

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))

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化 の見通しに資する研究

(課題番号23AA2005)

令和5～7年度 総合研究報告書
令和7年度 総括研究報告書

研究代表者 小池 司朗

令和 8(2026)年 3 月

目 次

令和5～7年度 総合研究報告書	7
-----------------	---

令和7年度 総括研究報告書

研究代表者（小池 司朗）	23
研究分担者（林 玲子）	31
研究分担者（岩澤 美帆）	35
研究分担者（守泉 理恵）	39
研究分担者（菅 桂太）	43
研究分担者（中川 雅貴）	47
研究分担者（石井 太）	49
研究分担者（小島 克久）	53

個別研究報告

1. 新型コロナウイルスの人口動態への影響に関する研究

1 コロナ禍に伴う日本人と外国人の人口移動傾向の差異 （小池 司朗）	61
2 外国人の国際移動および国内移動が地域人口変動に与える影響 （中川 雅貴）	69
3 死亡の市区町村較差に人口の配偶関係構造が及ぼす影響 （菅 桂太）	75

2. コロナ禍およびコロナ後を見据えた将来人口・世帯推計モデルの開発

4 出生順位を組み合わせた配偶関係別多相生命表を用いた新型コロナウイルス感染症	
---	--

拡大による出生縮減効果推計 (石井太・岩澤美帆・余田翔平・別府志海)	89
5 就職氷河期世代の出生力ー出生・卒業年コーホートと婚前妊娠の状況、少 子化対策の展開に着目してー (南拓磨・守泉理恵・岩澤美帆)	97
6 出生率変化と出生数変動：「日本の将来推計（令和 5 年推計）」条件付推計 の応用 (岩澤美帆・別府志海)	123
3. <u>コロナの影響を踏まえた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</u>	
7 外国人受入れの拡大が長期的な将来人口変動を通じて公的年金財政に与え る影響に関する人口学的研究 (石井太・小島克久・是川夕・南英明・佐藤格・堀口侑)	139
8 新型コロナ渦での家族介護負担の変化ー国民生活基礎調査の分析結果から (小島克久)	157

資 料 編

1 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究： 研究概要の流れ図	173
2 小池司朗・菅桂太・藤井多希子「「令和 5 年地域推計」からみた将来の地域 別出生数」『人口問題研究』, 81-4, pp.273-282.	175
3 菅桂太・小池司朗・藤井多希子・石井太「「令和 5 年地域推計」からみた将 来の地域別死亡数」『人口問題研究』, 82-1, pp.55-76.	185
4 菅桂太・小池司朗・鎌田健司「2000 年代以後の全国と三大都市圏の別にみ た月別人口動態の趨勢」『人口問題研究』, 82-1, pp.77-100. (含 補遺. X-13-ARIMA-SEAT プログラムを用いたセンサス 局 X-11 法による季節調整)	207
5 研究成果の刊行に関する一覧表	237

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 所長

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

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

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

中 川 雅 貴 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 第1室長

石 井 太 慶應義塾大学 経済学部 教授

小 島 克 久 城西国際大学 福祉総合学部 教授

○ 研究協力者

久 井 情 在 国立社会保障・人口問題研究所 企画部 第1室長

井 上 希 国立社会保障・人口問題研究所 企画部 第4室長

是 川 夕 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 部長

大 泉 嶺 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 第3室長

千 年 よ し み 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 特任主任研究官

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

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 主任研究官

鈴 木 貴 士 国立社会保障・人口問題研究所 情報調査分析部 研究員

藤 井 多希子 国立社会保障・人口問題研究所 基礎理論研究部 部長

佐 藤 格 国立社会保障・人口問題研究所 基礎理論研究部 第1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

貴 志 匡 博 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

吉 田 航 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 研究員

木 村 裕 貴	国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 研究員
南 拓 磨	国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 研究員
鈴 木 透	元・国立社会保障・人口問題研究所 副所長
山 内 昌 和	早稲田大学教育 総合科学学術院 教授
堀 口 侑	慶應義塾大学 大学院
金 子 隆 一	明治大学 政治経済学部 特任教授
余 田 翔 平	東京大学社会科学研究所 准教授
南 英 明	早稲田大学 大学院

I. 令和7年度 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

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
（令和 7 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

本研究では、ポストコロナ時代における人口動態と社会変化について主に歴史的、国際的、制度的な観点から見通し、高精度の将来人口・世帯推計を実施するために必要な各種の分析研究を行う。2020 年から顕在化した新型コロナウイルスの感染拡大により、リモートワークやオンライン会議が急速に浸透するなど、柔軟な働き方の選択等を通じて、人々の生活様式はコロナ前から大きく変化するとともに、人口動態にも顕著な影響が表れている。日本において出生に関しては出生率の一段の低下、死亡に関しては平均寿命の意図しない変化、国際人口移動に関しては外国人住民数の増加の停滞、国内人口移動に関しては東京圏一極集中の鈍化という、いずれもこれまでの趨勢からは予測不能な変化が観察されており、将来の全国および地域別の人口動向はいっそう不透明性を増している。こうした状況下において精度の高い将来人口・世帯推計を実施するためには、コロナ禍がもたらした短期的な人口動態の変化について、その背後にある社会的要因を含めて的確に把握することが不可欠である。同時に、コロナ禍の収束が見通せない現状においては、当初は短期的と考えられた人口動態の変化が長期化することも想定され、ポストコロナ期に移行したとしても、コロナ禍において定着した「新しい生活様式」のもとで不可逆的な傾向となる可能性も否定できない。本研究では、コロナ禍が人口動態にもたらした影響を的確に把握するとともに、ポストコロナ時代における社会変化を見据えた将来人口・世帯数の推計へと還元させていくことを主たる目的とする。

本研究は、①新型コロナウイルスの人口動態への影響に関する研究、②コロナ禍およびコロナ後を見据えた将来人口・世帯推計モデルの開発、③コロナの影響を踏まえた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 領域に分けて進めた。令和 7 年度は、①として(1) コロナ禍前後における日本人と外国人の移動モビリティ変化、(2)フレキシブル施策がもたらす働き方への貢献、(3)地域別出生数と 0～4 歳人口の比の分析、②として(4)フレドホルム作用素の参照点法による固有系の系譜展開とその人口減少分析への適用、(5)福島県浜通り地域における市郡別将来人口推計の試み、について、研究代表者が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①～③の研究課題に対応する研究が遂行された。

研究分担者：

林玲子	国立社会保障・人口問題研究所 所長
岩澤美帆	同 人口動向研究部長
守泉理恵	同 人口動向研究部第1室長
菅桂太	同 人口構造研究部第1室長
中川雅貴	同 国際関係部第1室長
石井太	慶應義塾大学経済学部教授
小島克久	城西国際大学健康福祉部教授

A. 研究目的

本研究では、ポストコロナ時代における人口動態と社会変化について主に歴史的、国際的、制度的な観点から見通し、高精度の将来人口・世帯推計を実施するために必要な各種の分析研究を行うことを大きな目的とする。2020年から顕在化した新型コロナウイルスの感染拡大により、リモートワークやオンライン会議が急速に浸透するなど、柔軟な働き方の選択等を通じて、人々の生活様式はコロナ前から大きく変化するとともに、人口動態にも顕著な影響が表れている。日本において出生に関しては出生率の一段の低下、死亡に関しては平均寿命の意図しない変化、国際人口移動に関しては外国人住民数の増加の停滞、国内人口移動に関しては東京圏一極集中の鈍化という、いずれもこれまでの趨勢からは予測不能な変化が観察されており、将来の全国および地域別の人口動向はいっそう不透明性を増している。

こうした状況下において精度の高い将来人口・世帯推計を実施するためには、コロナ禍がもたらした短期的な人口動態の変化について、その背後にある社会的要因を含めて的確に把握することが不可欠である。同時に、コロナ禍の収束が見通せない現状においては、当初は短期的と考えられた人口動態の変化が長期化することも想定され、

ポストコロナ期に移行したとしても、コロナ禍において定着した「新しい生活様式」のもとで不可逆的な傾向となる可能性も否定できない。とくに、国際人口移動と国内人口移動に関しては、コロナ禍の動向に起因する国や地方自治体による政策にも大きく左右されうるため、将来を見通すことが非常に困難となっている。

このように短期的にも長期的にも不確実性の高い人口動態の現状を踏まえながら、将来の変化を可能な限りの確に見通すため、わが国や世界各国における新型コロナウイルスと人口動態に関する最新のデータを用いて全体のトレンドの中からコロナ禍がもたらした影響を抽出すること、過去のパンデミックや災害等がもたらした社会変化と人口動態の変化について、人口以外の様々な統計も参照しながら客観的に評価し、今日の状況と照らし合わせて分析することを、それぞれ1年目・2年目の主な目的とする。さらに、以上のような幅広い観点に基づく研究成果からポストコロナ時代における社会変化と人口動態を見通すとともに、それらの知見を将来人口・世帯推計の各仮定に定量的に反映させていくことを研究期間内の課題とする。

B. 研究方法

研究は以下の①～③の3領域に分けて進めた。

①新型コロナウイルスの人口動態への影響に関する研究

具体的な研究として、コロナ禍前後における日本人と外国人の移動モビリティ変化、フレキシブル施策がもたらす働き方への貢献、地域別出生数と0～4歳人口の比の分析、死亡の市区町村較差に人口の配偶関係構造が及ぼす影響、外国人の国内移動が地

域人口の変動に及ぼす影響：コロナ禍前後の比較、を行った。

②コロナ禍およびコロナ後を見据えた将来人口・世帯推計モデルの開発

具体的な研究として、出生順位別出生を組み合わせた配偶関係別多相生命表を用いた新型コロナウイルス感染症拡大による出生縮減効果推計、就職氷河期世代の出生力ー出生・卒業年コーホートと婚前妊娠の状況、少子化対策の展開に着目してー、出生率変化と出生数変動：「日本の将来推計（令和 5 年推計）」条件付推計の応用、を行った。

③コロナの影響を踏まえた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

具体的な研究として、外国人受入れの拡大が長期的な将来人口変動を通じて公的年金財政に与える影響に関する人口学的研究、新型コロナウイルス禍での家族介護負担の変化ー国民生活基礎調査の分析結果からー、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・千年よしみ特任主任研究官・大泉嶺室長・井上希室長、情報調査分析部別府志海室長・中村真理子主任研究官、鈴木貴士研究員、社会保障基礎理論研究部藤井多希子部長・佐藤格室長、人口構造研究部小山泰代室長・久井情在主任研究官・貴志匡博主任研究官、人口動向研究部吉田航研究員・木村裕貴研究員・南拓磨研究員、

所外からは、鈴木透（元・国立社会保障・人口問題研究所副所長）、山内昌和（早稲田大学教育・総合科学学術院教授）、金子隆一（明治大学政治経済学部特任教授）、余田翔平（東京大学社会科学研究所准教授）、堀口侑（慶應義塾大学大学院生）、南英明（早稲田大学院生）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) 東京圏・非東京圏間の人口移動を対象とし、2014 年以降における日本人と外国人それぞれの移動数の変化を人口構造要因とモビリティ要因に分解して分析を行った。
- (2) フレキシブルな働き方を可能にする施策（フレキシブル施策）は、特にコロナ禍における大企業で導入が進んだ。こうした施策の導入が、部分的には同業他社からの影響で説明できることを、2000 年代後半から 2020 年代前半までの企業パネルデータ分析から明らかにし、論文にまとめた。
- (3) 都道府県別、市区町村別に出生数に対する 0～4 歳人口の比率（以下、本指標）を算出した。本指標から、コロナ禍前後や東日本大震災後の出生から 0～4 歳人口にいたるまでの移動傾向の変化を明らかにした。
- (4) フレドホルム作用素の参照点法による固有系の系譜展開を行い、安定分布と繁殖価の級数表示を得て、多地域年齢構造人口モデルの世代系譜解析を構築し、日本の人口減少分析に適用した。さらに系譜に基づく指標も導出した。
- (5) 「日本の地域別将来推計人口（令和 5 年推計）」において、1 地域として推計されていた福島県浜通り地域を分割する形で、5 市郡別の将来人口推計を行い、Web 上で公表した。

D. 結果の考察

(1) 分析の結果、日本人と外国人の間で人口構造要因とモビリティ要因の変化のパターンは大きく異なり、とくに外国人の移動数の増加は単に人口の増加によるものだけではなく、モビリティの高まりも寄与していることなどが明らかになった。

(2) テレワークやフレックスタイム制など、柔軟な働き方を可能にするフレキシブル施策は、(家族)生活上の制約を抱える労働者の働き方に大きく貢献する。こうした施策は、効率性の要請(例：労働生産性の向上)あるいは内部圧力(例：従業員からの要求)だけでなく、組織の外部圧力(例：同業他社の動向を踏まえた検討)によって導入されることもある。

制度的同型化の理論に基づくこの予想を、過去十数年の企業パネルデータ分析で検証した結果、自社と同産業で施策の導入が進むと、その企業の導入率も高くなっていた。さらに、この傾向は、ダイバーシティ推進のための専任部署をもつ企業で顕著に確認された。こうした部署やその担当者が、同業他社の情報収集や社内の制度変更を主導することで、施策の導入が進んでいたことが示唆される。

(3) 都道府県別では、東京都など一部の大都市の都府県は低く、その郊外となる埼玉県や千葉県で高い傾向にあった。東京圏以外においても、大都市的な府県(愛知県、大阪府など)は低く、その周辺に位置する県(岐阜県、奈良県、佐賀県)などで1を超えて高い傾向である。奈良県が最も高く、東京都が最も低い傾向にあることを示した。また、福島県は東日本大震災後の2012年、2013年に指標が大きく低下し、コロナ期にあたる2020年、2021年に1を超えるまで上昇するも、2022年以降は震災前の2011年よりも低い値となっていた。とくに、コロナ禍以降となる2022年以降はそれ以前の傾向と異なることが確認された。また、

市区町村別では、東日本大震災前後の被災地域の変化も目立ち、コロナ以降では全体的な本指標の上昇が顕著であった。

(4) 参照点法はマルコフ連鎖的分解を通じて個体の出生から子孫までの道筋を明示的に扱い、フレドホルム作用素の固有系が世代を超えてどう蓄積されるかを説明する。安定分布と繁殖価を反復核の和として表現し、欧ラー・ロトカ型方程式を導いた。系譜展開により世代ごとの寄与や世代間隔、タイプ再生産数を直接算出でき、離散的なレスリー行列による近似を回避した。一方、多地域年齢構造人口モデルでは、出生地域・移動行動・ライフコースが世代間で連動することを強調し、地域内移動と世代間の系譜的移動という二つのスケールの移動過程を区別した。多世代構造の導入により安定人口理論の単世代仮定を拡張し、親や祖父母の移動履歴が子孫の再生産に与える影響を定量化できる。これらの理論を組み合わせ、日本の女性人口データを分析したところ、各県の自己再生産率や系譜ループの強度が推定でき、人口減少の感度分析や政策評価に応用できる。

(5) 推計は、5市郡別のコーホート変化率と「浜通り地域」全体のコーホート変化率の比を仮定する「変化比法」と、「浜通り地域」全体の転入数および転出数を仮定値に基づいて5市郡に配分する「移動数配分法」の2通りの方法で行った。「変化比法」は、仮定値の設定によって結果が大きく変わるが、5市郡それぞれの推計人口を人口学的方程式で表すことができないという欠点がある。一方、「移動数配分法」は、人口学的方程式での表現が可能だが、双葉郡の人口が増え続けるという、疑問の残る結果となった。今回試みた、大きな地域ですでに算出された推計人口を一定の仮定に基づき分割する2段階の推計方法は、今後、浜通り地域に限らず、有効な手段となる可能性が

ある。たとえば、男女年齢5歳階級別人口が小さくなりすぎて他と同じように計算することが困難な町村への適用が考えられる。

E. 結論

(1) コロナ禍において、日本人は「非東京圏→東京圏」のモビリティが低下、「東京圏→非東京圏」のモビリティが上昇していたのに対して、外国人は双方の移動ともモビリティが大幅に低下しており、日本人と外国人の間で全く異なる変化パターンを示すという興味深い知見が得られた。またその後、少なくとも2024年までにおいては「東京圏→非東京圏」よりも「非東京圏→東京圏」の外国人のモビリティが高まっており、外国人の国内人口移動が東京圏一極集中を緩和させる状況には至っていないことも明らかとなった。

(2) 新型コロナウイルス感染症の拡大によってフレキシブル施策は広く普及した。一方で本研究は、そうした社会的変化だけでなく、業界レベルのトレンドもまた、施策の導入に寄与していることを明らかにした。

(3) 出生時点以降に0～4歳人口として観測されるまでの人口移動傾向を、本指標により把握し、2011年以降の傾向を確認した。その結果、東日本大震災後の2012年以降や、コロナ禍の出生が含まれる2022年以降に、移動傾向の変化が見られた。本指標は将来の0～4歳人口に本指標を適用し逆算することにより、将来の地域における出生数の推計を可能とする利用が期待される。例えば、子ども女性比によって算出された0～4歳人口について、出生後の人口移動を考慮した地域の出生数を算出することが可能である。本指標の地域別の傾向と時系列的な変化の把握により、今後は将来人口推計における本指標の適用を目指す。

(4) 研究全体を通じて、正のフレドホルム作用素の参照点法に基づく系譜展開と多地

域年齢構造人口モデルの両方が、人口増減の根本的な力学を世代系譜の観点から明らかにした。参照点法は連続状態モデルでの安定分布と繁殖価を厳密に求める手段を提供し、多世代の出生・移動・死亡過程の連鎖を数式的に解いた。一方、多地域モデルでは地域間移動と世代間の系譜ループの強度を指標化し、地方間の人口再生産構造を定量化した。これにより各県の自己再生産率や人口流動の寄与を評価でき、人口政策や地域振興策の基盤を提供した。これらの成果は2025年の学会等で報告され、理論の妥当性と応用可能性が議論された。今後は地域別人口予測や介護・労働政策への応用を進めるとともに、モデルに環境変動や行動変容を取り入れ、世代間の相互作用をより精緻に描写する必要がある。さらに他国への応用や国際比較も視野に入りたい。理論と実証を連携させる必要がある。

(5) 「変化比法」の推計結果について仮定別に比較すると、仮定値を変えた2025年を中心に、双葉郡における違いが目立った。2020→2025年の人口変化が、2015→2020年の変化と同等と仮定した「震災後仮定」では、双葉郡の総人口が2020年から2025年にかけて急増し、その後継続的に減少する。2020→2025年の人口変化が、2005→2010年の変化と同等と仮定した

「震災前仮定」では、双葉郡の総人口は増加せず、推計期間中、減少を続ける。両者の「中間仮定」では、2020年から2025年にかけて小幅に増加し、以降減少する。一方、「移動数配分法」では、双葉郡の総人口が2045年まで増加し続ける。「移動数配分法」による双葉郡の2050年の総人口は、「変化比法・震災後仮定」に近い数値となっているが、年齢構造が大きく異なり、移動数配分法で若年人口の割合が高い。なお、本推計は、元推計の「浜通り地域」の人口を与件としているため、双葉郡の変化は浜通

り内の他地域、特に、原発事故からの避難先となっていたいわき市と相馬市の変化で相殺される形となっている。

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（書籍を含む）

小池司朗（2025）「令和 5 年地域推計」からみた将来の地域別出生数『人口問題研究』第 81 巻第 4 号，pp.273-282.

小池司朗（2025）「都道府県別人口移動数の変化に関する人口学的分析—コロナ前後における非東京圏と東京圏間の移動を中心に—」『人口問題研究』第 81 巻第 4 号，pp.283-302.

小池司朗（2025）「人口分布の観点からみた人口減少のゆくえ」『医学のあゆみ』第 295 号第 3 巻、pp.262-264.

久井情在・貴志匡博・藤井多希子・菅桂太・小池司朗（2026）「福島県浜通り地域における市郡別将来人口推計の試み」『人口問題研究』第 82 巻第 1 号，pp.101-121.

吉田航（2026）「同型的な施策導入？ 日本企業におけるフレキシブル施策導入の規定要因」『日本労働研究雑誌』第 788 号，pp.118-131.

2. 学会発表

小池司朗「人口移動仮定の設定と課題」日本人口学会第 77 回大会「地域別将来人口推計の意義と課題」（福岡大学）（2025.6.8）

小池司朗「人口移動集計と地域別将来人口

推計の観点からみた令和 7 年国勢調査の展望」第 69 回経済統計学会（中央大学多摩キャンパス）（2025.9.12）

小池司朗「都道府県間人口移動変化の人口学的要因分析—日本人と外国人の比較を中心に—」日本地理学会 2025 年秋季学術大会（2025.9.20）

小池司朗「縮小社会の地域構想：人口減少と東京一極集中」2025 年度経済地理学会地域大会（北海道教育大学函館校）（2025.10.11）

小池司朗「過疎地域における将来人口見通しと旧市町村別人口分析」第 84 回日本公衆衛生学会総会 シンポジウム 34「へき地医療の新たな展望 ～へき地の現状と人口動態に基づく医療ニーズ分析から～」グランシップ（静岡県コンベンションアーツセンター）第 3 会場（会議ホール）、静岡県静岡市（2025.10.30）

大泉嶺「Evolution and population dynamics through stochastic processes」, The Tenth International Workshop on Biomathematics Modelling and Its Dynamical Analysis（神戸大学）（2025.4.26）

大泉嶺「Eigenvalue Problem of the Multi State Age Structured Population Model and the Population Structure of Japan」, ASMB JSMB2025（京都テルサ〔京都大学主催〕）（2025.7.11）

大泉嶺「積分投影人口モデルの固有構造」, 諸科学における統計思考（統計数理研究所）（2025.7.29）

大泉嶺「Fredholm Integral Equations and Eigenstructure: Genealogical Expansions via Non-Hilbert-Schmidt Solutions」, 東京確率論セミナー（東京大学大学院数理科学研究科 数理科学研究科棟 126 号室）（2025.10.20）

大泉嶺「積分方程式モデルから系譜過程へ

-異質性を持つ安定人口の数理論」,
Mathematics and Phenomena in
Miyazaki 2025 (MPM2025) (宮崎大学木
花キャンパス〔地域デザイン棟〕)
(2025.12.5)

大泉嶺「フレドホルム理論の発展的応用を
用いた人口動態理論」, 社会物理学とその
周辺 (明治大学中野キャンパス 6 階研究
セミナー室 3) (2025.12.9)

貴志匡博「出生後の人口移動が 0~4 歳人
口の変動に与える影響—指標の検討と市
町村単位の分析—」, 日本人口学会第 77
回大会 (福岡大学) (2025.6.8)

久井情在・貴志匡博・藤井多希子・菅桂太・
小池司朗「福島県浜通り地域における市
郡別将来人口推計の試み」, 日本人口学会
第 77 回大会 (福岡大学) (2025.6.8)

吉田航「日本企業におけるフレキシブル施
策導入の規定要因: 制度的同型化に着目
して」, 組織学会 2025 年度研究発表大会
(九州大学) (2025.6.22)

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
ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
「国勢調査における後置番号別人口－2020 年」

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

後置番号 4 人口は施設を含む調査区の人口であるが、2020 年国勢調査個票を用いて集計したところ、2020 年の総人口は 2010 年よりも 191 万人減ったが、後置番号 4 人口は 1,633,317 人から 2,064,414 人へと 43 万人の増加となっていた。後置番号 4 人口は女性で多く、高齢になるほどその割合が増加する。大都市圏で少ない傾向があるのはこれまでと同様である。

総人口の減少に応じ高齢者数の増加率は逡減しており、今後の介護施設の需要と実態がどのように変化するのか、今後公表される 2025 年国勢調査の結果とあわせ、引き続き分析を続ける必要がある。

