3%	38.6%	0.5%	1.6%	0.1%	21.7%	29.5%	9.1%
大分県	18	55.9%	63.0%	48.3%	0.7%	3.0%	0.0%	21.3%	24.7%	13.0%
宮崎県	26	56.1%	67.1%	45.2%	0.3%	0.8%	0.1%	23.0%	25.5%	12.0%
鹿児島県	43	59.6%	76.3%	52.2%	0.4%	1.3%	0.0%	24.6%	47.4%	13.5%
沖縄県	41	47.8%	78.3%	36.0%	0.8%	4.8%	0.2%	23.2%	45.3%	13.8%

注：市区町村の区には、政令指定都市の区を含む。東日本大震災・福島第一原子力発電所の事故の影響により調査時点で居住が制限されていた福島県の一部の町村(富岡町、大熊町、双葉町、浪江町、葛尾村、飯館村)を除く。2040年は福島県の市町村を除く。

出所：総務省統計局「国勢調査」より筆者作成。

4. わが国の保健福祉サービスへのアクセスからみた地域差

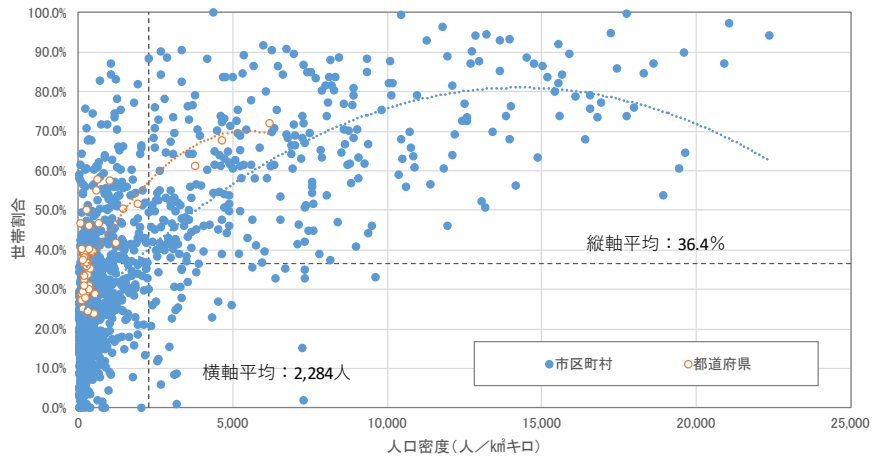
(人口密度との関係)

わが国の保健福祉サービス施設までの距離について、「住宅土地統計調査」より老人デイサービスセンター、保育所、医療機関からの距離が 500 メートル未満の世帯割合を、市区町村、都道府県別求め、そのばらつき具合をまとめてみた。図 3 はばらつき具合を地域の都市化の程度を示す人口密度（「国勢調査」（2015 年）の数値をマッチング）を軸にしてまとめたものである。

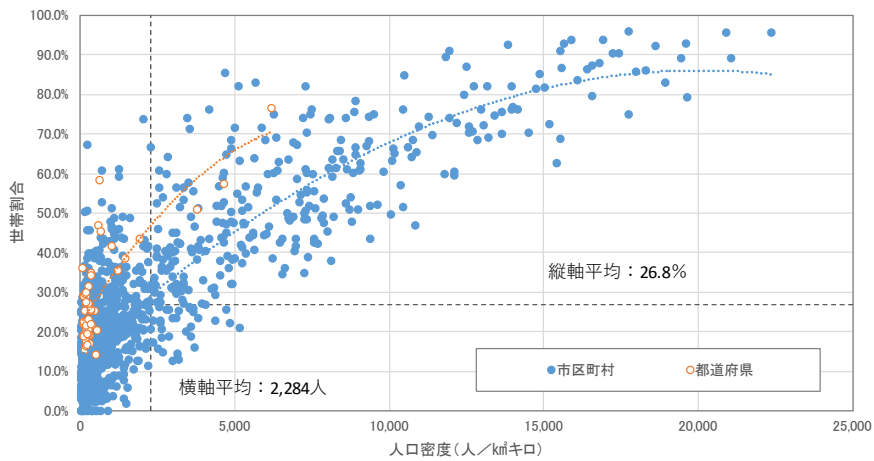
まず、老人デイサービスセンターからの距離が 500 メートル未満の世帯割合は、市区町村別では、最大値が 100.0%、最小値が 0.0%、平均 36.4%であり、分散は 5.2%である。都道府県別では、最大値が 72.0%、最小値が 23.8%、平均 38.9%であり、分散は 1.3%である。よって、市区町村の方が都道府県よりも、老人デイサービスセンターへのアクセスの程度の地域差が大きい。図 3 より、人口密度との関係でみた市区町村の分布（塗りつぶした丸い点）を見ると、人口密度が大きな地域ほど、この割合が高いという大まかな傾向が見られる。市区町村の人口密度の単純平均（2,284 人）、老人デイサービスセンターから 500 メートル未満世帯割合の単純平均（36.4%）を基準にして見ると、両者が高い部分、低い部分に市区町村が分布している。人口密度は平均よりも低い、老人デイサービスセンターへのアクセスは平均よりも良い市区町村も見られるが、その逆はあまり見られない。都道府県別の分布（白抜きの丸い点）を見ると、市区町村よりも分布の範囲が狭い形になっている。

次に、保育所からの距離が 500 メートル未満の世帯割合は、市区町村別では、最大値が 96.1%、最小値が 0.0%、平均 26.8%であり、分散は 4.4%である。都道府県別では、最大値が 76.6%、最小値が 14.2%、平均 28.9%であり、分散は 1.4%である。老人デイサービスセンターの場合と同様に、市区町村の方が都道府県よりも、保育所へのアクセスの程度の地域差が大きい。図 3 より、人口密度との関係でみた市区町村の分布（塗りつぶした丸い点）を見ると、老人デイサービスセンターの場合よりも明確に、人口密度が大きな地域ほど、この割合が高いという傾向が見られる。市区町村の人口密度の単純平均（2,284 人）、保育所から 500 メートル未満世帯割合の単純平均（26.8%）を基準にして見ると、両者が高い部分、低い部分に市区町村が分布している。人口密度は平均よりも低い、保育所へのアクセスは平均よりも良い市区町村もある程度見られるが、その逆はあまり見られない。都道府県別の分布（白抜きの丸い点）を見ると、老人デイサービスセンターの場合と同様に、市区町村よりも分布の範囲が狭い形になっている。

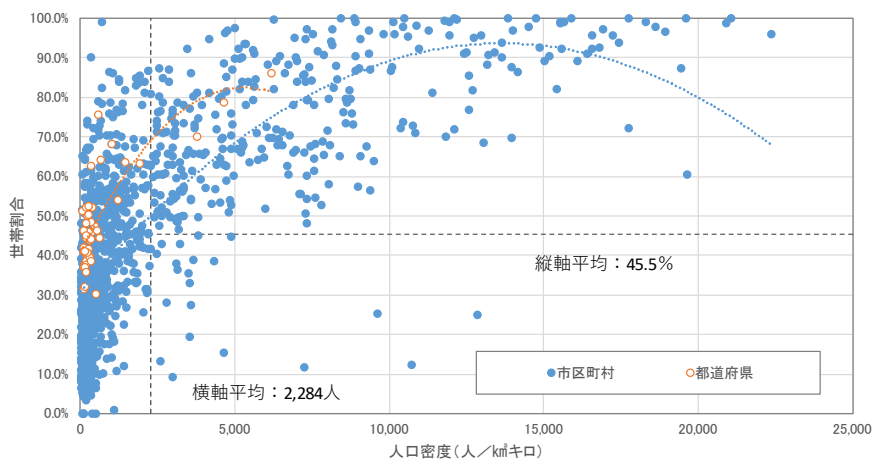
そして、医療機関からの距離が 500 メートル未満の世帯割合は、市区町村別では、最大値が 100.0%、最小値が 0.0%、平均 45.5%であり、分散は 5.9%である。都道府県別では、最大値が 86.0%、最小値が 30.1%、平均 48.5%であり、分散は 1.5%である。老人デイサービスセンターの場合と同様に、市区町村の方が都道府県よりも、医療機関へのアクセスの程度の地域差が大きい。図 3 より、人口密度との関係でみた市区町村の分布（塗りつぶした丸い点）を見ると、老人デイサービスセンターの場合よりもさらに明確に、人口密度が大きい



(1)地域別人口密度と住環境(最寄りの老人デイサービスセンターから500メートル未満の世帯割合)－2018年



(2)地域別人口密度と住環境(最寄りの保育所から500メートル未満の世帯割合)－2018年



(3)地域別人口密度と住環境(最寄りの医療機関から500メートル未満の世帯割合)－2018年

注:人口密度は「国勢調査」(2015)による。
出所:総務省統計局「住宅土地統計調査」「国勢調査」より作成

図3 住環境と保健福祉サービスへのアクセス

な地域ほど、この割合が高いという傾向が見られる。市区町村の人口密度の単純平均(2,284人)、医療機関から500メートル未満世帯割合の単純平均(45.5%)を基準にして見ると、両者が高い部分、低い部分に市区町村が分布している。しかも、医療機関まで500メートル未満の世帯割合が高い市区町村が多く分布する形になっている。人口密度は平均よりも低い、保育所へのアクセスは平均よりも良い市区町村もある程度見られるが、その逆はほとんど見られない。都道府県別の分布(白抜き丸い点)を見ると、老人デイサービスセンターの場合よりも、市区町村よりも分布の範囲が狭い形になっている。

これらの結果から、人口密度の高い地域ほど、老人デイサービスセンター、保育所、医療機関へのアクセスが良い世帯割合が高い傾向が見られる。こうした地域は都市的な地域であり、そうでない地域では、これらのサービスへのアクセスは良くない傾向があるといえる。ただし、人口密度が低くても、これらのサービスへのアクセスが良い地域も見られる。人口が少ない地域で、保健福祉に力を入れている地域であると思われる。

(持家率との関係)

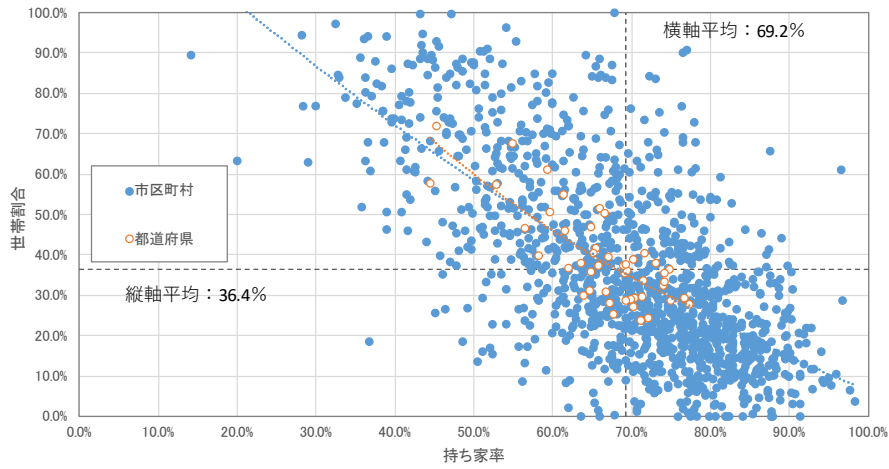
図4は、都道府県、市区町村別の老人デイサービスセンター、保育所、医療機関からの距離が500メートル未満の世帯割合を、「住宅土地統計調査」で代表的な指標である持家率との関係をまとめたものである。

まず、老人デイサービスセンターからの距離が500メートル未満の世帯割合と持家率との関係を見ると、持ち家率が高い地域ほど、この割合は低下するという右下下がり分布となっている。特に、市区町村の分布(塗りつぶした丸い点)のほうが、都道府県の分布(白抜き丸い点)よりも広い。

