

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3年度 総括研究報告書

研究代表者 小池 司朗

令和 4(2022)年 3 月

目 次

令和3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）	21
研究分担者（千年 よしみ）	25
研究分担者（守泉 理恵）	29
研究分担者（菅 桂太）	33
研究分担者（中川 雅貴）	37
研究分担者（石井 太）	41

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 日本人生年コーホートデータの作成と 1944～1946 年の死亡構造の算定
(林 玲子) 49
- 2 月別 死亡率からみた 季節性とその地域差
(菅桂太・石井太・別府志海) 65
- 3 人口動態調査出生票を利用した出生歴と市区町村間移動の関連に関する分析
(中川雅貴・小池司朗) 73
- 4 日本における無子男性に関する分析
(守泉 理恵) 87
- 5 離別女性の世代間関係—母親との居住距離と相互支援—
(千年よしみ) 99

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

- 6 令和 2 年国勢調査と比較した平成 30 年地域推計結果の残差の傾向
(小池司朗・菅桂太・鎌田健司) 119
- 7 地域別将来推計人口の精度評価—令和 2 年国勢調査結果に基づく検証—
(鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和) 129
- 8 国内人口移動の人口学的分析—新型コロナウイルス感染拡大に伴う最近年の変化を中心として—
(小池司朗) 141
- 9 出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果の分離モデルの開発
(岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平) 157
- 10 多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討
(石井 太・別府志海・余田翔平・岩澤美帆・堀口 侑) 169

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

- 11 在宅要介護高齢者の介護費用と家族介護の同時決定モデルに関する研究－
「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析－
（小島 克久）…………… 181

資 料 編

- 1 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…………… 199
- 2 研究成果の刊行に関する一覧表
…………… 201

研究組織

○ 研究代表者

小 池 司 朗 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 部長

○ 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 情報調査分析部 部長

岩 澤 美 帆 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 部長

千 年 よ し み 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 第1室長

中 川 雅 貴 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 第3室長

菅 桂 太 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 第1室長

守 泉 理 恵 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 第1室長

石 井 太 慶應義塾大学 経済学部 教授

○ 研究協力者

是 川 夕 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 部長

別 府 志 海 国立社会保障・人口問題研究所 情報調査分析部 第2室長

鎌 田 健 司 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 第2室長

小 山 泰 代 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 第3室長

余 田 翔 平 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 第3室長

大 泉 嶺 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 主任研究官

中 村 真理子 国立社会保障・人口問題研究所 情報調査分析部 研究員

鈴 木 透 ソウル国立大学 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 / 厚生労働省 参事官付 統計企画調整室 統計幹事補佐

松 村 一 志 成城大学文芸学部マスコミュニケーション学科 専任講師

堀 口 侑

慶應義塾大学 大学院

I. 総括研究報告（要旨）

研究代表者 小池 司朗
(国立社会保障・人口問題研究所)

厚生労働科学研究費補助金（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3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。令和3年度は、①として、(1) 地域別将来推計人口の精度評価、(2) 全国および都道府県別の世帯数推計の精度評価、(3) タイプ別再生産数で見る日本の人口減少、②として、(4) 令和2年国勢調査と比較した平成30年地域推計結果の残差の傾向、(5) 国内人口移動の人口学的分析—新型コロナウイルス感染拡大に伴う最近年の変化を中心として—、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。

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、高齢者の世帯状態と健康・要介護状態との関係の分析（詳細分析）、各種データを用いた離死別者の世帯構成の特性および変化に関わる実態の把握、外国人の分布・移動の特性とその変化、および要因に関する分析、出生・死亡指標の変曲点をもたらし要因に関する分析、我が国における死亡の地域格差を把握するための統計調査の精度の検証、日本における出生意欲と出生行動に関する分析、等を行った。

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、令和2年国勢調査結果に基づく地域別将来推計人口の推計誤差の検証、動態数の推計が可能な地域推計モデルの検討、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の開発、出生推計モデルの精緻化、等を行った。

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、特定技能制度の導入を踏まえた長期将来人口への影響の評価、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（詳細分析および政策シミュレーションに必要な政策オプションの検討）、等を行った。

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、研究を進めた。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した。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。

C. 研究成果

(1) 2020年に実施された令和2年国勢調査結果を受けて、社人研が実施する地域別将来推計人口（以下、地域推計）の精度評価を行った。2015年を基準年とする「平成30年推計」では、推計期間5年（2020年の推計結果）において、都道府県では中央値が0.4%、90パーセンタイル値が1.1、市区町村では中央値（括弧内は90パーセンタイル値）が総数1.2%（3.7%）、基準人口規模1万人未満1.7%（5.3%）と前回推計とほぼ同水準の推計精度であった。

(2) 2015年国勢調査を基準とする日本の世帯数の将来推計（全国：2018年推計、都道府県別：2019年推計）について、2020年の推計値を2020年の国勢調査結果と比較した。全国値における推計値の国勢調査値に対する差の割合は-3%であるが、都道府県別や家族類型別といった観点からはいくつかの差異や傾向が確認された。

(3) 地域特性や個人差といった年齢構成だけでは計れない性質の人口動態への影響を解析する上で、無限次元の理論および実績値データなどの応用を見据えた行列を用い

た理論の数学的構築を行った。

(4) 残差を個別にみれば様々な要因があると考えられるが、全域的な残差率の分布や傾向は、概ね「平成 30 年地域推計」以前の地域推計と同様であった。

(5) 東京圏では 2019 年以降、転入モビリティの低下、転出モビリティの上昇が観察されたが、とくに転入モビリティの低下が大きかった。一方で、転入数は 2012 年の水準を下回ったものの、転入モビリティは 2016 年と同程度であり、人口構造要因も転入数や転入超過数の減少に少なからぬ影響を及ぼしていた。

D. 結果の考察

(1) 少子高齢化が進んだことによる若年人口の減少は、移動者、結婚・出生する者の減少を生じさせることから、特に移動という攪乱要因の影響が縮小されるという意味において推計精度は増している。ただし、人口減少が進む事により小規模の自治体が増える事は、推計精度を悪化させる要因にもなり、市区町村別にみるとそのばらつきは依然として大きい。都道府県別の結果は比較的安定的であり、その意味では推計精度を評価する際には有用である。

推計精度に関わるその他の要因としては、2009 年のリーマン・ショック、2011 年の東日本大震災、2020 年の新型コロナウイルス感染症の世界的なパンデミックなど、一時的なショックとして過去のトレンドから乖離する要素をいかに推計精度の評価として取り入れるかが今後の課題である。特に 2020 年の国勢調査は実績値自体にショックの影響が含まれている可能性があり、次期地域推計や今後の推計精度の評価にどのような影響があるかを把握しておく必要がある。

(2) 2015 年国勢調査を基準とした 2020 年の推計世帯数（一般世帯総数）は、2020

年国勢調査における世帯数（すなわち実績）に対して、全国値では約 3%過小であった。都道府県別にみても、すべての都道府県で過小推計となっており、国勢調査値に対する差の割合の幅は、 -0.6% ～ 4.2% であった。家族類型別に見ると、まず、全国値では、単独世帯と夫婦のみの世帯は過小推計（それぞれ -8.6% 、 -0.5% ）、夫婦と子から成る世帯、ひとり親と子から成る世帯、その他の一般世帯は過大推計（それぞれ 1.3% 、 0.3% 、 5.3% ）となっている。都道府県別にみると、単独世帯と夫婦のみの世帯は過小推計となった都道府県が多く（単独世帯では 47 都道府県すべて、夫婦のみの世帯では 34 県）、夫婦と子の世帯とその他の世帯では過大推計となった都道府県の方が多い（それぞれ 32 都道府県、46 都道府県）という点は全国値の傾向に呼応しているが、ひとり親と子の世帯は、全国値が過大推計となったのに対して、過大となった都道府県が 19、過小となった県が 28 と、過小となった県の方が多いという結果となった。

(3) 地域特性や個人差など年齢に縛られない性質は異質性と呼ばれる。例えば体重などは多少年齢に影響される面はあるものの、どの年齢においても一様に定まるものではない。こうした量を組み込んだ安定人口モデルを構築する際、微分係数が分散をもつ確率微分方程式を用いた素過程を基軸とすると便利である。本研究はこうした確率解析に基づく安定人口モデルを構築し、異質性の人口動態への影響や半群理論を応用した環境変動に対する異質性の役割を理論的に定式化する事が出来た。これらは、連続の年齢や状態を扱うモデルであるが、一方で国勢調査など離散的なデータへの応用を考える場合には困難が生じる。そこで、離散的な安定人口モデルとして先述の無限次元モデルと同様の数学的構造を持つ一般化レスリー行列の理論の発展を行

った。無限次元モデルとの対応関係を解析していく上でタイプ別再生産数と固有システムの間の対応関係を見いだすことに成功した。

(4)「投影」の観点による推計である以上、突発的な人口移動傾向の変化等により残差率が拡大する市区町村がある程度出現することはやむを得ないものの、令和2年国勢調査を基準とした新たな推計に向けて、各市区町村で観察された残差の要因を可能な限り明らかにしていく必要がある。「平成30年地域推計」は社人研としてはじめて人口移動仮定に多地域モデルを援用した推計であり、モデルチェンジが推計精度に及ぼした影響の検証も重要な課題である。

(5) 東京圏では転出モビリティの上昇より転入モビリティの低下が転入超過数の減少に大きく寄与していること、東京圏のなかでも特別区部以外では転出モビリティが低下傾向になっていること、転入モビリティが大幅に上昇しているのは概ね東京圏に隣接する県に限定されていることなどを踏まえば、現時点では、コロナ禍によってもたらされる今後の東京圏における転入超過数の縮小の余地は小さいと考えられる。人口構造要因が今後も長期的に東京圏の転入超過数を縮小させる方向に作用することは確実である一方で、東京圏においては両親も含めて東京圏で出生した人の割合が増加しているため、東京圏からの転出モビリティは将来的にも低下を続ける可能性が濃厚といえよう。

E. 結論

(1) 人口の将来推計は過去のトレンドの「投影」が基本であり、「予測」ではないのであるが、推計精度の評価を通じて、推計手法の改善につなげることが可能となるため、今後も様々な観点から精度評価を行う必要がある。

(2) 全国値を家族類型別に見た場合、差の割合の絶対値がもっとも大きいのは単独世帯（差の割合は-8.6%）、次いでその他の一般世帯（5.3%）であり、これら以外の3類型（夫婦のみ、夫婦と子、ひとり親と子）はいずれも±1%程度であった。全国値における推計値と実績値（国勢調査値）との差は、おもに、単独世帯の増え方が想定より大きく、逆にその他の世帯が想定ほど減少しなかったことによって生じているといえる。都道府県別に見ても、35の府県では単独世帯の過小推計とその他の世帯の過大推計が推計値と実績値との差を生じるおもな要因となっている。なお、単独世帯においては5府県、その他の世帯においては3府県で差の割合の絶対値が10（%）を超え、推計値と実績値との乖離がとくに大きい。また、上述の35府県のほとんどは、全国値と同様に単独世帯における差の割合（絶対値）のほうがその他の世帯におけるそれよりも大きい。西日本の9府県では、単独世帯よりもその他の世帯のほうが差の割合（絶対値）が大きいという地域的傾向も確認された。世帯数の動向にもっとも大きな影響を与えるのは単独世帯であるといつてよいが、家族類型別割合ではもっとも小さいその他の世帯についても、その動向を丁寧に分析し、将来の動向を見通す必要がある。

(3) 無限次元モデルにおいては、繁殖価が満たす随伴方程式より制御方程式を導くことが出来た。これにより、異質性の人口動態への影響のみならず生活史の進化やその最適化に対する研究が今後期待できる。

これは例えば人生のどの年齢と状態の時に結婚・出産などのタイミングを持ってくると少子化対策として有効であるかといった政策に応用が期待できる。また、環境変動や人口の外的要因に対する浮動がある場合、異質性が大きい事が逆に人口減少のリスク

を下げる場合があることを示すことが出来た。これは、多様性が変動する環境において社会の維持に重要な役割を果たすという考えの一つの根拠となり得るだろう。一般化レスリー行列の理論に関しては、多地域レスリー行列を構築し、ある都道府県出身の女性が同地域へ再帰する子孫数を表すタイプ別再生産数を政府統計の値によって計算する事に成功した。これにより、将来世代の地域への再帰数を推計する際に立つであろう。

(4) 令和2年国勢調査を基準とした地域推計においては、2020年4月頃から猛威をふるっている新型コロナウイルスの地域別人口動態への影響について分析し、推計の具体的な仮定値として反映させていくことは喫緊の課題である。そのためには、速報性の高い総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」、「住民基本台帳人口移動報告」や、都道府県が公表している毎月の「推計人口」等のデータも活用し、国勢調査以降の人口移動や出生・死亡の傾向等についても注意深く観察していくことが不可欠といえよう。

(5) 国立社会保障・人口問題研究所による推計は「投影 (Projection)」の観点で行われているため、令和2(2020)年国勢調査を基準とした地域別将来人口推計においては、原則として2015~2020年に観察された人口移動傾向を基準として仮定設定を行うことになるものの、2020年以降に突如として発生した新型コロナウイルスの影響についても、可能な限り反映されるようにすることが望ましい。そのためには、今後も地域別の人口移動の動向を逐一注視しながら分析を行い、短期的・長期的傾向の変化を的確に捉えることが不可欠といえよう。

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

小池司朗「震災に伴う日本人の人口移動」、井上孝・和田光平編著『自然災害と人口』、原書房、pp.141-161. (2021.7)

小池司朗「地域別将来人口の見通しとその影響」松原宏・地下誠二編著『日本の先進技術と地域の未来』、東京大学出版会、pp.3-29. (2022.2)

小池司朗「日本の地域別将来人口の見通し」、『人口問題研究』77巻2号、pp.85-100. (2021.6)

小池司朗、菅桂太「2015年国勢調査の人口移動集計における不詳按分と按分結果の検証」、『人口問題研究』77巻4号、pp.293-315. (2021.12)

小池司朗「東京における人口構造の変化と将来見通し」、『運輸と経済』、81巻12号、pp.13-18. (2021.12)

小池司朗「新型コロナウイルス感染拡大に伴う東京圏の人口移動傾向の変化」、『ESTRELA』、335号、pp.14-19. (2022.2)

鎌田健司「自然災害と地域の出生力」、井上孝・和田光平・井上孝・和田光平編著『自然災害と人口』、原書房、pp.119-139. (2021.7)

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和「都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950~2015年(1)総人口の分析結果」、『人口問題研究』78巻1号、pp.156-176. (2022.3)

KAMATA K., KOIKE S., SUGA K. and YAMAUCHI M. “Demographic

Components of Future Population Growth Rates by Municipalities in Japan: Supplementary Materials”, IPSS Working Paper Series No.60, pp.1-25. (2022.3)

Oizumi, R. and Inaba, H. “Evolution of heterogeneity under constant and variable environments”, PLOS ONE 16(9) :e0257377. (2021.9)

大泉嶺「タイプ別再生産数で見る日本の人口減少」、『人口問題研究』78 巻 1 号、pp.106-117. (2022.3)

堀口侑「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—Flexible Model の修正に基づいて—」、『人口学研究』58 号、（早期公開：<https://doi.org/10.24454/jps.2201001>）(2022.3)

2. 学会発表

小池司朗「新型コロナウイルス感染拡大に伴う国内人口移動傾向の変化」、日本人口学会第 73 回大会（東京大学・オンライン開催）(2021.6.6)

小池司朗「都道府県間人口移動の要因分解—新型コロナウイルス感染拡大に伴う最近年の変化を中心として—」日本人口学会 2021 年度第 1 回東日本地域部会（札幌市立大学・オンライン並行開催）(2021.12.5)

鎌田健司・小池司朗・菅桂太（国立社会保障・人口問題研究所）、山内昌和（早稲田大学）「都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950-2015 年」、日本人口学会第 73 回大会，東京大学（オンライン開催）(2021.6.6)

鎌田健司・岩澤美帆「2000 年以降の市区町村別出生力変動の要因分析—なぜ東北地方の出生力は低水準が継続しているのか？」日本人口学会 2021 年度第 1 回東

日本地域部会（札幌市立大学・オンライン並行開催）(2021.12.5)

大泉嶺・稲葉寿・高田壮則・江夏洋一・金城謙作 “Sensitivity Analysis of The Declining Population: Effects of Prefecture Specific Fertility and Interregional Migration ” SMB2021:Mathematical Biology on Translational Science & Promotion of Diversity, Equity, and Inclusion. University of California Riverside (2021.6.15)

大泉嶺「生活史進化と確率制御理論」岡山確率論セミナー、岡山大学、招待講演 (2021.8.28)

大泉嶺「繁殖価と最適生活史スケジュール問題」2021 年度日本数理生物学会年会 宮崎大学 口頭発表 (2021.9.15)

大泉嶺・稲葉寿・高田壮則・江夏洋一・金城謙作「多地域レスリー行列を用いた日本の人口減少社会の解析」2021 年度 MIMS 現象数理学研究拠点 共同研究集会「社会物理学とその周辺」明治大学 (2022.3.26)

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

「日本人生年コーホートデータの作成と 1944～1946 年の死亡構造の算定」

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

戸籍局統計、衛生局統計、統計局統計、人口動態統計、琉球政府人口動態統計、法務年鑑等の原資料をとりまとめ、生年別の出生数、死亡数、国籍異動の情報の所在を確認したところ、1872 年から現在までの期間、生年/各歳別情報がない部分は主に、1944～1946 年、死亡の国内外届出遅れ、国外死亡、1948 年以前の国籍異動であった。

生年コーホートデータを用い、1944～1946 年の超過死亡数を推計したところ、その値は 2,644,457 人で、そのほとんど（89.8%）が男性であり、特に 1920～1923 年生まれ、1943 年時点で 20～23 歳の死亡が突出して多かった。

A. 研究目的

日本における人口値は、国勢調査、住民基本台帳に基づく人口、戸籍統計があるが、日本人生年コーホートデータはそれらとは異なる人口値を提示するものである。いずれの人口値もそれぞれ誤差をもたらす要因があり、本研究では 4 つの人口値を比較することで、それぞれの特徴を明らかにすること、またそれぞれを突き合わせることで空白となっている人口値を推計することを目的としている。

B. 研究方法

昨年度から引き続き、戸籍局統計、衛生局統計、統計局統計、人口動態統計、琉球政府人口動態統計、法務年鑑等の原資料をとりまとめ、生年別の出生数、死亡数、国籍異動の情報の所在を確認し生年コーホートデータを作成した。そのデータを用い、

1944～1946 年の超過死亡数、性・生年別死亡数を推計した。

C. 研究成果

1872 年から現在までの期間、生年/各歳別情報がない部分は主に、1944～1946 年、死亡の国内外届出遅れ、国外死亡、1948 年以前の国籍異動である。

届出遅れ、国外の出生・死亡は戦前で多いが、出生の届出遅れは死亡の届出遅れよりも多い。

国籍異動は 1949 年から 1961 年まではマイナス、つまり、国籍喪失の方が国籍取得よりも多い年もあったが、おおむね 1990 年代より上昇し、2005 年以降は減少の傾向にある。国籍異動は女性の方が多く、1960～1980 年代生まれが多い。

1944～1946 年の死亡数を、1955 年国勢調査から 1947～1954 年の死亡数を差し引

いた 1947 年初の生年コーホート人口より、1943 年末の生年コーホート人口を差し引いて求めると、1944～1946 年の死亡数は 5,827,218 人と推計された。さらにこの値から、戦争がなくても起こったであろう通常の死亡、1943 年までの国内外死亡届出遅れ、国外死亡数、1955 年時点の在外邦人数を差し引いた値である 1944～1946 年の超過死亡数は 2,644,457 人と推計された。このうちほとんど（89.8%）は男性であり、2,375,510 人であった。また、生年別にみると、特に 1920～1923 年生まれ、1943 年時点で 20～23 歳の死亡が突出して多い。

D. 結果の考察

出生に比べ、死亡の届出遅れが少ないのは、乳児の死亡率が高い時代は子どもの登録はある程度大きくなってから、生き延びてから、という習慣があったこと、特に江戸時代の宗門/人別改めでは子どもの登録は 5 歳や 10 歳以降であったこと、埋葬に関わる規定ができて以降は死亡を登録しないと埋葬ができなかったこと、という要因が考えられるが、出生の場合は生き延びれば登録なしでは生活に支障をきたすが、死亡については届出をしなくても実質的な問題が生じないため未届出が多い、という可能性もある。

1944～1946 年の死亡数を生年コーホートデータにより性別生年別に推計した結果、既存の戦死者数推計と同程度の値となったが、既存推計について、どの範囲で戦死者数を捉えているのか、期間、また、戦争による直接の死亡なのか空襲による死亡等も含むのか、といった死亡因別に精査すれば、さらに生年コーホートデータによる死亡数との比較が妥当なものになると考えられる。1944～1946 年の超過死亡は若い男性、特

に 1920～1923 年生まれが圧倒的に多かった、ということは、これまで伝聞的に語られたことを裏付けるものである。

E. 結論

生年コーホートデータを作成する目的は、国勢調査、住民基本台帳に基づく人口、戸籍統計という既存の人口データと合わせて、それぞれの人口値の違いを明らかにすることにある。来年度は生年コーホートデータ of 原資料で生年別情報がない部分の推計を加え、近年の人口値の比較分析を行う。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

林玲子「第二次世界大戦期の死亡構造の再構成 - 人口動態統計による日本人性別各歳コホートより」日本人口学会 2021 年度第 1 回東日本地域部会、札幌市立大学

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

「在宅要介護高齢者の介護費用と家族介護の同時決定モデルに関する研究

－「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析－」

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

わが国は「介護保険」下での介護サービス利用が多い。それに伴い家計は介護サービス費用を負担する一方、同居家族が介護で果たす役割も大きい。そこで、家計の介護費用と家族介護の程度の両方を左右する要因を検討するため、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析を行った。

介護費用と家族介護の種類が同時に多くなる要因として、高齢者の要介護度、認知症の通院ダミー、要介護の理由としての認知症、脳血管疾患、介護サービス利用、主介護者の女性ダミーが 5%水準で正の有意な結果を示した。高齢者の年齢は下に凸の二次関数となった。これより、重度の要介護者で、認知症で通院、要介護の理由が認知症やの血管疾患である、主介護者が女性であると、家族介護と介護サービス費用負担が大きくなる確率が高くなることが明らかになった。

この結果は、介護費用と介護負担の関係が補完的である場合の要因分析である。両者の関係には代替的な関係にある場合など、両者の関係はさまざまである。しかし、介護保険があるわが国でも、家族介護者支援は、要介護高齢者とその家族の事情に合わせて行う必要がある。

A. 研究目的

わが国では「介護保険」が実施されてから 22 年を迎える。この間に要介護認定者数、介護サービス利用者数は大きく増加した。しかし、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年）によると、在宅の要介護高齢者の主介護者のうち 58.7%は同居家族であり、家族介護の果たす役割は依然として大きい。つまり、介護サービスの利用に伴う自己負担がある一方で、家族介護の負担も依然として大きい。介護保険実施下で介護サービス利用と家族介護負担水準の両方を左右する要因を検討するため、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年）を用

いた分析を行った。

B. 研究方法

本研究での使用データは、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年調査）の個票データである。この調査は全国（2016 年調査は地震の影響で調査を中止した熊本県を除く）の世帯対象のサンプル調査である。

2016 年調査は、3 年に一度行われる大規模調査（世帯票、所得票、健康票、介護票、貯蓄票）である。本研究では、この年の調査の調査票のうち、介護票に回答の要介護高齢者の中から、同居家族が主介護者で、必要な変数に不詳がない 3,596 人を分析対

象とした。被説明変数として「介護費用が特別養護老人ホームの自己負担の平均以上か否か」「家族介護の種類が平均より多いか否か（16種類中6種類以上）」の二つを設定し、説明変数として高齢者の年齢や要介護度、主介護者の性別などを用いた同時決定モデルによる分析を行った。

（倫理的配慮）

「国民生活基礎調査」の個票データの利用は、統計法第33条に規定に基づいて、厚生労働省に対して利用申出を行い、その承認のもとで行った。この個票データには、世帯や個人を識別する変数の中に、直接に世帯や個人を特定できる情報は含まれていない。そのため、個票データ利用の上で懸念される、個人情報流出、毀損などの倫理上の問題は発生しなかった。

C. 研究成果

介護費用負担と家族介護の種類の両方を多くさせる要因（年齢以外は5%水準で+の有意）として、以下の通りである。

①年齢はある年齢から介護費用、家族介護負担の両方を増やす（有意ではない）。

②要介護度が上がったたり、認知症を患ったりしていると、介護費用、家族介護の負担が増える。

③健康状態やこころの状態が良くないほど介護費用が減る一方で、家族介護の負担が増える。

④要介護の理由として、認知症、脳血管疾患があると、介護費用、家族介護の負担ともに増える。

⑤介護サービスの利用が増えるほど、介護費用、家族介護の負担ともに増える。

⑥女性が主介護者であると、介護費用、家族介護の両方の負担がともに増える。

D. 結果の考察

これより、要介護者の身体、健康状況の

他、要介護になった理由、介護サービスの利用状況、主介護者の性別が、介護費用と家族介護の程度を同時に増やすように作用することがわかる。

特に、要介護になった理由が認知症、脳血管疾患であること、介護費用を高齢者本人が負担するほど、介護費用と家族介護の負担が増える。こうした可能性は年齢が高くなるほどより大きいと推察される。

E. 結論

わが国では介護保険の実施から22年を迎え、介護サービス利用も普及している。一方で家族介護の役割も大きい。本研究では、介護費用と介護負担の関係が補完的になる場合の要因分析を行った。しかし、両者の関係には代替的な関係にある場合など、両者の関係はさまざまである。これより、わが国でも、家族介護者支援は、要介護高齢者とその家族の事情に合わせて行う必要がある。そのためには市区町村は「地域包括支援センター」では任意事業となっているが家族介護者支援策を地域の実情に応じて進める必要がある。また、国や都道府県も好事例の提供などでこれを支援する必要がある。また、近隣の市区町村同士での事例の学び合いも必要であろう

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

小島克久「在宅要介護高齢者の介護費用と家族介護の同時決定モデルに関する研究－「国民生活基礎調査」（2016年）を用いた分析」、日本老年社会学会第63回大会（2021年6月12～27日、オンライン開催）

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

「出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果の分解モデルの開発」

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

市区町村別の出生力の違いは合計出生率で評価することができる。しかし、それが結婚する人の多寡といった結婚力の違いによるのか、結婚後の夫婦の出生力の違いによるのかによって、地域の少子化に対する解釈と対応策は異なってくる。そこで本研究では、地域出生力の差異を結婚力効果と夫婦出生力効果に分解する先行研究におけるモデルをレビューした上で、それらのモデルが有する問題を回避する新たなモデルを提案した。

まず、総出生力変動、結婚力変動、夫婦出生力変動の因果構造を整理した上で、これらの関係について市区町村単位の情報を用い、女性の有配偶者割合が合計出生率を説明する対数線形モデルを推定した（操作変数を用いた2段階推定）。これにより合計出生率の地域差に対する結婚力効果（完結結婚量による直接効果と結婚タイミングによる間接効果）（モデル部分）と夫婦出生力効果（残差項）の寄与を分離することができた。

結婚力効果、夫婦出生力効果の特徴により全市区町村を分類するとともに、結婚力の直接効果の地域差に基づく女性50歳時配偶者割合、結婚タイミング効果および夫婦出生力効果の地域差に基づく夫婦の完結出生児数を市区町村別に推計し、概ね実績値に見られる地域分布を再現することがわかった。データの収集および推定方法が簡便なこのモデルにより、市区町村における結婚力および夫婦出生力の特徴を適切に評価できるため、地域社会に求められる少子化対応策を検討する際に活用できると期待できる。

A. 研究目的

今日の日本の低出生力の背景には、結婚が生じにくい状況と、結婚後の夫婦の出生行動が低調である状況が存在する。両者の要因は共通するものもあるが、異なることもあり、低出生力にどちらが寄与しているかを理解することは、少子化への対応策を考える上で重要な情報となる。そこで本研究では、市区町村別の出生力に着目し、合計出生率の地域差を結婚力の効果と夫婦出生力の効果に分解する方法を検討した。

B. 研究方法

はじめに、出生力の地域差を結婚力効果と夫婦出生力効果に分解するモデルを提示した先行研究をレビューした。具体的にはプリンストン・プロジェクトによるI指標 (Coale and Treadway 1986) と山内の子ども女性比の分解モデル (山内 2006) を取り上げた。両者は間接標準化を用いるため、標準パターンの選択における任意性がはらむ問題を有する。また夫婦出生力効果は合

計有配偶出生率をもとに算出されるが、この指標は結婚年齢の分布（夫婦における結婚持続期間の構造）を十分に考慮できていない。そこで、本研究では、年齢が直接標準化された合計出生率と再生産年齢女性の有配偶者割合の関係をモデル化することによりこれらの問題の改善を図った。

なお、結婚力の効果には、結婚の完結レベルが直接合計出生率に影響する直接効果と、結婚タイミングの違いが夫婦の子ども数を通じて合計出生率に影響する間接効果がある。総合結婚力から結婚量による直接効果を分離するために、操作変数（20～39歳の男性割合）を用いて、有配偶者割合の直接効果（完結結婚量の効果）を推定した。

C. 研究成果

合計出生率の対数値が、基準値と結婚力の直接効果と間接効果、そして残差項からなるモデルを考え、市区町村情報を用いて各パラメータを推定した。それにより、ある地域の合計出生率および20～39歳女性の有配偶者割合の実績値、全国の20～39歳女性の有配偶者割合（43.8%）を与えれば、当該地域の（1）完結結婚量に基づく結婚力の直接効果、（2）結婚タイミングに基づく結婚力の間接効果、（3）夫婦出生力効果を推計することができた。

D. 結果の考察

推計された結婚力の総合効果と夫婦出生力効果を組み合わせると、結婚力も出生力も高い自治体、結婚力は低い夫婦出生力が高い自治体、結婚力が高いが、夫婦出生力は低い自治体、両方とも低い自治体に分類できる。空間的な分布を示すと、結婚力総合効果も夫婦出生力効果も高いのは沖縄県、九州南部・東部、中国地方、近畿日本海側、岐阜県北部、岩手県東部、北海道東部根室地域などである。九州北西部では結

婚力効果は低い夫婦出生力が高い。反対に北海道、東北地方など東日本の多くでは結婚力効果は高い夫婦出生力効果が低い。都市部では両方とも低いことがわかった。

なお、標準となる50歳時配偶者割合を、完結結婚量効果で調整すれば、各市区町村の50歳時配偶者割合が推計でき、標準となる夫婦完結出生児数を、結婚のタイミング効果と夫婦出生力効果で調整すれば、各市区町村の夫婦完結出生児数が推計できる。これらの推計値と、実際に平成27年の国勢調査から求めた既婚者割合や夫婦の完結出生児数を地域ブロック別に集計し比較したところ、概ね実績値の傾向が再現されることがわかった。

E. 結論

本研究における対数線型モデルを用いた、合計出生率の地域差を結婚力効果と夫婦出生力効果に分解する方法論は、推定に用いるデータが収集しやすく、推定方法も簡便ながら、適切な効果指標を算出できることがわかった。人口学に基づく適切なモデル化は、豊富な情報を含む市区町村データから有用な情報を取り出す有効なツールとなることを示している。

G. 研究発表

1. 論文発表

岩澤美帆，小池司朗，林玲子，別府志海，是川夕「新型コロナウイルス感染拡大と人口動態：何が分かり、何が起きるのか」Working Paper Series, No.51, 国立社会保障・人口問題研究所.(2021.7).

岩澤美帆，菅桂太，鎌田健司，余田翔平，「市区町村別合計出生率の推定－全国および都道府県を標準とした間接標準化法による試み－」『人口問題研究』，第77巻第4号,pp.316-334.(2021.12)

岩澤美帆, 菅桂太, 鎌田健司, 余田翔平, 金子隆一「出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果—対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解—」『人口問題研究』, 第 78 巻第 1 号, pp. 78-105. (2022.3)

2. 学会発表

岩澤美帆, 「新型コロナウイルス感染拡大期の婚姻・出生への影響」日本人口学会第 73 回大会（東京大学・オンライン開催）(2021.6.6).

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
「離別女性の世代間関係—母親との居住距離と相互支援—」

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、これまで学術的に注目されてこなかった離別女性の世代間関係を、母親との居住距離および相互支援に着目して分析を行った。2013年・2018年に実施された第5回・第6回全国家庭動向調査のデータを用いて、離別女性と母親、有配偶女性と自分の母親、そして有配偶女性と配偶者の母親との支援関係について母親との距離をコントロールした上で記述的な分析を行った。

分析の結果、以下のような知見を得た。(1)離別女性は、有配偶女性よりも母親との同居率が高い、(2)母親との近居率については有配偶女性との違いはみられないが、同居を含めると約7割の離別女性が母親と30分以内の距離に居住している、(3)同居の場合、会話頻度に配偶状況による差はみられないが、近居・遠居では、配偶状況よりも夫婦系列により異なる傾向がみられる、(4)母親からの家事・育児支援では、同居の場合に離別女性が支援を受ける傾向が最も強く、配偶者の母の場合に最も低い。近居・遠居の場合は、有配偶女性と離別女性で、自分の母親からの支援に差はみられず、配偶者の母からの支援が最も低い、(5)心理的支援では、距離による差よりも夫婦系列による差が大きい、(6)経済的支援では、有配偶女性が自分の母から受ける傾向が最も強く、近居・遠居では離別女性が受ける傾向が最も低い、(7)母への家事支援では、自分の母の場合、有配偶女性と離別女性に違いはみられず、配偶者の母に対する支援が最も低い、(8)経済的支援では、同居の場合配偶関係による差はみられない。近居・遠居で夫婦系列にかかわらず有配偶女性の方が離別女性よりも支援を行う割合が高く、離別者で最も低い。

全国データを用いて配偶状況別に世代間関係を比較した研究は、日本ではほぼ前例が無い。近年の長寿化、未婚化、そして離婚の増大傾向を鑑みると、有配偶者だけではなく、離別者・未婚者の世代間関係は重要なテーマであり、本研究はこの分野において基礎的な情報を提供するものである。

A. 研究目的

近年の長寿化、未婚化、そして離婚の増大という背景のもと、有配偶以外の成人子と親との関係は重要性を増しているテーマであるが、これまでほとんど研究されてこ

なかった。本稿では、成人子の立場にある離別女性に焦点を当て、母親との交流頻度、母親からの支援、及び母親への支援を、居住距離、家事的、突発的、心理的、経済的支援に着目して有配偶女性と比較検討する。

B. 研究方法

分析には、国立社会保障・人口問題研究所が2013年、2018年に実施した第5回、第6回全国家庭動向調査のデータを用いる。全国家庭動向調査は、主として有配偶女性を想定して設計されているが、婚姻状況の多様化に伴い、第4回から離死別女性についても集計可能となるよう設問が修正された。しかし、第4回では離別と死別の区分はできず、両者を区分できるようになったのは、第5回調査からである。

離別女性のサンプル数が少ないため、本分析では、第5回、第6回のデータをプールして用い、離別女性と有配偶女性の比較を行う。成人子と親との関係は相互の居住距離と関連があるため、両者の居住距離(同居、近居、遠居)をコントロールした上で、会話頻度、母親から成人子である娘への支援状況、そして娘から母親への支援状況を集計する。近居は、親との距離が30分未満とした。

C. 研究成果

分析の結果、以下のような知見を得た。(1)離別女性は、有配偶女性よりも母親との同居率が高い、(2)母親との近居率については有配偶女性との違いはみられないが、同居を含めると約7割の離別女性が母親と30分以内の距離に居住している、(3)同居の場合、会話頻度に配偶状況による差はみられないが、近居・遠居では、配偶状況よりも夫婦系列により異なる傾向がみられる、(4)母親からの家事・育児支援では、同居の場合に離別女性が支援を受ける傾向が最も強く、配偶者の母の場合に最も低い。近居・遠居の場合は、有配偶女性と離別女性で、自分の母親からの支援に差はみられず、配偶者の母からの支援が最も低い、(5)心理的支援では、距離による差よりも夫婦系列

による差が大きい、(6)経済的支援では、有配偶女性が自分の母から受ける傾向が最も強く、近居・遠居では離別女性が受ける傾向が最も低い、(7)母への家事支援では、自分の母の場合、有配偶女性と離別女性に違いはみられず、配偶者の母に対する支援が最も低い、(8)経済的支援では、同居の場合、配偶関係による差はみられない。近居・遠居で夫婦系列にかかわらず有配偶女性の方が離別女性よりも支援を行う割合が高く、離別者で最も低い。

D. 結果の考察

(1)離別女性は、有配偶女性よりも母親との同居率が高い、(2)近居率に違いはみられない、という点については、欧米における先行研究の結果と整合的である。離別成人子の親との会話頻度や相互の支援関係については、欧米の先行研究でも結果は一貫していない。本稿の分析では、母親との居住距離、支援の種類(家事、心理的、突発的、経済的)、そして有配偶女性の場合には、夫婦系列によって、相互の支援状況は複雑に異なるパターンを示していることが判明した。日本の場合、欧米の先行研究とは異なり、有配偶女性と配偶者の母親との支援関係も比較対象に含まれるため、欧米の研究とはまた異なった知見を得ることが可能となる。

離別女性と親との関係は、もっぱら親からの支援に着目されてきた。しかし、長寿化と配偶状況の多様化に伴い、今後は有配偶ではない成人子が増加し、親への支援を行う可能性が高い。本稿は、その中でも離別女性に着目して分析を行った。

E. 結論

本稿の分析では、母親との居住距離、支援の種類(家事、心理的、突発的、経済的)、そして有配偶女性の場合には、夫婦系列に

よって、相互の支援状況は複雑に異なるパターンを示していることが判明した。本研究の結果を土台として、成人子や親の支援を規定する要因をコントロールした上でも、成人子の配偶状況によって、母親との交流頻度、母親からの支援、そして母親への支援に違いがみられるのか、分析を進める必要がある。さらに、成人子と父親との関係についても、探る必要がある。

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

「日本における男性の無子割合・無子志向の動向と特性に関する分析
ならびに日本と諸外国の将来人口推計の国際比較」

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、2つのテーマについて研究を行った。ひとつは出生意欲と出生行動に関する分析で、近年出生意欲の低下が進む日本の男性に着目し、男性無子割合の現状および未婚男性を対象に出生意欲がない（無子志向）男性の特徴を明らかにする研究を行った。もうひとつは主要先進諸国の将来人口推計（全国推計）に関する研究で、各国推計の枠組みや推計結果について情報収集し、国際比較を行った。

日本の無子男性に関する研究では、男性の無子人口割合は女性よりも高く、1960年代生まれで3割に上ることがわかった。これは国際的に見ても高い水準である。また、35歳未満の無子志向男性について、有子志向男性と比較して分析すると、低所得、交際異性なし、子どもとのふれあい経験が乏しい、15歳時都市居住、仕事志向といった要因が有意であった。若年層への就業支援や経済的支援だけでなく、家族形成について包括的に考える機会を提供する政策も重要であることが示唆された。

主要先進諸国の将来人口推計に関する研究では、日本のほかにアメリカ等の10か国の将来人口推計を調査し、推計の周期、実施機関、対象期間、手法、出生・死亡・移動の仮定値数と推計バリエーション数といった枠組み、および推計結果や仮定値水準等についての国際比較を行った。その結果、日本の推計枠組みは世界標準に合致したものであった。各国の推計において各仮定値はおおむね現状の水準を反映して設定されており、世界トップクラスの少子化、長寿化と比較的規模が小さい国際人口移動という特徴を持つ日本は、諸外国に比べ将来の人口減少幅がもっとも大きかった。ただし、2065年時点でもっとも高齢化が進むのは韓国であった。現状の人口変動を将来に投影した推計結果を国際比較した本研究の結果からは、日本の少子高齢化・人口減少が将来にわたり世界的に見ても深刻であることがわかった。

A. 研究目的

○日本の無子男性の分析

人口動態統計など公的な調査・統計で出生データが入手できる女性と異なり、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。そこで本研究では、「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や無子志向の独身男性の特性を探る分析を行った。

○先進諸国の将来人口推計の国際比較

主要先進諸国の将来人口推計(全国推計)の枠組みや推計結果を国際比較することで、日本の公的将来人口推計の枠組みや手法が世界的に見て標準的であるかどうか明らかにするとともに、推計結果の比較から日本の将来の人口変動が世界的に見てどのような位置づけであるかを概観する。

B. 研究方法

○日本の無子男性の分析

日本における男性の無子割合の現状を把握するため、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(第 10 回(1990 年)、14 回(2010 年)、15 回(2015 年))で集計した年齢別子ども有無割合をかけて、配偶関係別の子ども有無別人口を求め、日本における男性の無子人口割合を推計した。また、出生動向基本調査の独身者調査データを用いて無子の独身者を出生意欲の有無で分類し、希望子ども数 0 人を無子志向者として識別して、有子志向(希望子ども数 1 人以上)の男性とロジスティック回帰分析により比較分析した。

○先進諸国の将来人口推計の国際比較

インターネットで各国の推計実施部局(多くは国家統計局)にアクセスして、将来人口推計のページから報告書等の実施枠組みがわかる文書等や推計結果データのダウンロードを行った。そのうえで、枠組みについては一覧表を作成し、推計結果については各国データを同じ形式のファイルにそろえ、集約したうえでグラフ化するなどして国際比較を行った。

C. 研究成果

○日本の無子男性の分析

45～49 歳の男性の無子割合は、1990 年で 12.0%(1942～47 年生まれ)、2010 年

で 30.1%(1960～65 年生まれ)、2015 年で 33.8%(1965～70 年生まれ)であり、若い世代ほど上昇している。1960 年代生まれ以降の世代の値は、まだ無子割合が 30%に達していない同じ世代の女性よりも高い。また、国際的に見ても高く、1960 年代前半生まれの男性について主要先進 22 개국で比較すると、ドイツ(31.3%)・イタリア(30.7%)に次いで日本の男性の 30.1%は 3 番目の高さだった。

希望子ども数が 0 人の男性を無子志向者、1 人以上の男性を有子志向者という形で分類し、出生動向基本調査・独身者調査の第 10 回(1992 年)、14 回(2010 年)、15 回(2015 年)データにて独身者に占める無子志向者割合を観察すると、調査回を追うごとに無子志向者は増えていた。とくに 2010 年から 2015 年に、30 歳代後半以降の男性で無子志向者が大幅に増えた。

さらに、第 15 回調査データのみを用いて 35 歳未満の独身男性(学生を除く)について無子志向を 1、有子志向を 0 とした 2 値の変数を従属変数としてロジスティック回帰分析を行ったところ、無子志向男性は、低所得、交際異性なし、乳幼児ふれあい経験が少ない、15 歳時都市居住、仕事志向といった要因が予測因子として有意であった。

○先進諸国の将来人口推計の国際比較

推計枠組みを比較すると、日本は統計局ではなく研究機関が推計作業を担当している数少ない国の一つであった。また、推計周期(5 年)、推計期間(50 年)、推計手法(コーホート要因法)、出生・死亡・移動仮定値数もおおむね他国と同様であった。

推計結果の国際比較では、日本、ドイツ、韓国の 3 か国のみ、2015 年よりも 2065 年の総人口が減少する結果となっているが、日本はその中でも減少幅が最大であった。これは出生・死亡・移動の仮定値設定が推

計基準年に近い期間の動向・水準に左右されるため、世界トップクラスの低出生率・長寿を示す日本では、将来もそれらを反映した人口動態となるからである。ただ、高齢化については、これまで常に日本が世界トップの推計値であったが、今回の国際比較では、現在急速に少子化が進む韓国が2065年時点で最も高い高齢化率推計値を示していた（日本は38.4%であるのに対し、韓国は46.1%）。

D. 結果の考察

○日本の無子男性の分析

日本の男性の無子化は急速に進んでいる。無子化の主要要因である未婚化は今後もまだ緩やかながら進むとみられ、1970年代生まれでは男性の無子割合は4割近くなる可能性もある。また、無子志向独身男性の特性として、社会経済要因、生育過程要因（子どもとのふれあい経験や15歳時居住地域）の両方が有意であった。子どもとの親和性が低く、さらに不利な経済要因が加わる場合に無子志向となる確率が高い。ただし、どちらの影響が総合的に大きいかは出生動向基本調査のデータでは識別が困難であるため、今後の課題となる。

○先進諸国の将来人口推計の国際比較

日本は研究機関が公的将来人口推計を担当しており、人口学を専門とする研究者が直接推計作業を行っていることから、学术界と推計作成者が密接に連携できているといえる。また、推計周期等の枠組みも世界標準的である。ただ、日本とアメリカ以外の本稿で取り上げた国々では、推計結果データについてインタラクティブな形式で提供されており、これについては日本も対応するかどうか、検討の余地があるだろう。

推計結果データの国際比較では、日本の将来人口推計結果は、他の先進諸国と比して今後の人口の減少幅が大きいことや、人

口構造の少子高齢化が進むことを示していると明らかになった。

E. 結論

○日本の無子男性の分析

日本の男性の無子化には、経済要因の影響と成育過程要因の影響の両方が認められる。現在、政府が行っている少子化対策では、若者の就業支援・経済的支援や生活基盤づくりへの支援は中心的課題のひとつとして取り組まれているが、家族形成について考える機会や、包括的性教育を受ける機会、乳幼児とのふれあい体験ができる機会など、意識や価値観に影響する政策は、挙げられてはいるもののそれほど大きく取り上げられていない。価値観や意識に係る政策は、特定のライフコースや行動を推奨するのではなく、多様な選択肢があることを伝えながら行う必要があるが、今後は、そうした分野の政策対応も重要となってくるだろう。

○先進諸国の将来人口推計の国際比較

本研究での国際比較により、日本の将来推計人口は適切な枠組み・手法で行われていることがわかった。また、現状の人口変動を将来に投影した推計結果を国際比較した研究結果からは、日本の少子高齢化・人口減少が将来にわたり世界的に見ても深刻であることがわかった。

G. 研究発表

1. 論文発表

石井太・守泉理恵・岩澤美帆・中村真理子
「国際的視点から見た公的将来人口推計の科学的基礎と推計手法」『人口問題研究』第77巻第4号, pp.335-357 (2021.12)

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

「人口動態調査出生票を利用した出生歴と市区町村間移動の関連に関する分析」

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出生歴と居住歴に関する縦断データの作成を試みたうえで、追加出生に伴う居住地移動の発生および移動パターンの分析を行った。分析に際しては、人口動態調査出生票において母と父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から、母と父の出生年月日の組み合わせによる識別情報を生成し、カップル単位の出生歴が特定可能と判定されたケースを対象に、第一子出生時と第二子出生時の居住地に関する情報を用いて市区町村間移動を測定した。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が発生する割合は、第一子出生時に大都市圏中心部に居住するカップルにおいて顕著に高いことが確認された。第一子出生時以降の移動率は、いずれの大都市圏中心部でも上昇が続く一方で、とくに東京圏と名古屋圏については、それぞれの大都市圏内の非中心地部に向かう移動の割合が 1990 年代と比較して低い水準にあることが明らかとなった。また、こうした非中心部への移動の相対的な低下は、主要地方都市圏中心部からの移動に関しても確認された。この分析結果により、2000 年代以降のいわゆる都心回帰においては、世帯の形成・拡大期にある若年カップルや子育て世代による移動パターンの変化、とりわけ郊外地域への転出傾向の低下が一定の役割を果たしていること、そして同様の現象が地方都市においても生じていることが示唆された。本研究で示された出生歴と居住地移動の関連や移動パターンの変化について、その要因を解明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の発生は、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。また欧州や北米における先行的な研究では、進学や就職・転職が比較的長距離の移動を伴うのに対して、家族の規模・構成の変化や住宅事情といった要因を背景に生じる移動は短・中距離にとどまる傾向が確認されている。日本国内における

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、世帯の形成・拡大期に特徴的にみられる同一都市圏内の中心部－郊外間移動といった短・中距離移動についての分析が十分に行われてこなかった。本研究では、こうした短・中距離移動を捉えるとともに、その発生および移動パターンについての長期的変化の観察が可能なデータを用いて、出生と居住地移動の関連についての分析を行うことを目的とする。

B. 研究方法

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から、出生歴と居住歴に関するカップル単位のデータを作成したうえで、追加出生に伴う市区町村間移動の発生および移動パターンの分析を行った。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年から直近の2019年まで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個体識別情報を生成し、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を測定し、その発生および移動パターンの変化を分析した。

C. 研究成果

分析の結果、第一子出生時に大都市圏・中心部に居住するカップルにおいて、その後の第二子出生にかけての移動率が高くなる傾向が確認された。また、こうした第一子出生時以降の移動を経験するカップルの割合は、いずれの大都市圏中心部でも上昇が続く一方で、とくに東京圏と名古屋圏については、それぞれの大都市圏内の非中心地部に向かう移動の割合が1990年代と比較して低い水準にあることが明らかとなった。こうした非中心部への移動の相対的な低下は、主要地方都市圏中心部からの移動に関しても確認された。

加えて、大都市圏からの移動については、非大都市圏に向かう移動の割合が1990年代と比較して低くなっており、この傾向は第一子出生時の居住地が大都市圏の中心部であったケース、非中心部であったケースいずれにおいても確認された。

D. 結果の考察

この分析結果により、2000年代以降のいわゆる都心回帰においては、若年カップルや子育て世代による移動パターンの変化、とりわけ郊外地域への転出傾向の低下が一定の役割を果たしていること、そして同様の現象が地方都市においても生じていることが示唆された。また、大都市圏から非大都市圏への長距離移動についても、1990年代以降、世帯の形成・拡大期の移動パターンに長期的な変化が生じている可能性が示された。

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・拡大期にある若年カップルの移動パターンの変化が、都心回帰ならびに大都市圏への集中といった近年の人口移動の潮流の一つの構成要素となっていることを含意する。とりわけ各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、25年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。

また、中心部への回帰傾向は主要地方都市圏についても確認されたが、この分析結果は、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。本研究による分析結果を踏まえた上で、とくに特徴的な地域やケースを中心に個別の市区町村間の移動に関する詳細分析を蓄積するとともに、長期的には、これらの分析から得られた知見を地域別の将来人口推計に活用することが期待される。

G. 研究発表

1. 論文発表

- ・中川雅貴・小池司朗「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—」『人口問題研究』第 78 巻第 2 号（印刷中）

2. 学会発表

- ・中川雅貴・小池司朗「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—」日本人口学会第 73 回大会，（東京大学・オンライン開催）（2021.6.6）
- ・Nakagawa, M. and Chitose, Y.
"Migration of Adult Children, Living Arrangement and Geographical Proximity to Parents: Analysis of the Japanese National Survey on Migration” , The 5th Asian Population Association Conference,
（ジャカルタ・オンライン開催）
（2021.8.4）

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
「月別 死亡率からみた 季節性とその地域差」

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

都道府県別 満年齢別 死亡率の月別推移の観察を通じ、わが国における死亡の季節性とその地域差を検討した。月別に死亡率を算出するためには、対象人口の死亡数とリスク人年が必要である。後者の年齢別人口を月別に推定することは困難であるため月別死亡率の検討はこれまで行われてこなかった。本研究では日本版死亡データベースを独自に拡張することで都道府県別 男女年齢別 月別人口の推定を行った。その結果、死亡率には6月頃に低く逆に1月頃に高くなるという季節性が全国的にみられ、1970年代以降わが国の寿命は顕著に伸長したが、このような1年間の月別変動には安定なパターンがあった。都道府県別には、月別変化幅が最も小さい北海道においても逆に月別変化幅が大きな地域においても、死亡率は初夏に低く冬に高くなる季節性のパターンは共通する。一方で、月間変動の相対的な大きさには地域差があることがわかった。

A. 研究目的

都道府県別 満年齢別 死亡率の月別推移の検討を通じ、わが国における死亡の季節性とその地域差を探り、2020年国勢調査を基準とする地域別将来人口推計への示唆を得ることを目的とする。死亡の季節性の分析は死亡数実数に着目するものが多く、率を検討したものは管見の限り見当たらない。月別に死亡率を算出するためには、対象人口の死亡数とリスク人年が必要であり、月別の率の検討が行われないのは年齢別人口を月別に推定することが困難であることが関係していると思われる。しかしながら、とくに本研究が対象とする比較的長期の傾向の観察を通じて、地域別将来人口推計への示唆を得るためには人口の基本構造を統御することは不可欠である。90歳以上死亡

率について同様の検討を行ったが、本稿は分析を全年齢に拡張したものである。

B. 研究方法

分析対象とする期間は1972–2020年であり、死亡数については人口動態統計個票データの再集計（男女・都道府県別、発生の月別、死亡者の出生月別 死亡数）によりデータをえる。月別 満年齢別の死亡のリスク人年を得るため、日本版死亡データベース（都道府県別データ）を月別に独自に拡張した。これらを用いて算出した月別の死亡率を用いて生命表を作成し、全国における季節性の趨勢並びに都道府県別にみた季節性の地域パターンについて検証した。

C. 研究成果

月次別 都道府県別 満年齢別 死亡率について、特定の月の死亡率が12ヶ月続くと仮定した中央死亡率を用いて生命表の平均寿命に着目し、わが国における死亡の季節性とその地域差を検討した。

対象とした1975年から2019年の平均寿命について1年×1歳の死亡に基づく全国の推移をみると、男性は71.7年から81.4年（レンジは9.68年）、女性は76.9年から87.5年（レンジは10.60年）概ね一貫しており、1年あたり平均して男性で0.22年、女性では0.24年平均寿命は伸長している。月別にみると、平均寿命は1月に短く、6月や9月に長いという安定したパターンがある。男性の平均寿命は1年あたり0.22年伸長と全般的に長寿化が進んでいるが、そのなかでも月別にみれば1月は総平均より1.65年短く、6月は1.11年長いため、1975～2019年を平均して12ヶ月の間に2.76年の平均寿命の変化が生じている。女性の場合にも平均して1年あたり0.24年の寿命伸長があったが、総平均と比べ1月は1.58年短く、9月は1.05年長いため、12ヶ月の間に2.64年の平均寿命の変化が生じている。

このように初夏もしくは秋口の平均寿命は長く、冬に短くなるというパターンはすべての都道府県に共通するが、季節変化の幅には明瞭な地域差がみられ、北海道の季節変化は顕著に小さく、関東地方（北部）や東海から中部にかけてと四国・九州地方で比較的是っきりした季節変化が生じていることがわかった。

D. 結果の考察

短期的には人口の年齢構造は大きく変化しないため、数年程度ならば死亡数（実数）を用いても死亡率を用いて、死亡の季節性について見出される知見に大きな違いはな

い。しかしながら、地域別人口推計の仮定値設定への示唆をえるなど、長期的な観察を必要とし、かつ人口構造の変化に地域差がみられる場合には、人口の年齢構造の変化影響を受けない死亡率の検討が必要である。本研究では2019年までの死亡状況についての検討を行ったため、新型コロナウイルス感染症COVID-19が地域死亡構造（及び将来の地域人口構造）への影響を検討することはできていない。2020年以後拡大しているCOVID-19の影響には地域差があると想定されるため、最新のデータを用いて、COVID-19の特異な流行の波により従来とは異なった季節性のパターンを生じる可能性等について、早急に検証を進める必要がある。

E. 結論

死亡率には6月頃に低く逆に1月頃に高くなるという季節性が全国的にみられ、1970年代以降わが国の寿命は顕著に伸長したが、このような1年間の月別変動の（相対的な）大きさには安定なパターンがみられる。都道府県別には、月別変化が最も小さな北海道においても逆に季節変化が大きな地域においても、死亡率は初夏に低く冬に高くなる季節性のパターンは共通するが、月間変動の（相対的な）大きさには地域差がある。2020年国勢調査を基準とする地域人口推計の将来の生残率の設定においては、直近国勢調査間の死亡状況へのCOVID-19の影響の地域差を検証し、COVID-19の特異な流行の波により（今後も）従来とは異なった季節性のパターンを生じる可能性等について早急に検討を深める必要がある。

G. 研究発表

1. 論文発表

小池司朗・菅桂太「2015年国勢調査の

人口移動集計における不詳按分と按分結果の検証』『人口問題研究』第 77 巻第 4 号, 2021 年, pp.293-315.

岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一「市区町村別合計出生率の推定 ―全国および都道府県を標準とした間接標準化法による試み―」『人口問題研究』第 77 巻第 4 号, 2021 年, pp.316-334.

岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一「出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果―対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解―」『人口問題研究』第 78 巻第 1 号, 2022 年, pp.78-105.

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和「都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950～2015 年(1)総人口の分析結果」『人口問題研究』第 78 巻第 1 号, 2022 年, pp.156-176.

2. 学会発表

SUGA Keita "Lowest-Low Fertility in Singapore: Current State and Prospects," presented at Population Association of America Annual Meeting 2021, Online assisted by OpenWater. (2021.5.6 15:15-16:45)

菅桂太「シンガポールにおける人口センサス・人口動態統計からみた出生力転換の民族格差」, 日本人口学会 2021 年度第 1 回東日本部会, 札幌市立大学サテライトキャンパス・オンライン共催 (2021 年 12 月 5 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

「多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討および
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、多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討と、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いう二つのテーマについて研究を実施した。

多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討では、平成 29 年推計の各年次における性・年齢各歳別将来推計人口と整合性を保った、配偶関係別将来推計人口結果を得ることが可能であることが示された。社会保障財政影響シミュレーションについては、令和元年財政検証ベースへと改定する可能性についての検証が進んだとともに、外国人労働者推計についても、日本への労働者の主要な送出し地域であるアジア地域の経済成長や急速に進む少子高齢化の影響を考慮によるモデルの精緻化・外国人の日本への定住化傾向の変化を踏まえた推計が可能となり、新たな傾向を踏まえた財政シミュレーションが可能となることが明らかとなった。

A. 研究目的

本分担研究では、多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討と、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いう二つのテーマについて研究を実施した。

多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討については、配偶関係の記述に優れた多相生命表について、その将来推計を行い、さらに「日本の将来推計人口（平成 29 年推計）」及びそこで用いられている初婚関数とも整合性を図った配偶関係別将来人口推計を行うことを目的として研究を行った。また、社会保障財政影響シミュレーションについ

ては、先行事業で行った石井・小島・是川（2020）における研究成果を基礎としつつ、これを令和元年財政検証ベースへと改定するための検討を行うとともに、外国人労働者の受入れに関する推計方法の改善を目的とした基礎的な研究を行った。

B. 研究方法

多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討については、まず、ショーンの方法に基づき、未婚、有配偶、死別、離別の 4 状態に関する遷移確率に基づいた 2015 年の多相生命表を作成した。将来推計の基準人口は、総務省統計局「平成 27 年国勢調査の年齢・国籍不詳をあん分した人口（参考表）」による性・

年齢・国籍別人口を、総務省統計局「平成 27 年国勢調査に関する不詳補完結果（遡及集計）」による配偶関係で按分して作成した人口とし、将来の配偶関係の遷移については、2015 年の多相生命表と、平成 29 年推計の初婚率、平成 29 年推計の各種基礎数値を基礎データとして用いた。将来推計は、各年・各歳・男女別・配偶関係別に実行し、さらに、将来推計の中で、有配偶女性を初婚どうし妻とそれ以外に分ける形で行った。

社会保障財政影響シミュレーションについては、令和元年財政検証のシステムを先行事業と同環境に移行し、財政検証結果の再現可能性に関する検討を実施した。また、外国人労働者の推計にあたり、IMF（2020）などの最新の結果を踏まえたモデルを検討するとともに、日本に滞在する外国人の帰国ハザードを考慮に入れた推計方法の改善を検討した。

C. 研究成果

多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討では、B の方法論に基づいて将来推計を行うことにより、平成 29 年推計の各年次における性・年齢各歳別将来推計人口と整合性を保った、配偶関係別将来推計人口結果を得ることが可能であることが示された。

社会保障財政影響シミュレーションについては、移行下の環境においても、財政検証ケース I～V について、最終的な所得代替率・調整終了年度が再現できることが確認された。また、外国人労働者の推計に当たっては、IMF（2020）などの最新の結果を踏まえ、日本への労働者の主要な送出し地域であるアジア地域の経済成長や急速に進む少子高齢化の影響を考慮したモデルを設定するとともに、日本に滞在する外国人の帰国ハザードを別途推計し、こ

れを踏まえた推計が可能となった。

D. 結果の考察

多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計を「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」（2018(平成 30)年推計）と比較したところ、男女とも未婚は概ね一致したが、男性の有配偶・女性の死離別が世帯推計と比較してやや過小であるのに対し、男性の死離別・女性の有配偶がやや過大であるとの結果が得られた。しかしながら、全体としての傾向については概ね一致することが確認された。

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)の方法論に基づき、これを令和元年財政検証ベースへと改定する可能性についての検証が進んだとともに、外国人労働者推計についても、日本への労働者の主要な送出し地域であるアジア地域の経済成長や急速に進む少子高齢化の影響を考慮によるモデルの精緻化・外国人の日本への定住化傾向の変化を踏まえた推計が可能となり、新たな傾向を踏まえた財政シミュレーションが可能となることが明らかとなった。

E. 結論

以上の研究により、配偶関係の記述に優れた多相生命表に基づき、平成 29 年推計とも整合性を図った配偶関係別将来人口推計を行うことが可能であることが明らかとなるとともに、令和元年財政検証や最新の結果を踏まえた外国人推計を前提とした社会保障財政シミュレーションを今後行っていくことが可能であることが示された。

G. 研究発表

1. 論文発表

金子隆一・石井太（編著）『長寿・健康の人

口学』, 原書房. (2021.11)

別府志海・石井太「わが国における震災と死亡」, 井上孝・和田光平(編著)『自然災害と人口』, 第4章, pp.75-98, 原書房.(2021.8)

石井太(2021)「新型コロナウイルス感染症が出生・死亡に与える影響について」, 『生活経済政策』, No.294, pp.9-14.(2021.6)

石井太(2021)「死亡水準変動の人口学的評価法に関する考察」, 国立社会保障・人口問題研究所ワーキングペーパーシリーズ, No.53.(2021.9)

石井太・守泉理恵・岩澤美帆・中村真理子「国際的視点から見た公的将来人口推計の科学的基礎と推計手法」, 『人口問題研究』, 第77巻第4号, pp.335-357.(2021.12)

石井太「新型コロナウイルスが死亡に与えた影響」, 『ESTRELA』, No.335, pp.2-7.(2022.2)

石井太(2022)「日本版死亡データベースで用いる死因分類とその死亡分析への応用」, 『人口問題研究』, 第78巻第1号, pp.32-55.

石井太・林玲子・篠原恵美子・別府志海(2022)「複合死因データに関する分析手法とその応用 ―わが国データへのネットワーク分析適用の試み―」, 『人口問題研究』, 第78巻第1号, pp.56-77.

2. 学会発表

Ishii, F. “Decomposition Analysis by Cause of Death for the Modal Age at Death Using the Linear Difference Model”, アメリカ人口学会 2021 年大会 (ポスター発表), 2021 年 5 月 6 日.

石井太, 別府志海, 菅桂太「日本版死亡データベースの地域分析・死因分析への拡張・応用」, 日本人口学会第73回

大会 (東京大学(zoom 開催), 口頭発表), 2021 年 6 月 6 日.

石井太「将来人口推計と公的年金財政」, International Symposium on the Pensions of the Republic of Korea and Japan: Demographic Challenges and Future Responses, 2021 年 11 月 25 日.