A. 研究目的

国勢調査においては、一人の調査員が担当する区域として概ね 50 人程度の妥当な規模の調査区が設定されており、令和 2 年の国勢調査においては、1,064,664 調査区が設定された（羽淵 2022）。これらの調査区は、その地区の種類により 1 から 9 までの後置番号が付されている。国民生活基礎調査およびその後続調査である社会保障・人口問題基礎調査は、後置番号 1（一般）および 8（寮）の調査区を抽出しており、近年増加の傾向がある高齢者施設を含む後置番号 4 の地区が含まれていないことから、筆者はその補正を行うため、個票が利用可能な 1980 年から 2010 年の国勢調査の後置番号別人口について分析を行った（林 2017）。本稿は、それに続き、2020 年国勢調査の後置番号別人口を集計・分析することを目的とした。

B. 研究方法

本研究において、国勢調査個票利用申出を行い、提供を受けた個票を用いて集計・分析を行った。

（倫理面への配慮）

個票利用は、統計法を遵守し、適正に行った。

C. 研究結果

1. 後置番号別人口の推移（1980～2020 年）

後置番号別の人口を表 1 に示した。2020 年の総人口は 2010 年よりも 191 万人減ったが、一般調査区（後置番号 1.一般）ではさらに 217 万人減っているところ、施設調査区（後置番号 4.施設）は 1,633,317 人から 2,064,414 人へと 43 万人の増加となっている。

表 1 後置番号別人口（1980～2020 年）

後置番号	1980 年	1990 年	2000 年	2010 年	2020 年
1.一般	114,553,436	120,983,888	124,361,762	125,337,681	123,162,641
2.森林	551,542	480,894	400,315	331,294	272,850
3.工場	60,446	58,996	52,457	42,967	32,848
4.施設	822,145	1,037,175	1,281,471	1,633,317	2,064,414
5.刑務所	52,979	52,259	63,278	76,280	48,251
6.自衛隊	119,073	123,189	95,206	86,313	93,639
7.駐留軍	655	736	881	17	23
8.寮	899,690	873,778	670,256	549,416	471,410
9.水面	430	252	217	67	23
計	117,060,396	123,611,167	126,925,843	128,057,352	126,146,099

資料：国勢調査（個票）

後置番号 4 人口（施設人口）割合について、性・年齢別にみると（図 1）、合計で 1.6% のところ、女性は 2.1%と男性の 1.1%の 2 倍程度大きく、年齢別にみると 70 歳代から大きく上昇し、100 歳以上では 45%が後置番号 4 の調査区に居住している。女性の後置番号 4 割合が高いのは、超高齢者の女性割合が大きいことによるものと考えられる。

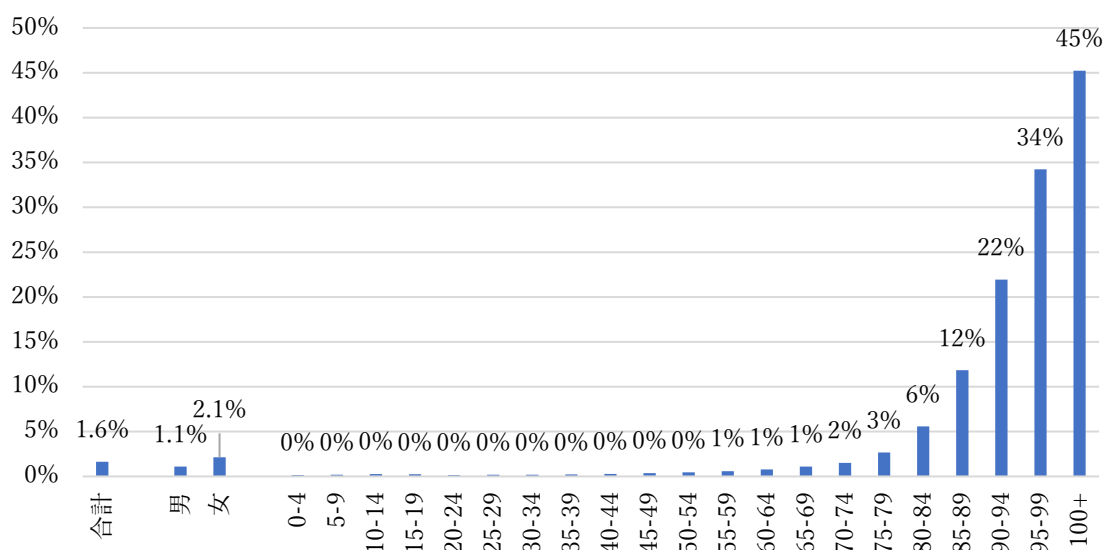


図 1 性・年齢別の後置番号 4 人口（施設人口）割合

都道府県別に後置番号 4 人口割合をみると（図 2）、東京圏（東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県）、宮城県で低く、近隣県に高齢者が施設入居のために移動している状況（林 2017）が現在も続いているのではないかと考えられる。しかしながら関西においては、滋賀県よりも大阪府、京都府の方が割合が高く、東京圏と同様の状況は認められない。広島県、沖縄県で割合が低い、この要因は別途検討を要する。

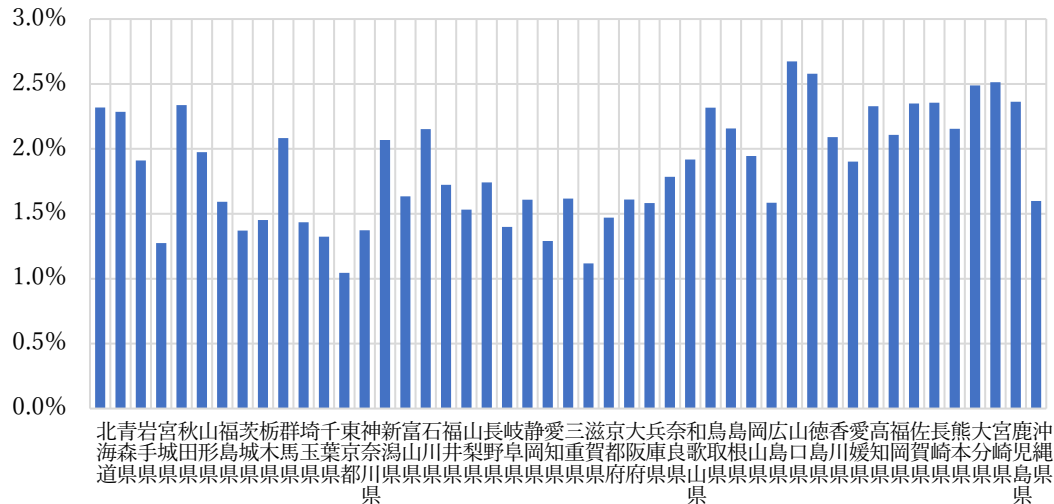


図 2 都道府県別の後置番号 4 人口（施設人口）割合

D. 考察

2020 年の国勢調査においても、後置番号 4 人口は増加の傾向にあった。しかしながら今後、高齢者も人口減少の方向にあり、介護施設に対する需要がどのように変化するのか、後置番号 4 人口、また国勢調査の公表統計として示される病院・施設人口とあわせ、検証する必要がある。

後置番号 4 人口の情報は、健康寿命の施設人口補正のために用いることを想定している。2016 年までの健康寿命の増加は、後置番号 4 人口で補正しても増加していたことが示されているが（林 2018）、それ以降、2019 年、2022 年の健康寿命が後置番号 4 人口の増減により影響をうけているのかどうか、今後確認する必要がある。

E. 結論

都道府県別年齢 5 歳階級別の後置番号別人口は別添エクセルファイルにとりまとめた。2020 年も後置番号 4 人口は増加しているが、総人口の減少に応じ高齢者の人口増加率は減速しており、今後の介護施設の需要と実態がどのように変化しているのか、今後公表される 2025 年国勢調査の結果とあわせ、引き続き分析を続ける。

F. 引用文献

羽瀨達志 (2022) 「国勢調査の地域区分と地理情報システム 「jSTAT MAP」による小地域集計の利用について」 独立行政法人統計センター.

https://www.nstac.go.jp/sys/files/24_06_01_3paper.pdf

林玲子 (2017) 「国勢調査における後置番号別人口」 Working Paper Series(J), No.15, 国立社会保障・人口問題研究所. <http://doi.org/10.50870/00000067>

林玲子 (2017) 「施設人口と高齢者の移動」 厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業) 「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究」 平成 28 年度 総括研究報告書、pp.105-123.

<https://mhlw->

[grants.niph.go.jp/system/files/2016/161011/201601004A_upload/201601004A0009.pdf](https://mhlw-grants.niph.go.jp/system/files/2016/161011/201601004A_upload/201601004A0009.pdf)

林玲子 (2018) 「施設人口を考慮した健康寿命の動向」 『人口問題研究』 第 74 巻第 2 号、pp.118-128. <https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/18740203.pdf>

G. 研究発表

1. 論文発表

林玲子 (2025) 「動態積上による日本人生年別人口の再構成と静態統計との比較—1944/45 年の死亡構造推計をふまえて—」 『人口問題研究』 第 81 巻第 2 号, 国立社会保障・人口問題研究所, pp.147-166.

Hayashi, Reiko (2025) *Demographic Change and Policy Responses: The Case of Japan*, Springer Briefs in Population Studies, Population Studies of Japan, Springer.

2. 学会発表

Hayashi, Reiko “Reconstruction of Death Structure of Japan in 1944 and 1945”, 30th International Population Conference (IPC2025), Poster Session P4, Brisbane Convention & Exhibition Centre, Brisbane Australia (2025.7.17)

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

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
②コロナ禍およびコロナ後を見据えた将来人口・世帯推計モデルの開発
「出生率変化と出生数変動：「日本の将来推計（令和5年推計）」条件付推計の応用」

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

将来の出生率が変化すると、将来の出生数も変化する。しかし、出生率の変化は、中長期的には将来の母親になる女性人口にも影響し、それを通じて出生数が影響を受けるため、出生率と出生数との関係は単純ではない。将来について、出生率の出生数への影響を定量的に把握するためには、将来人口推計の結果を活用することが有効である。

本研究は、この将来人口推計のしくみを使って、以下3つの点を明らかにした。(1)はじめに、将来出生数に対する人口構造の影響を明らかにした。具体的には、年齢別出生率を推計時点での実績値の値に固定した推計と、中位仮定にもとづく結果との比較を行った。(2)次に、出生率仮定の水準の違いが将来の出生数にどの程度のインパクトを与えるかを、令和5年推計の結果をもとに提示した（感応度分析）。(3)最後に、この結果を活用し、逆の視点に立ち、将来の特定年次の特定水準の出生数に対応する出生率仮定の水準を求める算定方法を示した。

(1)については今後の出生数減少のほとんどが年齢別人口の変化によって説明できることを示した。出生率の高位仮定であっても出生数は減少し、年齢別人口の変化の影響が極めて大きい。(2)仮定された出生率と推計される出生数の関係を線形または二次関数で示すことで、出生率の出生数への影響を連続的に把握することができた。(3)左記の関係式から、推計される出生数に達するために必要な出生率水準を解析的に求めることができた。2050年に50万人の出生が生まれるためには2070年に1.22の出生率となる仮定設定が必要であり、2060年に50万人の出生が生まれるためには2070年に1.37の水準が必要であるといった関係を示すことができた。

A. 研究目的

出生率を仮定し、人口推計を行うことで、将来の出生数の推計することができるが、出生率と出生数の関係は、一般には推計を実際に行うことでしか得られない。しかしより簡便に関係を求めるために、将来人口推計と条件付き推計の活用を検討した。

B. 研究方法

日本における公的推計として、国立社会保障・人口問題研究所は「日本の将来推計人口」を公表している。過去の人口動態の動向を中立的に将来に投影して仮定値を得たものが中位仮定とされ、出生率、死亡率、

日本人の入国超過率と外国人の入国超過数と入国超過率について投影した中位仮定を用いたものが中位推計となる。

また出生率の仮定について、初婚行動や夫婦の出生行動等が、少子化が進んだ途上の世代の水準に戻るとする高位仮定や、最新の世代までみられる変化が、今後の世代でもさらに進むことを仮定した低位仮定が設定され、それぞれ出生高位仮定による推計、出生低位仮定による推計結果が得られる。

こうした中位仮定値と高位仮定値との比率、中位仮定と低位仮定値との比率を使い、最終的な合計特殊出生率の水準を機械的に変え、中位推計に対する様々な水準の仮定値を設定し将来推計を行ったものが、条件付推計である。高位、中位、低位推計、および条件付推計を活用して、出生率と出生数との関係を求めた。

本研究では3つの関係を求めることを検討した。(1)はじめに、将来出生数に対する人口構造の影響を明らかにした。具体的には、年齢別出生率を推計時点での実績値の値に固定した推計と、中位仮定にもとづく結果との比較を行った。(2)次に、出生率仮定の水準の違いが将来の出生数にどの程度のインパクトを与えるかを、令和5年推計の結果をもとに提示した(感応度分析)。(3)最後に、この結果を活用し、逆の視点に立ち、将来の特定年次の特定水準の出生数に対応する出生率仮定の水準を求める算定方法を示した。

C. 研究成果

(1)については今後の出生数減少のほとんどが年齢別人口の変化によって説明できることがわかった。出生率の高位仮定であっても出生数は減少し、年齢別人口の変化の影響は極めて大きい。(2)仮定された出生率と推計される出生数の関係を線形または

二次関数で示すことで、出生率の出生数への影響を連続的に把握することができた。

(3)左記の関係式から、推計される出生数に達するために必要な出生率水準を解析的に求めることができた。2050年に50万人の出生が生まれるためには2070年に1.22の出生率となる仮定設定が必要であり、2060年に50万人の出生が生まれるためには2070年に1.37の水準が必要であるといった関係を示すことができた。

D. 結果の考察

今回出生率と出生数の関係のモデル化に使用したのは、1.00から2.20の範囲のデータであったが、現実には国レベルで1.0を下回る場合も出てきており、超低出生率の場合のシミュレーションも行い、改めてモデリングすることも重要であろう。

E. 結論

本研究では将来の出生率の変化がどのような出生数をもたらすのか、とくに長期になると仮定された出生率の水準が再生産年齢女性の人口を通じて出生数に影響を与えるメカニズムも含まれるため、コーホート要因法による将来人口推計の方法を用いて、その出生率と出生数の関係を定量的に示すことを試みた。本研究では「日本の将来推計人口(令和5年推計)」(国立社会保障・人口問題研究所)の出生中位(死亡中位)仮定による結果を用いた。

まず、今後の出生数の変化であるが、2020年の出生率を固定して推計を行った結果と中位の出生率仮定によって推計を行った結果を比較すると、2020年以降2070年までの減少分の95%が仮に出生率に変化がなくても人口の変化のみで説明できる減少であることがわかった。なお、今回出生率と出生数の関係のモデル化に使用したのは、1.00から2.20の範囲のデータであったが、

現実には国レベルで1.0を下回る場合も出てきており、超低出生率の場合のシミュレーションも行い、改めてモデリングすることも重要であろう。

年齢別出生率の水準が変わることで、出生数がどのように変わるかは、仮定値を機械的に変化させて将来人口推計を行うことで明らかにすることができる。特定年次の将来出生数を2070年の出生率仮定の関数とすると、2030年、2040年、2050年は線形モデル、2060年、2070年は二次関数モデルがあてはまった。逆に、特定年次に特定の出生数が実現される場合に想定される出生率の仮定値については、上記の出生数と出生率の関係式を、合計出生率について解析的に求めた。それによると、2050年に8,000万の出生数を実現する場合には、最終的な合計特殊出生率は1.78と想定され、2070年に5,000万の出生数を維持するためには、合計特殊出生率の仮定値の最終レベルは1.43と想定される。

出生率は将来の人口や年齢構造に影響を与え、そうした条件を介して出生数に影響するため、関係を単純にとらえることはできない。実際に条件を変えて人口推計を行うことで、そこから得られる関係を利用する方法を考案した。将来推人口推計の手法は、蓋然性の高い人口予測に利用するだけでなく、こうした人口規模や構造を介する出生率と出生数の関係など、変数間の複雑な関係をとらえるツールとしても有用であり、幅広い活用が期待できる。

G. 研究発表

1. 論文発表

岩澤美帆・余田翔平・石井太(2025)「拡張リー・カーター・モデルを適用した年齢別出生率の推計」『人口問題研究』,第81巻第3号, pp. 197-220.

石井太・別府志海・菅桂太・岩澤美帆(2025)「月別に拡張した「日本版死亡データベース」による死亡率の期待値と実績値の乖離分析」『人口問題研究所』第81巻第3号, pp. 221-241.

岩澤美帆(2025)「加速する出生減のメカニズムと少子化のゆくえ」『統計』11月号, pp. 4-12. (査読無し)

岩澤美帆(2026)「日本の人口」林玲子監修・国立社会保障・人口問題研究所編著『人口と社会—データで読み解く世界と日本』日経印刷, pp. 23-40.

2. 学会発表

岩澤美帆・別府志海(2025)「2020年以降の死亡数の変動と関連事象」日本人口学会第77回大会(福岡大学(福岡市))(2025.6.8).

石井太・別府志海・菅桂太・岩澤美帆(2025)「新型コロナウイルス感染症拡大以降における死亡率の期待値と実績値の乖離分析」日本人口学会第77回大会(福岡大学(福岡市))(2025.6.8).

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

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
「出生の意欲及び出生行動の変化に関する分析と政策的対応の考察」

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

これまでの研究期間に行ったコロナ禍における出生行動に関する文献サーベイ、出生意欲が低い未婚者の特徴に関する探索的分析から、出生意欲は多面的な要因に影響を受けていることがわかった。本年度は、現実の出生力と出生意欲の乖離について、その解消に向けた政策に関する考察を行った。さらに、コロナ禍と出生行動の関連のサーベイ、未婚者の出生意欲低下の分析で、経済的不利が出生行動に負の影響を及ぼす点が要因の一つとして見出されたが、1990年代半ば～2000年代半ばの雇用環境が悪化した時期に就職せざるを得ず、不利な条件を負わされた就職氷河期世代に注目し、その世代の出生行動について個票データを用いた分析を行った。

就職氷河期世代の出生行動を分析すると、婚前妊娠結婚や少子化対策の影響が少なかった就職氷河期前期世代に比べ、婚前妊娠結婚が増え、特に非大卒グループでそれが多かった就職氷河期後期世代では、結婚した女性の平均出生子ども数が多い傾向が見られた。さらに非婚前妊娠結婚グループの大卒以上の女性では、両立支援を中心とした少子化対策の拡充の中で出生子ども数の回復が見られるなど、政策による出生力への効果も示唆された。経済的に不利な状況の人々が多い世代でも、そのほかの要因によってその中のサブグループの出生力の動向は一樣ではなく、さまざまな影響を受けているであろうことがわかる。

就職氷河期世代においても、希望する子ども数は達成できずに出生力ギャップが生じているが、この解消のためには、単なる子育て支援の枠組みを超え、若者が将来の不確実性を感じることなく、安心して暮らせる社会を構築するという、労働市場改革や社会保障制度を含む広い視点からの取り組みが求められる。2024年度から始まったこども基本法のもとでのこども政策は、子ども・若者・子育て当事者を視野において若年世代の権利の尊重や将来展望の確保を目指しており、この方向性に合致しているといえる。

なお、本研究の成果のうち、就職氷河期世代に関する分析は、「就職氷河期世代の出生力―出生・卒業年コーホートと婚前妊娠の状況、少子化対策の展開に着目して―」（南拓磨、守泉理恵、岩澤美帆）と題した論文にまとめ、令和7年度報告書に収録されている。

A. 研究目的

これまでの研究期間に行ったコロナ禍に関連する出生行動に関する文献サーベイ、出生意欲が低い未婚者の特徴に関する探索的分析から、出生意欲は多面的な要因に影響を受けていることがわかった。日本において出生意欲は長期的に減退しており、近年は低下に加速がみられるが、いまだ出生力を上回る水準にはある。本年度は、現実の出生力と出生意欲の乖離について、その解消に向けた政策に関する考察を行った。

さらに、コロナ禍と出生行動の関連のサーベイと未婚者の出生意欲低下の分析で、経済的不利が出生行動に負の影響を及ぼす点が数ある要因の一つとして見出されたが、1990年代半ば～2000年代半ばの雇用環境が悪化した時期に就職せざるを得ず、不利な条件を負わされた就職氷河期世代に注目し、その世代の出生に影響した要因を検討するため、個票データを用いた分析を行った。1970年代および1980年代に生まれた世代は、1) 就職氷河期による経済的状況の悪化、2) 性行動規範の変化による婚前妊娠結婚の増大、3) 政府の子育て支援策の拡充という3つの要因の影響を受けているため、これらが当該世代の出生力の変動に対してどのように機能したかをさまざまな角度から分析し、状況を描画した。就職氷河期世代の分析については、南拓磨(研究協力者)、岩澤美帆(研究分担者)とともに、「就職氷河期世代の出生力—出生・卒業年コーホートと婚前妊娠の状況、少子化対策の展開に着目して—」と題して報告書論文を取りまとめた。

B. 研究方法

政策対応の考察に関しては、これまでの少子化対策の展開を把握するため、インターネット上の政策資料を中心に収集し、これまで策定されてきた政策群の内容を整

理・理解するとともに、年表の作成を行った(この成果の一部は氷河期世代分析の論文に用いた)。その上で、現状の政策を踏まえて、出生意欲の減退に対応する政策を含めた今後の政策の方向性や課題を考察した。

就職氷河期世代の分析は、国立社会保障・人口問題研究所が実施した第12回(2002年)～第16回(2021年)出生動向基本調査の個票データを用い、未婚女性および初婚女性の35歳時点平均出生子ども数を出生コーホート別に集計した。これを、就職氷河期世代等を厳密に識別できる卒業年による世代(均等法以前世代、バブル世代、氷河期前期世代、氷河期後期世代)と、第1子が婚前妊娠結婚かどうかの分類で比較した。さらに、両立支援策の影響には学歴により違いがあると考え、大卒以上と短大・専門卒以下の学歴別に比較した。また、婚前妊娠結婚が、妊娠意図や出生力にどのように影響しているのかについても集計した。最後に、就職氷河期世代がどのような少子化対策を受けてきたのかについて、生まれ年別に、その世代が25歳になった時点における少子化対策施策の実施状況をまとめ、政策拡充が就職氷河期世代の出生力に与えた影響を考察した。

C. 研究成果

日本における30年間の少子化対策の展開については、次の4点が整理された。①日本社会における性別役割分業を基盤とした働き方や職場風土、家庭運営のあり方が出生力低下の主要な要因として認識され、仕事と家庭の両立支援とその車の両輪となる保育サービスの拡充、男性の家庭進出の促進をねらった政策がこれまで常に中心的政策として進展してきたこと、②2000年代に入ると少子化対策のバックボーンとなる少子化社会対策基本法や次世代育成支援対策推進法が整備され、基本法に基づく少子

化社会対策大綱の策定や推進法に基づく行動計画策定により、若者の経済的自立支援（結婚支援の意味合いを含む）、子育て支援分野の拡大、企業を巻き込んだ両立支援の拡大が進んだこと、③2010年代以降は、人口減少社会への突入に伴い、財政投入の大幅な拡大と経済的支援や保育サービスの拡充が行われたこと、④2020年代にはこども関係の施策を統括するこども家庭庁が創設され、こども・若者・子育て当事者を対象としたこども政策に少子化対策が発展的統合されて進められていることが見出された。