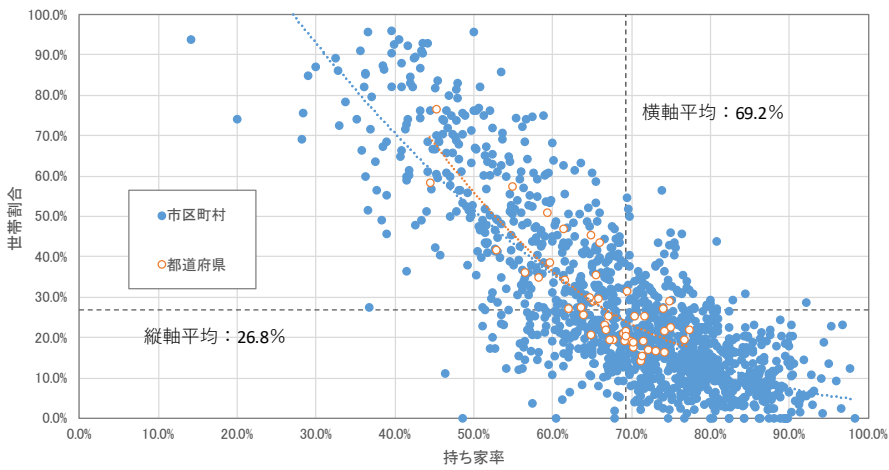
次に、保育所からの距離が500メートル未満の世帯割合と持家率との関係も同様の傾向が見られる。ただし、市区町村で見た場合に、持家率が低く、保育所からの距離が近い世帯割合が高い地域は、分布がまだらになっている。一方で持家率が高く、保育所からの距離が近い世帯割合が低い地域は、老人デイサービスセンターの場合よりも密集した分布となっている。

そして、医療機関からの距離が500メートル未満の世帯割合と持家率の関係も同様の傾向であるが、分布は図の寄り上の方に位置する形となっている。つまり、おおむね医療機関から近い世帯割合は、老人デイサービスセンターや保育所より若干高くなる傾向にある。また、こうした分布から外れる市区町村が他の保健福祉サービスよりも多くなっている。

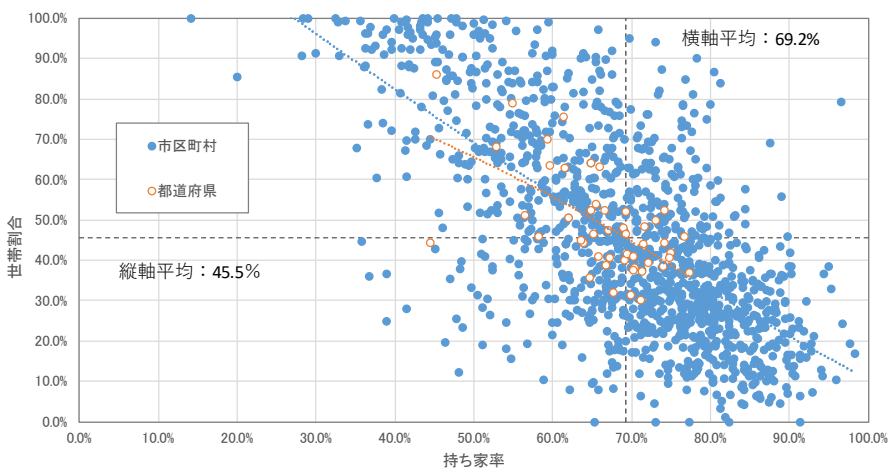
これらの結果から、持ち家率がむしろ低い地域ほど、老人デイサービスセンター、保育所、医療機関へのアクセスが良い世帯割合が高い傾向が見られる。都市的な地域では賃貸住宅が多いという事情を反映しているものと考えられる。



(1)地域別持ち家率と住環境(最寄りの老人デイサービスセンターから500メートル未満の世帯割合)－2018年



(2)地域別持ち家率と住環境(最寄りの保育所から500メートル未満の世帯割合)－2018年



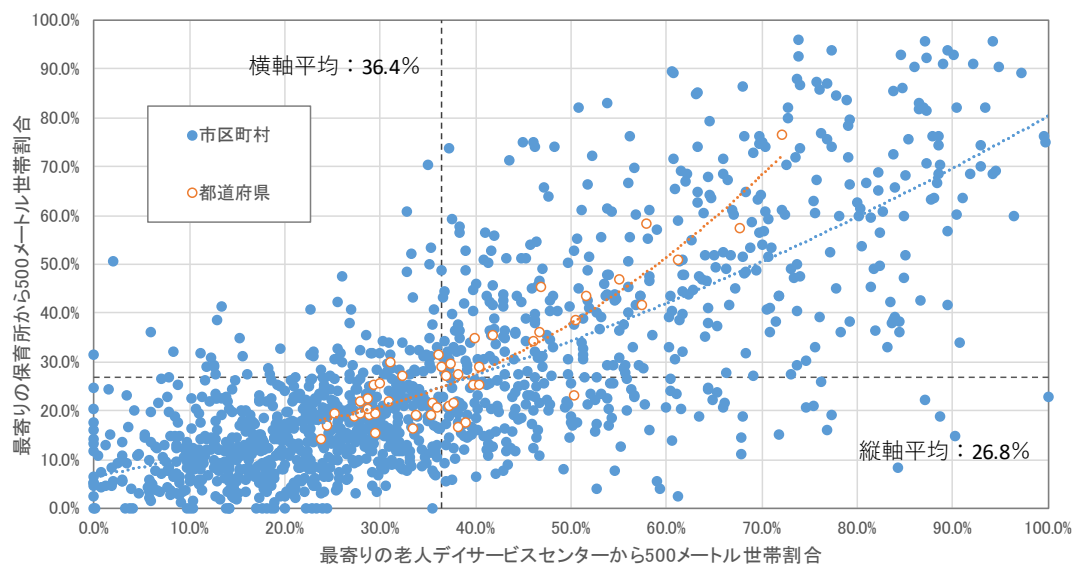
(3)地域別持ち家率と住環境(最寄りの医療機関から500メートル未満の世帯割合)－2018年

出所:総務省統計局「住宅土地統計調査」より作成

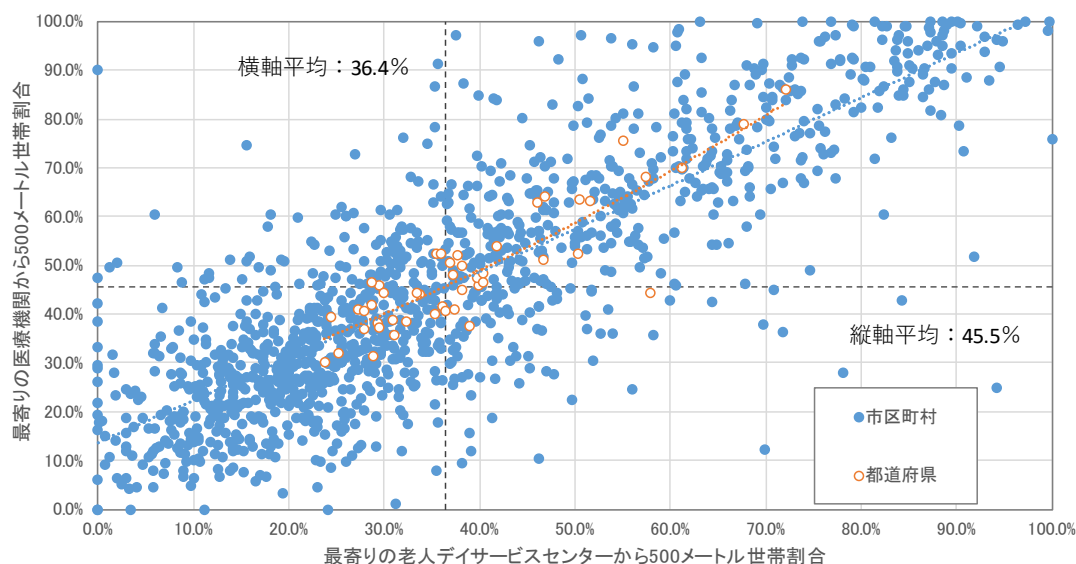
図4 持ち家率と保健福祉サービスへのアクセス

(保健福祉サービス相互間の関係)

図5は、老人デイサービスセンター、保育所、医療機関へのアクセスが良い世帯割合の相互の関係を市区町村、都道府県別の分布としてまとめたものである。基準として、老人デイサービスセンターから500メートル未満世帯割合を用いた。



(1)地域別の最寄りの老人デイサービスセンター、保育所から500メートル未満の世帯割合)－2018年



(2)地域別の最寄りの老人デイサービスセンター、医療機関から500メートル未満の世帯割合)－2018年

出所：総務省統計局「住宅土地統計調査」より作成

図5 保健福祉サービスへのアクセスの相互関係

まず、老人デイサービスセンターから500メートル未満世帯割合と保育所から500メートル未満世帯割合の組み合わせで見た市区町村の分布を見ると、前者が高いほど後者も高

い形で市区町村が分布している。両者それぞれの単純平均である、36.4%、26.8%を基準として分けた区分で見ると、両者とも高い地域、低い地域に市区町村が多く分布している。都道府県の分布は市区町村の分布の範囲に収まる形で、市区町村と同様の形で分布している。

次に、老人デイサービスセンターから 500 メートル未満世帯割合と医療機関から 500 メートル未満世帯割合の組み合わせで見た市区町村の分布を見ても同様の傾向が見られる。ただし、後者の平均が 45.5%であるため、分布は図の上方に位置する形となっている。両者それぞれの単純平均である、36.4%、45.5%を基準として分けた区分で見ても、両者とも高い地域、低い地域に市区町村が多く分布している。いずれか一方のみが高い地域の分布は少ないが、この分布傾向から外れる市区町村の分布が多少見られる。まや、都道府県の分布も市区町村の分布の範囲に収まる形で、市区町村と同様の形で分布している。

これらの結果から、老人デイサービスセンターへのアクセスが良い地域ほど、保育所、医療機関へのアクセスも良いという傾向が見られる。

5. 考察

わが国は、人口及び保健福祉アクセスに地域差がある。特に都道府県より市区町村で見た場合の地域差が大きい。このことは保健福祉分野での政策シミュレーションを行う場合、全国を単位としたものに加え、地域差を考慮したシナリオを設定する必要があることを意味する。

人口について言えば、人口増加が維持されている大都市圏でも人口が減少している市区町村がある。その一方で、人口減少地域でも人口増加を維持できている市区町村がある。高齢化が進んでいる地域でも、高齢化率が低い市区町村が存在し、高齢化が相対的に進んでいない大都市圏でも高齢化率がすでに高くなっている市区町村が存在する。大都市圏と非大都市圏で、人口が減少または増加維持、高齢化率が高いまたは低いというシナリオ設定が可能である。

保健福祉サービスへのアクセスでは、人口密度が高い都市的な市区町村ほど、老人デイサービスセンター、保育所、医療機関へのアクセスが良い世帯割合が高い。老人デイサービスセンターへのアクセスが良い世帯割合が高い市区町村ほど、保育所や医療機関へのアクセスが良い世帯割合が高い。人口密度が低い市区町村でも、こうしは保健福祉サービスへのアクセスが良い地域もある。これより、保健福祉サービスのアクセスのシナリオとして、①都市的で、保健福祉サービスへのアクセスが良い地域、②都市的でなく、保健福祉サービスのアクセスが良くない地域、③都市的ではないが、保健福祉サービスへのアクセスが良い地域、が設定できよう。このほかに、世帯構造、転居の程度、外国人人口の割合をシナリオに加味することができるであろう。

このように、保健福祉サービスに関する政策シミュレーションのシナリオ設定には、ある程度パターン化させることが可能である。これを現実的なものにするには、市区町村別などの地域差の傾向を検討することが必要であろう。

- 1 こうした分析例として、小島（2017）参照。
- 2 本研究では、政府統計の公開データのみを用いた。そのため、法令に基づく手続きは不要であり、またデータの毀損、流出等に基づく問題も生じ得ない。よって倫理的な問題は発生しなかった。
- 3 東日本大震災・福島第一原子力発電所の事故の影響により調査時点で居住が制限されていた福島県の一部の町村（富岡町、大熊町、双葉町、浪江町、葛尾村、飯館村）を除く。

（参考文献）

小島克久（2017）「日本高齢化的地区差異和社区综合护理体系」『社会政策研究』2017年第6期、中国民政杂志社、pp.3-14.