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
小池司朗	震災に伴う日本人の人口移動	井上孝・和田光平	自然災害と人口	原書房	東京	2021	141-161
小池司朗	地域別将来人口の見通しとその影響	松原宏・地下誠二	日本の先進技術と地域の未来	東京大学出版会	東京	2022	3-29
小島克久	社会保障と人口問題	増田雅暢・小島克久・李忻	よくわかる社会保障論	法律文化社	京都	2021	200-216
中川雅貴	健康格差と地域	金子隆一・石井太	長寿・健康の人口学	原書房	東京	2021	125-150
金子隆一・石井太		金子隆一・石井太	長寿・健康の人口学	原書房	東京	2021	
別府志海・石井太	わが国における震災と死亡	井上孝・和田光平	自然災害と人口	原書房	東京	2021	75-98
鎌田健司	自然災害と地域の出生力	井上孝・和田光平	自然災害と人口	原書房	東京	2021	119-139

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	日本の地域別将来人口の見通し	人口問題研究	77巻2号	85-100	2021
小池司朗・菅桂太	2015年国勢調査の人口移動集計における不詳按分と按分結果の検証	人口問題研究	77巻4号	293-315	2021
小池司朗	東京における人口構造の変化と将来見通し	運輸と経済	81巻12号	13-18	2021
小池司朗	新型コロナウイルス感染拡大に伴う東京圏の人口移動傾向の変化	ESTRELA	335号	14-19	2022
岩澤美帆, 菅桂太, 鎌田健司, 余田翔平	市区町村別合計出生率の推定ー全国および都道府県を標準とした間接標準化法による試みー	人口問題研究	77巻4号	316-334	2021

岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一	出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果—対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解—	人口問題研究	78巻1号	78-105	2022
岩澤美帆・小池司朗・林玲子・別府志海・是川夕	新型コロナウイルス感染症拡大と人口動態：何が分かり、何が起きるのか	IPSS Working Paper Series	No.51	1-42	2021
岩澤美帆	新型コロナウイルス感染症拡大と出生減のゆくえ	ESTRELA	335号	8-13	2022
Chitose, Y.	Remain or Return? Return Migration Intentions of Brazilian Immigrants in Japan	International Migration	DOI:https://doi.org/10.1111/imig.12922		2021
千年よしみ	親・成人子との居住距離と支援関係—親からの住宅支援、支援ニーズ、父系規範に着目して—	人口問題研究	77巻4号	358-375	2021
石井太・守泉理恵・岩澤美帆・中村真理子	国際的視点から見た公的将来人口推計の科学的基礎と推計手法	人口問題研究	77巻4号	335-357	2021
石井太	新型コロナウイルス感染症が出生・死亡に与える影響について	生活経済政策	294号	9-14	2021
石井太	死亡水準変動の人口学的評価法に関する考察	IPSS Working Paper Series	No.53	1-13	2021
石井太	日本版死亡データベースで用いる死因分類とその死亡分析への応用	人口問題研究	78巻1号	32-55	2022
石井太・林玲子・篠原恵美子・別府志海	複合死因データに関する分析手法とその応用—わが国データへのネットワーク分析適用の試み—	人口問題研究	78巻1号	56-77	2022
石井太	新型コロナウイルスが死亡に与えた影響	ESTRELA	335号	2-7	2022
鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和	都道府県別にみた人口増加率の要因分解:1950~2015年 (1) 総人口の分析結果	人口問題研究	78巻1号	156-176	2022

<u>KAMATA K., K</u> <u>OIKE S., SUG</u> <u>A K. and YAM</u> <u>AUCHI M.</u>	Demographic Components of Future Population Growth Rates by Municipalities in Japan: Supplementary Materials	IPSS Working Paper Series	No.60	1-25	2022
<u>Oizumi, R. and</u> <u>Inaba, H.</u>	Evolution of heterogeneity under constant and variable environments	PLOS ONE	16(9) :e0257377.		2021
<u>大泉嶺</u>	タイプ別再生産数で見る日本の人口減少	人口問題研究	78巻1号	106-117	2022
<u>堀口侑</u>	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—Flexible Modelの修正に基づいて—	人口学研究	58号（早期公開： https://doi.org/10.24454/jps.2201001 ）		2022

日本人生年コーホートデータの作成と 1944～1946 年の死亡構造の算定

林玲子

国立社会保障・人口問題研究所

I. はじめに

本研究プロジェクトにおいて昨年度は、日本人生年コーホートデータ、つまり生年別に出生数から死亡数を差し引いて求めた人口データの利用データおよび作成手法、特に、年齢別死亡数から生年別死亡数への分解集計について検討し、暫定的に作成したデータにより直近の 2015 年国勢調査との比較、1918～1920 年のスペインインフルエンザ、および 1957 年のアジアかぜ後のベビーブームの分析、スペインインフルエンザ 100 年後の 2020 年の百寿者の増加についての分析を行った（林ほか 2021）。二年目に当たる今年度は、日本人生年コーホートデータの作成を進め、それを用いて、人口動態統計の空白時期である 1944～1946 年の死亡構造を再構成することを試みた。

本研究における日本人生年コーホートデータとは、出生数と死亡数から人口を再構成したものである。戸籍法により登録が義務付けられている日本人に限り、国内外の届出遅れも含めた生年別出生数から生年別死亡数を差し引き、さらに、国籍異動を加除して生年別日本人人口を算定する。統計局人口推計や、自治体による人口推計では、5 年毎の国勢調査人口から毎年の出生数、死亡数、国際移動数を加除して各年の人口を推計しているが、日本人生年コーホートデータでは国外の出生死亡を算入しているので、国際移動の影響を受けない。

日本における人口値は、国勢調査、住民基本台帳に基づく人口、戸籍統計があるが、日本人生年コーホートデータはそれらとは異なる人口値を提示するものである。いずれの人口値もそれぞれ誤差をもたらす要因があり、本研究では 4 つの人口値を比較することで、それぞれの特徴を明らかにすること、またそれぞれを突き合わせることで空白となっている人口値を推計することを目的としている。

昨年度から引き続き原資料を収集し、原資料の所在と状況が一通り判明した（図 1）。これらの原資料について第 II 節で記述する。第 III 節では、生年コーホートデータと既存データを付き合わせることにより、人口動態統計の空白期間である 1944～1946 年の超過死亡数と死亡構造、つまり性別生年別死亡数を算定した結果を示す。

2021/11/3			1872-1881	1882-1885	1886-1891	1892-1897	1898	1899	1900-1918	1919-1936	1937	1938-1943	1944	1945	1946	1947-1948	1949-1954	1955-1966	1967-1971	1972	1973-1978	1979-
出生	国内	当年届	日本長期統計総覧					人口統計	人口動態統計					人口動態統計 ²		人口動態統計						
		届出遅れ	データなし	日本帝国統計年鑑				人口統計	人口動態統計					データなし		人口動態統計						動態個票
	沖縄	非該当											データなし		琉球政府統計					非該当		
	国外	当年届	データなし					人口動態統計					データなし			人口動態統計				動態個票		
		届出遅れ	データなし						人口動態統計				データなし							人口動態統計	動態個票	
	死亡 生年別	国内	当年届	日本長期統計総覧（年齢なし）			衛生局年報 （1894年は欠）		人口動態統計	動態統計 （各歳のみ）	人口動態統計		人口動態統計 ²		人口動態統計							動態個票
届出遅れ			データなし		日本帝国統計年鑑 （年齢なし） ¹			人口動態統計（年齢なし）				データなし	人口動態統計 ³	人口動態統計（年齢なし）						動態個票		
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		当年届	データなし					人口動態統計（年齢なし）					データなし			人口動態統計（年齢なし）				動態個票		
		届出遅れ	データなし						人口動態統計（年齢なし）				データなし							人口動態統計 （年齢なし）	動態個票	
国籍異動			データなし													法務年鑑 （性・年齢なし）		人口推計参考表				
データあり																						
要推計																						
データなし																						
非該当																						

図 1 生年コーホートデータの原資料の状況

- 注 1. 日本帝国人口統計(1898 年)にも死亡届出遅れの記載があるが 1897 年までの合算である。
2. 1944～1946 年人口動態統計は対象範囲が一定でなく月別に表章が異なっている。詳細は III.1 に記述している。
3. 国内死亡届出遅れは 1945 年は 8～12 月分、1946 年は 1～6 月のみ。

II. 原資料の吟味

1. 出生

今年度は、昨年度未算入であった国外の出生を含め、生年別出生数を取りまとめた。1872 年から 2020 年までの出生数を、国内、国内届出遅れ、琉球政府登録、国外、国外届出遅れ別に図 2 に示した。それぞれの出典は表 1 に示すとおりである。

出生数が前後の年と比べ大きく異なる年が複数ある。一番大きな変化は 1966 年の減少であり、これは 1906 年と合わせ、ひのえうまの影響であり、すでに多くの論考がある（山口 1967、厚生省 1968、村井 1968、青木・富沢 1968、菱沼 1968、白井ほか 1976、伊藤・坂東 1987、坂井 1989、黒須 1992、坂井 1995、赤林 2007 など）。

1920 年の出生数上昇は、1918 年からのスペインインフルエンザに応じて抑制された出生の反発であるベビーブームであると考えられる。同様に 1957 年出生数減少は、その年に流行したアジアかぜとその直前のインフルエンザによる死亡数増加に呼応した出生数減少によりもたらされている（林ほか 2021）。1938～1939 年は日中戦争により、婚姻が激減し、有配偶の男子の多くが徴兵されたことが影響している（人口問題研究所 1940）。1945～1946 年は戦後混乱による出生減少と、登録の不備の影響が考えられる。

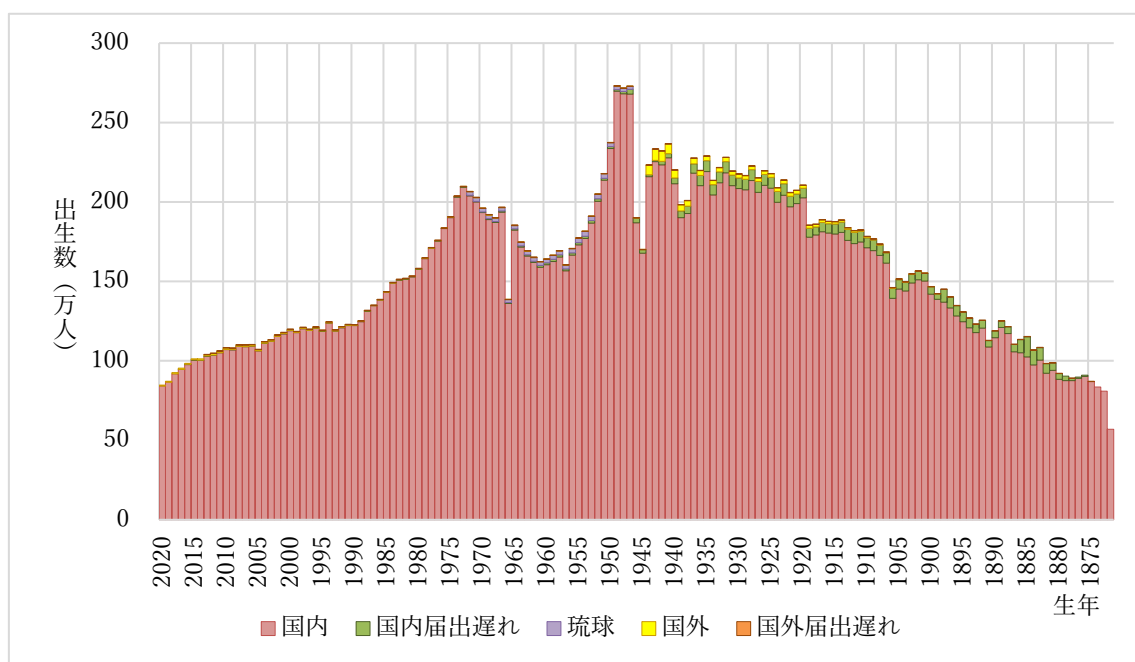


図 2 生年別出生数

表 1 出生に関する原資料の出典

地域	届出形態	資料名	対象年	備考
国内	当年届	日本長期統計総覧	1872～	戸籍局による。
		日本帝国人口統計	1898	
		人口動態統計	1899～	1944、1945 年は 1946 年報告書に 附録として含まれる。
	届出遅れ	統計年鑑／日本帝国統計年鑑	1882～1897	1886(明治 19)年より届洩れ調査、 1882(明治 15)年の届洩れまで記 載。1867(明治 5)年より 1881(明 治 14)年は一括計上。
		日本帝国人口統計	1898	
		人口動態統計	1899～	入力データは社人研別府志海室長 より提供を受けた。
沖縄	当年届	琉球政府衛生統計年報	1947～1954	
	当年届 +届出遅れ	琉球政府人口動態調査結果 表	1955～1972	データは早稲田大学山内准教授よ り提供を受けた。
国外	当年	人口動態統計	1899～1944、 1955～	
	届出遅れ	人口動態統計	1900～1943、 1972～	

人口動態統計の推移表に掲載されるのは当年届の国内出生数であるが、それ以外、つまり国内届出遅れと国外の出生数をみるとその割合は特に戦前で無視できない大きいものであ

る（図 3）。国内届出遅れについては、届出遅れが遡って調査された 1885(明治 18)年では出生総数の 11.0%にものぼり、19 世紀は 4%前後、20 世紀は 1939 年までは 2～3 %の水準であった。戦後直後は、国内届出遅れが 1%程度であったが、1970 年以降 0.1%程度と低い。国外出生は、20 世紀当初は少なかったがその後年々増加し、1943 年には全出生数の 5.7%を占めた。戦後は 1980 年代から増加し、2011 年には総出生数の 1.8%を占めたが、その後はやや減少している。

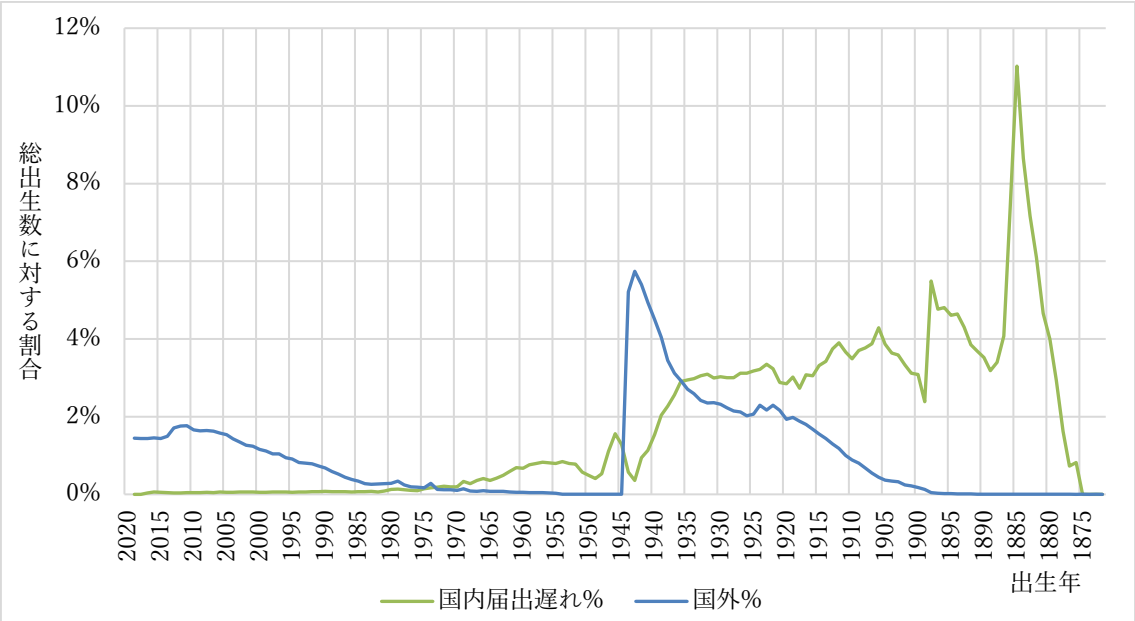


図 3 総出生数に対する国外出生、国内届出遅れの割合

2. 死亡

出生は、生まれた時は必ず 0 歳であるので、何年に生まれたかで生年別出生数がわかるが、死亡の場合は何年に何歳で亡くなったか、という 2 次元の情報が必要となり、生年別の情報を含めて公表されている年次は限られる。国内死亡届出遅れ、国外死亡(当年および届出遅れ)は、いずれも、死亡年齢についての情報がなかった。昨年度から追加したデータとしては、人口動態統計以前の年齢別死亡数が衛生局年報に 1892～1898 年データ(1894 年を除く)が掲載されており、数え年、年末集計であるため、そのまま生年別データとして組み込むことができた。これらの資料一覧を表 2 に示す。

表 2 死亡に関する原資料の出典

地域	届出形態	資料名	対象年	備考
国内	当年届	日本長期統計総覧	1872～	戸籍局による。
		衛生局年報	1892～1898	1894 年は欠。数え年、年末集計で年齢別死亡数が 12 死因分類で表章されている。

		人口動態統計	1899～	1919～1936 年の公表データは各歳別で、生年別に推計(昨年度報告書参照)。入力データは慶應大学石井太教授に提供を受けた。1944、1945 年は 1946 年報告書に附録として含まれる。1945 年 1～7 月は男女別表章なし。1979 年以降は個票データ有。
	届出遅れ	日本帝国統計年鑑	1886～1897	
		日本帝国人口統計	1898	
		人口動態統計	1899～	入力データは社人研別府志海室長より提供を受けた(1944～1946 年を除く)。1945 年は 8～12 月のみ。1946 年は 1～6 月のみ。
沖縄	当年届 +届出遅れ	琉球政府人口動態調査結果表	1955～1972	データは早稲田大学山内准教授より提供を受けた。公表データは各歳別で、生年別に推計(昨年度報告書参照)。
国外	当年	人口動態統計	1899～1944、 1955～	年齢表章なし。
	届出遅れ	人口動態統計	1900～1943、 1972～	年齢表章なし。

国内当年届死亡数と、届出遅れ、国外の配分をみるために、届出年別の死亡数を図 4 に示した。国内届出遅れは少なく、最大でも国外死亡は最大で 1924 年の 17,438 人(総死亡数の 1.4%)と、出生の届出遅れと比べても少ない。国外死亡は、日露戦争の死亡者が含まれている 1904、1905 年が総死亡の 4.4%、3.8%と割合が大きく、第二次世界大戦終戦間際の 1943 年も 3.7%と大きく、国外の出生割合よりもやや少ない程度である。

出生に比べ、死亡の届出遅れが少ないのは、乳児の死亡率が高い時代は子どもの登録はある程度大きくなってから、生き延びてから、という習慣があったこと、特に江戸時代の宗門/人別改めでは子どもの登録は 5 歳や 10 歳以降であったこと、埋葬に関わる規定ができて以降は死亡を登録しないと埋葬ができなかったこと、という要因が考えられるが、出生の場合は生き延びれば登録なしでは生活に支障をきたすが、死亡については届出をしなくても実質的な問題が生じないため未届出が多い、という可能性もある。

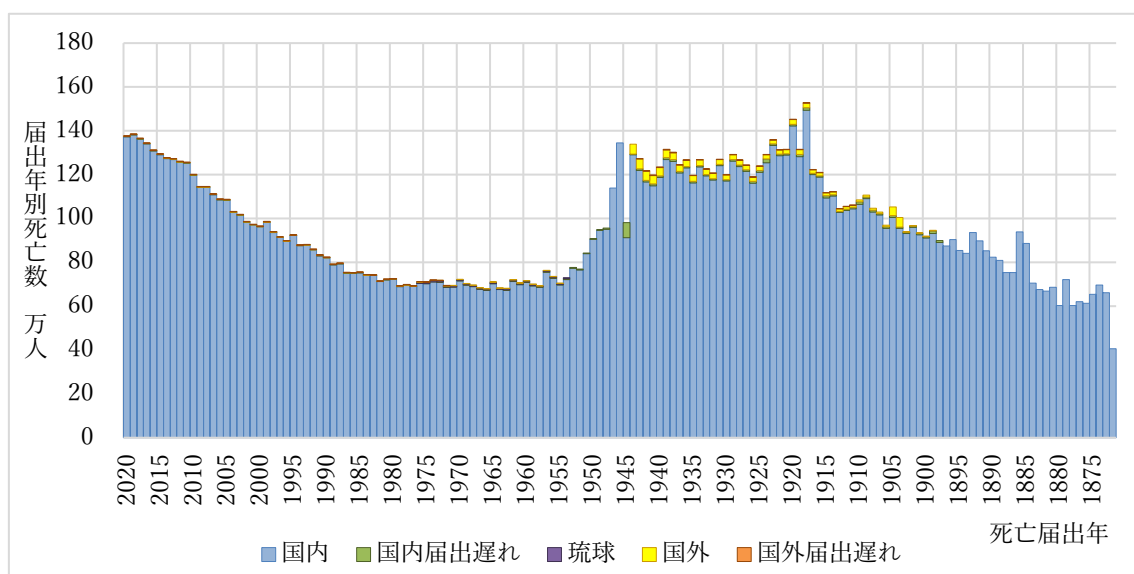


図 4 届出年別死亡数

死亡数も、出生数同様、前後の年と比べ変化が大きい年が多くある。1872(明治 5)年が少ないのは、出生も同様であるが、これは明治 5 年は 12 月 2 日で改暦が行われたため、その分日数が少ないことが理由の一つであるが、戸籍制度開始にあたっての登録不備も考えられる。この年の出生・死亡数は、同時代の戸籍統計には記載されておらず、管見の限り 1913 年に内閣統計局がとりまとめた資料に記載されているのみである（内閣統計局 1913）。この資料には 1877 年以前は都道府県別の詳細もなく、明治初期の統計を吟味することは難しいかもしれないが、戸籍制度開始に応じてどのように届出洩れが回避されていたのか、という点について、より詳細に検討する余地がある。

前後の年と比べて 10%以上の増減がある年は戦争直後 1948 年が最後であり、大きな増減は戦前に多い。1879 年、1886 年はコレラの影響、1918 年、1920 年はスペインインフルエンザの影響、1945 年は統計不備の影響であるが、それ以外の 1881 年、1885 年の増加、1894 年の減少など、原因が明らかでない年もある。また 1946 年から 1948 年にかけての死亡の減少は、平均余命が 1947 年から 1948 年の 1 年で 5 年程度伸びるほど大きいもので、戦後の GHQ による衛生政策という要因はあるが、再度検証する必要もあるのではないと思われる。

3. 国籍異動

国籍異動についての原資料は表 3 に示す通り、法務年鑑と統計局人口推計の二種類である。法務年鑑には 1949 年から戸籍事件各別取扱件数として、国籍喪失と国籍取得の件数が 1 月 1 日から 12 月 31 日の期間の合計数が記載されている。したがって、生年別の情報は得られない。1967 年より、統計局人口推計の「年齢各才別推計人口の計算表」に性別各歳別に「国籍の移動による増加数」が記載されるようになった。統計局人口推計は国勢調査基

準日の 10 月 1 日を基準としているので、国籍異動の期間は 10 月から翌年 9 月までとなっているが、生年コーホートデータに適用する際は、月数の多い翌年の値として用いた。この値は、国勢調査年以外の年の人口推計のために表示されているので、国勢調査年の値は公表されていない(1970 年を除く)。現段階では特段の補間推計はせず、そのまま用いた。

表 3 国籍異動に関する原資料の出典

資料名	対象年	備考
法務年鑑	1949～1966	合計値のみ(性・年齢別表章なし)。1952 年、1955 年は欠。
統計局人口推計	1967～	参考表 2 に掲載。

1949 年からの国籍異動数の推移をみると(図 5)、1961 年まではマイナス、つまり、国籍喪失の方が国籍取得よりも多い年もあったが、その後は年によって変化はあるものの、おおむね 1990 年代より上昇し、2005 年以降は減少の傾向にある。また、性別情報がある 1967 年以降をみると、女性は合計 237,609 人、男性は 211,283 人と女性の方が多く、その差は特に 1997 年から 2000 年代に際立っている。

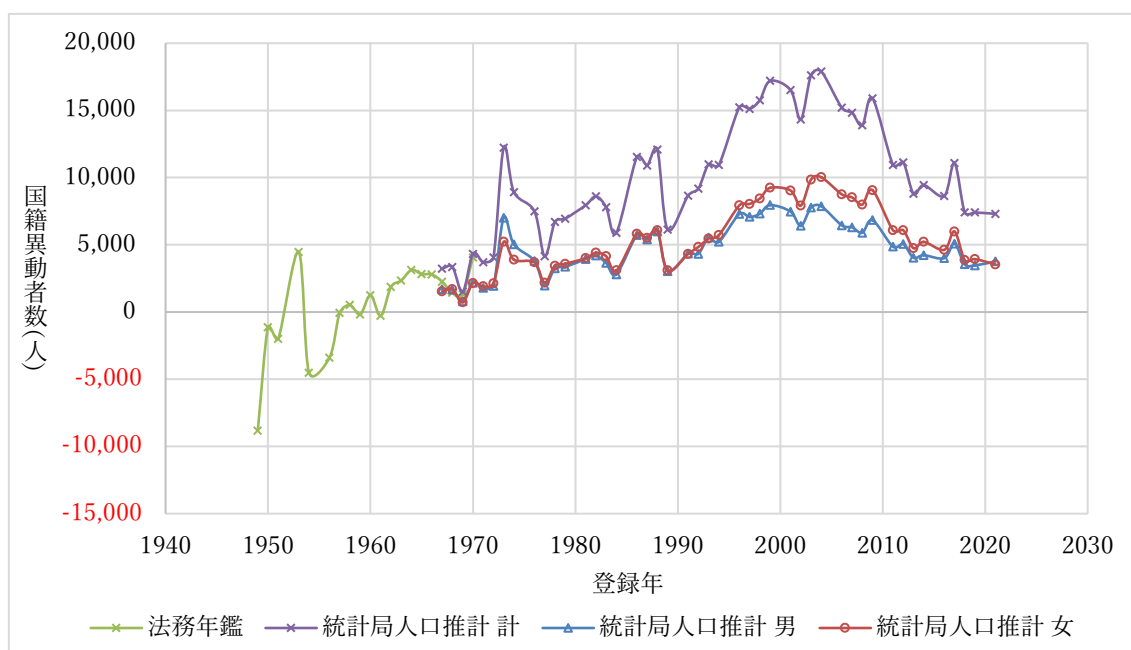


図 5 国籍異動者数の推移(登録年別)

さらに、1967 年以降の国籍異動者数を性別生年別にみると(図 6)、男女とも 1960～1980 年代生まれの国籍異動が多い。1920、1930 年代生まれでは、男性の方がやや多くなっているが、1940～1980 年代生まれでは女性の方が多い。1966 年生まれで男女ともに大きな減少がみられるのは、国内外国人にも及んだひのえうまの出生減少の影響であると考えられる。

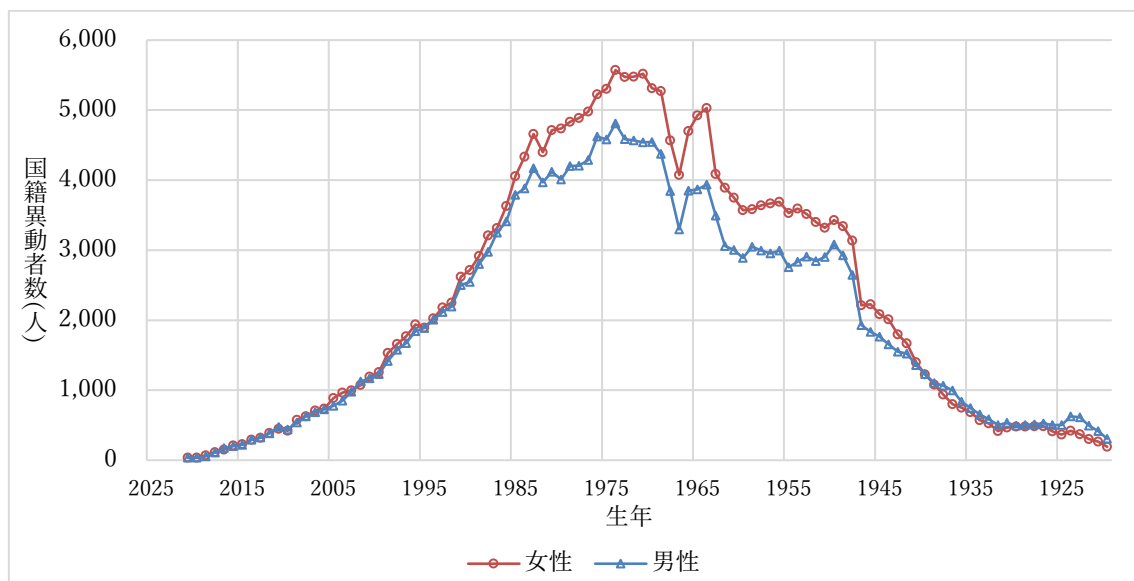


図 6 生年別国籍異動者数（1967 年以降）

注: 1970 年以外の国勢調査年を除く。すでに死亡している人も含まれる。

III. 1944～1946 年の死亡構造再構成の試み

1. 1944～1946 年の人口動態と戦死者数統計について

これまでみてきたように、明治以降の日本において、出生・死亡数情報が一番欠けているのは 1944～1946 年の第二次世界大戦の終戦直前直後の期間である。さらに、この期間の前には在外日本人数および出生・死亡数が歴史上最高を記録するほどに増えていたこと、1945 年 8 月終戦とともに、そのほとんどの在外日本人が引き揚げたこと、また戦争による死亡が人口動態統計の枠外であったこと、戦後の混乱による死亡の増加があったことなどで、この期間を含む戦前戦後の人口統計は複雑である。

現在公表されている人口動態統計の出生・死亡数の一覧には、1944～1946 年のデータは表示されていないが、この期間にデータがないのではなく、1946 年には報告書が公表され、その中に附録として 1944 年と 1945 年の統計が示されている。さらに 1946 年の報告書には、1943 年から 1946 年までの人口動態統計の調査方法、集計方法について細かく説明されている。それを基に、出生、死亡の表章区分を付け加え、1943～1946 年の公表されている人口動態統計の調査・集計方法を示した（表 4）。

表 4 戦中戦後期の人口動態統計の調査・集計方法

年	月	調査方法	調査地域及び調査対象	調査地	表章地域別	表章月名	事実発生 の年	出生表章	死亡表章	備考
1943(昭和18)年		人口動態調査令に基づく調査票(出生、死亡、死産、婚姻、離婚)の集計	内地における内地人	本籍地	出生、死亡、死産は事実発生地。婚姻、離婚は夫又は妻の所在地、裁判上の離婚は訴訟提起者の所在地	事実発生月	本年	月別、性別、母の生年/各歳別、都道府県・内外地別	月別、性別、生年/各歳別、都道府県・内外地別、死因別	内地には樺太を含む(20年7月迄)
1944年(昭和19)年		人口動態調査令に基づく調査票(出生、死亡)の集計	内地における内地人	本籍地	事実発生地	事実発生月	本年	月別、性別、都道府県・内外地別	月別、性別、都道府県・内外地別	脱漏地域あり 調査票焼失
1945(昭和20)年	1～7月	調査票(出生、死亡)受付枚数の集計	内地における内地人 内地外における内地人 内地における外地人、外国人	本籍地	本籍地	届出月	本年 前年以前	月別、都道府県別	月別、都道府県別	脱漏地域あり。出生には棄児を、死亡には失踪、戸籍抹消、戦死、戦病死を含む(1946年6月迄)。外地内地人も含むが調査票焼失地域あり。
	8～12月	人口動態調査臨時特例規程に基づく月次報告(出生、死亡、死産)の集計	内地における内地人 内地外における内地人	届出地	届出地	届出月	本年 前年以前	月別、性別、都道府県別	月別、性別、年齢5歳階級別	内地は当時日本の行政権の及ぶ地域。調査票なし、月毎報告
1946(昭和21)年	1～6月	人口動態調査臨時特例規程に基づく月次報告(出生、死亡、死産)の集計	内地における内地人 内地外における内地人	届出地	届出地	届出月	本年(但し1-6月の合計数には前年以前を含む)	月別、性別、都道府県別	月別、性別、年齢5歳階級別	調査票なし、月毎報告
	7～9月	人口動態統計月報(出生、死亡、死産、婚姻、離婚)の集計	内地における内地人	届出地(即ち事実発生地)	事実発生地	届出月	本年 前年以前	月別、性別、都道府県別	月別、性別	出生には棄児を、死亡には失踪、戸籍抹消を含まず。
	10～12月	改正人口動態調査令に基づく調査票(出生、死亡、死産、婚姻、離婚)の集計	内地における内地人	届出地(即ち事実発生地)	出生・死産は母の住所地、死亡は本人の住所地、及び事実発生地、婚姻、離婚は夫の住所地	事実発生月	本年	月別、性別、都道府県別、母の年齢各歳別	性別、都道府県別、生年/各歳別死亡数	人口動態調査令は9月に発出

出典: 昭和21年人口動態統計(厚生省衛生統計部)に筆者が出生・死亡欄、一部備考欄を加筆。

終戦直前の 1945 年 1～7 月の統計は脱漏地域もあり、統計表章項目も少なく、特に出生死亡とも性別表章がない。1946 年も 10 月以降は母の年齢各歳別の出生数、生年/各歳別の死亡数が表章され、戦前の水準に近い統計となったが、年を通した統計ではないため、後年に利用されなかったのだと思われる。1946 年人口動態統計報告書には、1945 年 1～7 月に戦死を含む、とされているものの、死因別に表章されているわけではなく、また例えば東京大空襲が起こったとされる 1945 年 3 月の東京都の死亡数（届出月別）は 12,694 人、翌月 4 月は 20,486 人と、2 月の死亡数 6,795 人と比べて大きく増加しているが、その数は 10 万人ともいわれる死者数と比べるとあまりにも少ない。つまり、戦死者や戦争による民間人の死亡はこの時期の人口動態統計にはほとんど算入されていない、と考えるのが妥当である。

人口動態統計とは別に、太平洋戦争における戦死者数は、これまで多くの推計がなされている（表 5）。その数は 195 万人から 310 万人まで幅があり、総数のみで性別、年齢別の情報に欠ける。また、戦死者数は 1944 年以降が全体の 91%を占めると推計されているが（吉田 2017）、年次別の死亡数も公式統計はない。

表 5 太平洋戦争による戦死者数の推計

戦死者数（人）	推計年	推計資料名
2,154,278	1949	経済安定本部「太平洋戦争による我国の被害総合報告書」
1,948,793	1988	統計局「長期統計」（経済安定本部「戦争被害調査資料集」に基づく）
2,213,903	1995	中村・宮崎編『史料・太平洋戦争被害調査報告』
2,400,000	1997	厚生省社会・援護局『援護 50 年史』
3,100,000	2001	衆議院内閣総理大臣答弁書
2,130,000	2008	靖国神社『遊就館図録』（小堀による解題）

2. 生年コーホートを用いた 1944～1946 年の死亡数の推計

生年コーホート人口データを用いて、1944～1946 年の死亡数が推計可能であろうか。ここでは、1955 年国勢調査から 1947～1954 年の死亡数を差し引いた 1947 年初の生年コーホート人口より、1943 年末の生年コーホート人口を差し引き、戦中戦前期（1944～1946 年）の死亡数を推計した。1955 年の国勢調査を用いたのは、戦後の人口調査¹ではじめて生年別人口が集計公表されたこと、また同年に琉球政府による 1955 年臨時国勢調査が実施され、その結果として各歳人口が集計公表されていることによる。琉球の人口は生年別ではないが、調査実施が 12 月 1 日であるので、各歳人口がほぼ生年人口と同様とみなした。

生年別の出生数と死亡数が人口動態統計で得られる 1899 年生まれから 1943 年生まれま

¹ 1955 年国勢調査より前の戦後の人口調査には、1945 年人口調査、1946 年人口調査、1947 年臨時国勢調査、1948 年常住人口調査、1950 年国勢調査がある。

でのコーホートの、1944～1946 年の死亡数は 5,827,218 人と推計された。さらにこの値から、戦争がなくても起こったであろう通常の死亡、現段階で生年別データが得られないため生年コーホートに組み入れていない 1943 年までの国内外死亡届出遅れ、国外死亡数、1955 年時点の在外邦人数を差し引いた値を 1944～1946 年の「超過死亡数」と定義し算定したところ、その値は 2,644,457 人となった。このうちほとんど (89.8%) は男性であり、2,375,510 人であった (表 6)。

表 6 生年コーホートデータを用いた 1944～1946 年の死亡数
(1899～1943 年生年コーホート)

	男	女	計
1943 年末人口 (a)	32,900,617	31,702,648	64,603,266
1946 年初人口 (b)	28,756,147	30,019,901	58,776,048
差 (1944～1946 年死亡数) (c=b-a)	4,144,470	1,682,748	5,827,218
1941～1943 年水準死亡数 (d)	840,174	786,200	1,626,375
1943 年以前国内死亡届出遅れ (e)	196,746	152,480	349,226
1943 年以前国外死亡数 (f)	588,352	365,813	954,165
1943 年以前国外死亡届出遅れ (g)	33,869	16,949	50,818
1955 年在外邦人数 (h)	109,820	92,357	202,177
1944～1946 年超過死亡数 (c-d-e-f-g-h)	2,375,510	268,948	2,644,457

注: 1941～1943 年水準死亡数は、1941～1943 年コーホート死亡率(生年コーホート別の 1941～1943 年死亡数/出生数)を基準時とみなし、1944～1946 年も同様であったと想定して算定した死亡数。1955 年在外邦人数は男女計の値を、1960 年の在外邦人数 () の性比を用い男女別数を算定した。

出典: a～g は生年コーホートデータ。h の 1955 年在外邦人数は日本長期統計総覧 (総務庁統計局)、昭和 35 年在外邦人数等調査報告 (外務省)

この推計値は、1955 年時点と 1943 年時点の日本人の数の変化から算定したものであるが、国籍異動は考慮されていない。1949 年から国籍異動の統計があり、その時点では -8,838 人 (図 5)、つまり国籍喪失をした人がある程度いる。さらに戦後直後から 1948 年まで、国籍異動については激しい動きがあったとも考えられ、この点について、より情報収集する必要がある。もしもより多くの国籍喪失者がいるとすれば、推計した超過死亡はその分少なくなることになる。

年齢別の情報があるデータを用いて性別生年別死亡数をみる。生年コーホートデータから求めた死亡数 (表 6 の c にあたる) と、基準時²の死亡水準で起こったであろう死亡を除いた超過死亡数 (表 6 の c-d にあたる) を性別生年別に、図 7 に死亡数、図 8 に出生数に対する割合を示した。これをみると、男性のうち、特に 1920～1923 年生まれ、1943 年時

² ここでは基準時を、1944～1946 年直近の 1941～1943 年とした。

点で 20～23 歳の死亡数、死亡割合が突出して多く、戦争の影響が甚大であったことがわかる。また、男性の 1906～1926 年生まれ、1943 年時点で 17～37 歳とより広い年代でも死亡数、割合は大きくなっている。女性は男性のような若者に突出した超過死亡はないが、0～4 歳の乳幼児以外の全年齢で超過死亡がある。乳幼児では、死亡数は大きいが超過死亡数は小さく、0～1 歳ではマイナスとなっている。これは 1944～1946 年は何らかの理由で死亡率が低下したことを示している。

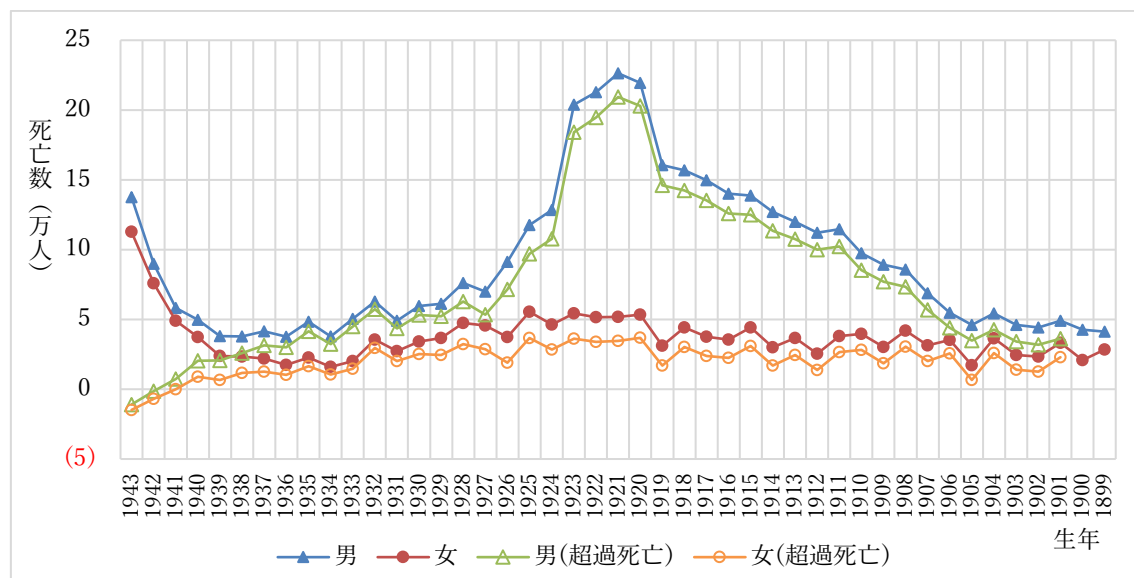


図 7 1944～1946 年死亡者数 (生年別)

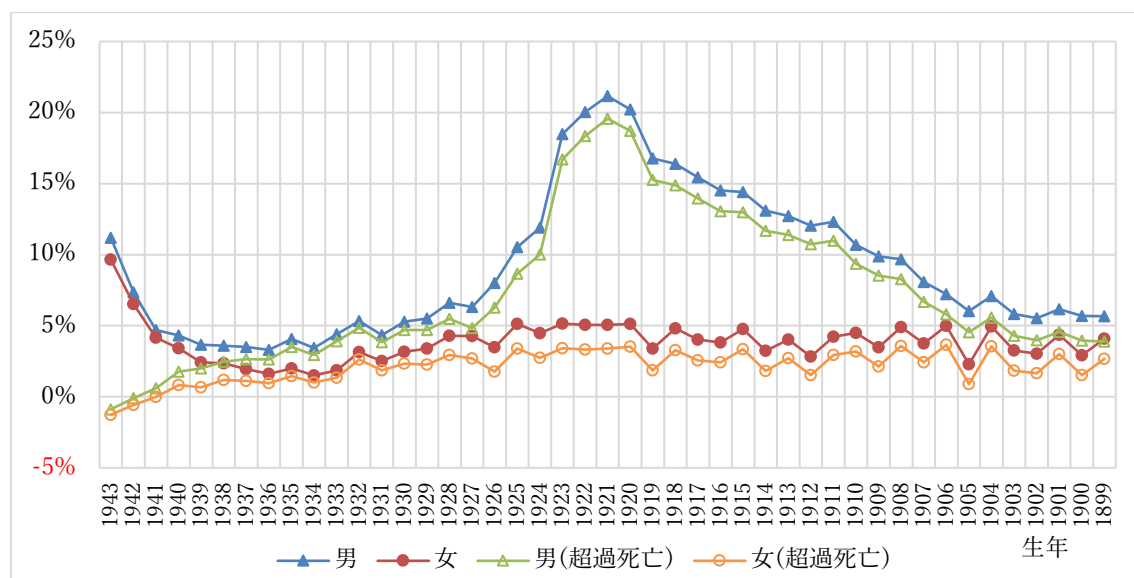


図 8 出生数に対する 1944～1946 年の死亡の割合(生年別)

今回の推計は、1899 年生年コーホート以降に限定している。これは、動態統計で均質なデ

ータが得られるからである。実際には衛生局による生年別死亡数が 1892 年から存在しているので（1894 年を除く）、その分だけ推計対象を拡大することができる。しかしながら、大きな超過死亡が若い男性世代にあった、という結果は変わらない。

なお本推計では、生年別ではあるものの、1944～1946 年の死亡数を合算しており、各年別の値は明らかにできない。

IV. おわりに

昨年度より生年コーホートデータの作成を進め、出生、死亡、国籍異動についての公表統計を収集した。生年別に公表されているものはそのまま用い、各歳別のみの公表であれば生年別に変換した推計値を用いたが（昨年度報告書参照）、国内外届出遅れ死亡数、国外死亡数など年齢別情報がない情報は、現状では推計を施していない。来年度は適切な方法で推計すべきものは推計し、生年コーホート人口データに組み込む予定である。また届出遅れは毎年公表され、過去の出生・死亡数に影響するため、逐次更新が必要である。

1944～1946 年の死亡数を生年コーホートデータにより性別生年別に推計した結果、既存の戦死者数推計と同程度の値となった。既存推計について、どの範囲で戦死者数を捉えているのか、期間、また、戦争による直接の死亡なのか空襲による死亡等も含むのか、といった死亡因別に精査すれば、さらに生年コーホートデータによる死亡数との比較が妥当なものになると考えられる。生年コーホートデータで得られた新たな情報は、その死亡構造である。1944～1946 年の超過死亡は若い男性、特に 1920～1923 年生まれが圧倒的に多かった、ということは、これまで伝聞的に語られたことを裏付けるものである。

冒頭に述べたように、生年コーホートデータを作成する目的は、国勢調査、住民基本台帳に基づく人口、戸籍統計という既存の人口データと合わせて、それぞれの人口値の違いを明らかにすることにある。来年度は生年コーホートデータの原資料で生年別情報がない部分の推計を加え、近年の人口値の比較分析を行う。

※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

青木尚雄・富沢正子（1968）「昭和 41 年の出生減少について関する一考察」『人口問題研究所年報』、第 13 号、pp.33-37

- 赤林英夫 (2007)「丙午世代のその後－統計から分かること」『日本労働研究雑誌』、No.569、pp.17-28
- 伊藤達也・坂東里江子 (1987)「同居児法による「ひのえうま」の出生変動の計測と分析」『人口問題研究』第 181 号、pp.31-43
- 白井竹次郎, 方波見重兵衛, 金子功 (1976)「ひのえうま生まれの統計」『厚生指標』、第 23 巻第 3 号、pp.3-13
- 外務省 (1961)『昭和 35 年在外邦人数等調査報告』
- 黒須里美 (1992)「弘化三年ヒノエウマ：文化と人口の地域性」『日本研究：国際日本文化研究センター紀要』URL <http://doi.org/10.15055/00000900>
- 経済安定本部総裁官房企画部調査課 (1949)『太平洋戦争による我国の被害総合報告書』
- 厚生省衛生統計部 (1949)『昭和 21 年人口動態統計』
- 厚生省社会・援護局援護 50 年史編集委員会 (1997)『援護 50 年史』ぎょうせい
- 厚生省大臣官房統計調査部 (1968)「昭和 41 年の出生減少について」
- 坂井博通 (1989)「十二支別の出生性比の変動に関する一考察」『人口問題研究』、第 45 巻 1 号
- 坂井博通 (1995)「昭和 41 年「丙午」に関連する社会人口学的行動の研究」『人口学研究』第 18 号、pp.29-38
- 衆議院 (2001)「「大東亜戦争」と靖国神社に関する質問主意書」第 152 回国会質問第 15 号
https://www.shugiin.go.jp/internet/itdb_shitsumon.nsf/html/shitsumon/152015.htm
- 人口問題研究所 (1940)「支那事変による出生及死亡の変化」人口問題研究資料 (一) (館文庫 PDFY090212101)
- 総務庁統計局 (1988)『日本長期統計総覧』(財)日本統計協会編集・発行
- 統計院 (1882-1885)『統計年鑑』
- 統計局 (1967-)『人口推計』
- 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/946279/107>
- 内閣統計局/国勢院/統計局 (1902-1931)『日本帝国人口動態統計』
- 内閣統計局 (1901)『明治 31 年日本帝国人口動態統計』
- 内閣統計局/統計局/厚生省/厚生労働省 (1932-)『人口動態統計』
- 内閣統計局/内閣書記官統計課 (1886-1897)『日本帝国統計年鑑』
- 中村隆英、宮崎正康編 (1995)『史料・太平洋戦争被害調査報告』東京大学出版会
- 林玲子・別府志海・石井太・山内昌和 (2021)「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」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」、令和 2 年度 総括研究報告書、pp.131-148
https://mhlw-grants.niph.go.jp/system/files/report_pdf/202001018A-sonota6.pdf

- 菱沼従尹（1968）「「ひのえうま」礼賛論」『厚生指標』第 15 巻第 12 号 -
- 法務府/法務省（1949-1966）『法務年鑑』
- 村井隆重（1968）「ひのえうま総決算」『厚生指標』第 15 巻第 5 号
- 靖国神社（2008）『遊就館 図録』
- 山口喜一（1967）「最近の出生動向、とくに「ひのえうま」にまつわる出生減について」人口問題研究所年報、第 12 号、pp.56-60
- 吉田裕（2017）『日本軍兵士 - アジア・太平洋戦争の現実』中公新書 2465
- 琉球政府厚生局公衆衛生課（1961）『衛生統計年報 1956～1960』

月別 死亡率からみた 季節性とその地域差

菅桂太・石井太・別府志海

1. 目的

本稿では、1975年から2019年の都道府県別 満年齢別 死亡率の月別推移の検討を通じ、わが国における死亡の季節性とその地域差を探ることを目的とする。新型コロナウイルス感染症（COVID-19）による死亡者数の累計は、2020年12月末時点では3459人であったが2021年には約1万5千人が加わって2021年12月に18,385人となった。2022年2月は1日あたり死亡者数が250人を超えたこともあり（2022年2月22日272人）、累計死亡者数は2022年3月7日に2万5千人を超えた。2021年の死亡総数は142万人程度と見込まれており、COVID-19による死亡は2021年においても総死亡数の1%をやや上回る程度の水準であるものの、地域別にみれば死亡構造に異なった影響を及ぼしている可能性がある。また、COVID-19による死亡が多い時期は2021年1～2月（第2波）、2021年5月（第3波）、2021年9月（第4波）、2022年2～3月（第5波）という特異な流行の波に連動しており、従来からみられる死亡の季節性（初夏や秋口に少なく、冬に多い）とは異なった季節性のパターンを生じている。COVID-19の季節性のパターンは地域によって異なることが想定され、死亡の地域構造にも何らかの影響を及ぼす可能性がある。このような検討を通じ、2020年国勢調査を基準とする地域別将来人口推計への示唆を得ることが本研究の最終的な目的である。COVID-19は地域死亡構造に対しほとんど影響を及ぼさなかったという可能性も考えられるが、その場合にも地域別の将来人口推計にとっては慎重な分析と論証が必要である。

死亡の季節性の分析は死亡数実数に着目するものが多く、率を検討したものは管見の限り見当たらない。月別に死亡率を算出するためには、対象人口の死亡数とリスク人年が必要であり、月別の率の検討が行われないのは年齢別人口を月別に推定することが困難であることが関係していると思われる。しかしながら、とくに本研究が対象とする比較的長期の傾向の観察を通じて、地域別将来人口推計への示唆を得るためには人口の基本構造を統御することは不可欠である。石井・別府・菅（2021）では90歳以上死亡率について同様の検討を行ったが、本稿は分析を全年齢に拡張したものである。

2. データと分析手法の概要

分析対象とする期間は1972–2020年であり、死亡数については人口動態統計個票データの再集計（男女・都道府県別、発生年月別、死亡者の出生年月別 死亡数）によりデータをえる。月別 満年齢別の死亡のリスク人年を得るため、日本版死亡データベース（都道府県別データ、以下では地域JMDと称する）を月別（発生年月別かつ死亡者の月齢別）に拡張す

る必要がある。地域 JMD ではリスク人口のうち超高齢部分¹については、死滅コーホート推計及び生残比推計を実施している（石井 2015）。そのため、超高齢部分については、発生の月別及び死亡者の出生月コーホート別に集計した死亡データを積み上げることでリスク人口を計算することができる。超高齢以外の 80 歳（90 歳）未満については、死亡数とセンサス間純移動数推定値を用いて暦年 1 月 1 日現在年齢別人口を推定する必要がある。超高齢以外についても発生の月別死亡者の出生月コーホート別に集計した死亡データを用いて、地域 JMD を拡張することを考えることは可能であるが、ここでは第一次の接近として簡便な方法を用いて²、地域 JMD で作成済みの t 年 1 月 1 日現在満年齢 $x-1$ 歳及び x 歳人口と、 $t+1$ 年 1 月 1 日現在満 x 歳及び $x+1$ 歳人口を線型補完し、1 月 1 日現在人口の年齢 x 歳内の分布は均一であると仮定して、年齢組替を行うことで t 年 2 月 1 日から 12 月 1 日の満 x 歳人口を得た。このような簡便な方法を用いることが及ぼす影響の検証は今後の課題である。

以上により、1975 年 1 月 1 日から 2020 年 1 月 1 日までの毎月の満月齢別人口の推定値が得られる。これと発生月別、死亡の満月齢別、死亡者の出生月別死亡数（月別レキシスデータ）を用いて、1975 年 1 月から 2019 年 12 月の満月齢別事象対応延べ年数（石井 2015：p.15）を算出する。満月齢別事象対応延べ年数を満年齢単位に合計したものと、月別満年齢別死亡数の 12 倍の比で中央死亡率を算出した。特定の月の死亡率が 12 ヶ月続くと仮定する。このような中央死亡率を用いて、石井（2015）と同じ方法で生命表を作成した。

3. 分析結果の概要

平均寿命でみた死亡の季節性について概観する。

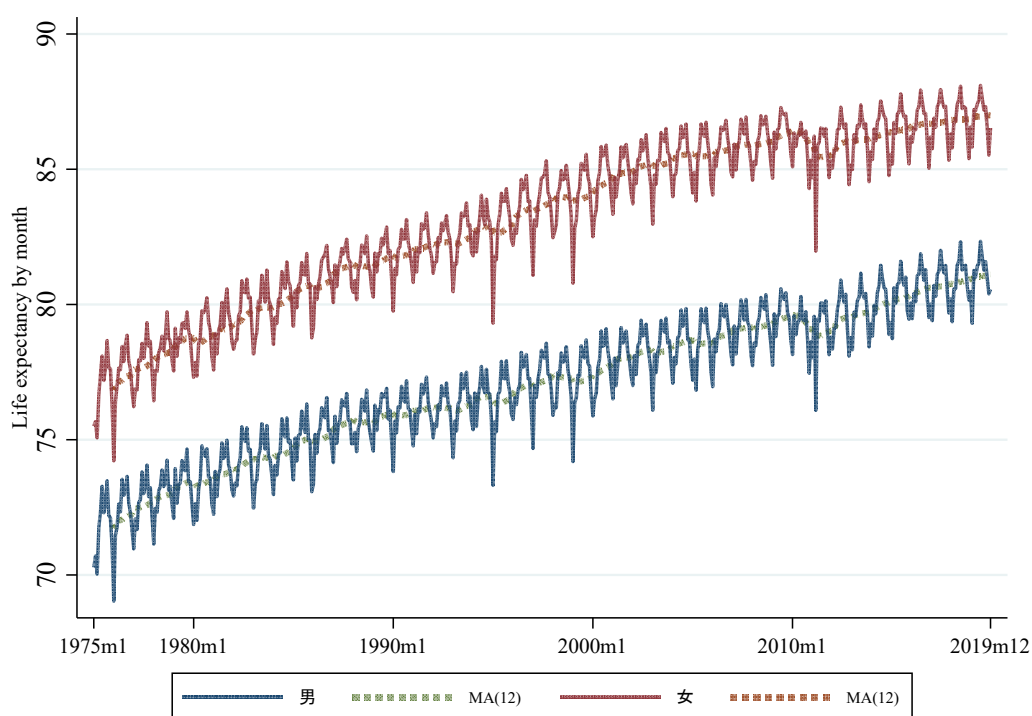
1975 年から 2019 年の平均寿命について 1 年×1 歳の死亡に基づく全国の推移をみると、男性は 71.7 年から 81.4 年（レンジは 9.68 年）、女性は 76.9 年から 87.5 年（レンジは 10.60 年）概ね一貫して伸長してきた。前年からの変化幅（1975→1976 年から 2018→2019 年）

¹ 死滅コーホート推計の対象は、死亡データが得られる最後の年次に死滅していると判断される 106～117 歳以上のコーホートの 80 歳以上人口である。また、生残比推計の対象は、死亡データが得られる最後の年次に 90 歳以上のコーホートの 80 歳以上人口である。

² ここで簡便な方法を用いるのには、少なくとも以下の 4 つの理由がある。第一に、1 年×1 歳単位のレキシスデータ（出生コート別死亡数データ）を用いて作成されている地域 JMD との整合性の確認を行うためである。第二に、超高齢部分と比べれば、死亡のリスク人年推定に及ぼす死亡数の月別変化の寄与が相対的に小さいと考えられる。第三に、地域 JMD では全国の年齢別人口に占める 1～9 月割合と全国の出生数の 1～9 月割合を用いており、国勢調査の 1 ヶ月単位の出生月別人口や都道府県別出生月別出生数を用いてはいない。月別（かつ満月齢別）人口を推計するためには、センサス間生残者数推計において、都道府県別にもこれらのデータを用いた拡張が必要だろう。第四に、月別リスク人年の推定には 1 年×1 歳のレキシスデータを 12 ヶ月の期間×12 ヶ月の満月齢（144 個）に分割する必要があり、計算量が膨大となる。地域 JMD の作成には暦年×各歳のものでも数時間を要するため、これを現実的な分析時間に短縮するためにはプログラムの効率化が不可欠である。

の平均は、男性で 0.22 年、女性で 0.24 年である。これを月別にみると（図 1）、1 月に低く、6 月や 9 月に高いという明瞭な季節がみられる。月別平均寿命の最小は 1976 年 1 月、最大は男女とも 2019 年 6 月であり、男性は 69.04 年と 82.33 年（レンジは 13.29 年）、女性では 74.22 年と 88.10 年（レンジは 13.87 年）であった。男性の場合、月別平均寿命の総平均 77.02 年に対し、平均寿命が短い 1 月の平均 75.37 年に対し 6 月の平均は 78.13 年である。男性の平均寿命は 1 年あたり 0.22 年伸長と全般的に長寿化が進んでいるが、そのなかでも月別にみれば 1 月は総平均より 1.65 年短く、6 月は 1.11 年長いため、1975～2019 年を平均して 12 ヶ月の間に 2.76 年の平均寿命の変化が生じている。女性の場合には、月別平均寿命の総平均 83.17 年に対し、平均寿命が短いのは 1 月で 81.58 年だが、9 月の平均寿命が長く平均は 84.22 年である。女性の場合にも平均して 1 年あたり 0.24 年の寿命伸長があったが、総平均と比べ 1 月は 1.58 年短く、9 月は 1.05 年長いため、12 ヶ月の間に 2.64 年の平均寿命の変化が生じている。前月からの変化幅が最も大きかったのは、男女とも 2011 年 2 月から東日本大震災のあった 2011 年 3 月にかけてであり、男性は 79.56 年から 76.09 年へ 3.47 年（4.4%）低下、女性は 86.22 年から 81.98 年へ 4.24 年（4.9%）低下した。東日本大震災が 1 年に 12 回起こることは考えにくいいためここでの平均寿命という指標の解釈は難しい。しかしながら、月別にみた死亡状況の変化（季節性）が無視できないサイズになるのは明らかであろう。

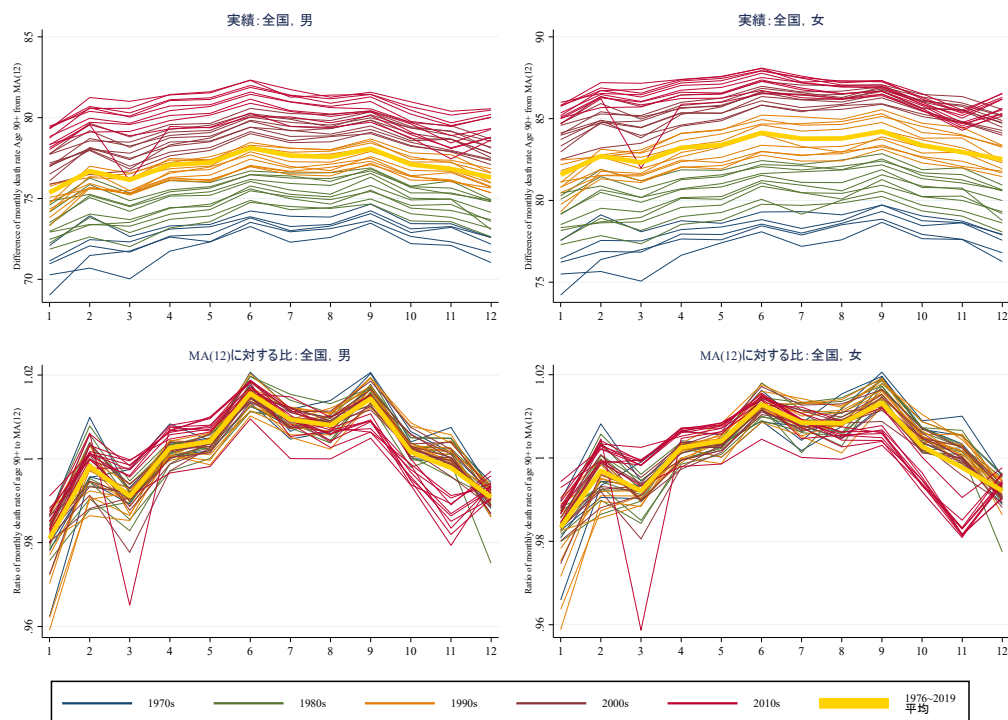
図 1. 月別平均寿命の推移：全国・男女、1975 年 1 月～2019 年 12 月



出典：筆者算出。注：MA(12)は、当該月を含む 12 ヶ月分の移動平均。

図2は、12ヶ月のうち何月の平均寿命が長くなっているのかを確認するため、各年の推移を月別にみたものである。上段は実績の平均寿命についてみたものであり、図1を1975年から2019年の45本の線に分割し月に対してプロットし、10年毎に色分けをしている。先述の通り、平均寿命は男女とも1月が短く、逆に男性では6月、女性では9月が長いことがわかる。1975年から2019年という比較的長期の観察では、平均寿命の伸長も明瞭であり、季節性もやや縮小しているようにもみえる。下段は、このような長寿化のトレンドを調整するために（当該月を含む）12ヶ月移動平均（MA(12)）に対する比を示した。移動平均に対する相対的な季節変化幅は概ね男女に共通し、非常に安定的に推移していることがわかる。

図2. 月別にみた 平均寿命及び12ヶ月移動平均に対する比：全国・男女、1975–2019年

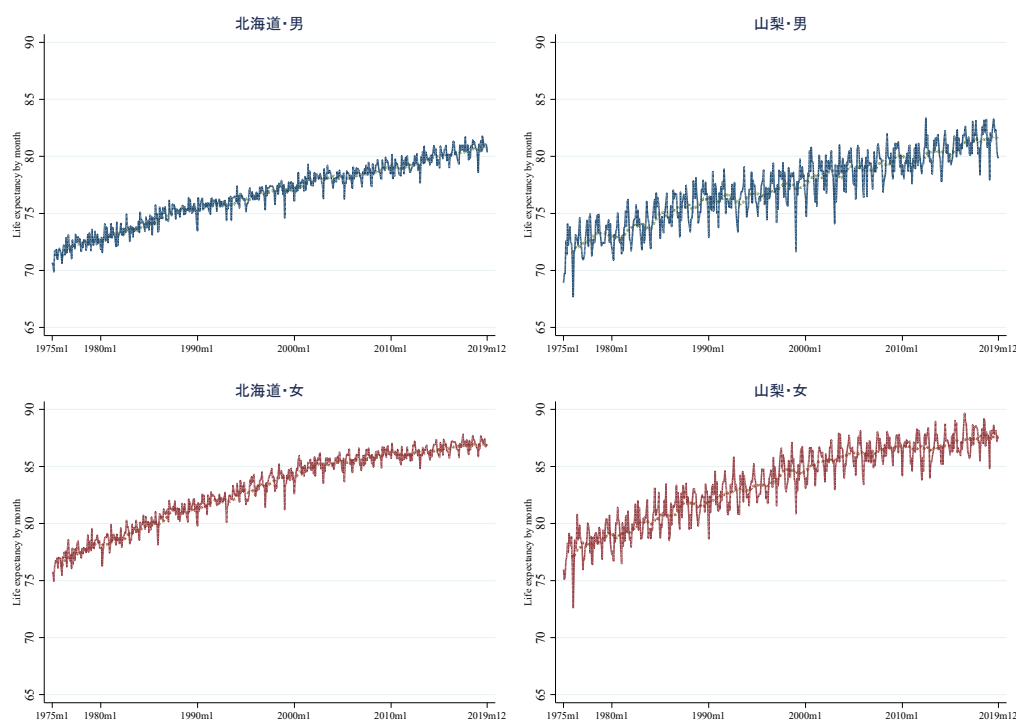


出典：筆者算出。

図2のMA(12)に対する比について1975～2019年の平均でみると、男性の場合、最も平均寿命が低くなるのは1月で直近1年間の平均より1.9%ほど短く、逆に6月に高くなっており、直近1年の平均より1.6%ほど高い。男性の6月の平均寿命は1月に比べ3.5%ほど高くなっている。女性の場合、最も平均寿命が長くなるのは9月で1.3%ほど高く、男性と同じで1月に1.7%ほど低くなっている。このため女性の9月の平均寿命は1月に比べ3%ほど高くなっている。

このように初夏もしくは秋口の平均寿命は長く、冬に短くなるというパターンはすべての都道府県に共通するが、季節変化の幅には明瞭な地域差がみられ、北海道の季節変化は顕著に小さい。逆に季節変化が大きな地域については特定の都府県が突出しているわけではないが、男性では山梨県、鹿児島県、茨城県、静岡県、栃木県、高知県、宮崎県、女性では栃木県、宮崎県、静岡県、茨城県、山梨県、鹿児島県といった地域で季節変化幅は大きい。死亡の季節性の地域パターンについての詳細は、さらなる分析を要するが、管見の限り北海道や北東北で季節変化の幅は小さく、関東地方（北部）や東海から中部にかけてと四国・九州地方で比較的是っきりした季節変化が生じているようである。図3には1975年1月から2019年12月の月別平均寿命について、北海道と季節変化が大きな都府県の例として山梨県を取り上げて示した。

図3. 月別平均寿命の推移：北海道と山梨県の男女、1975年1月～2019年12月

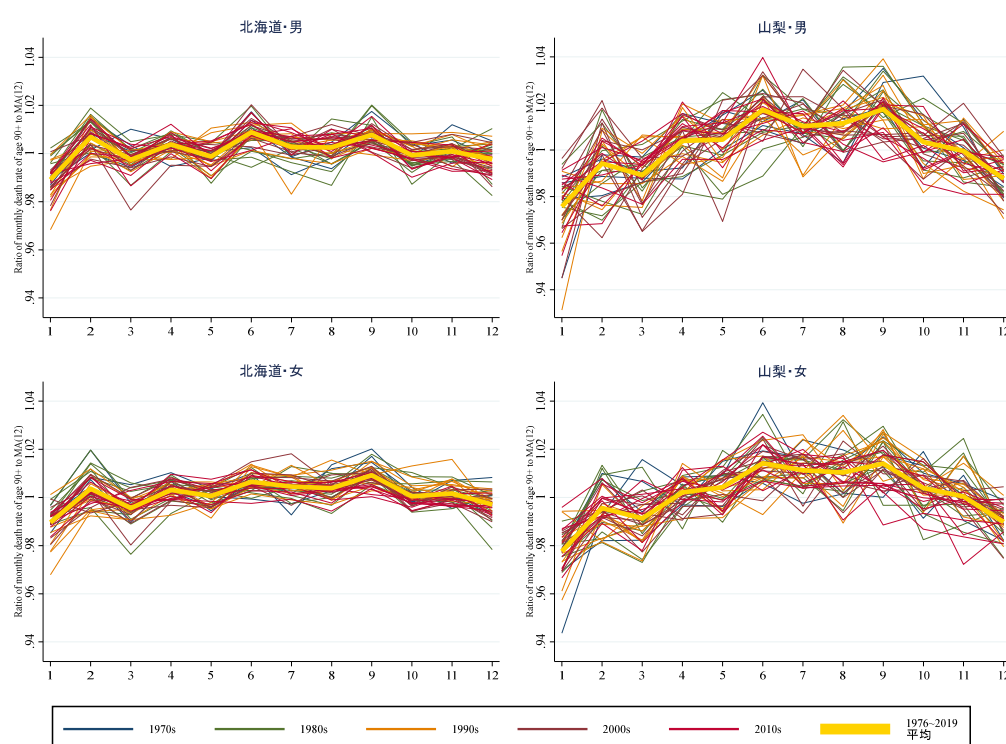


出典：筆者算出。

図3から北海道と山梨県の平均寿命の水準に顕著な差があるわけではないが、季節変化の幅は北海道の方が小さいことが一見してわかる。長寿化のトレンドを除去するために（当該月を含む）12ヶ月移動平均（MA(12)）に対する比を計算し、各年の推移を月別に示したのが図4である。北海道においても12月や1月といった冬に平均寿命は短く、6月や9月に平均寿命は長い。北海道の男性の平均寿命は、直近12ヶ月間の平均と比べて、最も低くなる1月は1.1%ほど短く、逆に6月は0.9%ほど高いため、北海道男性の6月の平均寿命

は1月に比べ2.0%ほど高くなっている。これに対して、山梨県男性では、直近12ヶ月間の平均と比べて1月は2.4%ほど低く、逆に9月は1.8%ほど高いため、山梨県男性の9月の平均寿命は1月と比べて平均して4.3%高いことになる。同様に女性の場合には、北海道では直近12ヶ月間の平均と比べて、1月は1.0%ほど低く、9月は0.9%ほど高いため、北海道女性の9月の平均寿命は1月に比べ2.0%高くなっている。山梨県女性では、1月は2.2%低く、6月は1.4%高いため、山梨県女性の6月の平均寿命は1月と比べ3.7%高い。

図4. 月別にみた 平均寿命の12ヶ月移動平均に対する比：北海道と山梨県の男女、1975–2019年



出典：筆者算出。

4. 今後の課題

本稿では、都道府県別 満年齢別 死亡率の月別推移の観察を通じ、わが国における死亡の季節性とその地域差を検討した。月別に死亡率を算出するためには、対象人口の死亡数とリスク人年が必要である。後者の年齢別人口を月別に推定することは困難であるため月別死亡率の検討はこれまで行われてこなかった。本研究では日本版死亡データベースを独自に拡張することで都道府県別 男女年齢別 月別人口の推定を行った。その結果、死亡率には6月頃に低く逆に1月頃に高くなるという季節性が全国的にみられ、1970年代以降わが国の寿命は顕著に伸長したが、このような1年間の月別変動の（相対的な）大きさには安定なパ

ターンがあった。都道府県別には、月別変化幅が最も小さい北海道においても逆に月別変化幅が大きな地域においても、死亡率は初夏に低く冬に高くなる季節性のパターンは共通する一方、月間変動の（相対的な）大きさには地域差があることがわかった。

冒頭で指摘した通り、COVID-19 による死亡者数は 2020 年 12 月末までの累計は 3500 人に満たなかったが、2021 年の死亡者数は 1 万 5 千人近くであり、COVID-19 の特異な流行の波により従来とは異なった季節性のパターンを生じ、地域別の死亡構造に異なった影響を及ぼす可能性がある。この検証には、地域 JMD の 2020 年の月別への拡張が不可欠であり、超高齢部分については、発生 の 月別及び死亡者の出生月コーホート別に集計した死亡データを積み上げればよいが、超高齢以外の 80 歳（90 歳）未満についても発生 の 月別死亡者の出生月コーホート別に集計した死亡データを用い地域 JMD を拡張することが望ましい。このような COVID-19 の季節性のパターンやその地域差、地域死亡構造への影響についての慎重な分析と論証は、2020 年国勢調査を基準とする地域別の将来人口推計にとって不可欠な作業である。分析上も国勢調査の都道府県別出生月（各月）別人口の利用や都道府県別月別出生数の利用、プログラムの効率化といった課題が残されているが、2021 年度以降に取り組む課題としたい。

参考文献

- 石井太（2015）「日本版死亡データベースの構築に関する研究」『人口問題研究』第 71 巻第 1 号：pp.3-27.
- 石井太・別府志海・菅桂太（2021）「日本版死亡データベースの地域分析・死因分析への拡張・応用」日本人口学会第 73 回大会、東京大学（オンライン開催）、2021 年 6 月 6 日.