就職氷河期（1994～2004年を主とした時期）の出生力については、期間指標で確認すると低下を続けているが、就職氷河期世代の cohorts 指標で確認すると、途中で下げ止まって上昇していくような推移となっている。一方、同時期には性行動規範の変化によって婚前妊娠結婚が増大しており、政府の少子化対策も拡充されていった時期であるなど、出生力に対するプラスの効果をもつ環境変化も認められる。

卒業年 cohorts 別、出生 cohorts 別、学歴別、婚前妊娠結婚の有無別に初婚女性の平均出生子ども数を計算し比較した結果、就職氷河期前期世代（1993～98年卒業世代、1973～77年生まれ）と後期世代（1999～2004年卒業世代、1978～82年生まれ）では状況が異なり、前期世代で平均出生子ども数が最も低くなった一方、後期世代では増加し、回復する傾向が確認された。学歴別に見ると、短大・専門卒以下では婚前妊娠結婚であったグループの出生力の高さが全体の出生力を底支えしていた。一方、大卒以上では、非婚前妊娠結婚のグループにおいて1970～74年生まれから1980～84年生まれの cohorts にかけて出生力が上昇しており、この時期に実施されていた少子化対策の拡充の効果が示唆された。また、婚前妊娠結婚の有無別に妊娠意図構

成を確認すると、婚前妊娠結婚ではない女性の妊娠意図は、卒業年 cohorts が新しくなるほど「意図した妊娠（早く子どもがほしかった）」の割合が高まっていた。さらに妊娠意図別に平均出生子ども数を確認すると、「意図した妊娠」のグループは、他の妊娠意図を持ったグループに比べて35歳時点の平均出生子ども数が少なかった。最後に、少子化対策の拡充状況と卒業年 cohorts の対応を確認すると、出生力が上昇した就職氷河期後期世代は、子ども・子育て応援プラン（第1次大綱）、次世代育成支援対策推進法に基づく行動計画、仕事と生活の調和憲章、若者の経済的自立支援など労働分野での活発な政策的取り組みが行われていった時期に家族形成期を迎えていることが確認された。

D. 結果の考察

出生意欲と出生力の乖離をなくすためには、これまで行われてきた少子化対策をふまえた上で、さらに若年層の雇用や所得の安定、仕事と家庭の両立支援という生活基盤の安定化政策の拡充や、晩婚化・晩産化の定着に伴う不妊問題への対処の強化（不妊治療への経済的支援だけでなく、若い時期でも子どもを持てる就業環境の整備や、性と生殖の健康に対する知識の強化などを含む）を行うこと、さらに、ライフデザイン支援や乳幼児とのふれ合い体験学習、包括的性教育への取り組みなど、リアルの体験と学習機会を組み合わせた教育の観点からのアプローチも検討していくことが重要であると考えられる。

就職氷河期世代の出生力については、初婚女性について卒業年 cohorts ごとに平均出生子ども数の推移を確認すると、就職氷河期前期世代で最も少なく、後期世代では回復傾向にあり、これは一見、就職期の経済状況から予見される出生力低下とは矛

盾する。しかし、後期世代では婚前妊娠結婚が増加しており、婚前妊娠結婚をしたグループの出生力は非婚前妊娠結婚グループの女性より高いことから、これがその要因の一つであることが示唆される。また、後期世代が本格的に家族形成期に入ったのは2000年代以降であり、この時期は労働政策を中心に少子化対策が拡充され、2010年代には児童手当をはじめとする経済的支援も増加していった時期であるため、子育て期にその支援となる政策の恩恵を受けた世代であるとみられる。両立支援を中心とした雇用・労働政策の拡充は、規模の大きな企業に就職しやすい高学歴者ほど早い時期から恩恵を受けるが、1970年代以降の出生コーホートで大卒以上における非婚前妊娠結婚グループの平均出生子ども数の増加傾向がみられており、政策が出生力にプラスの影響を与えた可能性が示唆される。

E. 結論

本研究を通じて、1970年代から1980年代にかけての世代の出生力について、就職氷河期世代に注目した出生行動の観察を通じて、経済的状況、婚前妊娠、少子化対策の3つがどのように出生力に影響を与えていたのか、その状況を描画することができた。就職時期に経済状況が悪く、雇用環境が悪い中で社会に出ざるを得なかった就職氷河期世代を分析すると、婚前妊娠結婚や少子化対策の影響が少なかった就職氷河期前期世代に比べ、婚前妊娠結婚が増え、特に非大卒グループでそれが多かった就職氷河期後期世代では、結婚した女性の平均出生子ども数が多い傾向が見られた。さらに後期世代の非婚前妊娠結婚グループの大卒以上の女性では、両立支援を中心とした少子化対策の拡充の中で出生子ども数の回復が見られるなど、政策による出生力への効果も示唆された。経済的に不利な状況の

人々が多い世代でも、そのほかの要因によってその中のサブグループにおける出生力の動向は一樣ではなく、さまざまな影響を受けているであろうことがわかる。特に少子化対策のプラスの効果がどこで生じているかを見出すことは重要である。

就職氷河期世代においても、希望する子ども数は達成できずに出生力ギャップが生じているが、この解消のためには、単なる子育て支援の枠組みを超え、若者が将来の不確実性を感じることなく、安心して暮らせる社会を構築するという、労働市場改革や社会保障制度を含む広い視点からの取り組みが求められる。2024年度から始まったこども基本法のもとでのこども政策は、子ども・若者・子育て当事者を視野において若年世代の権利の尊重や将来展望の確保を目指しており、この方向性に合致しているといえる。

就職氷河期世代の分析については、今回の研究枠組みを用いて、世代区分だけでなく、直接的に影響を及ぼしたと考えられる就業状況についても、今後分析をしていく予定である。また、今回の分析では女性側の学歴とそれに紐付いた卒業年コーホートで分析を行っているため、夫側、男性側も含めた分析についても分析を行っていくことで、1970年代から1980年代にかけての出生力変動の状況をより精緻に分析していくことも今後の課題としたい。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし(2026年度中に日本人口学会において研究成果を発表予定)

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

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
「死亡の市区町村較差に人口の配偶関係構造が及ぼす影響」

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

本稿にはおもに 2 つの課題がある。第一に、「地域人口推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2024）における将来の生残率仮定値（市区町村別、男女・年齢 5 歳階級別生残率）の設定を念頭に、「市区町村別生命表」（厚生労働省）の平均寿命でみた死亡較差の地理的なパターンが大局的・局所的に概ね安定して時系列推移してきたことを示す。そのうえで、第二の課題として死亡の配偶関係較差に着目し、地域差の要因として地域人口の配偶関係構造が重要な説明力を有することを明らかにしようとするものである。

分析の結果、人口の配偶関係構造の地域差は、2019～2021 年の市区町村単位の平均寿命で見た死亡の地域差の約 3 分の 1 を説明する主要な要因であることをあきらかにした。人口の配偶関係構造を手がかりに、市区町村やさらにミクロな町長字等の小地域の死亡の実態を解明することはますます重要な課題になっている。

詳しくは別添えの論文「死亡の市区町村較差に人口の配偶関係構造が及ぼす影響」を参照されたい。

A. 研究目的

本稿にはおもに 2 つの課題がある。第一に、「地域人口推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2024）における将来の生残率仮定値（市区町村別、男女・年齢 5 歳階級別生残率）の設定を念頭に、「市区町村別生命表」（厚生労働省）の平均寿命でみた死亡較差の地理的なパターンが大局的・局所的に概ね安定して時系列推移してきたことを示す。そのうえで、第二の課題として死亡の配偶関係較差に着目し、地域差の要因として地域人口の配偶関係構造が重要な説明力を有することを明らかにしようとするものである。

B. 研究方法

第一の課題については、2000 年 10 月～2005 年 9 月から 2015 年 10 月～2020 年 9 月の男女・市区町村別平均寿命のホットスポット分析を実施して、全国的な（大域的な）死亡の地域較差と各都道府県内における個別の（局所的な）市区町村の平均寿命が長寿であるのか短命であるのかに関する統計的な有意性とその時系列の安定性を検討した。とくに、死亡の地域差の大域的なパターンだけでなく、局所的なパターンも視覚的に捉えるため、東京都心部及び大阪都心部に着目した地図を作成して詳しく観察した。

第二の課題については、まずホットスポット分析の結果、市区町村別平均寿命が長寿/短命ないくつかの市区町村の配偶関

係別人口ピラミッドを観察した。そのうえで、2019～2021年平均寿命への年齢別配偶関係割合の地域差の寄与を分解した。そのため、全国の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定する間接標準化の手法を援用して、地域人口の配偶関係構造のみで変化する標準化平均寿命や、ポワソン回帰モデルを援用して人口の配偶関係構造と当該地域の全般的な死亡水準の影響を考慮素売の標準化平均寿命を推定した。2019～2020年の配偶関係総数の男女・年齢別死亡率に基づく実績の市区町村別平均寿命と、これら標準化平均寿命の関係についてパス解析を実施した。

C. 研究成果

平均寿命の地域差を、①人口の配偶関係構造の地域差の寄与、②当該地域の全般的な死亡水準の寄与、③配偶関係別死亡率の年齢パターンの地域差の寄与（配偶関係別死亡率の年齢パターンが全国と異なることの寄与）の3つにわけてみると、男女とも約3分の1が①の人口の配偶関係の地域差の寄与、約3分の1が②の全般的な死亡水準の地域差の寄与、約3分の1は以上の回帰分析では説明されない③の配偶関係別死亡率の年齢パターンの地域差の寄与と考えられることがわかった。

D. 結果の考察

2019～2021年という限定的な期間ではあるものの、人口の配偶関係構造の地域差は、市区町村単位の平均寿命で見た死亡の地域差の約3分の1を説明する主要な要因であることをあきらかにした。これは、地域人口の配偶関係構造が、地域死亡研究にとって重要な出発点であることを示唆する。市区町村を単位とする死亡状況の把握は、社人研・地域推計に必要、かつ、それ自体に需要がある。また、JMDの方法論で市

区町村単位の生命表を作成することができれば1月1日人口とリスク対応延べ人年を得ることができるため、毎年市区町村別TFR推移等の算出が可能になる。これらを通じて、死亡研究のみならず出生等の地域人口研究を躍進させる。さらに、配偶関係構造は最近のコーホート間の変化が急速であり、社会の有り様を劇的に変える可能性があるものである。地域人口研究一般の躍進につながる重要な課題である。

E. 結論

本研究の実施により、地域人口の配偶関係構造は市区町村単位で見た平均寿命の地域差の約3分の1を占める重要な要因であり、地域死亡研究にとって重要な出発点であることがわかった。D欄において考察した通り、地域死亡研究において急速に変化する配偶関係構造を取り入れることは、地域人口研究一般の躍進につながる重要な課題であることがわかったことになる。人口の配偶関係構造を手がかりに、市区町村やさらにミクロな町長字等の小地域の死亡の実態を解明することはますます重要な課題になっている。

G. 研究発表

1. 論文発表

菅桂太・小池司朗・鎌田謙治「2000年代以後の全国と三大都市圏の別にみた月別人口動態の趨勢」『人口問題研究』第82巻第1号、pp.77-100.

菅桂太・小池司朗・藤井多希子・石井太「令和5年地域推計」からみた将来の地域別死亡数」『人口問題研究』第82巻第1号、pp.55-76.

菅桂太「変わる世帯の構造」林玲子監修、国立社会保障・人口問題研究所編著『人口と社会 データで読み解く世界と日本』

pp.173-188.

菅桂太「世帯動態調査からみた人口高齢化のなかでの世帯変動」『社会保障研究』第10巻第4号、pp.490-493.

2. 学会発表

Keita SUGA and Sungho CHO, "Marriage Squeezes in Korean and Japanese Regions," 2025 Annual Meeting of Population Association of America, Washington D. C.: Marriott Marquis. (2025.4.12)

菅桂太「死亡仮定の設定と課題」日本人口学会第77回大会企画セッション2「地域別将来人口推計の意義と課題」, 福岡大学. (2025/6/8)

菅桂太・小池司朗・藤井多希子・石井太「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」日本人口学会 2025 年度第 1 回東日本部会、宮城大学サテライトキャンパス. (2025/9/19)

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

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
「外国人の国際移動および国内移動が地域人口変動に与える影響」

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、日本における外国人の人口移動が地域人口の動向に与える影響について、その経時的変化と地理的差異に関する分析を行った。分析にあたっては、コロナ前・コロナ期・コロナ後（回復期）の各時期について、都道府県および市区町村単位の人口変動に対する日本人と外国人の人口動態の影響を推定した。人口移動については、国際移動と国内移動の影響に分解した分析を行った。

分析の結果、コロナ前と比較して、外国人の国際移動が地域人口に与える影響は、コロナ後には8割以上の市区町村で拡大していることが明らかとなった。特に東京都においては、外国人の国際移動による転入超過が、日本人の国内移動による転入超過と同程度の規模に達しており、東京都の人口増加を維持する大きな要因の一つとなっていることが明らかとなった。一方、外国人の国内移動については地域差が比較的大きく、東京圏や北関東では転入超過が顕著であるのに対し、宮城、広島、岡山、福岡など地方都市圏の中核県では、転出超過の影響が相対的に大きいという特徴が確認された。

以上の結果から、近年の外国人人口の増加は国内人口移動の動向にも影響を及ぼしており、その影響は地域差を伴いながら、多くの地域で新たな人口変動要因として顕在化しつつあることが示された。

A. 研究目的

国際人口移動および外国人人口の動向が日本の人口動態に与える影響が拡大する一方で、外国人の人口移動が地域人口の変動に与える影響については、十分に検証されていない。本研究は、外国人の国際移動および国内移動が地域人口の動向に与える影響について、その経時的変化と地理的差異に関する分析を行った。

B. 研究方法

分析の対象とする期間は2018年1月から2024年12月までの7年間であり、このう

ち2018年1月から2019年12月までの2年間を「コロナ前」、2020年1月から2021年12月を「コロナ期」、2022年1月から2024年12月を「コロナ後（回復期）」とする。各期間について、都道府県および市区町村単位の人口変動に対する日本人と外国人の人口動態の影響を推定し、人口移動については国際移動と国内移動の影響に分解する手法を用いた。分析に際しては、「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」、「出入国管理統計」による各年データを用いた。

C. 研究成果

コロナ前と比較して、外国人の国際移動が地域人口に与える影響は、コロナ後には8割以上の市区町村で拡大していることが明らかとなった。特に東京都においては、外国人の国際移動による転入超過が、日本人の国内移動による転入超過と同程度の規模に達していることが確認された。一方で、外国人の国内移動については地域差が比較的大きく、東京圏や北関東では転入超過が顕著であるのに対し、宮城県、広島県、岡山県、福岡県といった各地方都市圏の中心的な県で転出超過の影響が比較的大きいという特徴が確認された。

D. 結果の考察

日本国内の大半の地域では、高齢化の進展に伴う自然減の拡大により人口減少が加速しており、地域人口変動に占める人口移動の寄与は相対的に低下している。一方、コロナ禍後の国際移動の回復を背景として、外国人の人口動態の影響が一層拡大している。外国人の国内人口移動の動向およびその影響の地域差については、雇用機会の地域的偏在に加えて、日本国内での定住志向の強い外国人割合の増加など、各地域に居住する外国人の特性が反映されている可能性がある。

E. 結論

近年の外国人人口の増加は、国内人口移動の動向にも影響を及ぼしており、その影響の地域差を伴いながら、多くの地域で人口変動要因として顕在化しつつある。今後の地域別の人口動向を見通すうえでも、新たな変動要因としての外国人の国内人口移動の影響を考慮する重要性が高まっている。

G. 研究発表

1. 論文発表

- ・中川雅貴「国内人口移動」国立社会保障・人口問題研究所（編）『人口と社会:データで読み解く世界と日本』日経印刷, pp.117-136. (2026年3月)

2. 学会発表

- ・中川雅貴・小池司朗「コロナ禍における人口移動の変化とその要因 —「第9回人口移動調査」の結果による分析—」日本人口学会 第78回大会（福岡大学）(2025.6.7)
- ・NAKAGAWA Masataka, KOIKE Shiro, FUJII Takiko “Geographical Distributions, Internal Migration and the Impacts on Local Population Dynamics of Foreign Population in Japan: Pre- and Post-Pandemic Patterns”, 30th International Population Conference（オーストラリア・ブリスベン）(2025.7.14)

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

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
「外国人受入れの拡大が長期的な将来人口変動を通じて公的年金財政に与える影響に関
する人口学的研究及び出生順位別出生を組み合わせた配偶関係別多相生命表を用いた新
型コロナ感染症拡大による出生縮減効果推計」

研究分担者 石井 太 慶應義塾大学

研究要旨

わが国ではこれまで、外国人人口受入れに関しては比較的保守的な政策を採ってきたことから、これらの問題の解決策としての外国人人口受入れに関する本格的な定量分析が十分に行われてきたとは言い難い状況にある。本研究は、先行研究ではこれまで行われていない、直近の令和 6 年公的年金財政検証ベースでの評価を行うことを目的とする。また、結婚の多相生命表に出生順位を組み合わせた多相生命表を作成し、これを利用して、新型コロナウイルス感染症拡大が出生率の縮減に与えた影響評価を行うことを目的とする。

外国人労働者受入れの問題は人口問題でもあって、長期的な視点に立つて考えることが求められる。特に、外国人受入れに関する公的年金への影響評価にあたっては、本研究で考察を行ったような長期的かつ定量的な評価を行うことが 具体的な施策の議論にとって極めて重要である。また、本研究で行った、結婚状態と出生順位を考慮した多相生命表による日本の出生行動のモデリングは、新型コロナウイルス感染症拡大が出生率の縮減に与えた影響評価への応用などが可能であることが明らかとなった。

A. 研究目的

①年金財政シミュレーション

わが国は現在、先進諸国の中でも極めて低い出生水準となっており、また、このような低水準 出生率の継続が見込まれることから、今後、恒常的な人口減少過程を経験するものと見られている。さらにこれに加え、平均寿命は国際的にトップクラスの水準を保ちつつ、なお延伸が継続しており、少子化と長寿化が相俟って、他の先進諸国でも類を見ないほど急速に人口の高齢化が進行するものと見られている。

わが国ではこれまで、外国人人口受入れ

に関しては比較的保守的な政策を採ってきたことから、これら少子・高齢化がもたらす問題の解決策としての外国人人口受入れに関する本格的な定量分析が十分に行われてきたとは言い難い状況にある。このような中、筆者らは外国人受入れが年金財政に与える影響に関するシミュレーションを研究してきたが、本研究は、先行研究ではこれまで行われていない、直近の令和 6 年公的年金財政検証ベースでの評価を行うことを目的とする。

②多相生命表

新型コロナウイルス感染症は、その拡大時におけ

るいわゆるコロナ禍の時期において、わが国の結婚や出生を縮減する期間効果をもたらした。出生は出生順位ごとに連鎖的に起きるため、ある出生順位の出生縮減は、それ以降の高次の出生順位の縮減をもたらす。また、わが国では婚外出生の割合が他の先進諸国と比べて低く、出生が婚姻の中で発生する確率が高いことから、初婚の減少は第1子出生を減少させ、それがさらに高次の出生順位の出生を減少させることとなる。

そこで、本研究では、結婚の多相生命表に出生順位を組み合わせた多相生命表を作成し、これを利用して、新型コロナウイルス感染症拡大が出生率の縮減に与えた影響評価を行うことを目的とする。

B. 研究方法

①年金財政シミュレーション

本研究で評価を行うシステムは、将来の人口シミュレーションを行う「人口ブロック」と、年金制度への評価を行う「年金ブロック」から構成される。

人口ブロックでは、政策的に受け入れる外国人労働者数を2025年以降、2040年まで毎年13.6万人(タイプ1)と33.6万人(タイプ2)の2タイプとし、これらの政策的な外国人労働者受け入れのみを対象としたケースAとともに、受入れ外国人の家族帯同・形成及び出生行動による第2世代以降の誕生を考慮に入れたシミュレーション(ケースB)による外国人人口の長期シミュレーションを実行する。

一方、年金ブロックでは、人口ブロックで推計された人口に基づき給付費推計を行い、全体の収支計算を実行する。

②多相生命表

本研究では配偶関係と出生児数を組み合わせた状態を考える。具体的には、配偶関係は未婚、有配偶、死別、離別の4状態とし、また、有配偶、死別、離別については

出生児数を0, 1, 2, 3, 4以上の5状態に分けるとともに、未婚者は出生児数を0とし、さらに死亡を合わせた17状態を考えることとする。そして、これらの状態間の遷移確率を、結婚の多相生命表の遷移確率と「日本の将来推計人口(令和5年推計)」の出生順位別年齢別出生率推計結果を用いて推計し、多相生命表を構築する。

C. 研究成果

①年金財政シミュレーション

本研究において基本ケースとした令和6年財政検証の「過去30年投影ケース」においては、厚生年金の標準的な所得代替率は最終的に50.4%となる。その内訳は比例24.9%、基礎25.5%であり、マクロ経済スライドによる給付水準調整の終了年度は、比例2026年度に対し、基礎2057年度となっている。

一方、ケースAでの所得代替率は、タイプ1で53.8%と基本ケースに比べて3.4%ポイントの上昇、タイプ2で57.5%と7.1%ポイントの上昇となっている。報酬比例部分についてはタイプ1,2とも調整がないことから、上昇はほぼ基礎年金部分によるものとなっており、調整終了年度はタイプ1が2049年度、タイプ2が2043年度となる。

これに対し、ケースBでの所得代替率は、タイプ1で56.8%と基本ケースに比べて6.5%ポイントの上昇、タイプ2で61.2%と10.8%ポイントの上昇となっている。調整終了年度は、タイプ1で2043年度であるが、タイプ2では基礎年金についても調整がなくなっている。

②多相生命表

構築された多相生命表に基づいて推計された1965, 1980, 1995, 2005年出生コーホートの l_x を観察すると、年少のコーホートになるにつれて49歳時点での未婚割合は上昇し、既婚0子割合は、1995, 2005年

出生はそれより年長に比べて大きく上昇する。この結果として、子どもがいない未婚と既婚 0 子の割合は、1965 年出生では全体の 4 分の 1 未満であるのに対して、2005 年出生では全体の 3 分の 1 まで増加している。一方、2 子の割合は 1965 年出生では約 4 割であったのに対して、1995、2005 年出生はそれより減少しており、2005 年出生では約 3 分の 1 程度となっている。

D. 結果の考察

①年金財政シミュレーション

外国人受入れを拡大した場合、基礎年金部分の所得代替率の上昇が見込まれるが、報酬比例部分の調整がないことから、厚生年金の収支計算上、積立比率が限りなく上昇していく見通しとなり、さらにケース B のタイプ 2 では基礎年金部分の調整もないため、国民年金の収支計算でも積立比率が限りなく上昇していく見通しとなるため、財政影響の全体像を示したことになっていない。そこで、マクロ経済スライドによる給付調整を行う前の厚生年金の賦課保険料率の見通しを観察すると、老年従属人口指数との類似性が見られ、外国人受入れの拡大は、短期的には 賦課保険料率を低下させる効果があるものの、外国人の出生行動による第 2 世代以降の誕生がない場合、長期的には基本ケースとの乖離は消滅し、財政影響はなくなっていく一方、第 2 世代以降の誕生を仮定した場合には、将来にわたって、基本ケースよりも低い賦課保険料率が保たれ、厚生年金にプラスの財政影響をもたらすことが明らかとなった。

②多相生命表

縮減前後の出生順別出生率を観察すると、2019～2023 年に対応する年齢で新型コロナウイルス感染症拡大による縮減効果が大きく出ていることがわかる。特に、第 1 子