外国人受入れ拡大による社会保障財政影響 シミュレーションに関する基礎的研究

石井 太・小島 克久・是川 夕

1 はじめに

わが国は現在、先進諸国の中でも極めて低い出生水準となっており、また、このような低水準出生率の継続が見込まれることから、今後、恒常的な人口減少過程を経験するものと見られている。さらにこれに加え、平均寿命は国際的にトップクラスの水準を保ちつつ、なお延伸が継続しており、少子化と長寿化が相俟って、他の先進諸国でも類を見ないほど急速に人口の高齢化が進行するものと見られている。国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2017）によれば、2015年に1億2,709万人であった日本の総人口は今後一貫して減少し、出生中位・死亡中位仮定によれば2065年には8,808万人まで減少すると見込まれる。また、65歳以上人口割合は2015年の26.6%から上昇を続け、同じく出生中位・死亡中位仮定によれば2065年には38.4%と概ね4割の水準に到達することが見込まれるのである。

わが国ではこれまで、外国人人口受入れに関しては比較的保守的な政策を採ってきたことから、これら少子・高齢化がもたらす問題の解決策としての外国人人口受入れに関する本格的な定量分析が十分に行われてきたとは言い難い状況にある。このような分析を行った先行研究として、著者らの一部は石井・是川（2015）との研究を行ったが、そこで用いた手法はやや機械的な複数の前提条件の下でシミュレーションを行ったものであった。そこで、筆者らはこれを発展させ、より現実的な外国人受入れ政策に対応した影響を考察する観点から、介護労働者の受入れのシナリオについて諸外国の例などを参考により具体的に設定し、外国人介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価する研究を行った（石井〔等〕 2018）。また、本研究の先行事業では、外国人介護労働者の社会保険加入シナリオについて新たに「特定技能1号」にどのような社会保険が適用されるかについても考慮を加えた設定を行うとともに、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動したとした場合の外国人女性の出生率推計モデルを構築し、将来人口への影響及び公的年金財政影響に関するシミュレーションを行った（石井〔等〕 2020）。

本研究は、これらの先行研究をさらに発展させる観点から、石井〔等〕（2020）における研究成果をまとめ直すとともに、新たに検討が必要な課題等について整理することを目的とした基礎的な研究である。

2 先行研究とこれまでの研究成果

移民は、通常、貧しい国から経済的に発展した国へ向かうことから、受入れ国における財政影響がしばしば問題とされる。移入者は公的援助を必要としたり、子どもへの教育費用がかかることから、非移入者の税負担増を招くのではないかという議論がある一方で、高齢化を緩和し、年金の負担を軽減するのではないかという議論もある。一般に、多くの移入者は負担をするとともに受益もあることから、ネットでの財政影響が問題となる。このような外国人受入れに関して影響評価を行った人口学分野での代表的な先行研究として Lee and Miller (1997) が挙げられる。Lee and Miller (1997) では、移入者の受益・負担に関する年齢プロファイルを世代毎に推定し、長期的な人口プロジェクションと組み合わせることにより、追加的移民に関する影響を評価している。Lee and Miller (1997) の研究の対象は公的年金に限らず、全ての受益と負担であるが、長期的な人口シミュレーションを用いて移民の影響を評価するという点は本研究と共通している。特に、年金財政への評価に関し、このようなアプローチはアクチュアリアル（年金数理的）な財政影響評価法とも共通性があるものと考えられる。公的年金の財政をアクチュアリアルに評価するものの代表例は厚生労働省が行っている財政検証（旧財政再計算）（厚生労働省年金局数理課 2015）であるが、財政検証では人口プロジェクションを基礎データとして用いており、人口シミュレーションとの親和性が高い。

一方、わが国に外国人を受け入れとした場合の公的年金への影響に関する先行研究としては様々な角度のものがあり、外国人の社会保障制度上の取扱いについて制度面からアプローチした高藤 (2001) や、経済理論面からのアプローチしたものとして、公的年金と移民受入れに関して移民の経済厚生格差への影響を評価した上村・神野 (2010) などが挙げられるが、本研究に関しては、シミュレーションやモデル等を活用した定量的な財政影響評価、特にアクチュアリアルなアプローチを用いて財政影響評価を行ったものがより直接的な先行研究といえよう。

公的年金に関してその財政をアクチュアリアルに評価するものの代表例が財政検証であることは先述の通りであるが、学術分野においても公的年金財政をアクチュアリアルなアプローチを用いて評価した先行研究は多数存在する。山本 (2010b) はそれらに関する包括的なレビューを行ったものであるが、OSU モデルを提案した八田・小口 (1999) や財政検証のプログラムを応用した山本 (2010a) や山本 (2012) などが代表的なものとして挙げられる。

また、公的年金財政への影響を念頭に、外国人の移入などを変化させた場合の長期的な将来人口の動向、特に老年従属人口指数に与える影響を分析したものとして石井 (2008) が挙げられる。これをさらに具体化し、わが国に外国人労働者を受け入れたとした場合の長期的な将来人口の動向をシミュレーションするとともに、その公的年金等に与えるマク

口的な財政影響を定量的に評価したのが石井〔等〕(2013)であり、さらに国際人口移動に関してより幅広い選択肢を設定し、それらに対応する外国人女性の出生パターンの違いを考慮して評価を行ったものが石井・是川(2015)である。

一方、石井〔等〕(2018)は、外国人の受入れについてやや機械的に複数の前提条件を設定し、シミュレーションを行って財政影響を評価した石井・是川(2015)とは異なり、より現実的な外国人受入れ政策に対応した影響を考察する観点から、介護労働者の受入れを対象とし、諸外国の例などを参考に具体的なシナリオを設定して介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価したものである。

ところで、このシナリオにおいては、受け入れた外国人女性労働者が長期的に日本に滞在することが想定されているが、このような滞在期間の長期化が、受け入れ外国人女性の出生力水準の変化を通じて、将来人口や公的年金財政に与える影響は明示的には考慮されていない。しかしながら、Korekawa(2017)によれば、日本における外国人女性の出生力は日本への国際移動前後で先送りした出生を取り戻す効果(追いつき効果)により急上昇する傾向が見られる一方で、移動直後は日本社会への適応途上にあることから出生力の水準自体は低く、その後、5年程度の居住期間を経る中で出生率は安定することが明らかにされている。

石井〔等〕(2020)は、以上の点を踏まえ、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動したとした場合の外国人女性の出生率推計モデルを構築し、将来人口への影響及び公的年金財政影響に関するシミュレーションを行ったものである。そこで、まず次節において、石井〔等〕(2020)で行った外国人介護労働者受入れシナリオの検討結果について整理する。

3 外国人介護労働者受入れシナリオの整理

3.1 外国人介護労働者受入れのメリットとデメリット

OECD加盟国(特にEU地域)では、わが国と同じように高齢化が進み、介護ニーズも増大している。介護人材の確保ルートとして、国内での人材確保の他、外国人介護労働者の受入れがある。国や地域による違いはあるが、外国人介護労働者が相当な数や割合で存在する。その受入れにはさまざまな仕組みがあり、EUでは域内の労働力移動は自由であるが、域外からの介護労働者移動に対しては、国による受入れの仕組みに違いがある。また、カナダ、イスラエル、台湾では受入れの仕組みが整っているが、カナダは永住権取得のオプションがある一方で、イスラエルや台湾は、最長の滞在期間がある一時的な労働者としての受入れである*¹。

*¹ これについての詳細は、小島(2015a)、小島(2016)でまとめたところである。また、台湾の外国人介護労働者(以下、「外籍看護工」)については、小島(2015b)を参照。現在「外籍看護工」は最長で14年ま

外国人介護労働者を受け入れるメリットとして、「介護人材の確保」がある。その他の社会経済的な影響について、Lamura et al. (2013) では、マクロ（国や国際社会）、メゾ（家族や介護事業所）、ミクロ（介護労働者）別にメリットと課題を論じて表にまとめている。ただし、社会保障、特に医療や年金の社会保険財政に関する影響は明示されていない。そこで、この表に社会保障（年金財政を含む）に関するメリットやデメリットを加えたものが表1である。

表1 介護労働者が国際移動することによるメリットと課題（対応のレベルと関係者別）

レベル	関係者	メリット	課題
マクロ(国または国際社会)	受け入れ国	・介護労働者不足の解消 ・介護労働者育成・訓練費用の節約 ※税および社会保険料の収入の増加 特に年金財政の改善・積立金の増加 ※定着すれば、人口規模が維持(+内需の維持)	・効率性(かえって訓練が必要) ・倫理的な問題(送り出し国の介護人材の枯渇) ・移民の社会的統合の必要 ※不況時に失業給付などが増加、将来の年金などの給付が増加する可能性
	送り出し国	※将来、年金を送り出し国から受け取る事ができる	・介護労働者不足(一時的に発生または受け入れ国から戻ってこない) ・「失われた」教育の費用が発生 ・残っている家族への支援に対する社会的費用
メゾ(家族または介護事業所)	受け入れ国側	・介護労働者不足の解消	・「介護労働者のエスニックな多様性」への対応
	送り出し国側	・家族への送金 ・技能の高い介護労働者の帰国	・介護労働者の不足(技能の高い介護労働者の喪失と新たな雇入れコスト。特に受け入れ国から戻ってこない場合) ・残された介護労働者のモラルの低下 ・残された親族への介護サービスの不足
ミクロ(個人)	受け入れ国の介護労働者	・介護労働の負担の減少	・「エスニックな多様性」のある同僚に向き合う必要
	国際移動した介護労働者	・より高い賃金と就業歴蓄積の機会 ※将来の年金受け取り	・差別を受ける可能性 ・地域社会での社会的統合が必要
	送り出し国に残った介護労働者	・就業機会が増える可能性	・介護労働の負担が大きくなる ・モラルの低下

出所: Giovanni Lamura他“Migrant long-term care work in the European Union: Opportunities, challenges and main policy options”(2013)より下線を加筆の上で引用(小島仮訳)

表1をみると、マクロレベルでのメリットとして、受入れ国での介護労働者不足の解消や彼らの育成コストの節約、送り出し国にとっては、受入れ国で得た賃金の一部送金、送り出した介護労働者が帰国した際の介護サービス水準の向上などが期待できる。社会保障に関する面では、受入れ国での税や社会保険料の収入増加、特に年金財政における収入の増加や年金基金の積立金の増加が期待できる。また送り出し国では、将来におけるかつての受入れ国からの年金受け取りが期待できる(内需の維持)。一方で課題として、受入れ国では、彼らの社会への適応の支援の他、介護技能のスキルアップや補充訓練のニーズがかえって大きくなる。それに加えて、社会保険未加入に伴う、疾病時の医療費が自己負担になることによる受診抑制、年金未加入の結果としての年金受給権が得られないことがあげられる。特に後者は、高齢期の貧困につながる。その一方で、送り出し国での人材枯渇もある(特に送り出し国に戻らない場合)。これに加えて、受入れ国で不況になったときに、外国人介護労働者が失業した場合に失業給付が増える、将来彼らが年金受給権を得ると年金の支出が増える、という課題も考えられる。

メゾレベル(家族や介護事業所)、ミクロレベル(個人)の両方を見ても、マクロレベ

で滞在可能である。

ルと関係が深い内容でのメリットや課題がある。特に、外国に移住した介護労働者個人にとっては、高い賃金、高度な介護技術の習得の他、将来の年金受給権を得ることができる。一方で、移住した先での社会的な適応などの課題が考えられる。

このように、介護労働者が国際移動することには、社会のさまざまなレベルで、メリットや課題が考えられ、マクロレベルを中心に社会保障、特に年金財政への影響も考えられる（表1）。