人口動態調査出生票を利用した出生歴と市区町村間移動の関連に関する分析¹

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の発生は、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（Ermisch and Steele, 2016; Kulu 2008; Kulu and Steele, 2013; Mulder and Wagner 1998; Mulder and Wagner, 2001; Steele et al. 2013）。移動研究の分野において、縦断データを含む大規模マイクロデータを用いたライフコース・アプローチの成果の蓄積がいち早く進んだ欧州や北米では、進学や就職・転職が比較的長距離の移動を伴うのに対して、家族の規模・構成の変化や住宅事情といった要因を背景に生じる移動は短・中距離にとどまる傾向が確認されてきた（Kulu and Billari, 2006; Mulder and Wagner, 1998; Withers, 1998; Clark and Huang, 2003）。一方で、こうした国外の先行的な研究においても、出生と居住地移動の関連については、代理変数としての世帯規模や子ども数（の変化）の効果を検証するに留まることが多く、出生のタイミングも含めた直接的な効果に関するエビデンスは限定的であることが指摘されている（Kulu, 2008; Kulu and Steele, 2013）。

日本国内の研究では、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ついての分析結果が報告されてきた（鎌田ほか 2019; 小池 2006; 2009; 2014; 山内ほか 2020）。これらの日本国内における研究は、若年期に集中するライフイベントの中でも、移動との関連が比較的不明確であった家族形成や出生といった人口学的事実について、社会経済的属性も含めた詳細なマイクロデータを用いた分析を行い、とくに大都市圏における低出生力と人口移動の関連を検証するという点において貴重な成果である。一方で、いずれの分析も国立社会保障・人口問題研究所が実施する全国標本調査である「人口移動調査」によるデータを用いており、この調査の設計上、結婚や出生に至る移動歴を、都道府県間移動や地域ブロック・都市圏間移動といった比較的長距離の、そして発生頻度が低い形態の移動に基づいて把握するという制約をもつ。すなわち、前述の国外の先行研究において世帯の形成・拡大期の移動の特徴として指摘される短・中距離移動については、直接的な観察対象とされていない。また、日本国内の人口移動に関する標本調査としては最大規模の調査データを用いているとはいえ、依然としてサンプル規模に起因する制約もあり、地域間の比較に際する類型化も、「大都市圏—非大都市圏」や「東京圏—非東京圏」といった大まかなものとなっている。結果として、同じ都市圏内の中心部から郊外への移動や、あるいは中心部への回帰といった都市圏内移動が、結婚や出生といったライフイベントによる家族の規模や構成の変化といかに関連するのか、こうした移動のパターンには地域的傾向や変化がみられるのかという点については、十分に検証されていない。

世帯の形成・拡大に伴う短・中距離移動の発生や移動パターンを分析することは、とりわけ大都市圏内における人口分布および人口移動の動向を説明する上でも、少なからず有用であると考えられる。具体的には、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、子育て世代による郊外への移動を伴う住宅取得行動が主たる要因の一つとなったことは、よく知られている（例えば、中澤・川口 2001; 川口, 2002; 江崎, 2006）。一方で、2000年代以降のいわゆる「都心回帰」の局面で生じた若年世帯の移動特性の変化については、分析に利用可能な人口移動に関するデータの制約もあり、検証の蓄積も限定的である。精度の高い人口統計を用いた分析としては、清水（2007）が、2000年代に入ってから以降の東京都中心部について、男女ともに20歳代半ば以降の年齢層においてもプラスの社会増加が維持されるという従来とは異なる傾向を見出している。また、小池（2017）は東京都区部における転入・転出それぞれの動向について、人口構造の変化による影響を除去した移動性向を抽出する分析を行い、1990年代末から2000年代初頭にかけての転入超過拡大の初期には転出性向の低下が大きく寄与する一方で、次第に転入性向の影響が拡大したことを示している。こうした地域人口学的分析による知見からは、2000年代以降の「都心回帰」においても、若年世帯による都市圏内移動のパターンに中長期的な変化が生じていることが強く示唆される。一方で、これらの分析は、地域（特別区）単位の集計データを用いており、世帯の規模や構成の変化の背景にある出生歴と居住地移動をミクロレベルでリンクさせたうえでその関連を直接的に検証したものではない点には留意が必要となる。

これらを踏まえて、本稿では、都市圏内の中心部－郊外間移動といった短・中距離移動を捉えるとともに、その発生および移動パターンについての中長期的変化の観察が可能なデータを用いて、出生と居住地移動の関連についての分析を行う。具体的には、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から、出生歴と居住歴に関するカップル単位のデータを作成したうえで、追加出生に伴う市区町村間移動の発生および移動パターンの分析を行う。次節では、分析に用いるデータと分析方法の詳細について説明する。

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年から直近の2019年まで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個体識別情報を生成し、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を測定し、その発生および移動パターンの変化を分析する。分析に用いるデータおよび分析方法の詳細は以下のとおりである。

まず、1992年から2019年までの出生票に含まれるすべての出生ケースについて、母と

父の出生年月日の組み合わせ（6桁×6桁）による12桁のカップル単位の識別番号の生成を試みたところ、約1,468.2万通りの組み合わせが確認された。そのうえで、出生順位に関して重複や矛盾が発生するケースについては、カップル単位の個体識別が不可能なケースとして除外した。具体的には、図1に例示したとおり、上記12桁の識別番号を共有する複数の出生記録内で、同じ出生順位が重複して記録されている（例、出生順位“1”が2レコード以上存在する）場合は、該当する識別番号をもつカップルが実際には2組以上存在するケースとみなし、出生順位に関して「重複」が発生するエラー・ケース（Type 1）とした。また、同じ識別番号内の複数の出生記録について、「出生年月日」と「出生順位」に整合性が取れないケース（例、出生年月日の順に並べても、出生票に記録されている各レコードの出生順位が2→3→1となるケース）についても同様に、実際には2組以上のカップルによって記録された出生記録とみなし、出生順位に関して「矛盾」が発生するエラー・ケース（Type 2）とした。

図1. カップル単位の縦断データ作成におけるエラー判定の例

Type 1 : 母と父の出生年月日 × 出生順位 の重複

出生年月日	母の出生年月日	父の出生年月日	母と父の出生年月日の組み合わせ	(母から見た) 出生順位
.....	**
↓ 19950101	19650101	19600101	650101600101	1
19970101	19650101	19600101	650101600101	1
20000101	19650101	19600101	650101600101	2
.....	**
.....	**

Type 2 : 母と父の出生年月日 × 出生順位 の矛盾

出生年月日	母の出生年月日	父の出生年月日	母と父の出生年月日の組み合わせ	(母から見た) 出生順位
.....	**
↓ 19950101	19650101	19600101	650101600101	2
19970101	19650101	19600101	650101600101	3
20000101	19650101	19600101	650101600101	1
.....	**
.....	**

Type 1 & Type 2

出生年月日	母の出生年月日	父の出生年月日	母と父の出生年月日の組み合わせ	(母から見た) 出生順位
.....	**
↓ 19950101	19650101	19600101	650101600101	1
19970101	19650101	19600101	650101600101	2
20000101	19650101	19600101	650101600101	1
.....	**
.....	**

※例示した数値はいずれも架空のデータによる。

いずれかのエラーが該当するケースを除いた結果、母と父の出生年月日の組み合わせから作成された約 1,468.2 万通りの識別番号の組み合わせのうち、83.8%について個体識別が可能と判定された（出生レコードが 1 件のみのケースを含む）。すなわち、約 1,229.9 万組について、カップル単位の出生歴が特定可能となった。このうち、観察期間中の 1992 年から 2019 年の間に第一子出生と第二子出生のいずれも経験したカップルは約 619.6 万組であった。第一子出生時の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「市区町村不明」であったケースについては分析の対象外とした²。この結果、本研究における最終的な分析対象は 6,166,203 カップルとなった。

なお、第一子が多胎出生に該当する場合は、第二子出生時の居住地が第一子出生時と同じとなり、観察上は移動が発生しえないケースとなる。この場合には、多胎数に応じて第三子以降の出生時の居住地に関する情報を用いて市区町村間移動を測定した。具体的には、第一子が双子の場合は第三子出生時の居住地、第一子が三つ子の場合は第四子出生時の居住地に関する情報を用いるという方法により、第一子出生時以降の市区町村間移動を観察した³。以下、本稿では、これらのケースも含めて「第二子出生時の居住地」として扱う。

移動の発生および移動パターンの変化の分析に際しては、同じ都市圏内の中心－非中心間の移動といった短・中距離移動を捉えるために、主要な都市圏をそれぞれ「中心部」と「非中心部」に区分する地域分類を用いた。具体的には、総務省統計局が「平成 27 年国勢調査」に基づいて市区町村を最小単位として設定している 14 の大都市圏・都市圏のうち、まず、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、関東大都市圏については東京都特別区（23 区）、近畿大都市圏については大阪市・京都市・神戸市、中京大都市圏については名古屋市を「中心部」とした。総務省統計局による都市圏（大都市圏を含む）の設定では、各中心市への 15 歳以上通勤・通学者の割合が「原則として常住人口の 1.5%以上」となる市町村を「周辺市町村」として定義しており、本稿では上記の各三大都市圏に含まれる「周辺市町村」を「非中心部」とした⁴。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、名古屋圏と表記し、それ以外の市区町村を「非大都市圏」とする。

「非大都市圏」については、さらに「主要地方都市圏・中心部」「主要地方都市圏・非中心部」「非大都市圏その他」の 3 類型に分類する。総務省統計局による分類では、政令指定都市を中心市とする大都市圏に加えて、いずれの大都市圏にも含まれない人口 50 万以上の市を中心とする都市圏が設定されており、宇都宮都市圏・松山都市圏・鹿児島都市圏がそれに該当する。本稿では、上記で定義した「三大都市圏・中心部」以外の政令指定都市も含めたこれら都市圏の中心市を「主要地方都市圏・中心部」として分類し、「三大都市圏」と同様に、それぞれの都市圏に含まれる周辺市町村を「主要地方都市圏・非中心部」とする。そして、「非大都市圏」のうち、これら主要地方都市圏「中心部」「非中心部」のいずれにも該当しない主要地方都市圏外の市町村を、「非大都市圏その他」として分類する。

市区町村の単位は、観察の対象期間である 1992 年 1 月から 2019 年 12 月までの市区町

村合併を反映させ、2019 年末のものに統一した上で市区町村間移動を測定した。したがって、1992 年 1 月以降に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めないこととした。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」には含まないこととした。

3. 結果

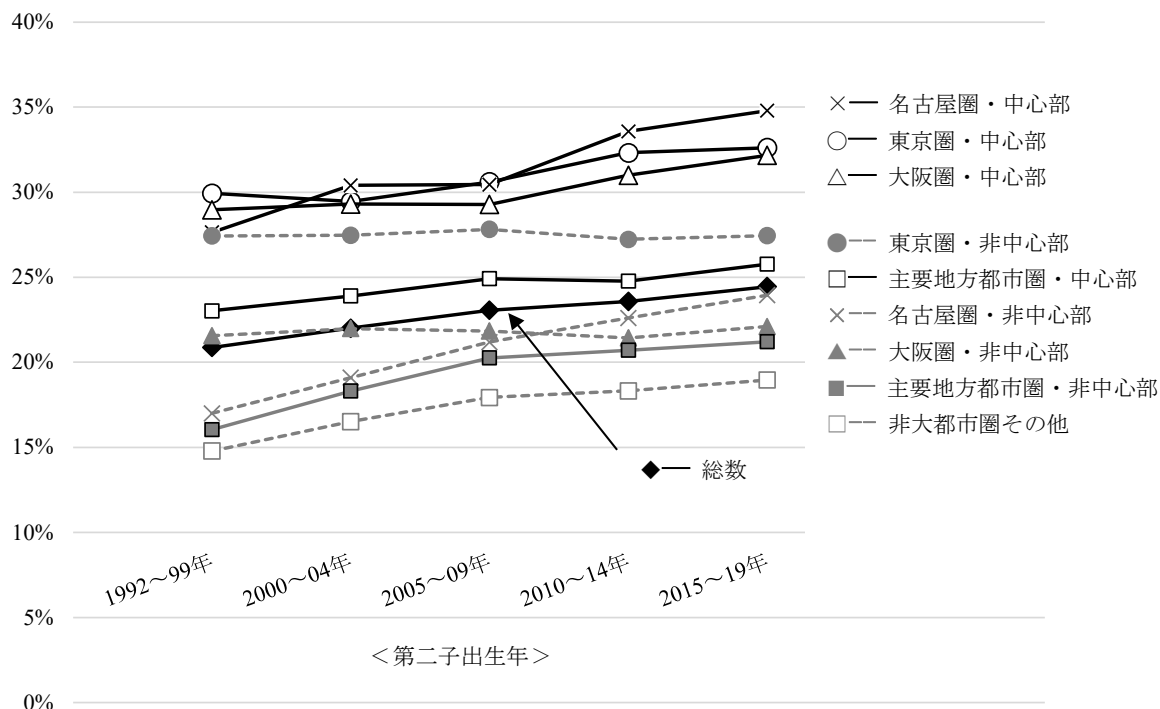
3-1. 第一子出生時居住地の地域類型別にみた移動の発生およびその変化

図 2 は、第一子出生時から第二子出生時にかけての移動率を第一子出生時の居住地域別に示したうえで、1990 年代以降の変化を第二子の出生年に基づいて示したものである。第一子出生時以降の市区町村間移動が確認できたカップルの割合は、分析対象全体（ $n = 6,166,203$ ）の 22.7%であり、この割合は 1990 年代の 20.9%から徐々にではあるが上昇を続け、直近の 2015～2019 年では 24.5%となっている。移動の発生状況を地域別にみると、第一子出生時に大都市圏・中心部に居住していたケースにおいて、他の地域よりも高い移動率が確認され、2010 年以降はいずれも 30%を超えている。1990 年代以降の変化をみると、いずれの大都市圏・中心部においても第一子出生時以降の移動率は上昇傾向にあるが、とくに名古屋圏・中心部における上昇が目立ち、近年では三大都市圏の中でも最も高い水準で推移している。一方、第一子出生時の居住地が東京圏・中心部であったケースについては、1990 年代は他の大都市圏・中心部に居住するケースよりも若干高い移動率であったものの、2000 年代以降の上昇は比較的緩慢であり、2015～2019 年の移動率は大阪圏・中心部とほぼ同じ水準の 33%となっている。

各大都市圏内の非中心部については、地域間の差が比較的大きく、1990 年代以降 27～28%の水準で推移する東京圏において一貫して他の地域よりも高い移動率が確認される。大阪圏・非中心部の移動率は、東京圏より低い水準にあるものの 21～22%の間で安定して推移している一方で、名古屋圏については中心部と同様に移動率の上昇傾向がみられる。

非大都市圏のうち、主要地方都市圏の中心部に居住するカップルの移動率は、上記の大都市圏における非中心部の中間的な水準で推移している。すなわち、東京圏・非中心部よりも低く、大阪圏および名古屋圏の非中心部よりも高いという相対的な水準が 1990 年代以降一貫して維持されているが、大都市圏の中心部と同様に移動率の上昇傾向が確認される。直近の 2015～2019 年における非大都市圏・中心部の移動率は 26%となり、東京圏・非中心部に迫る水準にまで上昇している。非大都市圏の中でも主要都市圏の非中心部および主要地方都市圏外に居住するカップルの移動率は相対的に低い水準で推移しているが、いずれも 1990 年代以降の移動率の上昇が確認でき、とくに主要地方都市圏・非中心部の移動率は 2000 年代半ば以降 20%を超えている。

図2 第一子出生時の居住地地域別、市区町村間移動の発生率(※)の推移



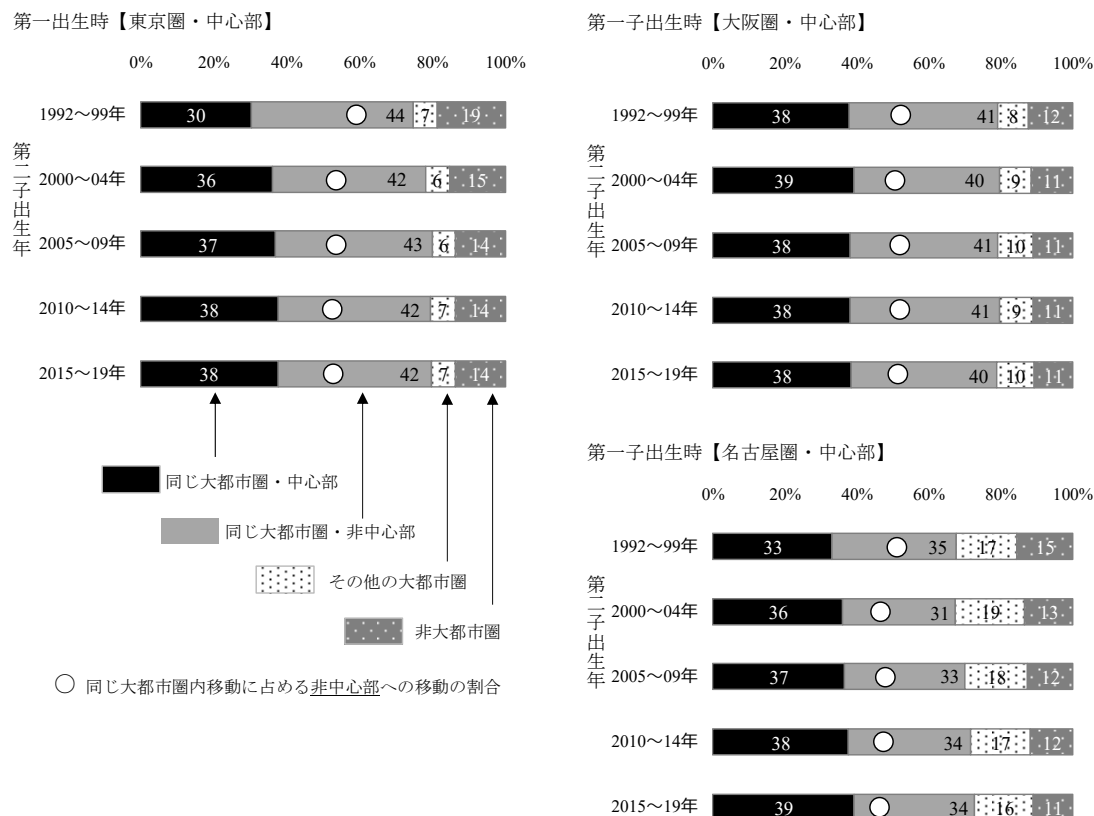
※ 第二子出生時に居住する市区町村が第一子出生時と異なるカップルの割合。図中の数値の詳細は、付表2を参照。

データ：「人口動態調査出生票」（1992年～2019年）による筆者集計。

3-2. 第一子出生時居住地の地域類型別にみた移動パターンおよびその変化

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カップルを対象に、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図3a～図3cである。まず、第一子出生時に大都市圏の中心部に居住していたケース（図3a）についてみると、移動先の分布に関して三大都市圏の間でやや異なった傾向がみられる。具体的には、東京圏や大阪圏では、それぞれの大都市圏内の非中心部に向かう移動が全体の40%を超え、一貫して最大の割合を占めるのに対して、名古屋圏ではその割合が30%台に留まっており、2000年代以降は中心部内への移動の割合を下回っている。また、名古屋圏の中心部（すなわち名古屋市内）からの移動の特徴としては、その他の大都市圏に向かう割合が比較的高い点も挙げられ、近年やや低下傾向にあるとは言え、直近の2015～2019年でも16%となっている。

図 3a 第一子出生時に【大都市圏・中心部】に居住していたカップルの移動先の分布



注：集計の対象は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。
データ：「人口動態調査出生票」（1992年～2019年）による筆者集計。

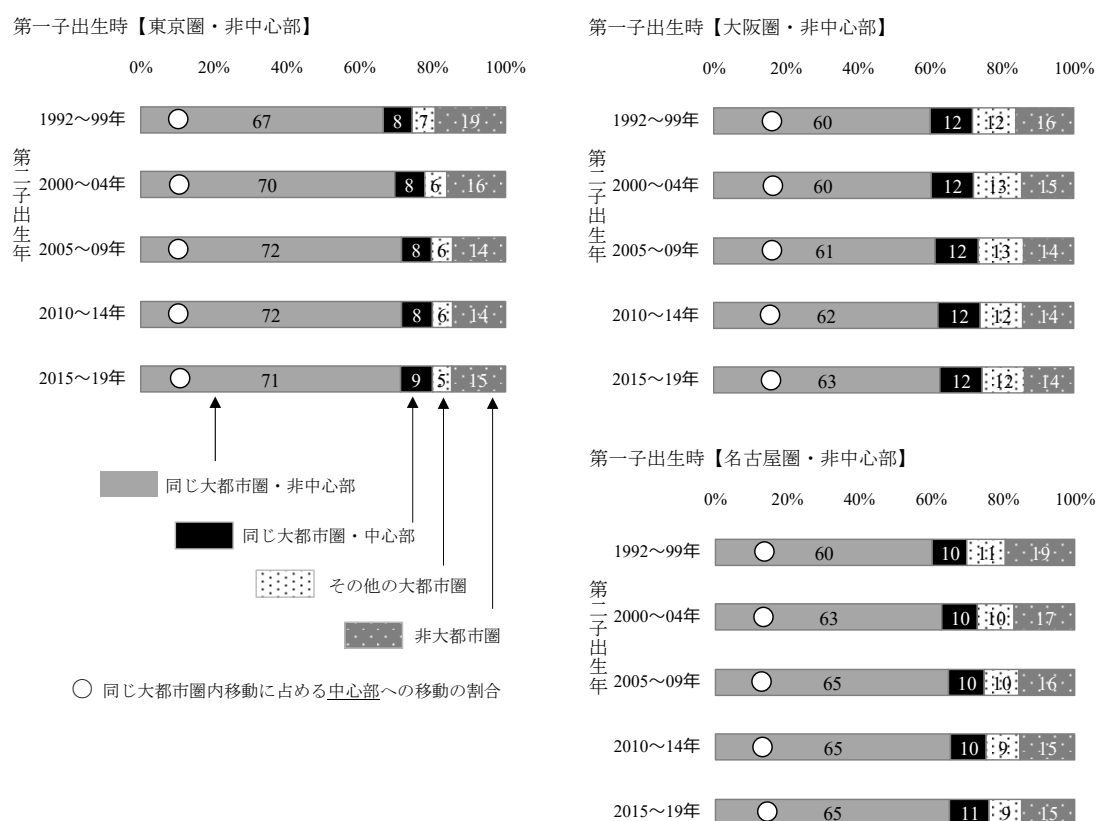
こうした大都市圏・中心部からの移動について、それぞれの大都市圏内移動に占める非中心部への移動の割合の変化をみると、いずれの地域でも1990年代から2000年代にかけての低下が確認できる。とりわけ東京圏と名古屋圏の中心部において、それぞれの大都市圏内移動に占める非中心部への移動の割合の低下が目立ち、東京圏・中心部では1990年代の59%から2000～2004年には54%、名古屋圏・中心部では51%から46%に低下している。

加えて、1990年代と比較した大都市圏・中心部からの移動先の分布の変化として、非大都市圏に向かう移動の割合の低下が確認できる。具体的には、東京圏・中心部からの移動については、1990年代には19%が非大都市圏に向かっていましたが、その割合は2000年代に入ると10%台半ばに低下しており、名古屋圏でも1990年代には15%であった非大都市圏への移動の割合が、2010年代後半では11%にまで低下している。

第一子出生時に大都市圏の非中心部に居住していたケースについては、移動先の地域類型の分布に関しては三大都市圏で概ね共通の傾向がみられる。すなわち、同じ大都市圏の非

中心部内で移動する割合がいずれも大半を占め、東京圏では概ね 70%以上、大阪圏と名古屋圏でもそれぞれ 60%以上となっている（図 3b）。また、こうした非中心部内の移動が占める割合は、1990 年代と比較して 2000 年代にはいずれの三大都市圏でも上昇するが、この傾向は東京圏と名古屋圏においてやや目立つ。その他の地域への移動については、とくに東京圏と名古屋圏において、それぞれ中心部からの移動と同様に非大都市圏に向かう割合に低下がみられる。

図 3b 第一子出生時に【大都市圏・非中心部】に居住していたカップルの移動先の分布

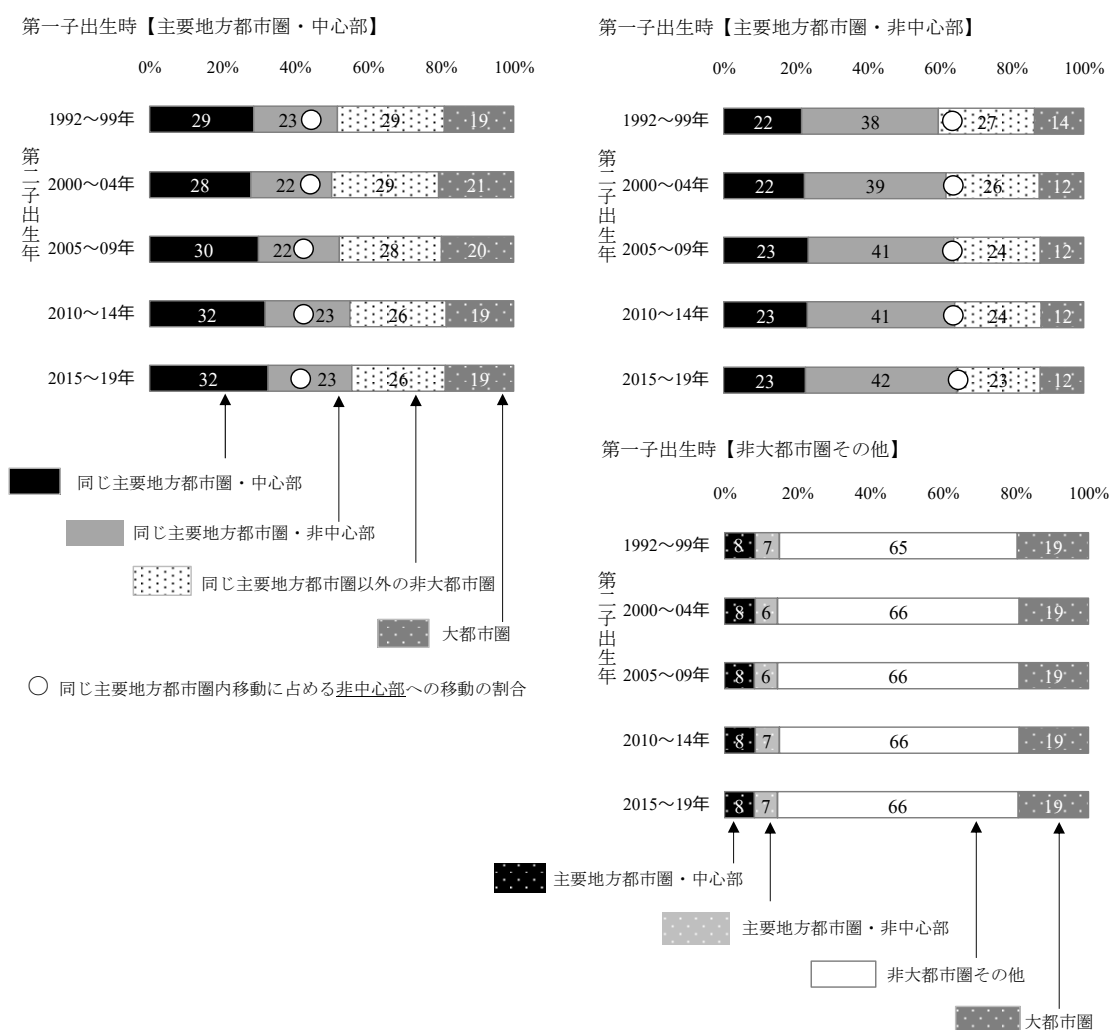


注：集計の対象は第二子出生時に居住する市区町村が第一子出生時と異なるカップル。
データ：「人口動態調査出生票」（1992 年～2019 年）による筆者集計。

主要地方都市圏中心部からの移動先の分布をみると、同じ都市圏の中心部内の移動が約 3 割、非中心部への移動が約 2 割となっており、主要地方都市圏においても、第一子出生時から第二子出生時にかけて非中心部に移動する割合が一定のシェアを占めていることが確認できる（図 3c）。ただし、こうした非中心部への移動がそれぞれの都市圏内移動に占める割

合は、1990 年代の 45%から若干低下している。すなわち、前述の大都市圏中心部からの移動と同様に、1990 年代から 2000 年代にかけて移動の発生率そのものは上昇したものの、それぞれの都市圏内移動に占める非中心部への移動割合は低下したことになる。また、主要地方都市圏中心部からの移動の特徴として、同じ主要地方都市圏以外の非大都市圏への移動が全体の 25%以上、大都市圏への移動が約 20%となっており、第一子出生時に居住していた都市圏以外の地域に向かう比較的長距離の移動の割合が大きい点が挙げられる。

図 3c 第一子出生時に【非大都市圏】に居住していたカップルの移動先の分布



注：集計の対象は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。
データ：「人口動態調査出生票」（1992 年～2019 年）による筆者集計。

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を用いてカップルを単位とする個体識別情報を生成したうえで、第一子出生時から第二子出生時にかけての市区町村間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、第一子出生時に大都市圏・中心部に居住するカップルにおいて、その後の第二子出生にかけての移動率が高くなる傾向が確認された。また、こうした第一子出生時以降の移動を経験するカップルの割合は、東京圏および大阪圏それぞれの非中心部を除くほぼすべての地域において、2000 年代以降に上昇していることが明らかとなった。東京圏では、こうした移動率の上昇に加えて、中心部内での移動の割合が拡大する一方で、圏内移動に占める非中心部への移動の割合が低下した。このことから、2000 年代以降のいわゆる都心回帰においては、世帯の拡大期にある若年カップルや子育て世代による移動パターンの変化、とりわけ郊外地域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。こうした中心部内移動の相対的な拡大は名古屋圏においても確認されたが、大阪圏・中心部からの移動に関しては、その行先の分布にほとんど変化はみられなかった。

加えて、大都市圏からの移動については、非大都市圏に向かう移動の割合が 1990 年代と比較して低くなっており、この傾向は第一子出生時の居住地が大都市圏の中心部であったケース、非中心部であったケースいずれにおいても確認された。これらの分析結果は、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・拡大期にある若年カップルの移動パターンの変化が、都心回帰ならびに大都市圏への集中といった近年の人口移動の潮流の一つの構成要素となっていることを含意する。とりわけ各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、25 年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。

中心部への回帰傾向は主要地方都市圏についても確認されたが、この分析結果は、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。本稿における分析結果を踏まえた上で、とくに特徴的な地域やケースを中心に個別の市区町村間の移動に関する詳細分析を蓄積するとともに、長期的には、これらの分析から得られた知見を地域別の将来人口推計に活用することが期待される。具体的には、地域別将来人口推計における「出生 → 0～4 歳」の移動に関する仮定値設定や出生数の推計に、本稿で対象とした出生と移動の関連に関する分析結果が活用できる可能性が考えられる。

付表 1 分析で用いた都市圏の分類

都市圏		中心部	非中心部
三大都市圏			<ul style="list-style-type: none">・ 各大都市圏および都市圏の中心部の市への15歳以上通勤・通学者の割合が当該市町村の常住人口の1.5%以上であり、かつ中心部の市と接続している市町村・ ただし、各中心部の市への15歳以上通勤・通学者数の割合が1.5%未満の市町村であっても、その周辺が非中心部（総務省統計局による設定では「周辺市町村」）の基準に適合した市町村によって囲まれている場合は、非中心部とする。
東京圏	東京都特別区部		
大阪圏	大阪市・京都市・神戸市		
名古屋圏	名古屋市		
非大都市圏			
主要地方都市圏			
札幌大都市圏	札幌市		
仙台大都市圏	仙台市		
新潟大都市圏	新潟市		
静岡・浜松大都市圏	静岡市・浜松市		
岡山大都市圏	岡山市		
広島大都市圏	広島市		
北九州・福岡大都市圏	北九州市・福岡市		
熊本大都市圏	熊本市		
宇都宮都市圏	宇都宮市		
松山都市圏	松山市		
鹿児島都市圏	鹿児島市		
非大都市圏その他	※上記以外の市町村		

注：各都市圏の中心部・非中心部の区分は、平成 27 年国勢調査結果に基づく総務省統計局による大都市圏および都市圏の「中心市」「周辺市町村」の設定に依拠する。ただし、総務省統計局の設定では関東大都市圏（本稿では東京圏）の中心市に含まれる政令指定市のうち、さいたま市・千葉市・横浜市・川崎市・相模原市、近畿大都市圏（同 大阪圏）の政令指定都市のうち堺市については、本稿の分類ではそれぞれの大都市圏の中心部からは除外し、「非中心部」とした。

付表 2 第一子出生時の居住地域別、市区町村間移動の発生率
(%)

	総数	第二子出生年				
		1992～99 年	2000～04 年	2005～09 年	2010～14 年	2015～19 年
総数	22.7	20.9	22.0	23.1	23.6	24.4
大都市圏・中心部						
東京圏・中心部	31.1	29.9	29.5	30.6	32.3	32.6
大阪圏・中心部	30.1	29.0	29.3	29.3	31.0	32.2
名古屋圏・中心部	31.4	27.6	30.4	30.4	33.6	34.8
大都市圏・非中心部						
東京圏・非中心部	27.5	27.4	27.5	27.8	27.2	27.4
大阪圏・非中心部	21.8	21.6	22.0	21.8	21.4	22.1
名古屋圏・非中心部	20.7	17.0	19.1	21.2	22.6	23.9
非大都市圏						
主要地方都市圏・中心部	24.5	23.0	23.9	24.9	24.8	25.8
主要地方都市圏・非中心部	19.2	16.0	18.3	20.3	20.7	21.2
非大都市圏その他	17.1	14.8	16.5	17.9	18.3	19.0

注：市区町村間移動の発生率は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。
データ：「人口動態調査出生票」（1992 年～2019 年）による筆者集計。

- 1 本稿で使用した「人口動態調査」の調査票情報（個票データ）は、統計法第33条の規定に基づき二次利用したものがある。
- 2 人口動態調査では、届出の出生年月日が調査「前々年以前」であったケースについては、出生時の市区町村を「不詳」としており、この場合は出生時居住地に関しては都道府県レベルの情報のみが把握可能となる。
- 3 なお、こうした第一子出生時が多胎出生に該当したうえで観察期間中の追加出生が確認されたケースは、分析対象全体（ $n = 6,166,203$ ）の1%未満であった。
- 4 ただし、三大都市圏に含まれる政令指定都市（2019年12月時点）のうち、さいたま市・千葉市・横浜市・川崎市・相模原市（以上、関東大都市圏）、堺市（近畿大都市圏）については、本稿の分析では「非中心部」として取り扱う。分析で用いた都市圏の分類は付表1を参照。

参考文献

- 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), pp. 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), pp. 3-20.
- 小池司朗（2014）「人口移動が出生力に及ぼす影響に関する仮説の検証—『第7回人口移動調査』データを用いて—」『人口問題研究』, 70 (1), pp. 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, pp. 23-45.
- 小池司朗・清水昌人（2020）「東京圏—極集中は継続するか？—出生地分布変化からの検証—」『人口問題研究』, 76(1), pp. 80-97.
- 清水昌人（2019）「非大都市圏に居住する大都市圏出身者の特性」, 『人口問題研究』, 75 (3), pp. 169-191.
- 中川雅貴（2019）「非大都市圏出生者におけるUターン移動の変化に関する分析」『人口問題研究』, 75(4), pp. 381-400.
- 中澤高志・川口太郎（2001）「東京大都市圏における地方出身世帯の居住移動—長野県出身世帯を事例に—」『地理学評論』, 74A (12), pp. 685-708.
- 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), pp. 265-283.
- Clark, W.A.V. and Huang, Y. (2003) "The Life Course Approach and Residential Mobility in British Housing Markets", *Environment and Planning A*, 35, pp. 323-339.
- Ermisch, J. and Steele, F. (2016) "Fertility Expectations and Residential Mobility in Britain", *Demographic Research*, 35, pp. 1561-1584.
- Kulu, H. (2008) "Fertility and Spatial Mobility in the Life Course: Evidence from Austria", *Environment and Planning A*, 40, pp. 632-652.
- Kulu, H. and Billari, F.C. (2006) "Migration to Urban and Rural Destinations in post-Soviet Estonia: A Multilevel Event-history Analysis", *Environment and Planning A*, 38, pp. 749-764.
- Kulu, H. and Steele, F. (2013) "Interrelationships Between Childbearing and Housing Transitions in the Family Life Course", *Demography*, 50 (5), pp. 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), pp. 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, pp. 137–164.
- Steele, F., Clarke, P., and Washbrook, E. (2013) "Modelling Household Decisions using Longitudinal Data from Household Panel Surveys, with Applications to Residential Mobility", *Sociological Methodology*, 43(1), pp. 225–276.
- Withers, S.D. (1998) "Linking Household Transitions and Housing Transitions: A Longitudinal Analysis of Renters", *Environment and Planning A*, 30, pp. 615-630.

日本における無子男性に関する分析

守泉 理恵

はじめに

1960年代以降、先進諸国では北欧の国々を皮切りに次々と出生率の低下が始まった。これらの国々では出生力転換を終えており、すでに女性が平均で2人の子どものしか生まない「少産」の段階に達していたが、さらに結婚・出産の先送り行動が広がり（Kohler et al. 2002）、出産時期の高齢化（晩産化）が始まったことで、合計特殊出生率（total fertility rate, TFR）が置き換え水準を下回るレベルへと低下していったのである。

先進諸国で置換水準以下のTFRが長期間観察される状態を示す「少子化」が進んだのは、当初は上述のように出産タイミングの高齢化によるものであった。この晩産化の背景としては、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、パートナーシップや結婚・家族観など意識の変化が多くの研究で指摘されてきた（Sobotka 2004）。

しかし、「先送りと高年齢での取り戻し」という単なる出生タイミングのシフトとして始まったこの行動変化だが、そのうちに「無期限の先送り者（perpetual postponers）」（Berrington 2004）が出現し、徐々に増加してきた。結婚や出産をさまざまな理由で先送りしているうちに再生産年齢が終わりに達し、非婚・無子となった人々が、とりわけ1960年代生まれ以降で急増してきたのである（Miettinen et al. 2015; Sobotka 2017）。

日本でも同様の流れが見られる。日本では1920年代から出生率の低下は緩やかに始まっていたが、第二次世界大戦の敗戦による社会・経済的混乱からその低下は一気に加速し、1950年代末までに置換水準に到達して出生力転換を終えた。そして1960年代にはTFRは置換水準近傍で推移していたが、1970年代半ば以降、現在まで続く少子化フェーズに入った。他の先進諸国と同様、日本でも晩婚化（平均初婚年齢の上昇）、晩産化（平均出産年齢の上昇）が見られ、当初、結婚・出産のタイミングが遅くなっただけで、いずれ取り戻し行動が起きるだろうと想定されていた。しかし、1960年代生まれ以降の人々の再生産期間を通じた結婚・出生行動の実績値が観察できるようになってきた2000年代以降には、日本で急速に「50歳時未婚者割合」や「女性の生涯無子割合」（45～49歳の時点で無子である女性の割合）が高まってきていることが明らかになってきた。

こうした流れの中、無子者（多くは非婚者）の増加に着目した研究が日本でも増加しつつあるが（守泉 2019）、その多くは女性のデータを扱っている。海外では、無子割合が以前から比較的高めであった英語圏や北欧諸国で1970年代から研究が行われてきているが、やはり女性を対象としたものが多い。男性の無子を分析しにくい背景としては、男性の出生歴の把握は、多くの場合、人口動態統計といった公的データが利用できず、社会調査によるしかないことがある。また、その自己申告データも、男性は婚外子や前婚子を過少報

告する傾向があるなど、問題も多いと指摘されている (Rendall et al. 1999)。こうした事情により、男性の無子に関する正確なデータは入手しにくく、先行研究も限られてきた。

日本でもまだ男性の無子についての研究は少ない。本研究ではこの研究の空白を補うために、日本の男性の無子について分析を試みた。まず男性の無子割合の時系列推移と現状について把握し、さらに出生意欲データを用いて「無子志向」(子どもはいらないとの考え)の男性にどのような特徴が見られるのかを探る。そして、その分析結果から、少子化対策への示唆となる点を考察する。

1. 男性の無子に関する先行研究

男性の無子割合の水準は、多くの国で、同世代で比較するとおしなべて女性より男性の方が高い (Miettinen et al. 2015、付表参照)。無子確率を高める要因として、男女ともパートナー不在の影響が大きい (Hayford 2009; 2013; Berrington 2017; Köppen et al. 2017; Jalovaara and Fasang 2017; Tocchioni 2018; Saarela and Skirbekk 2020)、無子男性の特徴としては、離婚経験がある、低学歴、低賃金の職業、健康状態が悪い、肥満や低体力といった属性が指摘されている (Tanturri et al. 2015; Kreyenfeld and Konietzka 2017; Barclay and Kolk 2019)。無子女性の特徴的属性としては、平等なパートナーシップ志向を持っていること、世俗化、高学歴、都市居住、専門職、離死別経験があることなどが先行研究で見出されてきたが (守泉 2019)、男性の場合はこれらの要因は同様に有意であったり、有意だが符号が逆だったり、有意ではなかったりと異なる結果が出ていることも多い。男女で無子確率を高める要因には、一部違いがあるようだ。

日本では無子研究自体、まだ数がそれほど多くはないが、さらに男性も含めた無子研究となるとほとんど研究の蓄積がない。数少ない先行研究として、菅 (2008) は 40 歳時点での既婚男性の無子の決定要因を探っている。この研究は、初婚年齢が遅いことと初婚の解消が無子確率を高めることを明らかにしている。

2. 研究課題とデータ

本稿では、次の 3 点を研究課題とする。

- ① 日本における男性の無子割合について、国勢調査と出生動向基本調査のデータを用いて推計し、過去 30 年間にわたる推移と現在の水準を把握する。
- ② 出生動向基本調査の独身者調査の個票データを用い、無子の男性独身者のうち、「子どもはいらない」と考える無子志向型の男性を識別し、その構成割合を把握する。
- ③ 無子の独身男性について、無子志向者と有子志向者を比較し、無子志向の男性に特徴的な属性が見られるかどうか分析する。

本稿では、出生動向基本調査の調査時点までに、妻やパートナーが生んだ自らの実子がいない場合を「無子男性」と定義する。

使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が 5 年ごとに実施している「出生動

向基本調査」の個票データである¹。独身・夫婦調査の両方で男性の調査時までの出生数がわかるデータは、第10回（1992年）、第14回（2010年）、第15回（2015年）である。第10回・14回・15回の調査概要は表1の通りである。

表1 本研究で用いる調査回の概要：出生動向基本調査

独身者調査							
調査回	調査年	調査地区数	配布数	回収数	有効回収数	回収率	有効回収率
第10回	1992	490	12,394	10,873	9,636	87.7%	77.7%
第14回	2010	840	14,248	11,487	10,581	80.6%	74.3%
第15回	2015	900	11,442	9,674	8,752	84.5%	76.5%

夫婦調査							
調査回	調査年	調査地区数	配布数	回収数	有効回収数	回収率	有効回収率
第10回	1992	490	10,878	10,296	9,908	94.6%	91.1%
第14回	2010	840	9,050	8,252	7,847	91.2%	86.7%
第15回	2015	900	7,511	6,867	6,598	91.4%	87.8%

出所：「出生動向基本調査報告書」（国立社会保障・人口問題研究所 1994a,b; 2012a,b; 2017）

3. 分析結果

3-1. 日本における男性の無子割合の推計

人口全体に占める無子男性の割合を推計するため、国勢調査と出生動向基本調査のデータを組み合わせて次の通りの分析を行った。国勢調査の年齢5歳階級（20～49歳）及び配偶関係別の男性人口に、出生動向基本調査のデータで集計した年齢・配偶関係別子ども有無割合をかけて、配偶関係別・子ども有無別男性人口を求め、男性の無子人口割合の推計値を得た。なお、第10回調査は1992年に行われており、国勢調査年と重ならないが、第10回データについては1990年の国勢調査データに掛け合わせて推計値を得た。

ただし、この方法は、出生動向基本調査の調査設計上やむを得ない不完全な部分がある。第1に、出生動向基本調査では夫に前婚の子ども数をたずねていないため、再婚した男性の前婚子の数はわからず、現在の結婚における子ども数しかわからない。よって、現在の結婚で子どもがいなければ、実は前婚子がいて有子男性だったとしても無子男性としてカウントされてしまう。第2に、出生動向基本調査では、夫婦調査の対象は「妻の年齢が50歳未満の夫婦」であるため、そうした妻を持つ夫のデータしかない。よって、特に第1点目により、本推計では有配偶男性の無子割合が実際より高めに出現している可能性があるため、全体の無子割合も実態より若干過大な数値となっている可能性がある。

以上の方法により算出された、20～49歳男性の無子割合の推計結果は表2に示した。

¹ 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。

表 2 20～49 歳男性の無子割合（推計値）：1990、2010、2015 年

【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。

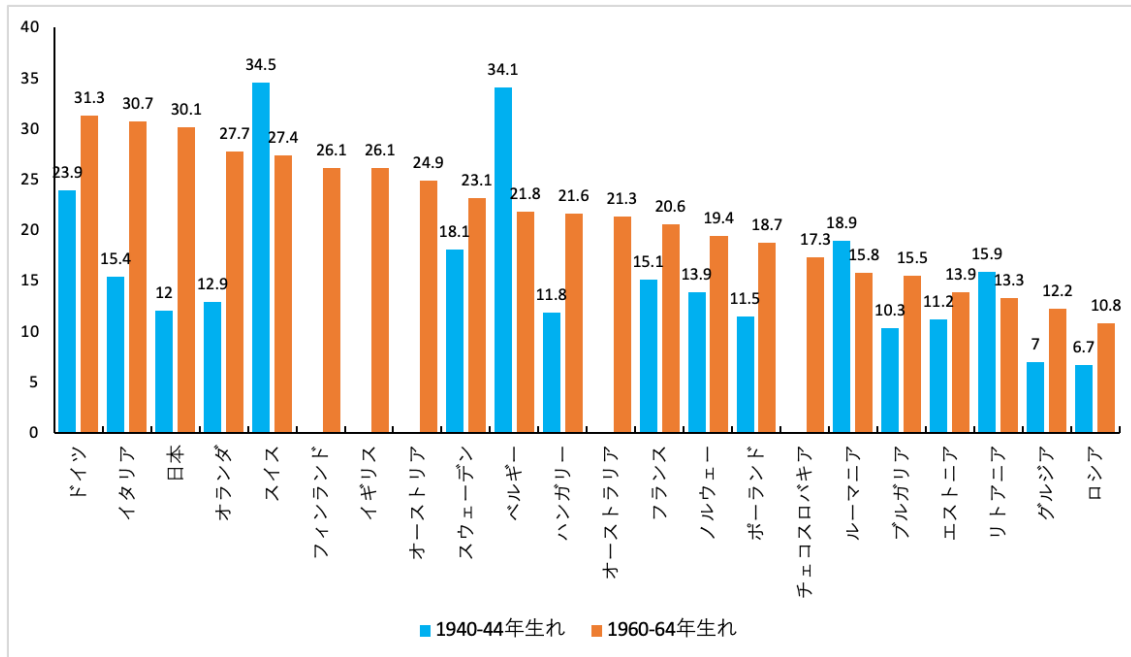
*1990 年国勢調査の人口データに対して、初再婚割合や子どもの有無割合は 1992 年実施の第 10 回調査データを用いている。

資料：総務省統計局「国勢調査」（平成 2 年、平成 22 年、平成 27 年報告書）、国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」

表 2 によると、45～49 歳の男性の無子割合は、1990 年に 12.0%、2010 年に 30.1%、2015 年に 33.8%である。男性の場合、女性とは異なり 45～49 歳のデータが生涯無子とほぼ同義とは言えないが、50 歳代での初婚は少ないため、概ね生涯無子に近い値であるとはいえよう。1990 年代以降、時間を通じて男性の無子割合は増加しており、近年は 3 割を超える水準となっている。20～49 歳総数では、2010 年・2015 年では過半数が無子である。

この日本の男性の無子割合は国際的に見ても高い。表 2 では、国勢調査年から年齢をひけば出生年がわかる。1990 年の 45～49 歳は 1942～47 年生まれ、2010 年の同年齢は 1960～65 年生まれ、2015 年の同年齢は 1965～70 年生まれである。このうち、1990 年・2010 年の 45～49 歳のデータとともに、おもにヨーロッパの国々の同時期出生コーホートの男性無子割合を並べてグラフ化したのが図 1 である。ここでは、1960～64 年出生コーホートの無子割合の数値が高い国順に左から並べている。日本は、1960 年代前半生まれでは無子割合が 30.1%だが、これはドイツ、イタリアに次いで高い値である。無子割合が 3 割を超えているのはこの上位 3 カ国だけだが、いずれも TFR が 1.5 を切った水準が常態化している超少子化国である。

図1 男性無子割合の国際比較

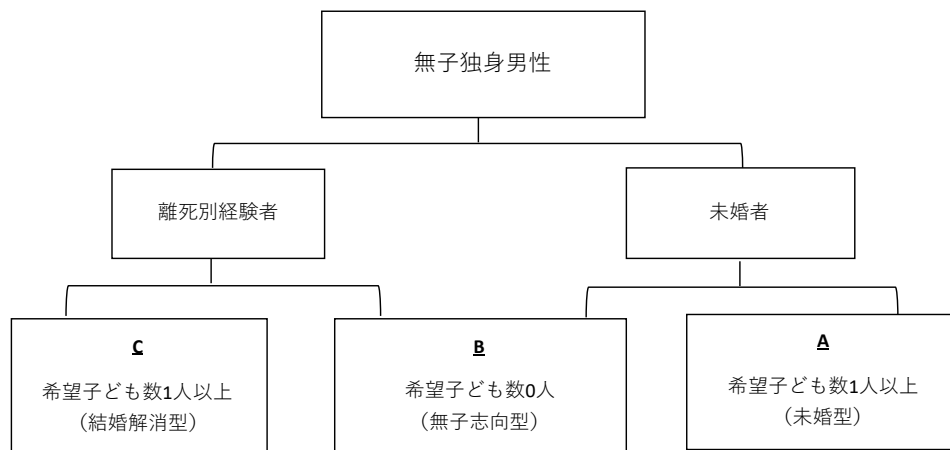


資料：日本以外の値は、Miettinen et al. (2015) Appendix Tables 3b, 3c より抜粋。日本は筆者による推計値（表2参照）。

3-2. 独身無子男性のタイプ分類の試み

出生動向基本調査の独身者調査（未婚または離死別の者が回答）を用い、無子の独身者を出生意欲の有無で分類した。分類のフローチャートは、図2の通りである。有配偶男性（夫婦調査の夫）については、出生意欲データが要となる本節以降は分析から外す。その理由は、夫婦調査における出生意欲の回答値が「夫婦として合意した結果の出生意欲」であり、夫個人の回答ではないのと、夫婦調査は妻が回答者であるため、意識に関する項目は妻寄りの回答となる可能性が高いからである。

図2 独身無子男性のタイプ分類のフローチャート



独身男性を未婚者と離死別者に分け、さらに出生意欲（希望子ども数）の有無により、3タイプに類別した。図2に示したグループAとCは、子どもを持ちたいと考えているが調査時点で無子の独身男性であり、結婚経験がない未婚者はA「未婚型」、離死別者はC「結婚解消型」とした。そして、未婚または離死別かつ希望子ども数がゼロ（子どもはいらない）と回答した無子独身男性は、B「無子志向型」とした。A、B、Cの各グループの構成割合は表3にまとめた。

表3 無子独身男性の類型別構成割合

第10回調査（1992年）

年齢	総数%(客体数)	A未婚型	B無子志向型			C結婚解消型	(参考)独身女性の 無子志向型割合
		未婚・有子志向	合計	未婚	離死別	離死別・有子志向	
19歳以下	100.0 (706)	97.3%	2.7	2.7	-	-	3.5
20～24歳	100.0 (1,627)	97.7	2.3	2.3	-	-	3.4
25～29歳	100.0 (935)	96.9	2.6	2.5	0.1	0.5	5.0
30～34歳	100.0 (420)	95.2	2.6	2.4	0.2	2.1	10.3
35～39歳	100.0 (258)	89.9	6.2	5.4	0.8	3.9	18.6
40～44歳	100.0 (150)	81.3	14.0	12.7	1.3	4.7	50.0
45～49歳	100.0 (43)	69.8	23.3	20.9	2.3	7.0	57.9
総数	100.0 (4,139)	95.8	3.3	3.2	0.2	0.8	5.5

第14回調査（2010年）

年齢	総数(客体数)	A未婚型	B無子志向型			C結婚解消型	(参考)独身女性の 無子志向型割合
		未婚・有子志向	合計	未婚	離死別	離死別・有子志向	
19歳以下	100.0 (402)	89.8%	10.2	10.2	-	-	13.2
20～24歳	100.0 (1,287)	87.8	12.1	12.1	-	0.1	8.0
25～29歳	100.0 (1,034)	88.6	10.9	10.8	0.1	0.5	9.8
30～34歳	100.0 (758)	81.7	16.5	16.0	0.5	1.8	14.1
35～39歳	100.0 (562)	76.9	20.5	20.5	0.0	2.7	25.6
40～44歳	100.0 (449)	67.5	27.6	25.6	2.0	4.9	45.8
45～49歳	100.0 (260)	61.2	33.8	30.8	3.1	5.0	58.6
総数	100.0 (4,752)	82.5	16.0	15.6	0.5	1.5	16.3

第15回調査（2015年）

年齢	総数(客体数)	A未婚型	B無子志向型			C結婚解消型	(参考)独身女性の 無子志向型割合
		未婚・有子志向	合計	未婚	離死別	離死別・有子志向	
19歳以下	100.0 (395)	85.6%	14.2	14.2	-	0.3	11.9
20～24歳	100.0 (883)	84.4	15.6	15.6	-	-	10.7
25～29歳	100.0 (766)	82.4	17.6	17.5	0.1	-	12.6
30～34歳	100.0 (545)	80.6	18.7	18.5	0.2	0.7	22.4
35～39歳	100.0 (449)	66.8	30.1	29.2	0.9	3.1	30.3
40～44歳	100.0 (430)	57.0	39.1	38.1	0.9	4.0	57.6
45～49歳	100.0 (336)	42.9	52.4	48.8	3.6	4.8	76.2
総数	100.0 (3,804)	74.7	23.9	23.3	0.6	1.4	23.3

無子独身男性は多くが未婚者で構成されているため、最も多いのは「未婚型」である。35歳未満層でいえば、独身無子男性の8割は子どもがほしいと考えている。しかし、無子志向型の構成割合も過去30年間にどの年齢層でも大幅に増加している。1992年実施の第10回調査では、35歳未満層で無子志向型は3%未満だったが、2010年代実施の第14回・15回調査では軒並み10%を超えた。このタイプ分類には希望子ども数を用いているため、

35 歳以上の年齢層では、子どもをいらないと考えて独身のままとなっている男性の割合が高まるのと、年齢が高く結婚をあきらめて、子どもについても「希望ゼロ」と回答する男性が増えるのが相まって、無子志向型の割合が急上昇する。そうした年齢特有の事情を考慮しても、第 10 回調査では 45～49 歳の独身男性で無子志向型が 23.3%と 2 割程度であったのに比べて、第 14 回調査では同年齢で無子志向型は 33.8%、第 15 回調査に至っては 52.4%と過半数を超えている。男性は自身の年齢が高くても、パートナーとなる女性が若ければ子どもを持てるため、かつては年齢と無子志向がそれほど連動していなかったが、近年は男性においても女性のように年齢の高低が子どもを持つ意欲に大きな影響を与えるようになったとみられる。

また、表 3 では最右列に参考値として独身女性について同様のタイプ分類をしたときの「無子志向型」の構成割合を掲載したが、男女で比較してみると、第 10 回調査時にはおしなべて女性より男性の方が無子志向型は少なかったことがわかる。しかし、第 14 回・第 15 回調査の 2010 年代になると、35 歳未満の若い層でむしろ男性で無子志向型が多い。この 35 歳未満層は、有子志向で結婚も希望している男性がまだ独身のカテゴリに多く残っているため、配偶関係によらない男性全体のタイプ別構成を比較的よく表していると考えられる。第 15 回調査の 25～29 歳層をみると、無子志向型は 17.6%、30～34 歳で 18.7%であり、2 割近くが無子志向型である。まだ若い年齢層でも無子志向者は確実に増えており、これらの男性がどのような特徴を持つ人々なのか、次節においてさらに分析を行う。

3-3. 無子志向の独身男性の特性に関する分析

本節では、前節のタイプ分類を用い、「無子志向型」とされた独身男性についてその特性を探る分析を行う。

使用するデータは、第 15 回調査（2015 年実施）の独身者調査データである。分析対象は、35 歳未満かつ学校既卒の男性とする。分析方法は二項ロジスティック回帰分析である。従属変数は無子志向を 1、有子志向を 0 とし、独立変数には、社会経済的要因として学歴と年収、パートナーシップ要因として離死別経験と交際状況、生育環境要因として乳幼児とのふれあい経験・きょうだい有無・15 歳時居住地域、価値観要因として家族志向を投入した。乳幼児とのふれあい経験は、「赤ちゃんや小さい子どもとふれあう機会がよくあった（よくある）」という項目に、「あてはまる」「どちらかといえばあてはまる」と回答した場合を「あり」、「どちらかといえばあてはまらない」「あてはまらない」と回答した場合を「なし」として 2 値の変数とした。15 歳時居住地域は、東京・埼玉・千葉・神奈川・愛知・岐阜・三重・大阪・京都・兵庫の 1 都 2 府 7 県に居住していた場合「都市圏」とし、それ以外の道県に居住していた場合「都市圏以外」とした。家族志向は、「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」「どちらかといえば賛成」とした場合に 1（家族志向）、「反対」「どちらかといえば反対」とした場合に 0（仕事志向）とした。

各変数のカテゴリ分けや基準、無子志向者と有子志向者の各変数の度数分布については、表4の記述統計表に示した。

表4 記述統計

独立変数	無子志向	有子志向	独立変数	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			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歳時居住地域		
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。

ロジスティック回帰分析の結果は表5に示している。これによると、1%水準で有意だった変数は、年収、異性との交際状況、乳幼児とのふれあい経験、家族志向価値観であった。年収は、基準カテゴリが300万円であり、それと比べて低いと無子志向型となる確率が高い。交際状況では、交際している異性がいないと、恋人ありの場合に比べて無子志向型である確率が1.7倍であった。ふれあい経験では、それがあある独身男性に比べて、ない独身男性は無子志向型となる確率が1.7倍であった。家族志向かどうかの価値観では、それに反対（男性は仕事は大事）とする場合に比べて、賛成者の無子志向型確率が有意に低かった。

5%水準で有意だったのは学歴で、大学・大学院の場合に無子志向型となる確率が低い。また、15歳時居住地域も10%水準ではあるが有意で、都市圏以外に居住していた場合に比べ、15歳時に都市圏に居住していた独身男性は無子志向型となる確率が1.3倍であった。

表5 二項ロジスティック回帰分析の結果：35歳未満の独身男性

独立変数	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いる	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

4. 考察と課題

本稿では、男性の無子割合の時系列推移と現状の水準を把握するために、国勢調査データと出生動向基本調査の集計データを組み合わせて無子割合の推計を行った。また、第10回・14回・15回の出生動向基本調査の個票データを用いて、配偶関係と出生意欲の有無により独身男性のタイプ分類を行なった。これによって「無子志向型」の男性の構成割合がどの程度なのかを観察し、さらにこの分類を用いて無子志向型の独身男性の特性を探る分析を行った。

男性の無子人口割合は、用いたデータの制約からある程度高めに出ている可能性はあるものの、過去30年間で大幅に上昇していることがわかった。1960年代生まれの男性の無子割合は3割に上る。これは国際的に見ても高い水準である。無子人口の大半は未婚または離死別の独身者であり、特に未婚者の増減が影響するが、今後も男性の未婚率上昇が見込まれている中では（国立社会保障・人口問題研究所 2018）、男性の無子人口割合はさらに上昇するだろう。最終的には4割に近い水準に達する可能性もないとはいえない。

独身男性について、配偶関係（未婚、離死別）と出生意欲有無の組み合わせで、子どもを持つことへの志向を主眼としたタイプ分類を行なったところ、独身男性において「子ど

もはいらない」と考える無子志向者の割合は、2015年実施の第15回調査では、35歳未満の若い層の2割近くに上ることがわかった。1992年実施の第10回調査時は、同年齢層での無子志向型割合は2.5%程度であったことから、この30年間に7倍近く増加している。この35歳未満層の無子志向男性についてロジスティック回帰分析により分析すると、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であった。オッズ比を見ると低収入であることがもっとも無子志向型となる確率を高めており、次いで交際要因とふれあい要因のオッズ比が高かった。

Miettinen (2010) によれば、無子には2種類の「意図的な無子」の人々が見出せるという。自発型の無子志向者は、元々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する。その決定要因としては、生育歴が深く関連しているという。もう一つは放棄型の無子志向者で、これは、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がなくなっている人々を指す。その決定要因には社会経済地位やパートナー要因が深く関連しているという。

日本の独身男性のデータ分析からは、無子志向型である要因として経済要因と交際要因が両方有意であり、Miettinen の分類でいうと放棄型の無子が多いと見られるが、子どもとのふれあい経験も一定程度影響している。本研究で用いたデータは、調査時点での出生意欲のみ観察可能であるため、もともと若い頃から一貫して無子志向であった人々と、いずれかの過程で無子志向型に切り替わった人々を区別することが困難であり、こうした結果になった可能性がある。しかし一方で、もともと子どもへの親和性が低く、さらに低収入や交際相手の不在といったことが重なると、子どもはいらないという考え方に切り替わる確率を高めているという構図もありうる。もともとの無子志向者と、子どもをあきらめて無子志向に転向した人々の識別という点については、今後の研究課題となる。

本稿の少子化対策への示唆としては、次の点が指摘できる。現在、政府が行っている少子化対策では、若者の就業支援・経済的支援や生活基盤づくりへの支援が中心的な重点課題のひとつとして取り組まれている。これは、放棄型無子の主な要因である経済状況の改善に寄与するため、引き続き取り組むべき重要な政策課題であるといえよう。一方で、無子志向型となる確率を高める要因の一つに「子どもとのふれあい経験の少なさ」が有意となっていたが、生育過程での子どもに対する好悪感情や親和性も重要であることが示されたといえる。これについては、現在の少子化対策で関連するものとして、家族形成について考える機会や、性に関する情報を得る機会、乳幼児とのふれあい体験ができる機会を拡充するといった施策が挙げられている。このように、意識や価値観に影響する政策も現在の少子化対策に含まれているが、これまでの政策展開を見る限り、この分野の対策は挙げられてはいるもののそれほど大きく取り上げられてはこなかった。価値観や意識に関わる政策は、特定のライフコースや行動を推奨するのではなく、多様な選択肢があることを伝えながら行う必要があり、また、性教育については「包括的性教育」という方向性で大幅

に充実されることが望ましいが、今後は、そうした分野の政策対応にも力を入れていくことが重要となってくるだろう。

参考文献

- Barclay, Kieron and Kolk, Martin (2019) “The Influence of Health in Early Adulthood on Male Fertility”, *MPIDR Working Paper*, WP 2019-020, Max Planck Institute for Demographic Research.
- Berrington, A., 2004, “Perpetual Postponers? Women’s and Men’s and Couple’s Fertility Intentions and Subsequent Fertility Behaviour”, *Population Trends*, 117, pp.9-19.
- Berrington, Ann (2017) “Childlessness in the UK”, in M. Kreyenfeld and D. Konietzka (eds.), *Childlessness in Europe: Contexts, Causes and Consequences*, Demographic Research Monographs, Berlin: Springer, pp.57-76.
- Hayford, Sarah R. (2009) “The Evolution of Fertility Expectations over the Life Course”, *Demography*, 46(4), pp.765-783.
- Jalovaara, Marika and Anette Eva Fasang (2017) “From never partnered to serial cohabitators: Union trajectories to childlessness”, *Demographic Research*, 36, pp. 1703-1720.
- Kohler, H.-P., Billari, F. C. and Ortega, J. A., 2002, “The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s”, *Population and Development Review*, 28(4), pp.641-680.
- Kreyenfeld, M. and D. Konietzka (2017) *Childlessness in Europe: Contexts, Causes and Consequences*, Demographic Research Monographs, Berlin: Springer Open.
- Köppen, Katja, Magali Mazuy, and Laurent Toulemon (2017), “Childlessness in France”, in M. Kreyenfeld and D. Konietzka (eds.), *Childlessness in Europe: Contexts, Causes and Consequences*, Demographic Research Monographs, Berlin: Springer, pp.77-95.
- 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”, *Families And Societies Working Paper Series*, 33.
- 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.