の減少は第 2 子以降の減少を引き起こすことや、逆に、初婚数の減少によってリスク対応生存延べ年数が増加し、それ以降の年齢での初婚数が増加するなど、直接的な影響のみならず、間接的にも大きな影響が出ていることが観察される。

また、縮減前後のコホート合計出生率を観察すると、1970 年以降生まれのコホートで縮減効果が観察され、1995 年生まれコホートでは 93.7%と最も大きくなっていることが明らかとなった。

E. 結論

①年金財政シミュレーション

外国人労働者受入れに関する議論は、当面の労働力不足を補うだけの短期的視点で行われることがあるが、本研究による老年従属人口指数と賦課保険料率の相似関係に見られたように、公的年金への財政影響は長期的な人口動向の変化に大きく影響を受ける。すなわち、受け入れた外国人は将来、高齢化して年金受給者に回る一方、家族呼び寄せや出生行動等は新たな年金の支え手を生み出す原動力ともなる。このように、外国人労働者受入れの問題は人口問題でもあって、長期的な視点に立って考えることが求められる。特に、外国人受入れに関する公的年金への影響評価にあたっては、本研究で考察を行ったような長期的かつ定量的な評価を行うことが具体的な施策の議論にとって極めて重要である。

②多相生命表

本研究で行った、結婚状態と出生順位を考慮した多相生命表による日本の出生行動のモデリングは、新型コロナウイルス感染症拡大が出生率の縮減に与えた影響評価への応用などが可能であることが明らかとなった。

ただし、本研究では状態間の遷移に関し

て一定の制約を置いており、実際には死別・離別状態においても出生が発生することや、配偶状態間遷移確率に出生順位による格差が存在することから、このような点を精査していくことが今後の課題である。

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

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究：
「新型コロナ禍での家族介護負担の変化－国民生活基礎調査の分析結果から－」

研究分担者 小島克久 城西国際大学

研究要旨

本研究では、厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データ（2016 年、2019 年、2022 年）を用いた、家族介護負担の状況、特に新型コロナ前後での家族介護負担が重くなった要介護高齢者、家族介護者の属性を明らかにすることを目的とした分析を、順序ロジットモデルを用いて行った。

その結果、2016 年、2019 年、2022 年の 3 時点で見た同居家族介護者が担う介護場面の増加、つまり介護負担の増加には、要介護高齢者の要因、同居家族介護者の要因がある。時系列での変化では、介護負担とこれらの要因の関係が、(A)あまり変化しない、(B)一貫して弱くなる。(C)新型コロナの前後で弱くなった、(D)新型コロナの前後で強くなった、がある。(A)に該当するのは同居家族介護者の年齢である。(B)に該当するのは、同居家族介護者の仕事の有無である。(C)に該当するのは、要介護度、要介護高齢者の健康意識がある。そして、(D)に該当するのは、要介護者の年齢、要介護の理由が脳血管疾患である場合、要介護高齢者のこころの状態、同居家族介護者の女性である場合、同居家族介護者のこころの状態である。

(A)は新型コロナの影響としては特に現れにくかった要因と考えられる。

(B)と(C)は介護負担を左右する要因としては説明力が弱くなっているといえる。しかし見方を変えると、介護する家族の仕事の有無や仕事の状態、要介護度などに関係なく、家族の介護負担は増えるということができる。(D)は新型コロナの前後で家族介護負担を増やす力が強くなった要因である。要介護高齢者の年齢が上がるということは、新型コロナの影響で感染症への警戒が強くなったと考えられる。その結果、家族でできることは家族でという力が強まったと考えられる。そうした中で、もともと家族介護者の割合が高い女性への負担が増えたこと、より高齢の家族の介護は心身の負担が重く、家族介護者のこころの状態が良くない中でも重い介護負担を負わざるを得なくなっていると考えられる。

大規模感染症や災害時に加え、介護サービス提供体制が十分でない地域で、最も影響を受け、最も困っている家族介護者、要介護高齢者の類型を把握し、大都市、過疎地域、離島などの地域の状況に応じた、支援体制の構築が重要であろう。

なお、詳しくは別添の論文「新型コロナ禍での家族介護負担の変化－国民生活基礎調査の分析結果から－」を参照されたい。

A. 研究目的

新型コロナウイルス感染症の広がり、わが国の社会経済にさまざまな影響を与えた。介護分野もその例外ではなく、介護サービスの提供だけではなく、家族による介護にも影響があったと思われる。本研究事業の2024年度の分析では、①わが国の家族介護者支援の概観、②わが国の介護サービス利用者の推移（特に新型コロナの前後）、③厚生労働省「国民生活基礎調査」からみた家族介護者の状況、特に新型コロナ前後での介護負担の変化、について検討した。ここでの検討は公表統計で行ったため、公表統計では分析が不十分だった詳細分析として、厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データを用いた、家族介護負担の状況、特に新型コロナ前後での家族介護負担が重くなった要介護高齢者、家族介護者の属性を明らかにすることを目的とした分析を行った。

B. 研究方法

本研究では、厚生労働省「国民生活基礎調査」の調査票情報（個票データ）のうち、介護票、世帯票、健康票を用いて行った。被説明変数として、家族介護者だけで担う介護場面数カテゴリー（4段階）を設定し、説明変数として、要介護高齢者、同居家族介護者の属性等を設定した。モデルは順序ロジットモデルを採用し、データは2016年、2019年、2022年のデータを用いた。これらの年次のデータを適用した順序ロジットモデルによる係数の推定結果を用いて、家族介護負担に影響を与える要因のうち、新型コロナ前後でその影響が強くなった、弱くなった要因を検討した。

（倫理上への配慮）

本研究は、厚生労働省「国民生活基礎調査」の調査票情報（個票データ）を利用した。同調査の調査票情報の利用は、統計法

第33条および厚生労働省がこの法律に基づいて定めた規則に基づいて行った利用申出とその承諾に基づいて、2024年度に行ったものである。本論文では、2025年度にその解析結果を用いて行った分析結果をまとめたものである。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、毀損などを含む倫理上の問題は発生しなかった。

C. 研究成果

同居家族介護者による介護負担が増加する要因と新型コロナの前後の変化として明らかにになったことは以下の通りである。

（要介護高齢者の要因）

①年齢は80歳ごろまでは家族の介護負担は減るが、それ以降は増える。家族による介護負担が80歳付近を境に大きくなる度合いが少しずつ大きくなっており、これは2016年から2022年にかけての変化である。

②要介護度が重いほど家族介護負担は大きくなる。その関係は新型コロナの前後で少し弱まっている。要介護の主な理由が脳血管疾患である場合も家族介護負担は重くなる。しかし、両者の関係は新型コロナの前後で少し強くなっている。

③要介護高齢者の健康意識が良好なほど家族介護負担は減り、こころの状態が良くないほど家族介護負担は重くなる。新型コロナ前後の変化を見ると、前者はその傾向が弱くなっており、後者はその傾向が強まっている。

（同居家族介護者の要因）

④家族介護者が女性であると家族介護負担は重くなる。しかも、新型コロナの前後で、その傾向が強まっている。

⑤年齢は家族介護者が56～68歳をピー

クに介護負担は減る。ただし、新型コロナの前後での傾向の大きな変化は見られない。

⑥同居家族介護者が仕事をしていない、仕事が自営、非正規である場合に介護負担が重くなる。ただし、その関係は2016年から2022年にかけて一貫して弱くなる傾向にある。

⑦同居家族介護者のこころの状態が良くないほど、介護負担は重くなる。新型コロナの前の2016年と2019年の間ではその傾向が弱くなっているが、新型コロナの前後の2019年と2022年はその傾向が強くなっている。

D. 結果の考察

上記の結果から、2016年、2019年、2022年の3時点で見た同居家族介護者が担う介護場面の増加、つまり介護負担の増加には、要介護高齢者の要因、同居家族介護者の要因がある。時系列での変化では、介護負担とこれらの要因の関係が、(A)あまり変化しない、(B)一貫して弱くなる。(C)新型コロナの前後で弱くなった、(D)新型コロナの前後で強くなった、がある。(A)に該当するのは⑤の同居家族介護者の年齢である。(B)に該当するのは、⑥の同居家族介護者の仕事の有無である。(C)に該当するのは、②のうち要介護度、③のうち要介護高齢者の健康意識である。そして、(D)に該当するのは、①の要介護者の年齢、②のうち要介護の理由が脳血管疾患である場合、③のうち要介護高齢者のこころの状態、④の同居家族介護者の女性である場合、⑦の同居家族介護者のこころの状態である。

(A)は新型コロナの影響としては特に現れにくかった要因と考えられる。(B)と

(C)は介護負担を左右する要因としては説明力が弱くなっているといえる。しかし見方を変えると、介護する家族の仕事の有無や仕事の状態、要介護度などに関係なく、

家族の介護負担は増えるということができる。(D)は新型コロナの前後で家族介護負担を増やす力が強くなった要因である。要介護高齢者の年齢が上がるということは、新型コロナの影響で感染症への警戒が強くなったと考えられる。その結果、家族でできることは家族でという力が強まったと考えられる。そうした中で、もともと家族介護者の割合が高い女性への負担が増えたこと、より高齢の家族の介護は心身の負担が重く、家族介護者のこころの状態が良くない中でも重い介護負担を負わざるを得なくなっていると考えられる。

E. 結論

大規模感染症や災害時に加え、介護サービス提供体制が十分でない地域で、最も影響を受け、最も困っている家族介護者、要介護高齢者の類型を把握し、大都市、過疎地域、離島などの地域の状況に応じた、支援体制の構築が重要であろう。

今回の分析では、個票データを用いたが、新型コロナ後のデータが2022年のものに限られた。今回の分析で明らかにしたことが一時的なものか、中長期的なものかの見極めが十分ではなかった。こうした課題などに対応するためにも、今後もデータを充実させた分析の継続が必要であろう。

本研究の詳細は、別添の論文「新型コロナ禍での家族介護負担の変化－国民生活基礎調査の分析結果から－」。

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

Ⅱ. 個 別 研 究 報 告

1. 新型コロナウイルスの人口動態への影響
に関する研究

コロナ禍に伴う日本人と外国人の人口移動傾向の差異

小池司朗

1. はじめに

政府が2014年に地方創生を主要施策として掲げて10年以上が経過した。2025年6月には「地方創生2.0基本構想」が閣議決定され、再び国内人口移動に注目が集まりつつある。しかしながら、地域別の人口構造変化を踏まえた経年変化に注目して分析を行った研究は管見の限り見当たらない。また、かつて国内人口移動はほぼ日本人のみで占められている状況であったが、近年においては外国人人口の急増に伴って、外国人の国内人口移動が人口移動傾向に及ぼす影響も増大している。国内人口移動傾向の変化を的確に見極めるためには、人口構造変化による影響を除去するとともに、外国人の移動についても分析を行う必要がある。

こうした事情を背景として、本稿においては総務省「住民基本台帳人口移動報告」（以下、「住基移動」）で日本人と外国人の移動数が別々に表章されるようになった2014年以降を対象とし、日本人と外国人それぞれの都道府県間移動数について、人口構造変化に起因する人口構造要因とその他の要因に起因するモビリティ要因への分解を行い、両者の差異を明らかにすることを主な目的とする。本稿ではとくに東京圏・非東京圏間の移動にスポットを当てた分析を行う。分析対象期間にはコロナ禍の時期を含んでおり、とくにコロナ禍において日本人と外国人の間でモビリティの変化に差があったかどうかについて精査する。

2. 近年の人口移動傾向

分析に関する説明の前に、「住基移動」から近年を中心とした人口移動傾向を概観しておく。まず、1954～2024年における日本人の三大都市圏の転入超過数は図1のとおりである。波はあるものの、1980年代以降は東京圏のみで大幅な転入超過となる年が目立っており、東京圏一極集中の状況がみてとれる。コロナ禍の時期に相当する2020～2022年においては東京圏の転入超過数が一時的に落ち込んだが、その後はコロナ前の転入超過数に回帰する傾向がみられる。

外国人の国内人口移動データが得られる2014年以降における都道府県間移動数の総数に占める外国人移動数の割合をみると（図2）、2014年時点では男6.0%、女6.2%であったが、2024年には男14.1%、女12.2%まで上昇しており、国内人口移動においても外国人人口の影響力の大幅な増大がうかがえる。また、東京圏における外国人の転入数・転出数および転入超過数は図3のとおりとなっている。転入超過数は2015～2020年頃にかけて減少し、2020～2021年においてはゼロに近づいたが、その後は反転増加して2024年では男女計の転入超過数が1万6000人を超えている。少なくとも現時点では、日本人の東京圏一極集中の傾向を外国人が解消または軽減する状況には至っていない。

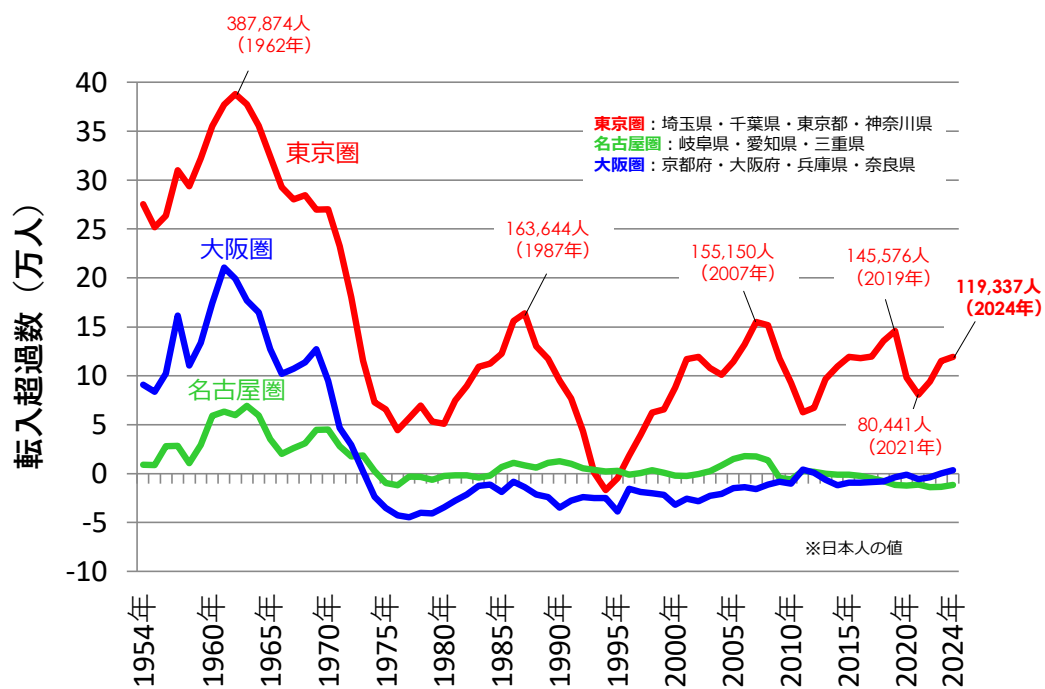


図1 三大都市圏の転入超過数の推移（1954～2024年）

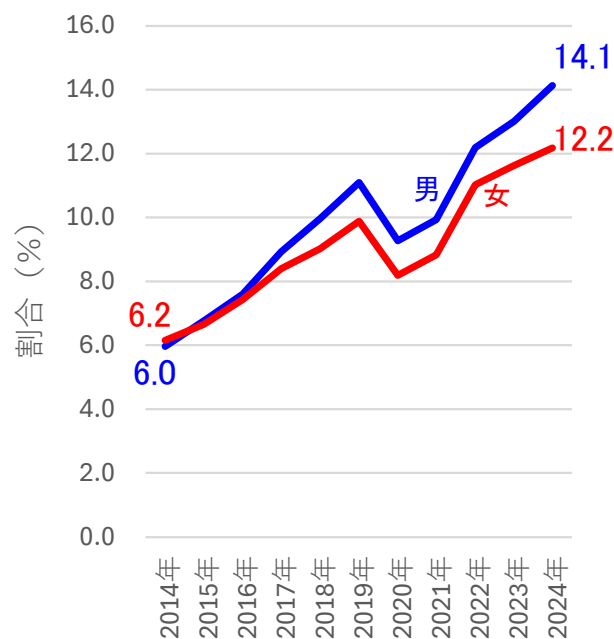


図2 都道府県間移動総数に占める外国人移動数の割合（2014～2024年）

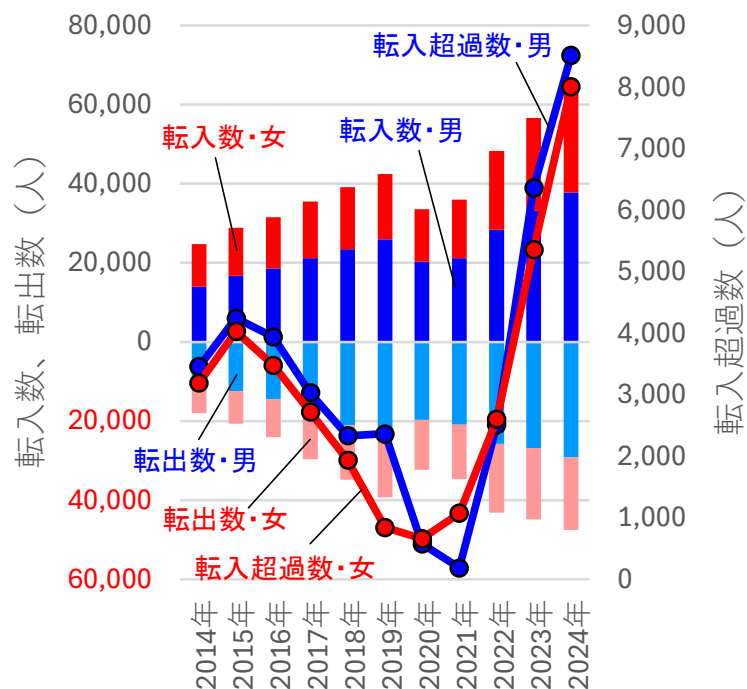


図3 東京圏における外国人の転入数・転出数・転入超過数（2014～2024年）

3. 分析手法

分析には小池（2025）と同様、間接標準化の手法を用いた。すなわち、「住基移動」および総務省「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」）から推定される2024年の都道府県別・男女5歳階級別・到着都道府県別転出率を標準転出率として（日本人と外国人について別々に算出）、2014～2024年の標準転出数・標準転入数を算出した。求められた標準転出数・標準転入数と実際の転出数・転入数から、日本人・外国人ともに2014年を基準（＝1）とした人口構造比（人口構造の変化だけで移動数が変化するとした場合の移動数の比）とモビリティ比（移動率等の変化だけで移動数が変化するとした場合の移動数の比）を2015～2024年の各年で算出した。また、とくに外国人においては個別の都道府県間の移動数が非常に少なくなるケースが多いため、標準転出数は「都道府県（47）→東京圏・非東京圏（2）」の94パターン、標準転入数は「東京圏・非東京圏（2）→都道府県（47）」の94パターンでそれぞれ算出した。

問題となるのは、「住基移動」においては男女5歳階級別の出発都道府県別・到着都道府県別移動数（OD）が総数（日本人と外国人の合計値）のみ得られ、日本人・外国人別に得られないということである（図4）。出発都道府県別の合計値および到着都道府県別の合計値はそれぞれ日本人・外国人別に得られるため、出発都道府県別・到着都道府県別移動数については総数を初期値、出発都道府県別の日本人合計値および到着都道府県別の日本人合計値を制約条件とした条件付き繰り返し比例補正を行うことによって、日本人の出発都道

府県別・到着都道府県別移動数を推定した。また、外国人の出発都道府県別・到着都道府県別移動数については、総数から日本人の推定値を差し引くことによって求めた。

また、転出率を算出する際に分母人口として用いる「住基人口」についても、外国人住民の「男性総数が1～9人」、「女性総数が1～9人」、「男女計総数が49人以下」のいずれかに該当する市区町村は5歳階級別の外国人人口が秘匿されており、結果として都道府県別男女5歳階級別外国人人口もこれらの秘匿値が除外された値となっている。都道府県別の男女別外国人の総数および全国の男女5歳階級別外国人人口には秘匿値も含まれているため、上述の「住基移動」における移動数の推定と同様の条件付き繰り返し比例補正によって、秘匿値が含まれた都道府県別男女5歳階級別外国人人口を推定した。

より具体的な標準転出数・標準転入数の算出方法等については、小池（2025）を参照されたい。

4. 分析結果

全都道府県間の移動について、2014年における男性のモビリティを1として2024年までの日本人外国人別、男女別のモビリティ比を算出すると、図4のとおりとなった。男女別にみると、日本人・外国人とも男性の方がモビリティが高いが、日本人と外国人との間で水準が大きく異なり、男女とも外国人のモビリティの方が大幅に高い。また日本人はコロナ前後を通じてモビリティがほとんど変化していない一方で、外国人は期間を通じた上昇傾向のなかでもコロナ禍における低下が目立っている。

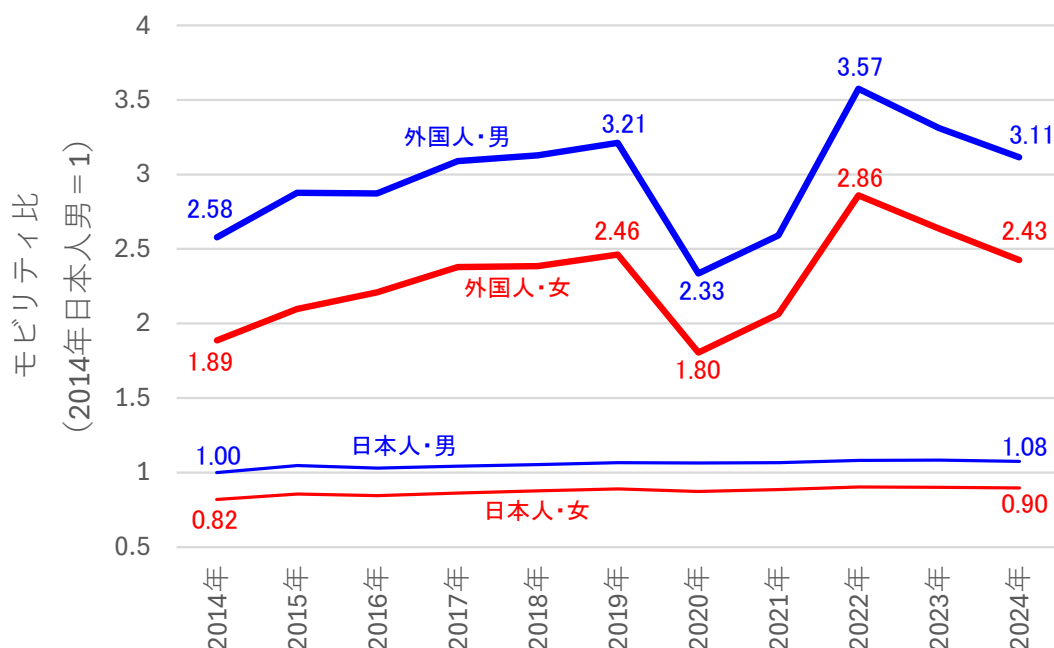


図4 東京圏における外国人の転入数・転出数・転入超過数（2014～2024年）

上述のように、標準移動数は転出数・転入数とも 94 パターンで算出しているが、これらを「非東京圏→東京圏」と「東京圏→非東京圏」として縮約し、日本人と外国人の男女それぞれ 2014 年の人口構造要因を 1 とした 2015～2024 年の人口構造比を図 5、2014 年のモビリティ要因を 1 とした 2015～2024 年のモビリティ比を図 6 にそれぞれ示した。