3.2 わが国で本格的に外国人介護労働者を受け入れる場合のシナリオ

3.2.1 外国人介護労働者受入れと外国人への社会保障の適用

わが国では、これまでは外国人介護労働者を受け入れるための専用の仕組みは、EPAによる枠組みを除いてほとんど存在していなかった。例えば、外国人がわが国の大学で介護や福祉を学び、資格を取っても、介護人材としての就労が難しかった*2。2016年11月に「出入国管理及び難民認定法」が改正され、介護業務に従事する外国人の受入れを図るため、介護福祉士の国家資格を有する者を対象とする新たな在留資格として「介護」が設けられることになり、平成29年9月から施行された。また、「外国人の技能実習の適正な実施及び技能実習生の保護に関する法律」も改正されるとともに、「産業競争力の強化に関する実行計画」（2015年版（平成27年2月10日閣議決定）等）に基づいて、外国人技能実習制度に「介護」分野が追加されることになった*3。在留資格「介護」では長期の居住が可能である（最長5年、在留状況に問題がなければ在留期間の更新回数に制限なし）。また、外国人技能実習制度での滞在期間が最長5年間になったが、より長期の定住ができる資格での再来日も考えられる。さらには、2018年12月の「出入国管理及び難民認定法」の改正により、2019年4月から在留資格「特定技能」での外国人受入が可能となった。特に介護分野では「特定技能1号」（特定産業分野に属する相当程度の知識又は経験を必要とする技能を要する業務に従事する外国人）での受入対象となり、最長で5年間の居住が可能となった*4。そのため、わが国での長期間の居住を前提とした外国人介護労働

*2 もっとも、「日本人の配偶者」などの他の在留資格でわが国に居住し、介護の仕事に従事することは可能であると考えられる。

*3 制度改正の詳細は、それぞれ以下を参照。

「出入国管理及び難民認定法」改正

http://www.moj.go.jp/nyuukokukanri/kouhou/nyuukokukanri05_00010.html（2017年2月10日閲覧）

平成28年入管法改正について

http://www.immi-moj.go.jp/hourei/h28_kaisei.html（2018年2月27日閲覧）

外国人技能実習制度への介護職種追加について

<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000147660.html>（2017年2月10日閲覧）

外国人の技能実習の適正な実施及び技能実習生の保護に関する法律（技能実習法）について

<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000142615.html>（2017年2月13日閲覧）

*4 在留資格「特定技能」の詳細は以下を参照。

新たな外国人材の受入れ及び共生社会実現に向けた取組（在留資格「特定技能」の創設等）

http://www.moj.go.jp/nyuukokukanri/kouhou/nyuukokukanri01_00127.html

者の受入れが進み始めていると言える。

一般に外国人を受け入れる場合、労働条件はもとより、住居、子どもの教育などの様々な面での社会的サポートが必要になる。社会保障の面では外国人に制度をどう適用するかが重要になる。わが国の社会保障制度は、1981年の「難民の地位に関する条約」の批准に合わせて、国内法の国籍要件の撤廃などの整備が行われた。そのため、原則として、日本人と同様に制度が適用される。例えば社会保険制度では、被用者の場合、「常用的雇用関係」があれば、外国人も医療保険（組合健保、協会健保など）や年金保険（厚生年金）などに加入する。被用者以外の場合、「住所を有する者」であれば、国民健康保険や国民年金などに加入する*5。なお、「特定技能1号」で介護人材を受け入れる場合でも、『特定技能雇用契約及び一号特定技能外国人支援計画の基準等を定める省令』の第2条において、特定技能雇用契約の基準として「労働、社会保険及び租税に関する法令の規定を遵守していること。」とされている*6。

このように外国人介護労働者を本格的に受け入れる場合、日本人と同様に医療や年金などの社会保険に加入する。そのため、その影響（特に保険財政）は相当な規模であると考えられる。

3.2.2 外国人介護労働者受入れシナリオ（男女・年齢などの基本属性の設定）

外国人介護労働者の受入れと年金財政への影響に関するシミュレーションを行う場合、外国人介護労働者としてどの国から、どのような人々（性、年齢）を受け入れるかをまず設定する必要がある。まず、外国人労働者の送り出しの地域として、わが国がEPAですすでに門を開いており、諸外国に多くの介護労働者を送り出しているフィリピンやベトナムといった東南アジアというシナリオを設定する（出生率などの想定でさらに具体的な国を設定）。

次に、外国人介護労働者の男女・年齢の属性であるが、男女別では女性が多いと言われている。例えば台湾の「外籍看護工」の場合、2015年で99.4%が女性であり、年齢構成も25～34歳が47.6%を占める（労働部「外籍勞工管理及運用調査」による）。これより、本論文のシミュレーションでは、外国人介護労働者を受け入れる場合、全員が女性で、結婚・出産をすることが多い年齢での者が多くなる、というシナリオを設定する。

そして、外国人介護労働者の配偶関係であるが、カナダの外国人介護労働者についての分析によると、1993年から2009年にかけてカナダにきた住み込みでの外国人介護労働者（Live-in-Caregiver）の約66%が未婚者であり、有配偶者は約30%である（Kelly et al. 2011）。これより、石井〔等〕（2020）では、外国人介護労働者は未婚者が半数、母国に配偶者がいる者も半数というシンプルなシナリオを設定した。前者の場合、その後日本人男

*5 外国人へのわが国の社会保障制度適用の経緯については、社会保障研究所（1991）、手塚和彰（1999）、高藤（2001）を参照。

*6 『特定技能雇用契約及び一号特定技能外国人支援計画の基準等を定める省令』は以下を参照。

<http://www.moj.go.jp/content/001288310.pdf>

性と結婚すると仮定する。後者の場合、家族の呼び寄せができるか否かも重要である。カナダでは定住権を得るまでは、家族の呼び寄せは事実上不可能であり、台湾でも家族の呼び寄せはできない。ただし、わが国で定住を前提に外国人介護労働者を受け入れる場合、このような制限は現実的ではない。そこで、有配偶者である外国人介護労働者は、日本に来たその後で配偶者（夫）を呼び寄せるといったシナリオとした。

3.2.3 外国人介護労働者受入れシナリオ（就業状態と社会保険加入）

諸外国の外国人介護労働者受入れ制度では、家庭での介護労働者の雇用主の義務として、医療保険、雇用保険などへの加入（カナダ）、国民保険への加入（イスラエル）、全民健康保険などの社会保険加入（台湾）、がある。しかし、多くの国や地域では短期の滞在が前提となっており、年金制度への加入が明確でなかったり、加入率が低かったりする*7。わが国で外国人介護労働者を定住前提で受入れる場合、社会保険、特に年金制度への加入は当然に行われるべきものと考えられる。

わが国では年金制度への加入は、雇用形態により異なってくる。大まかに言えば正規雇用の場合は厚生年金、非正規雇用の場合は国民年金である。

そもそも、わが国の介護労働者の就業形態などがどのようになっているかを、介護労働安定センター「平成 27 年度介護労働実態調査」でみてみよう。介護労働者が勤務する介護事業所は、従業員規模 19 人以下の事業所が 55.1 % を占め、小規模な事業所が半数を占める。従業員の就業形態をみると、介護サービス従事者のうち、正規職員は 53.7 %、非正規職員は 45.7 % であり、正規雇用、非正規雇用が半数ずつ存在する*8。

外国人に限らず労働者を雇用するときどのような雇用形態をとるかは、最終的には経営者の判断となる。一方で、雇用される労働者に社会保険制度への理解が十分でない場合、非正規雇用でもよいと考える場合があり得る。特に外国人の中で、わが国の言語や社会事情に関する理解が不十分な場合、わが国の社会保険に関する情報を得る機会が十分でなかった、こうした情報を提供するソーシャルワーカーなどの福祉関係者との信頼関係が十分でなかった、という状況に陥ることも考えられる。その結果、正規雇用されて厚生年金が適用されるべきところが、非正規雇用で国民年金の適用になる場合、または社会保険そのものに加入しない場合が考えられる。

なお、国によってはわが国と社会保障協定を結んでいる場合がある。これは人的な国際移動の促進、年金などの二重加入を解消するための仕組みであり、2018 年 8 月現在ではアメリカ合衆国やフィリピンなど 18 カ国で発効済みであり、中国など 3 カ国で署名済みである。こうした協定を結んだ国では、わが国の滞在が短期（5 年未満）の場合、わが国の社会保険の加入が免除される。フィリピンは介護労働者を世界的な規模で送り出している

*7 台湾の「外籍看護工」の場合、全民健康保険（医療保険）の加入率は 95.5 % であるが、労工保険（年金保険に相当）の加入率は 2015 年で 25.8 % にとどまる（労働部「外籍労工管理及運用調査」による）。その他、「外籍看護工」の現状については小島（2017）参照。

*8 ただし、訪問系介護サービス従事者になると 60.9 % が非正規雇用である。

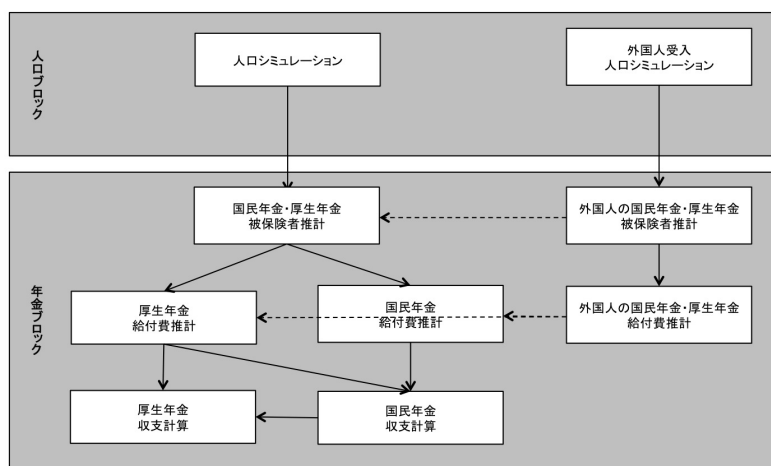
が、ここでは滞在5年以上の長期になると仮定するので、この協定の影響は考慮しない。

これらをもとに考えると、シミュレーションのための外国人介護労働者の就業形態と年金加入のオプションとして、(1) 正規雇用で厚生年金に加入、(2) 非正規雇用で国民年金に加入、のふたつが考えられることから、石井 [等] (2020) では、(A) (1) だけが起きる、(B) (1) と (2) が50%ずつの確率で起きる、というシナリオを想定した。また、有配偶の外国人介護労働者に呼び寄せられる配偶者(夫)については、企業などに雇用され、厚生年金に加入するものとした。そして、このシナリオをもとに、出生率などの人口の面でのパラメータの設定、年金財政のシミュレーションのための設定を行い、外国人介護労働者の本格的な受入れに伴う年金財政への影響に関するシミュレーションを行ったところであり、本シナリオは、今後、行われる新たな将来人口・社会保障シミュレーションにおいても、基本的な想定として利用できるものと考えられる。

4 シミュレーションの方法論に関する問題点整理

次に、シミュレーションを行うための方法論についての問題点を整理する。石井 [等] (2020) で行ったシミュレーションの全体構成は図1に示すとおりであり、将来の人口シミュレーションを行う「人口ブロック」と年金制度(厚生年金・国民年金)への評価を行う「年金ブロック」から成る。人口ブロックでは、外国人受入れに関するシナリオ設定とともに、外国人人口の長期シミュレーションを実行する。年金ブロックでは、人口ブロックで推計された人口に基づき給付費推計を行い、全体の収支計算を実行する。

図1 全体構成



出所：筆者作成

4.1 人口ブロック

石井〔等〕(2020)では、外国人受入れに関する将来人口の変化については、国立社会保障・人口問題研究所(2012)の「日本の将来推計人口」(平成24年推計)の仮定値及び推計結果を利用した。これは、石井〔等〕(2020)では年金財政のシミュレーションにおいて、平成26年財政検証を基礎としていたことによっている。一方、財政検証については、新たに、令和元年財政検証が公表されており(厚生労働省年金局数理課2020)、ここでは、基礎となる将来推計人口として国立社会保障・人口問題研究所(2017)の「日本の将来推計人口」(平成29年推計)が用いられていることから、新たなシミュレーションでは、この平成29年推計をベースとすることが必要となる。