- Rendall, Michael S., Lynda Clarke, H. Elizabeth Peters, Nalini Ranjit and Georgia Verropoulou (1999) “Incomplete Reporting of Men's Fertility in the United States and Britain: A Research Note”, *Demography*, 36(1), pp.135-144.
- Saarela, Jan and Skirbekk, Vegard (2020) “Childlessness and union histories: evidence from Finnish population register data”, *Journal of Biosocial Science*, 52(1), pp.78-96.
- Sobotka, T., 2004, “Is lowest-low fertility explained by the postponement of childbearing?”, *Population and Development Review*, 30(2), pp.195-220.
- Sobotka, T., 2017, “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.
- 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”, *Families And Societies Working Paper Series*, 32.
- Tanturri, Maria Letizia, Melinda Mills, Anna Rotkirch, Tomáš Sobotka, Judit Takács, Anneli Miettinen, Cristina Faludi, Venetia Kantsa, and Despina Nasiri (2015) “State-of-the-art report: Childlessness in Europe”, *Families and Societies Working Paper Series*, 32.
- Tocchioni, Valentina (2018) “Exploring the childless universe: Profiles of women and men without children in Italy”, *Demographic Research*, Vol. 38, pp. 451-470.
- 厚生省人口問題研究所 (1994a) 『平成 4 年第 10 回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）第 I 報告書 日本人の結婚と出産』調査研究報告資料第 7 号。
- 厚生省人口問題研究所 (1994b) 『平成 4 年第 10 回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）第 II 報告書 独身青年層の結婚観と子供観』厚生労働統計協会。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012a) 『平成 22 年第 14 回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）第 I 報告書 わが国夫婦の結婚過程と出生力』厚生労働統計協会。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012b) 『平成 22 年第 14 回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）第 II 報告書 わが国独身層の結婚観と家族観』厚生労働統計協会。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 『2015 年社会保障・人口問題基本調査（結婚と出産に関する全国調査） 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。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2018) 『日本の世帯数の将来推計（全国推計）：2015（平成 27）～2040（平成 52）年 2018（平成 30）年推計』厚生労働統計協会。
- 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』42、pp.57-70.
- 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』(75)1, pp.26-54.

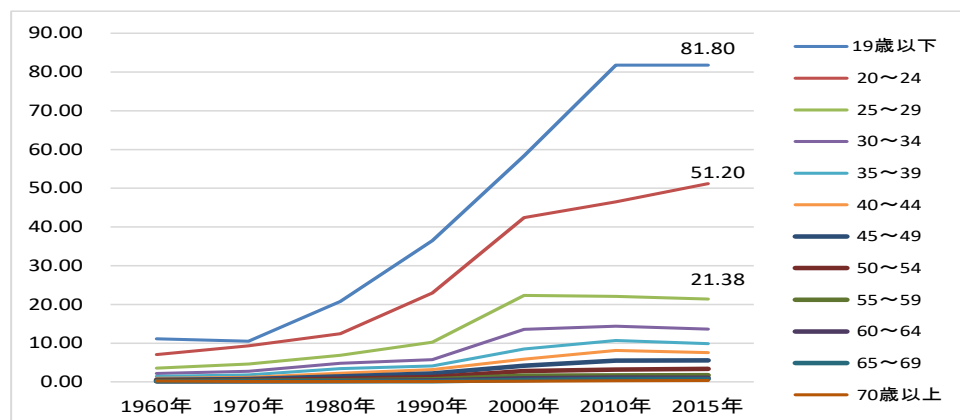
離別女性の世代間関係 —母親との居住距離と相互支援—

千年よしみ

1. はじめに

成人子と親との支援や居住関係に関する家族社会学的研究は、主として有配偶女性を対象に多くの研究成果を蓄積してきた。近年の研究から、親への支援については、夫婦の個人化が進展しており、それは特に女性の所得による影響が強いこと、一方、有配偶女性の「親族関係維持役割」に変化はみられないこと、親からの支援は従来通り成人子夫婦を夫婦単位で捉えていること等、世代や支援の方向、女性の収入等によって親と成人子との関係は多次元的な様相をみせている（大和 2017）。その一方、近年、非婚化や有配偶離婚率の上昇が著しいにもかかわらず、離別者と親との関係に関する研究は、思いのほか少ない。離別は離別者本人に加えてその親にも大きな影響を及ぼすことが想定されるにもかかわらず、離別者の世代間関係をテーマとする研究は進んでいない。

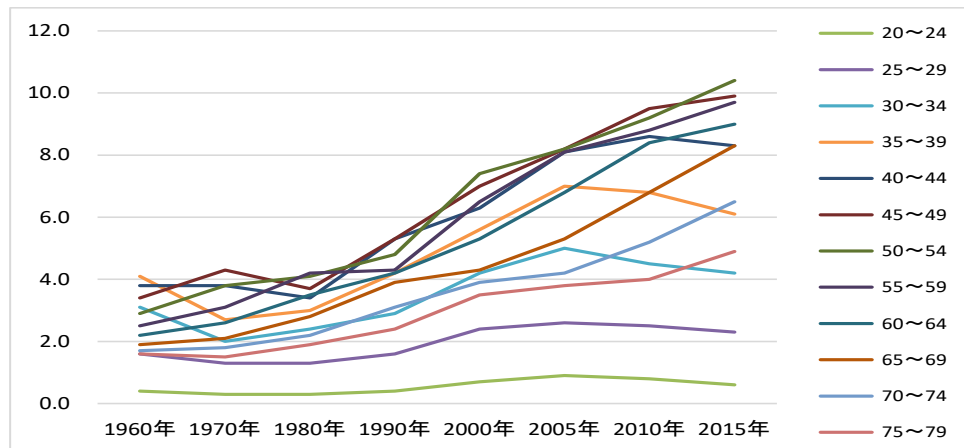
そもそも離婚はどの程度進行しているのか、女性に的を絞って確認する。日本においては 2000 年代以降、有配偶離婚率の上昇はめざましく（図 1）、年齢階級別（2015 年、対千人）でみると、最も高いのは 19 歳以下の 81.80、次いで 20-24 歳の 51.20 である。1990 年には同年齢階級で 36.50 と 22.94 であったから若年層での急増ぶりは明らかである（国立社会保障・人口問題研究所 2022）。また、年齢別離別者割合からみても、離別経験者は上昇傾向にある（図 2）。2015 年時点で離別者の割合が最も高いのは 50-54 歳で 10.4%、次いで 45-49 歳の 9.9%、55-59 歳の 9.7%であり、40 代後半から 60 代前半の女性では 1 割弱が離別者である（国立社会保障・人口問題研究所 2022）。1990 年には 45-49 歳で 5.3%、50 代から 60 代前半では 4%代であったから、年齢別離別者割合はここ 30 年でほぼ倍増しており、特に中高年女性で離別者割合が高い。



出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2022』

注 1：厚生労働省政策統括官『人口動態統計』による。

図 1 女性の年齢別、有配偶者に対する離婚率（‰）



出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2022』

注 1：総務省統計局『国勢調査報告』による。

注 2：年齢別人口（配偶関係不詳を除く）に占める割合。

注 3：2015 年、2020 年は、配偶関係不詳補完結果に基づく。

図 2 女性の年齢別、離別者の割合（％）

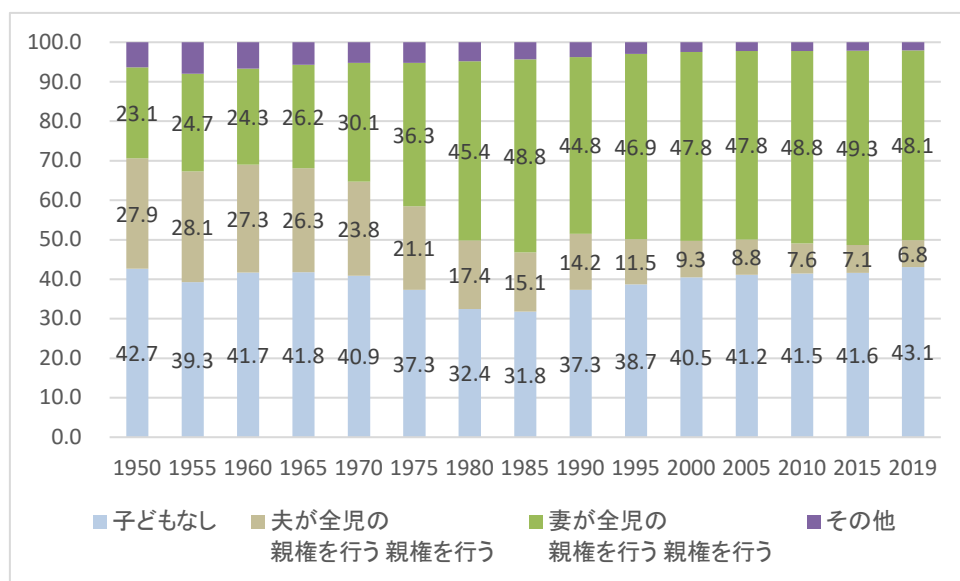
このように離別経験

者の増加は著しく、離別が生活に与える影響については経済的側面を中心に、すでに多くの先行研究がなされている。特に母子世帯の増加と子どもの貧困に密接な関係があることや（阿部 2008）、貧困が子どもの育ち、具体的には健康面や教育達成、学校への適応、成人後の生活困難に与える影響については、その問題の重要性から多くの研究がある（斎藤 2021；阿部 2011, 2021）。また、近年においては、未婚・離死別者が孤立に陥りやすことから、心身の健康にマイナスの影響を与えることも判明している（近藤 2005）。一方、経済指標以外のシングルマザーの生活実態や本人の意識に関する研究は少なく（JIPT 2015）、またシングルペアレントを含む離別者全体を対象とした世代間関係に学術的関心はほとんど向けられてこなかった。

それでは、子どもがいない離別者は離別者全体のうち、どのくらいの割合を占めているのであろうか。図 3 は、離別者を子どもの有無、及び親権を持つ者別に示したものである。ここで「夫」としているのは、夫が全児の親権を行う場合、「妻」は妻が全児の親権を行う場合を指している。ここで 2 つの点について指摘したい。まず、1950 年においては、全児の親権を持つ親の割合は夫が 27.9%、妻が 23.1%と両者の間に大きな差は見られなかった。しかし、1950 年から 2019 年の約 70 年の間に妻が全児の親権を持つ割合が増加し、2019 年においては夫が 6.8%、妻が 48.1%と圧倒的に妻の割合が高い。母子世帯の経済状況に研究関心が向けられるのも、子持ち離別者に女性が多いこと、そしてシングルマザーのワーキングプア問題が深刻であるということが大きいであろう（周 2014）。

2 点目は、離別者のうち「子どもなし」の割合は、多少の変動はあるものの概ね 3 割から

4 割と比較的大きな割合を占めていることである。2019 年時点で子どもがいない離別者の割合は 43.1%となっており、1950 年の 42.7%と比べてもそれほど大きな変化はみられない。この大きさの割には、離別者全体に対する学術的な関心は低かったと言わざるを得ない。もちろん、世代間関係研究における今後の課題として、未婚・離死別者の親との関係に関する研究は挙げられている（不破・柳下 2017；西岡・山内 2018）。しかし、離別者というサンプルが少ない対象者を扱うデータの制約上、これまで着手されてこなかった可能性が高い。



出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2022』

注 1：厚生労働省政策統括官『人口動態統計』による。

注 2：1970 年以前は沖縄県を含まない。

注 3：親権を行わなければならない子とは、20 歳未満の子をいう。

注 4：その他とは夫と妻がそれぞれ分け合って子どもの親権を行う場合。

図 3 離別者における子どもの有無、及び親権者別の割合 (%)

本報告では、国立社会保障・人口問題が 2013 年、2018 年に実施した第 5 回・第 6 回全国家庭動向調査のデータをプールして用い、これまであまり注目されてこなかった離別者の親との居住関係と支援の実態を、有配偶女性と比較しながら把握することを目的とする。分析では成人子の立場にある女性を対象とし、女性からみた親との関係について考察する。

2. 離別者の世代間関係に関する先行研究

前述したように、日本においては母子世帯の貧困状況や、ひとり親に対する様々な公的支援の効果に関する先行研究は多い。離別者に対するより効果的な支援につなげるためには、離別者の実態を把握し、政策の効果を計測する研究は当然ながら重要なテーマであることは論を待たない。しかし、すでに公的な支援を受けている離別者にとっても、受けて

いない離別者にとっても、ちょっとした日常的な家事や育児支援、突発的に生じた事態への支援を頼めるつながりが生活に与える影響は大きい。日本においては多くの場合、有配偶女性にとっても、日常的な支援は親が主要な支援提供者であるケースが多く（国立社会保障・人口問題研究所 2020）、有配偶女性を対象とした女性自身の親および配偶者の親との世代間関係に関する研究は多い（大和 2017；千年 2021；西岡・山内 2018；施 2012）。その反面、近年の日本社会における配偶状況の多様化にもかかわらず、離別者とその親との関係について論じた研究は非常に少なく、その実態さえ詳細には明らかにされていない。

日本における離別者と親との居住関係、及びその影響について把握した数少ない研究に阿部・大石（2005）、Raymo and Zhou（2012）、Shirahase and Raymo（2014）、不破・柳下（2017）、千年（2018）がある。これらの研究では、未婚・離婚・死別の母親と子（うち少なくとも1人は20歳未満の未婚者）のみの世帯を「独立母子世帯」、他の世帯員も含む母子世帯を「同居母子世帯」と定義し、母子世帯全体に占める同居母子世帯の割合の推移をみている。各研究で観察した期間に違いはあるが、1990年から2015年にかけて同居母子世帯割合は概ね25%から30%程度で推移しており、比較的安定している点で一致している。

これらの研究から独立母子世帯と比べると、同居母子世帯は母親の年齢が若く、6歳以下の子どもがいる割合が高い（阿部・大石 2005）。また持ち家に居住している割合は、2015年で独立母子世帯が31.8%のところ、同居母子世帯では82.2%に達しており、同居母子世帯で持ち家に居住している割合が高い（千年 2018）。女性ひとり親（シングルマザー）の場合、親との同居が貧困に陥ることを防ぐバッファとなっているケースも多い（Shirahase and Raymo 2014）。質的な研究からも多くの女性ひとり親が離別当初に親と同居していることが判明している（葛西 2017）。さらに、同居母子世帯の女性ひとり親は、独立母子世帯の女性ひとり親と比べ、主観的健康観が高く経済状況の認識も良いと回答した人の割合が高い（Raymo and Zhou 2012）。このように、住居費負担の軽減に代表される経済的な利点、子どもの世話および家事ニーズが満たされること、そして心理的負担の軽減が、ひとり親が親と同居へ移行する主な理由だと思われる。しかし、これらの研究のほとんどは、女性ひとり親を対象としており、離別者のみを対象とした分析ではない。

離死別者に焦点を絞り、同居親から受けた支援について分析した研究に不破・柳下（2017）がある。働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（パネルデータ）を用いた分析の結果、親同居の影響は、離別成人子の性別によって特徴的な違いがみられる。親と同居する離死別男性は、就業率・正規雇用比率ともに低く、労働時間も短い。親と同居する離死別女性は、就業率・正規雇用率が高く、労働時間が長い。家事頻度に関しては、親同居の離死別男性で低く、独立男性ひとり親で高い。一方、同居女性ひとり親の家事頻度は低い。以上のことから、親が同居する離死別成人子に代わって多くの家事を代行しており、親同居が離死別者の社会経済的状況に大きな影響を及ぼしていることが示唆されている。

このように、親からの支援は離死別者と親との同同居または居住距離によって規定される面が大きい。一般に死別者は離別者よりも高い年齢層に集中していることから（国立社会保障・人口問題研究所 2015）、世代間関係の分析の際には、離別者と死別者を分けて考

慮すべきであろう。女性のみであるが、離別者と死別者を区分してそれぞれの世代間関係の実態を試行的に把握した報告に、国立社会保障・人口問題研究所（2015）がある。これは、2013 年に実施した全国家庭動向調査（対象は、結婚経験のある女性）から、離別・死別・有配偶成人子について、親との同別居、親との会話頻度、親への支援、親からの支援、成人子との同別居、成人子への支援、家族に関する意識について記述的に分析を行った結果である。この報告から、離別者で親との同居割合が高いこと、同居の場合、離別女性で母親から家事支援を受けている割合が高いこと、別居の場合は離別女性と有配偶女性の間に母から受ける支援の割合に大きな差はみられないこと等が判明している。この分析は、離別・死別女性の世代間関係を有配偶女性と比較したという点で画期的な研究であるが、サンプル数が小さいため、解釈には注意が必要である。

海外における成人子の配偶状況と親との関係に関する研究は、米国・ヨーロッパを中心に多くの実証研究がなされており、示唆に富む。一般に離別成人子に対する親からの支援は、その地域の規範に基づくやり方で行われる傾向が観察される。例えば、親からの独立が規範である北欧諸国や米国では、離婚後も親との同居はあまり推奨されない。オランダの研究では、離別者は離婚後に親の家に同居することはあるものの、それは経済的に安定するまでの一時的な居住形態と認識されている（Das et al. 2010）。とはいえ、親との同居が規範的ではないスウェーデンにおいても、18 歳以下の子どもを持つ離別者は親同居へ移行する傾向が強く（Albertini et al. 2018）、離別者が親と同居する傾向が強いことは、他のヨーロッパ諸国のデータを分析した研究でも一貫している（Kalmijn 2014）。そして、親との同居傾向は男性、低所得、親と近居している成人子で高い（Das et al. 2017; Guzzo 2016; Sarkisian and Gerstel 2008）。米国については親子間の感情的なつながりは強いものの、世話的・経済的支援は常日頃から交換されるものではなく、どちらかに支援ニーズが発生した時、セーフティ・ネットの役割を果たすものと認識されている親との同居は、多くの場合親の面倒をみるためではなく、成人子のニーズのためであり、成人子が若い場合に多い（Swartz 2009）。それでも、離別成人子は有配偶子よりも親と同居する傾向が強い（Sarkisian and Gerstel 2008）

離別者と親との交流頻度や支援関係については、離別成人子の性別による違いや（Spitz et al. 1994）、親との親しさの度合いによる違いが大きいとする研究がある（Min et al. 2022）。1980 年代のデータを使った米国の研究では、離別成人子は有配偶成人子と比べて親との交流や支援頻度が多いことを明らかにしたが、それは女性離別者で子どもがいる場合に限定される。男性の場合、親との交流や親からの支援は、離別者も有配偶者も違いはみられなかった（Spitz et al. 1994）。一方、近年のより大きなデータを用いた分析では、離別成人子は有配偶子よりも頻繁に親と交流し、より多く世話的・心理的支援を親から受けている。その一方、経済的支援については、離別女性は有配偶女性よりも受ける傾向が強いが、男性は配偶状況による違いは見られない（Sarkisian and Gerstel 2008）。しかし、この研究では、親との居住距離がコントロールされていない。

離別成人子と親との関係については、親から離別成人子への支援が注目される傾向にあるが、成人子の配偶状況によって親に対する支援がどのように異なるのか、という点につ

いても研究が進められている。米国の研究では、離別者は男女ともに、有配偶者よりも世話的・心理的支援を親に行う傾向が強い。ただ、親への経済的支援に成人子の配偶関係による違いはみられず、唯一、男性未婚成人子で有配偶・離別男性より親に支援する傾向が強い（Sarkisian and Gerstel 2008）。

3. データと方法

分析には、国立社会保障・人口問題研究所が2013年、2018年に実施した第5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5回・第6回共に77～78%である。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が、婚姻状況の多様化に伴い、第4回から離死別女性についても集計可能となるように設問が修正された。しかし、第4回では離別と死別の区分はできず、両者を区分できるようになったのは、第5回調査からである。本分析では、離別女性と有配偶女性の比較を行うことを目的としているが、離別女性のサンプル数は少ないため、第5回・第6回のデータをプールして用いる。

本分析で鍵となる変数は、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、「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つ選択する形式となっている。分析では、親・成人子ともに対象とした有配偶・離別女性と同じ世帯内に世帯員として含まれている場合は「同居」とした。そして、親との距離が30分未満の場合を「近居」、30分以上の場合を「遠居」とした。

成人子と親との関係は居住距離と関連があるため、両者の居住距離（同居、近居、遠居）をコントロールした上で、会話頻度、母親から娘への支援状況、そして娘から母親への支援状況を把握する。親との会話頻度に関する設問は、自分の父親・母親、配偶者の父親・母親それぞれについて、「この1年間に、親御さんとどれくらい話をしましたか。＊電話で話す回数を含めます。」と尋ねており、「1. 毎日」、「2. 週に3～4回」、「3. 週に1～2回」、「4. 月に1～2回」、「5. 年に数回」、「6. ほとんどしない」から1つ選択する。

親への支援に関する設問は、「この1年間に、親御さんにどのような手助けや世話をしましたか（お金に関するものは除く） ＊あてはまるものすべてに○をつけてください。」と尋ねており、複数回答可で「1. 日常の買い物」、「2. 食事」、「3. 洗濯」、「4. 掃除・片付け」、「5. 悩み事の相談」、「6. 病気時の世話」、「7. その他」、「8. なし」の選択肢がある。親か

らの支援については、「この１年間に、親御さんからどのような手助けや世話を受けましたか（お金に関するものは除く）＊あてはまるものすべてに○をつけてください。」と尋ねている。選択肢は、親への支援と同じであるが、一つ「孫の世話」が追加されている。

経済的支援については、「この１年間に、親御さんのために使ったお金の合計金額はどれくらいですか。＊生活費、仕送り、物品、プレゼントのためのお金を含みます」と尋ねている。第６回調査では「１. 使っていない」、「２. １万円未満」、「３. １～３万円未満」、「４. ３～５万円未満」、「５. ５～１０万円未満」、「６. １０～１５万円未満」、「７. １５～２０万円未満」、「８. ２０万円以上」から１つ選択する形になっている。第５回調査の経済的支援に関する設問は、「１. 使っていない」については第６回と共通であるものの、金額の区分が異なるため、分析では親に対してお金を使ったか否かについてのみ、検討する。

4. 分析結果

(1) 母との居住距離

まず、図４に成人子である女性と母親との居住距離を成人子の配偶状況別に示す。母親がすでに亡くなった女性の割合をみると、有配偶者の場合、自分の母親で３８．９％、配偶者の母親で４３．４％、離別者では３７．７％となっており、自分の母親がすでに亡くなった女性の割合は、有配偶と離別でほぼ同レベルにある。有配偶者の夫の母親がすでに亡くなっている割合は高めであるが、これは一般に妻より夫の方で年齢が高く、その分、母親の年齢も高いためであろう。

次に母親と同居している女性の割合をみると、有配偶女性が自分の母親と同居している割合は４．６％と最も低く、続いて有配偶女性と夫の母が１１．６％、そして離別者と自分の母親との同居が２２．２％となっている。離別者の母親との同居率は有配偶（自分の母）の４倍以上、有配偶（配偶者の母）と比べても約２倍であり、同居率は極めて高い。母親との近居についてみると、有配偶（自分の母親）が２２．５％、離別が２１．３％とほぼ同レベルにあるが、有配偶（配偶者の母）は１８．８％と低めである。母親との遠居は離別が１８．９％と最も低く、次いで有配偶（配偶者の母）の２６．２％、有配偶（自分の母）の３４．１％が続く。

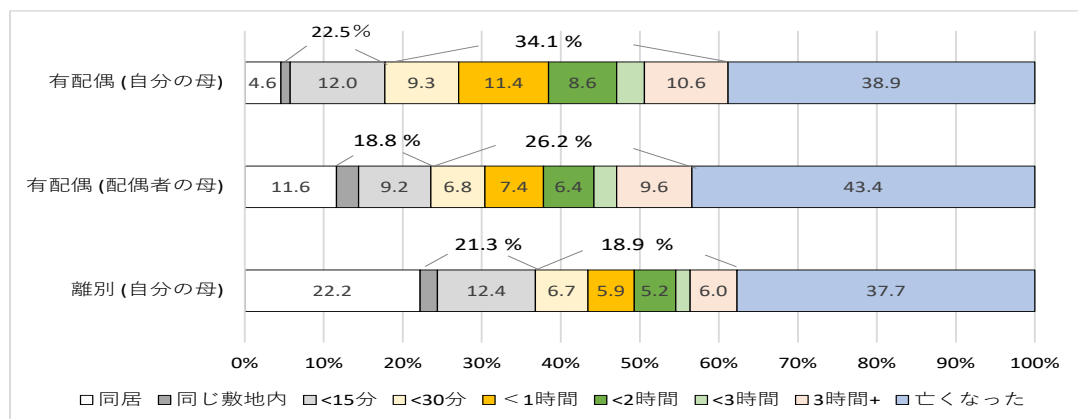


図４ 配偶状況別、母親との居住距離（全体）（％）

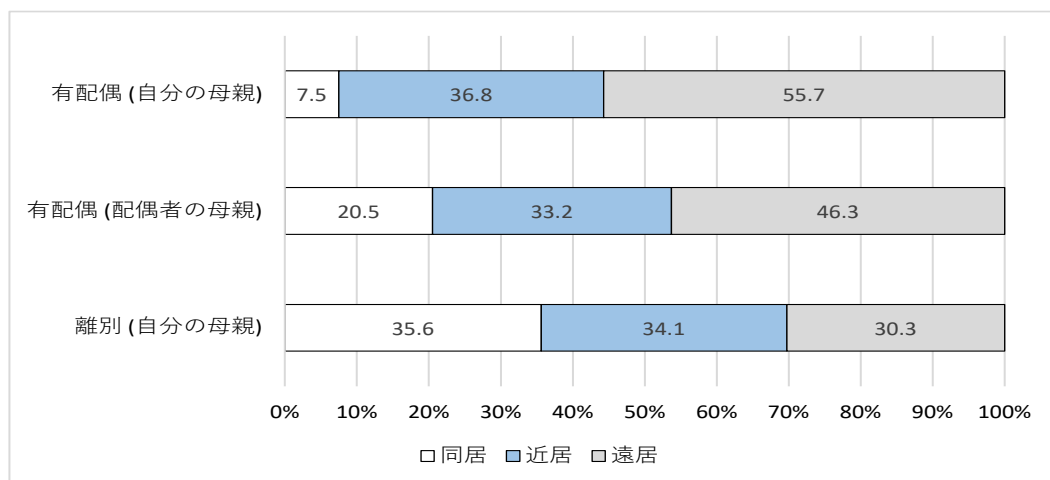


図 5 配偶状況別、母親との居住距離（母親が生存している女性）（%）

次に母親が生存している女性に限定して、母親との同居・近居・遠居の割合を検討してみると（図 5）、離別者の母親との同居割合は 35.6%と 3 割を超えており、有配偶（自分の母）の 7.5%、有配偶（配偶者の母）の 20.5%よりも格段に高い。続いて近居の割合をみると、有配偶（自分の母）で 36.8%と若干高いが、有配偶（配偶者の母）と離別では概ね 3 分の 1 程度を占めており、大きな差はみられない。遠居は、有配偶（自分の母親）で 55.7%と半数を超えて最も高く、次いで有配偶（配偶者の母）の 46.3%、そして離別で 30.3%と最も低い。同居と近居を合わせると 30 分以内の場所に母親が住んでいる女性の割合は、有配偶女性と自分の母親で 44.3%、配偶者の母親で 53.7%、そして離別者ではほぼ 7 割に達しており、離別者は母親の近くに居住している傾向が顕著である。

(2) 母親との居住距離別、母親との会話頻度

母親との会話頻度を母との居住距離別、配偶状況別に示したのが図 6 である。会話頻度は、「週に 3～4 回」、「週に 1～2 回」を「週に 1～4 回」としてまとめ、「月に 1～2 回」、「年に数回」、「ほとんどしない」を「月に 1～2 回以下」としてまとめた。

図 6 からまず目につくのは、配偶状況にかかわらず同居で圧倒的に毎日会話をしている母娘が多いことである。有配偶（自分の母）と離別（自分の母）は、ほぼ 9 割、有配偶（配偶者の母）でも 86%に達している。「毎日」の割合は、同居以外で急に下がり、30 分以内の近居でも有配偶（自分の母）で 2 割弱、有配偶（配偶者の母）では 13.2%であるが、離別（自分の母）では 27.2%と最も高い。近居の特徴は、会話頻度が配偶状況によって大きく異なることである。「週に 1～4 回」の割合は、有配偶（自分の母）で 57.0%、離別（自分の母）で 51.9%と 5 割を越えて最も高いが、有配偶（配偶者の母）では 4 割に満たない。その分、有配偶（配偶者の母）では「月に 1～2 回以下」が 48.0%と半数弱を占め最も高い。遠居では、すべての配偶状況について「月に 1～2 回以下」が最も高い割合を占めるが、そ

の数値にはばらつきがみられる。有配偶（配偶者の母）では 85.7%と多数を占めるが、有配偶（自分の母）と離別（自分の母）ではそれぞれ 57.8%、66.3%であり、遠居であっても「週に 1～4 回」が前者で 36.0%、後方で 29.4%を占めている。

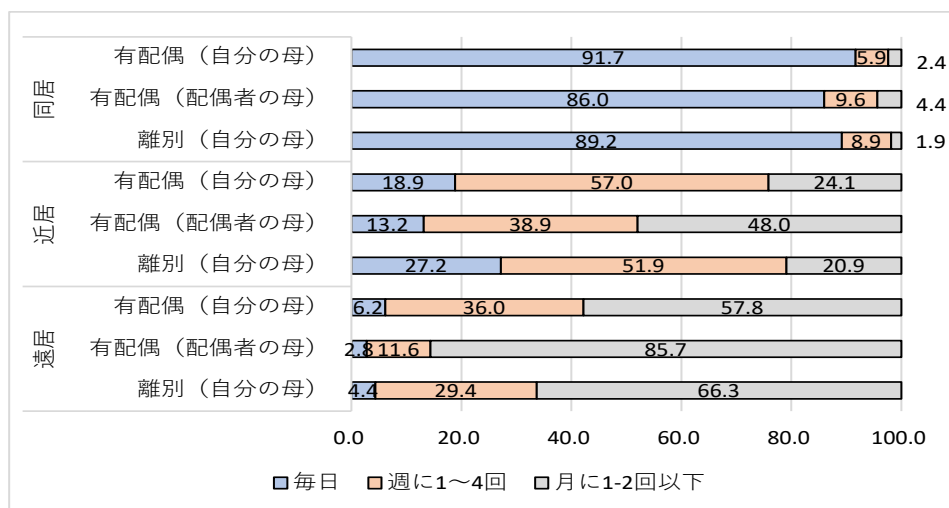


図 6 母親との居住距離別、配偶状況別、母親との会話頻度 (%)

(3) 母親との居住距離別、母親からの支援

それでは、母親から娘への支援は有配偶女性と離別女性でどのような違いがみられるのだろうか。図 7 の「日常の買い物」、「食事」、「洗濯」、「掃除・片付け」、「悩み事の相談」、「病気時の世話」、「孫の世話」、「その他」それぞれについてみていく。

図 7 によると、支援の種類については「買い物」、「食事」、「洗濯」、「掃除・片付け」といった家事、及び「病気時の世話」といった突発的な支援に関しては、圧倒的に同居で支援を受けている女性の割合が高い。その一方、「悩み事の相談」といった心理的な支援、「孫の世話」、「その他」に関しては、あまり同居・近居・遠居の差はみられない。

それでは、有配偶と離別女性では、母親との距離をコントロールした場合、どちらの方がより多く母からの支援を受けているのだろうか。まず、同居している母娘で「買い物」、「食事」、「洗濯」、「掃除・片付け」の家事支援についてみると、すべての支援について離別女性が支援を受けている割合が最も高く、次いで有配偶女性が自分の母親から受ける割合、そして最も低いのは有配偶女性が配偶者の母から受ける割合である。例えば「食事」についてみると、同居離別女性で母から支援を受けているのは約 7 割、有配偶女性が同居している自分の母から支援を受けている割合が 5 割強、そして有配偶女性が同居している配偶者の母から支援を受ける割合は 37.3%であり、三者の間には大きな差がみられる。同じ家事支援でも近居・遠居になると、配偶状況別・母から支援を受ける割合の順番は同居と同様であるが、支援を受けている割合自体が大幅に低くなる。それは特に、「洗濯」と「掃除・片付け」で顕著である。

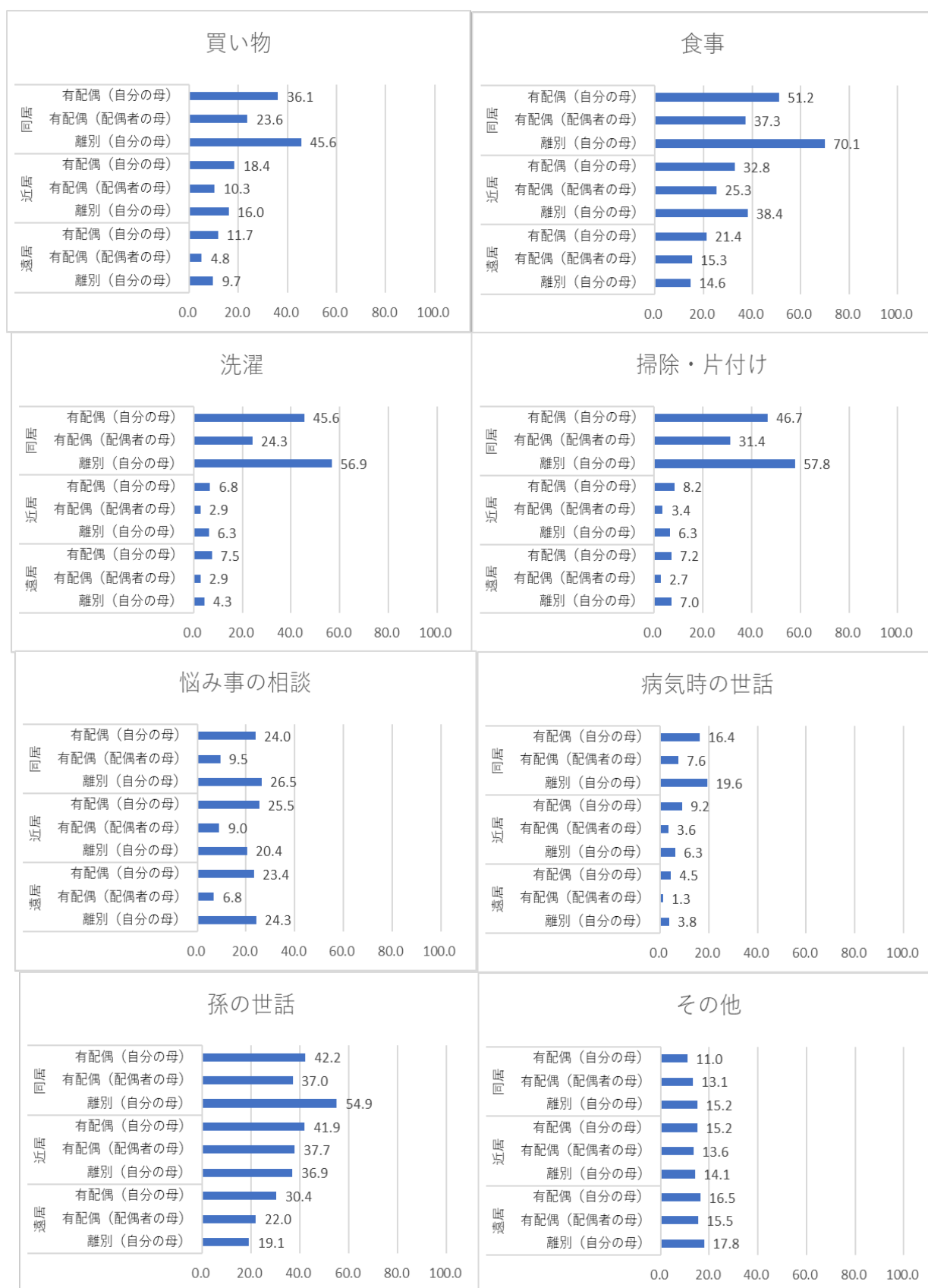


図 7 母親との居住距離別、配偶状況別、母親からの支援 (%)

一方、心理的な支援である「悩み事の相談」は距離に制限されないため、家事支援と比べて母親との居住距離による差は大きくはない。例えば、有配偶（自分の母）と離別（自分の母）女性では距離にかかわらず相談を受けているのは 25%前後である。しかし、配偶者の母から心理的支援を受けている有配偶女性は 1 割に満たない。また、孫の世話については、家事支援と比べて母親との距離・配偶状況による差は小さい。具体的には、同居で離別女性が孫の世話の支援を受けている割合が最も高く 54.9%、次いで有配偶（自分の母）の 42.2%、有配偶（配偶者の母）の 37.0%である。一方、近居・遠居では、孫の世話の支援を受けているのは有配偶（自分の母）が最も高く、有配偶（配偶者の母）と離別（自分の母）は、ほぼ同レベルにある。

次に、この 1 年間に母親から経済的支援を受けた女性の割合についてみる（図 8）。ここで興味深いのは、経済的支援を受ける女性の割合が同居・近居・遠居全てについて、有配偶（自分の母）で最も高いことである。また、有配偶（自分の母）からの経済的支援は、同居で約 7 割と最も高いが、近居・遠居でも 66.3%、63.6%に達しており距離による差は大きくない。また、有配偶女性に次いで離別者（自分の母）は、母と同居している場合、経済的支援を受ける割合が高い（66.2%）。しかし、近居・遠居については、配偶者の母と同居している有配偶女性よりも低く、近居で 58.0%、遠居で 48.4%であり、母親との居住距離が離れるにつれて経済的支援を受ける離別女性の割合は低下する。配偶者の母から経済的支援を受けている有配偶女性の割合は、母親との居住距離による違いはあまり大きくはない。その割合は、同居・近居で 6 割弱、遠居で 54%ほどである。

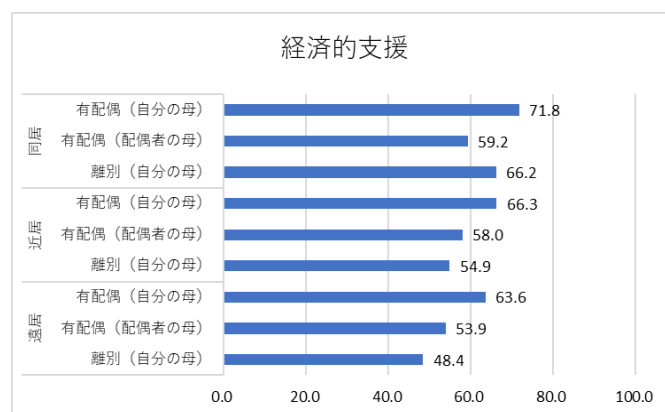


図 8 母親との居住距離別、配偶状況別、母親からの経済的支援（%）

最後にこの 1 年間に母親から世話的・心理的支援を全く受けなかった女性の割合を図 9 に示す。母親と同居している女性で、支援を受けなかった割合が最も高かったのは、配偶者の母と同居している有配偶女性で約 3 分の 1、最も低いのは自分の母と同居している離別者で約 1 割となっている。支援を受けなかった女性の割合は、配偶状況にかかわらず、母親との居住距離が広がるほど増加する。しかし、配偶状況別にみると、すべての母親との居住距離について有配偶（配偶者の母）が最も高い。

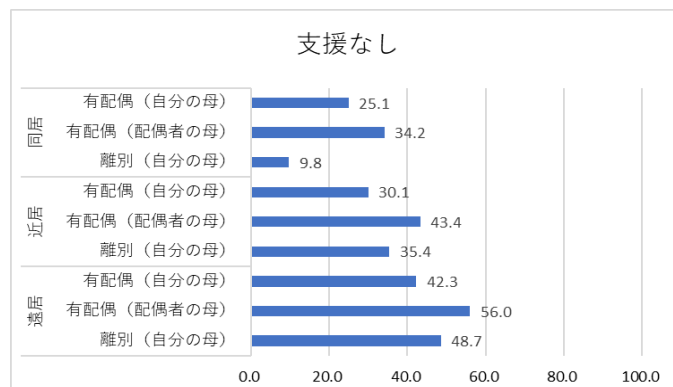


図9 母親との居住距離別、配偶状況別、母親から支援を受けなかった女性の割合 (%)

(4) 母親との居住距離別、母親への支援

図10は、母親との居住距離別に娘から母親への支援状況について表している。娘から母親への支援状況についても、家事および突発的支援（病気時の世話）に関しては、母親との居住距離が近いほど支援を行っている女性の割合が高い。例えば「買い物」についてみると、有配偶女性の自分の母親への支援割合は、同居で約8割、近居で35.7%、遠居で20%弱と距離による違いは大きい。同様の傾向は、有配偶（配偶者の母）や離別者についてもみられる。

家事支援（買い物、食事、洗濯、掃除・片付け）に絞って配偶状況別に違いを探ると、母親と同居の場合は圧倒的に有配偶女性（自分の母）で支援割合が高い。次いで、離別女性、有配偶（配偶者の母）の順番である。「食事」についてのみ、離別者と有配偶（配偶者の母）の順番が入れ替わる。近居・遠居になると、概ね有配偶（自分の母）と離別の割合は同レベルにあり、有配偶（配偶者の母）より高い。

悩み事の相談のような心理的支援では母親との居住距離による差はみられず、相手が自分の母か、配偶者の母か、によって支援の軸は異なる。母親との居住距離にかかわらず、有配偶女性が自分の母親へ心理的支援を行った割合は30-35%、離別者（自分の母）は3割、そして有配偶女性が配偶者の母親に対して行った割合は12-17%と低い。

病気時の世話のような突発的な支援については、同居の場合、有配偶（自分の母）が最も支援を行う割合が高く半数を超えるが、有配偶（配偶者の母）と離別者（自分の母）では35%程度である。近居・遠居では支援を行う女性の割合は同居よりも下がるが、支援割合は有配偶（自分の母）と離別（自分の母）でほぼ同じ、有配偶（配偶者の母）で低い。つまり、配偶状況による違いよりも、夫婦系列による差の方が大きい。「その他」の支援に関しては、母親との居住距離や配偶状況による差はほとんどみられない。

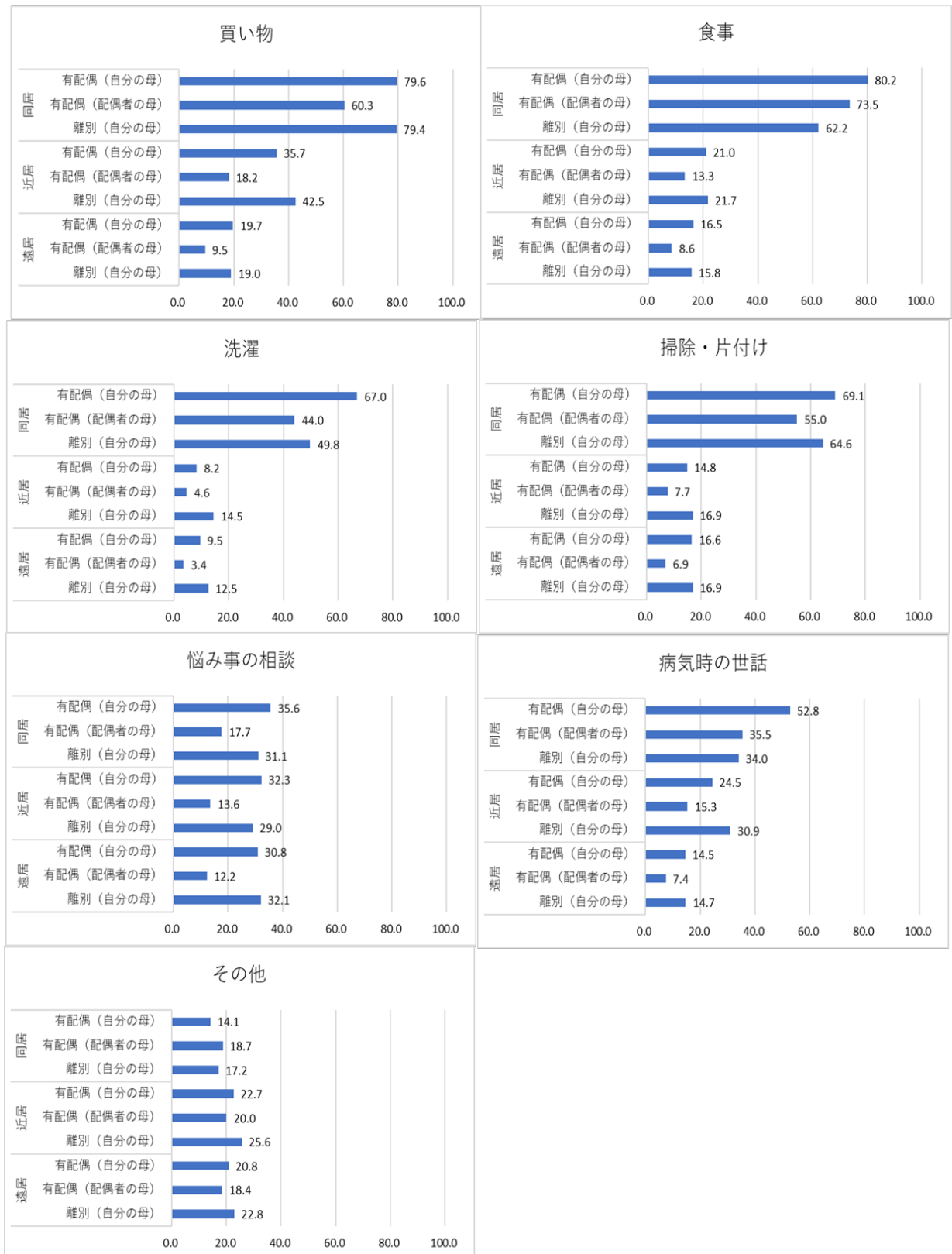


図 10 母親との居住距離別、配偶状況別、母親への支援 (%)

それでは、母親に対する経済的支援状況はどのようになっているのでしょうか（図 11）。経済的支援に関しては、母親との居住距離にかかわらず、そして夫婦系列にかかわらず、概ね 8 割前後の有配偶女性が経済的支援を行っている。有配偶女性と比較すると、離別女性が行う支援は同居では差はみられないが、遠居で低い傾向にある。遠居の場合、有配偶女性の 83.0%が自分の母親に、そして 79.4%が配偶者の母親に支援を行っているのに対し、離別女性は 68.3%と低い。

最後にこの 1 年間に家事、心理的および突発的な支援を母親に行わなかった女性の割合を図 12 に示す。母親に支援を行わなかった女性の割合は、すべての配偶状況について同居で低く遠居で高い。配偶状況別にみると、ここでも有配偶・離別にかかわらず、自分の母親に対して支援を行わなかった女性の割合は低いが、配偶者の母親に対しては高い傾向が観察される。

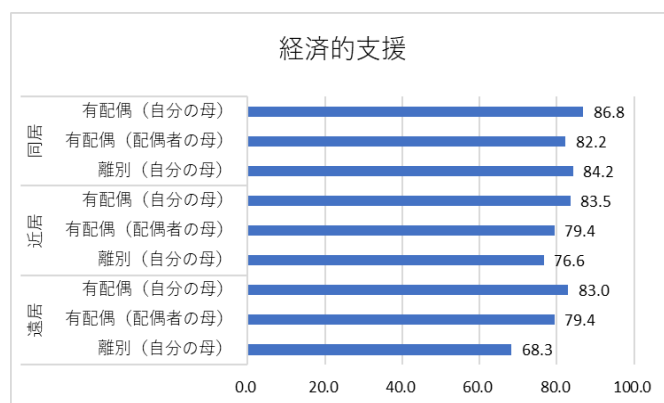


図 11 母親との居住距離別、配偶状況別、母親への経済的支援（%）

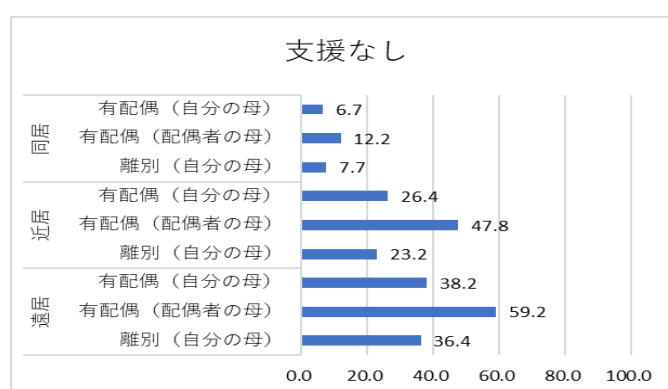


図 12 母親との居住距離別、配偶状況別、母親へ支援を行わなかった女性の割合（%）

5. まとめと課題

本稿では、2013・2018 年の全国家庭動向調査のデータを用いて、母親がいる女性を対象

に、母親との居住距離別、配偶状況別に母親との世代間関係について考察した。これまで学術的関心が向けられることが少なかった離別女性に着目し、有配偶女性とその母親、有配偶女性と配偶者の母親を比較対象として、母親との居住距離別に会話頻度や家事・心理的・突発的・及び経済的支援のやりとりについてどのような違いがみられるのか検討した。その結果、以下のような知見を得た。

まず、母親との居住距離については、離別女性の母親との同居率が高かった。近居率に有配偶女性との差は見られないが、同居を含めると約7割の離別女性が母親と30分以内の距離に居住している。会話頻度については、母親との居住距離が離れるほど会話が減るのは、すべての女性について共通している。また、同居の場合、女性と母親との会話頻度に、女性の配偶関係による大きな差はみられない。しかし、近居・遠居については、母との会話頻度は配偶状況よりも、夫婦系列（自分の母親・配偶者の母親）によって異なる傾向がみられた。

母親から受けた支援では、家事的支援で母親との居住距離による差は大きい。そして、家事的支援や孫の世話では同居の場合に、離別女性が母から支援を受ける傾向が最も強く、有配偶女性が配偶者の親と同居している場合に支援を受ける傾向が最も低い。心理的な支援に距離の影響はほぼみられず、違いは配偶状況よりも夫婦系列によって異なる様子がみられる。一方、母親からの経済的支援については、有配偶女性が自分の母親から受ける割合が全ての居住距離について最も高い。そして、近居・遠居では、離別女性が受ける割合が最も低かった。

母親に対する支援についても、やはり家事的支援では距離の影響が大きく、すべての配偶状況について同居で圧倒的に支援割合が高い。居住距離をコントロールした場合、自分の母親に対しては、離別女性も有配偶女性も同程度の支援を行っている。そして、有配偶女性の配偶者の母親に対する支援が最も低い。しかし、経済的支援についてはその限りではなく、近居・遠居で有配偶者と離別者の間に差がみられ、離別者で支援割合が低い。

今後の課題としては、会話頻度、及び様々な支援に関するやり取りの規定要因を探ることが挙げられる。分析の結果から、世話的・心理的・突発的支援については、母親からの支援も母親への支援についても、配偶状況より夫婦系列が関係しているようである。一方、経済的支援については、非同居で離別女性と母親との相互支援が有配偶女性と比べて低い。これは、離別女性だけではなく、離別女性の親も経済的に不安的な状況に置かれているためかもしれない。また、親の経済的基盤のぜい弱さが、親との同居を選択しなかった理由かもしれない。

また、全国家庭動向調査では、データの性質上、未婚成人子の親との世代間関係が把握できない。未婚化と長寿化が進行している今日、未婚成人子と親との関係についても、把握する必要があるだろう。

参考文献

- 阿部 彩 (2008)『子どもの貧困—日本の不公平を考える—』岩波書店
- 阿部 彩・大石亜希子 (2005)「母子世帯の経済状況と社会保障」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, 143-161.
- 葛西リサ (2017)『母子世帯の居住貧困』日本経済評論社
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2022)『人口統計資料集 2022』
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2020)「第6回全国家庭動向調査報告書 (2018年 社会保障・人口問題基本調査)」
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015)「第5回全国家庭動向調査 現代日本の家族変動 (離死別編)」
- 近藤克則 (2005)『健康格差社会』医学書院
- 周 燕飛 (2014)『母子世帯のワーク・ライフと経済的自立』労働政策研究・研修機構
- 斎藤知洋 (2021)「親との離死別と教育機会の不平等—階層再生産への人口学的影響—」『人口問題研究』77(3): 241-258.
- 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.
- 千年よしみ (2018)「ひとり親の世帯構造」『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究』平成29年度総括研究報告書 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 (課題番号 H29-政策-指定-003)
- 不破麻紀子・柳下実 (2017)「離死別者の親同居」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ 103: 1-15.
- 村上あかね (2009)「離婚によって女性の生活はどう変化するか？」季刊家計経済研究 84: 36-45.
- 柳下実・不破麻紀子 (2019)「離婚と家事労働—離別者の親同居の効果に着目して—」『家族社会学研究』31(1): 7-18.
- 西岡八郎・山内昌和 (2018)「中高年者の高齢期の親に対する支援・援助の規定要因」津谷典子・阿藤誠・西岡八郎・福田亘孝編著『少子高齢時代の女性と家族—パネルデータから分かる日本のジェンダーと親子関係の変容』慶應義塾大学出版会, 209-236.
- 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
- JILPT (2015)「子育て世帯のウェルビーイング—母親と子どもを中心に—」資料シリーズ No. 146
- Albertini, Marco, Michael Gähler, and Juho Härkönen. 2018. "Moving back to "mamma"? Divorce, Intergenerational Coresidence, and Latent Family Solidarity in Sweden." *Population Space and Place* DOI:10.1002/psp2142.

- Das, M., de Valk, H., & Merz, E.-M. 2017. "Mother's Mobility after Separation: Do Grandmothers Matter?" *Population Space and Place* 23(2), e2010. DOI:10.1002/psp.2010
- Guzzo, K. B. 2016. "Do Young Mothers and Fathers Differ in the Likelihood of Returning Home?" *Journal of Marriage and Family* 78(5): 1332-1351.
- Kalmijin, Matthijs. 2016. "Children's Divorce and Parent-Child Contact: A Within-Family Analysis of Older European Parents." *Journal of Gerontology Social Sciences* 71(2): 332-343.
- Min, Joohong, Matthew D. Johnson, Jared R. Anderson, and Jennifer Yurkiw. 2022. "Support exchanges between adult children and their parents across life transitions." *Journal of Marriage and Family* 84(): 367-392.
- Raymo, James M. and Yanfei Zhou. 2012. "Living Arrangements and the Well-Being of Single Mothers in Japan." *Population Research and Policy Review* 31(5): 727-749.
- Raymo, James M., Hyunjoon Park, Miho Iwasawa, and Yanfei Zhou. 2014. "Single Motherhood, Living Arrangements, and Time With Children in Japan." *Journal of Marriage and Family* 76(4): 843-861.
- Sarkisian, Natalia, and Naomi Gerstel. 2008. "Till Marriage DO Us Part: Adult Children's Relationships with Their Parents." *Journal of Marriage and Family* 70(2): 360-376.
- Shirahase, Sawako, and James R. Raymo. 2014. "Single Mothers and Poverty in Japan: The Role of Intergenerational Coresidence." *Social Forces* 93(2): 545-569.
- Spitze, Glenna, John R. Logan, Glenn Deane, and Suzanne Zerger (1994) "Adult Children's Divorce and Intergenerational Relationships." *Journal of Marriage and Family* 56(May): 279-293.
- Sarkisian, Natalia, and Naomi Gerstel (2008) "Till Marriage DO Us Part: Adult Children's Relationships with Their Parents." *Journal of Marriage and Family* 70(2): 360-376.
- Swartz, Teresa Toguchi. 2008. "Intergenerational Family Relations in Adulthood: Patterns, Variations, and Implications in the Contemporary United States." *Annual Review of Sociology* 335: 191-212.