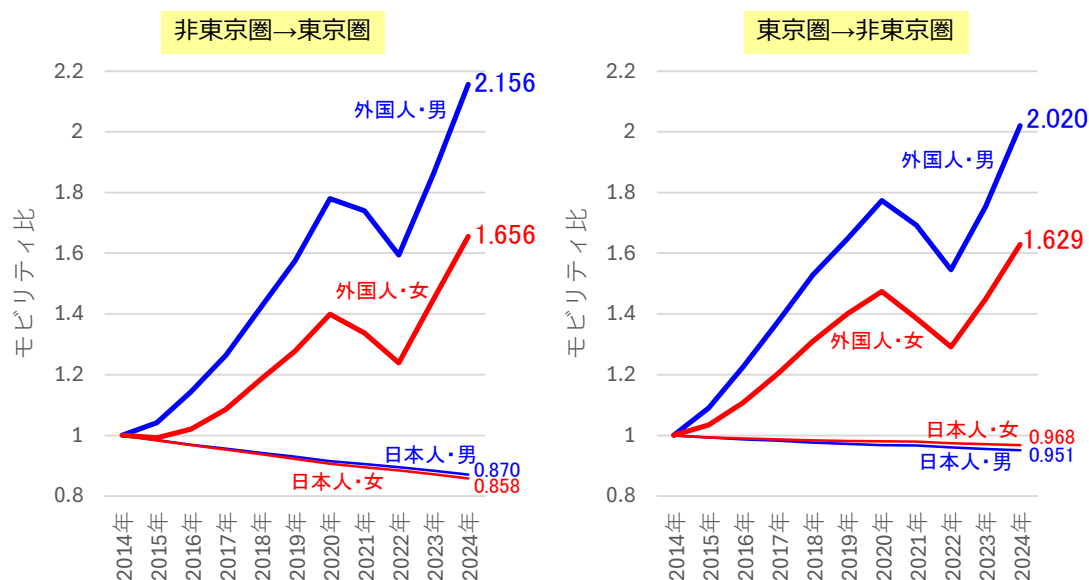


図 5 東京圏・非東京圏間人口移動の人口構造比の推移（2014 年＝1 とした場合）

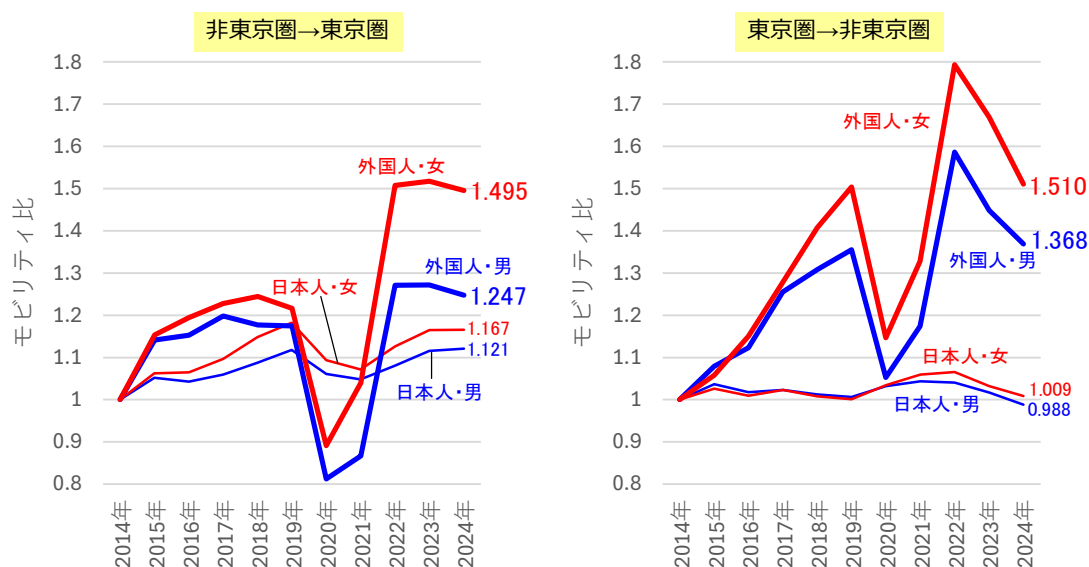


図 6 東京圏・非東京圏間人口移動の人口構造比の推移（2014 年＝1 とした場合）

人口構造比については、日本人は「非東京圏→東京圏」・「東京圏→非東京圏」ともに一貫して低下しているが、非東京圏における大幅な人口減少を反映して、「非東京圏→東京圏」における低下が著しい。外国人は東京圏と非東京圏において人口増加率に大きな差がないため、両方向の移動に関してほぼ同じ動きを示しており、双方ともコロナ禍における外国人人口の一時的な減少を受けた低下が明瞭となっている。モビリティ比については、日本人・外国人ともコロナ前後で大きな変動がみられるが、とくに外国人の変動が大きい。2024年のモビリティ比は、日本人は「非東京圏→東京圏」においてやや上昇、「東京圏→非東京圏」においてほぼ2014年と同じになっているのに対して、外国人は「非東京圏→東京圏」・「東京圏→非東京圏」とも2014年を大きく上回り、この10年間で総じてモビリティも大幅に上昇していることがうかがえる。

日本人・外国人についてそれぞれコロナ禍による移動への影響を定量的にみるために、全体および「非東京圏→東京圏」・「東京圏→非東京圏」の移動につき、モビリティ変化に関して下記の2つの指標を求めることとする。2指標ともコロナ前の2019年のモビリティ比を分母として、「コロナ禍における指標」はコロナ禍最中の2020年と2021年のモビリティ比の平均値を分子、「コロナ後における指標」は一般的にコロナ後といわれる2023年と2024年のモビリティ比の平均値を分子とした。算出した結果は表1のとおりである。

表1 日本人・外国人別、男女別「コロナ禍における指標」と「コロナ後における指標」

		日本人		外国人	
		男	女	男	女
コロナ禍	全体	0.998	0.986	0.765	0.787
	非東京圏→東京圏	0.943	0.916	0.715	0.794
	東京圏→非東京圏	1.031	1.045	0.821	0.823
コロナ後	全体	1.008	1.003	0.991	1.024
	非東京圏→東京圏	1.000	0.986	1.072	1.238
	東京圏→非東京圏	0.996	1.019	1.039	1.057

コロナ禍における指標は、外国人について「非東京圏→東京圏」・「東京圏→非東京圏」とも1を大きく下回り、「東京圏→非東京圏」の値が1を上回った日本人とは大きく異なる動きを示している。コロナ後における指標は、日本人で男女ともほぼ1に近い値となっており、コロナ前に回帰する動きがみられるのに対して、外国人はすべて1を上回り、とくに「非東京圏→東京圏」において高い値となっている。詳細な要因については今後検証していく必要があるが、コロナ禍を経て、外国人についても「非東京圏→東京圏」の移動性向がより高まったことは注目すべきといえよう。

5. おわりに

本稿では、都道府県間移動のなかでもとくに東京圏・非東京圏間の人口移動を対象とし、2014年以降における日本人と外国人それぞれの移動数の変化を人口構造要因とモビリティ要因に分解して分析を行った。その結果、日本人と外国人の間で人口構造要因とモビリティ要因の変化のパターンは大きく異なり、とくに外国人の移動数の増加は単に人口の増加によるものだけではなく、モビリティの高まりも寄与していることなどが明らかになった。またコロナ禍において、日本人は「非東京圏→東京圏」のモビリティが低下、「東京圏→非東京圏」のモビリティが上昇していたのに対して、外国人は双方の移動ともモビリティが大幅に低下しており、日本人と外国人の間で全く異なる変化パターンを示すという興味深い知見が得られた。またその後、少なくとも2024年までにおいては「東京圏→非東京圏」よりも「非東京圏→東京圏」の外国人のモビリティが高まっており、外国人の国内人口移動が東京圏一極集中を緩和させる状況には至っていないことも明らかとなった。

最後に、今後の課題について述べる。本稿は、「住基移動」等から得られる日本人・外国人別の都道府県間移動数（および転出率）のみを活用して分析を行っており、外国人のなかでの国籍別人口移動傾向の差異やモビリティ変化の要因（とくにコロナ禍において日本人と外国人の変化パターンが異なる要因）等については触れられていない。一例として、法務省「在留外国人統計」によれば、国籍別男女年齢別人口を把握することも可能であり、時系列でみれば国籍別男女年齢別の純移動の状況も推定できる。このような外国人に関する別の統計を併用することによって、分析の深化が期待できるだろう。また、外国人の国内人口移動傾向の変化は、制度面とも大きく関連していると考えられる。たとえば、2027年に施行される予定となっている育成就労制度とともに、地方がコストをかけて育てた人材が転籍の自由や賃金の高さを求めて大都市圏へ流出する構造的な問題が加速する可能性等も指摘されている（宮野 2026）。こうした国や地方自治体の制度や政策が外国人の人口移動に及ぼす影響についてある程度類型化できれば、今日大いに需要が高まっている外国人の地域別将来人口推計への道も開けてくるであろう。以上のような点を主な課題として、引き続き分析を進めていくこととしたい。

(参考文献)

小池司朗 (2025) 「都道府県間人口移動数の変化に関する人口学的分析 ―コロナ前後における非東京圏と東京圏間の移動を中心に―」『人口問題研究』81 巻 4 号、pp.283-302.

宮野宏樹 (2026) 「地方から消える外国人材 技能実習の終焉と育成就労が問う日本経済の分水嶺」(<https://note.com/hirokimiyano/n/nfa0563edae94>) (2026 年 5 月 1 日閲覧)

外国人の国際移動および国内移動が地域人口変動に与える影響

中川雅貴

1. 背景と目的

新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の世界的な拡大に伴う国際人口移動の縮小は、日本における外国人人口の一時的な減少をもたらすとともに、国籍や在留資格といった基本的属性の構成にも少なからず影響を与えた（OECD 2020；是川 2021；中川 2023）。一方で、国際人口移動による流入超過は、コロナ禍収束後の2022年以降には再び急速な上昇基調に転じており、2024年における外国人の流入超過数は過去最高の34万人に達した。この規模は、同年の自然減の約40%を補う水準に相当し、日本の人口動態における国際人口移動の重要性が一層高まっていることを示している。

国内における高齢化と人口減少が加速するなか、国際人口移動および外国人人口の動向が日本の人口動態に与える影響が急速に拡大している。外国人人口の規模の拡大と構成の変化は、出生と死亡による人口再生産水準に加えて、国内移動の水準やパターンにも影響を与え、結果として地域人口の変動にも影響を及ぼしていると考えられる。しかしながら、外国人の人口移動の影響については十分に検証されておらず、国内の大半の地域で高齢化の進展に伴う人口減少が加速する中で、地域レベルの人口動向の見通しにおいて新たな新たな不確実性要因として顕在化しつつある。

以上を踏まえて、本研究では、日本における外国人の人口移動が地域人口の動向に与える影響について、その経時的変化と地理的差異に関する分析を行うこととする。

2. 分析に用いるデータと方法

分析の対象とする期間は2018年1月から2024年12月までの7年間であり、このうち2018年1月から2019年12月までの2年間は「コロナ前」、2020年1月から2021年12月を「コロナ期」、2022年1月から2024年12月を「コロナ後（回復期）」とする。各期間について、都道府県および市区町村単位の人口変動に対する日本人と外国人の人口動態の影響を推定し、人口移動については国際移動と国内移動の影響に分解する手法を試みる。

分析に用いるデータは、「住民基本台帳人口移動報告」（以下、住基移動報告）、「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」（以下、住基人口・動態・世帯数調査）、「出入国管理統計」による各年データである。なお、2012年7月に住民基本台帳法が改正され、外国籍住民についても住民基本台帳精度の適用対象に加えられたことにより、住基人口・動態・世帯数調査では、2013年より日本人・外国人別の集計結果が公表されている。一方、住基移動報告において外国人の移動が集計対象となるのは、2013年7月分の月報（年次結果は2014年）からである。

3. 分析結果

3-1. 国内人口移動における外国人の影響

図1は、日本人との比較が可能な統計（年次ベース）が得られるようになった2014年以降の、国内人口移動に占める外国人の割合の推移を示したものである。このグラフからは、外国人の移動割合が、県間移動・市区町村移動のいずれにおいても2010年代後半を通じて上昇を続けたことが確認できる。外国人の割合は、県間移動において相対的に高くなる傾向が強まっており、新型コロナウイルス感染拡大期直前の2019年では、県間移動において10.6%、区町村間移動において9.4%にまで上昇した。

外国人の移動の割合は、2020年に急速に低下するが、これはコロナ禍による移動水準の変化が、日本人よりも外国人において顕著であり、この期間に外国人の移動が相対的に縮小したことを示唆する（図2）。ただし、外国人の移動の割合は2021年には上昇に転じており、県間移動、市区町村間移動ともに、2022年にはコロナ前を上回る水準にまで回復した。直近の2024年では、県間移動の13.3%、市区町村間移動の11.6%が外国人の移動によって占められている。

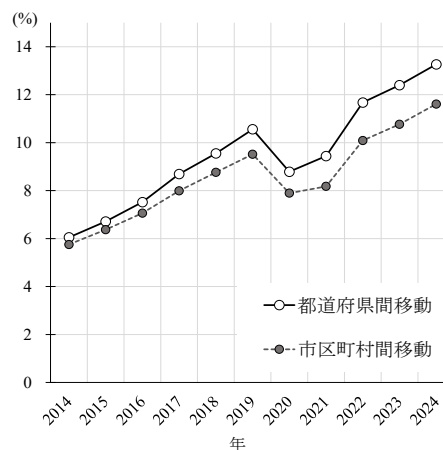


図1 国内人口移動に占める外国人の割合

注：市区町村間移動には都道府県間移動を含む。
資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

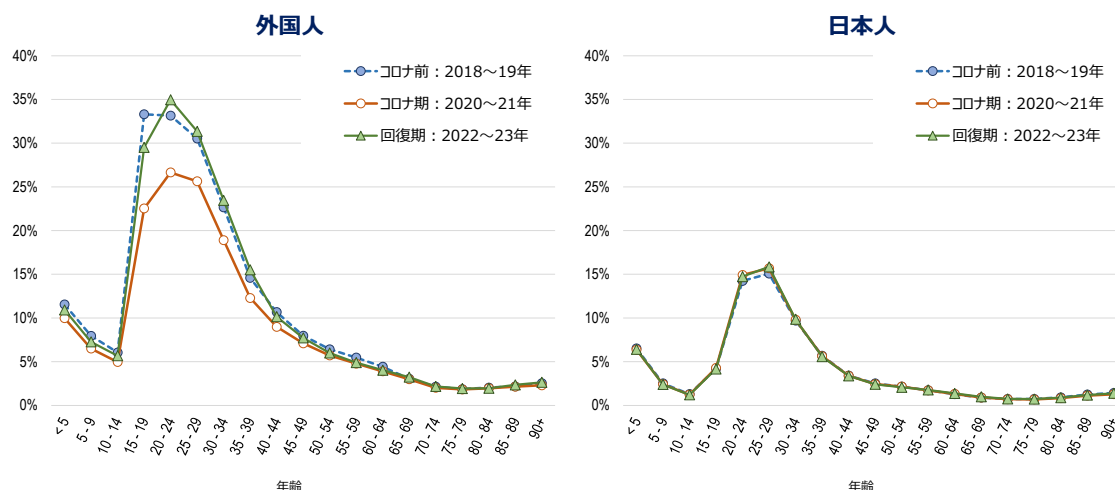


図2 コロナ禍前後の市区町村間移動率の変化：外国人と日本人の比較

データ：「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）および「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」（総務省自治行政局）。

3-2. 外国人の人口移動による地域人口変動への影響

図3は、外国人の国際移動が地域人口変動に与える影響を市区町村別に示したものである。コロナ禍以前には、すでに外国人の国際移動は大都市圏のみならず非大都市圏においても、人口増加をもたらす（人口減少を緩和する）重要な要因となっていたことが確認できる。コロナ禍による国際人口移動の縮小の影響は、大都市圏・非大都市圏を問わず全国的に見られたが、とりわけコロナ前に留学生や技能実習生を中心とする主にアジア諸国からの若年層流入が急増していた非大都市圏では、その影響が比較的大きくなる傾向が見られた。また、例えば北海道では、コロナ禍において外国人の国際人口移動による地域人口への効果が著しく低下した地域が点在している。これらの地域は、コロナ前の期間に観光業や宿泊業で働く外国人労働者の流入が増加した地域であり、こうした観光依存型地域への人口移動についても、パンデミックの影響を大きく受けたことが伺える。

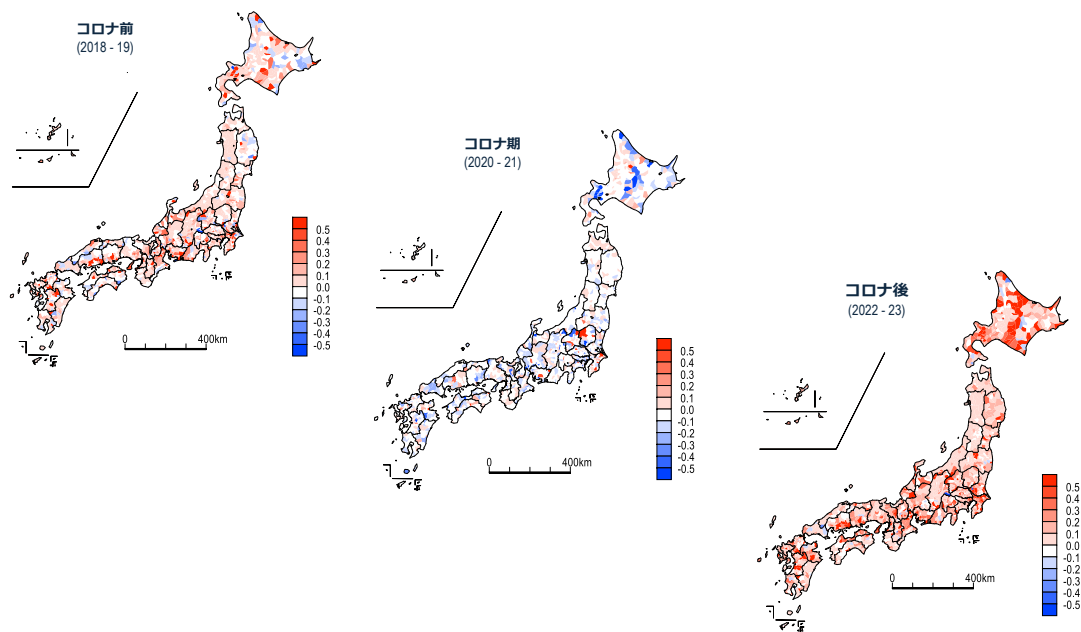


図3 外国人の国際移動が地域人口変動に与える影響（市区町村別）

資料：総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」より筆者推計

コロナ後（回復期）の変化について見ると、外国人の国際移動が地域人口変動に与える影響は、コロナ前と比較してさらに拡大していることが確認できる。この傾向は、特定地域に限られるものではなく、全国的に観察されており、コロナ前には外国人の国際移動による影響が比較的限定的であった地域にも及んでいる。

外国人の国内移動が市区町村別の人口変動に与えた影響について見ると（図4）、主に次

の2点が指摘できる。まず、コロナ期における変化は、国際移動と比較すると限定的である点である。そして、コロナ期においても、外国人の国内移動の影響に関する地域差は維持されており、その傾向はコロナ後において一層顕著になっているという点である。

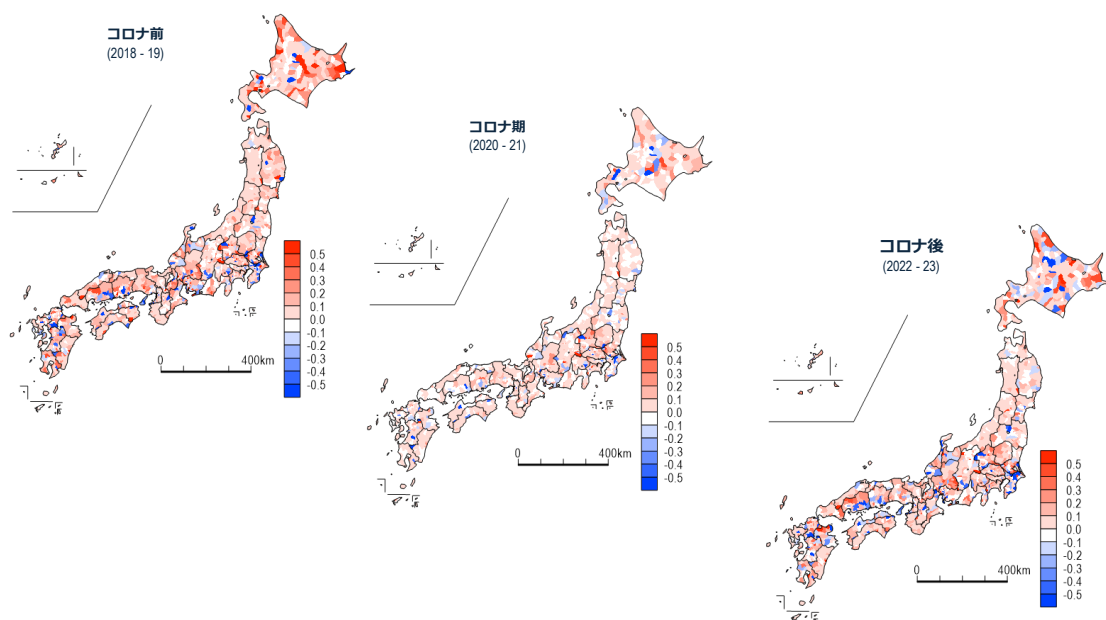


図4 外国人の国内移動が地域人口変動に与える影響（市区町村別）

資料：総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」より筆者推計

このように、コロナ禍を経て拡大を続ける外国人の国内移動は、国際移動とともに、地域レベルの人口動向にとっても新たな変動要因となりつつある。図5は、直近の都道府県別の人口増加率とその要因を比較したものであるが、外国人の国際移動は、非大都市圏を含む全ての都道府県で転入超過を記録していることが確認できる。たとえば、東京都における外国人の国際移動は、日本人の国内移動と同水準の転入超過であり、東京都の人口増加を維持する大きな要因の一つとなっている。一方で、外国人の国内移動については、その影響の地域差が比較的大きく、東京圏や北関東で転入超過が目立つのに対して、宮城、広島、岡山、福岡といった各地方都市圏の中心的な県で転出超過の影響が比較的大きいという特徴が見られる。

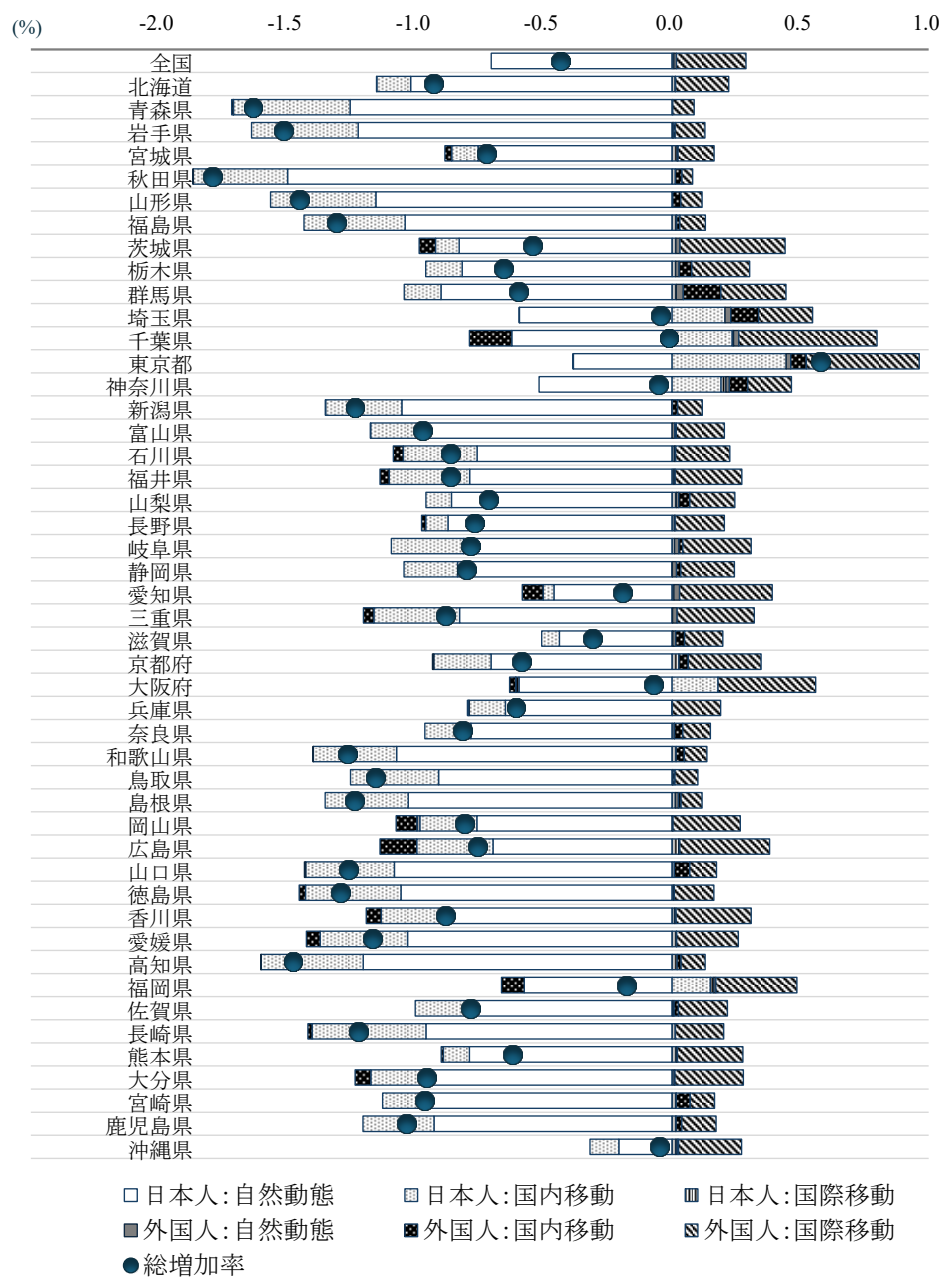


図5 都道府県別、人口増加率およびその要因（2023-24年）

注：2023年1月1日の各都道府県の人口（総人口）を期首人口とし、2年間（2023-24年）の動態数を用いて年平均増加率を算出。

出所：中川（2026），図7-5.