また、石井〔等〕(2020)では、これにさらに以下のような前提の下に外国人労働者を政策的に受け入れたとして将来人口の仮想的シミュレーションを実行した。

まず、シナリオ設定において、外国人介護労働者として女性外国人の受入れを想定したことから、シミュレーションにおいては毎年10万人の女性外国人労働者が移入するものとした。この規模については韓国の雇用許可制などを参考にした石井〔等〕(2013)、石井・是川(2015)と同じものとした。また、年齢分布については、「日本の将来推計人口」(平成24年推計)における18~34歳の外国人入国超過年齢分布を利用した。また、女性外国人労働者のうちの半数は未婚で入国する一方、残りの半数は有配偶で家族呼び寄せを行うシナリオとしたことから、有配偶者については配偶者と子とともに入国するとしてシミュレーションを行う。このため、毎年5万人の男性が有配偶女性と同時に移入するとともに、子どもの帯同については、平成24年推計の外国人入国超過年齢分布を用い、女性の18~34歳労働者に相当する17歳以下の男女入国者数を設定した。これらについては、新たなシミュレーションにおいても、考え方はそのまま、基礎となる人口を平成29年推計に置き換えることにより、シミュレーションを実行することが可能である。

次に、石井〔等〕(2020)では外国人女性の出生力について、以下のような仮定を置いた。Korekawa(2017)によれば、外国人女性の出生力は来日直後には低く抑えられているものの、その後、居住期間の長期化に伴う社会的適応によって上昇することが明らかにされている。また、同研究では外国人女性の出生力は日本人女性の出生力からの格差として表すことが出来ることが示されている。本稿では同研究において行われた多変量解析(プロビット推定)から、国籍による効果、及び居住期間の長期化(5年以上)による効果を抽出し、それを基準値としての日本人女性の出生力に加味するという外国人女性の出生率推計モデルを構築し、外国籍女性の出生力を求めた。

その際、外国籍女性の出生力として用いたのは日本に居住する中国籍女性の出生力である。その理由は、中国籍人口は現在、日本において最大の外国籍人口で有り、またその増加ペースも依然として早く、今後もマジョリティとしての位置を占め続けると考えられる。また、同国籍人口の移住過程は経済的動機に基づく者が多く、今後、アジアの多くの

国・地域からの移民がたどる移住過程を代表しているといえる。更に、中長期的な推移を求めるに当たっては、Korekawa (2017) において明らかにされた日本人女性と外国籍女性の出生力の関係が持続すると仮定し、「日本の将来推計人口」(国立社会保障・人口問題研究所 2017) の出生力・中位仮定に沿って推移すると仮定した。

具体的には、 $ASFR_{f,age,y}$: 外国人 (f) の年齢 age 、年次 y の年齢別出生率について、居住期間5年未満の場合、

$$ASFR_{f,age,y} = \Phi \left\{ \Phi(ASFR_{j,age,y})^{-1} + F + (FAge \cdot age^2) + (FMg \cdot \gamma_{age}) \right\}$$

居住期間5年以上の場合、

$$ASFR_{f,age,y} = \Phi \left\{ \Phi(ASFR_{j,age,y})^{-1} + F + (FAge \cdot age^2) + (FMg \cdot \gamma_{age}) + STL + STMg \cdot \gamma_{age} \right\}$$

である*9。ここで、

$ASFR_{j,age,y}$: 日本人 (j) の年齢 age 、年次 y の年齢別出生率

γ_{age} : 年齢 age における有配偶率 (2015 年国勢調査の値 (総人口) で固定)

F : 外国人の効果 (主効果)

$FAge$: 外国籍女性に固有の年齢効果 (追加的効果)

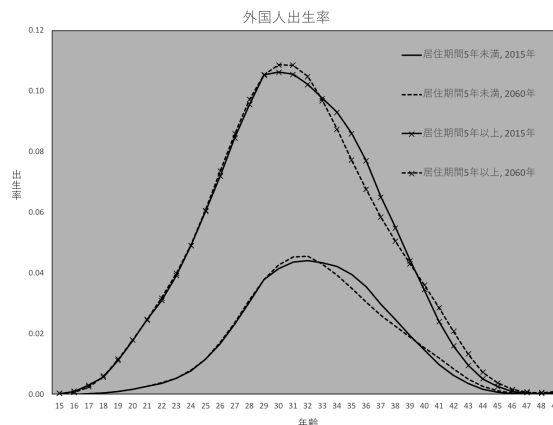
FMg : 外国籍女性に固有の有配偶効果 (追加的効果)

STL : 居住期間長期化 (5 年以上) の効果 (主効果)

$STMg$: 居住期間長期化 (5 年以上) の有配偶者に固有の効果 (追加的効果)

であり、 F , $FAge$, FMg , STL , $STMg$ は Korekawa (2017) による。

図2 外国人出生率



出所：筆者推計

*9 この合計出生率は全女性に対する率であることから、有配偶者については50歳時未婚率の補数で除して有配偶出生率に換算した率を用いる。ただし、日本におけるフィリピン人女性の50歳時未婚率のデータがないことから、日本の2015年の50歳時未婚率(14.06%)を用いた。

図2は、2015年、2060年における外国人出生率推計値を示したものである。合計出生率は2015年では居住期間5年未満で0.53、5年以上で1.51、2060年では居住期間5年未満で0.54、5年以上で1.52となっており、いずれも居住期間5年未満では低い値であるのに対して、5年以上では高い値となっている。

一方、第二世代以降については、日本人女性と同じ出生率となるものと仮定した。これは、日本社会への適応が世代間で進むことを想定したものである^{*10}。以上の仮定を設けることで、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動することを織り込むことが可能となり、より現実的なシミュレーションが可能となる。

また、今後、国際人口移動のパターンのシミュレーションに必要な外国人の出入国に関するモデルの精緻化を行うためには、過去の滞在期間別在留外国人者数に基づいて外国人の帰国ハザードを推定する方法が考えられる。そこで、本年度においては、新たなシミュレーションにおいて、このようなモデルの精緻化を採り入れることを視野に入れ、これに必要なデータを収集し、その整備を行ったところである。

4.2 年金ブロック

石井[等](2020)では、年金の財政影響評価に当たっては、厚生労働省年金局数理課(2015)の平成26年財政検証システムを基本とし、これに外国人労働者を受け入れた場合の影響を評価できるようなモジュールを独自に開発して加えることによってシミュレーションを実行した。具体的には、図1で示したとおり、人口ブロックで推計された外国人人口に基づいて外国人被保険者数およびこれに対応する給付費を推計し、基礎年金拠出金・国庫負担推計及び国民年金・厚生年金収支計算にこれらを投入することによって公的年金への財政影響を評価した。先述の通り、令和元年財政検証が公表されたことから、新たなシミュレーションにおいてはこれに対応することが必要となる。本年度は、新たに行うシミュレーションに関するベースとなる、令和元年財政検証システムの実行環境の整備を行ったところである。

また、平成26年財政検証ではそれまでの財政再計算・財政検証と異なり、長期的な経済前提について標準的なケースを置かず、ケースA～Hの8通りの複数のケースを前提とすることにより、財政検証の結果について幅を持って解釈できるようになっていた(表2)。本研究で行う公的年金財政影響評価も、経済前提によって結果は異なるものとなりうることから、本来は財政検証同様複数ケースを設定してすることが望ましい。しかしながら、石井[等](2020)では、石井[等](2018)において行った検討に従い、労働市場への参

^{*10} 移民女性の出生率が現地社会への適用により現地人女性の水準に一致するかどうかといった点については多くの先行研究があるが、それらによると、移民第二世代の出生率は現地人女性と母親(移民第一世代)のおおよそ中間位となるとしているものが多い(e.g. Milewski (2010))。しかし、本研究では簡略化のため、日本人女性に一致するとした。

表 2 平成 26 年財政検証の長期の経済前提

		将来の経済状況の仮定		経済前提				(参考)
		労働力率	全要素生産性 (TFP) 上昇率	物価上昇率	賃金上昇率 (実質<対物価>)	運用利回り		経済成長率 (実質<対物価>) 2024年度以降20~30年
						実質<対物価>	スプレッド<対賃金>	
ケースA	内閣府試算「経済再生ケース」に接続するもの	労働市場への参加が進むケース	1.8%	2.0%	2.3%	3.4%	1.1%	1.4%
ケースB			1.6%	1.8%	2.1%	3.3%	1.2%	1.1%
ケースC			1.4%	1.6%	1.8%	3.2%	1.4%	0.9%
ケースD			1.2%	1.4%	1.6%	3.1%	1.5%	0.6%
ケースE			1.0%	1.2%	1.3%	3.0%	1.7%	0.4%
ケースF	内閣府試算「参考ケース」に接続するもの	労働市場への参加が進まないケース	1.0%	1.2%	1.3%	2.8%	1.5%	0.1%
ケースG			0.7%	0.9%	1.0%	2.2%	1.2%	▲0.2%
ケースH			0.5%	0.6%	0.7%	1.7%	1.0%	▲0.4%

加が進まないケースであるケース G(物価上昇率:0.9%, 賃金上昇率 (実質<対物価>):1.0%, 運用利回り (実質<対物価>):2.2%) を基本ケースとして財政評価を行った。ケース G は足下の経済前提として使われている内閣府「中長期の経済財政に関する試算」の参考ケースに接続する系列であり、また、所得代替率についても機械的にマクロ経済スライド調整を続けたものであることから、基本ケースとして設定にあたって必ずしも標準的とはいえない側面はあるものの、財政影響を所得代替率の変化で適切に評価することが研究の主目的であることから、これを基本ケースとして選択した。

表 3 令和元年財政検証の長期の経済前提

		将来の経済状況の仮定		経済前提				(参考)
		労働力率	全要素生産性 (TFP) 上昇率	物価上昇率	賃金上昇率 (実質<対物価>)	運用利回り		経済成長率 (実質) 2029年度以降20~30年
						実質<対物価>	スプレッド<対賃金>	
ケース I	内閣府試算「成長実現ケース」に接続するもの	経済成長と労働参加が進むケース	1.3%	2.0%	1.6%	3.0%	1.4%	0.9%
ケース II			1.1%	1.6%	1.4%	2.9%	1.5%	0.6%
ケース III			0.9%	1.2%	1.1%	2.8%	1.7%	0.4%
ケース IV	内閣府試算「ベースラインケース」に接続するもの	経済成長と労働参加が一定程度進むケース	0.8%	1.1%	1.0%	2.1%	1.1%	0.2%
ケース V			0.6%	0.8%	0.8%	2.0%	1.2%	0.0%
ケース VI			0.3%	0.5%	0.4%	0.8%	0.4%	▲0.5%

一方、令和元年財政検証においても、平成 26 年財政検証と同様、ケース I~VI の 6 通りの経済前提が置かれており (表 3)、この中から、基礎となるケースを選定することが必要となる。これは実際のシミュレーションを行った上で、検討することが必要と考えられるが、石井 [等] (2018) において行った検討を踏まえれば、ケース G に比較的近い経済前提である、ケース IV(物価上昇率:1.1%, 賃金上昇率 (実質<対物価>):1.0%, 運用利回り (実質<対物価>):2.1%) やケース V(物価上昇率: 0.8%, 賃金上昇率 (実質<対物価>):0.8%, 運

用利回り(実質<対物価>):2.0%)を基礎とすることが一つの案として考えられるであろう。

次に、シミュレーションにおける年金制度上の取り扱いについて述べる。現在の年金制度においては、短期に滞在した外国人に対しては国民年金、厚生年金から脱退一時金を請求することができる。また、3節でも触れたとおり、保険料の二重負担防止及び年金加入期間の通算の観点から、外国との間で社会保障協定が締結されており、現在、20ヶ国と協定を署名済で、うち17ヶ国分が発効している(2017年8月現在)。このように、現行法においては外国人の年金制度上の扱いは日本人とは異なるものとなっている。これまで、わが国では国際人口移動の水準が低く、また定住化する者もそれほど多くなかったと考えられ、日本での一定期間の滞在後帰国し脱退一時金を受け取ることで年金制度上の影響もほとんど考慮する必要がなかったと考えられる。しかしながら、本研究で評価を行おうとしているのは、より本格的に外国人労働者を受け入れ、かつ、彼らが定住化し、家族形成などを行ったとした場合の影響についてであり、石井[等](2020)においては、受け入れた外国人は年金制度上日本人と全く同じ取扱いをするという前提を置いている。