令和2年国勢調査と比較した平成30年地域推計結果の残差の傾向

小池司朗、菅桂太、鎌田健司

1. はじめに

令和3(2021)年11月30日に、総務省統計局より令和2年国勢調査の人口等基本集計結果が公表された。令和2(2020)年国勢調査は、国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」（以下、「平成30年地域推計」）の公表後初となる国勢調査であり、人口等基本集計結果が公表されたことにより、2020年の推計値について実績値と比較することが可能となった。本稿では、「平成30年地域推計」による都道府県別、市区町村別の推計値について国勢調査による実績値と比較したうえで残差の傾向を概観し、令和2年国勢調査を基準とした地域別将来人口推計における諸課題を明確化することを目的とする¹。

2. 残差の傾向

「平成30年地域推計」の残差について述べる前に、「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（出生中位・死亡中位仮定）（以下、「平成29年全国推計」）の残差に触れる。「平成30年地域推計」の地域別将来推計人口の合計は「平成29年全国推計」による全国の将来推計人口に合致しているため、全域的には「平成29年全国推計」の残差に影響されることになる。なお、以下で国勢調査の実績値とするのは、すべて参考表として公表されている年齢不詳・国籍不詳が按分された人口（令和2年国勢調査に関する不詳補完結果）である。

2-1. 「平成29年全国推計」の残差

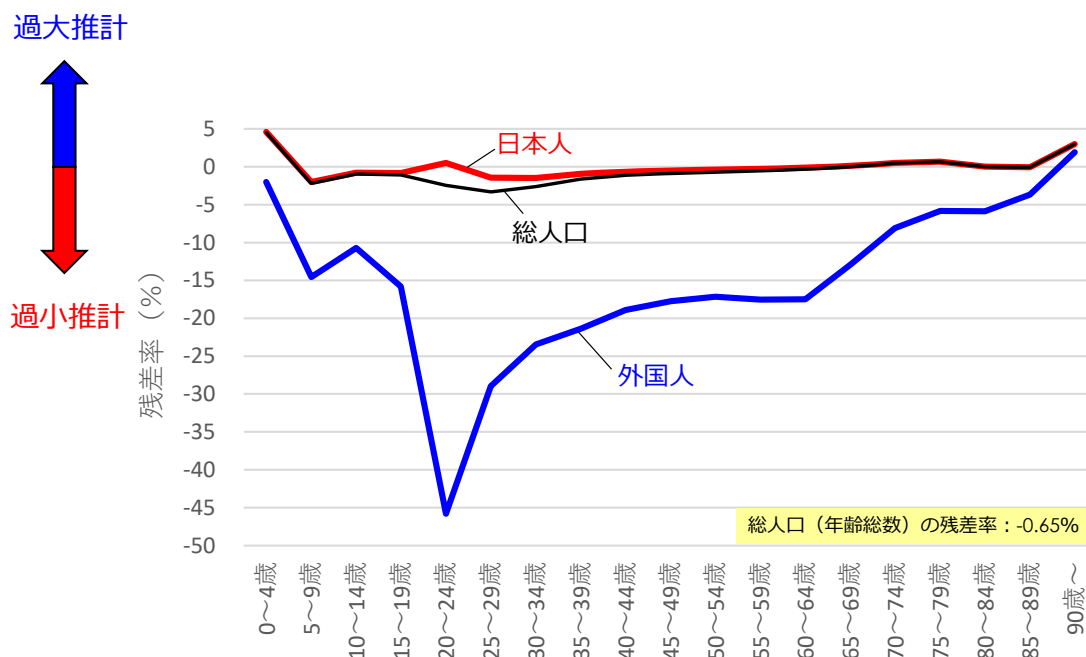
「平成29年全国推計」では、日本人に関する推計結果が表章されているため、総人口から日本人人口を差し引くことによって外国人人口の推計値が算出され、推計値を日本人・外国人別に実績値と比較することが可能である。図1は、日本人と外国人の残差率を年齢5歳階級別にみたものであり、総人口の残差率も記載している。なお残差率は、下式により算出している。

$$\text{残差率（\%）} = (\text{推計人口} - \text{実績人口}) \div \text{実績人口} \times 100$$

日本人、外国人別にみると、まず日本人は、0～4歳と90歳以上で過大推計、5～9歳でやや過小推計となっている以外は、概ね高精度の推計結果となっている。これらのうち、0

¹ 「平成30年地域推計」は「投影」の観点により推計を行っている以上、推計人口と事後的に判明した実績人口との差は、人口変化の趨勢が推計期間中に変わったことで生じたものであるから、厳密には誤りとは言えない（山内・小池 2015）。したがって、本稿においては誤差に代えて残差という表現を用いる。

図1 「平成29年全国推計」の日本人外国人別、年齢別残差率（2020年）



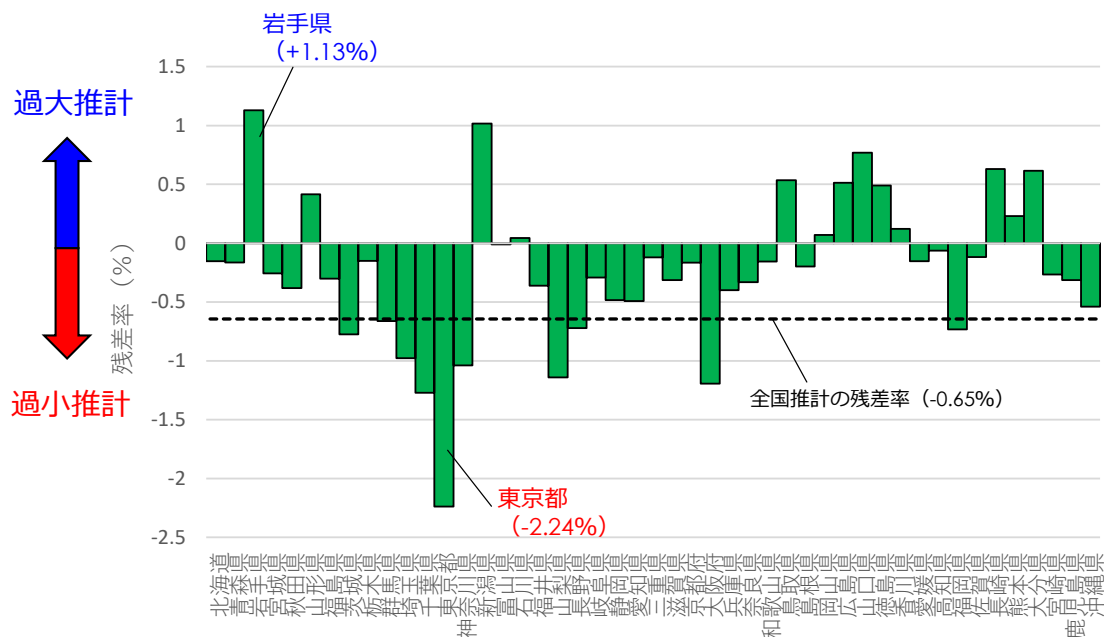
資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成29年推計）」

～4歳人口が過大となったのは、2015年以降における出生率の低下の影響が大きいと考えられる。一方外国人は、2015年以降入国超過数が急速に拡大したことにより総じて過小推計であり、とりわけ20～24歳では45%以上もの大幅な過小推計となっている。外国人人口割合の高い若年層では、外国人の過小推計に引っ張られる形で総人口もやや過小推計となっており、総人口（年齢総数）の残差率は-0.65%である。20～24歳では日本人の残差率はプラスになっており、全体では総人口の2.2%を占めるにすぎない外国人人口の動向も年齢別に見れば総人口の将来推計結果に影響を及ぼすようになっている。

2-2. 「平成30年地域推計」の都道府県別残差

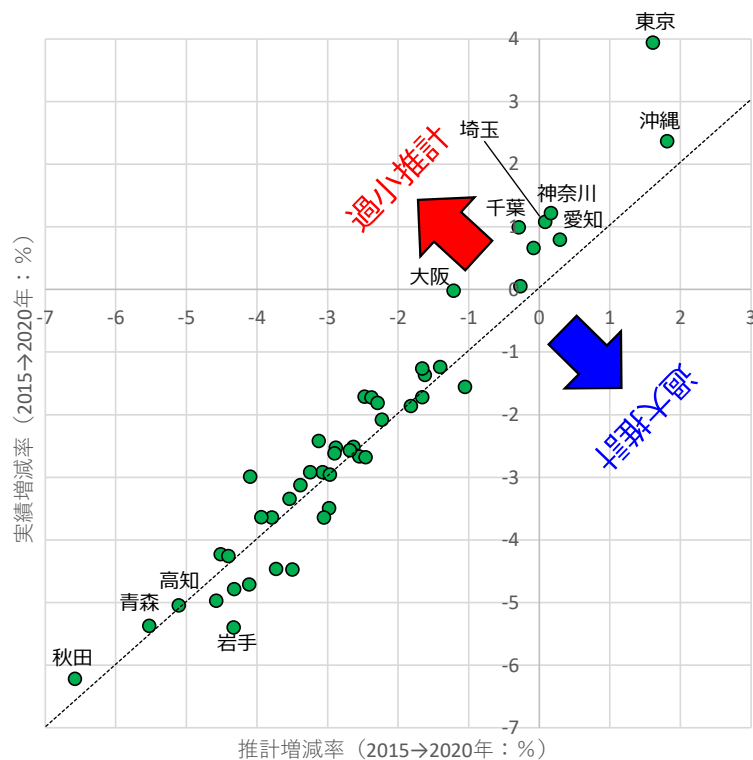
続いて、図2は都道府県別総人口の残差率を示したものである。破線で示しているのは「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（出生中位・死亡中位仮定）（以下、「平成29年全国推計」）による2020年の全国推計人口と2020年調査による全国実績人口との残差率（-0.65%）である。「平成29年全国推計」においてやや過小推計となったことから、都道府県別にみても過大推計が13県に対して過小推計は34都道府県と、過小推計となっている場合が多い。残差率が-1%を超える過小推計となったのは、東京都（-2.24%）、千葉県（-1.27%）、大阪府（-1.19%）、山梨県（-1.14%）、神奈川県（-1.04%）の5都府県、一方残差率が+1%を超える過大推計となったのは、岩手県（+1.13%）、新潟県（+1.02%）の2県であった。東京圏に属する4都県のうち埼玉県以外では残差率が-1%を越え、埼玉県でも-0.98%となるなど、東京圏における過小推計が目立っている。推計増減率を横軸、実績増

図2 都道府県別、総人口の残差率（2020年）



資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」

図3 都道府県別、推計増減率と実績増減率（2015→2020年）

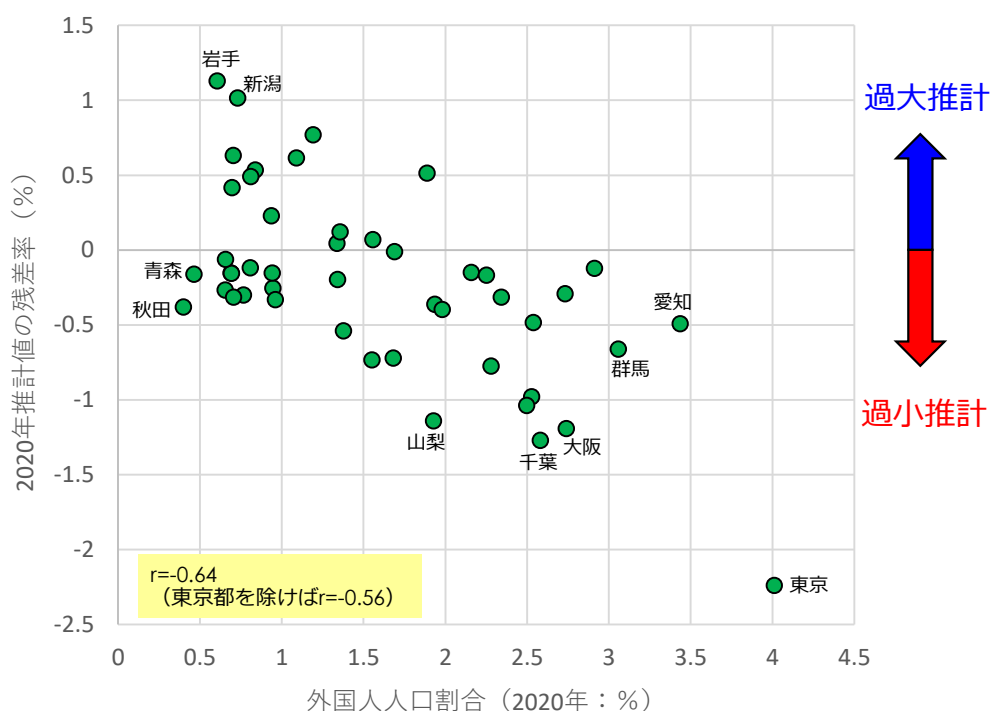


資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」

減率を縦軸として示した散布図（図 3）からは、とくに東京圏などの人口が増加した地域および人口減少率が小さい地域において過小推計が目立つ結果となっていることが見て取れる。

このような地域別残差の要因については今後詳細に検討する必要があるが、2020 年の外国人人口割合を横軸、都道府県別の残差率を縦軸とした散布図（図 4）からは、概ね外国人人口割合が高い地域ほど過小推計となっている傾向があり（相関係数は-0.64、東京都を除けば-0.56）、図 1 で示したような「平成 29 年全国推計」における外国人の過小推計傾向が「平成 30 年地域推計」の地域別残差にも影響を及ぼしている可能性が高い。すなわち、新規に入国する外国人も含めて外国人人口は日本人人口以上に大都市圏に偏って分布しており（小池 2020）、推計を大幅に上回る新規入国の外国人の多くが東京圏を中心とする大都市圏に居住したことが過小推計の主因と考えられる。先に全国的には総人口の 2.2%を占めるに過ぎない外国人人口の動向も全国の年齢別に見れば将来推計結果に影響を及ぼしたことを指摘したが、地域別にみれば外国人の動向は総人口の将来推計結果にも影響を及ぼしていたことになる。この点は、令和 2 年国勢調査を基準とした地域推計において日本人、外国人別の推計を行うかどうかを含め、主要な検討課題のひとつである。

図 4 外国人人口割合（2020 年）と総人口推計値の残差率（2020 年）の関係

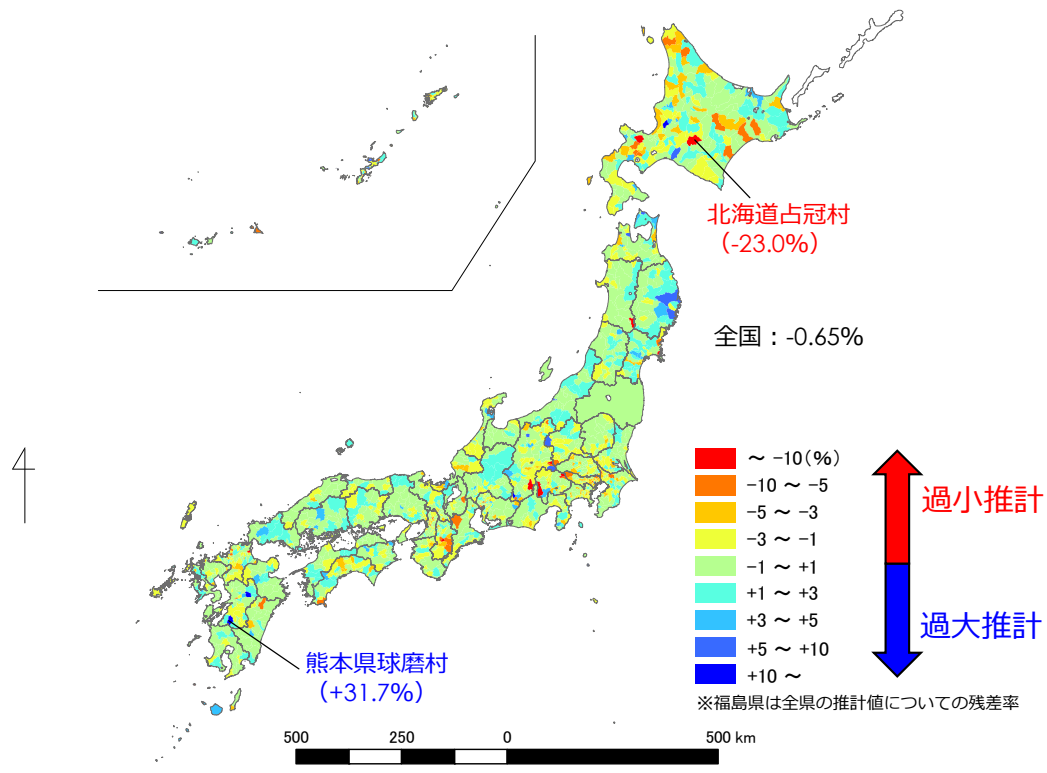


資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成 30 年推計）」

2-3. 「平成 30 年地域推計」の市区町村別残差

図 5 は、総人口残差率を市区町村別にみたものである。残差率の大きい地域は全国に分布しているが、とくに北海道、群馬県、山梨県、長野県や奈良県南部など人口規模の小さい市町村が多く含まれる地域での残差率の大きさが目立っている。これらの地域における残差の水準（実数）は大きなものではないが、人口規模の小さな地域における率は不安定にならざるをえない。また、東日本大震災の影響を大きく受けた岩手県や宮城県の市区町村でも残差率が比較的大きく、とりわけ岩手県の沿岸部では過大推計となった市町村が多い。岩手県の沿岸部では震災復興に伴い市町村外や県外からの転入も多く発生していたが、復興がある程度一巡したことにより、推計で見込んでいたほどの転入が起きなかった可能性がある。全市区町村のなかで残差率のマイナス幅が最も大きな過小推計となったのは北海道占冠村(-23.0%)、プラス幅が最も大きな過大推計となったのは熊本県球磨村(+31.7%)であった。占冠村は、トマムリゾートの新たな開発等により海外からの人口流入が顕著であることが報告されている（平井 2019）。一方、球磨村は 2020 年 7 月に発生した豪雨により多くの人々が村外に避難したことにより、推計を大幅に上回る人口減少になったと考えられる。このようなミクロレベルでみた地域人口の動向を推計実施時点において仮定値

図 5 市区町村別、総人口の残差率（2020 年）

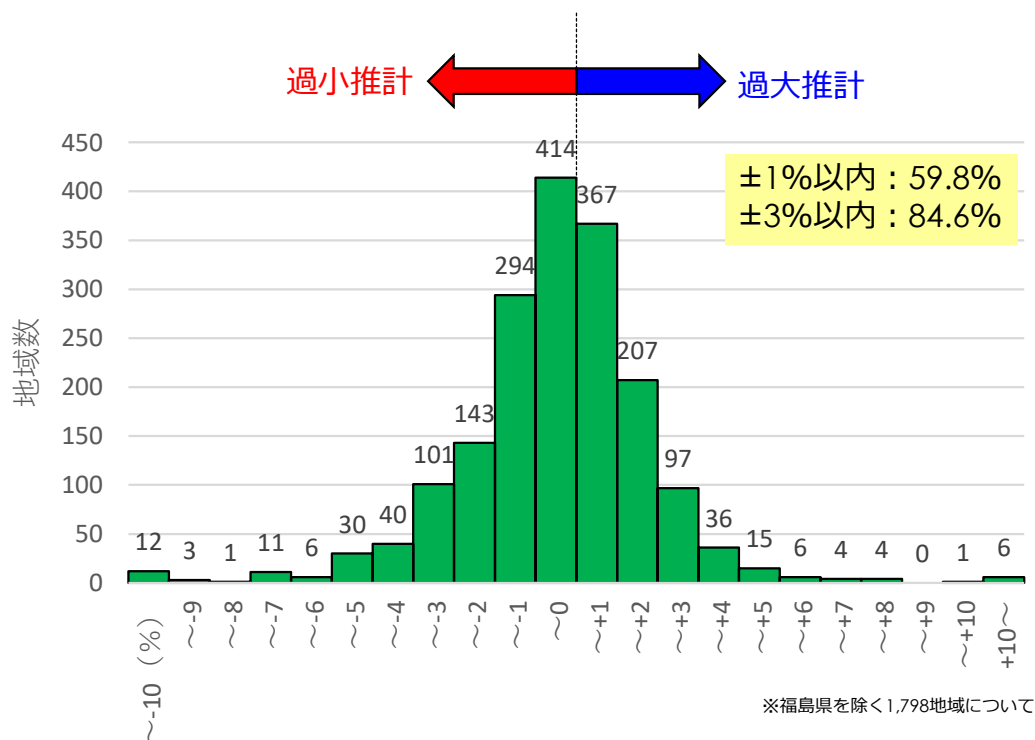


資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成 30 年推計）」

として折り込むことは容易ではなく、ごく少数の自治体においては絶対値の大きな残差率を示す結果となった。後述の通り、とくに小規模自治体における将来推計人口の残差率の分散は大きくならざるをえないが、注意深い観察（モニタリング）を継続することが重要であろう。

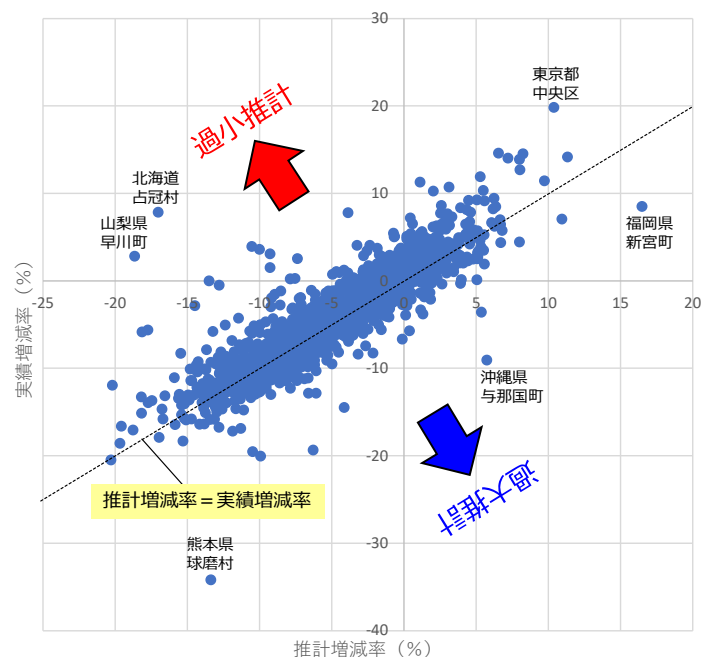
市区町村別の総人口残差率の度数分布をみると（図 6）、概ね残差率 0%付近を中心として正規分布に近い形状を示しており、これは「平成 30 年地域推計」以前の推計残差率と同様の傾向である。福島県を除く推計対象地域 1,798 市区町村のうち、残差率±1%未満が 1,075（59.8%）、残差率が±3%未満が 1,522（84.6%）となっており、全体としてみた推計精度は概ね良好といえる。また、推計増減率を横軸、実績増減率を縦軸として示した散布図（図 7）をみても、「推計増減率＝実績増減率」の直線に近い位置にプロットされている市区町村が多く、総人口でみれば大半の市区町村では残差が小さく抑えられているといえる。一方で、「推計増減率＝実績増減率」の直線から大きく乖離する市区町村も、実績人口増減率の大きさ（絶対値）に関わらず散見される。残差率が高いのは、小規模自治体が大半を占めるものの、東京都中央区といった大都市圏に属する人口規模の比較的大きな地域も含まれている場合があり、令和 2 年国勢調査を基準とした地域推計における主要な検討課題のひとつとなる。

図 6 市区町村別、総人口の残差率（2020 年）



資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成 30 年推計）」

図 7 2015→2020 年の推計増減率と実績増減率の分布

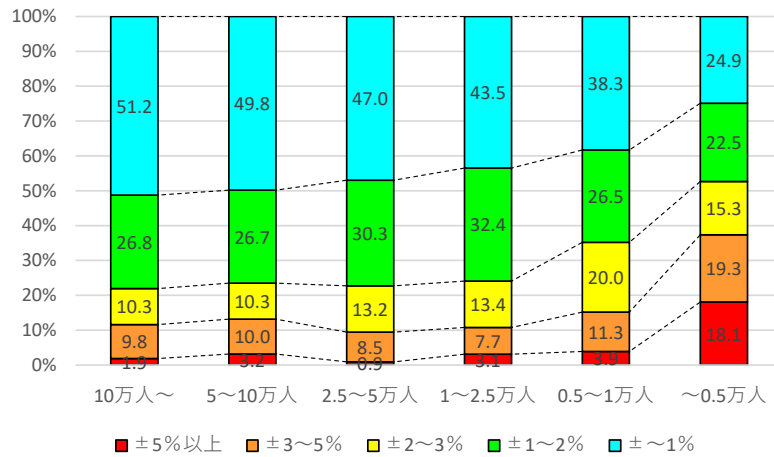


資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成 30 年推計）」

市区町村別にみた残差率は、人口規模によっても大きな影響を受ける。図 8 は、平成 27（2015）年国勢調査に基づき市区町村を人口規模により 6 つに分類し、各類型別の残差率の分布をみたものである。「10 万人以上」から「1～2.5 万人」までは残差率の分布の差が小さく、全体の 8 割近い市区町村において残差率が±2%以内に収まっている。しかし、「0.5～1 万人」および「～0.5 万人」では残差率が拡大し、とくに「～0.5 万人」では残差率が±5%以上の市町村が全体の 2 割近くを占める。「平成 30 年地域推計」では、2015 年人口が 3,000 人未満の市町村について、1995～2000 年、2005～2010 年、2010～2015 年の 3 期間の平均的な人口移動傾向を仮定値設定のベースとする例外的な仮定を採用しているが、とくに過疎地域においては、2015～2020 年の 5 年間でも急速な人口減少により小規模自治体が大幅に増加した。このような過疎地域では人口動態の趨勢を的確に把握することが困難になってきており、慎重な分析が必要になる。また図 9 は、残差率の分布が概ね安定する 2015 年総人口が 1 万人以上の市区町村を対象として、残差率を大都市圏と非大都市圏別にみたものである²。残差率が±1%未満の市区町村の割合を比較すると、非大都市圏 51.5%に対して大都市圏 41.8%であり、総じて大都市圏の方が推計精度は芳しくない結果となっている。この点も毎回の地域推計において表れる傾向であるが、大都市圏では非大都市圏と比較して人口移動が活発であるとともに傾向が変化しやすく、全国各地域からの転入が観察される東京圏ではその傾向がとくに顕著であるといえる。

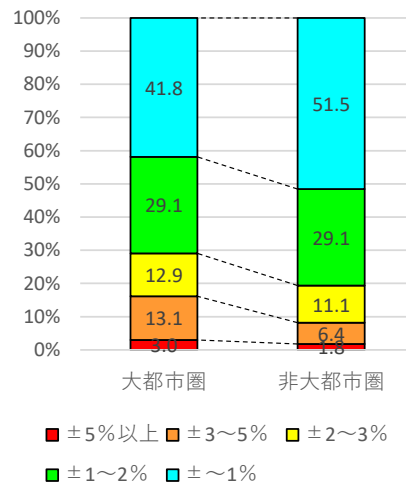
² 埼玉、千葉、東京、神奈川、岐阜、愛知、三重、京都、大阪、兵庫、奈良の都府県を大都市圏、その他の道府県を非大都市圏とした場合。

図 8 2015 年の市区町村の人口規模別、残差率の分布（2020 年）



資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成 30 年推計）」

図 9 大都市圏・非大都市圏別、残差率の分布（2020 年）



※2015 年総人口が 1 万人以上の市区町村について

資料：総務省「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成 30 年推計）」

3. おわりに

本稿では、「平成 30 年地域推計」による 2020 年の推計値について、令和 2 年国勢調査による実績値と比較し、その残差を観察するとともに若干の考察を加えた。残差を個別にみれば様々な要因があると考えられるが、全域的な残差率の分布や傾向は、概ね「平成 30 年地域推計」以前の地域推計と同様であった。「投影」の観点による推計である以上、突発的な人口移動傾向の変化等により残差率が拡大する市区町村がある程度出現することはやむを得ないものの、令和 2 年国勢調査を基準とした新たな推計に向けて、各市区町村で観察された残差の要因を可能な限り明らかにしていく必要がある。「平成 30 年地域推計」以前

の地域推計において、鎌田ほか（2020）により行われているような市区町村別、男女年齢別にみた残差の分析など詳細な分析も今後の課題であるが、それとともに「平成 30 年地域推計」は社人研としてはじめて人口移動仮定に多地域モデルを援用した推計であり（推計手法の詳細は、国立社会保障・人口問題研究所（2018）を参照のこと）、モデルチェンジが推計精度に及ぼした影響の検証も重要な課題である。

加えて、令和 2 年国勢調査を基準とした地域推計においては、2020 年 4 月頃から猛威をふるっている新型コロナウイルスの地域別人口動態への影響について分析し、推計の具体的な仮定値として反映させていくことは喫緊の課題である。そのためには、速報性の高い総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」、「住民基本台帳人口移動報告」や、都道府県が公表している毎月の「推計人口」等のデータも活用し、国勢調査以降の人口移動や出生・死亡の傾向等についても注意深く観察していくことが不可欠といえよう。

参考文献

- 鎌田健司、小池司朗、菅桂太、山内昌和（2020）「地域別将来推計人口の精度評価：回帰モデルによる推計誤差の空間的特性の検証」『人口問題研究』76 巻 1 号，pp.41-66.
- 小池司朗（2020）「日本の地域別将来人口の見通し」『人口問題研究』77 巻 2 号，pp.85-100.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の地域別将来推計人口（平成 30 年推計）』，人口問題研究資料第 340 号.
- 平井誠（2019）「地方圏小規模市町村における人口流入の動向」『2019 年度日本地理学会春季学術大会発表要旨集』，p.114.
- 山内昌和、小池司朗（2015）「英語圏諸国との比較からみた社人研の地域別将来推計人口の誤差」『人口問題研究』71 巻 3 号，pp.216-240.

地域別将来推計人口の精度評価 ー令和2年国勢調査結果に基づく検証ー

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和*

1. 概要

本稿は、2020年に実施された令和2年国勢調査結果を受けて、社人研が実施する地域別将来推計人口（以下、地域推計）の精度評価を行うことを目的とする。社人研が実施する地域推計の概要は山内・小池（2014）・表1、他国との地域推計の精度評価の比較については山内・小池（2015）、Yamauchi et al. (2016)、平成27年国勢調査結果に基づく精度評価や空間特性については鎌田ほか（2020）を参照されたい。

精度評価に用いる指標はALPE（Algebraic Percent Error）とその絶対値APE（Absolute Percent Error）である。ALPEは推計値と実績値の差を実績値で除した率（%）であり、「バイアス」（bias）の指標、APEはALPEを絶対値で示した「正確性」（precision）の指標として以下のように定義される（Tayman et al. 2011）。ALPEは正負の符号を持ち、正の値は推計値が実績値を上回る過大推計を、負の値は推計値が実績値を下回る過小推計を示す。

$$ALPE_{x,i} = \frac{e^{P_{x,i}} - a^{P_{x,i}}}{a^{P_{x,i}}} \times 100$$
$$APE_{x,i} = \frac{|e^{P_{x,i}} - a^{P_{x,i}}|}{a^{P_{x,i}}} \times 100$$

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

人口の将来推計は予測ではなく「投影」を行うものであるとされ、おもに推計を実施する直近期間の出生率、死亡率、移動率（動態率）が将来にわたり一定である（もしくは動態率が過去の趨勢にしたがって変化する）場合の地域別人口の規模と男女年齢構造を描き出すことを目的としている。このため推計結果と（推計実施時点に未知であった）静態人口調査結果との事後的な差が生じるのは、動態率の実績が過去の趨勢から乖離したことが主因である。本稿が行う精度評価は、このような動態率変化のパターン（不規則性、過去の趨勢からの乖離）を洗い出し、令和2年国勢調査に基づく地域人口推計のための基礎資料となる。「投影」の観点からは、推計実施時点に未知であった静態人口についての調査結果と推計結果との事後的な差は誤謬というものではないが、地域計画等の行政においては（事後的な）推計精度向上が求められており、本稿のような（事後的な）精度評価はますます重要になっている。

* 早稲田大学教育・総合科学学術院

2. 結果

令和 2 年国勢調査結果の人口等基本集計結果が総務省統計局より 2021 年 11 月 30 日に公表された。2000 年代中盤以降、国勢調査においても年齢や国籍など基本的な属性情報についても不詳が増える傾向にあり、2010（平成 22）年国勢調査では年齢不詳人口を按分した「人口推計 平成 22 年国勢調査による基準人口」¹（都道府県）、2015（平成 27）年国勢調査では参考表として「年齢・国籍不詳をあん分した人口」²（都道府県・市区町村）、2020（令和 2）年国勢調査では「不詳補完結果（参考表）」³として、「年齢・国籍・配偶関係の不詳補完」と「5 年前の常住地の不詳補完」が公表されている。本稿では、2005 年以前は、独自に年齢比例按分した都道府県別、市区町村別年齢別総人口を用い、2010 年は「基準人口」（都道府県）とその結果に整合的な按分を行った市区町村別年齢別総人口を用い、2015 年は「年齢・国籍不詳をあん分した人口」（都道府県・市区町村）、2020 年については市区町村別総人口の 2000 年境域データを用いて、年齢比例按分した年齢別総人口を用いた。2020 年の不詳補完結果は 2000 年境域が得られないため、今回は使用していない。

表 2 には、都道府県別にみた基準年別、基準期間別の APE の中央値・90 パーセンタイル値を示している。基準年 1985 年以降、APE の中央値は基準年 1990 年推計を除き、低下傾向にある。2015 年を基準年とする「平成 30 年推計」では、推計期間 5 年で中央値が 0.4%、90 パーセンタイル値が 1.1 と前回推計とほぼ同水準の推計精度となった。

表 3 には、市区町村別に同様の集計を行った結果を示している。2015 年を基準年とする「平成 30 年推計」の APE の中央値（90 パーセンタイル値）総数 1.2%（3.7%）、基準人口規模 1 万人未満 1.7%（5.3%）、1 万～10 万人未満 1.1%（3.1%）、10 万人以上 0.8%（3.1%）と前回推計と同水準にある。一方、2010 年を基準年とする「平成 27 年推計」の推計期間 10 年結果は、過去の傾向と乖離するほど高い水準であり、総数 7.8%（15.3%）、基準人口規模 1 万人未満 11.7%（20.7%）、1 万～10 万人未満 7.8%（13.3%）、10 万人以上 3.7%（7.5%）であった。表 2 でみる都道府県別結果では APE の顕著な上昇は観察されないため、市区町村でのばらつきが大きいことが示唆される。

図 1 には基準年 2010 年の年齢別、基準人口 3 区分別にみた ALPE の中央値の分布を示している。ALPE が高い年齢層は 10 代後半から 20 代と移動が活発な世代となっている。とりわけ、基準人口 1 万人未満の自治体の 20-24 歳は 37.5%と高い水準にあり、2020 年の推計結果は過大推計であった。1 万～10 万人未満でも 20.1%と比較的高い水準にある。基準人口 10 万人以上の市区町村では、10 代以下は過小推計、20 代は若干の過大推計となっており、若者の移動傾向や外国人の地域分布などが影響しているものと推察される。ALPE の下位・上位 50 市区町村を示したのが表 4 である。ALPE が下位である（すなわ

¹ <https://www.stat.go.jp/data/jinsui/9.html>（2021 年 5 月 7 日閲覧）

² <https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/kekka/anbun.html>（2021 年 5 月 7 日閲覧）

³ <https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2020/kekka.html>（2021 年 12 月 7 日閲覧）

ち過大推計である）市区町村は、東京都特別区や近年人口増加が観察される地域となり、東京一極集中ならびに大都市圏集中が推計よりも進んだ地域となる。一方、ALPE が上位（過小推計）である市区町村は基準人口規模が 1 万人未満の地域が多く、若者の流出が著しく進む地域であることがわかる。

表 3 に戻り、2005 年を基準年とする「平成 20 年 12 月推計」は総数 3.9%（12.1%）、基準人口規模 1 万人未満 6.2%（17.4%）、1 万～10 万人未満 3.6%（10.5%）、10 万人以上 2.8%（9.0%）と 2000 年を基準年とする「平成 15 年 12 月推計」よりも ALPE は低下した。「平成 15 年 12 月推計」の推計期間 20 年の結果は、総数 8.4%（21.7%）、基準人口規模 1 万人未満 10.4%（25.7%）、1 万～10 万人未満 7.1%（17.7%）、10 万人以上 6.2%（14.3%）であり、推計期間が延びるとともに APE は増加していく状況が観察される。

表 5 は都道府県別にみた基準年別、推計期間別の ALPE である。基準年 2015 年・推計期間 5 年の都道府県の ALPE 分布は過小推計が 34 地域となっており、過大推計となる地域は北陸地方や中国地方、九州地方に多く、過小推計では東京都（-2.2%）が最も高い結果となった。2020 年は新型コロナウイルス感染症の拡大に伴う移動制限などがあったことから、解釈には一定の留保が必要となる。基準年 2010 年・推計期間 10 年も全体的に過小傾向であるが（過小推計 37 地域）、東京圏（東京都-5.2%）、福岡県（-3.3%）、沖縄県（-3.4%）が過小推計の上位となっている。基準年 2005 年・推計期間 15 年も全体的に過小推計である傾向は同じである（過小推計 33 地域）。一方、基準年 2000 年・推計期間 20 年では過大推計が 30 地域と傾向は異なる。ただし、東京圏など大都市圏の過小推計傾向、非大都市圏で高齢化率が高い青森県、高知県などでは過大推計となっている地域分布となっている。基準年 1995 年・推計期間 25 年においても過大推計が 38 地域となる。東京都は-29.0 と最も ALPE が低く、大幅な過小推計となっている。一方、奈良県は 20.7% と最も高い過小推計となっている。2000 年代以前の推計では出生率が今後反転することを見込んだ推計結果となっていることや東京一極集中が仮定よりも進んだことが影響している可能性がある。

最後に、図 2 には年齢別にみた APE の中央値・90 パーセンタイル値を推計期間別の平均値で示した分布を都道府県・市区町村別に示している。都道府県の年齢別 APE 分布は推計期間が長くなるにつれて 0-4 歳の APE が高くなる傾向にあり、出生率仮定の影響が大きく出ていると解釈することができる。また、0-4 歳は結婚や出産に伴う住居を目的とした移動により 30 代と連動して変動する部分でもあるため、移動要因の影響も含まれる。次に移動が活発な 20 代～30 代において APE は上昇し、その後の年代ではやや低い傾向となるが、施設移動や配偶者との死別等の影響により 70 代以降で APE は上昇する。一方、市区町村の年齢別 APE は 20 代～30 代での APE の高さが顕著であり、移動要因が大きく影響していることがわかる。

3. 今後の展望

ここまで、令和 2 年国勢調査結果に基づく地域推計の精度評価を行った。少子高齢化が進む中で、移動が活発な若者人口が減少傾向にあり、かつ未婚化も進んでいることから、APE や ALPE は過去の推計からみても低下傾向にある。

地域推計の方法論的側面からの検討課題としては、「平成 30 年推計」では移動仮定の推計方法が多地域モデル（プールモデル）に変更されたことの影響が推計精度にどのような影響を及ぼすかを評価する必要がある。また、同推計では移動仮定に転出率と転入シェアに関する仮定を導入しており、これまで過小推計となっていた東京都や過大推計となっていた奈良県山間部など特徴的であった地域分布の改善に取り組んでおり、推計期間 5 年ではさほど過去の傾向が解消されているとはいいがたいが、今後も評価を続ける必要がある。

一方で、2020 年は新型コロナウイルス感染症のパンデミックが発生したことにより緊急事態宣言が発出され移動が制限されるなど、進学や就職のタイミングにあった層を直撃した。移動傾向の変化は東京都に最も顕著であり（阿向 2021、永井 2021）、出生動向も前年の令和婚の影響に加えて、2020 年の結婚動向の停滞など低迷が予測される（岩澤ほか 2021）。このような影響が令和 2 年国勢調査にどの程度影響が生じているのかを評価する必要がある。推計は過去のトレンドを投影することを目的としており、自然災害や社会的イベントなど、人々の行動が急激に変動することを考慮に入れない。その点において、令和 2 年国勢調査の位置づけを把握しておく必要がある。

表 1 地域別将来推計人口の概要

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

資料:厚生省人口問題研究所(1987; 1992),

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

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

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

基準年	中央値(APE,%)						90パーセンタイル(APE,%)					
	推計期間(年)						推計期間(年)					
	5年	10年	15年	20年	25年	30年	5年	10年	15年	20年	25年	30年
1985年	0.9	1.5	2.8	4.5	6.6	8.5	1.9	3.0	5.8	9.5	11.4	15.1
1990年	1.4	2.1	2.5	2.9			2.3	3.9	8.1	10.2		
1995年	0.6	1.5	3.1	4.4	4.6		1.9	4.5	6.7	10.0	13.5	
2000年	0.6	1.3	2.1	2.9			1.6	3.4	6.0	7.8		
2005年	0.5	1.0	1.7				1.2	2.3	4.0			
2010年	0.3	0.8					1.1	2.4				
2015年	0.4						1.1					

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

基準年	地域数	推計期間(年)	中央値(APE,%)				90パーセンタイル(APE,%)			
			基準人口の規模(人)				基準人口の規模(人)			
			総数	1万人未満	1万～10万人未満	10万人以上	総数	1万人未満	1万～10万人未満	10万人以上
2000年	3,244	5	1.7	1.9	1.5	1.3	4.8	5.5	4.2	3.6
2005年	1,805	5	1.3	2.1	1.2	1.0	4.1	6.8	3.3	3.0
2010年	1,683	5	1.2	2.0	1.0	0.9	3.8	5.7	3.1	2.9
2015年	1,682	5	1.2	1.7	1.1	0.8	3.7	5.3	3.1	3.1
2000年	3,244	10	3.5	4.0	3.1	2.7	9.4	10.9	8.1	7.5
2005年	1,796	10	2.4	4.1	2.2	1.8	7.9	11.6	6.7	5.6
2010年	1,683	10	7.8	11.7	7.8	3.7	15.3	20.7	13.3	7.5
2000年	3,232	15	5.7	6.8	5.2	4.0	15.2	17.9	12.9	10.9
2005年	1,796	15	3.9	6.2	3.6	2.8	12.1	17.4	10.5	9.0
2000年	3,232	20	8.4	10.4	7.1	6.2	21.7	25.7	17.7	14.3

注: 基準年2000年の新潟県山古志村は2004年の中越地震により多大な被害を受けたため，集計から除外した。

基準年2010年で区別に推計されている12政令市は市単位で集計した。

基準年2010年(推計期間5年)では，福島県内市町村の推計が行われていない。

基準年2000年(推計期間15年・20年)，基準年2005年(推計期間10年・20年)では，原発事故による避難準備区域等による指定を受けた福島県9町村(広野町，楡葉町，富岡町，川内村，大熊町，双葉町，浪江町，梶尾村，飯舘村)，3地区(南相馬市鹿島地区・小高地区，田村市都路地区)を除いて集計した。

基準年2000年(推計期間15年・20年)では，上記の福島県9町村3地区を除いて集計した。

図 1 基準年 2010 年の基準人口 3 区分別、年齢別、市区町村の ALPE の中央値

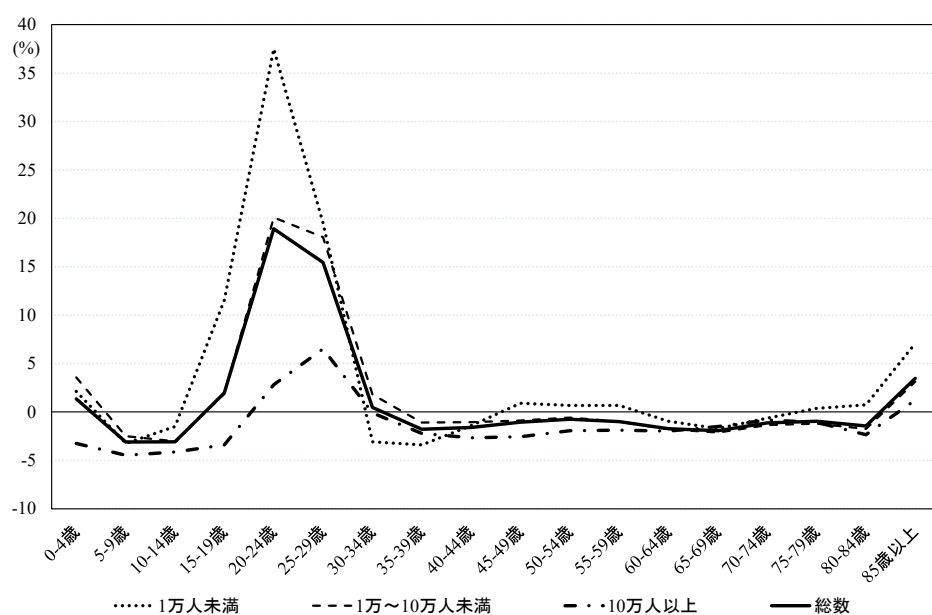


表 4 基準年 2010 年の ALPE 上位・下位 50 位（市区町村）

自治体 コード	市区町村	ALPE	基準人口 (2010年)	実績値 (2020年)	推計値 (2020年)	自治体 コード	市区町村	ALPE	基準人口 (2010年)	実績値 (2020年)	推計値 (2020年)
13101	東京都千代田区	-21.6	47,115	66,680	52,281	43513	熊本県球磨村	53.7	4,249	2,433	3,740
40224	福岡県福津市	-15.5	55,431	67,033	56,642	20409	長野県平谷村	48.6	563	387	575
40345	福岡県新宮町	-14.8	24,679	32,927	28,062	2425	青森県風間浦村	34.8	2,463	1,636	2,206
12220	千葉県流山市	-14.7	163,984	199,849	170,374	29451	奈良県上北山村	34.7	683	444	598
46304	鹿児島県十島村	-14.3	657	740	634	4581	宮城県女川町	33.6	10,051	6,430	8,589
13106	東京都台東区	-13.9	175,928	211,444	182,128	1430	北海道月形町	31.8	4,859	3,691	4,865
13102	東京都中央区	-13.9	122,762	169,179	145,731	29385	奈良県曾爾村	28.6	1,895	1,295	1,665
13113	東京都渋谷区	-13.4	204,492	243,883	211,137	4362	宮城県山元町	27.5	16,704	12,046	15,359
13103	東京都港区	-12.8	205,131	260,486	227,020	20588	長野県小川村	27.5	3,041	2,215	2,824
47328	沖縄県中城村	-12.3	17,680	22,157	19,425	4606	宮城県南三陸町	26.9	17,429	12,225	15,518
8235	茨城県つくばみらい市	-10.4	44,461	49,872	44,697	47355	沖縄県粟国村	26.4	863	683	863
4421	宮城県大和町	-10.2	24,894	28,786	25,847	263	青森県大間町	26.3	6,340	4,718	5,960
4424	宮城県大衡村	-10.2	5,334	5,849	5,253	29386	奈良県御杖村	26.2	2,102	1,479	1,867
11237	埼玉県三郷市	-9.9	131,415	142,145	128,118	1343	北海道鹿部町	26.0	4,767	3,760	4,738
29425	奈良県王寺町	-9.7	22,182	24,043	21,699	10383	群馬県南牧村	25.8	2,423	1,611	2,026
11234	埼玉県八潮市	-9.7	82,977	93,363	84,273	39306	高知県馬路村	25.6	1,013	745	936
47348	沖縄県与那原町	-9.6	16,318	19,695	17,801	39344	高知県大豊町	25.4	4,719	3,252	4,079
19384	山梨県昭和町	-9.1	17,653	20,909	18,999	26364	京都府笠置町	25.3	1,626	1,144	1,433
12231	千葉県印西市	-9.0	88,176	102,609	93,404	1399	北海道京極町	25.1	3,811	2,941	3,678
19364	山梨県早川町	-8.8	1,246	1,098	1,001	29450	奈良県下北山村	24.4	1,039	753	937
13105	東京都文京区	-8.7	206,626	240,069	219,145	46452	鹿児島県湧水町	24.0	11,595	9,119	11,308
13109	東京都品川区	-7.8	365,302	422,488	389,486	23563	愛知県豊根村	23.9	1,336	1,017	1,260
15586	新潟県粟島浦村	-7.1	366	353	328	4302	宮城県七ヶ宿町	23.9	1,694	1,262	1,563
13114	東京都中野区	-6.9	314,750	344,880	321,218	39341	高知県本山町	23.8	4,103	3,261	4,037
10524	群馬県大泉町	-6.7	40,257	42,089	39,283	43433	熊本県南阿蘇村	23.8	11,972	9,836	12,176
40130	福岡県福岡市	-6.3	1,463,743	1,612,392	1,510,382	20411	長野県下條村	23.8	4,200	3,545	4,388
32527	島根県知夫村	-6.2	657	634	595	29443	奈良県下市町	23.6	7,020	5,037	6,224
11224	埼玉県戸田市	-6.0	123,079	140,899	132,401	21504	岐阜県七宗町	23.3	4,484	3,402	4,194
12227	千葉県浦安市	-6.0	164,877	171,362	161,104	1470	北海道音威子府村	23.1	995	706	869
13108	東京都江東区	-5.9	460,819	524,310	493,218	46491	鹿児島県南大隅町	23.1	8,815	6,481	7,975
47215	沖縄県南城市	-5.7	39,758	44,043	41,517	46523	鹿児島県大和村	22.5	1,765	1,364	1,671
27205	大阪府吹田市	-5.2	355,798	385,567	365,600	15385	新潟県阿賀町	22.5	13,303	9,965	12,205
39364	高知県大川村	-4.9	411	366	348	20602	長野県栄村	22.5	2,215	1,660	2,033
27100	大阪府大阪市	-4.9	2,665,314	2,752,412	2,618,842	1209	北海道夕張市	22.4	10,922	7,334	8,975
12228	千葉県四街道市	-4.8	86,726	93,576	89,108	29449	奈良県十津川村	22.2	4,107	3,061	3,742
34304	広島県海田町	-4.8	28,475	29,636	28,221	20413	長野県天龍村	22.2	1,657	1,178	1,439
13107	東京都墨田区	-4.7	247,606	272,085	259,201	39387	高知県仁淀川町	22.0	6,500	4,827	5,887
47381	沖縄県竹富町	-4.7	3,859	3,942	3,757	36302	徳島県上勝町	22.0	1,783	1,380	1,683
26303	京都府大山崎町	-4.6	15,121	15,953	15,215	13381	東京都三宅村	22.0	2,676	2,273	2,772
47327	沖縄県北中城村	-4.6	15,951	17,969	17,142	35341	山口県上関町	21.9	3,332	2,342	2,856
19424	山梨県忍野村	-4.6	8,635	9,237	8,815	1425	北海道上砂川町	21.6	4,086	2,841	3,455
26208	京都府向日市	-4.6	54,328	56,859	54,266	10444	群馬県川場村	21.5	3,898	3,480	4,228
27224	大阪府摂津市	-4.5	83,720	87,456	83,496	1334	北海道木古内町	21.4	5,341	3,832	4,652
47362	沖縄県八重瀬町	-4.5	26,681	30,941	29,542	47356	沖縄県渡名喜村	21.4	452	346	420
11442	埼玉県宮代町	-4.5	33,641	34,147	32,607	1404	北海道神恵内村	21.4	1,122	870	1,056
13219	東京都狛江市	-4.5	78,751	84,772	80,965	45443	宮崎県五ヶ瀬町	21.4	4,427	3,472	4,214
13203	東京都武蔵野市	-4.4	138,734	150,149	143,477	46529	鹿児島県喜界町	21.3	8,169	6,629	8,040
12206	千葉県木更津市	-4.4	129,312	136,166	130,129	10367	群馬県神流町	21.3	2,352	1,645	1,995
23427	愛知県飛島村	-4.4	4,525	4,575	4,374	40448	福岡県東峰村	21.2	2,432	1,899	2,301
47382	沖縄県与那国町	-4.4	1,657	1,676	1,603	2426	青森県佐井村	21.1	2,422	1,788	2,166

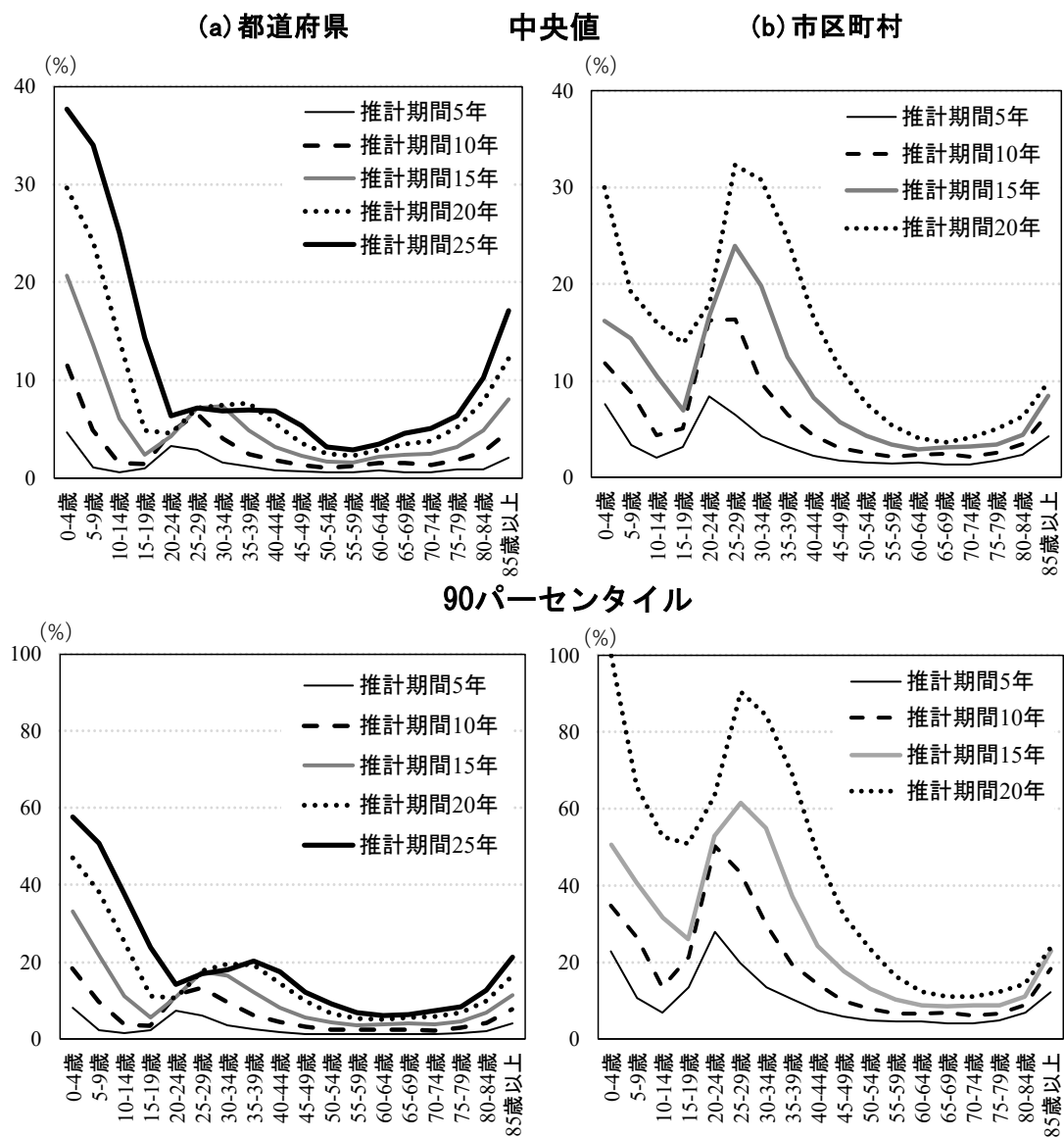
表 5 基準年別，推計期間別にみた都道府県別 ALPE

															(%)
基準年 推計期間	1985年 5年	1990年 5年	1995年 5年	2000年 5年	2005年 5年	2010年 5年	2015年 5年	1985年 10年	1990年 10年	1995年 10年	2000年 10年	2005年 10年	2010年 10年		
北海道	1.6	-2.2	0.3	0.1	0.1	-0.4	-0.2	1.5	-3.4	0.8	0.6	-0.4	-0.9		
青森県	2.0	-3.5	-0.5	2.0	0.9	-0.2	-0.2	1.0	-6.8	0.8	5.2	1.6	-0.1		
岩手県	1.0	-2.1	-0.3	1.7	0.9	-1.0	1.1	0.2	-3.9	0.9	4.5	0.9	-0.3		
宮城県	0.1	-1.3	1.2	1.6	-0.6	-1.2	-0.3	-0.2	-0.8	3.8	2.8	-1.8	-1.4		
秋田県	0.8	-2.1	0.0	1.3	0.7	0.0	-0.4	-0.2	-3.6	1.1	3.5	1.4	0.0		
山形県	0.0	-1.4	0.2	0.8	0.8	-0.7	0.4	-0.7	-2.1	1.2	2.6	0.9	-0.5		
福島県	0.1	-1.4	1.0	1.0	0.5	-0.1	-0.3	-0.6	-1.1	3.0	2.7	3.2	2.2		
茨城県	0.7	-0.5	2.4	1.1	-1.2	0.2	-0.8	1.9	2.0	5.9	1.2	-1.5	-0.5		
栃木県	-0.7	0.2	1.0	0.2	-0.1	0.0	-0.2	-0.5	2.1	2.2	0.7	0.2	-0.4		
群馬県	0.5	-0.2	0.5	0.4	-0.3	-0.1	-0.7	1.5	0.6	1.7	0.7	-0.6	-1.0		
埼玉県	-2.1	3.0	2.3	0.6	-1.6	-0.8	-1.0	-0.2	9.5	5.4	-0.1	-3.2	-2.9		
千葉県	-0.5	2.8	1.6	-0.3	-1.7	-0.5	-1.3	3.0	8.1	2.9	-2.0	-2.2	-2.6		
東京都	1.2	0.5	-4.2	-2.2	-1.9	-1.2	-2.2	3.1	-3.1	-10.4	-5.5	-3.4	-5.2		
神奈川県	-0.6	3.4	-0.4	-1.1	-1.0	0.2	-1.0	3.2	6.9	-1.9	-2.6	-1.2	-1.2		
新潟県	0.2	-1.5	0.6	0.9	-0.4	-0.3	1.0	-0.6	-2.0	2.1	1.7	-0.8	0.4		
富山県	0.1	-0.8	0.3	0.2	-0.3	-0.2	0.0	0.0	-1.1	0.7	0.4	-0.8	-0.6		
石川県	0.9	-0.8	0.8	0.0	-1.3	-0.1	0.0	1.6	-0.5	1.8	-1.1	-2.3	-0.4		
福井県	1.4	-0.5	-0.2	0.6	0.1	-0.2	-0.4	3.0	-0.7	0.1	1.3	0.1	-0.9		
山梨県	0.6	-1.8	2.3	0.5	1.0	0.3	-1.1	0.3	-0.8	5.2	2.3	2.2	-0.2		
長野県	0.7	-1.4	0.6	1.1	0.1	-0.4	-0.7	0.5	-1.7	2.7	2.5	-0.2	-1.4		
岐阜県	0.8	-0.5	0.9	-0.1	0.1	0.2	-0.3	1.8	0.3	1.8	0.1	0.4	0.0		
静岡県	0.0	0.1	0.6	-0.5	0.2	-0.1	-0.5	0.9	1.5	0.9	-0.5	0.3	-0.9		
愛知県	-0.4	0.3	-0.5	-1.3	-0.6	-0.2	-0.5	0.4	0.8	-2.1	-2.8	-1.2	-1.4		
三重県	0.2	-0.9	1.6	-0.3	0.0	0.3	-0.1	0.1	0.1	3.0	-0.3	0.4	0.2		
滋賀県	0.1	-0.4	0.6	1.1	-0.7	0.5	-0.3	0.8	0.4	2.6	2.2	-0.5	0.0		
京都府	1.0	-0.7	-0.4	0.3	-0.3	0.2	-0.2	1.6	-1.1	-0.7	0.4	-0.8	-0.4		
大阪府	0.9	-0.4	-1.5	-0.4	-1.5	-0.4	-1.2	2.1	-0.2	-3.4	-2.2	-2.9	-2.1		
兵庫県	-0.5	1.9	0.6	0.5	-0.4	0.0	-0.4	1.8	1.2	2.2	1.0	-0.9	-0.8		
奈良県	1.3	0.2	2.5	2.1	-0.8	0.4	-0.3	4.1	3.7	7.3	3.4	-1.2	0.4		
和歌山県	0.4	-2.2	1.0	1.8	-0.8	-0.2	-0.2	-0.8	-2.9	4.0	2.9	-1.6	-0.6		
鳥取県	0.9	-1.0	-0.5	0.6	1.2	-1.1	0.5	1.4	-1.6	-0.5	2.7	1.2	-1.6		
島根県	1.9	-1.4	-0.5	1.0	-0.1	-1.0	-0.2	3.0	-2.9	0.1	2.2	-0.9	-2.3		
岡山県	1.2	-1.5	0.9	-0.5	-0.2	-0.4	0.1	1.5	-1.6	1.3	-0.7	-0.6	-1.1		
広島県	0.9	-0.7	0.8	-0.3	-0.7	-0.7	0.5	2.1	0.2	1.2	-0.9	-2.1	-1.2		
山口県	1.8	-1.7	0.1	0.4	-0.5	-0.4	0.8	2.7	-2.5	0.3	0.5	-1.3	-0.1		
徳島県	0.7	-1.4	0.6	0.5	0.4	0.0	0.5	0.6	-1.9	1.5	1.6	0.8	0.4		
香川県	1.1	-1.2	0.4	0.3	-0.5	-0.7	0.1	1.8	-1.5	1.2	0.4	-1.4	-1.4		
愛媛県	1.6	-1.3	-0.1	0.5	-0.2	-0.1	-0.2	2.5	-2.1	0.3	1.2	-0.4	-0.4		
高知県	1.7	-1.7	-1.1	1.6	0.9	0.2	-0.1	2.6	-3.9	-0.8	4.5	1.9	0.3		
福岡県	0.8	-1.5	0.1	0.8	-0.8	-1.1	-0.7	1.0	-2.1	1.0	1.3	-2.4	-3.3		
佐賀県	1.3	-2.0	0.9	0.0	0.0	-0.6	-0.1	1.2	-2.6	1.8	0.3	-0.4	-1.1		
長崎県	1.3	-1.7	-0.1	0.3	0.3	-0.5	0.6	1.6	-2.6	0.3	1.0	0.1	0.1		
熊本県	1.7	-1.9	0.3	0.7	-0.4	-0.6	0.2	2.2	-3.0	1.1	1.2	-1.1	-0.8		
大分県	1.8	-1.5	-0.2	-0.2	-0.9	0.3	0.6	2.7	-2.8	-0.7	-1.0	-1.0	0.9		
宮崎県	1.3	-2.4	0.5	0.8	-0.7	0.3	-0.3	1.0	-3.6	1.6	1.1	-0.8	0.3		
鹿児島県	2.3	-2.0	-0.7	1.2	0.1	0.1	-0.3	3.3	-3.9	-0.3	3.0	0.5	0.0		
沖縄県	2.1	-1.6	0.0	-0.5	0.1	-1.6	-0.5	4.0	-2.1	0.0	-0.5	-1.2	-3.4		