4. 考察とまとめ

本稿では、コロナ禍前後の外国人の国際移動・国内移動の変化と、それらが地域人口変動に与える影響について検討した。現在、日本国内の大半の地域では、高齢化の進展に伴う自

然減の拡大により人口減少が加速しており、地域人口変動に占める人口移動の寄与は相対的に低下している。こうした状況の中、外国人の人口移動は、コロナ前の 2010 年代末にはすでに、地域人口の動向にとって無視できない変動要因となっており、コロナ禍における一時的な縮小を経験しながらも、その重要性はむしろ拡大していることが明らかとなった。

とくに国際移動については、コロナ禍による入国制限の影響が全国的に確認された一方で、留学生や技能実習生への依存度が高い非大都市圏や、観光業・宿泊業に依存する地域において影響がより顕著であった。このことは、外国人の移動が地域の経済構造や産業特性と密接に結びついていることを示唆している。また、回復期には外国人の国際移動による人口増加効果がコロナ前を上回る地域も広がっており、人口減少が進行する日本において、外国人人口の動向が、地域人口を維持する重要な要因となっていることが確認できる。

国内移動については、国際移動ほど顕著ではないものの、その影響の地域差を伴いながら、多くの地域で人口変動要因として顕在化しつつある。とくに東京圏における転入超過の拡大と地方都市圏からの流出は、日本人の国内移動パターンによって形成されてきた、いわゆる「一極集中」の傾向を加速させる可能性を示唆する。今後の地域別の人口動向を見通すうえでも、新たな変動要因としての外国人の国内人口移動の影響を考慮する重要性が高まっている。

参考文献

- 是川夕 (2021)「新型コロナ・パンデミックはグローバルな人の移動の流れを変えたのか？」
IPSS Working Paper Series (J), No. 36. 国立社会保障・人口問題研究所.
- 中川雅貴 (2023)「新型コロナウイルス感染症拡大期以降の国際人口移動— 国内の地域差に関する分析を中心に —」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 2～4 年度 総合研究報告書・令和 4 年度 総括研究報告書, pp. 121-126.
- 中川雅貴「国内人口移動」国立社会保障・人口問題研究所 (編)『人口と社会：データで読み解く世界と日本』日経印刷, pp.117-136. (2026 年 3 月)
- OECD (2020) *International Migration Outlook 2020*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.

死亡の市区町村較差に人口の配偶関係構造が及ぼす影響

菅 桂太

1. 課題

本稿にはおもに2つの課題がある。第一に、「地域人口推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2024）における将来の生残率仮定値（市区町村別、男女・年齢5歳階級別生残率）の設定を念頭に、「市区町村別生命表」（厚生労働省）の平均寿命でみた死亡較差の地理的なパターンが大局的・局所的に概ね安定して時系列推移してきたことを示す。そのうえで、第二の課題として死亡の配偶関係較差に着目し、地域差の要因として地域人口の配偶関係構造が重要な説明力を有することを明らかにしようとするものである。

第一の課題については菅（2023）において、2000年10月～2005年9月から2010年10月～2015年9月の男女・市区町村別平均寿命のホットスポット分析を実施して、全国的な（大域的な）死亡の地域較差と各都道府県内における個別の（局所的な）市区町村の平均寿命が長寿であるのか短命であるのかに関する統計的な有意性とその時系列の安定性を検討した。本稿のホットスポット分析も分析手法は同様であり、Getis-Ordの $G_i^*(d)$ 指標（Getis and Ord 1992）を用い、標準化 $G_i^*(d)$ （Z値）が漸近的に正規分布することを利用して統計的な有意性を検証する。菅（2023）の分析結果を踏まえ、空間的ウェイト関数として指数関数を用いて、空間的ウェイトをゼロにする距離限界閾値 d も30 kmとした。菅（2023）と同様の分析を実施するものの、そこで挙げられた課題に対応しておもに2つの拡張を行っている。ひとつは、分析期間として、ここでは2015年10月～2020年9月も対象に加え、2000年10月～2005年9月から2015年10月～2020年9月の期間について死亡の地域較差のパターンの時系列の安定性を検討した。いまひとつは、2010年10月～2015年9月については東日本大震災の死亡を取り除く都道府県別生命表を利用した。また、分析結果として死亡の地域差の大域的なパターンだけでなく、局所的なパターンも視覚的に捉えるため、東京都心部及び大阪都心部に着目した地図を作成した。

第二の課題については、まずホットスポット分析の結果、市区町村別平均寿命が長寿/短命ないくつかの市区町村の配偶関係別人口ピラミッドを観察した。そのうえで、2019～2021年平均寿命への年齢別配偶関係割合の地域差の寄与を分解した。結論を先取りすると、平均寿命の地域差の要因分解の結果、地域人口の配偶関係構造（の地域差）の寄与が約3分の1、全般的な死亡水準（の地域差）の寄与が約3分の1、配偶関係別死亡率の年齢パターン（の地域差）の寄与が約3分の1を占めることがわかった。すなわち、地域人口の配偶関係構造は平均寿命の地域差の約3分の1を占める重要な要因であり、地域死亡研究にとって重要な出発点であることがわかった。

市区町村を単位とする死亡状況の把握は、社人研・地域推計に必要、かつ、それ自体に需要があり、出生等の地域人口研究を躍進させる可能性もある。たとえばJMDの方法論で生

命表を作成することができれば 1 月 1 日人口とリスク対応延べ人年が得られることから、毎年の市区町村別 TFR 推移等の算出が可能になる等により、地域人口研究一般の躍進につながる重要な課題である。さらに、配偶関係構造は最近のコーホート間の変化が急速であり、社会の有り様を劇的に変える可能性があるものである。このように地域死亡研究は、世帯推計や全国人口推計に対しても重要な含意を有する。

以下では、男女・市区町村別平均寿命のホットスポット分析、ならび、地域人口の配偶関係が死亡の地域較差に及ぼす影響について、それぞれ節を改めてみる。

II. 市区町村別平均寿命のホットスポット分析

ホットスポット分析は、局所的な変数値が大域的な平均値と比べて有意に高い/低いかなかを検定する統計的手法である。すなわち、変数値が特異な値を示すとき、変数の空間分布には特定の地域への集積がみられることを利用し、空間分布のなかで変数値が統計的に有意に高い/低い地域を特定する手法であると言える。ここでは、「地域人口推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2024）における将来の生残率仮定値（市区町村別、男女・年齢 5 歳階級別生残率）設定のための基礎データとして作成した 2000 年 10 月～2005 年 9 月から 2015 年 10 月～2020 年 9 月の実績の市区町村別男女・年齢別期間生残率を用いる。詳細は国立社会保障・人口問題研究所（2024）を参照いただき、たとえば 55～59 歳→60～64 歳以下の年齢層では、どの都道府県においても生残率は 1 に非常に近く、地域差はほとんど存在しないため、55～59 歳→60～64 歳以下の年齢は市区町村別ではなく、都道府県単位に生残率を設定していること等に留意されたい。この市区町村別男女・年齢別期間生残率を用いて、地域別の死亡の水準を縮約する平均寿命を男女別に算出し、男女・市区町村単位の平均寿命データを用いて、死亡の大域的な地理的なパターンを可視化し、2000 年代以後の時系列変化の安定性を観察する。

死亡に地域較差があるならば、基本的には地理的に連続的な分布を示すと想定される。一部の例外的・突発的な事由（たとえば、東日本大震災）を除き、特定の市区町村の死亡率が周辺市区町村と比べて極端に高い/低いことは考えにくい（地域に固有な寿命を短くする要因があるなら、その地域に居住し続けるとは考えにくい）。したがって、平均寿命の地理的なパターンには、大域的にはゆるやかな正の相関がみられるはずであり、空間分布のなかで変数値が統計的に有意に高い/低いクラスターを後述 Getis-Ord $G_i^*(d)$ によって発見できるはずである。一方、大域的には長寿な地方のなかにあつて、短命である市区町村など、局所的に統計的に有意なホット・クールスポットが死亡の地理的なパターンにもあるのか、そして一時的なものではなく 2000 年代以後安定しているのかについても、統計的に検証する。

3.1. 分析手法

ホットスポット分析の統計的な手法は菅（2023）と共通である。ホットスポット分析には、Getis-Ord の $G_i^*(d)$ 指標（Getis and Ord 1992）を用い、標準化 $G_i^*(d)$ （Z 値）が漸近的に正規分布することを利用して統計的な有意性を検証した。

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_{j=1}^N w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=1}^N x_j}$$

ここで、 N は市区町村数（概ね 1,883 市区町村）、 $w_{ij}(d)$ は市区町村 i における j に対する空間的ウェイト行列であり、このうち d は空間的ウェイト行列の定式において市区町村 ij 間の距離が d を超えるとき空間的ウェイトをゼロにする距離限界閾値を表す。菅（2023）の分析を踏まえて、空間的ウェイト関数には次のように指数関数（ $\delta = 0.05$ ）とした。また、距離限界閾値の設定のため増分空間的自己相関分析を実施し、多くの都道府県において市区町村別平均寿命についての Moran's $I(d)$ 指標が最大になることが多い $d = 30$ を用いた。

$$w_{ij}(d) = \begin{cases} \exp(-\delta d_{ij}) & \text{if for } \forall i, j, d_{ij} < d \text{ with } \delta > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

3.2. 分析結果

ホットスポット分析の結果として、男女別にみた市区町村別平均寿命の Getis-Ord の標準化 $G_i^*(d)$ （Z 値）の 2000.10～2005.9 から 2015.10～2020.9 の推移を図 1 に示す。また、図 2～図 3 には特徴的な局所的な地理パターンを示す東京都心部と大阪都心部について、2015.10～2020.9 の男性の平均寿命の Getis-Ord の標準化 $G_i^*(d)$ （Z 値）の地理的な分布を地図にしてみた。いずれの地図においても、階級値は箱ひげ図（Box plot）の作成に用いるものであり、区分値は {75%値＋四分位範囲の 1.5 倍、75%値、中央値、25%値、25%値－四分位範囲の 1.5 倍} である。地図にされた指標は Z 値であるため、絶対値が 1.96 を超えれば 5%水準で統計的に有意、2.58 を超えれば 1%水準で統計的に有意に周辺市区町村と比べて平均寿命が長い/短いようなクールスポット/ホットスポットであることを示す。すなわち、最も色の濃い青は特異に平均寿命が長い（死亡率が低い）外れ値（Outlier）の市区町村、最も色の濃い赤は逆に平均寿命が特異に短い（死亡率が高い）市区町村に対応している。

図 1 から市区町村別平均寿命の地理的なパターンとその時系列の安定性について、以下の 4 点を指摘しておきたい。

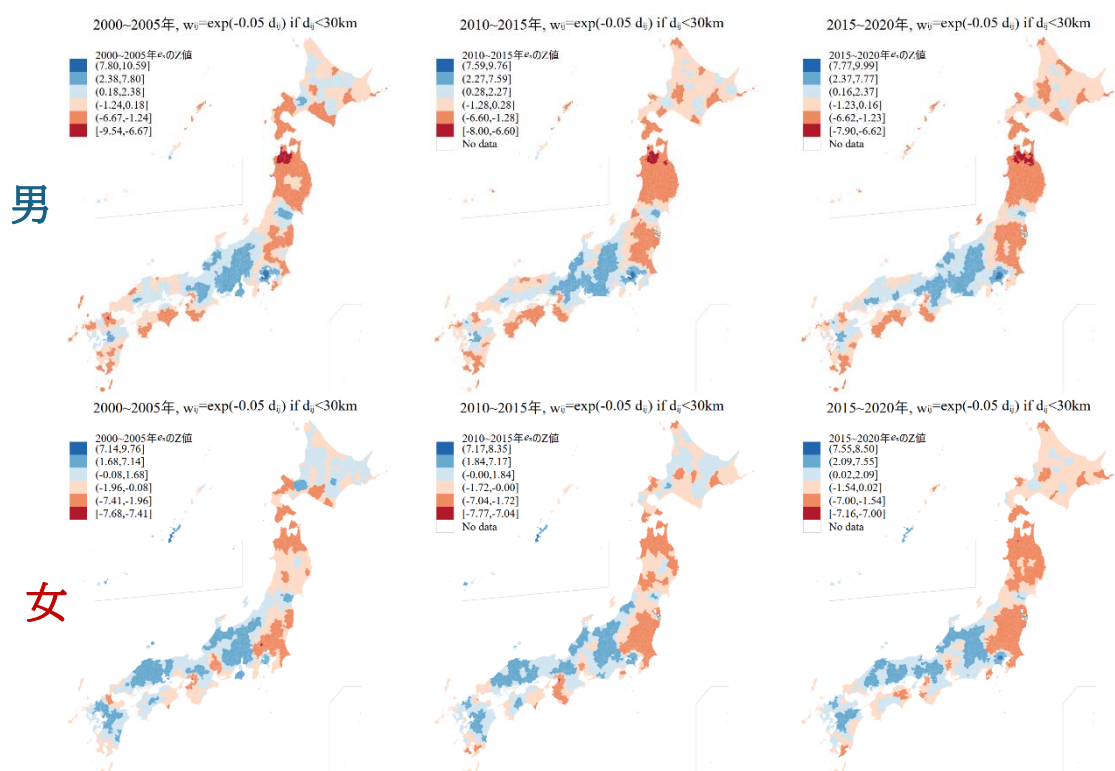
第一に、全国的な大域的パターンとして愛知県から石川県に至る東経 137° 前後の寿命が長く、北日本で寿命が短いことは男女に共通する。女性は西南日本も長寿だが、男性は紀伊半島南西部・四国南部・南九州・沖縄等において短命の地域が散見され、西南日本が長寿なわけではない。さらに、女性では北関東にクールスポットが生じる。

第二に、東日本の大都市地域（札幌市、仙台市、東京特別区部から横浜市）で長寿である

一方、大阪市（と福岡市）で短命なのは男女に共通する。名古屋市は女性で短命であった。

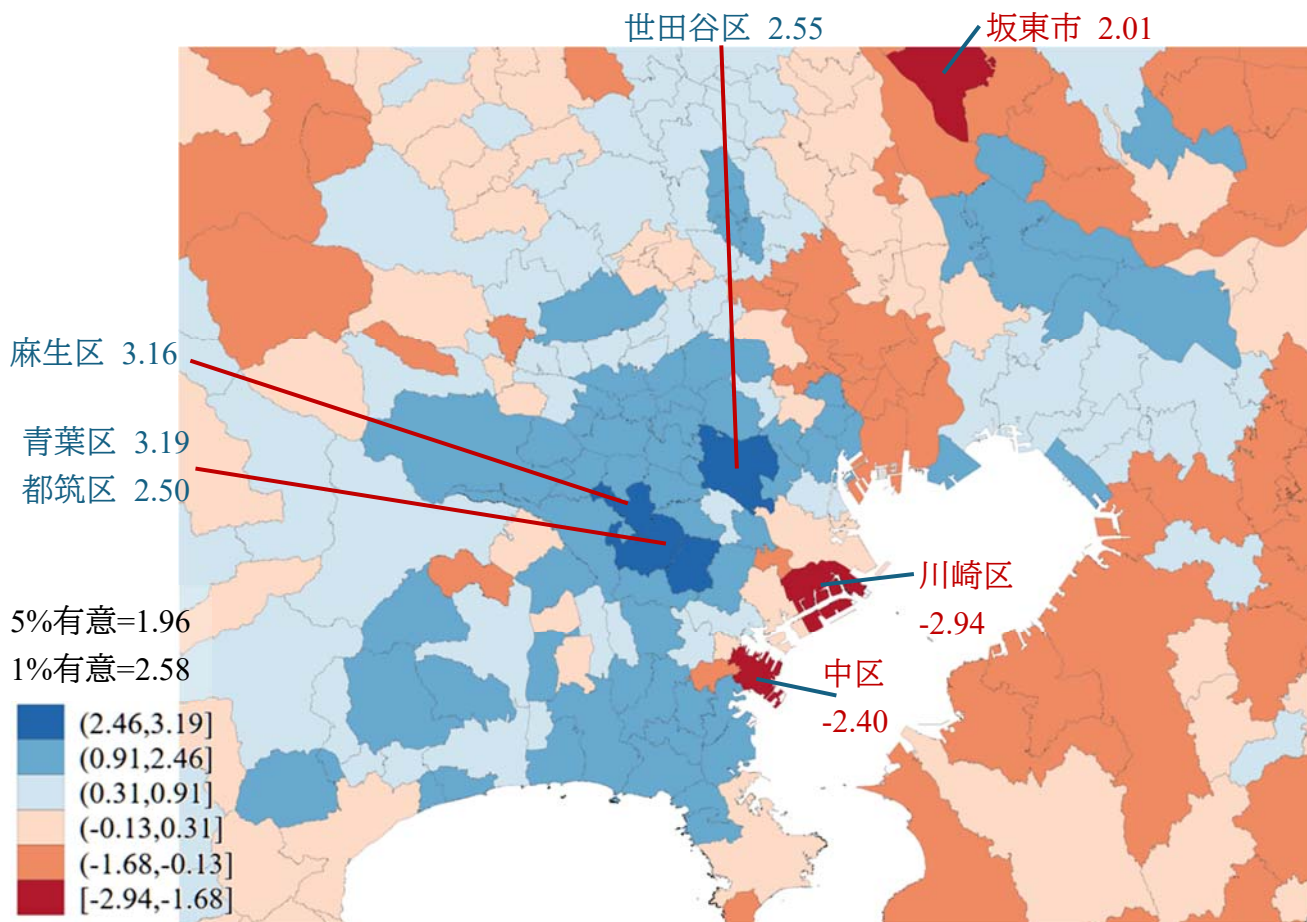
第三に、空間パターンの時系列変化については、男女別にみた平均寿命の地理的なパターンは 2000～2005 年から 2015～2020 年の間を通じ非常に安定している。

第 4 に、東京都心部と大阪都心部に注目すると、全般的に長寿な東京近郊に位置するなかで横浜市中区と川崎市川崎区において男性は短命であることは興味深い。東京都奥多摩町も男女とも短命であった。大阪は西成区等湾岸地域で男女とも短命である一方、京都市・神戸市や箕面市、吹田市に長寿区がある。これらは東京と大阪の大都市圏内において局所的にホットスポットとクールスポットを形成しているということになる。図 2～3 には 2015～2020 年のみを例示したが、東京と大阪の大都市圏内においてホットスポットとクールスポットが混在している状況は 2000～2005 年以来一貫している。平均寿命の空間パターンは（全国、都道府県のスケールで）多層であり、かつ地域によって極めて多様であるとともに空間パターンは時系列で安定していることがうかがわれる。



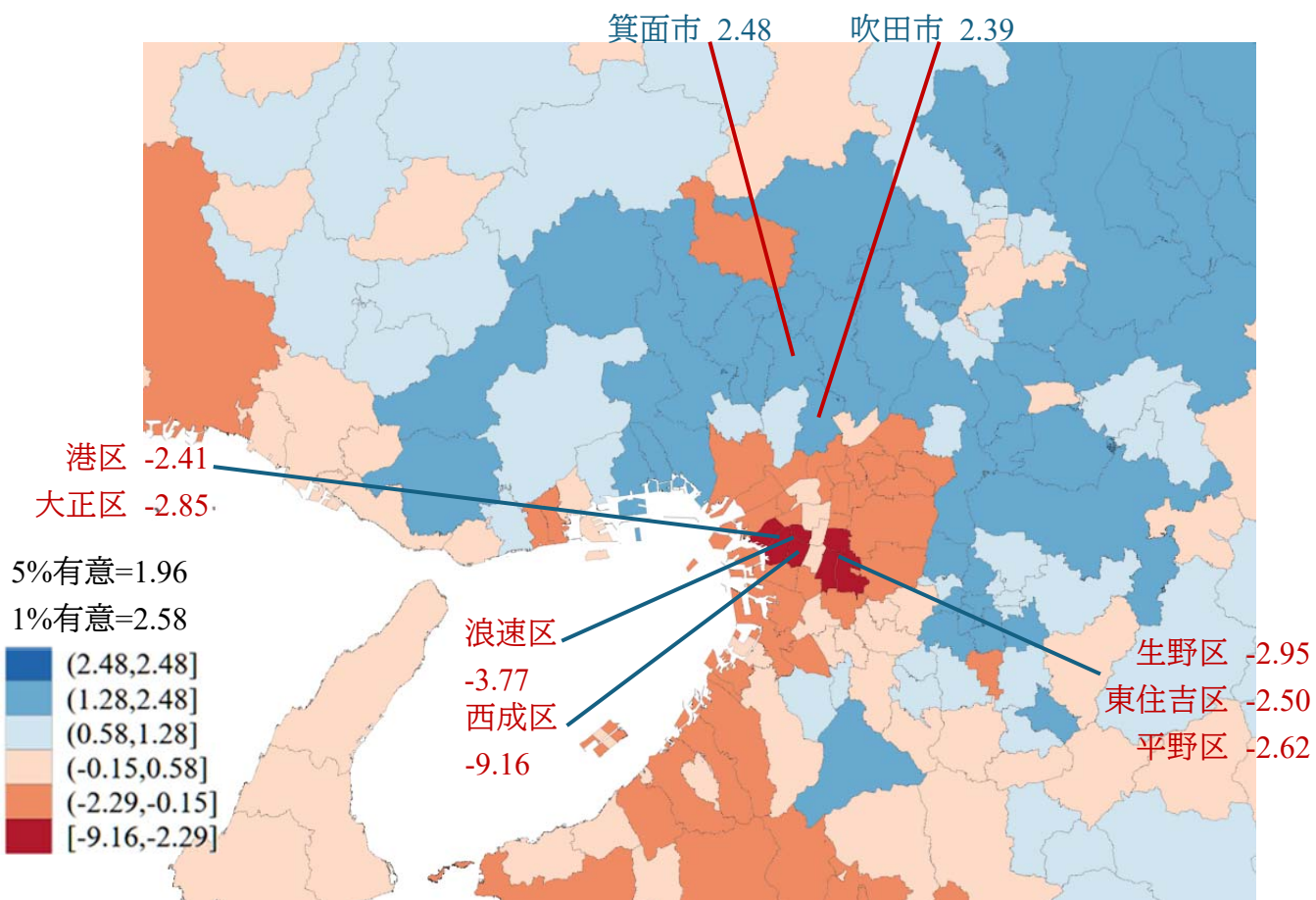
注)空間的ウェイト関数として、 $w_{ij}=\{d_{ij}\leq 30km$ のとき $\exp(-0.05\cdot d_{ij})$, $d_{ij}>30km$ のとき 0}を用いた。

図 1. 市区町村別平均寿命の $G_i^*(d)$ 指標の Z 値：2000-05 年，2010-15 年，2015-20 年の男（上段）及び 女（下段）



注)空間的ウェイト関数として, $w_{ij}=\{d_{ij}\leq 30km$ のとき $\exp(-0.05\cdot d_{ij})$, $d_{ij}>30km$ のとき $0\}$ を用いた.