具体的な年金制度への適用については、3節において検討した通り、受入れた女性外国人労働者が全て厚生年金適用となるケースA、厚生年金と国民年金に50%ずつ適用されるケースBの2通りを仮定した^{*11}。いずれのケースにおいても配偶者として入国する男性については厚生年金適用となるものとする。また、第2世代以降についても第1世代と同様の適用が行われるとしてシミュレーションを実行した。厚生年金のシミュレーションには、受け入れた外国人介護女性労働者とその男性配偶者、及び第2世代以降の者に関する賃金プロファイルについての仮定が必要となるが、これらについては低賃金労働者を想定し、賃金構造基本統計調査の中学卒男性・中学卒女性のデータを利用して設定を行った。このような仮定については今後行われる新たなシミュレーションにおいても活用が可能であると考えられる。

5 おわりに

本研究では、外国人受入れ拡大による社会保障財政影響シミュレーションを行うため、先行研究である石井[等](2020)における成果をまとめ直すとともに、新たに検討が必要な課題等について整理することを目的とした基礎的な研究を行った。今後、本研究において行った問題点整理に基づいて、実際の財政影響シミュレーションを行うことが課題である。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究」(課題番号:H29-政策-指定-003, 研究代表者:石井太)、および「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」(課題番号:20AA2007, 研究代表者:小池司朗)による助

^{*11} 受入れ外国人等のうち、厚生年金には18~64歳を、国民年金には20~59歳を適用対象とした。

成を受けた。

参考文献

- 石井太 (2008) 「人口変動要因が将来推計人口の年齢構造に与える影響-老年従属人口指数を中心として-」, 『人口学研究』, 第 43 卷, pp.1-20.
- 石井太, 小島克久, 是川夕 (2018) 「外国人介護労働者受入れシナリオに対応した将来人口変動と公的年金財政シミュレーションに関する研究」, 『人口問題研究』, 第 74 卷, 第 2 号, pp.164-184.
- (2020) 「外国からの介護人材確保と社会保障制度との関係についての将来人口・社会保障シミュレーション」, 『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」 令和元年度総合研究報告書 (研究代表者小池司朗)』, pp.193-212.
- 石井太, 是川夕, 武藤憲真 (2013) 「外国人受入れが将来人口を通じて社会保障に及ぼす影響に関する人口学的研究」, 『人口問題研究』, 第 69 卷, 第 4 号, pp.65-85.
- 石井太, 是川夕 (2015) 「国際人口移動の選択肢とそれらが将来人口を通じて公的年金財政に与える影響」, 『日本労働研究雑誌』, 第 57 卷, 第 9 号, pp.41-53.
- 上村敏之, 神野真敏 (2010) 「公的年金と移民受け入れ: 移民の経済厚生格差への影響」, 『経済学論究』, 第 64 卷, 第 3 号, pp.149-167.
- 厚生労働省年金局数理課 (2015) 『平成 26 年財政検証結果レポート』.
- (2020) 『2019(令和元) 年財政検証結果レポート』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『日本の将来推計人口 (平成 24 年 1 月推計)』, 人口問題研究資料第 326 号.
- (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.
- 小島克久 (2015a) 「OECD 加盟国における外国出身介護労働者の現状」, 『厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業) 『人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究』 平成 26 年度報告書』, pp.273-282.
- (2015b) 「台湾における介護保障の動向」, 『健保連海外医療保障第 106 号』, 健康保険組合連合会, pp.1-12.
- (2016) 「OECD 加盟国における外国人介護労働者の受け入れの仕組み」, 『厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業) 『人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究』 平成 27 年度報告書』, pp.201-210.
- (2017) 「台湾-介護サービスにおける外国人労働者」, 金成垣, 大泉啓一郎, 松江

- 暁子 (編) 『アジアにおける高齢者の生活保障持続可能な福祉社会を求めて』, 明石書店, pp.184-204.
- 社会保障研究所 (1991) 『「外国人労働者と社会保障」 社会保障研究所研究叢書 27』, 東京大学出版会.
- 高藤昭 (2001) 『外国人と社会保障法』, 明石書店.
- 手塚和彰 (1999) 『外国人と法 [第 2 版]』, 有斐閣.
- 八田達夫, 小口登良 (1999) 『年金改革論-積立方式へ移行せよ』, 日本経済新聞社.
- 山本克也 (2010a) 「厚労省財政検証プログラムを用いた公的年金改革案の提示」, 『家計経済研究』, 第 85 巻, pp.56-63.
- (2010b) 「年金制度の歴史的展開と保険数理モデルの変遷」, 国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『社会保障の計量モデル分析』, 東京大学出版会, pp.85-107.
- (2012) 「実行可能性からみた最低保障年金制度」, 『生活経済学研究』, 第 35 巻, pp.1-16.
- Kelly, P., S. Park, C. de Leon, and J. Priest (2011) “PROFILE OF LIVE-IN CARE-GIVER IMMIGRANTS TO CANADA, 1993-2009”, *TIEDI Analytical Report 18, Toronto Immigrant Employment Data Initiative.*
- Korekawa, Y. (2017) “Fertility of Immigrant Women in Japan”, Conference Paper, Cross-Border Marriage in Asia, PAA 2017, Chicago, U.S.
- Lamura, G., C. Chiatti, F. Barbella, and M. D. Rosa (2013) “Migrant Long-Term Care Work in the European Union: Opportunities, Challenges and Main Policy Options”, *Discussion paper Peer Review on long-term professional care.*
- Lee, R. D. and T. W. Miller (1997) “The future fiscal impacts of current immigrants”, in J. P. Smith and B. Edmonston eds. *The New Americans: National Academy Press*, pp. 297-362.
- Milewski, N. (2010) “Immigrant Fertility in West Germany: Is There a Socialization Effect in Transitions to Second and Third Births?”, *European Journal of Population*, Vol. 26, pp. 277-323.

日本人口学会第72回大会
(埼玉県立大学・Zoom開催)
2020年11月15日(日)
自由論題C-2「家族と性」

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))「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」(課題番号:20AA2007, 研究代表者:小池司朗)による助成を受けた。

日本における無子志向の 未婚男性に関する分析

守泉 理恵
(国立社会保障・
人口問題研究所)

1

研究の背景

- 1960年代生まれ以降、女性の無子割合が急速に高まっている
※40歳代半ば以降の時点における女性の無子割合
1900-05年生まれ 10.4% (国勢調査データ)
1942-47年生まれ 8.9% (出生動向基本調査データ)
1955年生まれ 11.9% (Human Fertility Database)
1960年生まれ 16.6% (HFD)
1965年生まれ 22.1% (HFD)
1970年生まれ 26.9% (HFD)
1974年生まれ 28.1% (HFD)
- 無子の多くは未婚由来であり、女性より未婚率の高い男性は、無子人口割合も女性より高いとみられる。
- 無子に関する研究は日本ではまだ少なく、さらに「男性の無子」を扱った研究はほとんどない。

男性の無子に関する先行研究

- 男性は、一般的に女性より未婚率が高く、おしなべて女性より無子割合は高い (Miettinen et al. 2015)
- 無子男性の特徴として、離婚経験がある、低学歴、低賃金の職業、健康状態が悪いといった属性が多くみられるが、国によって状況は異なる (Tanturri et al. 2015; Kreyenfeld and Konietzka 2017)
- 女性と比較して、婚外／前婚出生について履歴を過少報告する傾向があるなど、男性の出生歴把握は問題が多い (Rendall et al. 1999)
- 自発的無子女性の特徴的属性は、平等なパートナーシップ志向、世俗化、高学歴または特定の専攻（教育・保健）、都市居住、専門職、離死別経験、晩婚・未婚などが見出されているが、男性ではこれらは有意であったり、なかったり、方向が異なったりすることがある。
- 日本の男性無子の研究：菅（2008）は40歳時点の既婚男性の無子の決定要因を分析→初婚年齢と初婚解消が無子確率を高める

3

研究の目的

- 人口動態統計など公的な調査で出生データが取れる女性と異なり、男性の出生子ども数は学術的な標本調査をもとに推計するしかないことが多い。
- 本研究では、「出生動向基本調査」のデータを用いて、日本における男性の無子割合の推計と無子の未婚男性の特性を探る分析を行う。

※使用した「出生動向基本調査」の個票データは、国立社会保障・人口問題研究所調査研究プロジェクト「出生動向基本調査プロジェクト」のもとで、統計法第32条に基づく二次利用申請により使用の承認を得たものである。

研究課題とデータ

1. 日本における男性の無子割合について、国勢調査、出生動向基本調査（第10・14・15回）のデータを用いて推計する
2. 出生意欲データを用いて、無子の男性独身者の中で「無子志向」の男性を識別する。
3. 無子の未婚男性に注目し、特徴的な属性があるかどうか検討する

※本研究では、調査時点までの出生子ども数がゼロの場合を無子とする。

※第10、14、15回データを用いるのは、独身・有配偶両方の調査時点までの生涯出生子ども数が把握できるため。

5

男性の無子割合の推計方法

- 国勢調査の年齢5歳階級（20～49歳）・配偶関係別の男性人口に、出生動向基本調査（夫婦調査・独身者調査）で集計した年齢別子ども有無割合を掛けて、配偶関係別の子ども有無別人口を求め、男性の無子人口割合を推計
- 今回の推計方法の限界
 1. 再婚男性が前婚で子供を持っていてもデータに出てこない（調査では、夫の子ども数は「現在の結婚」のデータしかない）
 2. 妻の年齢が50歳未満の夫しかデータがない（調査対象者が「妻の年齢50歳未満の夫婦」であるため）