表 5 基準年別，推計期間別にみた都道府県別 ALPE（つづき）

	(%)											
基準年 推計期間	1985年 15年	1990年 15年	1995年 15年	2000年 15年	2005年 15年	1985年 20年	1990年 20年	1995年 20年	2000年 20年	1985年 25年	1995年 25年	1985年 30年
北海道	2.6	-3.8	1.9	0.4	-1.1	4.0	-3.6	2.0	0.0	5.5	1.9	5.9
青森県	0.2	-7.8	3.4	8.1	2.2	1.0	-7.6	5.4	10.9	2.6	7.1	3.3
岩手県	-0.3	-3.7	3.4	6.6	1.9	0.6	-2.3	4.9	9.6	2.2	7.1	2.5
宮城県	1.4	1.4	6.3	3.4	-3.1	4.5	3.4	8.1	4.1	7.0	9.9	8.6
秋田県	-0.8	-3.8	3.3	5.5	1.7	-0.2	-2.8	5.2	7.2	0.9	6.4	1.6
山形県	-0.8	-1.6	3.3	3.7	1.5	-0.1	-0.1	4.7	5.3	1.4	6.5	1.8
福島県	0.3	0.5	5.9	6.8	3.7	2.0	3.0	11.1	8.6	4.3	13.9	8.5
茨城県	6.6	6.2	8.8	2.2	-2.7	12.7	9.5	12.5	2.3	17.6	15.0	23.2
栃木県	1.6	4.6	3.8	1.7	0.0	3.7	7.6	5.8	2.3	5.9	7.3	8.1
群馬県	3.9	2.7	3.0	1.1	-1.6	7.0	4.7	4.4	0.7	9.8	4.7	12.2
埼玉県	5.2	17.2	7.3	-0.7	-5.7	11.5	23.5	9.0	-2.3	15.7	9.4	19.4
千葉県	9.5	13.5	2.9	-2.1	-4.4	15.8	17.2	4.4	-3.9	20.2	3.7	25.8
東京都	0.7	-8.6	-17.1	-7.7	-6.7	-4.1	-14.7	-22.5	-11.5	-9.9	-29.0	-14.5
神奈川県	7.5	9.4	-3.7	-2.8	-2.6	10.4	11.2	-4.5	-4.2	12.3	-6.5	15.3
新潟県	-0.3	-1.1	3.7	2.4	-0.4	0.9	-0.1	5.1	3.9	1.6	7.1	1.7
富山県	0.9	-0.7	1.3	0.4	-1.5	1.9	-0.4	1.4	0.0	2.5	1.0	2.7
石川県	4.0	0.7	1.8	-2.1	-3.5	6.8	0.7	2.0	-3.3	8.2	1.7	9.4
福井県	5.1	0.1	0.9	1.9	-0.5	7.8	1.3	1.2	1.7	10.6	0.8	12.9
山梨県	2.8	1.2	9.8	4.3	2.4	6.0	4.8	14.9	5.3	10.3	18.9	14.9
長野県	1.6	-0.3	5.5	3.7	-1.3	4.1	1.8	7.9	3.9	6.6	9.3	8.4
岐阜県	4.6	1.6	3.1	0.3	0.3	7.2	3.1	4.4	0.1	9.9	5.1	12.6
静岡県	3.3	2.9	1.8	-0.5	-0.3	5.2	4.8	2.6	-1.2	7.3	2.5	9.0
愛知県	1.4	0.5	-3.7	-3.9	-2.4	1.3	0.0	-5.2	-5.7	0.6	-7.3	-0.1
三重県	2.3	1.3	5.0	0.4	0.5	4.4	2.9	7.5	0.6	6.6	9.5	9.1
滋賀県	2.9	2.9	4.5	4.6	-0.9	6.5	5.2	7.8	6.3	9.6	10.3	13.7
京都府	2.3	-1.1	-0.9	0.4	-1.7	3.1	-1.1	-1.5	0.0	3.3	-2.5	3.2
大阪府	3.7	-0.2	-6.3	-3.8	-5.4	4.3	-1.6	-9.3	-6.4	3.0	-13.2	1.5
兵庫県	1.7	2.5	3.3	1.6	-2.0	3.0	3.8	4.3	1.6	3.8	4.6	4.4
奈良県	10.9	9.9	11.6	5.1	-2.0	20.5	15.6	16.5	6.2	29.4	20.7	39.0
和歌山県	-0.2	-1.4	6.3	3.8	-2.6	2.1	-0.4	8.3	4.4	3.4	10.0	4.1
鳥取県	2.1	-1.6	1.0	3.8	1.5	3.3	0.1	1.7	5.1	5.8	2.1	6.7
島根県	4.2	-2.7	1.1	2.7	-2.2	6.3	-2.2	1.0	2.5	8.4	0.1	9.0
岡山県	3.7	-1.8	2.0	-1.1	-1.3	5.1	-1.9	2.4	-1.7	6.3	2.4	7.0
広島県	5.1	1.0	1.4	-2.2	-3.4	7.7	1.6	0.6	-3.4	9.4	-0.2	9.9
山口県	4.5	-2.7	0.4	0.2	-1.6	6.6	-3.1	-0.1	0.3	8.0	-0.4	8.5
徳島県	1.6	-1.9	3.2	2.8	1.5	2.8	-0.8	4.8	4.2	4.5	6.5	6.0
香川県	3.7	-0.9	1.8	0.0	-2.5	6.0	-0.6	1.9	-0.5	7.7	1.8	8.6
愛媛県	4.1	-2.1	0.8	1.8	-0.9	6.1	-1.9	1.0	2.0	7.8	0.7	9.1
高知県	3.2	-4.3	0.9	7.5	2.3	5.4	-3.4	2.4	10.0	8.6	3.5	11.5
福岡県	2.3	-1.7	1.5	0.9	-4.9	4.2	-1.7	1.2	-0.2	5.5	0.1	5.5
佐賀県	2.8	-2.4	3.1	0.0	-1.0	4.2	-1.9	4.0	-0.3	5.6	4.6	6.0
長崎県	2.5	-2.7	1.2	1.0	0.5	3.6	-2.0	1.4	1.5	4.7	2.0	4.6
熊本県	3.6	-3.3	1.9	1.5	-1.5	5.4	-3.5	2.3	2.1	6.7	3.0	7.6
大分県	4.1	-3.9	-1.5	-1.1	-0.8	5.3	-5.2	-1.7	-0.9	5.6	-1.9	6.3
宮崎県	1.8	-3.6	2.6	1.9	-1.4	3.4	-3.9	3.9	2.3	4.1	4.6	4.9
鹿児島県	4.3	-4.3	0.7	5.1	0.5	6.3	-4.1	1.9	6.9	8.4	2.6	10.4
沖縄県	6.7	-2.6	0.6	-1.7	-2.6	8.9	-2.8	0.0	-2.9	10.9	-1.1	10.9

図2 推計期間別，5歳階級別，都道府県／市区町村別にみたAPEの中央値・90パーセント値



(参考文献)

- 阿向泰二郎 (2021)「新型コロナウイルス感染症の流行と 2020 年度の国内移動者数の状況 (1) —住民基本台帳人口移動報告の結果<全国>—」統計 Today No.171, 総務省統計局.
- 岩澤美帆, 小池司朗, 林玲子, 別府志海, 是川夕 (2021)「新型コロナウイルス感染拡大と人口動態: 何が分かり、何が起きるのか」国立社会保障・人口問題研究所 Working Paper Series No.51.
- 鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和 (2020)「地域別将来推計人口の精度評価—回帰モデルによる推計誤差の空間的特性の検証—」,『人口問題研究』, 76-1, pp.41-66.
- 厚生省人口問題研究所 (1987)『都道府県別将来推計人口—昭和 60 年～100 年間毎 5 年— (昭和 62 年 1 月推計)』研究資料第 247 号.
- 厚生省人口問題研究所 (1992)『都道府県別将来推計人口—平成 2 年～22 年間毎 5 年— (平成 4 年 10 月推計)』研究資料 275 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1997)『都道府県別将来推計人口—平成 7 (1995) ～37 (2025) 年— (平成 9 年 5 月推計)』研究資料第 293 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002)『都道府県別将来推計人口—平成 12 (2000) ～42 (2030) 年— (平成 14 年 3 月推計)』人口問題研究資料第 306 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2003)『日本の市区町村別将来推計人口—平成 12 (2000) ～42 (2030) 年— (平成 15 年 12 月推計)』人口問題研究資料第 310 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007)『日本の都道府県別将来推計人口—平成 17 (2005) ～47 (2035) 年— (平成 19 年 5 月推計)』人口問題研究資料第 316 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2008)『日本の市区町村別将来推計人口—平成 17 (2005) ～47 (2035) 年— (平成 20 年 12 月推計)』人口問題研究資料第 321 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013)『日本の地域別将来推計人口—平成 22 (2010) ～52 (2040) 年— (平成 25 年 3 月推計)』人口問題研究資料第 330 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2018)『日本の地域別将来推計人口—平成 27 (2015) ～57 (2045) 年— (平成 30 年推計)』人口問題研究資料第 340 号.
- 永井恵子 (2021)「新型コロナウイルス感染症の流行と 2020 年度の国内移動者数の状況 (2) —住民基本台帳人口移動報告の結果<東京都>—」統計 Today No.172, 総務省統計局.
- 山内昌和・小池司朗 (2014)「地域人口推計」,『人口問題研究』, 70-4, pp. 351-424.
- 山内昌和・小池司朗 (2015)「英語圏諸国との比較からみた社人研の地域別将来推計人口の誤差」,『人口問題研究』, 71-3, pp. 216-240.
- Tayman, J., Smith, S., Rayer, S., (2011), “Evaluating Population Forecast Accuracy: A regression approach using county data”. *Population Research and Policy Review*, 30: pp. 235-262.
- Yamauchi M., Koike S. and Kamata K., (2016), “How Accurate Are Japan’s Official Subnational Projections? Comparative Analysis of Projections in Japan, English-Speaking Countries and the EU”, Swanson D. (ed.) *The Frontiers of Applied Demography*, pp.305-328.

国内人口移動の人口学的分析 ー新型コロナウイルス感染拡大に伴う最近年の変化を中心としてー

小池司朗

1. はじめに

新型コロナウイルスの感染拡大は、テレワークやオンライン授業の普及、外出の自粛や移動制限、学校・保育園の休校・休園、医療受診行動の変化など、人々の生活に多大な影響を及ぼしており、これらに伴って国内人口移動の傾向も大きく変化した。2020年以降、東京圏の転入超過数は大幅に減少しており、コロナ禍は図らずも東京圏一極集中に歯止めをかけた格好となっている。

コロナ禍によってもたらされる人口移動傾向の変化が、今後いつまで、またどのような形で起こるかについては感染状況次第の面もあり、詳細に予測することはきわめて困難である。しかし、移動数の変化から人口構造要因を除去することによってコロナ禍の影響を含むモビリティ要因を抽出し、移動性向の変化を的確に捉えることは可能である。

本稿では総務省「住民基本台帳人口移動報告」（以下、「住基移動」）のデータから、まず直近の人口移動傾向の変化について触れた後、主に東京圏と非東京圏との間の人口移動を対象とし、1990年代半ば以降今日に至るやや長期的な都道府県別転入数および転出数の変化を人口構造要因とモビリティ要因に分解する。こうした分析により、移動数の変化の人口学的要因が明確になるとともに、2020年国勢調査を基準とした地域別将来人口推計における人口移動仮定設定にも有用な知見が得られると期待される。

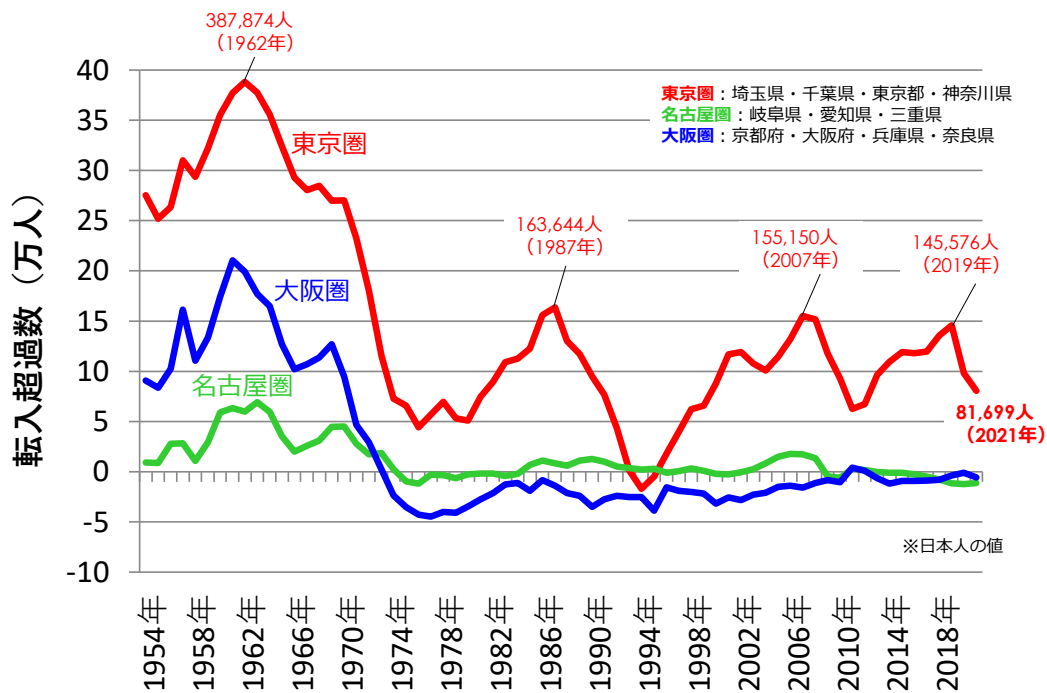
2. コロナ禍における人口移動傾向の変化

2-1. 全域的な変化

1954～2021年の三大都市圏における転入超過数の推移は、図1のとおりである。1960～1970年代前半の高度経済成長期においては、東京圏・大阪圏・名古屋圏の各大都市圏で大幅な転入超過が観測されたが、1980年代以降は東京圏のみで目立った転入超過がみられるようになっている。1980年代後半、2000年代後半のピーク時にはそれぞれ15～16万人程度の転入超過となったが、それぞれバブル崩壊とリーマン・ショック、東日本大震災により転入超過数は減少した。2010年代前半以降は再び転入超過が拡大し、2019年には再び15万人弱の転入超過が観測されたものの、今度は新型コロナウイルスの感染拡大に伴って減少し、2021年の転入超過数は8万人強となっている。

2019年と2021年の都道府県別転入超過率を表1に示した。本表の転入超過率は、「住基移動」による各年の都道府県別転入超過数を分子、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」（以下、「住基人口」）による各年1月1日現在の都道府県別総人

図1 三大都市圏の転入超過数の推移（1954～2021年）



資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

表1 都道府県別、転入超過率（2019年、2021年）

		（％）					（％）		
		2019年	2021年	差			2019年	2021年	差
北海道		-0.10	-0.04	0.07	滋賀		0.08	0.07	-0.00
青森		-0.47	-0.34	0.13	京都		-0.11	-0.15	-0.05
岩手		-0.36	-0.25	0.12	大阪		0.09	0.06	-0.03
宮城		-0.09	-0.03	0.05	兵庫		-0.11	-0.10	0.01
秋田		-0.39	-0.30	0.09	奈良		-0.25	-0.10	0.15
山形		-0.38	-0.27	0.10	和歌山		-0.35	-0.21	0.14
福島		-0.36	-0.33	0.03	鳥取		-0.27	-0.19	0.08
茨城		-0.26	0.07	0.33	島根		-0.29	-0.17	0.12
栃木		-0.29	-0.03	0.26	岡山		-0.21	-0.17	0.04
群馬		-0.11	0.02	0.13	広島		-0.28	-0.25	0.03
埼玉		0.36	0.38	0.01	山口		-0.26	-0.23	0.04
千葉		0.15	0.26	0.11	徳島		-0.45	-0.24	0.21
東京		0.60	0.04	-0.56	香川		-0.17	-0.19	-0.02
神奈川		0.32	0.35	0.02	愛媛		-0.31	-0.21	0.10
新潟		-0.32	-0.26	0.06	高知		-0.34	-0.22	0.12
富山		-0.22	-0.18	0.04	福岡		0.06	0.11	0.06
石川		-0.23	-0.09	0.14	佐賀		-0.21	-0.16	0.05
福井		-0.42	-0.23	0.20	長崎		-0.54	-0.44	0.09
山梨		-0.35	0.08	0.44	熊本		-0.22	-0.04	0.18
長野		-0.20	-0.01	0.20	大分		-0.26	-0.17	0.09
岐阜		-0.33	-0.25	0.08	宮崎		-0.24	-0.14	0.09
静岡		-0.16	-0.11	0.06	鹿児島		-0.25	-0.10	0.15
愛知		-0.03	-0.04	-0.01	沖縄		0.05	-0.01	-0.06
三重		-0.35	-0.17	0.18					

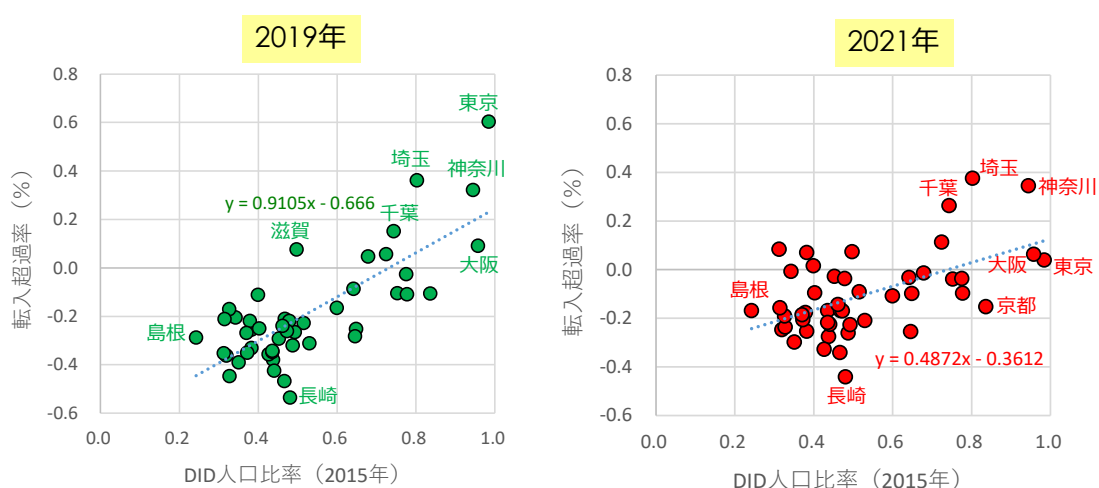
資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」

口を分母として算出している。2019 年から 2021 年にかけて転入超過率が低下したのは、東京、愛知、滋賀、京都、大阪、香川、沖縄の 7 都府県のみであるが、東京都の低下が際 2015 年国勢調査における都道府県別 DID（人口集中地区）人口比率¹と転入超過率との関係をプロットすると（図 2）、その傾きは 2019 年の 0.910 から 2021 年には 0.487 に低下した。外国人を含む総数ベースでの表章が開始された 2014 年以降の傾きをみても（表 2）、2021 年が最低の値となっており、全体として大都市圏への人口集中傾向が弱まったことは間違いない。

他の 41 道府県では転入超過率が上昇しているが、上昇幅が大きいのは、山梨県（+0.44%）、茨城県（+0.33%）、栃木県（+0.26%）、長野県（+0.20%）などであり、東京圏に隣接する県での上昇が目立っている。東京圏に隣接する 6 県における 2014 年以降の転入超過数を見ると（図 3）、2021 年には茨城・群馬・山梨で転入超過に転じるなど、6 県すべてで 2021 年の転入超過数が最高となっている。

これらの主因として、テレワーク等の普及に伴う郊外移住の活発化が考えられるが、定量的にどの程度寄与しているかについて分析することは、今後の課題である。また、表 1 でさらに注目すべきは、東京圏のなかでも埼玉、千葉、神奈川（以下、周辺 3 県）では転入超過率がわずかながら上昇していることである。以下では、東京圏内における変化について詳しく観察する。

図 2 都道府県別、DID 人口比率と転入超過率の関係



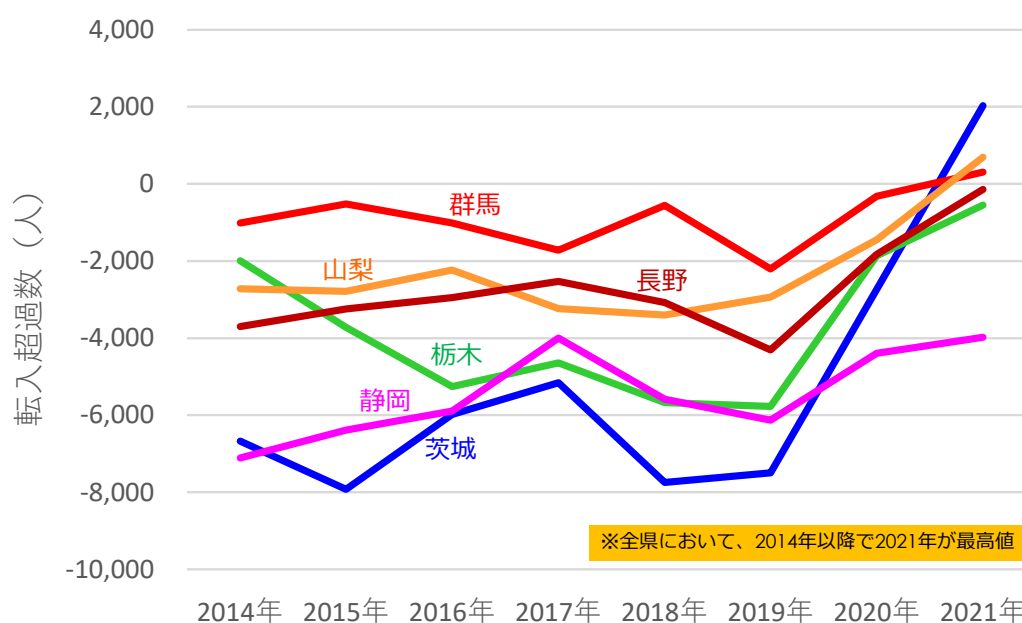
資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」「国勢調査」

¹ DID は、Densely Inhabited District の略で、人口集中地区といわれる。具体的には、市区町村の区域内で人口密度が 4000 人/km² 以上の基本単位区が互いに隣接し、あわせて人口 5000 人以上となる地区を指す。

表2 都道府県別、DID 人口比率と転入超過率の回帰直線の傾き（2014～2021 年）

2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年
0.681	0.763	0.743	0.762	0.831	0.910	0.663	0.487

図3 東京圏に隣接する6県における転入超過数の推移



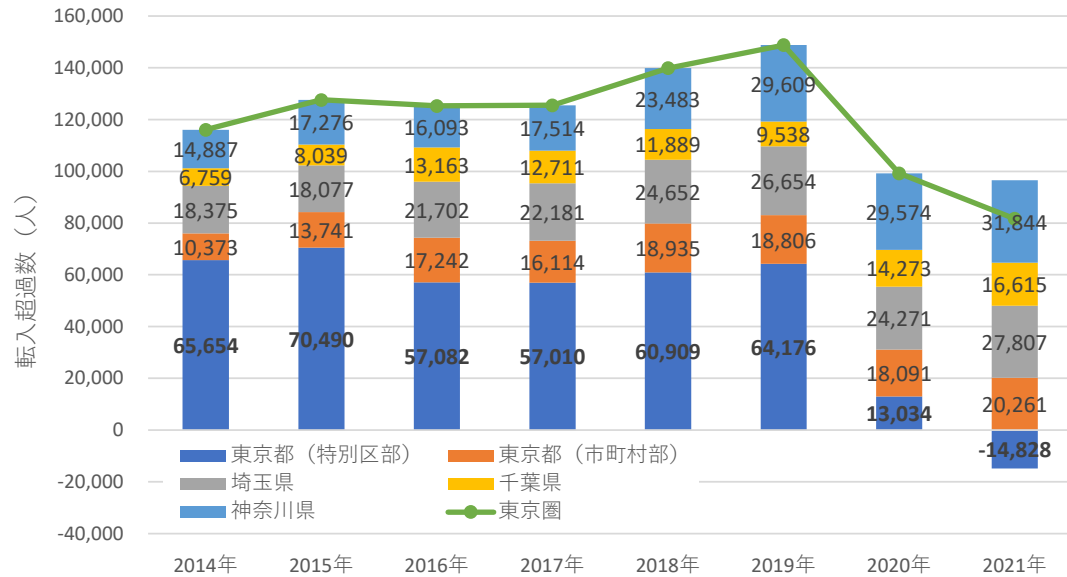
資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

2-2. 東京圏内における変化

2014 年以降の東京圏における転入超過数の推移を、東京都（特別区部）、東京都（市町村部）、埼玉、千葉、神奈川の 5 地域別にみたのが図 4 である。2019 年までは、東京都（特別区部）と千葉県の転入超過数は概ね横ばい、東京都（市町村部）、埼玉、神奈川では微増傾向で推移していた。2020 年から東京圏全体では転入超過数が大幅に減少したが、2019 年と 2021 年を比較すると、東京都（市町村部）、埼玉、神奈川では増加傾向を保っているほか、千葉でも増加傾向に変化しており、東京都（特別区部）のみで東京圏全体以上の転入超過数の減少が観測される状況となっている。

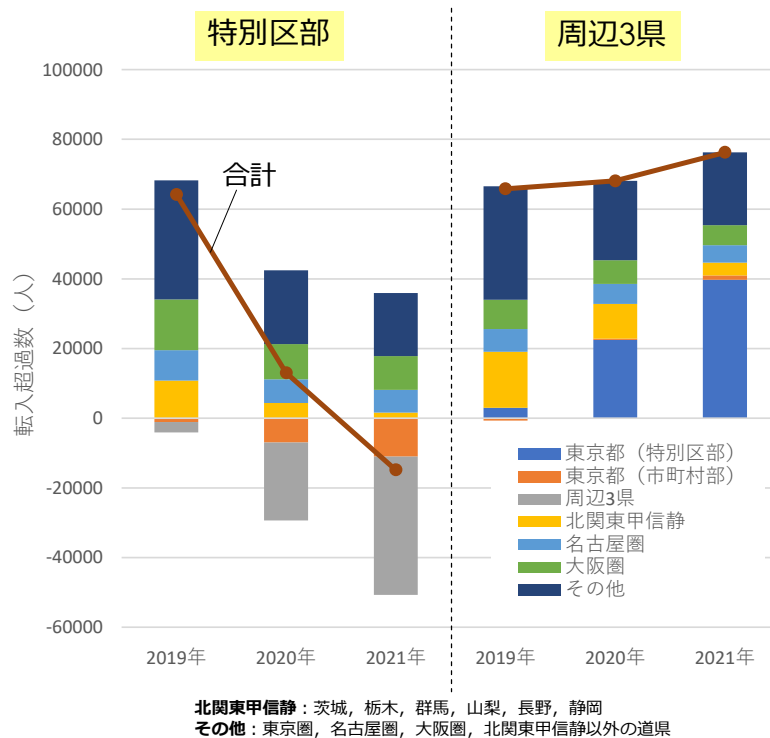
東京都（特別区部）と周辺 3 県の 2019～2021 年における転入超過を地域別にみると（図 5）、特別区部では周辺 3 県への転出超過が大幅に拡大したことが大きく影響し、2021 年には転出超過に転じている。北関東甲信静、大阪圏、名古屋圏、その他との間の転入超過も縮小しているが、2021 年段階では転入超過を保っている。一方、周辺 3 県では北関東甲信

図 4 東京圏の地域別転入超過数の推移（2014～2021 年）



資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

図 5 特別区部と周辺 3 県における地域別転入超過数（2019～2021 年）

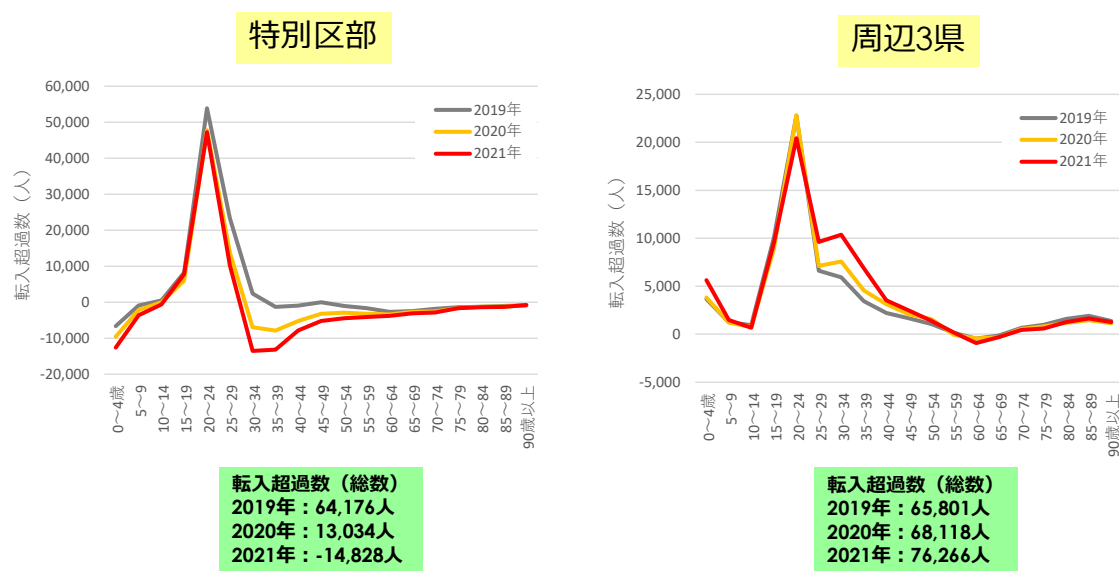


資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

静、大阪圏、名古屋圏、その他との間の転入超過はいずれも縮小したものの、特別区部との間の転入超過の拡大がそれらを上回り、転入超過数は増加している。周辺 3 県を全体としてみれば、2014 年以降の転入超過数の増加傾向には変化がないが、その地域別の内訳は 2019 年と 2021 年の間で大きく異なっている。

特別区部と周辺 3 県の 2019～2021 年における年齢別転入超過数は、図 6 のとおりである。特別区部ではとくに 30 歳代での減少が目立つ反面、周辺 3 県では 30 歳代での増加が大きくなっている。一方で、10～14 歳以下の変化は比較的小さく、65 歳以上の高齢者ではほとんど変化がない。以上より、特別区部から周辺 3 県への移住者の中心は 30 歳代の人たちであるとともに、家族類型としては単身世帯や夫婦のみ世帯など子どもを持たない世帯の割合が比較的高いことが推察される。

図 6 特別区部と周辺 3 県における年齢別転入超過数（2019～2021 年）



資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

2-3. 市区町村別にみた変化

以下では市区町村別の変化について概観するが、ここではまず、表 2 に示すとおり全国の市区町村を人口規模等により分類を行い、各類型の 2019～2021 年における転入超過率を算出した（図 7）。

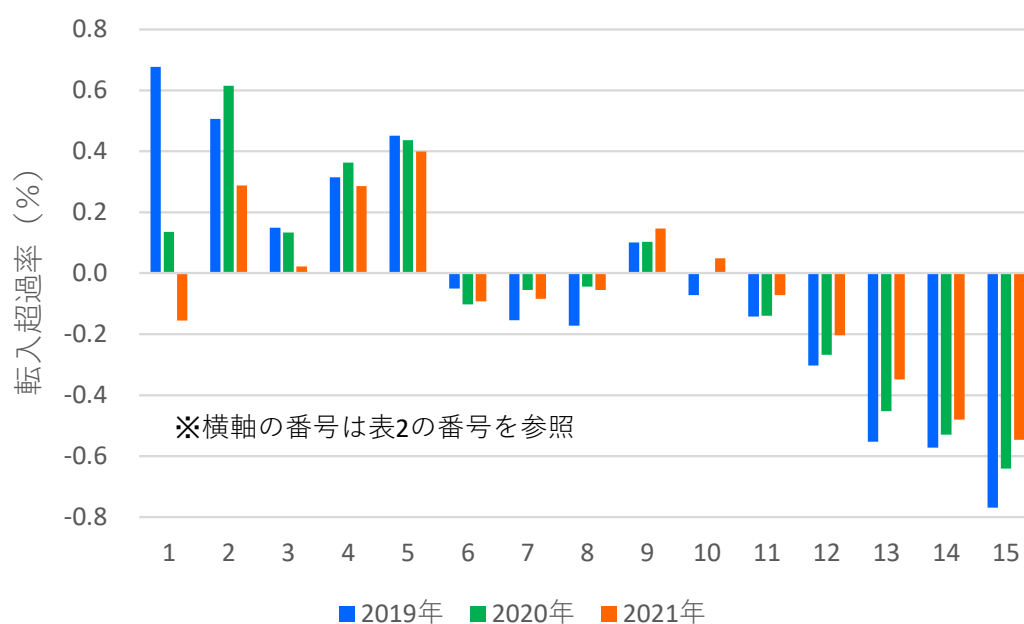
「特別区部」における転入超過率が大幅に低下したのは先述のとおりであるが、「大阪市」、「名古屋市」、「札幌市」といった特別区部以外の大都市においても 2020 年から 2021 年にかけては低下傾向が明瞭となっている。「その他政令市」や「その他県庁所在都市」では、2019 年から 2020 年にかけて転入超過率が大幅に縮小したものの、2020 年から 2021 年に

表 2 人口規模等に基づく市区町村の分類

番号	地域類型	本文中の表記
1	東京都特別区部	特別区部
2	大阪市	大阪市
3	名古屋市	名古屋市
4	札幌市, 仙台市, 広島市, 福岡市	札幌仙広福
5	さいたま市, 千葉市, 横浜市, 川崎市, 相模原市	東京近郊政令市
6	京都市, 堺市, 神戸市	大阪近郊政令市
7	新潟市, 静岡市, 浜松市, 岡山市, 北九州市, 熊本市	その他政令市
8	1～7以外の県庁所在都市	その他県庁所在都市
9	1～8以外で2010年人口が20万人以上の市	人口20万人以上の市
10	2020年人口が10～20万人の市	人口10～20万人の市
11	2020年人口が5～10万人の市町	人口5～10万人の市町
12	2020年人口が3～5万人の市町村	人口3～5万人の市町村
13	2020年人口が1～3万人の市町村	人口1～3万人の市町村
14	2020年人口が0.5～1万人の市町村	人口0.5～1万人の市町村
15	2020年人口が0.5万人未満の市町村	人口0.5万人未満の市町村

※2020年人口は、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」による2020年1月1日現在の人口

図 7 市区町村の類型別、転入超過率（2019～2021 年）



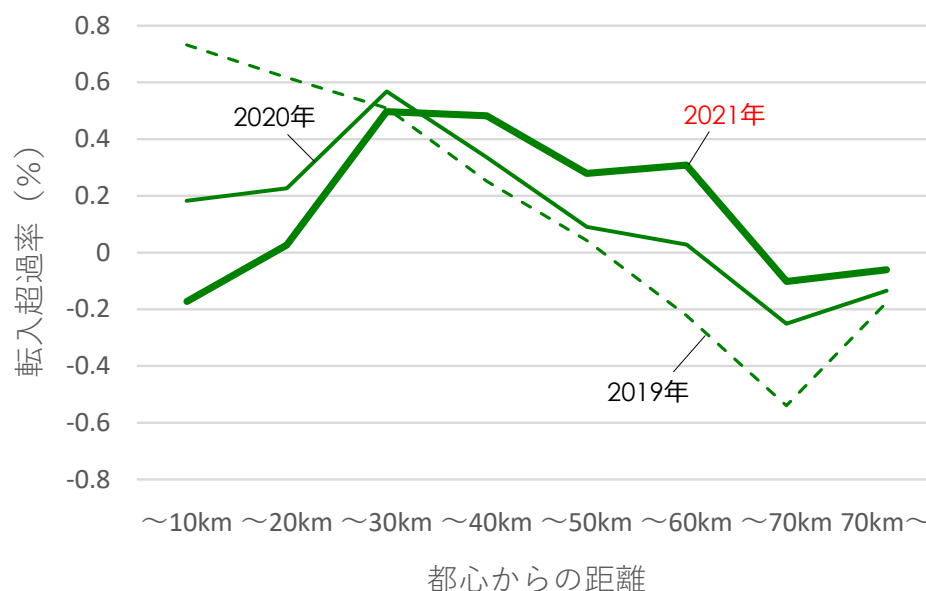
資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」

かけては再び若干ながら拡大に転じている。「人口 20 万人以上の市」以下では 2019 年から 2021 年にかけてほぼ一貫して転出超過率が縮小（転入超過率が拡大）しており、概ね人口規模が小さいほどその傾向が強くなっている。コロナ禍において、総じて大都市では転入超過が縮小、中小都市や農村部では転出超過が縮小し、転入超過率の市区町村間較差も大幅に縮小したといえる。

前項で東京圏内における地域別の人口移動傾向の変化が大きいことを述べたが、この点を詳細にみるために、2019～2021 年における市区町村別の転入超過数をもとに、都心からの距離帯別転入超過率を算出した（図 8）。距離は、千代田区役所を都心とし、都心から各市区町村の役所（場）との間の直線距離とした。2019 年時点では、都心に近いほど転入超過率が高い傾向が明瞭であったが、2020 年には 10～20km 圏以内で転入超過率が低下した一方で 20～30km 圏以遠で上昇し、20～30km 圏で転入超過率が最高となるパターンにシフトした。2021 年には 20～30km 圏以内で転入超過率が低下した一方で 30～40km 圏以遠で上昇し、都心に最も近い 10km 圏内の転入超過率が最低となるに至った。1990 年代後半以降、東京圏では都心に人口が集中する都心回帰が進展してきたが、コロナ禍においては 1990 年代前半以前の「ドーナツ化現象」に再回帰しているようにもみえる。

以上のように、コロナ禍により国内人口移動傾向が大きく変化したことは明らかといえるが、次節では、より長期的な観点からみてどの程度のモビリティの変化として現れているかを示し、若干の考察を加える。

図 8 東京圏の都心からの距離帯別、転入超過率（2019～2021 年）



注 1：対象地域は茨城・栃木・群馬・埼玉・千葉・東京・神奈川に限定。

注 2：千代田区役所を都心とし、各市区町村の役場（所）との直線距離を「都心からの距離」とした場合。

資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」

3. 移動数変化の要因の人口学的分析

3-1. 要因分解の概要

本節では、1994 年以降の地域間の転入数および転出数の変化について、小池（2017）で示した間接標準化の手法を適用することにより、人口構造要因とモビリティ要因への分解を行う。分解手法の詳細については小池（2017）を参照されたいが、本稿では標準化転入数の算出方法に改良を加えた。標準化転出数の算出方法は小池（2017）と同様であり、データ入手の都合上、日本人を分析対象とした。

小池（2017）では、標準化転入数を算出する地域（当該地域）を除く地域をひとつの地域として、その地域から当該地域への（男女年齢別）転出率に基づいて当該地域の標準化転入数を算出していたが、本稿では各地域から当該地域への（男女年齢別）転出率に基づいて算出することとした。たとえば、東京都を当該地域の例とすると、北海道→東京都の転出率、青森県→東京都の転出率、・・・、鹿児島県→東京都の転出率、沖縄県→東京都の転出率の計 46 地域間の転出率を個別に求めることによって、東京都における標準化転入数を算出した。当然ながら、各地域から東京都への間の転出率は地域によって異なるため、東京都以外をひとつの地域としてまとめて転出率を求めるより精緻な標準化転入数が算出されることになる。

間接標準化に用いた標準となる男女年齢別転出率は、2017 年の「住基移動」の「参考表（年齢（10 歳階級），男女，転入・転出市区町村別結果）」による男女年齢 10 歳階級別の地域間（日本人）移動数を分子、「住基人口」から得られる 2017 年 1 月 1 日現在の都道府県別男女 10 歳階級別（日本人）人口を分母として算出した²。なお、1994 年を分析の起点としているのは、「住基人口」において標準化移動数を算出するのに必要な都道府県別男女年齢別（日本人）人口が得られるようになるのが 1994 年であることによる³。

1994～2021 年について、仮に 2017 年の都道府県間転出率と同じであったとした場合の転入数と転出数（標準化転入数と標準化転出数）を算出し、それを実際の転入数と転出数と比較することによって、2017 年を基準（＝1）とした各年の人口構造比およびモビリティ比が算出される。最終的には、人口構造比とモビリティ比について分析の期首時点である 1994 年を基準とした値に変換した。

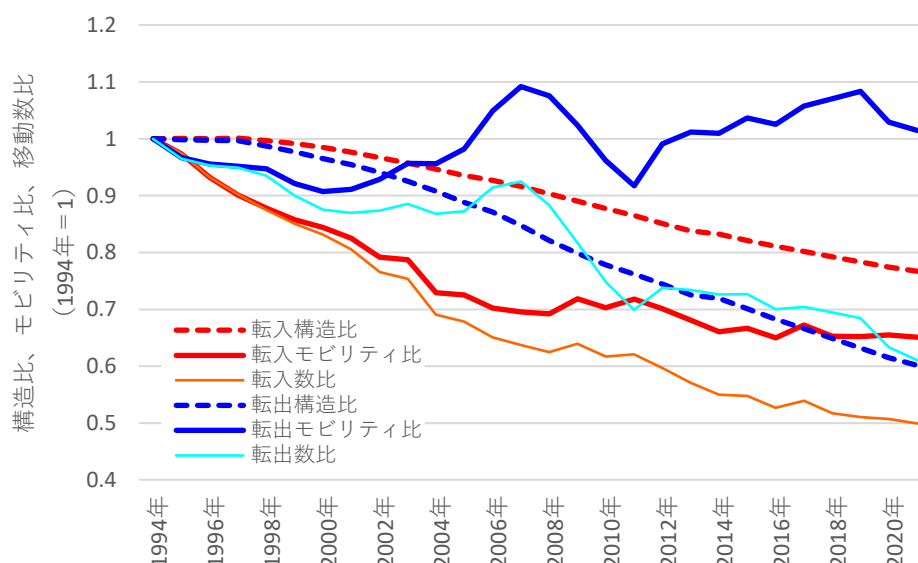
3-2. 都道府県別、人口構造比・モビリティ比の変化

図 9 は、青森県について 1994 年を基準とした転入数と転出数の人口構造比とモビリティ

² 「住基移動」の「参考表（年齢（10 歳階級），男女，転入・転出市区町村別結果）」は、2012 年から得られるようになっているが、2018 年以降は日本人について男女年齢 10 歳階級別の都道府県間移動数が表章されていないため、2017 年の転出率を標準率とした。

³ 「住基人口」では年齢 5 歳階級別人口が得られるが、「住基移動」の「参考表」の移動数の表章に合わせて 10 歳階級別人口に組み替えている。また「住基人口」では、2013 年までは 3 月末現在人口、2014 年以降は 1 月 1 日現在人口が表章されている。

図9 青森県における人口構造比、モビリティ比、移動数比の推移
(1994～2021年：1994年＝1)



資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」

比の推移を転入数と転出数の比の推移と重ねて示したものである。ここで、「移動数の比＝人口構造比×モビリティ比」となっていることに留意されたい。青森県の転出数は、1994年で33,403人、2021年で20,396人であるから、2021年の1994年に対する転出数の比は、 $20,396 / 33,403 = 0.611$ である。2021年の転出人口構造比は0.602、転出モビリティ比は1.015であり、 $0.602 \times 1.015 = 0.611$ となる。この結果から、青森県では1994年から2021年にかけて転出数が40%ほど減少しているが、それはもっぱら人口構造の変化によるもの（青森県における高齢化や人口減少によって引き起こされた転出数の減少）であり、転出モビリティ（青森県から青森県外への転出意欲の強さ）にはほとんど変化がみられない、と解釈することが可能である。直近に着目すると、転出モビリティ比は2019年の1.083から2021年には1.015と大きく低下したのに対して、転入モビリティ比は2019年の0.652から2021年には0.651と横ばいである。青森県の転出超過数は、2019年の6,044人から2021年には4,309人に縮小しているが、それはもっぱら転出モビリティの低下によってもたらされており、転入モビリティ（青森県外から青森県への転入意欲の強さ）は全く変化していないことを示している。

表3は、コロナ前の2019年において転入、転出の人口構造比およびモビリティ比の上位と下位の5都道府県を記したものである。転出人口構造比については、当然ながら人口減少率が高い地域ほど低い値となっている。上位に位置する東京都や沖縄県では、1994年から2019年にかけて総人口は増加しているものの、移動率の高い若年人口は減少しているた

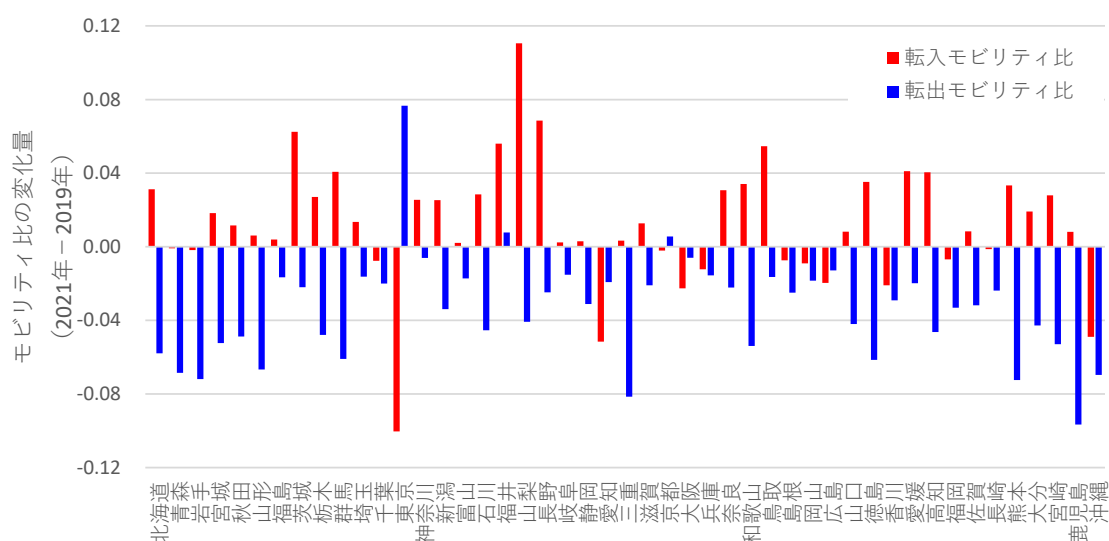
表3 2019年の人口構造比とモビリティ比（1994年＝1）が上位と下位の5都道府県

順位	人口構造比				モビリティ比			
	転入		転出		転入		転出	
1	山梨	0.842	東京	0.950	沖縄	1.324	群馬	1.239
2	岐阜	0.838	沖縄	0.941	東京	1.319	沖縄	1.210
3	長野	0.838	滋賀	0.903	愛知	1.168	秋田	1.193
4	埼玉	0.836	愛知	0.874	大阪	1.068	三重	1.184
5	千葉	0.832	福岡	0.852	福岡	1.040	山梨	1.174
...
43	山形	0.780	岩手	0.681	秋田	0.686	広島	0.906
44	岩手	0.778	長崎	0.679	新潟	0.680	神奈川	0.871
45	愛知	0.778	高知	0.675	青森	0.652	千葉	0.849
46	東京	0.771	青森	0.632	奈良	0.633	大阪	0.834
47	宮城	0.759	秋田	0.606	和歌山	0.578	東京	0.746

め、モビリティ比は1を下回っている。転入人口構造比については、当該都道府県との間で人口移動が活発な都道府県の人口変化の影響を強く受ける。1位の山梨県は、人口が一貫して増加傾向にある東京圏との間の人口移動が高い割合を占めているためであり、47位の宮城県は人口減少傾向が顕著な東北各県との間の人口移動が卓越していることによる。転入モビリティ比は、東京都、愛知県、大阪府と三大都市圏の中心都市が含まれる都府県が軒並み上位を占める反面、近畿地方の郊外地域（和歌山県、奈良県）や宮城県を除く東北各県で下位となっている。転出モビリティ比は、概ね非大都市圏に属する県が上位を占める反面、大都市圏に属する都府県の多くが下位に位置している。分析の起点となっている1994年はバブル崩壊後に相当し、東京圏の転入超過数が一時的にマイナスとなった時期であることにも起因しているが、モビリティ比の地域間較差は転入、転出とも非常に大きく、転入超過数の地域間較差にも大きく寄与している。ただし、一般的には軽視されがちな人口構造比についても、とくに転出では相当な地域間較差がみられることは注目すべきと思われる。

新型コロナウイルス感染拡大に伴う人口移動への影響をみるために、転入モビリティ比と転出モビリティ比それぞれについて2019年と2021年との間の都道府県別変化を算出すると（図10）、まず転入モビリティ比の低下幅が最も大きいのは東京都（-0.100）であり、以下、愛知県（-0.052）、沖縄県（-0.049）、大阪府（-0.023）と続く。概ね大都市圏に属する都府県では、転入モビリティ比は低下または横ばいの傾向となっている。転入モビリティ比の上昇幅が最も大きいのは山梨県（0.111）であり、以下、長野県（0.068）、茨城県（0.062）、福井県（0.056）と続く。非大都市圏のなかでも東京圏に隣接する県での上昇が目立つ反面、東北の各県などでは変化が小さくなっている。一方、転出モビリティ比が上昇しているのは東京都（0.077）、福井県（0.008）、京都府（0.006）の3都県のみであり、東京都における上昇が際立っている。転出モビリティ比の低下幅が最も大きいのは、鹿児島県（-0.097）

図 10 都道府県別、モビリティ比の変化量（2019 年から 2021 年）



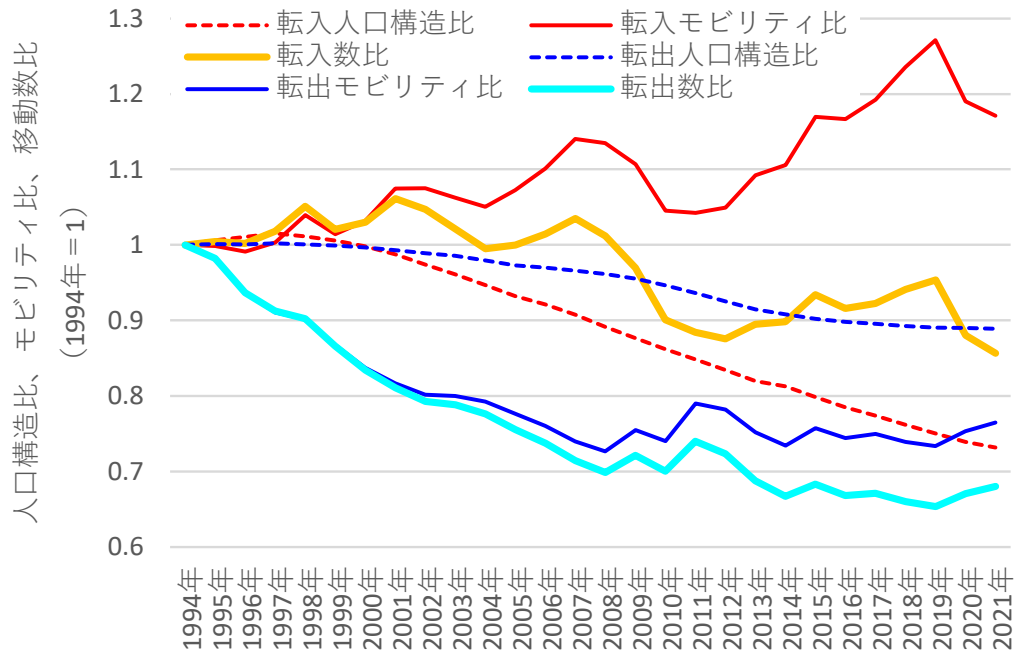
であり、以下、三重県（-0.082）、熊本県（-0.072）、岩手県（-0.072）と続く。とくに福島県を除く東北の各県では低下が大きく、先述の青森県でみたように、もっぱら転出モビリティ比の低下が転出超過数の縮小に寄与しているといえる。

3-3. 東京圏における分析

それでは、東京圏全体としてみた場合に人口構造比とモビリティ比はどのように推移してきたのであろうか。図 11 は、東京圏について 1994 年を基準とした転入数と転出数の人口構造比とモビリティ比の推移を転入数と転出数の比の推移と重ねて示したものである。1994 年を基準とした 2019 年の転入数比は 0.954 であったが、これは転入人口構造比 (0.750) と転入モビリティ比 (1.271) の積として表される。すなわち、非東京圏における高齢化、人口減少は一貫して転入数を減少させる方向に作用したが、転入モビリティが大幅に上昇したため、2019 年における東京圏の転入数は 5%ほどの減少にとどまっていると解釈できる。一方、1994 年を基準とした 2019 年の転出数比は 0.654 であったが、これは転出人口構造比 (0.891) と転出モビリティ比 (0.734) の積として表される。すなわち、東京圏における高齢化と転出モビリティの低下の双方が転出数の減少に寄与しており、寄与率は人口構造要因が概ね 30%、モビリティ要因が概ね 70%と解釈できる。

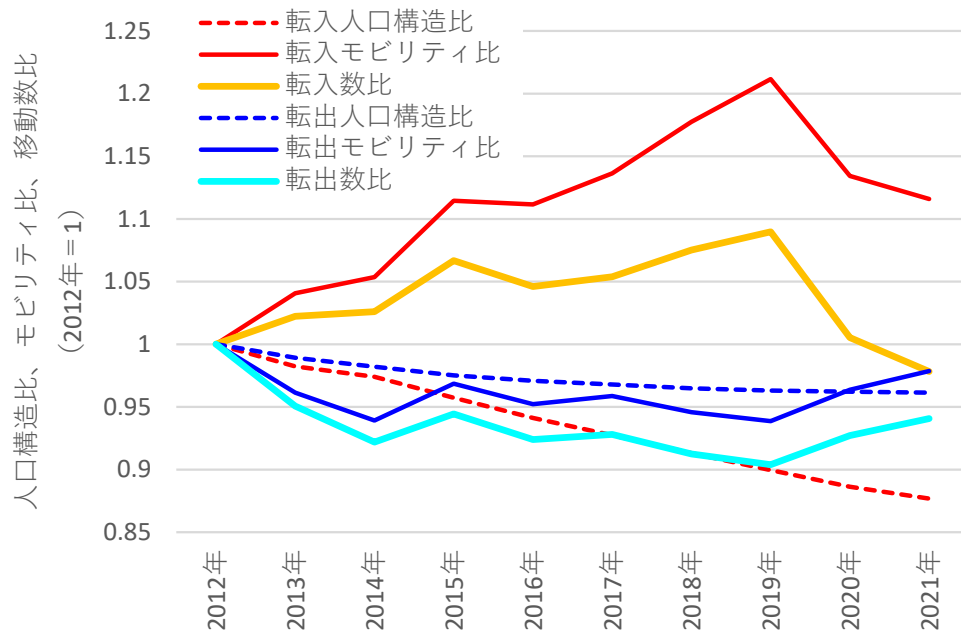
2019 年から 2021 年にかけてのモビリティ比の変化をみると、転入モビリティ比は 1.271 から 1.171 へと大きく低下した一方で、転出モビリティ比は 0.734 から 0.765 と、上昇幅は小さくなっている。図 12 は、対象期間を 2012~2021 年に限定し、人口構造比とモビリティ比について 2012 年を基準とした値に変換して示したものである。転入に着目すると、2012 年の転入数に対する 2021 年の転入数の比は 0.978 であり、2013 年以降ではじめて

図 11 東京圏における人口構造比、モビリティ比、移動数比の推移
(1994～2021 年：1994 年＝1)



資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

図 12 東京圏における人口構造比、モビリティ比、移動数比の推移
(2012～2021 年：2012 年＝1)



資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

2012 年の転入数を下回った。一方、2021 年の転入モビリティ比（1.171）は、2016 年の転入モビリティ比（1.111）とほぼ同じである。つまり、転入数は 2012 年を下回る水準まで減少したものの、それは人口構造要因（非東京圏における高齢化、人口減少）によるところが大きく（2012 年の転入人口構造比を 1 とした場合、2021 年の転入モビリティ比は 0.877 まで低下）、転入モビリティは 2012 年よりも未だ 10%以上高い水準を維持しているということになる。また、2012 年を基準とした 2021 年の転出モビリティ比は 0.978 であり、2019 年からやや上昇しているものの、2012 年の水準には及ばない。図 11 から明らかなとおり、東京圏と非東京圏との間の人口構造の差に起因する形で転出人口構造比と転入人口構造比の差が拡大しており、この点は一貫して東京圏の転入超過数を縮小させる方向に作用してきている。換言すれば、人口構造要因を除去すると、コロナ禍によってもたらされた東京圏における転入超過数の縮小幅は、実数でみるよりは小さかったことになる。

4. おわりに

本稿では主に「住基移動」データを活用し、新型コロナウイルス感染拡大に伴う国内人口移動傾向の変化を概観するとともに、1994 年以降の都道府県別転入数および転出数の変化を人口構造要因とモビリティ要因に分解し、東京圏における分析結果を中心にみてきた。今回得られた知見は次のようにまとめられる。

コロナ禍においては、東京圏における転入超過数が大きく減少したが、東京圏内を地域別にみると、周辺 3 県と東京都（市町村部）では増加傾向であった反面、東京都（特別区部）で東京圏全体以上の転入超過数の減少が発生していた。非大都市圏では総じて転出超過数の縮小（転入超過数の拡大）が観察されたが、その程度はとりわけ東京圏に隣接する北関東・甲信地方などで顕著であった。人口規模等に基づく市区町村の類型別の転入超過率をみると、概ね人口規模の小さい市町村ほど転出超過率の縮小幅が大きく、コロナ前と比較して転入超過率の市区町村間較差は大幅に縮小した。東京圏では 2019 年以降、転入モビリティの低下、転出モビリティの上昇が観察されたが、とくに転入モビリティの低下が大きかった。一方で、転入数は 2012 年の水準を下回ったものの、転入モビリティは 2016 年と同程度であり、人口構造要因も転入数や転入超過数の減少に少なからぬ影響を及ぼしていた。

冒頭にも述べたように、今後の国内人口移動傾向について正確な見通しを立てることは困難である。ただし、本稿での分析から明らかとなったように、東京圏では転出モビリティの上昇より転入モビリティの低下が転入超過数の減少に大きく寄与していること、東京圏のなかでも特別区部以外では転出モビリティが低下傾向になっていること、転入モビリティが大幅に上昇しているのは概ね東京圏に隣接する県に限定されていることなどを踏まえれば、現時点では、コロナ禍によってもたらされる今後の東京圏における転入超過数の縮小の余地は小さいと考えられる。人口構造要因が今後も長期的に東京圏の転入超過数を縮小させる方向に作用することは確実である一方で、東京圏においては両親も含めて東京

圏で出生した人の割合が増加しているため（小池・清水 2020）、東京圏からの転出モビリティは将来的にも低下を続ける可能性が濃厚といえよう。

しかし、新型コロナウイルスの収束を見通すことができない現状では、国内人口移動に関しても不透明な要素が非常に多い。本稿では、東京圏を中心とした人口移動傾向の変化に関して人口学的分析を行うにとどめたが、個別に地域をみれば多種多様な変化が起こっていることも考えられる。2021年にはコロナ禍により東京圏外への本社移転が統計開始以来最高を記録したという情報もあり（帝国データバンク 2022）、このような動きが今後も継続すれば、本稿で述べたような非大都市圏における転出モビリティ低下に拍車がかかる可能性も否定できない。

国立社会保障・人口問題研究所による推計は「投影（Projection）」の観点で行われているため、令和 2（2020）年国勢調査を基準とした地域別将来人口推計においては、原則として 2015～2020 年に観察された人口移動傾向を基準として仮定設定を行うことになるものの、2020 年以降に突如として発生した新型コロナウイルスの影響についても、可能な限り反映されるようにすることが望ましい。そのためには、今後も地域別の人口移動の動向を逐一注視しながら分析を行い、短期的・長期的傾向の変化を的確に捉えることが不可欠といえよう。

参考文献

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』53 号，pp.23-45.

小池司朗・清水昌人（2020）「東京圏一極集中は継続するか?：出生地分布変化からの検証」『人口問題研究』76 巻 1 号，pp.80-97.