図2. 東京都心部における市区町村別平均寿命のGi*指標のZ値: 2015~20年 男



注)空間的ウェイト関数として, $w_{ij}=\{d_{ij}\leq 30km$ のとき $\exp(-0.05\cdot d_{ij})$, $d_{ij}>30km$ のとき $0\}$ を用いた.

図3. 大阪都心部における市区町村別平均寿命のGi*指標のZ値: 2015~20年 男

Ⅲ. 人口の配偶関係構造が平均寿命の市区町村較差に及ぼす影響

3.1. 死亡の配偶関係較差

配偶関係別死亡率について、死亡率が一定以上の水準になる年齢についてみると、概ね離別と未婚で高く、有配偶は低いという較差が安定してみられる（石井 2024）。図 4 は 2019～2021 年の配偶関係別、男女・年齢 5 歳階級別の死亡率と有配偶を 1 としたときの配偶関係別死亡率の比をみたものである。

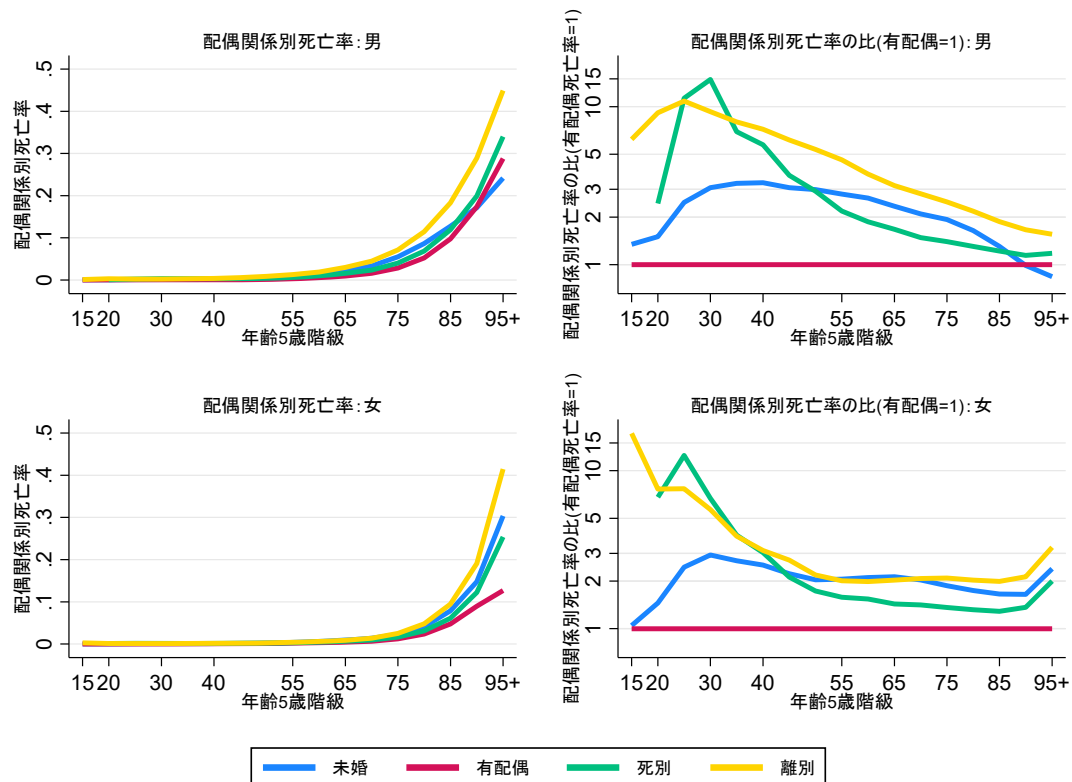
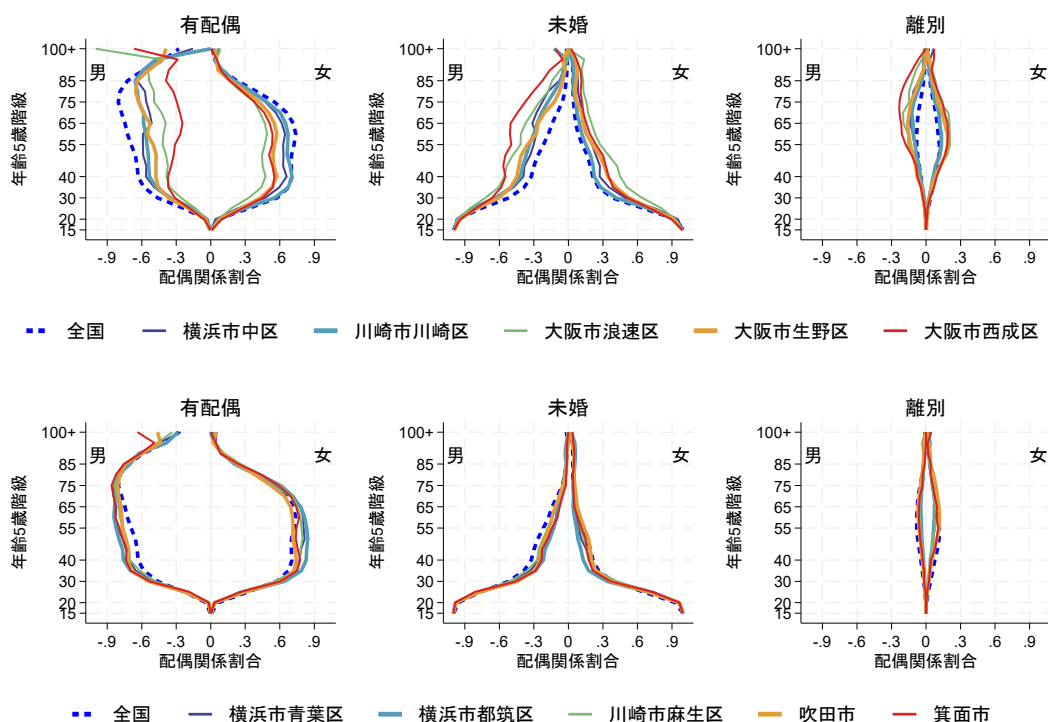


図 4. 全国の配偶関係別死亡率：2019-2021 年

図 4 をみると、すべての年齢で有配偶の死亡率が最も低い。低年齢の死別や離別の人口は少ないため不安定な挙動を示す場合もあるが、一定の規模を成す 20～50 歳代の未婚の死亡率も有配偶と比べて 2～3 倍になっている。50 歳代以上の離別は女性では未婚と大きくは変わらないが、男性離別は未婚よりも死亡率が高い。50 歳代以上の死別の死亡率は概ね未婚よりも低い、有配偶の 1.5 倍以上の年齢が多い。

このように死亡には配偶関係間較差があるため、未婚者や離別者が多い市区町村の全配

偶関係の死亡率は有配偶が多い市区町村と比べて高くなることが予測される。図 6 は前節の分析において平均寿命の $G_i^*(d)$ 指標が統計的に有意ないくつかの自治体について、2020 年国勢調査による配偶関係別の人口ピラミッドをみたものである。図 5 は横軸に配偶関係割合をとっており、有配偶・未婚・離別人口の人口ピラミッドをみた。上段の 3 枚のパネルに平均寿命がホットスポットを成した(短命な)区、下段にクールスポットを成した(長寿な)市区を掲げた。また、比較に資するため、上段・下段の両方に全国のパターンを示している。



資料：総務省統計局『令和 2 年国勢調査に関する不詳補完結果』。

図 5. 平均寿命の $G_i^*(d)$ 指標が統計的に有意な自治体の配偶関係別人口ピラミッド：2020 年

図 5 から、平均寿命がホットスポットに特定された区において顕著に未婚・離別が多く、有配偶が少ないことがわかる。とくに市区町村別の平均寿命が日本で最も短い大阪市西成区における男性の有配偶の割合は全国的に 6～7 割を超える年齢層において 3 割を下回り、当該の年齢においてとくに未婚や離別が多いことがわかる。逆に、(ホットスポットの区と比べると) 全国との差は相対的には大きくはないものの、クールスポットに特定された市区では概ね有配偶割合が全国よりも大きく、未婚割合は全国よりも小さくなっていることがわかる。このような地域人口の配偶関係構造の差は、死亡の配偶関係較差を通じて、全配偶関係の地域人口の死亡率に差を生じることになる。配偶関係構造の差は、死亡の地域差をどの程度説明するだろうか。次節では要因分解を実施する。

3.2. 平均寿命の地域差に及ぼす配偶関係の地域差の寄与についての要因分解

2種類の方法で全国の2019～2021年の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定（間接標準化）した場合に各市区町村の配偶関係分布に依存した期待死亡率を用いて生命表を構築する。そのうえで、これらの標準化平均寿命が、2019～2021年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 の地域差（データ全体の散らばり）をどの程度説明できるか調べることで、男女・年齢別の配偶関係割合の地域差が平均寿命の地域差に及ぼす寄与を分解する。

第一の方法では、全国の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定し（間接標準化）、各市区町村の男女・年齢別にみた配偶関係分布を用いて配偶関係総数の男女・年齢別期待死亡率を計算する。この期待死亡率を用いて生命表を作成し、標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ をえる。第二の方法では、男女・市区町村別にみた年齢別配偶関係分布によらない全般的な死亡水準（市区町村別男女・年齢別配偶関係別死亡率を説明するポワソン回帰モデルにおける市区町村の固定効果）を加味した男女・年齢別期待死亡率を計算する。この期待死亡率を用いて生命表を作成し、標準化平均寿命 $std^{(2)}e_0$ をえる。このようにして得た2019～2021年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 を、期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ と $std^{(2)}e_0$ に相互に線形回帰して係数及びその95%信頼区間と決定係数を調べ、パス解析を行う。

第一の方法では、全国の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定し、男女・年齢別に各市区町村の配偶関係分布で重し付け平均することによって、男女・年齢別配偶関係分布の地域差が反映された男女・年齢別に配偶関係総数の期待死亡率を計算した。この期待死亡率を用いて生命表を作成してえた標準化平均寿命が $std^{(1)}e_0$ である。第二の方法では、標準化平均寿命を計算するための期待死亡率の算出にポワソン回帰モデルを援用する。具体的な計算方法は次の通りである。推定に用いるデータレコードの単位は、市区町村別、男女・年齢5歳階級（15-19歳から90-94歳と95歳以上）別、配偶関係（4区分）（別の死亡数と日本人人口）である。推定は男女別に行うので、以後男女の別は省略する。市区町村別、年齢別、配偶関係別の死亡数を M_i 、市区町村別、年齢別、配偶関係別の日本人人口を P_i と書く。 x_i を共変量、 β をパラメータとして、ポワソン回帰モデルは次の確率密度関数によって定式化される。

$$f(M_i) = \frac{\exp(-\exp(\mu_i)) \cdot \exp(\mu_i)^{M_i}}{M_i!}$$

$$\mu_i = x_i\beta + \ln(P_i)$$

$\ln(P_i)$ は係数を1に固定したオフセット項と呼ばれ、これを含めることによって、死亡数を説明するモデルは死亡率を説明するモデルと解釈することができる。推定は、全国と特定の1つの市区町村のみに限定したデータに対して行う。共変量として用いるのは、年齢5歳階級（に対応する16個の二項変数）、配偶関係4区分（に対応する3つの二項変数）とこれらの交叉項、全国をゼロ・特定の市区町村の場合に1をとる二項変数（市区町村固定効果と

呼ぶ)である。データレコードが男女別にみて、全国と特定の市区町村の年齢5歳階級別、配偶関係(4区分)別の死亡数であり、共変量として年齢と配偶関係及びこれらの交叉項を統御するため、(全国と特定の市区町村の平均的な)配偶関係別死亡率の年齢パターンを記述することになる。市区町村固定効果は、配偶関係別死亡率の年齢パターンを0のときに全国の水準に、1のときに当該市区町村の死亡水準にシフトさせる役割を果たす。このモデルの予測値として得られる期待死亡率は、市区町村固定効果が0の場合には全国の配偶関係別死亡率の年齢パターンに非常に近いものになり、1のときには全国と比べた当該市区町村の全般的な死亡水準の違いが反映された配偶関係別死亡率の年齢パターンとなる。後者の予測死亡率を、男女・年齢別に当該市区町村の配偶関係分布で重し付け平均することによって、当該市区町村の全般的な死亡率水準の違いと人口の男女・年齢別配偶関係分布の地域差が反映された男女・年齢別に配偶関係総数の期待死亡率を計算した。この期待死亡率を用いて生命表を作成してえた標準化平均寿命が $std^{(2)}e_0$ である。

このようにして得られた平均寿命には次のような地域差が含まれると考えることができる。市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 の平均からの差(地域差)には、いま要因分解しようとする死亡の地域差として、①人口の配偶関係構造の地域差の寄与、②当該地域の全般的な死亡水準の寄与、③配偶関係別死亡率の年齢パターンの地域差の寄与(配偶関係別死亡率の年齢パターンが全国と異なることの寄与)が含まれる。期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ は全国の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定し、人口の配偶関係構造の違いによってのみ変化するものであるため、①のみを抽出したものとみることができる。標準化平均寿命 $std^{(2)}e_0$ は、①に加えて全国と比べた当該市区町村の全般的な死亡水準の違い(地域差)を考慮するものであるため、①と②のみによる地域差を含む。そのため、 e_0 の平均からの差を $std^{(1)}e_0$ の平均からの差に回帰すれば、係数は人口の配偶関係構造の違いが1年平均寿命の地域差を変化させるときに平均寿命全体を何年変化させるかを測り、決定係数は平均寿命 e_0 の地域差を人口の配偶関係構造の違いがどの程度説明できるかに対応することになる。同様に、 e_0 の平均からの差を $std^{(2)}e_0$ の平均からの差に回帰したとき、決定係数から人口の配偶関係構造の違いと当該地域の全般的な死亡水準の違いが平均寿命 e_0 の地域差をどの程度説明できるかがわかる。最後に、 $std^{(2)}e_0$ の平均からの差を $std^{(1)}e_0$ の平均からの差に回帰した結果を用いれば、 e_0 の平均からの差を $std^{(2)}e_0$ の平均からの差に回帰した結果から人口の配偶関係構造の影響を除去しうる。

以上の考えに基づいて2019～2021年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 を、期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ と $std^{(2)}e_0$ に相互に線形回帰して得た係数と決定係数を図1に示した。また、これらの関係をパス図にしたのが図2である。

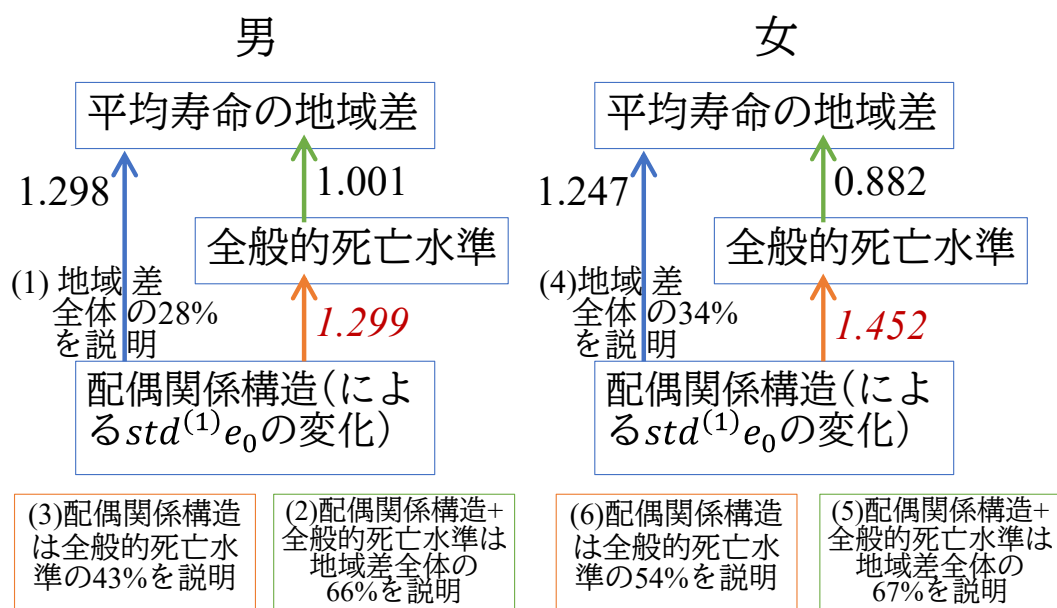
表1の決定係数に着目すると、平均寿命の地域差のうち男性で28.3%、女性の33.9%は人口の配偶関係の地域差で説明できる(番号1及び4)。さらに、市区町村の全般的な死亡水準を考慮すると、平均寿命の地域差のうち男性で65.6%、女性の66.7%が説明される。

表 1. 2019～2021 年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 を、期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ と $std^{(2)}e_0$ に相互に線形回帰して係数及びその 95%信頼区間と決定係数

番号	男女	被説明変数	説明変数	係数推定値	95%CI 下限	95%CI 上限	決定係数	参考) 相関係数
1	男	e_0	$std^{(1)}e_0$	1.298	1.205	1.391	0.283	0.532
2		e_0	$std^{(2)}e_0$	1.001	0.968	1.034	0.656	0.810
3		$std^{(2)}e_0$	$std^{(1)}e_0$	1.299	1.232	1.366	0.434	0.659
4	女	e_0	$std^{(1)}e_0$	1.247	1.169	1.326	0.339	0.583
5		e_0	$std^{(2)}e_0$	0.882	0.854	0.910	0.667	0.816
6		$std^{(2)}e_0$	$std^{(1)}e_0$	1.452	1.391	1.513	0.536	0.732

資料：筆者推定. 注) 各変数は中心化したうえで線形回帰推定を行ったため、定数項推定値はゼロ。 $std^{(1)}e_0$ は(全国との差は)地域別配偶関係の年齢パターンが平均寿命をどれだけ変化させるかを測る。 $std^{(2)}e_0$ は配偶関係構造に加えて年齢と配偶関係によらない地域固有効効果の寄与を測る。

表 2. 2019～2021 年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 、期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ と $std^{(2)}e_0$ の関係に関するパス図



資料：表 1 を用いて筆者作成。

したがって、平均寿命の地域差を、①人口の配偶関係構造の地域差の寄与、②当該地域の全般的な死亡水準の寄与、③配偶関係別死亡率の年齢パターンの地域差の寄与（配偶関係別死亡率の年齢パターンが全国と異なることの寄与）の3つにわけてみると、男女とも約3分の1が①の人口の配偶関係の地域差の寄与、約3分の1が②の全般的な死亡水準の地域差の寄与、約3分の1は以上の回帰分析では説明されない③の配偶関係別死亡率の年齢パターンの地域差の寄与と考えることができる。ここでの分析は2019～2021年のみを対象とし、分析手法としても単純化した分析ではあるものの、人口の配偶関係は市区町村単位の死亡の地域差の重要な要因である可能性を指摘することはできよう。

IV. 結語

本稿では、2000年10月～2005年9月から2015年10月～2020年9月の市区町村単位の平均寿命でみた死亡の地域差について、ホットスポット分析を行い、全国的な大域的パターンについても、東京都心部と大阪都心部等の局所的なパターンについても分析期間を通じて一貫した地理的なパターンがあることを指摘した。このような市区町村単位の平均寿命で見た死亡の地域差の要因として、人口の配偶関係構造の地域差に着目し、局所的に短命なホットスポットを形成する区では顕著に未婚・離別が多く、有配偶が少ないことを配偶関係別の人口ピラミッドで模式的に示した。また、2019～2021年の期間の場合、人口の配偶関係構造の地域差は、市区町村単位の平均寿命で見た死亡の地域差の約3分の1を説明する主要な要因であることをあきらかにした。これは、地域人口の配偶関係構造が、地域死亡研究にとって重要な出発点であることを示唆する。冒頭でも指摘した通り、市区町村を単位とする死亡状況の把握は、社人研・地域推計に必要、かつ、それ自体に需要がある。また、JMDの方法論で市区町村単位の生命表を作成することができれば1月1日人口とリスク対応延べ人年を得ることができ、死亡研究のみならず出生等の地域人口研究を躍進させ、地域人口研究一般の躍進につながる重要な課題である。さらに、配偶関係構造は最近のコーホート間の変化が急速であり、社会の有り様を劇的に変える可能性があるものである。このように地域死亡研究は、世帯推計や全国人口推計に対しても重要な含意を有する。本稿で指摘した人口の配偶関係構造を手がかりに、市区町村やさらにミクロな町長字等の小地域の死亡の実態を解明することはますます重要な課題になっている。

参考文献

- 石井太（2024）「結婚の多相生命表：基礎的概念と手法」『人口問題研究』第80巻第Ⅲ号、pp.301-325.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2024）『日本の地域別将来推計人口—令和2(2020)～32(2050)年— 令和5年推計』人口問題研究資料第349号.

菅桂太 (2023)「都道府県別及び市区町村別 男女年齢別生残率の地域較差と将来見通し」厚生労働科学研究費補助金「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), pp.203-243 (2023.3)

Getis, A., and J. K. Ord (1992) “The analysis of spatial association by use of distance statistics,” *Geographical Analysis*, 24(3), pp.189-206.