このため、有配偶男性の無子割合は実際より高めに出る可能性

20-49歳男性の無子割合の推計結果

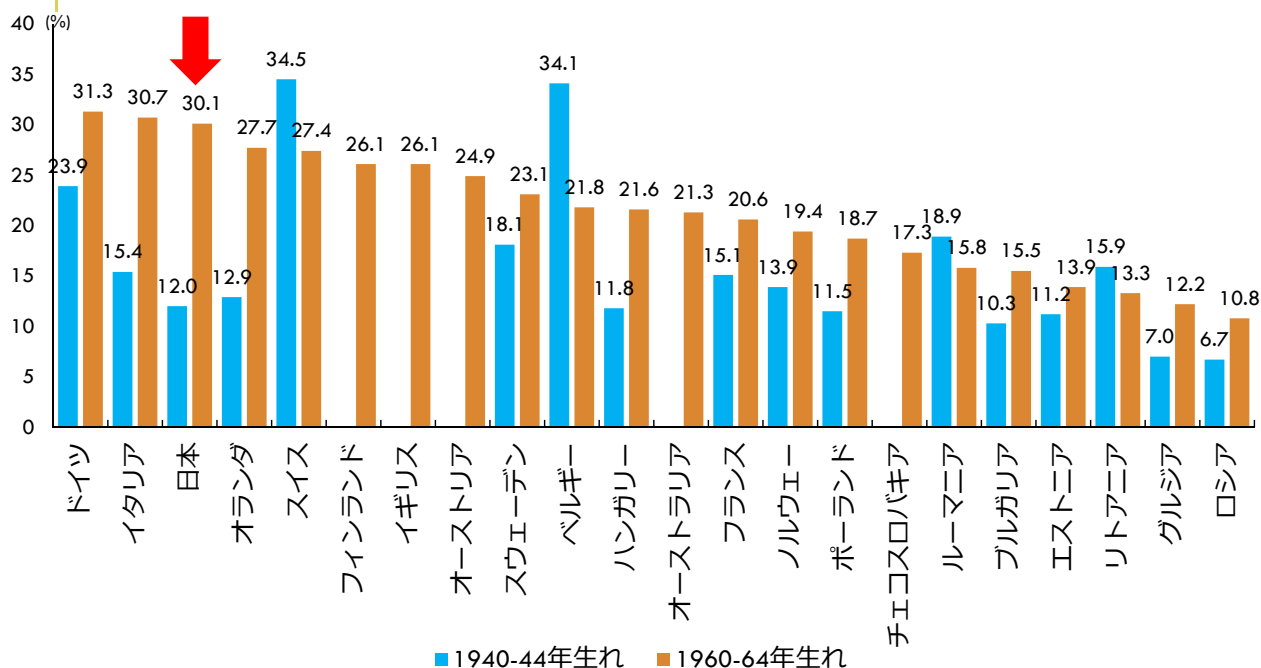
【年次(調査回)】 年齢	総数 (男性人口数)	無子人口割合				有子人口割合				不詳
		総数	未婚	有配偶	離死別	総数	未婚	有配偶	離死別	
【1990年(第10回*)】										
20～24歳	100.0 (3,266,238)	94.1	92.2	1.9	0.0	3.2	0.0	3.1	0.1	2.8
25～29歳	100.0 (3,691,722)	77.7	64.4	12.9	0.4	19.9	0.0	19.7	0.2	2.4
30～34歳	100.0 (4,221,012)	44.7	32.6	11.6	0.5	52.0	0.0	51.2	0.8	3.4
35～39歳	100.0 (4,950,123)	26.8	19.0	7.0	0.8	68.6	0.0	67.2	1.3	4.7
40～44歳	100.0 (4,400,375)	17.8	11.7	5.4	0.7	76.7	0.0	74.1	2.5	5.5
45～49歳	100.0 (4,027,969)	12.0	6.7	4.7	0.6	80.8	0.0	77.6	3.2	7.2
合計	100.0 (24,557,440)	44.3	36.6	7.2	0.5	51.3	0.0	49.9	1.4	4.4
【2010年(第14回)】										
20～24歳	100.0 (3,039,372)	92.6	91.3	1.3	0.0	3.3	0.1	2.9	0.2	4.1
25～29歳	100.0 (3,255,716)	77.3	69.0	8.1	0.2	17.2	0.2	16.2	0.8	5.5
30～34歳	100.0 (3,684,747)	57.8	45.9	11.0	0.9	37.0	0.1	35.7	1.2	5.2
35～39歳	100.0 (4,204,202)	44.4	34.8	8.8	0.9	50.1	0.0	47.6	2.5	5.4
40～44歳	100.0 (4,914,019)	36.6	27.9	7.2	1.5	57.4	0.1	54.0	3.3	6.0
45～49歳	100.0 (4,354,878)	30.1	21.9	6.7	1.4	64.4	0.1	59.6	4.7	5.5
合計	100.0 (23,459,953)	54.1	46.0	7.2	0.9	40.5	0.1	38.2	2.2	5.4
【2015年(第15回)】										
20～24歳	100.0 (3,039,372)	91.3	90.7	0.7	0.0	1.1	0.0	1.1	0.0	7.6
25～29歳	100.0 (3,255,716)	74.9	68.3	6.5	0.1	15.2	0.0	14.4	0.7	9.9
30～34歳	100.0 (3,684,747)	53.8	44.6	8.9	0.3	36.9	0.2	35.2	1.6	9.3
35～39歳	100.0 (4,204,202)	41.0	33.6	6.5	1.0	48.8	0.1	46.6	2.1	10.2
40～44歳	100.0 (4,914,019)	37.9	28.9	7.9	1.1	52.1	0.1	48.8	3.3	9.9
45～49歳	100.0 (4,354,878)	33.8	25.0	7.1	1.7	56.2	0.1	52.0	4.1	10.1
合計	100.0 (23,459,953)	52.2	44.9	6.4	0.8	38.1	0.1	35.8	2.2	9.7

注) 不詳には、配偶関係不詳、有配偶のうち初再婚不詳、子どもの有無不詳が含まれる。

* 1990年国勢調査の人口データに対し、初再婚割合や子どもの有無別割合は1992年実施の第10回調査データを用いている。

7

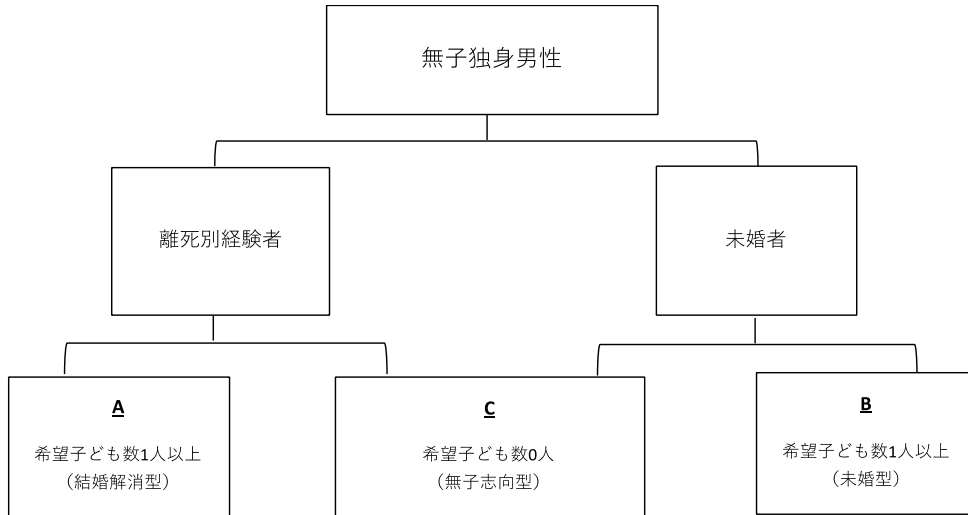
男性無子割合の国際比較



資料：日本以外は、Miettinen et al. (2015) Appendix Tables 3 b, 3cより抜粋。日本は報告者による推計値。

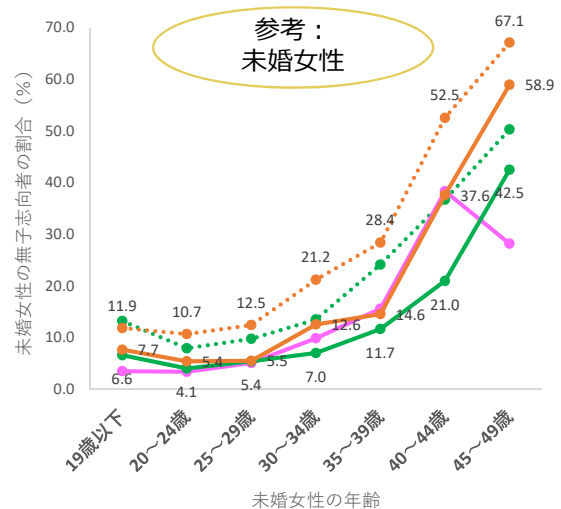
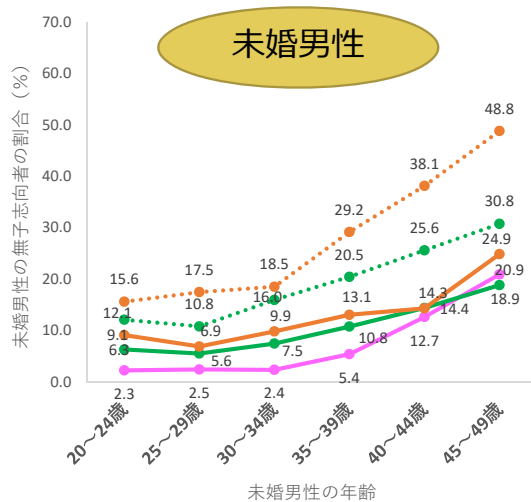
独身無子男性のタイプ分類

- 無子の独身者を出生意欲の有無で分類
 - 希望子ども数0人 = 無子志向者
 - 希望子ども数1人以上 = 有子志向者



9

調査回別にみた未婚男性の無子志向者割合



●●● 未婚男性(総数) 第14回(2010)
 ●●● 未婚男性(総数) 第15回(2015)
 ●●● 未婚男性(結婚意思あり) 第10回(1992)
 ●●● 未婚男性(結婚意思あり) 第14回(2010)
 ●●● 未婚男性(結婚意思あり) 第15回(2015)

●●● 未婚女性(総数) 第14回(2010)
 ●●● 未婚女性(総数) 第15回(2015)
 ●●● 未婚女性(結婚意思あり) 第10回(1992)
 ●●● 未婚女性(結婚意思あり) 第14回(2010)
 ●●● 未婚女性(結婚意思あり) 第15回(2015)

無子志向の未婚男性の特性に関する分析

- 使用データ：第15回出生動向基本調査（独身者調査）
- 分析対象：男性、35歳未満、既卒
- 無子志向=1、有子志向=0の2値変数を従属変数としたロジスティック回帰分析
- 独立変数に、社会経済要因（学歴、年収）、パートナーシップ要因（離死別経験、交際状況）、生育環境（乳幼児ふれあい経験、15歳時都市圏居住）、価値観（家族志向）を含めた。

11

記述統計

説明変数	無子志向	有子志向	説明変数	無子志向	有子志向
学歴			異性との交際状況		
中学校	6.5%	4.3%	交際している異性なし	88.1	65.3
高校	40.9	33.7	友人として交際の異性あり	3.4	6.7
専修・専門学校（高卒後）	18.6	15.8	恋人・婚約者あり	8.6	28.0
短大・高専	4.0	2.7	乳幼児とのふれあい経験		
大学・大学院	30.0	43.5	なし	69.9	57.2
昨年の年収			あり	30.1	42.8
なし	26.6	11.7	きょうだい		
100万円未満	10.6	7.7	きょうだいあり	92.8	92.6
100万円台	15.3	10.7	きょうだいなし（一人っ子）	7.2	7.4
200万円台	20.9	24.6	15歳時居住都道府県		
300万円台	16.3	25.1	都市圏以外	52.1	55.0
400万円以上	10.3	20.1	都市圏	47.9	45.0
離死別経験			家族志向価値観*		
なし	97.6	98.3	賛成	61.1	76.1
あり	2.4	1.7	反対	38.9	23.9

*「結婚した男性にとって、家族と過ごす時間は仕事の成功よりも重要だ」という項目に賛成した場合に非伝統的価値観=家族志向を持っているとした。

分析結果

説明変数	係数	標準誤差	オッズ比
学歴（基準：高校）			
中学校	0.264	0.317	1.302
専修・専門学校（高卒後）	-0.094	0.205	0.911
短大・高専	0.370	0.396	1.448
大学・大学院	-0.387 *	0.171	0.679
昨年の年収（基準：300万円台）			
なし	1.028 **	0.225	2.796
100万円未満	0.643 *	0.269	1.903
100万円台	0.726 **	0.248	2.067
200万円台	0.155	0.223	1.167
400万円以上	-0.146	0.262	0.864
離死別経験（基準：なし）	0.710	0.469	2.035
異性との交際状況（基準：恋人・婚約者あり）			
交際している異性はいない	1.337 **	0.154	1.727
友人として交際している異性がある	0.741 +	0.413	2.098
乳幼児とのふれあい経験（基準：ある）	0.546 **	0.154	1.727
きょうだい（基準：あり）	-0.349	0.277	0.705
15歳時居住都道府県（基準：都市圏以外）	0.247 +	0.145	1.281
家族志向価値観（基準：反対）	-0.589 **	0.150	0.555
定数	-2.940 **	0.332	0.053
カイ二乗	151.7		
Nagelkerke決定係数	0.153		
標本数	1,575		

**p<.01, *p<.05, +p<.1

13

まとめと考察

- 男性の無子人口割合は、（高めに外出している可能性はあるものの）女性より高く、1960年代生まれで3割にのぼる。
- 3割という男性の無子割合は、国際的にみても高い。
- 未婚男性の無子志向者割合は、35歳未満層では1割弱。40年代生まれよりも60年代生まれで明らかに高まっている。
- 35歳未満層の無子志向男性について分析すると、低所得、交際異性なし、乳幼児ふれあい経験が少ない、15歳時都市圏居住、仕事志向といった要因が有意な予測因子であった。
- 社会経済要因、生育過程要因の両方が有意。子供との親和性が低く（ふれあい経験少）、さらに不利な経済要因が加わる場合に無子志向となる傾向

考察と課題

- Miettinen (2010)によれば、無子には2種類の「意図的な無子」の人々が見出せる
 - 自発型の無子：子どもを持つつもりはなく、子どもなしのライフスタイルを選好。その決定要因としては生育歴が関連が深い。
 - 放棄型の無子：かつて出生意欲はあったが、親になることをどこかの時点で放棄し、現在は子どもを持つつもりはない。その決定要因としては社会経済地位やパートナーの欠如が関連が深い。
- 日本のデータ分析からは、経済要因の影響が強く、放棄型無子が多いとみられるが、自発型無子の特徴である生育過程要因も有意であり、両者を識別できる方法・データを探っていくことが課題。どちらのタイプが多いかで政策的対応も異なる。

15

文献

Miettinen, A. (2010) "Voluntary or Involuntary Childlessness? Socio-Demographic Factors and Childlessness Intentions Among Childless Finnish Men and Women Aged 25-44", *Finnish Yearbook of Population Research*, pp.5-24.