帝国データバンク（2022）「コロナで企業の「脱首都圏」急増 首都圏外への本社移転、過去最多の 351 社 11 年ぶり転出超過 「テレワーク」浸透背景に」
<https://news.yahoo.co.jp/articles/de62d755503b6b0c35fa5166cb48aa95ac70832c?page=1>（2022 年 5 月 6 日閲覧）

出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果の分解モデルの開発

岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平

1. はじめに

本プロジェクトでは、市区町村別の出生力の地域差を、結婚力の効果と夫婦出生力の効果に分解する方法論の開発を試みた。その成果は、岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一(2022)「出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果：対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解」『人口問題研究』78巻1号，pp.78-105 にまとめた。以下では論文内容を要約し、各指標の空間分布に関する情報を示す。

2. 研究の目的

出生力の地域差は合計出生率で測れるが、それが結婚力の違いによるのか、夫婦出生力の違いによるのかが判別できれば、少子化過程の理解はさらに進む。こうした要因分解の方法には、例えばプリンストン・プロジェクトによるI指標（Coale and Treadway 1986）や山内の子ども女性比の分解モデル（山内 2006）がある。しかし、間接標準化法に内在する問題や結婚年齢分布を考慮しない夫婦出生力指標に対し問題も指摘されていた。本研究は総出生力変動、結婚力変動、夫婦出生力変動の因果構造を整理した上で、これらの関係について市区町村単位の情報を用い、再生産年齢女性の有配偶者割合が合計出生率を説明する操作変数法を用いた対数線形モデルを推定した。これにより合計出生率の地域差に対する結婚力効果（完結結婚量による直接効果と結婚タイミングによる間接効果）（モデル部分）と夫婦出生力効果（残差項）の寄与を分離することを試みた。

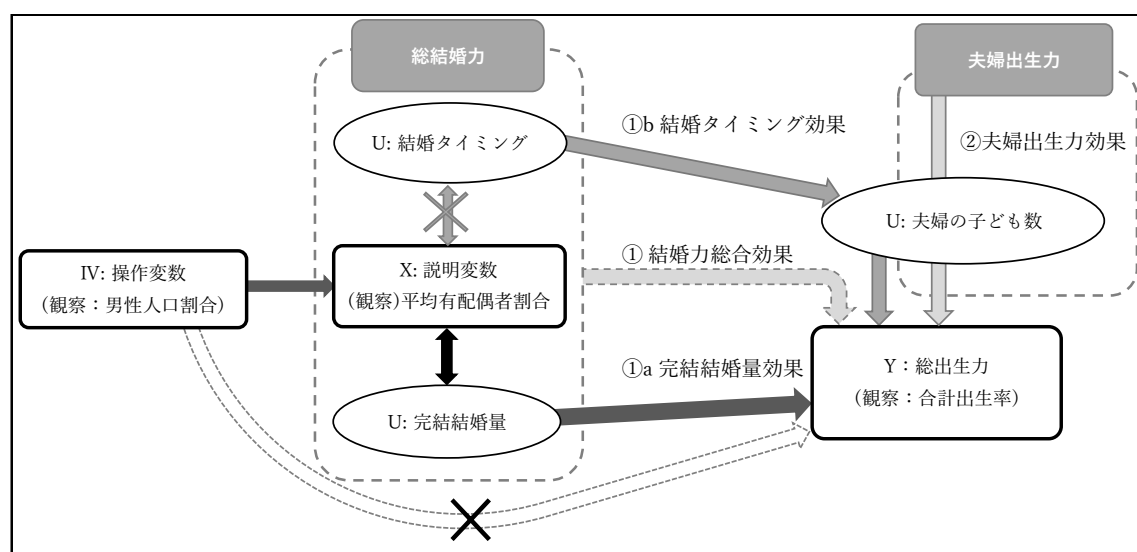


図1 総出生力に対する結婚力効果と夫婦出生力効果

3. 分析方法

本研究では、出生力に影響する結婚力と夫婦出生力、そしてそれらを測定するための各指標の関係を図1のように整理した。合計出生率で測定される総出生力の変動には結婚力の効果と夫婦出生力の効果がある。さらに結婚力は完結結婚量の要素と結婚タイミングの要素に分解でき、完結結婚量は直接合計出生率に影響するのに対し、結婚タイミングの効果は、結婚後の夫婦の子ども数への影響を通じて間接的に合計出生率を変動させる。そこで、合計出生率が標準となる合計出生率と、(1)完結結婚量に基づく結婚力の直接効果、(2)結婚タイミングに基づく結婚力の間接効果、(3)夫婦出生力効果（いずれも標準に対する相対値）の積で表せると考える。

$$\begin{aligned} \text{TFR}^i &= \text{TFR}^c \times I_{\mu}^i \times I_{\gamma}^i \\ &= \text{TFR}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i \end{aligned}$$

この各指標を推計するために、2段階のモデル推定を行う。前半のモデル化では観察可能は再生産年齢女性の平均有配偶者割合で合計出生率を説明する対数線形モデルを推定する。後半では総合結婚力から結婚量による直接効果を分離するために、操作変数（20～39歳の男性割合）を用いて、有配偶者割合の直接効果（完結結婚量の効果）を推定した。推定するモデルは以下となる。

$$\begin{aligned} \ln \text{TFR}^i &= \ln \hat{\text{TFR}}^c + \beta \ln \Delta \text{PM}^i + u^i \\ &= \ln \hat{\text{TFR}}^c + \beta_{IV} \ln \Delta \text{PM}^i + (\beta \ln \Delta \text{PM}^i - \beta_{IV} \ln \Delta \text{PM}^i) + u^i \\ &= \ln \hat{\text{TFR}}^c + \beta_{IV} \ln \Delta \text{PM}^i + (\beta - \beta_{IV}) \ln \Delta \text{PM}^i + u^i. \end{aligned}$$

2013～2017年のデータが反映されている市区町村別ベイズ推定合計出生率（厚労省 2020）と 2015 年国勢調査による 20～39 歳の日本人女性の有配偶者割合、20～39 歳男性割合の実績値を用いてモデルパラメータを推定した。

4. 結果

以下の式に関心のある地域の合計出生率 TFR^i および 20～39 歳女性の有配偶者割合 PM^i の実績値、全国の 20～39 歳女性の有配偶者割合（43.8%）を与えれば、当該地域の上記の相対効果(1)(2)(3)を推計できる。

$$\begin{aligned} \text{TFR}^i &= \exp 0.394 \times (\text{PM}^i/43.8)^{0.628} \times (\text{PM}^i/43.8)^{0.145} \times \exp u^i \\ &= 1.484 \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i \end{aligned}$$

市区町村別に推計された結婚力効果、夫婦出生力効果をカテゴリー化して地図化したのが図2である。また全国の50歳時配偶者割合を市区町村別完結結婚量効果で、全国の夫婦完結出生児数を市区町村別結婚タイミング効果と夫婦出生力効果で調整すると、市区町村別50歳時配偶者割合と夫婦完結出生児数を推計することができる。

$$\text{TFR}^i = \text{TFR}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i$$

$$\approx (PM_{50}^c \times I_{\mu q}^i) \times (CEB_{45+}^c \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i)$$

$$= \widehat{PM}_{50}^i \times \widehat{CEB}_{45+}^i.$$

推計結果は国勢調査による実績と概ね整合的であることがわかった。市区町村データには豊かな情報が含まれており、人口学的手法を適切に用いれば、比較的単純な変数や手法であっても有効な情報を取り出せることを示した。

表 推計された各効果指標(左)および女性 50 歳時配偶者割合、夫婦完結出生児数(右)の基本統計量

基本統計量	標準合計出生率	結婚力直接効果 (完結結婚量)	結婚力間接効果 (結婚タイミング)	夫婦出生力効果	女性50歳時配偶者割合(%) 推計 PM ₅₀ [^]	(参考)女性50歳時既婚者割合(%) 実績(国勢調査) PM ₅₀	妻45～49歳夫婦完結出生児数(人) 推計 CEB ₄₅₊ [^]
	TFR ^c	I _{μq}	I _{μt}	I _γ			
標準水準算出ベース	—	—	—	—	全国実績値85.9%(2015年国勢調査)		全国推計値1.66 (2015年国勢調査, 妻40～44歳同居児数に基づく推計) 全国実績値 2.10(2000～2010年 標本調査, 妻45歳 以上出生児数、山 内 2017)
標準水準	1.484	—	—	—	86.0	—	1.710 2.164
最小値	—	0.774	0.943	0.696	66.6	64.5	1.165 1.474
P05	—	0.891	0.974	0.862	76.6	80.2	1.472 1.862
P25	—	0.968	0.992	0.935	83.2	85.5	1.600 2.024
P50(中央値)	—	1.010	1.002	0.987	86.8	88.0	1.694 2.143
P75	—	1.052	1.012	1.058	90.4	90.1	1.815 2.296
P95	—	1.120	1.027	1.208	96.4	92.9	2.066 2.613
最大値	—	1.215	1.046	1.609	104.5	97.5	2.770 3.504
標準偏差	—	0.071	0.017	0.106	6.115	4.053	0.184 0.233
平均値	—	1.008	1.001	1.005	86.7	87.4	1.722 2.178
標準誤差	—	0.002	0.000	0.002	0.142	0.094	0.004 0.005
加重平均値	—	—	—	—	15～49歳女性人口加重平均 85.9	15～49歳女性人口加重平均 85.7	15～49歳有配偶者女性人口加重平均 1.660 15～49歳有配偶者女性人口加重平均 2.100

注1：対象市区町村数は1,846。

注2：標準合計出生率は(32)式による女性有配偶者割合全国値に対応する推定値(全国水準)。女性50歳時配偶者割合(離死別発生を想定しなければ既婚者割合と同等)の標準水準は、全国平均(市区町村の15～49歳女性人口加重平均)が2015年国勢調査による全国実績値85.9%(45～49歳、50～54歳既婚者割合の平均値)になるよう標準水準を設定した(86.0%)。夫婦完結出生児数は全国平均(市区町村の15～49歳有配偶女性人口加重平均)が2015年国勢調査推計値1.660(妻40～44歳同居児数に基づく45～49歳平均子ども数推計値)、山内(2017)における標本調査の全国値2.10になるよう、それぞれ標準水準を設定した(1.710、2.164)。

参考文献

Coale, A. J. and S. C. Watkins (eds.) (1986) *The Decline of Fertility in Europe: The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.

岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一(2022)「出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果：対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解」『人口問題研究』78巻1号, pp. 78-105.

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～平成29年人口動態保健所・市区町村別統計」(2020.7.31) .

山内昌和(2006)「Child-Woman Ratioを応用した地域出生力指標の検討」『人口学研究』第38号, pp. 99-110.

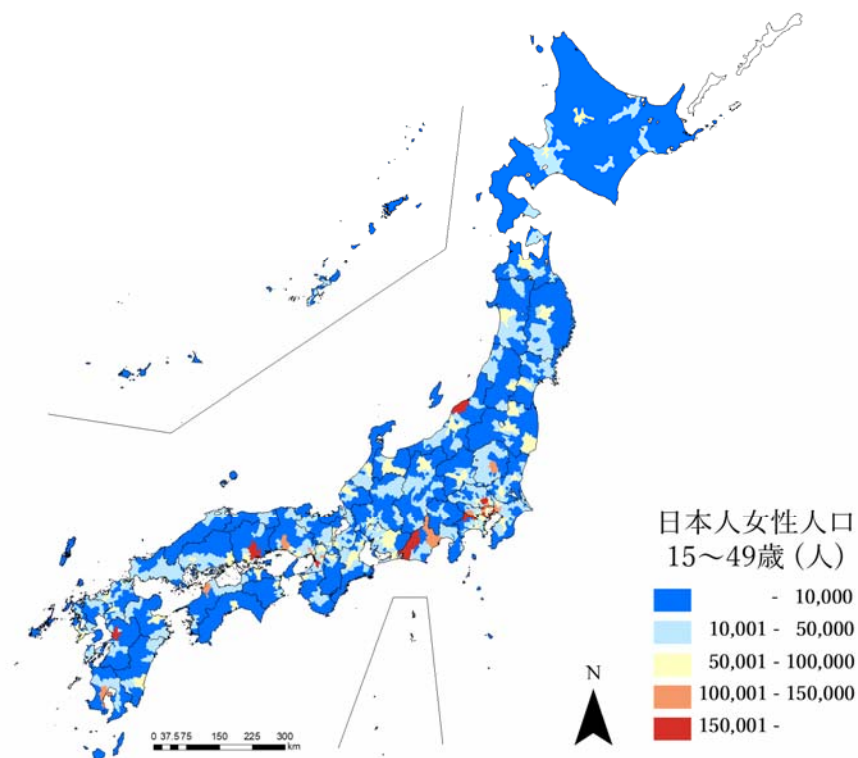


図 日本人女性人口（15～49 歳）

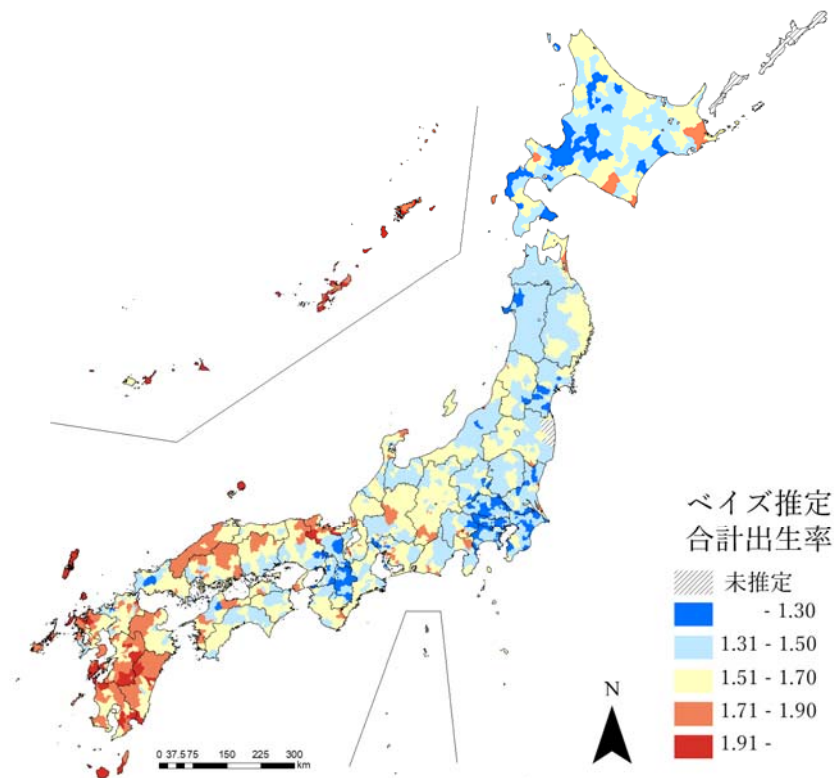


図 ベイズ推定合計出生率（厚生労働省 2020）

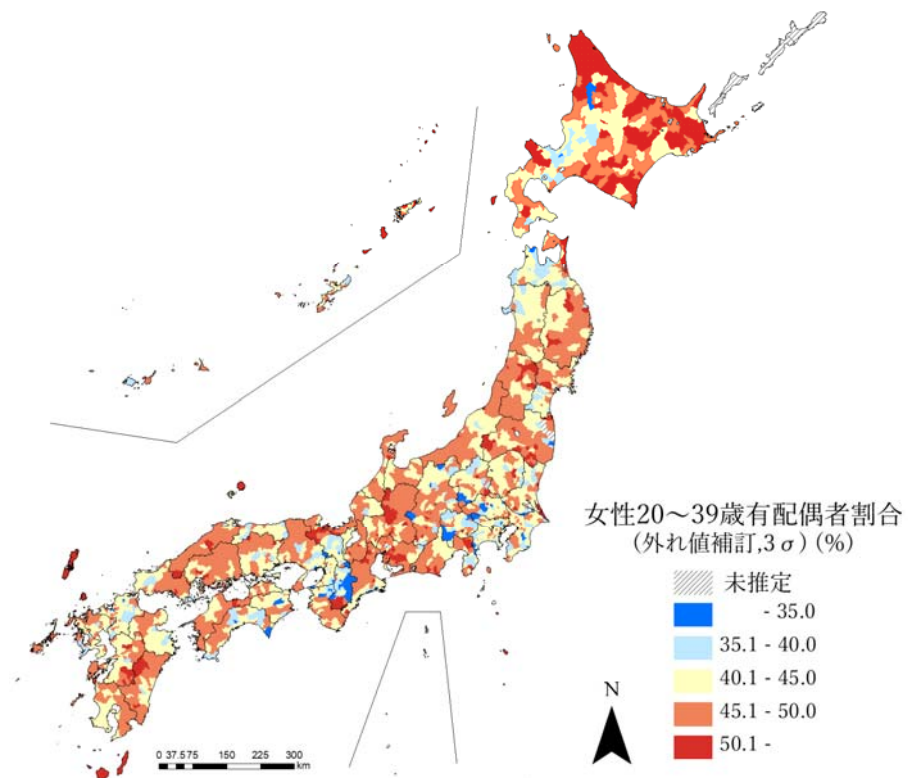


図 女性 20～39 歳有配偶者割合(外れ値補訂, 3 σ)

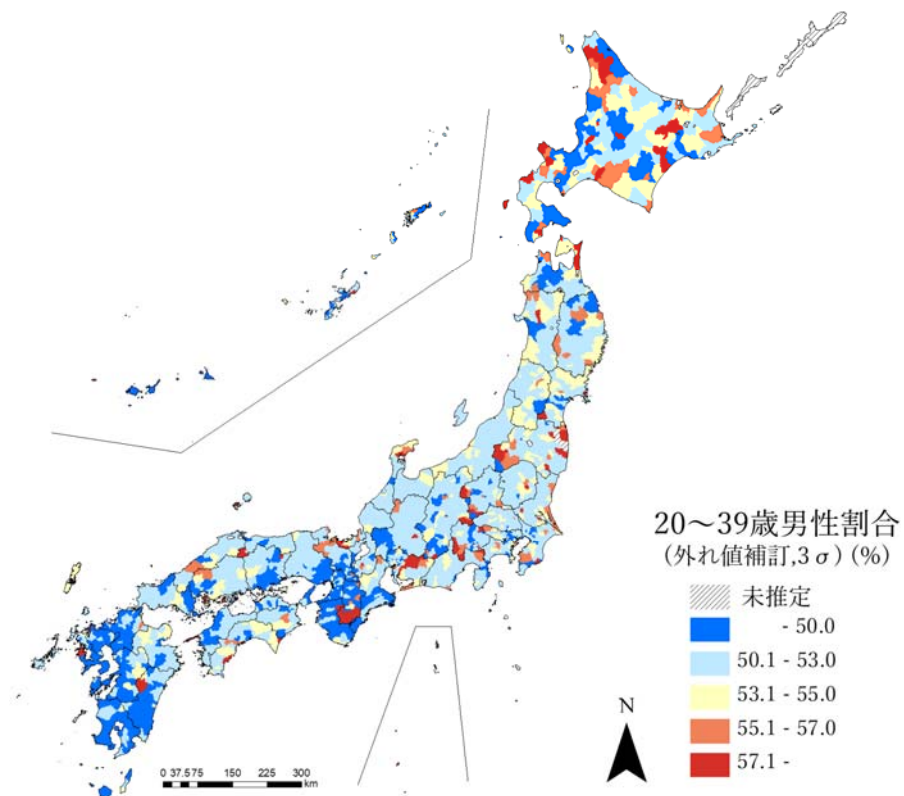


図 20～39 歳男性割合(外れ値補訂, 3 σ)

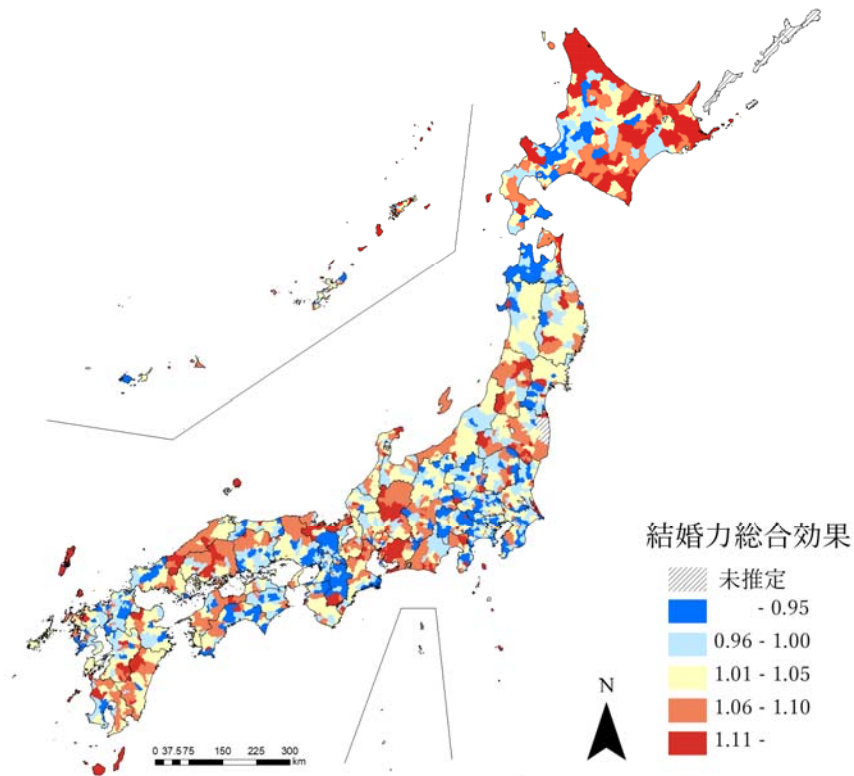


図 結婚力総合効果

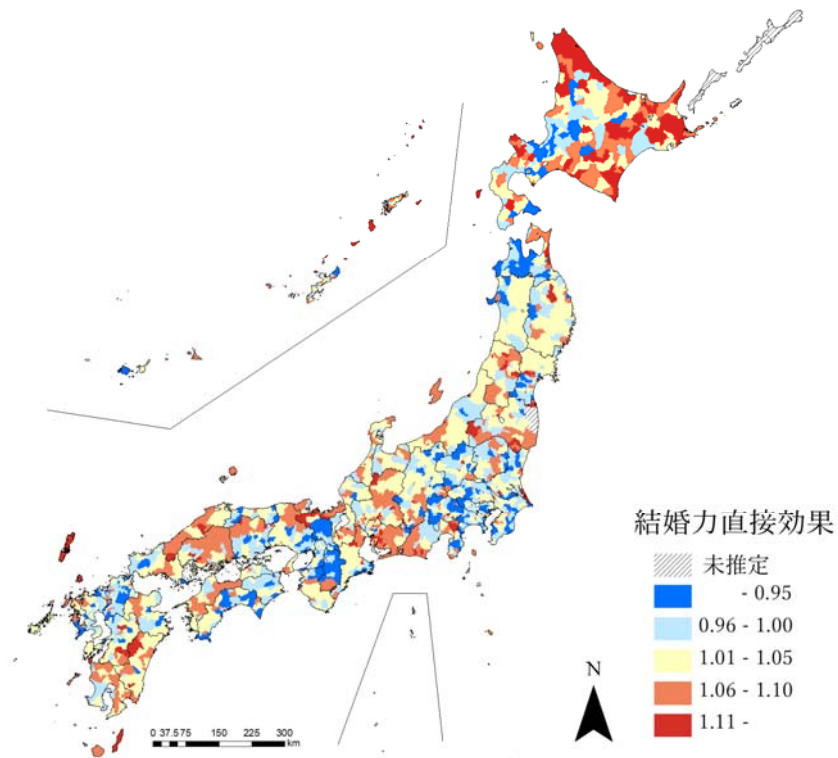


図 結婚力直接効果

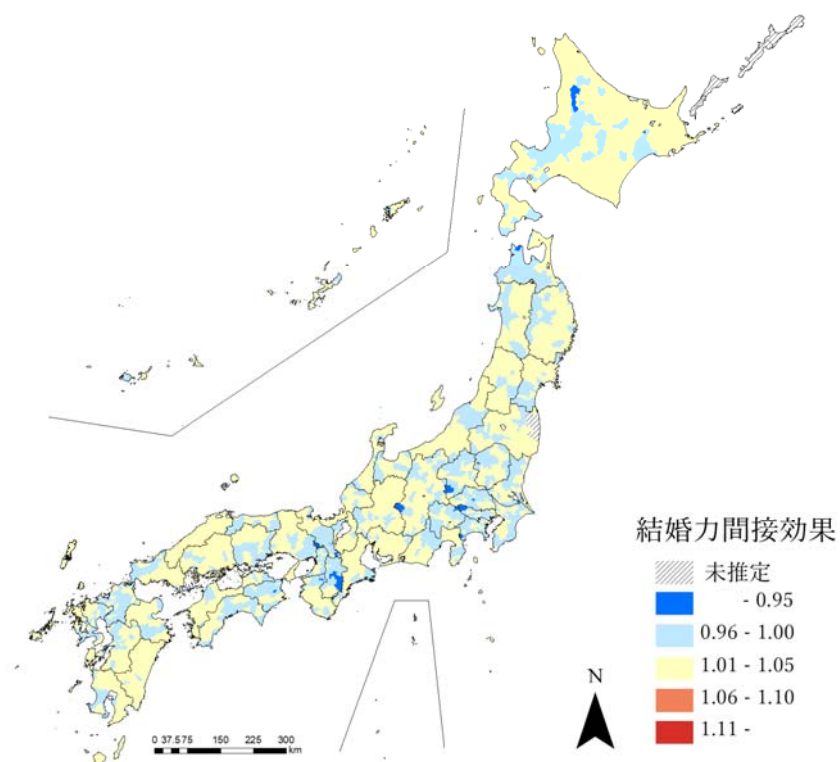


図 結婚力間接効果

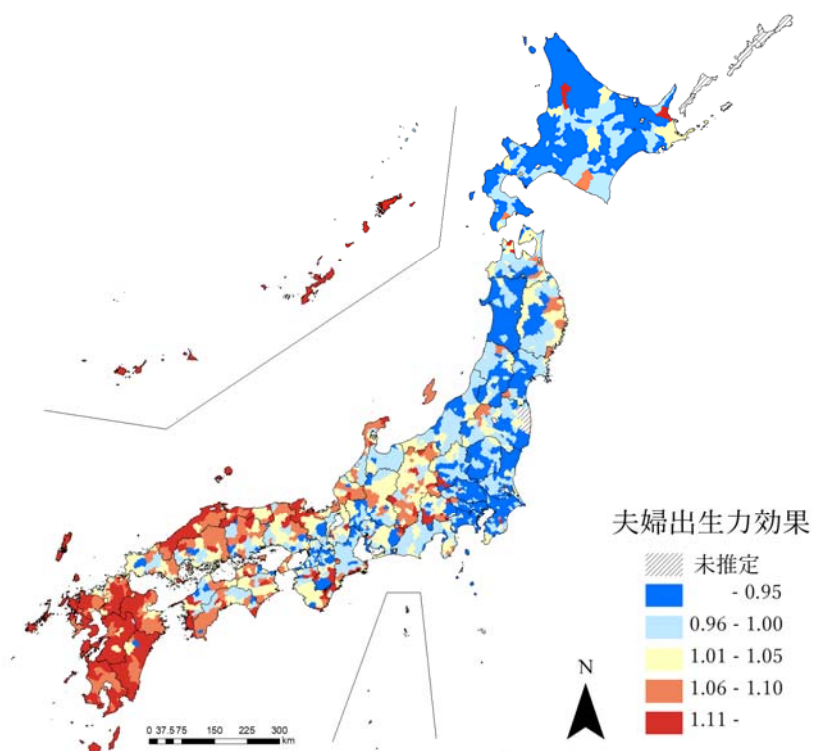


図 夫婦出生力効果

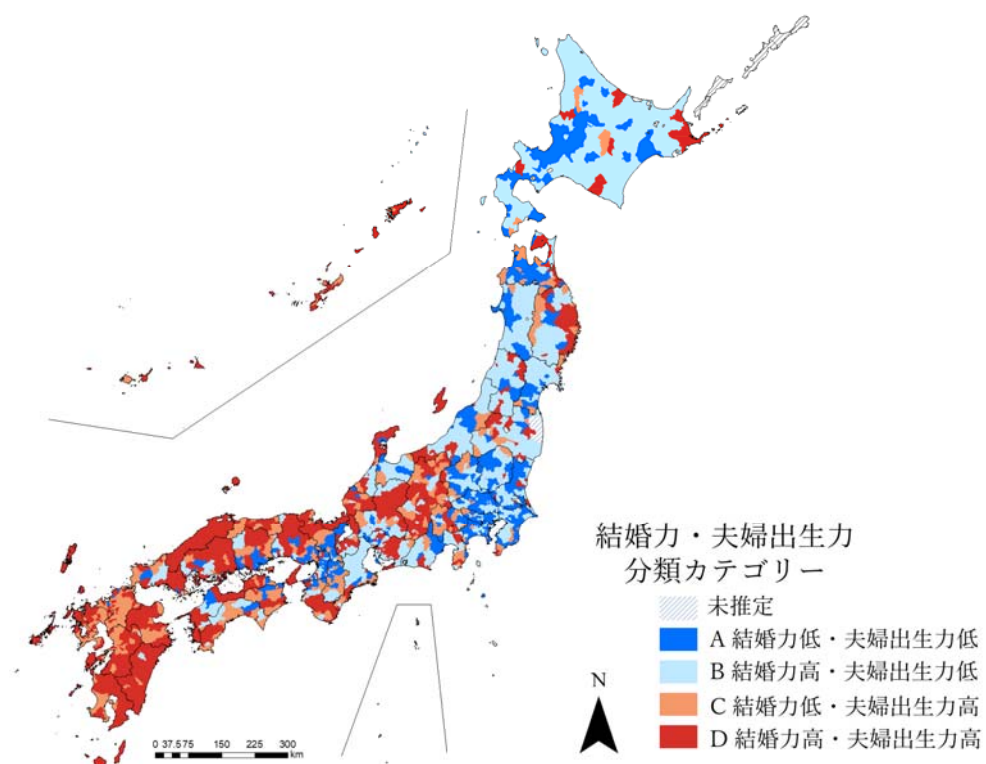


図 結婚力・夫婦出生力分類カテゴリー

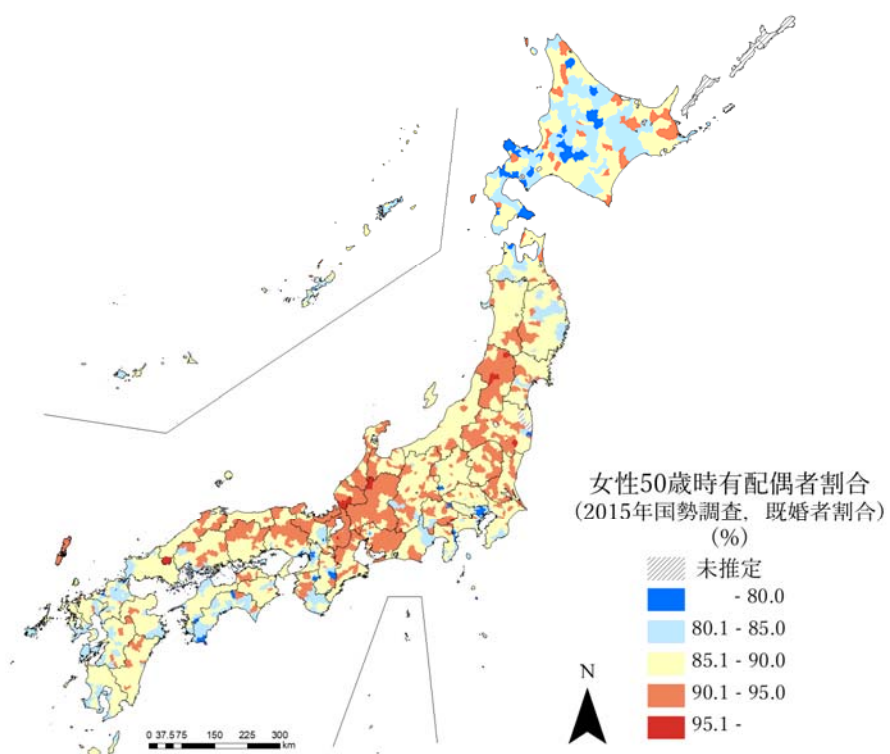


図 女性 50 歳時有配偶者割合(2015 年国勢調査, 既婚者割合)

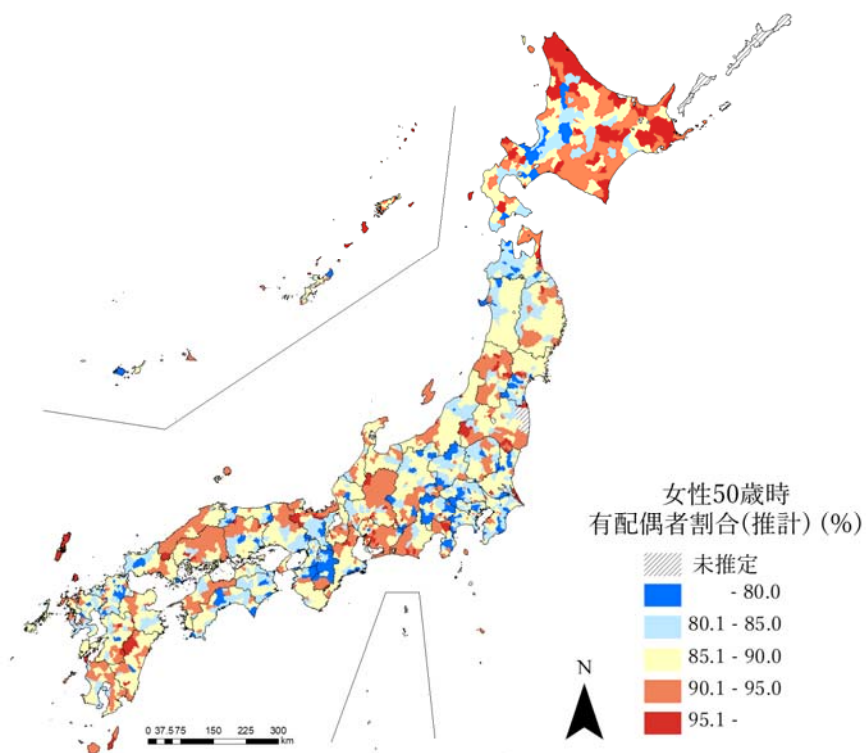


図 女性 50 歳時 有配偶者割合(推計)

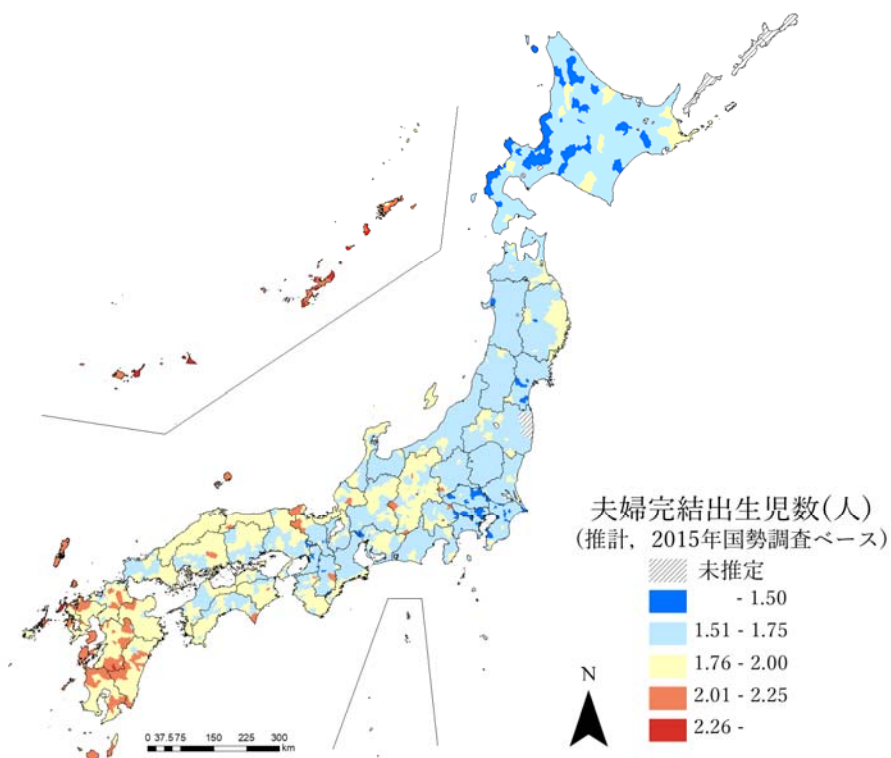


図 夫婦完結出生児数(推計, 2015 年国勢調査ベース)

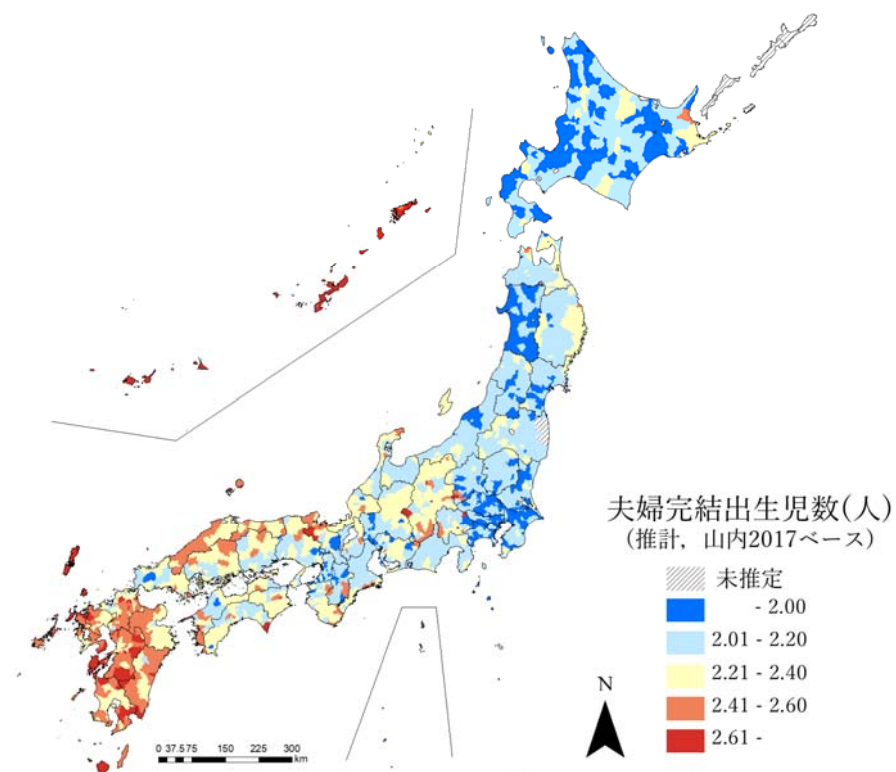


図 夫婦完結出生児数(推計, 山内 2017 ベース)

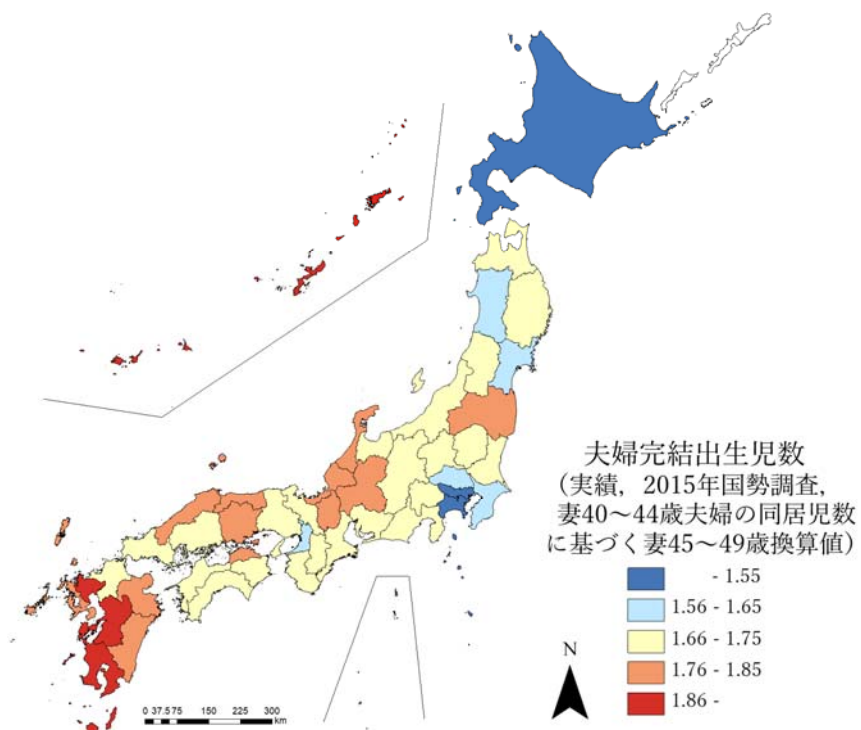


図 夫婦完結出生児数 (実績, 2015 年国勢調査, 妻 40～44 歳夫婦の同居児数に基づく妻 45～49 歳換算値) (都道府県別)

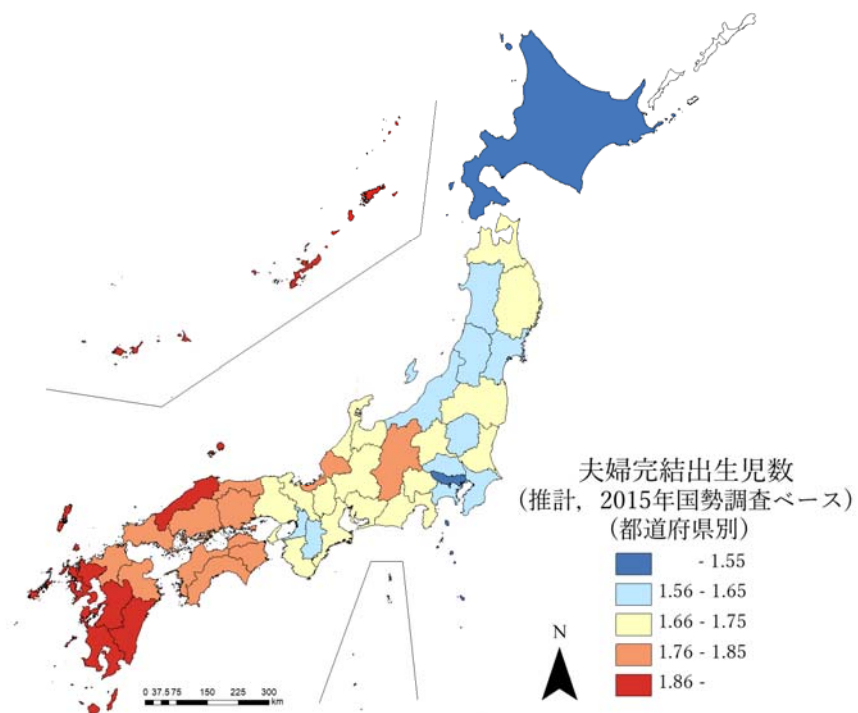


図 夫婦完結出生児数(推計, 2015 年国勢調査ベース)(都道府県別)

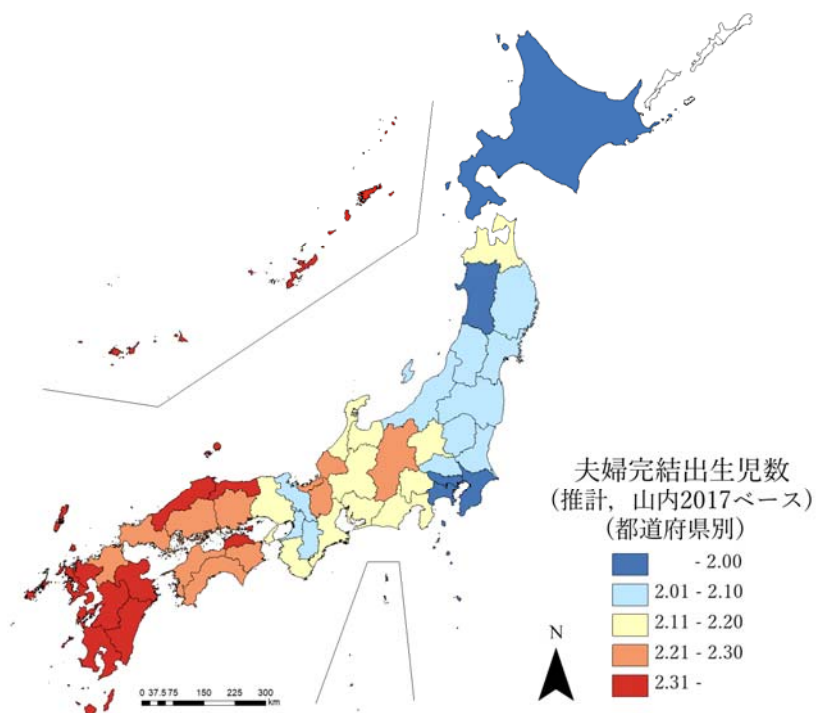


図 夫婦完結出生児数(推計, 山内 2017 ベース)(都道府県別)

多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討

石井太・別府志海・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑

はじめに

配偶関係は基礎的な人口構造の一つであり、婚姻状態や離死別に関する状況を表すのみならず、出生力や世帯構造などの分析にも用いられることから、その将来推計を行うことは人口学的に重要な課題である。国立社会保障・人口問題研究所によるわが国の公的将来推計では、「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」(国立社会保障・人口問題研究所 2018)の中で、将来の配偶関係別人口の推計が行われている。これは、世帯の動的モデルである世帯推移率法によって、将来の世帯数の推計を行うものであるが、推計すべき状態として配偶関係と世帯内地位の組み合わせを考え、この状態間の推移確率を設定することにより推計を行っており、この過程で配偶関係別将来人口が推計されている。

一方、将来推計とは独立に、配偶関係の分析を行う観点から、人口学分野では結婚の生命表分析に関する様々な研究が蓄積されてきた。このような中で、最も包括的に配偶関係と結婚を表す生命表分析として「配偶関係（結婚）の多相生命表」がある。通常生命表が生存と死亡という二つの状態のみを考えるのに対して、多相生命表とは、生存を複数の状態に分け、その状態間の遷移と死亡による減少を対象とした生命表であり、配偶関係の多相生命表では、未婚・有配偶・離別・死別という状態を考え、この状態間の遷移確率を用いて、配偶関係の変化を生命表形式で記述できることから、ある時代や社会において人々が経験する結婚のライフコースやその変化を総合的に記述することが可能となっている。

本研究は、配偶関係の記述に優れた多相生命表について、その将来推計を行い、さらに「日本の将来推計人口」及びそこで用いられている初婚関数と整合性を図った配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討を行うことを目的とする。

1 先行研究と本研究の位置づけ

1.1 配偶関係別将来人口推計

国立社会保障・人口問題研究所では、全国の公的な将来推計として、人口の推計である「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)と世帯の推計である「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」(2018(平成30)年推計)(国立社会保障・人口問題研究所 2018)を作成・公表している。ここで、将来の配偶関係別人口については、「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」の中で推計が行われている。

一般に、世帯推計には静的モデルと動的モデルが存在し、静的モデルの代表例として、

世帯主率を将来に向けて推計しそれを別途推計された将来人口に適用することによって将来の世帯主数、すなわち世帯数を推計する「世帯主率法」が挙げられる。一方、動的モデルには世帯推移率法、多相生命表の応用、マイクロシミュレーションなどが存在するが、全国世帯推計の方法は、世帯推移率法による。これは、人口を複数の状態に分割し、状態間の推移確率行列を設定して期末の状態分布を投影するものである。

「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」の推計の手順は図1の通りである。この推計では、推計すべき状態として配偶関係と世帯内地位の組み合わせを考え、この状態間の推移確率を設定することにより推計を行っており、この過程で配偶関係別将来人口が推計される。「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」では、2015～2040年の5年ごとの世帯数を推計するため、この期間内における5歳階級別配偶関係別人口を5年間隔で推計し、これに世帯内地位を組み合わせて推計を行っており、このため、配偶関係間推移確率行列として、2015～2020年、2020～2025年などの5年間における5歳階級の推移確率を設定している。

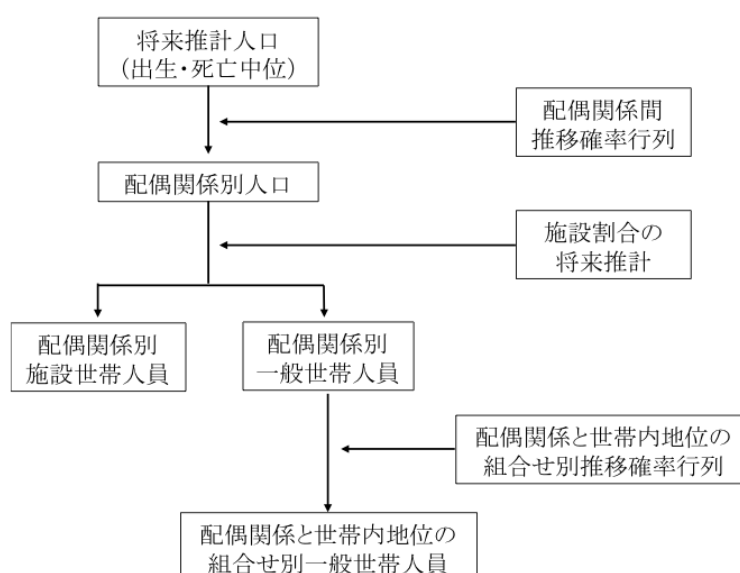


図1 全国世帯推計の方法論

一方、「日本の将来推計人口（平成29年推計）」では、将来の出生仮定の設定にあたり、女性のコーホート別の年齢別初婚パターンの将来推計を行っている。この将来推計結果は、世帯推計における配偶関係間推移確率行列にも反映されている。

1.2 結婚に関する生命表分析

人口学分野では結婚の生命表分析に関する様々な研究が蓄積されてきた。例えば、未婚者が死亡と初婚という二つの要因によって減少していく様子を多重減少生命表によって表した「初婚表」があり、先行研究としては、岡崎（1940）、伊藤（1983）などが挙げられる。また、配偶関係による死亡水準の違いを表現する「配偶関係別生命表」については、

石川 (1996), 石川 (1999), 厚生省人口問題研究所 (1988) などの先行研究が存在する。また、金子 (1995) などによる、夫婦単位の結婚生活の解消を、離婚、夫の死亡、妻の死亡という3つの要因による多重減少生命表で表した「結婚の生命表」なども結婚に関する生命表分析の一つに挙げられる。

このような中で、最も包括的に配偶関係と結婚を表す生命表分析として「配偶関係（結婚）の多相生命表」がある。通常生命表が生存と死亡という二つの状態のみを考えるのに対して、多相生命表とは、生存を複数の状態に分け、その状態間の遷移と死亡による減少を対象とした生命表であり、配偶関係の多相生命表では、未婚・有配偶・離別・死別という状態を考え、この状態間の遷移確率を用いて、配偶関係の変化を生命表形式で記述できることから、ある時代や社会において人々が経験する結婚のライフコースやその変化を総合的に記述することが可能となっている。わが国における配偶関係の多相生命表については、高橋 (1995), 別府 (2002), 別府他 (2018) のような先行研究が存在している。

このように、配偶関係の記述に優れた多相生命表について、その将来推計を行った上で、これに基づいた配偶関係別将来人口推計を行うことも可能である。その際、「日本の将来推計人口（平成29年推計）」の年齢別初婚パターンの将来推計をこの多相生命表の将来推計と組み合わせるとともに、配偶関係別人口から生じる死亡数を将来推計人口の死亡数と合わせることで、日本の将来推計人口及びそこで用いられている初婚関数と整合性の高い配偶関係別将来人口推計を行うことが可能となる。また、多相生命表の将来推計を行うことから、配偶関係別将来人口推計の背景となる、将来の結婚のライフコース変化などについても示すことが可能となる。

本研究はこのような問題意識に基づき、多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計に関する基礎的検討を行うものである。

2 データと方法

2.1 配偶関係（結婚）の多相生命表

最初に、本研究における多相生命表作成のためのデータと方法について述べる。多相生命表の作成方法は別府他 (2018) でも用いられているショーンの方法によっている（詳細は、Schoen and Nelson (1974), Schoen (1975), Schoen (1988) を参照）。

作成に用いられるデータと方法の概略は以下の通りである。なお、状態について、 S :未婚、 M :有配偶、 W :死別、 V :離別、 D :死亡で表す。 x 歳の n 年間における、状態 i から j への異動率 ${}_nm_x^{ij}$ について、分子となる異動数は人口動態統計（婚姻・離婚に関しては届出遅れ補正を行ったもの）、分母となる生存延年数には中央人口を配偶関係で按分したものをを用いる。

ここで、異動率 ${}_n m_x^{ij}$ を以下により異動確率 ${}_n \pi_x^{ij}$ に変換する。

$${}_n \pi_x^{ij} = \frac{n \times {}_n m_x^{ij}}{1 + \frac{n}{2} \times \sum_{i \neq j} {}_n m_x^{ij}}$$

x 歳における状態 i の生存数を ${}_i l_x$ とすると、異動数 ${}_n d_x^{ij} = {}_i l_x \times {}_n \pi_x^{ij}$ であり、

$$\begin{aligned} {}^S l_{x+n} &= {}^S l_x - {}_n d_x^{SM} - {}_n d_x^{SD} \\ {}^M l_{x+n} &= {}^M l_x - {}_n d_x^{MW} - {}_n d_x^{MV} - {}_n d_x^{MD} + {}_n d_x^{SM} + {}_n d_x^{WM} + {}_n d_x^{VM} \\ {}^W l_{x+n} &= {}^W l_x - {}_n d_x^{WM} - {}_n d_x^{WD} + {}_n d_x^{MW} \\ {}^V l_{x+n} &= {}^V l_x - {}_n d_x^{VM} - {}_n d_x^{VD} + {}_n d_x^{MV} \end{aligned}$$

として、各状態の生存数 ${}_i l_x$ を計算する。また、定常人口 ${}_n^i L_x, {}_n^i T_x$ などは通常の生命表と同様に計算する。これにより、実績値に基づいた配偶関係別多相生命表を計算することができる。本研究では 2015 年の多相生命表を基礎として用いる。

2.2 配偶関係別将来人口推計

次に配偶関係別将来人口推計のためのデータと方法を述べる。

まず、将来推計の基準人口は、将来の各年における人口を平成 29 年推計と合わせるため、平成 29 年推計の基準人口である、総務省統計局「平成 27 年国勢調査の年齢・国籍不詳をあん分した人口（参考表）」による性・年齢・国籍別人口を、総務省統計局「平成 27 年国勢調査に関する不詳補完結果（遡及集計）」による配偶関係で按分して作成した人口とした。

また、将来の配偶関係の遷移については、2015 年の多相生命表と、平成 29 年推計の初婚率、平成 29 年推計の各種基礎数値を基礎データとして用いた。推計は、各年・各歳・男女別・配偶関係（未婚、有配偶、離別、死別）別に実行し、さらに、将来推計の中で、有配偶女性を初婚どうし妻とそれ以外に分けている。

最初に、2016～2065 年の各年の多相生命表の将来推計を以下の前提に基づいて行った。まず、女性の初婚率について、2015-65 年の 15-49 歳を H29 推計に基づいて設定する。次に、2015 年の 60 歳以上は 2015 年多相生命表実績で設定し、50-59 歳は H29 推計と多相生命表実績を線形補間して設定した。これに基づき、2016-2065 年の 50 歳以上は、H29 推計の 49 歳の 2015 年と各年の比を乗じて推計を行った。男性の初婚率については、2015 年は多相生命表実績とし、2016-2065 年は 2 歳下の女性の初婚率の 2015 年と各年の比を乗じて推計した。

次に、死亡率については、男女とも、2015 年多相生命表実績に将来生命表の q_x の 2015 年に対する各年の変化率 (qx_ratio) を乗じて推計を行った。ただし、2015 年の q_x はそのままでは安定性を欠くことから、1 歳以上をグレビル 3 次 9 項 (Greville 1981) の式で平滑化した。

また、死別率については、2015 年多相生命表実績に対し、男性は 2 歳下女性の qx_ratio を乗じ、女性は 2 歳上男性の qx_ratio を乗じて推計を行った。一方で、離別率・再婚率については、2015 年多相生命表実績を将来に向けて一定と仮定した。

このようにして、2016～2065 年の各年の多相生命表を将来推計し、暦年 t の配偶関係別生存率 $S_{[x,x+1] \rightarrow [x+1,x+2]}(t)$ を、

$$S_{[x,x+1] \rightarrow [x+1,x+2]}(t) = (1/{}_1L_x)^t \frac{{}_1d_x + {}_1d_{x+1}}{2}$$

により推計した。さらに、これを 10～9 月の遷移確率に変換して将来推計に用いた。

なお、外国人の遷移確率については日本人と同じと仮定し、国際人口移動・国籍異動については、期末の性別・年齢別配偶関係で配分することにより推計を行った。

さらに、有配偶女性を初婚どうし妻とそれ以外に分けるため、妻の年齢別初婚数に対する、夫婦ともに初婚の割合を仮定する。2010～2020 年のデータを用いて年齢別割合を算出し、グレビル 3 次 9 項 (Greville 1981) の式による平滑化を行った。

3 推計結果

3.1 多相生命表

2015, 2065 年の多相生命表の推計結果を、男性について示したものが、図 2、3、女性について示したものが、図 4、5 である。男女とも、平均寿命の伸長に伴う生存量の増大

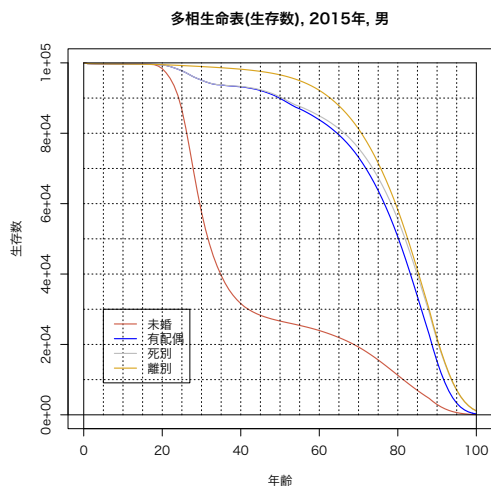


図 2 多相生命表 (男, 2015 年)

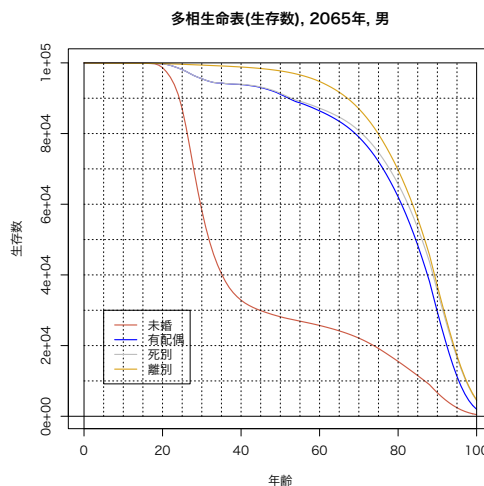


図 3 多相生命表 (男, 2065 年)

に対応し、それぞれの配偶関係別状態が変化していることが観察できる。

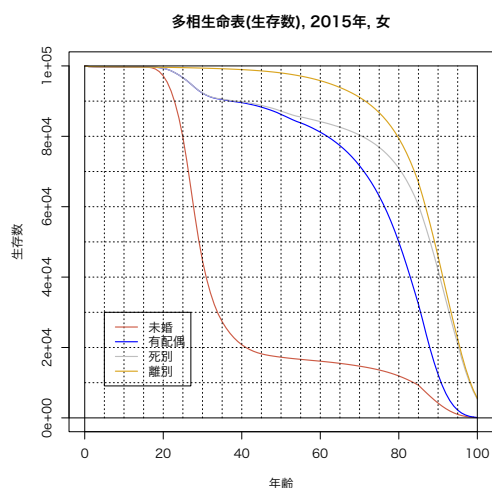


図4 多相生命表(女, 2015年)

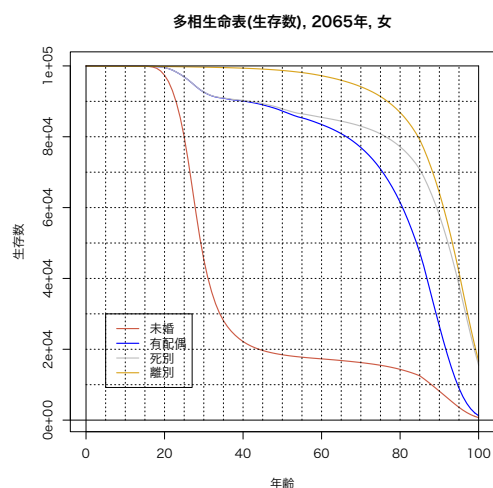


図5 多相生命表(女, 2065年)

3.2 配偶関係別将来推計人口

配偶関係別将来推計人口の推計結果について、男女別に示したものが、図6、7である。「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」(2018(平成30)年推計)による結果を実線、本研究による推計結果を破線で示している。両者を比較してみると、男女とも未婚は概ね一致していることがわかる。一方で、男性の有配偶・女性の死離別が世帯推計と比較してやや過小であるのに対し、男性の死離別・女性の有配偶がやや過大であるとの結果が得られた。しかしながら、全体としての傾向については概ね一致していることが確認される。

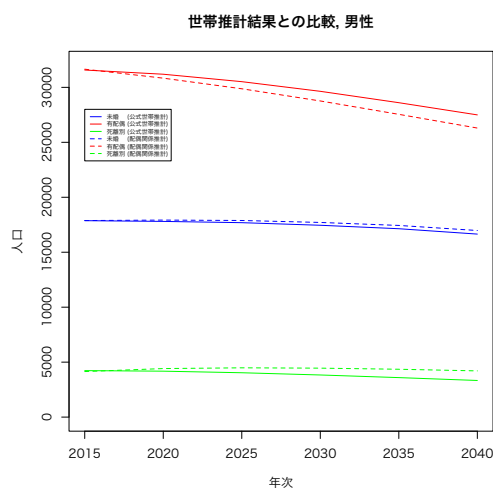


図6 配偶関係別将来推計人口(男)

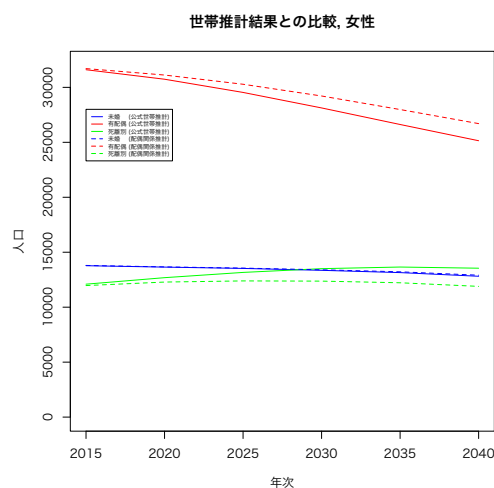


図7 配偶関係別将来推計人口(女)

また、「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」(2018(平成30)年推計)の推計最終年次である2040年について、年齢階級別・配偶関係別推計結果を男女別に比較したものが図8、9である。

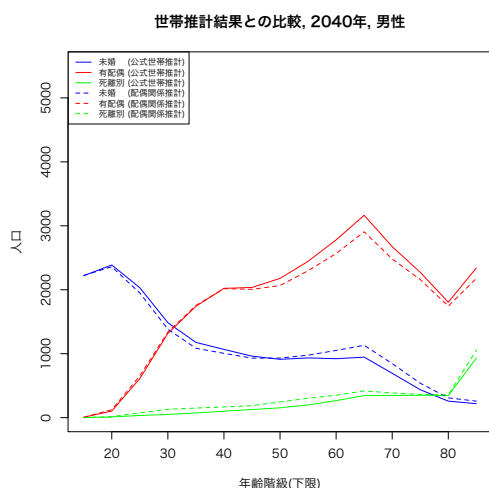


図 8 配偶関係別将来推計人口 (男, 2040 年)

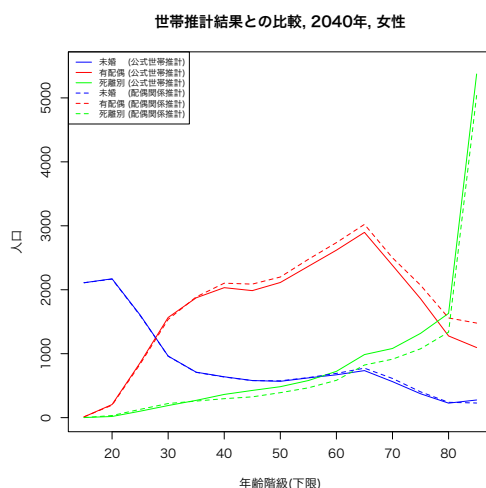


図 9 配偶関係別将来推計人口 (女, 2040 年)

3.3 50 歳時結婚経験構成の比較

次に、平成 29 年推計の出生仮定に用いられている参照コーホートの結婚経験構成との比較を行う観点から、配偶関係別将来人口推計による 2050 年の女性の配偶関係別割合 (国勢調査による実績値である 2015, 2020 年を参考として付している) と、平成 29 年推計の参照コーホートである 2000 年生コーホートの 50 歳時結婚経験構成を比較した (表 1, 2)。これによれば、未婚の割合が配偶関係別将来人口推計では 18.6%、平成 29 年推計では 18.8% と概ね一致していることに加え、初婚どうし妻の割合についても、配偶関係別将来人口推計では 49.2%、平成 29 年推計では 49.1% と概ね一致していることが観察できる。

表 1 配偶関係別割合 (女, 2015, 2020, 2050 年)

将来推計	2015年	2020年	2050年
総数	100.0%	100.0%	100.0%
未婚	14.4%	17.8%	18.6%
有配偶	73.0%	69.9%	69.5%
(初婚どうし)			49.2%
死別	1.9%	1.4%	0.8%
離別	10.7%	10.9%	11.1%

表 2 結婚経験別平均出生児数、50 歳時結婚経験構成および離死別再婚効果係数

表Ⅲ-3-3 結婚経験別平均完結出生児数、50歳時結婚経験構成および離死別再婚効果係数										
結婚経験分類		完結出生児数 (第14回、第15回 出生動向基本調査: 45～49歳女性)	初婚どうし夫婦の 完結出生児数 (C_g) に対する比		女性50歳時点の構成比					
					最新実績		参照コーホート			
					1964年生まれ		2000年生まれ			
未婚(s)		C_s	0.00	R_s	-	γ	12.0%	γ	18.8%	
離別(d)		C_d	1.70	R_d	0.87	P_d	14.0%	P_d	14.0%	
初婚 以外	妻再婚 離別後(rd)	C_{rd}	1.73	R_{rd}	0.89	P_{rd}	7.6%	P_{rd}	8.2%	
	死別後(rw)	その他 (o)	C_o	1.75	R_o	0.90	P_o	9.5%	P_o	9.9%
	妻初婚×夫再婚(fr)									
死別(w)										
初婚どうし夫婦(ff)		C_{ff}	1.94	R_{ff}	1.00	P_{ff}	56.9%	P_{ff}	49.1%	
離死別再婚効果係数		δ	[($P_d R_d + P_{rd} R_{rd} + P_o R_o + P_{ff}$) / ($1 - \gamma$)] =				0.959	0.955		

3.4 年次別婚姻数・離婚数

両性問題を検証するため、配偶関係別将来人口推計による各年の男女の婚姻数・離婚数(日本人)を比較したものが図 10 である。これをみると、基準時点直後で離婚数に男女でややギャップが観察されるものの、それ以外について極めてよく一致していることが理解できる。

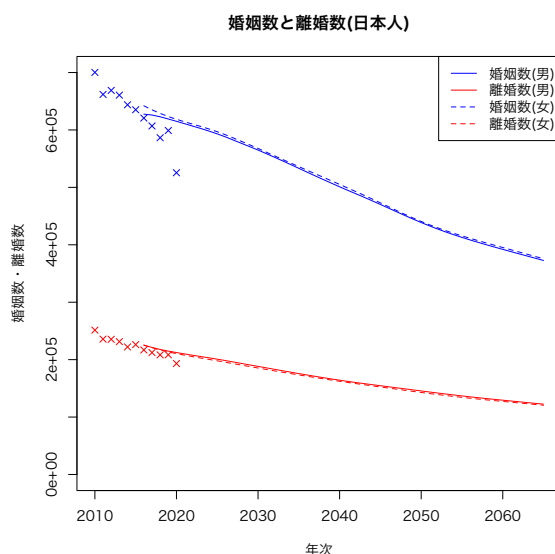


図 10 婚姻数・離婚数(日本人)

4 おわりに

本研究では、配偶関係の記述に優れた多相生命表について、その将来推計を行い、さらに「日本の将来推計人口」及びそこで用いられている初婚関数と整合性を図った配偶関係別将来人口推計のための基礎的検討を目的として研究を行った。

本研究で得られた結果によれば、配偶関係別将来推計人口の推計結果について、男女別に「日本の世帯数の将来推計(全国推計)」(2018(平成 30)年推計)と比較したところ、男女とも未婚は概ね一致、男性の有配偶・女性の死離別が世帯推計と比較してやや過小、男性の死離別・女性の有配偶がやや過大であったものの、全体としての傾向については概ね一致していることが確認された。また、平成 29 年推計の出生仮定に用いられている参照コーホートの結婚経験構成との比較でも、未婚割合、初婚どうし妻の割合について概ね一致していることがわかった。さらに、両性問題を検証するため、配偶関係別将来人口推計による各年の男女の婚姻数・離婚数(日本人)を比較したところ、基準時点直後で離婚数に男女でややギャップが観察されるものの、それ以外について極めてよく一致していることが確認された。

しかしながら、本研究にはさらに検討が必要な課題も存在している。それは、本研究で基礎とした多相生命表が 2015 年実績に基づくものであることから、より新しい 2020 年実績に基づくものを利用し、最新のデータに基づいた配偶関係別将来人口推計を行うことである。その際、配偶関係別多相生命表の将来推計についても、足元の実績値の変化を踏まえて見直す必要があるとともに、その将来推計の方法論についても併せて検討を行う必要があろう。このような問題については、今後の課題としたい。

本研究は、JSPS 科研費 JP21H00777(「長期的視点からみたライフコース変化の多面的実証研究」、研究代表者:津谷典子)の助成を受けたものである。本研究で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第 33 条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれており、死亡票・婚姻票・離婚票の独自集計を含むため、分析結果が公表数値とは一致しない場合がある。また、本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学推進研究事業 JPMH20AA2007(「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

- 石川晃 (1996) 「配偶関係別生命表: 1990 年」, 『人口問題研究』, 第 51 巻, 第 4 号, pp.32-46.
- (1999) 「配偶関係別生命表: 1995 年」, 『人口問題研究』, 第 55 巻, 第 1 号, pp.35-60.
- 伊藤達也 (1983) 「日本人の初婚表: 1980 年」, 『人口問題研究』, 第 167 巻, pp.53-57.
- 岡崎文規 (1940) 「婚姻表について」, 『人口問題研究』, 第 1 巻, 第 1 号, pp.47-54.
- 金子武治 (1995) 「結婚の生命表」, 山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正 (編) 『生命表研究』, 古今書院, pp.224-238.
- 厚生省人口問題研究所 (1988) 『配偶関係別生命表昭和 30 年~60 年』, 人口問題研究所研究資料第 255 号.
- 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>.
- (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.
- (2018) 『日本の世帯数の将来推計 (全国推計)(2018(平成 30) 年推計)』, 人口問題研究資料第 339 号.
- 高橋重郷 (1995) 「結婚の多相生命表」, 山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正 (編) 『生命表研究』, 古今書院, pp.202-223.
- 別府志海・余田翔平・石井太 (2018) 「離死別・再婚が出生行動に与える影響評価への多相生命表の応用」, 『文部科学研究費補助金 (基盤研究 (A)) 『結婚・離婚・再婚の動向と日本社会の変容に関する包括的研究』 (代表岩澤 美帆) 平成 25~29 年度総合研究報告書』, pp.363-385.