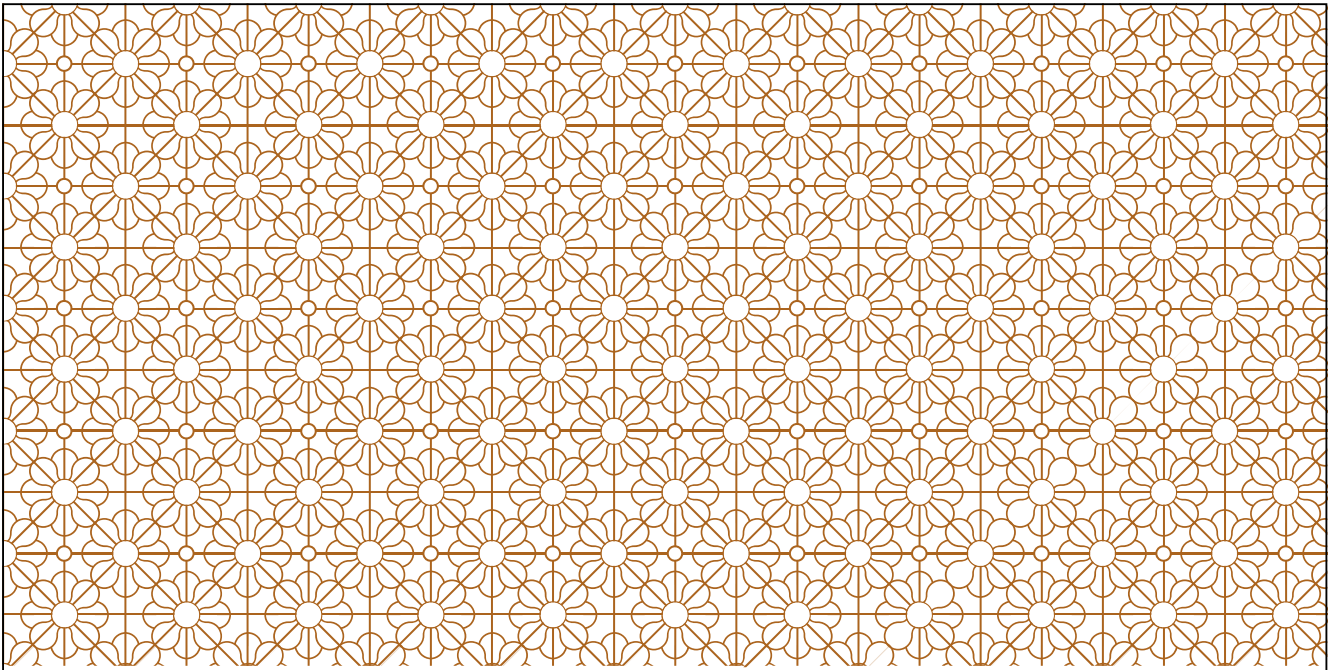
Miettinen, A., A. Rotkirch, I. Szalma, A. Dono and M.-L. Tanturri (2015) *Increasing Childlessness in Europe: Time Trends and Country Differences*, FamiliesAndSocieties Working Paper Series, 33.

Tanturri, M. L., M. Mills, A. Rotkirch, T. Sobotka, J. Takacs, A. Miettinen, C. Faludi, V. Kantsa and D. Nasiri (2015) *State-of-the-art report: Childlessness in Europe*, FamiliesAndSocieties Working Paper Series, 32.

Kreyenfeld, M. and D. Konietzka (2017) *Childlessness in Europe: Contexts, Causes and Consequences*, Demographic Research Monographs, Berlin: SpringerOpen.

Rendall, M. S., L. Clarke, H. E. Peters, N. Ranjit and G. Verropoulou (1999) "Incomplete Reporting of Men's Fertility in the United States and Britain: A Research Note", *Demography*, 36(1), pp.135-144.

菅桂太 (2008) 「わが国における40歳時無子の傾向と要因に関する考察—家族形成行動の観点から—」『人口学研究』第42号、pp.57-70.

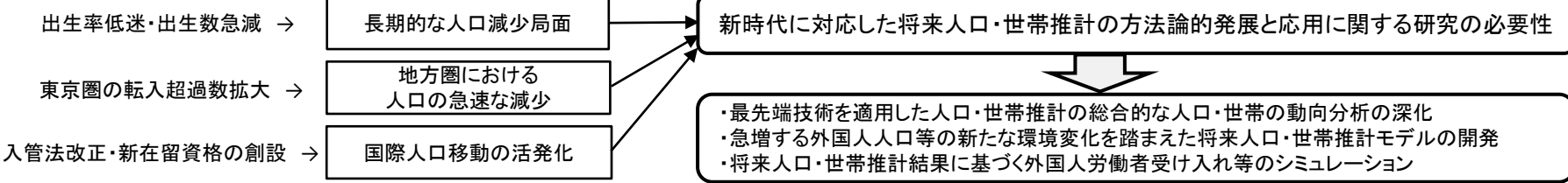


ご清聴ありがとうございました

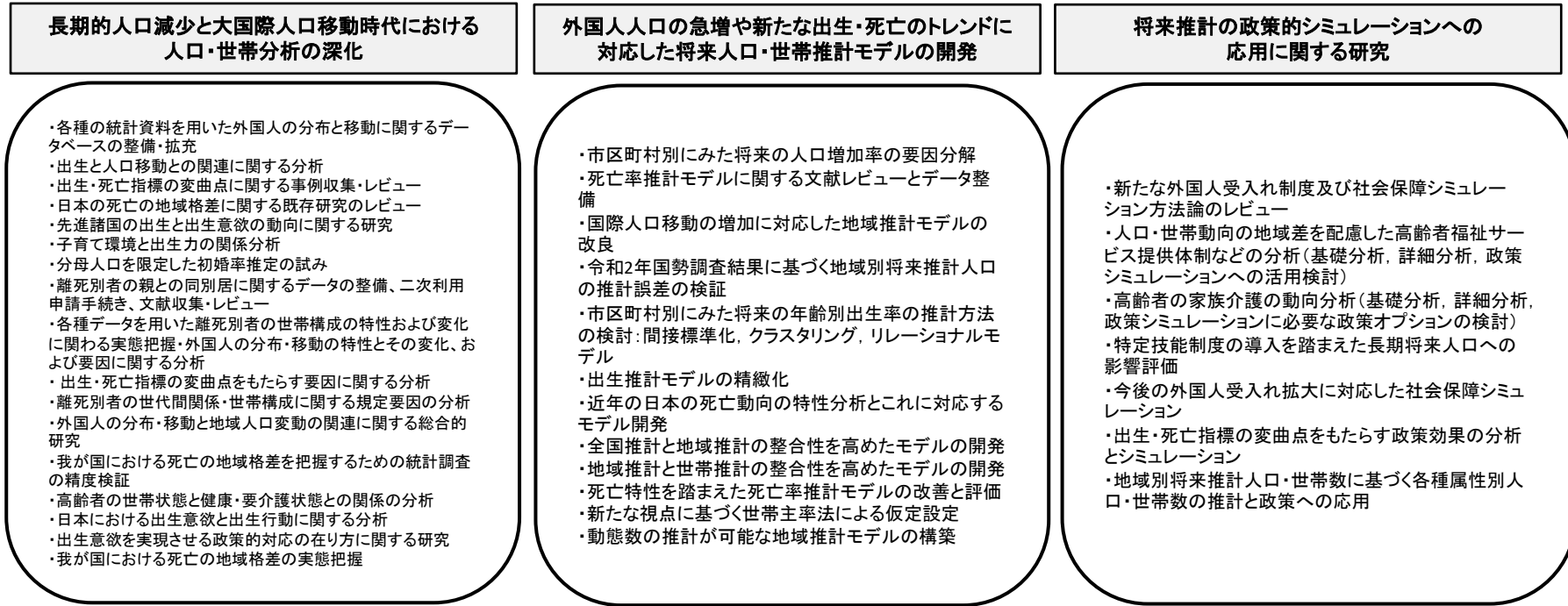


長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究

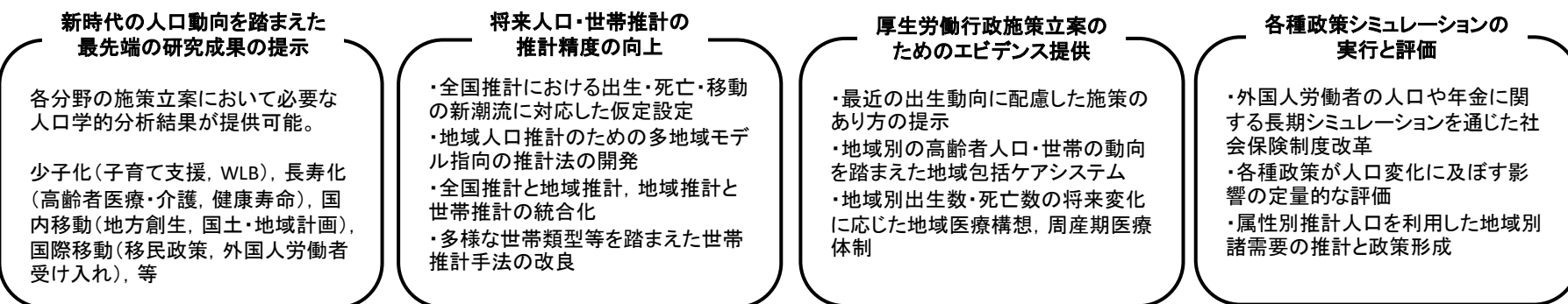
背景・目的



研究方法



期待される効果



令和3年 5月24日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職名 所長

氏名 田辺 国昭

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
- 研究者名 (所属部局・職名) 人口構造研究部・部長
(氏名・フリガナ) 小池司朗・コイケシロウ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査に場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

令和3年 5月24日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
- 研究者名 (所属部局・職名) 副所長
(氏名・フリガナ) 林玲子・ハヤシレイコ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査に場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職名 所長

氏名 田辺 国昭

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び
理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
2. 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
3. 研究者名（所属部局・職名） 情報調査分析部・部長
（氏名・フリガナ） 小島克久・コジマカツヒサ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職名 所長

氏名 田辺 国昭

[印]

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び
理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
- 研究者名（所属部局・職名） 人口動向研究部・部長
（氏名・フリガナ） 岩澤美帆・イワサワミホ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関：)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容：)

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
- 研究者名 (所属部局・職名) 国際関係部・第1室長
(氏名・フリガナ) 千年よしみ・チトセヨシミ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及
理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
2. 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
3. 研究者名 (所属部局・職名) 人口動向研究部・第1室長
(氏名・フリガナ) 守泉理恵・モリイズミリエ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

令和3年 5月24日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職名 所長

氏名 田辺 国昭

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及
理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
- 研究者名（所属部局・職名） 人口構造研究部・第1室長
（氏名・フリガナ） 菅桂太・スガケイタ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
- 研究者名 (所属部局・職名) 国際関係部・第3室長
(氏名・フリガナ) 中川雅貴・ナカガワマサタカ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

厚生労働大臣 殿

機関名 慶應義塾大学

所属研究機関長 職名 学長

氏名 長谷山 彰

次の職員の令和2年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
2. 研究課題名 長期的人口減少と大国際移動時代における将来推計人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究
3. 研究者名 (所属部局・職名) 経済学部・教授
(氏名・フリガナ) 石井 太 (イシイ フトシ)

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査に場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)