- 別府志海 (2002) 「多相生命表による結婚のライフサイクルの分析:1930, 1955, 1975, 1995 年」, 『人口学研究』, 第 30 卷, pp.23–40.
- Greville, T. (1981) “Moving-weighted-average smoothing extended to the extremities of the data. II. Methods”, *Scandinavian Actuarial Journal*, Vol. 1981, No. 2, pp. 65–81.
- Schoen, R. and V. E. Nelson (1974) “Marriage, Divorce, and Mortality: a Life Table Analysis”, *Demography*, Vol. 11, No. 2, pp. 267–290.
- Schoen, R. (1975) “Constructing Increment-Decrement Life Tables”, *Demography*, Vol. 12, No. 2, pp. 313–324.
- (1988) *Modeling Mutigroup Populations*, New York: Plenum Press.

在宅要介護高齢者の介護費用と家族介護の同時決定モデルに関する研究 －「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析－

小島克久

1. はじめに

わが国では「介護保険」が実施されてから 22 年を迎える。この間に要介護認定者数、介護サービス利用者数は大きく増加した。たとえば、要介護認定者数で見ると、2000 年度の約 256 万人から 2019 年度の約 669 万人へと約 2.6 倍にまで増加した。その中で、介護サービス利用者数は、2000 年度の約 184 万人から 2019 年度の約 567 万人へと約 3.1 倍へと増加している。特に居宅サービスは、2020 年の約 124 万人から 2019 年度の約 384 万人へと大きな増加となっており、2019 年度では介護サービス利用者数の約 70%近くを占めている。また、約 15%が地域密着型サービスを利用している。つまり、わが国の介護サービス利用は、居宅介護を中心にその利用が大きく伸びている。わが国の介護保険では、介護サービス利用の際に、自己負担が伴う。つまり、介護サービス利用の増加にともなって、要介護高齢者の世帯の介護サービス支出も増えることになる。実際に、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2019 年）によると、要介護者のいる世帯における居宅介護サービス支出は、平均で約 2.8 万円（要介護者一人あたり）である。

一方で、高齢者の介護ニーズのすべてに介護保険からのサービスが対応しているわけではない。介護保険の給付対象外の介護内容は、家族が担う可能性が大きく、介護保険のサービスでカバーされるものも、その一部を依然として家族が担っている可能性がある。実際に、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2019 年）によると、在宅の要介護高齢者の主介護者のうち 54.4%は同居家族である。主な内訳は、配偶者が 23.8%、子が 20.7%、子の配偶者が 7.5%となっている。また同居の主な介護者の男女構成を見ると、女性、男性でそれぞれ 65.0%、35.0%をとっている。

つまり、高齢化に伴う介護ニーズの増加は、家計における介護サービス費用、家族による介護負担の両方が増える面があると考えられる。

このような問題意識のもと、介護保険実施下で、介護サービス費用、家族介護の両方の負担が大きくなる要因を検討するため、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析を行った。

2. 先行研究

家族介護に関する研究として、諸外国の現状を見ると、制度化された介護サービス以外の「インフォーマルケア」（その多くは家族介護）¹⁾に関する研究が多い。例えば、インフォーマルケアに従事している者の数の把握として、OECD（2009）や EU（2005）がある。前者では、イタリアの約 403 万人、オランダの約 119 万人などの結果となっている。後者では、

週 20 時間以上のインフォーマルケアに従事している者を EU25 カ国全体で約 1900 万人と推計している。Stobert 他 (2004) によると、カナダでインフォーマルケアに従事する者は、45～64 歳で約 175 万人、65 歳以上で約 32 万人である。

また、インフォーマルケアに従事する者の属性として、OECD (2005) によると、男女別では女性が多く、その割合は 6～8 割を占める。要介護者との続柄では、配偶者と子が多い。特に配偶者の割合が高い (30%以上) のは、オーストラリア (43%)、ドイツ (32%)、韓国 (32%) である。子の割合が高い (40%以上) のは、韓国 (55%)、アイルランド (48%)、スウェーデン (46%) 等である。年齢別構成を見ると 45～64 歳が 4～5 割程度を占めている。EU (2003) によると、インフォーマルケア従事者が担っている内容として、身体介護、医療的な内容の介護が 20～30%を占める一方、家事支援、金銭管理の割合も高く、要介護者の生活を支えるさまざまな面をインフォーマルケアが支えている。

わが国でも家族介護者に関する研究が蓄積されつつある。特に、『社会保障研究』の第 6 巻 1 号 (2021 年 7 月刊行) では、高齢者介護における家族介護の実態を特集している。その中で、川越 (2021) では在宅での家族介護の実態について、政府の各種調査からまとめるとともに、家族介護の現状を整理している。また小山 (2021) は『全国家庭動向調査』を用いた家族介護における介護者の状況を、介護負担に関連する事項を中心に観察している。涌井 (2021) も介護を担う家族の介護負担感を整理することで、家族介護者の存在が要介護高齢者の在宅生活を支えるとともに、施設入所を遅らせる重要な要素であるとしている。

介護制度、特に介護保険では介護サービス利用時の自己負担がある一方、介護制度が給付対象としない介護の場面での費用がある。こうした費用は、家計からの支出となる。こうした面に関する調査研究の例として、家計経済研究では、2011 年に「在宅介護のお金とくらしについての調査」を実施している²。その詳細分析結果として、特に山田他 (2013) では、在宅介護時間と在宅介護にかかる経常的費用との相関関係について分析し、両者には有意な関係は見いだせなかったとしている。

家族介護に関しては、その実態、負担感など研究が蓄積されている。しかし、介護費用負担の場合、介護負担との明確な関係が見られず、家族介護の負担と介護費用の両方が多いというケースにあてはまるのは、どのような人々なのかをまずは明確にする必要があると考える。このような問題意識のもと、本研究は、家族介護の負担と介護費用の支出の両方が多いという状況を決定する要因の分析を行った。

3. 政府統計から見る「家族介護」と「介護費用負担」

既述の家族介護、介護費用負担の議論の背景には、公的統計が明らかにしているこれらの現状もある。そこで、詳細な分析に進む前に、主な政府統計から、これらについて概観する。

(1) 家族介護

厚生労働省『国民生活基礎調査』では、3 年の 1 度実施している「介護票」に家族を含めた介護者に関する調査項目があり、「介護者」に関する統計が公表されている。

表1は主な介護者の男女（同居の家族のみ）、同別居・続柄等別の割合の推移をまとめたものである。まず同居の家族に限ると、男女別では女性の割合の方が高く、2019年で65.0%となっている。2001年のこの割合は76.4%であったので、同居の家族介護者は男性の割合が上昇する傾向にあるが、同居の女性の家族が主な介護者であるという傾向に変わりはない。次に別居の家族、事業者などを含めた主な介護者の同別居・続柄等の構成比を見ると、最も多いのは「同居の家族」であり、2019年で54.4%を占める。その内訳を見ると、配偶者が23.8%、子が20.7%、子の配偶者が7.5%などとなっている。同居の家族の割合は2001年の71.1%からは減少傾向にはあるものの、主な介護者として大きな役割を果たしている。特に配偶者、子の割合は2001年以降それぞれ20%台、20%程度で安定的に推移している。一方でこの配偶者の割合は2001年の22.5%から大きく割合を減らす傾向にある。別居の家族等の割合は、2019年で13.6%であり、2001年の7.5%から大きく上昇している。また、事業者の割合も2019年で12.1%であり、2001年の9.3%から上昇している。

表1 主な介護者の男女、同別居別割合の推移

		2001年	2004年	2007年	2010年	2013年	2016年	2019年
総数(割合)		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
男女(同居の家族)	男	23.6%	25.1%	28.1%	30.6%	31.3%	34.0%	35.0%
	女	76.4%	74.9%	71.9%	69.4%	68.7%	66.0%	65.0%
同別居および続柄	同居	71.1%	66.1%	60.0%	64.1%	61.6%	58.7%	54.4%
	配偶者	25.9%	24.7%	25.0%	25.7%	26.2%	25.2%	23.8%
	子	19.9%	20.3%	17.9%	20.9%	21.8%	21.8%	20.7%
	子の配偶者	22.5%	18.8%	14.3%	15.2%	11.2%	9.7%	7.5%
	父母	0.4%	0.6%	0.3%	0.3%	0.5%	0.6%	0.6%
	その他の親族	2.3%	1.7%	2.5%	2.0%	1.8%	1.3%	1.7%
	別居の家族等	7.5%	8.7%	10.7%	9.8%	9.6%	12.2%	13.6%
	事業者	9.3%	13.6%	12.0%	13.3%	14.8%	13.0%	12.1%
	その他	2.5%	6.0%	0.6%	0.7%	1.0%	1.0%	1.0%
	不詳	9.6%	5.6%	16.8%	12.1%	13.0%	15.2%	19.6%

出所:厚生労働省「国民生活基礎調査」

注:2016年は熊本県を除く

同居家族の介護者は女性が依然として多い。年齢構成の推移をまとめたものが図1である。同居家族の年齢構成を男女別に、40歳未満、40～49歳、以後は10歳階級別に、80歳以上までの6区分にまとめた。それによると、男性では60歳以上が60%以上を占め、70%程度に増える傾向が見られる。その中で60～69歳が20%台の前半から後半の割合で推移している。70～79歳は20%程度を占めるが、80歳以上は2001年の13.5%から2019年の22.8%へと増加傾向にある。同居の男性介護者の割合が増える中、より高齢の介護者が増える傾向にある。女性の場合、60歳以上の割合は、2001年で50%程度であったが、2019年には70%を超える水準となり、介護者の高齢化が急速に進んでいる。その中で60～69歳は20%台後半から30%台前半にまで増加し、70～79歳も20%程度から30%近くまで増加している。また80歳以上も2001年の3.9%から2019年の12.6%へと増加傾向にある。さらに、50～59歳は2001年の32.3%から2019年の20.1%へと減少している。同居の女性介護

者の年齢構成は、男性よりも顕著な形で、高齢化が進んでいる。

図1 同居の主な介護者の年齢構成

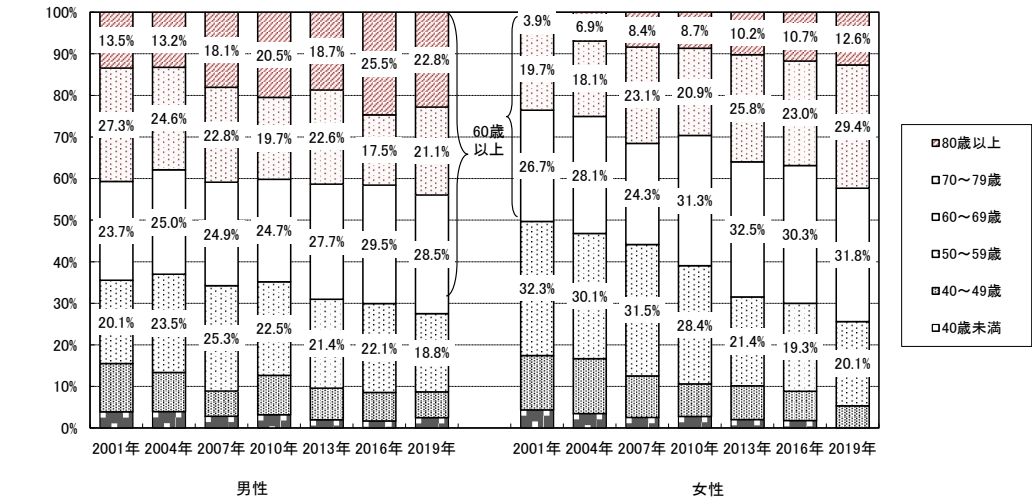
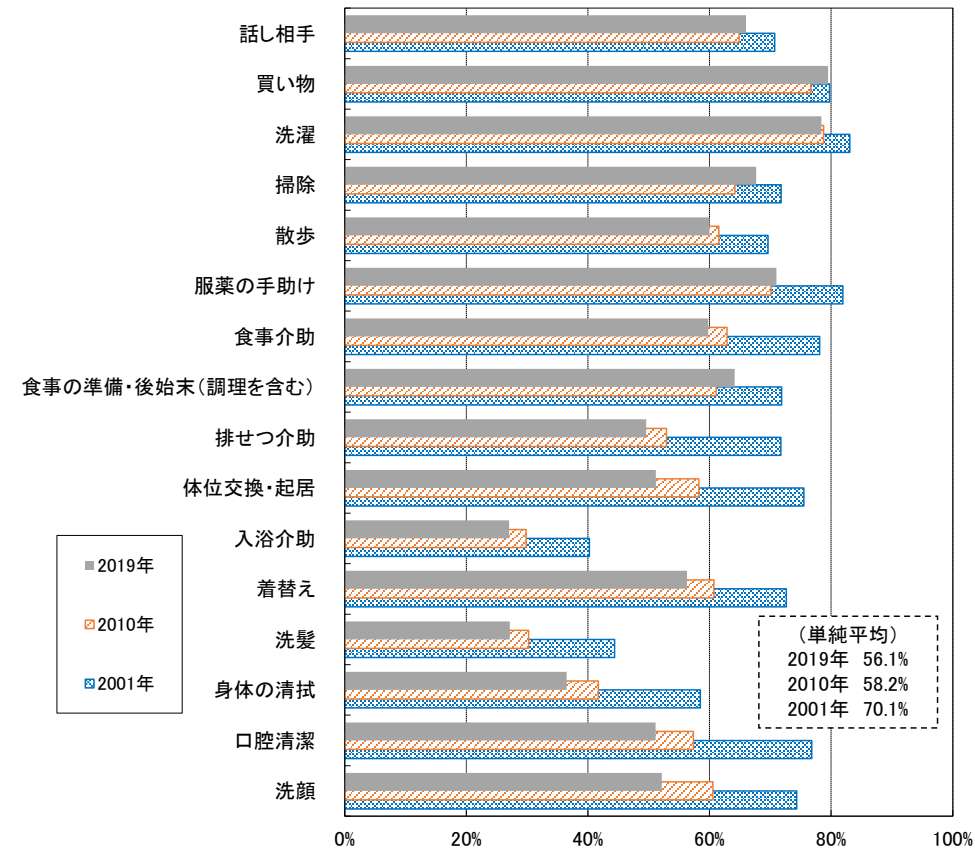


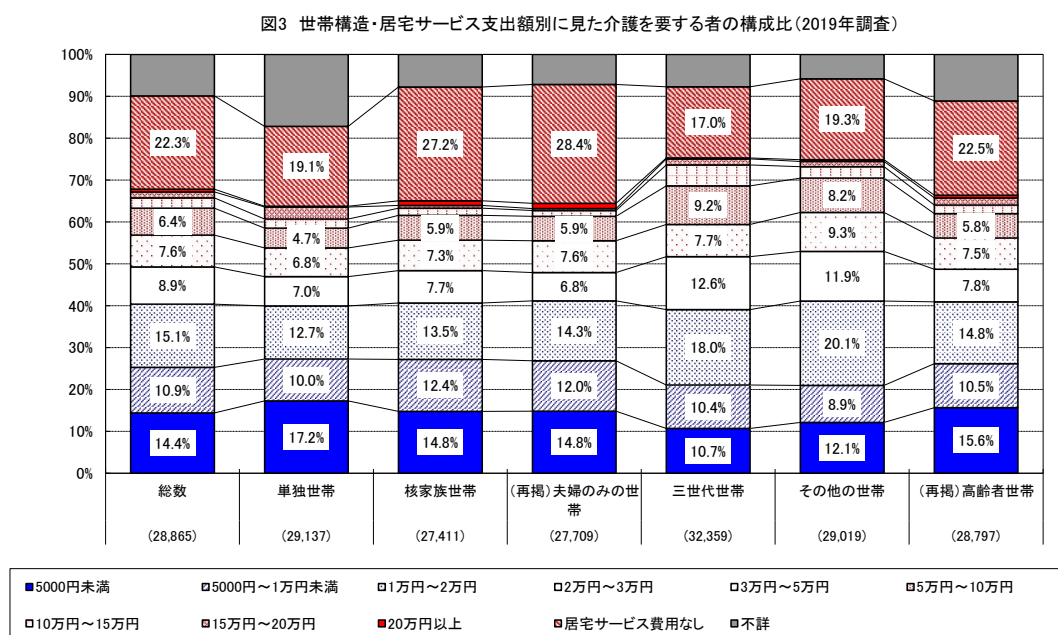
図2 家族等の介護者だけで介護を行っている割合(介護の種類別)



どのような場面の介護で家族が役割を担っているかもこの調査から分かる。図 2 は、介護の場面別に家族が担っている割合を主な調査年次（2001 年、2010 年、2019 年）についてまとめている。それによると、介護の場面によって家族だけで担っている割合に差があり、例えば 2019 年で見ると、入浴介助、洗髪では 20% 台、身体の清拭で 30% にとどまる。これらは訪問介護、訪問入浴事業者による介護サービスで行われる介護の内容であることが背景にあるものと思われる。一方で、買い物、洗濯は 2019 年で 80% 近くが家族だけで担っている。服薬の手助け、掃除、話し相手なども 60～70% が家族だけで担われている。これらは介護制度下でのサービスではない、生活支援的な内容なため、家族が担う場面が多くなるものと思われる。この傾向に年次による大きな変化はなく、介護サービスがカバーしない場面を中心に家族が果たす役割が大きいことがわかる。なお、家族介護者だけで介護を担っている割合の平均（図 2 の横棒グラフの水準の単純平均）は、2001 年では 70.1%、2010 年は 58.2%、2019 年で 56.1% である。この数値からも家族介護者の役割は小さくはなっているが、在宅の高齢者の介護全体で見ると、家族の役割は依然として大きいことがわかる。

（2）家計による介護費用負担

『国民生活基礎調査』では、1 か月当たりの居宅サービス費用を調査している。図 3 は要介護者のいる世帯の家族類型別に、居宅サービス費用の構成をまとめている。図の下の 5000 円未満ではじまり、以降 5000～1 万円未満、1 万円～2 万円などが続き、20 万円以上、居宅サービス費用なし、不詳となっている。「居宅サービスなし」の割合は三世帯世帯、単独世帯、その他の世帯がそれぞれ 17.0%、19.1%、19.3% と低く、核家族世帯が 27.2% と多く、特に夫婦のみの世帯では 28.4% と多い。



これを前提に居宅サービス費用の負担状況を見ると、5000 円未満は単独世帯が 17.2%、三世帯同居が 10.7%であり、その間にその他の家族類型が位置している。5000 円～1 万円は 8.9%から 12.4%の間に各家族類型があり、1 万円～2 万円が、12.7%から 20.1%の間に分布している。これらを合計すると、どの家族類型でも 2 万円までが 40%程度を占める。2 万円以上になると、該当する居宅サービス費用を負担する世帯の割合は、どの家族類型でも低下し、ほとんどで 10%を下回る。居宅サービス費用の平均は、三世帯世帯で 32,359 円と最も多く、単独世帯が 29,137 円、その他の世帯が 29,019 円と続く。最も低いのは核家族世帯の 27,411 円であり、夫婦のみの世帯では 27,709 円となる。これより、居宅サービス費用の支払いがない世帯が 2 割程度ある一方、それ以外の世帯では 4 割程度が 2 万円未満である。平均では 2 万 8 千円程度の支出となっている。

介護サービス費用は、家計に関する政府統計でもわかる。『全国消費実態調査』を全面的に見直す形で 2019 年に実施された『全国家計構造調査』³では、要介護・要支援認定者のいる世帯の家計の状況の集計表を利用できる。その中から、消費支出、訪問介護・通所サービス等費用、介護機器等レンタル料をまとめたものが表 2 である。

表2 要介護・要支援認定者のいる世帯の消費支出及び介護費用支出（2019年）

		消費支出	訪問介護・通所サービス等費用	介護機器等レンタル料
要介護・要支援認定者のいる世帯		249,749	8,487	387
居宅サービス利用有無	要介護・要支援認定者のいる世帯 居宅サービス等を利用している人がいる	255,443	11,376	475
	要介護・要支援認定者のいる世帯 居宅サービス等を利用している人はいない	235,461	1,237	169
要介護認定者のいる世帯		271,936	12,985	576
居宅サービス利用有無	要介護認定者のいる世帯 居宅サービス等を利用している人がいる	278,880	15,325	643
	要介護認定者のいる世帯 居宅サービス等を利用している人はいない	241,972	2,888	290
要介護認定者人数	要介護認定者 1 人	270,506	12,865	587
	要介護認定者 2 人以上	313,677	16,489	268

出所：総務省統計局「全国家計構造調査」より作成

表 2 から、要介護・要支援者認定者のいる世帯の介護費用の支出（2019 年）を見ると、要介護・要支援認定者のいる世帯全体で見た、介護費用は、訪問介護・通所サービス等費用が 8,487 円、介護機器等レンタル料が 387 円である。合計で 8,874 円と消費支出（24 万 9,749 円）の 3.6%に相当する。この世帯のうち、実際に居宅サービス等を利用している者がいる世帯では、訪問介護・通所サービス等費用が 11,376 円、介護機器等レンタル料が 475 円である。合計で 11,851 円と消費支出（25 万 5,443 円）の 4.6%に割合が上昇する。この表の中から介護費用の支出が最も多くなるのは、要介護認定者 2 人以上の世帯であり、訪問

介護・通所サービス等費用が 16,489 円、介護機器等レンタル料が 268 円であり、合計は 16,757 円と消費支出（31 万 3,677 円）の 5.3%となる。このように、この統計から分かる居宅介護サービスの費用は、平均で 8 千円台、消費支出の 3%台、実際に居宅介護サービス利用者がいる世帯ではそれぞれ、1 万 1 千円、4%台となる。

4. 家族介護と介護費用のモデル分析-『国民生活基礎調査』を用いた分析-

(1) 分析の考え方

先行研究と政府統計から、わが国の高齢者介護は、介護保険下でのサービス利用が増え、介護費用負担も相当な水準になっている。その一方で、家族介護の役割は依然として大きいと言える。既述の山田等（2019）でも、在宅介護時間と在宅介護費用には有意な関係は見いだせなかった。しかし、家族介護と介護費用の関係を整理すると、①家族介護、介護費用両方とも平均よりも多い、②家族介護が平均よりも多く行われ、介護費用は少ない、③家族介護は平均よりも少なく、介護費用が多い、④家族介護、介護費用両方とも平均よりも少ない、の 4 パターンとなろう。わが国の介護保険が「介護の社会化」を目標に実施されたのであれば、②か③になるケースが多いはずである。②は介護サービスを使わず、家族介護で対応する場合、③は介護サービスを使うことで、家族介護負担が軽減される場合、である。④は介護ニーズがあまり大きくないケースであろう。①は介護ニーズが多く、介護サービスと家族介護の両方で対応するケースであり、両者の関係が補完的である（②や③だと代替的）。

そこで、介護サービス利用と家族介護が補完的になるケースにあてはまる、要介護者や家族介護者の属性は何であるかを検討した。特に、両者が同時に多くなる要因を検討するため、下記のような同時決定モデルでの分析を行った。

(2) 使用データ『国民生活基礎調査』について

分析に用いたデータは、厚生労働省『国民生活基礎調査』（2016 年調査）の個票データである。この調査は、全国の世帯や世帯員を対象に、「保健、医療、福祉、年金、所得等国民生活の基礎的事項を調査し、厚生労働行政の企画及び運営に必要な基礎資料を得るとともに、各種調査の調査客体を抽出するための親標本を設定すること」を目的として毎年行われている。ただし 3 年に一度大規模な調査を実施し、毎年行われる「世帯票」、「所得票」に加えて、「健康票」、「介護票」、「貯蓄票」（世帯票に含まれる形）が加わる。2016 年は大規模調査年であった。この年も、全国の世帯及び世帯員を調査対象とし、世帯票及び健康票については、平成 22 年国勢調査区のうち後置番号 1 及び 8 から層化無作為抽出した 5,410 地区内のすべての世帯（約 29 万世帯）及び世帯員（約 71 万人）を対象とした。介護票については、前記の 5,410 地区内から層化無作為抽出した 2,446 地区内の介護保険法の要介護者及び要支援者（約 8 千人）を対象とした。なお、所得票・貯蓄票については、前記の 5,410 地区に設定された単位区のうち後置番号 1 から層化無作為抽出した 1,963 単位区内のすべての世帯（約 3 万世帯）及び世帯員（約 8 万人）を対象とした。ただし、熊本地震の影響で

熊本県全域では調査を中止している。

調査項目は世帯主および世帯員の属性や就業状況、5月中の家計総支出額など（世帯票）、自覚症状、通院、日常生活への影響、健康意識など（健康票）、介護が必要な者の性別と出生年月、要介護度の状況、介護サービスの利用状況、家族などと介護事業者による主な介護内容など（介護票）、前年1年間の所得の種類別金額、課税の状況など（所得票）、現在貯蓄高など（貯蓄票）である。

調査方法として、調査員が配布した調査票に世帯員が自ら記入し、後日、調査員が回収する方法により行った。ただし、貯蓄票については、密封回収する方法により行い、健康票・所得票については、やむを得ない場合のみ密封回収を行った。

調査対象世帯数は、世帯票と健康票で28万9,470世帯、所得票と貯蓄票で3万4,286世帯、介護票で7,573人であった。これに対して有効回収数（回収されたもののうち、集計不能なものを除く）はそれぞれ、22万4,208世帯、2万4,604世帯、6,790人であった。

本研究では、介護票の有効回収数6,790人のうち65歳以上の者について、世帯票と健康票をマッチングさせた上で、家族が主介護者で、以下で述べる被説明変数、説明変数の両方でデータに不詳がない3,596人を対象とした。

（3）分析の枠組み

（a）被説明変数—家族介護者担う介護の種類と介護費用負担—

本研究で用いた分析モデルの概要は次のとおりである。まず、『国民生活基礎調査』の介護票を世帯票、健康票とマッチングさせた個票データから、主介護者が同居している要介護高齢者を対象にした、同時決定モデルを用いた。同時決定モデルでは、二つの被説明変数と説明変数が必要である。ここでは以下の被説明変数を設定した。

まず一つ目の被説明変数として、「家族介護者が主介護者として行っている介護の種類」を設定した。本研究の分析では同居家族が主介護者として行っている介護の種類（洗顔、口腔清潔など16種類）をカウントした⁴。変数は0から16までの範囲となる⁵。これをもとに、家族介護の種類の平均が6種類であるので、家族介護の種類が平均以上の場合は1、少ない場合は0とした。なお、この被説明変数を作成するときには、担う家族介護の種類不詳は除いた。

次にもう一つの被説明変数として、「介護サービスの費用の支払」を設定した。調査では1か月当たりの金額を調査しているが、本研究では、居宅介護サービスの支払額が施設介護の平均的な自己負担よりも多い場合は1、そうでない場合は0とした。具体的には、厚生労働省『介護給付費等実態調査』より、介護保険施設サービスの費用額（自己負担も含めた費用）が29万7,200円（平成29年4月審査分）であり、その1割の2万9,720円をもとに、10円単位を切り上げた2万9,800円とした。この基準以上に介護費用を支払っていれば1、そうでなければ0となる。

(b)説明変数—要介護高齢者および家族介護者の属性—

この分析モデルで用いる説明変数について、要介護高齢者および家族介護者の属性を設定した。具体的な変数の内容などは記述統計をまとめた表 3 のとおりであるが、主な内容は以下のとおりである。

まず、要介護高齢者の属性として最も基本的な属性として、男女、年齢、世帯人員を設定した。男女については女性を 1、男性を 0 とした「女性ダミー」を設定した。年齢については、年齢各歳の値をそのまま用い、その二乗も説明変数として加えた。これにより、要介護高齢者に対する家族介護の程度が年齢とともにどのように変化するかを明らかにすることができる。また、世帯人員は居住している世帯員数をそのまま用いた（1 人～16 人）。

次に、健康状態や要介護状態に関する変数を設定した。要介護状態は、要介護度（要支援 1,2 および要介護 1 から 5 の 7 段階）をもとに軽い要支援 1 を 1 に、最も重い要介護 5 を 7 に設定した。健康状態はこの調査では回答者自身による主観的な評価であり、「よい、まあよい、ふつう、あまりよくない、よくない」の 5 段階である。そこで、この変数の内容をそのまま用いて、「よい」を 1、「まあよい」を 2、「ふつう」を 3、「あまりよくない」を 4、「よくない」を 5 とした。こころの状態は、「K6 指標」を設定した。具体的には、「神経過敏に感じましたか」などの 6 つのこころの状態に関する質問項目で、「いつも」から「たいてい」の 5 段階の回答に点数をつけてそれを合計したものである。各項目の点数はこころの状態が良くないほど高く、最も良くない場合で 24、最も良い場合で 0 となる⁶。通院の状態として、「認知症での通院」と「認知症以外での通院」の二つを設定し、それぞれ通院している場合は 1、そうでない場合は 0 とした。

通院やこころの状態以外で要介護高齢者や家族介護者にとって重要なのは、どのようなきっかけで要介護になったか、である。『国民生活基礎調査』の介護票では、「要介護の理由（および主要な理由）」を調査している⁷。その中から回答が多い理由として、①認知症、②脳血管疾患、③高齢による衰弱、④骨折・転倒、を設定した。それぞれが要介護の主要な理由になっている場合は 1、そうでない場合は 0 を設定した。

さらに、介護サービスの利用状況であるが、介護サービス利用種類数として、介護保険からの給付である、「訪問系サービス」、「通所系サービス」、「短期入所系サービス」、「居住系サービス（グループホーム）」、「小規模多機能型サービス等」、の他、「配食サービス」、「外出支援サービス」、「寝具類等洗濯乾燥消毒サービス」の 8 種類、利用があるサービスの数をカウントした。よって変数の範囲は 0 から 8 までである。「介護サービス費用負担者」として、要介護高齢者の収入または貯蓄の場合は 1、そうでない場合は 0 とした。

最後に、家族介護者の属性であるが、同居していない家族の調査票データが利用できないため、「介護票」から利用できる変数に限定した。「家族介護者性別」として女性ダミーを設定した。

これらの説明変数についても不詳があるものは分析から外した。

(c)モデル

このように、二つの被説明変数に対して、それぞれに用いる説明変数は15個である。被説明変数相互間で5%水準の有意な相関関係がないか検証した。5%有意でかつ相関係数が絶対値で0.4以上の説明変数の組み合わせについては、多重共線性をもたらすものと判断した。これを避けるため、お互いの相関関係が低い、高くても有意でない変数同士でグループ分けして回帰式を設定した。その結果18本の回帰式が設定された。性、年齢、年齢の二乗が説明変数として含まれるグループ(回帰式1～9)、含まれないグループ(回帰式10～18)に分けられる。二つの被説明変数に対して、それぞれ同じ説明変数を投入する同時決定モデルなので、推定された説明変数の係数は、被説明変数ごとに得られる。なお、解析ソフトはStata16.1を用いた。

表3 使用変数と記述統計量

使用変数			記述統計量				
			タイプ	平均	標準偏差	最小	最大
サンプル数			3,596				
被説明変数	介護費用が特別養護老人ホームの自己負担の平均(2.98万円※)以上か否か(多い=1、そうでない=0)		二値	0.189	0.391	0	1
	家族介護の種類が平均より多いか否か(16種類中6種類以上)		二値	0.451	0.498	0	1
説明変数	要介護高齢者属性等	性別(女性=1, 男性=0)	二値	0.664	0.472	0	1
		年齢(各歳)	整数	84.06	7.25	65	106
		年齢の二乗	整数	7,119	1,202	4,225	11,236
		要介護度(要支援1=1、・・・、要介護度5=7)	カテゴリー	3.392	1.591	1	7
		認知症での通院(あり=1, なし=0)	二値	0.201	0.401	0	1
		認知症以外での通院(あり=1, なし=0)	二値	0.852	0.355	0	1
		健康状態(よい=1、まあよい=2、ふつう=3、あまりよくない=4、よくない=5)	カテゴリー	3.624	0.897	1	5
		こころの状態(K6、0～24)	整数	5.669	5.303	0	24
	要介護の理由	認知症(あてはまる=1、あてはまらない=0)	二値	0.180	0.385	0	1
		脳血管疾患(あてはまる=1、あてはまらない=0)	二値	0.163	0.370	0	1
		高齢による衰弱(あてはまる=1、あてはまらない=0)	二値	0.169	0.375	0	1
		骨折・転倒(あてはまる=1、あてはまらない=0)	二値	0.132	0.339	0	1
	介護サービス利用数(0～8種類)		整数	1.300	0.913	0	8
	介護サービス費用負担者(要介護高齢者の収入等=1、それ以外=0)		二値	0.840	0.366	0	1
	家族介護者性別(女性=1, 男性=0)		二値	0.675	0.468	0	1

注:※は厚生労働省『介護保険事業状況報告』より費用額から給付額を引いて算定した1件当たり金額。

（４）記述統計量

これらの変数に関する記述統計は表 3 のとおりである。被説明変数、説明変数ともに不詳がないサンプルを用いたので、サンプル数は 3,596 である。二つの被説明変数はともに、0 か 1 の値をとる。「介護費用が特別養護老人ホームの自己負担の平均（2.98 万円※）以上か否か」の平均は 0.189 であるので、施設入所費用より多くの居宅介護サービス費用を支払っている要介護高齢者は 18.9%となる。「家族介護の種類が平均より多いか否か（16 種類中 6 種類以上）」の平均は、0.451 であり、45.1%の高齢者は家族からの介護をより多く受けていることになる。なお表にはないが、両方の変数が 1 になる、つまり本研究での検討対象である、家族介護、介護費用の両方が多い要介護高齢者は、13.24%である。両方が 0 になる要介護高齢者は 49.22%、介護費用が多く、家族介護が少ない要介護高齢者は 5.65%、介護費用が少なく、家族介護が多い要介護高齢者は 31.9%となる。

説明変数については、多くのもので数値として 0 または 1 の値をとる。そのため、平均値は 1 を下回る小数値となっている。一方、年齢は実際の年齢を用いたため、最小値が 65、最大値が 106 となっている。こころの状態は 0 から 24 の範囲の値をとり、要介護度は 1 から 7 の範囲、介護サービス利用数は 0 から 8 の範囲の値をとる。

5. 分析結果

同時決定モデル分析の結果は表 4-1、表 4-2 の通りである。両者の違いは、説明変数に性、年齢（および年齢の二乗）が含まれるか否かである。

（１）性、年齢（およびその二乗）を含むモデル（回帰式 1～9）

表 4-1 から介護費用、家族介護負担の両方が大きくなる被説明変数を見ると、回帰式 1 から 9 のすべて、または変数を投入した回帰式すべてで、5%水準で有意な説明変数は以下のようになる。

まず、要介護高齢者の属性に関する説明変数では、要介護高齢者の女性ダミーは家族介護で有意な負の係数をとる。年齢と年齢の二乗も家族介護でのみ有意な係数をとるが、介護費用とともに、年齢が負の係数、年齢の二乗が正の係数をとる。つまり、下に凸の関数となるので、高齢者の年齢のうち、ある年齢以上になると、介護費用、家族介護の負担が増えることになる。

要介護度、認知症での通院が正の係数で有意である。要介護度が上がったたり、認知症を患ったりしていると、介護費用、家族介護の負担が増える。健康状態とこころの状態は介護費用では一部の回帰式（健康状態は回帰式 3、心の状態は回帰式 8）で有意な負の係数をとる一方で、家族介護では有意な正の係数をとる。健康状態やこころの状態が良くないほど介護費用が減る一方で、家族介護の負担が増えるという結果となる。

要介護の理由であるが、有意な正の係数をとるのは、認知症、脳血管疾患である。高齢による衰弱は、家族介護のみで有意な負の係数をとる。つまり、要介護の理由に、認知症、脳

血管疾患があると、介護費用、家族介護の負担ともに増えることがわかる。

介護サービス利用に関する説明変数の係数を見ると、介護サービス利用数、介護費用負担者ダミーは、介護費用、家族介護のどちらでもすべて5%水準で有意な正の係数を示している。介護サービスの利用が増えるほど、介護費用を要介護高齢者本人が支払えるほど、介護費用とともに、家族が担う介護の種類はむしろ増えることがわかる。

家族介護者に関する説明変数である家族介護者の女性ダミーであるが、表 4-1 では他の変数との相関があるため、モデルに含めなかったため、結果は表 4-2 の結果から分かる。

表4-1 同時決定モデルの推定結果(性、年齢あり)

使用変数			推定結果								
			回帰式1	回帰式2	回帰式3	回帰式4	回帰式5	回帰式6	回帰式7	回帰式8	回帰式9
介護費用負担	要介護高齢者属性等	性別(女性=1)	0.0163	-0.0916	-0.0076	-0.0872	-0.004	-0.0931	0.0039	-0.0903	0.0055
		年齢(各歳)	-0.0368	-0.1112*	-0.0815	-0.1123*	-0.0824	-0.1197*	-0.0824	-0.1218*	-0.0839
		年齢(各歳の二乗)	0.0003	0.0007*	0.0006	0.0007*	0.0006	0.0008**	0.0006*	0.0008**	0.0006*
		要介護度(7段階)	0.3957***	0.3068***	0.3844***	0.3031***	0.3808***	0.3046***	0.3780***	0.3020***	0.3756***
		認知症での通院(あり=1)		0.2995***	0.3703***	0.3089***	0.3775***				
		認知症以外での通院(同上)		-0.2330***	-0.1946***	-0.2456***	-0.2104***				
		健康状態(5段階)		-0.0626*	-0.0633**			-0.0475	-0.0428		
	要介護の理由	こころの状態(K6指標)				-0.0127**	-0.0098*			-0.0106**	-0.0068
		認知症(あてはまる=1)						0.4907***	0.5319***	0.4991***	0.5423***
		脳血管疾患(同上)						0.1902**	0.3008***	0.1838**	0.2993***
		高齢による衰弱(同上)						0.0546	0.0184	0.0563	0.023
		骨折・転倒(同上)						-0.0547	-0.05	-0.0583	-0.051
		介護サービス利用数(0~6種類)		0.6434***		0.6448***		0.6372***		0.6387***	
		介護サービス費用負担者(要介護高齢者=1)			0.6083***		0.6027***		0.5755***		0.5714***
		家族介護者性別(女性=1)									
		定数	-1.675	1.5324	0.0712	1.4598	-0.0273	1.4633	-0.3556	1.4645	-0.3916
家族介護程度	要介護高齢者属性等	性別(女性=1)	-0.1931***	-0.2308***	-0.2119***	-0.2417***	-0.2234***	-0.1976***	-0.1755***	-0.2088***	-0.1878***
		年齢(各歳)	-0.1636***	-0.1954***	-0.1893***	-0.1974***	-0.1913***	-0.1878***	-0.1791***	-0.1906***	-0.1821***
		年齢(各歳の二乗)	0.0010***	0.0012***	0.0012***	0.0012***	0.0012***	0.0012***	0.0012***	0.0012***	0.0012***
		要介護度(7段階)	0.3877***	0.3436***	0.3706***	0.3471***	0.3732***	0.3419***	0.3676***	0.3452***	0.3697***
		認知症での通院(あり=1)		0.2585***	0.2806***	0.2410***	0.2626***				
		認知症以外での通院(同上)		-0.0061	-0.004	0.0032	0.0028				
		健康状態(5段階)		0.0919***	0.0866***			0.0972***	0.0940***		
	要介護の理由	こころの状態(K6指標)				0.0250***	0.0250***			0.0265***	0.0268***
		認知症(あてはまる=1)						0.1313*	0.1532**	0.1163*	0.1394**
		脳血管疾患(同上)						0.1621**	0.1949***	0.1692**	0.2021***
		高齢による衰弱(同上)						-0.1724**	-0.1738**	-0.1811**	-0.1812**
		骨折・転倒(同上)						-0.0727	-0.0801	-0.0673	-0.0737
		介護サービス利用数(0~6種類)		0.1641***		0.1598***		0.1584***		0.1534***	
		介護サービス費用負担者(要介護高齢者=1)			0.1522**		0.1530**		0.1370**		0.1377**
		家族介護者性別(女性=1)									
		定数	4.9591**	5.9097***	5.5725**	6.1365***	5.7842***	5.3759**	4.9154**	5.6493**	5.1832**
各種指標	/athrho		0.1679***	0.0834**	0.1557***	0.0868**	0.1566***	0.0861**	0.1561***	0.0893**	0.1567***
	サンプル数		3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596
	ll		-3,510	-3,270	-3,450	-3,260	-3,440	-3,260	-3,430	-3,250	-3,420
	chi2		1,118	1,404	1,187	1,418	1,202	1,412	1,208	1,427	1,225
	aic		7,046	6,586	6,932	6,563	6,909	6,575	6,911	6,550	6,886

注:*>0.1、**>0.05、***>0.01で有意

(2) 性、年齢(およびその二乗)を含まないモデル(回帰式10~18)

表 4-2 の性、年齢(およびその二乗)を含まないモデルの結果から、介護費用、家族介護負担の両方が大きくなる被説明変数を見ると、回帰式10から1のすべて、または変数を投入した回帰式すべてで、5%水準で有意な説明変数は以下ようになる。

まず、要介護高齢者の属性に関する説明変数では、要介護度、認知症での通院が正の係数で有意となる。ここは回帰式1~9と同じである。要介護度が上がったたり、認知症を患ったりしていると、介護費用、家族介護の負担が増える。健康状態とこころの状態は介護費用で

は一部の回帰式（健康状態は回帰式 12、心の状態は回帰式 17）で有意な負の係数をとる。その一方で、家族介護では有意な正の係数をとる。健康状態やこころの状態が良くないほど介護費用が減る一方で、家族介護の負担が増えるという結果となる。この点は回帰式 1～9 と同じである。

表4-2 同時決定モデルの推定結果（性、年齢なし）

使用変数			推定結果								
			回帰式10	回帰式11	回帰式12	回帰式13	回帰式14	回帰式15	回帰式16	回帰式17	回帰式18
介護費用負担	要介護高齢者属性等	性別(女性=1)									
		年齢(各歳)									
		年齢(各歳の二乗)									
		要介護度(7段階)	0.3962***	0.3099***	0.3866***	0.3067***	0.3833***	0.3098***	0.3846***	0.3078***	0.3826***
		認知症での通院(あり=1)		0.2825***	0.3680***	0.2920***	0.3757***				
		認知症以外での通院(同上)		-0.2529**	-0.2275***	-0.2617***	-0.2412***				
		健康状態(5段階)		-0.0547*	-0.0604**			-0.0402	-0.0381		
	要介護の理由	こころの状態(K6指標)				-0.0125**	-0.0105**			-0.0106**	-0.0076
		認知症(あてはまる=1)						0.4950***	0.5753***	0.4997***	0.5826***
		脳血管疾患(同上)						0.1722**	0.2432***	0.1659*	0.2407***
		高齢による衰弱(同上)						0.1428	0.1778**	0.1399	0.1795**
		骨折・転倒(同上)						-0.0336	0.0205	-0.0386	0.0183
		介護サービス利用数(0～6種類)		0.6479***		0.6491***		0.6435***		0.6447***	
		介護サービス費用負担者(要介護高齢者=1)			0.5998***		0.5936***		0.5738***		0.5698***
	家族介護者性別(女性=1)	0.2509***	0.2417***	0.2317***	0.2428***	0.2361***	0.2452***	0.2412***	0.2450***	0.2434***	
	定数	-2.5708***	-2.9318***	-2.7434***	-3.0428***	-2.8767***	-3.2845***	-3.1054***	-3.3614***	-3.1911***	
家族介護程度	要介護高齢者属性等	性別(女性=1)									
		年齢(各歳)									
		年齢(各歳の二乗)									
		要介護度(7段階)	0.3961***	0.3546***	0.3804***	0.3592***	0.3839***	0.3533***	0.3789***	0.3577***	0.3823***
		認知症での通院(あり=1)		0.2199***	0.2437***	0.2006***	0.2239***				
		認知症以外での通院(同上)		-0.0238	-0.0255	-0.0066	-0.0107				
		健康状態(5段階)		0.1124***	0.1065***			0.1150***	0.1113***		
	要介護の理由	こころの状態(K6指標)				0.0255***	0.0255***			0.0264***	0.0266***
		認知症(あてはまる=1)						0.1269*	0.1567**	0.1034	0.1343**
		脳血管疾患(同上)						0.1472**	0.1685**	0.1495**	0.1712***
		高齢による衰弱(同上)						-0.0873	-0.0731	-0.0949	-0.0797
		骨折・転倒(同上)						-0.0618	-0.06	-0.058	-0.0554
		介護サービス利用数(0～6種類)		0.1581***		0.1535***		0.1581***		0.1535***	
		介護サービス費用負担者(要介護高齢者=1)			0.1460**		0.1481**		0.1359**		0.1384**
	家族介護者性別(女性=1)	0.4265***	0.4442***	0.4454***	0.4391***	0.4414***	0.4427***	0.4443***	0.4372***	0.4397***	
	定数	-1.7728***	-2.2818***	-2.2699***	-2.0379***	-2.0497***	-2.2866***	-2.2816***	-2.0218***	-2.0375***	
各種指標	/athrho	0.1569***	0.0714*	0.1476***	0.0752*	0.1485***	0.0758*	0.1519***	0.0798**	0.1532***	
	サンプル数	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	3,596	
	ll	-3,500	-3,250	-3,430	-3,240	-3,420	-3,240	-3,420	-3,230	-3,410	
	chi2	1,144	1,433	1,212	1,445	1,225	1,438	1,224	1,450	1,238	
	aic	7,006	6,533	6,890	6,515	6,871	6,526	6,878	6,506	6,857	

注：*＞0.1、**＞0.05、***＞0.01で有意

要介護の理由についても、有意な正の係数をとるのは、認知症、脳血管疾患である。高齢による衰弱は、介護負担の一部の回帰式（回帰式 16）でのみで有意な正の係数をとる。要介護の理由に、認知症、脳血管疾患があると、介護費用、家族介護の負担ともに増えることは、回帰式 1～9 と変わらない。

介護サービス利用に関する説明変数の係数を見ると、介護サービス利用数、介護費用負担者ダミーは、介護費用、家族介護のどちらでもすべて 5%水準で有意な正の係数を示している。介護サービスの利用が増えるほど、介護費用を要介護高齢者本人が支払えるほど、介護費用とともに、家族が担う介護の種類はむしろ増えることがわかる。この点も回帰式 1～9 と同じである。

家族介護者に関する説明変数である家族介護者の女性ダミーであるが、介護負担、家族介護の両方で有意な正の係数をとる。つまり、女性が主介護者であると、介護費用、家族介護

の両方の負担が増えることが表 4・2 の結果から分かる。

(3) 同時決定モデルによる分析から分かること

このように、要介護高齢者のための介護費用負担、家族が担う介護の種類を同時に左右する、特に両方を同時に増やす要因を中心にまとめると、以下のようになる。

- ① 年齢はある年齢から介護費用、家族介護負担の両方を増やす（有意ではない）。
- ② 要介護度が上がったたり、認知症を患ったりしていると、介護費用、家族介護の負担が増える。
- ③ 健康状態やこころの状態が良くないほど介護費用が減る一方で、家族介護の負担が増える。
- ④ 要介護の理由として、認知症、脳血管疾患があると、介護費用、家族介護の負担ともに増える。
- ⑤ 介護サービスの利用が増えるほど、介護費用、家族介護の負担ともに増える。
- ⑥ 女性が主介護者であると、介護費用、家族介護の両方の負担がともに増える。

これより、要介護者の身体、健康状況の他、要介護になった理由、介護サービスの利用状況、主介護者の性別が、介護費用と家族介護の程度を同時に増やすように作用することがわかる。

6. 考察

わが国では介護保険が実施されて 22 年を迎え、介護サービスも普及している。しかし、家族介護が担う役割は依然として大きい。また、家計による介護負担も消費支出の 3% 以上を占めている。そのような中、家族介護と介護費用の関係として、①家族介護、介護費用両方とも平均よりも多い、②家族介護が平均よりも多く行われ、介護費用は少ない、③家族介護は平均よりも少なく、介護費用が多い、④家族介護、介護費用両方とも平均よりも少ない、の 4 パターンを整理できる。わが国の介護保険が「介護の社会化」を目標に実施されたのであれば、②か③という介護費用と家族介護の負担が代替的なケースが多いと考えられる。しかし、本研究の分析では、①～④に該当するケースにある程度の割合で分布があり、介護費用と家族介護の負担に一義的な関係を示すことが難しい。本研究では、①の介護ニーズが多く、介護サービスと家族介護の両方に対応するという、両者の関係が補完的であるケースに着目した。これにあてはまる、つまり介護費用と家族介護の負担が同時に増える要因を検討した。より高齢で、重度の要介護度であり、認知症での通院がある、要介護のきっかけが認知症や脳血管疾患である、場合で①に該当する可能性は高くなる。また、介護サービス利用が多いほど、介護費用、家族介護の負担の両方が増える。

このように、「介護の社会化」が進む一方で、介護費用負担（介護サービス利用）と家族介護負担が補完的な関係にあるケースも存在する。本研究では取り上げなかったが、②や③という、両者が代替的な関係にある場合、④のように、介護費用、家族介護の負担ともに少

ない場合もあり、介護費用と家族介護の関係は複雑である。②や③になる条件の検討、④では介護ニーズが少ない結果と言ってよいのか、という点が課題として残された。

近年推し進められている「地域包括ケアシステム」の構築は、医療、介護、福祉人材による連携の他、家族も含めた一般の人々の役割も重要である。要介護高齢者のことをよく知る家族の役割も重視して、彼らをその連携の中に取り込むことも重要である。介護サービスが家族介護を軽減する方向で行くのか、それとも、両方が必要なのかは、要介護高齢者とその家族それぞれの事情で異なるであろう。そのため、地域の実情に応じた介護サービスの提供に加えそして、家族介護者自身が何を必要としているか、困っていることは何かを的確に把握し、家族介護者支援策を推し進める必要がある。そのためには市区町村は「地域包括支援センター」では任意事業となっているが家族介護者支援策を地域の実情に応じて進める必要がある。また、国や都道府県も好事例の提供などでこれを支援する必要がある。また、近隣の市区町村同士での事例の学び合いも必要であろう⁸。

¹ OECD ではインフォーマルケアを「配偶者、その他の家族、親類等によって行われる介護」としている。米国の家族介護者の団体である FCA (Family Caregiver Alliance) では、「インフォーマルケア（家族介護）とは、家族、親類等が無給で行う介護」としている。そのため、家族介護を含むインフォーマルケアの定義は様々である。詳細は小島（2010）参照。

² この調査は、2016 年に「在宅介護のお金とくらしについての調査 2016」を行っている。詳細は田中（2017）を参照。

³ 「全国家計構造調査」は、家計における消費、所得、資産及び負債の実態を総合的に把握し、世帯の所得分布及び消費の水準、構造等を全国的及び地域別に明らかにすることを目的とする調査である。調査に関する詳細は、総務省統計局 web サイト

（<https://www.stat.go.jp/data/zenkokukakei/2019/index.html>）を参照（2022 年 4 月 3 日最終確認）。

⁴ 具体的には、洗顔、口腔清潔、身体の清拭、洗髪、着替え、入浴介助、体位交換・起居、排せつ介助、食事の準備・後始末（調理を含む）、食事介助、服薬の手助け、散歩、掃除、洗濯、買い物、話し相手、である。

⁵ この変数が 0 であるからといって、要介護度が低い、家族は何もやっていないというわけではない。重度の要介護者に対して、介護事業所が主介護者である場合、家族はこの調査で挙げられていない場面で要介護高齢者の介護を担っている可能性がある。

⁶ 「K6 指標」に関する詳細は野口（2011）を参照。

⁷ 具体的には、脳血管疾患（脳卒中）、心疾患（心臓病）、悪性新生物（がん）、呼吸器疾患、関節疾患、認知症、パーキンソン病、糖尿病、視覚・聴覚障害、骨折・転倒、脊髄損傷、高齢による衰弱、その他、わからない、の 14 種類である。これらから、介護が必要となった主な原因を調査している。

⁸ 介護サービスに限らず、同じような境遇の地方自治体同士の学び合いの参考として、中国の「政策学習」がある。詳細は万・小島（2022）を参照。

(参考文献)

EU (2003) "Feasibility Study –Comparable Statistics in the Area of Care of Dependent Adults in the European Union".

川越雅弘 (2021) 「地域在住要支援・要介護高齢者に対する家族介護の実態—全国調査を中心に—」『社会保障研究』第 6 巻 1 号、国立社会保障・人口問題研究所、pp.4-17.

<https://doi.org/10.50870/00000215>

小山泰代 (2021) 「家族介護者の介護負担の経時変化」『社会保障研究』第 6 巻 1 号、国立社会保障・人口問題研究所、pp.18-32.

<https://doi.org/10.50870/00000216>

万琳静・小島克久 (2022) 「介護保険パイロット事業等からみる中国の高齢者介護制度」『社会保障研究』第 6 巻 4 号、国立社会保障・人口問題研究所、pp.454-468.

<https://doi.org/10.50870/00000302>

OECD (2005) ,” Long-term Care for Older People”.

OECD (2009) , ” THE LONG-TERM CARE WORKFORCE: OVERVIEW AND STRATEGIES TO ADAPT SUPPLY TO A GROWING DEMAND” , OECD HEALTH WORKING PAPERS 44.

Susan Stobert and Kelly Cranswick (2004), ” Looking after seniors:Who does what for whom” ,Canadian Social Trends, 2004 autumn, No. 74, Statistics Canada,

田中慶子 (2013) 「「在宅介護のお金とくらしについての調査」の概要」『家計経済研究』第 98 号、家計経済研究所、pp.2-11.

田中慶子 (2017) 「「在宅介護のお金とくらしについての調査 2016」について」『家計経済研究』第 113 号、家計経済研究所、pp.5-19.

涌井智子 (2021) 「在宅介護における家族介護者の負担感規定要因」『社会保障研究』第 6 巻 1 号、国立社会保障・人口問題研究所、pp.33-44.

<https://doi.org/10.50870/00000217>

山田篤裕・田中慶子・大津唯 (2013) 「「在宅介護のお金とくらしについての調査」の概要」『家計経済研究』第 98 号、家計経済研究所、pp.12-24.

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發展と応用に関する研究

背景・目的

出生率低迷・出生数急減 →

東京圏の転入超過数拡大 →

入管法改正・新在留資格の創設 →

長期的な人口減少局面

地方圏における
人口の急速な減少

国際人口移動の活発化

新時代に対応した将来人口・世帯推計の方法論的發展と応用に関する研究の必要性

- ・最先端技術を適用した人口・世帯推計の総合的な人口・世帯の動向分析の深化
- ・急増する外国人人口等の新たな環境変化を踏まえた将来人口・世帯推計モデルの開発
- ・将来人口・世帯推計結果に基づく外国人労働者受け入れ等のシミュレーション

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

- ・各種の統計資料を用いた外国人の分布と移動に関するデータベースの整備・拡充
- ・出生と人口移動との関連に関する分析
- ・出生・死亡指標の変曲点に関する事例収集・レビュー
- ・日本の死亡の地域格差に関する既存研究のレビュー
- ・先進諸国の出生と出生意欲の動向に関する研究
- ・子育て環境と出生力の関係分析
- ・分母人口を限定した初婚率推定の試み
- ・難死別者の類との同別居に関するデータの整備、二次利用申請手続き、文庫収集・レビュー
- ・各種データを用いた難死別者の世帯構成の特性および変化に関わる実態把握・外国人の分布・移動の特性とその変化、および要因に関する分析
- ・出生・死亡指標の変曲点をもたらす要因に関する分析
- ・難死別者の世代間関係・世帯構成に関する規定要因の分析
- ・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
- ・我が国における死亡の地域格差を把握するための統計調査の精度検証
- ・高齢者の世帯状態と健康・要介護状態との関係の分析
- ・日本における出生意欲と出生行動に関する分析
- ・出生意欲を実現させる政策的対応の在り方に関する研究
- ・我が国における死亡の地域格差の実態把握

研究方法

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

- ・市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分析
- ・死亡率推計モデルに関する文献レビューとデータ整備
- ・国際人口移動の増加に対応した地域推計モデルの開発改良
- ・令和2年国勢調査結果に基づく地域別将来推計人口の推計誤差の検証
- ・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：間接標準化、クラスターリング、リレーショナルモデル
- ・出生推計モデルの精緻化
- ・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
- ・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
- ・死亡特性を踏まえた死亡率推計モデルの改善と評価
- ・新たな視点に基づく世帯主率法による仮定設定
- ・動態数の推計が可能な地域推計モデルの構築

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

- ・新たな外国人受入れ制度及び社会保障シミュレーション方法論のレビュー
- ・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（基礎分析、詳細分析、政策シミュレーションへの活用検討）
- ・高齢者の家族介護の動向分析（基礎分析、詳細分析、政策シミュレーションに必要な政策オプションの検討）
- ・特定技能制度の導入を踏まえた長期将来人口への影響評価
- ・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
- ・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

新時代の人口動向を踏まえた最先端の研究成果の提示

各分野の施策立案において必要な人口学的分析結果が提供可能。

少子化（子育て支援、WLB）、長寿化（高齢者医療・介護、健康寿命）、国内移動（地方創生、国土・地域計画）、国際移動（移民政策、外国人労働者受け入れ）、等

将来人口・世帯推計の推計精度の向上

- ・全国推計における出生・死亡・移動の新潮流に対応した仮定設定
- ・地域人口推計のための多地域モデル指向の推計法の開発
- ・全国推計と地域推計、地域推計と世帯推計の統合化
- ・多様な世帯類型等を踏まえた世帯推計手法の改良

厚生労働行政施策立案のためのエビデンス提供

- ・最近の出生動向に配慮した施策のあり方の提示
- ・地域別の高齢者人口・世帯の動向を踏まえた地域包括ケアシステム
- ・地域別出生数・死亡数の将来変化に応じた地域医療構想、周産期医療体制

各種政策シミュレーションの実行と評価

- ・外国人労働者の人口や年金に関する長期シミュレーションを通じた社会保障制度改革
- ・各種政策が人口変化に及ぼす影響の定量的な評価
- ・属性別推計人口を利用した地域別諸需要の推計と政策形成

期待される効果

令和4年 5月 26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3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 （所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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： ）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和4年 5月 26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3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 （所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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： ）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和4年 5月 26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3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（所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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：）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。

・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和4年 5月 26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3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 （所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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：）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和4年 5月 26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3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（所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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： ）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。

・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和4年 5月 26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3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（所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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： ）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。

・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和4年 5月 26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3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 （所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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： ）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和4年 5月 26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3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 （所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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： ）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

厚生労働大臣 殿

令和4年 4月 22日

機関名 慶應義塾大学

所属研究機関長 職 名 学長

氏 名 伊藤 公平

次の職員の令和3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（所属部署・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 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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"/> 有 <input checked="" type="checkbox"/> 無	<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」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系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：）

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。