2. コロナ禍およびコロナ後を見据えた 将来人口・世帯推計モデルの開発

出生順位別出生を組み合わせた配偶関係別多相生命表を用いた 新型コロナウイルス感染症拡大による出生縮減効果推計

石井太・岩澤美帆・余田翔平・別府志海

はじめに

新型コロナウイルス感染症は、その拡大時におけるいわゆるコロナ禍の時期において、わが国の結婚や出生を縮減する期間効果をもたらした。出生は出生順位ごとに連鎖的に起きるため、ある出生順位の出生縮減は、それ以降の高次の出生順位の縮減をもたらす。また、わが国では婚外出生の割合が他の先進諸国と比べて低く、出生が婚姻の中で発生する確率が高いことから、初婚の減少は第1子出生を減少させ、それがさらに高次の出生順位の出生を減少させることとなる。

通常、出生は全女性をリスク対応生存延べ年数とする出生率を用いて測定され、繰り返しのあるイベントとして捉えられる。この場合、出生順位別出生率はそれぞれ独立となることから、ある出生順位の出生の減少がそれ以降の高次の出生順位の減少を引き起こすことは、構造的には織り込まれていない。そこで、出生順位別出生数のリスク対応生存延べ年数を、前出生順位の経験者、かつ、当該出生順位の未経験者に制限することによって、これを構造的に織り込むことが可能となる。さらに、これを結婚行動とリンクさせることによって、初婚と出生の関係についても同様に織り込みことが可能となる。

一方、結婚行動については、石井(2024)で示した通り、結婚の多相生命表によって記述することが可能である。そこで、この結婚の多相生命表と、出生順位別出生を組み合わせた多相生命表を構築することにより、初婚行動の変化がその後の出生に及ぼす影響を推計することが可能となる。

また、結婚の多相生命表を利用した配偶関係別将来人口推計からは、今後の高齢層における未婚者割合の急激な上昇は、子どもを持たず、支援や介護が必要になっても家族のサポートが期待できない高齢者の急速な増加という深刻な社会経済的問題をもたらすことが示された(石井他2024)。しかしながら、未婚者以外でも子どもを持たない高齢者は存在するため、実際には家族のサポートを持たない高齢者はより多くなることが考えられる。この推計のためには、結婚の多相生命表と、出生順位別出生を組み合わせた多相生命表を構築し、子ども数が0の高齢者数を推計することが必要となる。

本研究は、このような問題意識の下、結婚の多相生命表に出生順位を組み合わせた多相生命表を作成し、これを利用して、新型コロナウイルス感染症拡大が出生率の縮減に与えた影響評価を行うことを目的とする。

1. 先行研究と本研究の位置付け

結婚・出生順位別出生について多相生命表分析を組み合わせた先行研究として、Retherford et al. (2013) が挙げられる。これは、年齢別・出生順位別・当該出生順位における滞在期間別に出生順位遷移確率を推定し、これに基づいて、結婚・出生の行動を多相生命表を用いてモデル化するものであり、2003 年のフィリピンの DHS データに適用した例を示している。また、菅 (2019) は、シンガポールにおける結婚・出生順位別出生を、多相生命表を用いて分析したものである。

一方、日本については、筆者らが石井 (2024)、津谷他 (2023)、別府他 (2023)、石井他 (2024) において、結婚の多相生命表に関する方法論的基礎、歴史人口・現代人口・将来推計への応用について包括的に論じた。ただし、この一連の研究は専ら結婚行動を記述・分析することが目的であり、出生行動に関しては分析対象となっていない。

また、Inaba and Konishi (2025) は結婚行動と有配偶状態から発生する出生行動をモデリングしたものであり、日本についての適用が行われているが、ここでは出生順位が考慮されていない。

本研究は、結婚状態と出生順位を考慮した多相生命表を用いた日本の出生行動のモデリングを試みる。このために、石井 (2024) で示した出生コーホート別結婚の多相生命表を用いて、これに国立社会保障・人口問題研究所 (2023) による出生率推計を組み合わせた多相生命表を構築する。このような分析を日本のデータに対して適用する研究はこれまで必ずしも十分に行われておらず、本研究の新たな貢献と位置付けることができる。

2. データと方法

2.1 データ

ここでは、本研究で用いる基礎データについて述べる。

まず、配偶関係別生命表については、石井 (2024) で作成されたコーホート多相生命表を用いる。また、これと組み合わせて出生順位別多相生命表を作成するため、国立社会保障・人口問題研究所 (2023) によるコーホート出生順位別出生率推計結果を用いる。

一方で、近年増加している、婚前妊娠によって未婚状態から第 1 子出生状態への遷移を表すために、第 1 子出生のうち初婚も同年である割合を用いる。これについては、人口動態統計の出生票を二次利用し、母の年齢別第 1 子出生のうち、出生年と同居年が同一である割合を集計して用いた。

2.2 方法

次に本研究で用いる分析方法について、多相生命表の推計と縮減効果の推計に分けて述べる。

2.2.1 多相生命表の推計

本研究では配偶関係と出生児数を組み合わせた状態を考える。配偶関係については、未婚、有配偶、死別、離別の4状態とし、これに死亡を加えた5つの状態を、 S :未婚、 M :有配偶、 W :死別、 V :離別、 D :死亡で表す。また、出生児数を $p(=0, 1, 2, 3, 4)$ とし (4は4以上を表す)、有配偶、死別、離別について、出生児数を付して、 M_p :有配偶・出生児数 p 、 W_p :死別・出生児数 p 、 V_p :離別・出生児数 p とする。未婚者は出生児数は0であると考え、死亡を合わせて17状態が存在することとなる。

結婚の多相生命表における配偶関係の推移としては、 ${}_1q_x^{ij}(i, j = S, M, W, V, D)$ のうち、未婚者初婚確率 ${}_1q_x^{SM}$ 、有配偶者死別確率 ${}_1q_x^{MW}$ 、有配偶者離別確率 ${}_1q_x^{MV}$ 、死別者再婚確率 ${}_1q_x^{WM}$ 、離別者再婚確率 ${}_1q_x^{VM}$ の5種類の遷移確率、および各配偶状態の死亡確率 ${}_1q_x^{iD}$ である4種類の死亡確率が推計されている。

これに、出生順位別出生児数の遷移を組み合わせるため、以下の仮定を置く。

- S : 未婚からは、 M_0 :有配偶・出生児数0、 M_1 :有配偶・出生児数1、及び、 D :死亡へのみの遷移が起きる。
- M_p : 有配偶・出生児数 p からは、 M_{p+1} : 有配偶・出生児数 $p+1$ 、 W_p : 死別・出生児数 p 、 V_p : 離別・出生児数 p 、及び、 D :死亡へのみの遷移が起きる。
- W_p : 死別・出生児数 p からは、 M_p : 有配偶・出生児数 p 、及び、 D :死亡へのみの遷移が起きる。
- V_p : 離別・出生児数 p からは、 M_p : 有配偶・出生児数 p 、及び、 D :死亡へのみの遷移が起きる。

すなわち、出生は、未婚から有配偶、または有配偶状態の中でだけ発生すると仮定していることになる。

また、有配偶から死別・離別への遷移、死別・離別から有配偶への遷移については、 p によらず、多相生命表で推計された遷移確率で遷移が起きるものとする。

次に、未婚から有配偶への遷移確率と、有配偶の中での出生児数の変化の遷移確率について述べる。最初に、Human Fertility Database で用いられている手法を修正する形で、コーホート出生表 (cohort fertility table) を作成する。

l_x^i : 状態 $i(i = S, M_0, \dots, M_4)$ 、年齢 x の生存数とし、 $l_{15}^S = 100000, l_{15}^i = 0(i = M_0, \dots, M_4)$ とする。

${}_1f_x^S$: 年齢 $[x, x+1]$ の初婚率

${}_1f_x^{M_p}$: 年齢 $[x, x+1]$ の第 p 子出生率 ($p = 1, \dots, 4$)

とし、

${}_1B_x^i$: l_{15}^S に対する、年齢 $[x, x+1]$ の初婚数 ($i = S$)、または第 p 子出生数 ($i = M_p, p = 1, \dots, 4$)

を

$${}_1B_x^i = l_{15}^S \cdot {}_1f_x^i$$

により設定。

${}_1b_x^{ij}$: l_{15}^S に対する、年齢 $[x, x+1]$ の状態 i から状態 j への遷移数について、 C_x : 年齢 $[x, x+1]$ の第 1 子出生のうち初婚も同年の割合として、

$${}_1b_x^{ij} = \begin{cases} {}_1B_x^S - C_x \cdot {}_1B_x^{M_1} & (i = S, j = M_0) \\ C_x \cdot {}_1B_x^{M_1} & (i = S, j = M_1) \\ (1 - C_x) {}_1B_x^{M_1} & (i = M_0, j = M_1) \\ {}_1B_x^{M_{p+1}} & (i = M_p, j = M_{p+1}, p = 1, 2, 3) \\ 0 & (\text{otherwise}) \end{cases}$$

とした。

この ${}_1b_x^{ij}$ により、逐次的に

$$\begin{aligned} l_{x+1}^S &= l_x^S - {}_1b_x^{SM_0} - {}_1b_x^{SM_1} \\ l_{x+1}^{M_0} &= l_x^{M_0} + {}_1b_x^{SM_0} - {}_1b_x^{M_0M_1} \\ l_{x+1}^{M_1} &= l_x^{M_1} + {}_1b_x^{SM_1} + {}_1b_x^{M_0M_1} - {}_1b_x^{M_1M_2} \\ l_{x+1}^{M_2} &= l_x^{M_2} + {}_1b_x^{M_1M_2} - {}_1b_x^{M_2M_3} \\ l_{x+1}^{M_3} &= l_x^{M_3} + {}_1b_x^{M_2M_3} - {}_1b_x^{M_3M_4} \\ l_{x+1}^{M_4} &= l_x^{M_4} + {}_1b_x^{M_3M_4} \end{aligned}$$

により l_x^i を推計する。ただし、 $l_{x+1}^{M_0} < 0$ となった場合には、 ${}_1b_x^{ij}$ について、

$$\begin{aligned} {}_1b_x^{SM_0} &= {}_1b_x^{M_0M_1} = 0 \\ {}_1b_x^{SM_1} &= {}_1B_x^{M_1} \end{aligned}$$

との修正を行う。

次に、 ${}_1q_x^{ij} = \frac{{}_1b_x^{ij}}{l_x^i}$ により遷移確率を推計する。ただし、 ${}_1q_x^{ij}$ が有限値でないかマイナスの場合には 0 に、1 を超える場合には 1 に修正する。そして、この修正された ${}_1q_x^{ij}$ と、配偶関係別遷移確率・死亡確率を組み合わせ、多相生命表を作成する。

2.2.2 縮減効果の推計

平成 29 年推計による年齢別女性人口推計結果と令和 5 年推計の新型コロナウイルス感染症拡大影響がない場合の出生率から、新型コロナウイルス感染症の影響がない場合の出生数を推計する。これと、実績の出生数との比を取ることで、2020～2022 年の縮減係数を算出する。初婚についても同様に縮減係数を算出し、多相生命表の q_x^{ij} に乗ずることによって新型コロナウイルス感染症拡大影響がある場合の多相生命表を作成する。

二つの多相生命表から得られる出生順別出生率分布、コーホート合計出生率、出生順別出生割合を比較することによって縮減効果を観察する。

3. 結果と考察

3.1 多相生命表推計結果

図1～図4は、多相生命表によって推計された l_x を示したものである。

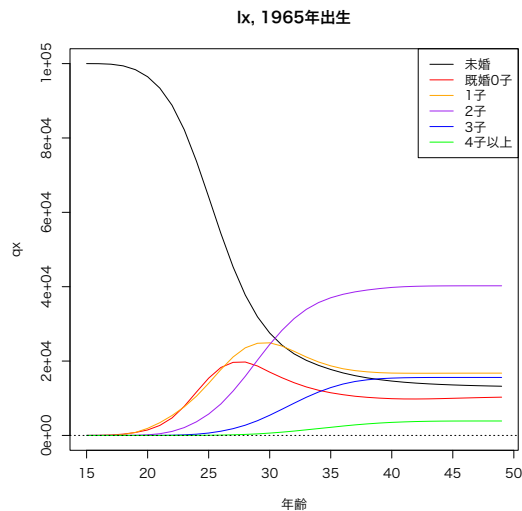


図1 l_x 推計結果 (1965 年生まれコーホート)

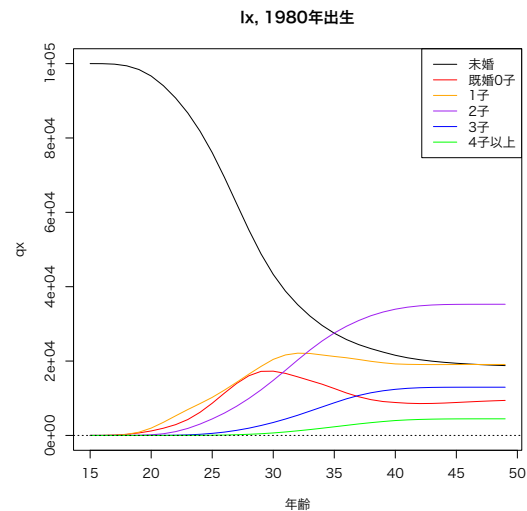


図2 l_x 推計結果 (1980 年生まれコーホート)

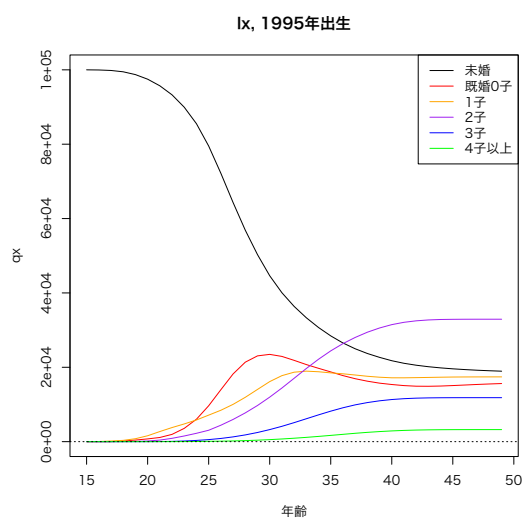


図3 l_x 推計結果 (1995 年生まれコーホート)

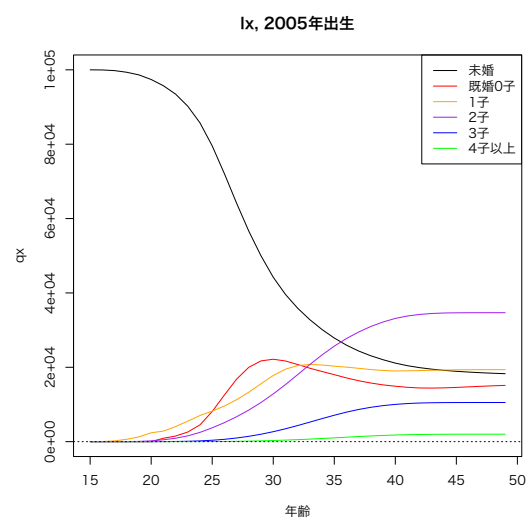


図4 l_x 推計結果 (2005 年生まれコーホート)

これによれば、年少のコーホートになるにつれて49歳時点での未婚割合は上昇、既婚0子割合は、1995、2005年出生はそれより年長に比べて大きく上昇している。この結果として、子どもがいない未婚と既婚0子の割合は、1965年出生では全体の4分の1未満であるのに対して、2005年出生では全体の3分の1まで増加している。一方、2子の割合は1965年出生では約4割であったのに対して、1995、2005年出生はそれより減少しており、2005年出生では約3分の1

程度となっている。

3.2 縮減効果推計結果

図5～図8は、縮減前後の出生順別出生率を示したものである。縦線は2019～2023年に対応する年齢を示したもので、この部分で新型コロナウイルス感染症拡大による縮減効果が大きく出ていることがわかる。ただし、図7に示される1995年生まれコーホートの結果で顕著であるが、第1子の減少は第2子以降の減少を引き起こすことや、逆に、初婚数の減少によってリスク対応生存延べ年数が増加し、それ以降の年齢での初婚数が増加するなど、直接的な影響のみならず、間接的にも大きな影響が出ていることが観察される。

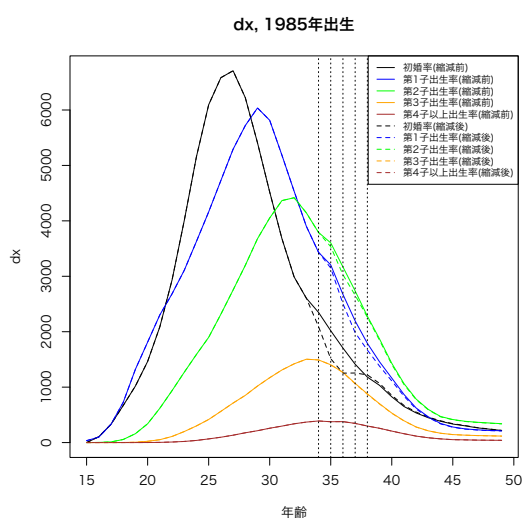


図5 出生率推計結果 (1985 年出生)

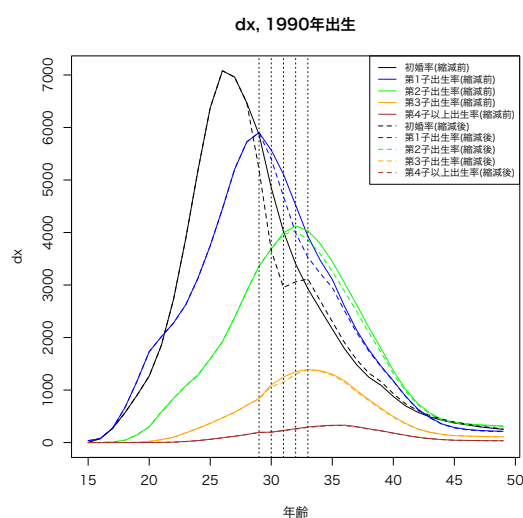


図6 出生率推計結果 (1990 年出生)

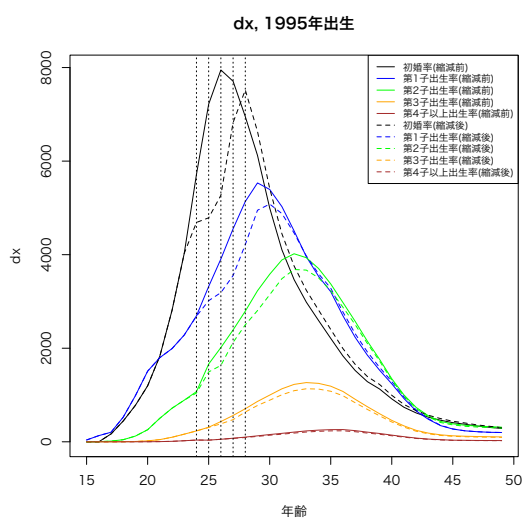


図7 出生率推計結果 (1995 年出生)

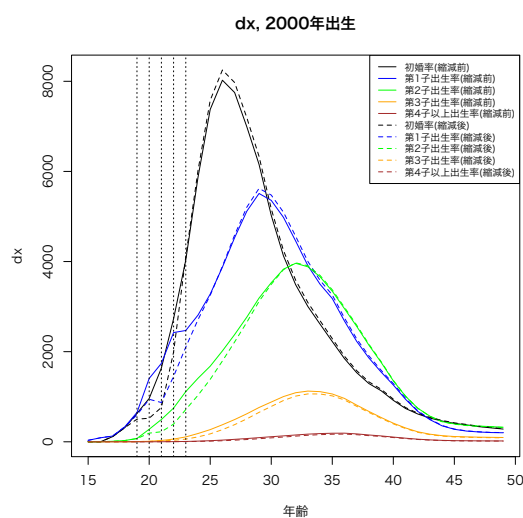


図8 出生率推計結果 (2000 年出生)

次に、縮減前後のコーホート合計出生率の推計結果を示したものが図9である。1970年以降生まれのコーホートで縮減効果が観察され、1995年生まれコーホートで93.7%と最も大きくなっている。図10は縮減前後の出生児数分布の推計結果を示したものである。これによれば、出生児数0の割合は縮減によって上昇しているのに対して、第2子以降では縮減によって割合が低下していることがわかる。

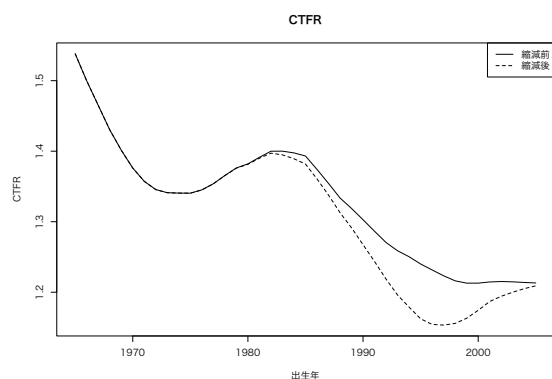


図9 コーホート合計出生率推計結果

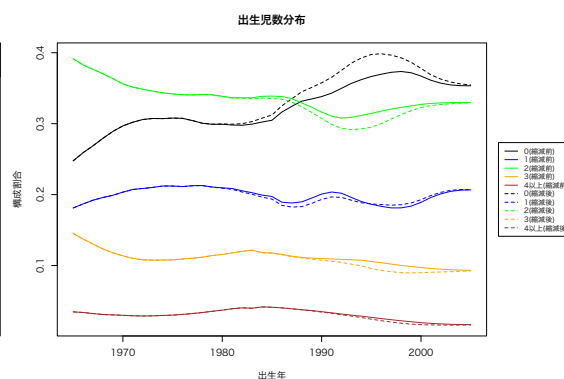


図10 出生児数分布推計結果

おわりに

本研究では、石井 (2024) の出生コーホート別結婚の多相生命表を用いて、これに国立社会保障・人口問題研究所 (2023) による出生率推計を組み合わせ、結婚状態と出生順位を考慮した多相生命表を用いた日本の出生行動のモデリングを試みた。また、構築された多相生命表を応用し、新型コロナウイルス感染症拡大が出生率の縮減に与えた影響評価を行った。これによれば、新型コロナウイルス感染症拡大によって1970年以降生まれのコーホートでコーホート合計出生率の縮減効果が観察され、1995年生まれコーホートで93.7%と最も大きくなっていることが明らかとなった。

本研究における多相生命表作成においては、出生は、未婚から有配偶への遷移時、または有配偶状態の中でだけ発生することを仮定した。また、有配偶から死別・離別への遷移、死別・離別から有配偶への遷移については、出生順位によらず、多相生命表で推計された遷移確率で遷移が起きることを仮定した。しかしながら、実際には死別・離別状態においても出生が発生し、出生順位が変動することはあり得る。また、有配偶から死別・離別への遷移確率や、死別・離別から有配偶への遷移確率は出生順位による格差が存在していると考えられる。このように、本研究における多相生命表作成には一定の制約が存在しており、このような点を精査していくことは今後の課題としたい。

謝辞: 本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金 (政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)) JPMH23AA2005 (「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」, 研究代表者: 小池司朗) の研究成果であり、本稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第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、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。

参考文献

- 石井太 (2024) 「結婚の多相生命表：基礎的概念と手法」, 『人口問題研究』, 第 80 巻, 第 3 号, pp.301–325.
- 石井太・別府志海・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑 (2024) 「多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計」, 『人口問題研究』, 第 80 巻, 第 3 号, pp.365–384.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『日本の将来推計人口（令和 5 年推計）』, 人口問題研究資料第 347 号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 菅桂太 (2019) 「期間出生力の生命表分析:シンガポール, 1980～2015 年」, 『人口問題研究』, 第 75 巻, 第 4 号, pp.324–344.
- 津谷典子・黒須里美・石井太 (2023) 「多相生命表からみた近世東北農村の結婚行動」, 日本人口学会第 75 回大会 (南山大学), 2023 年 6 月 11 日.
- 別府志海・石井太・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑 (2023) 「多相生命表からみた現代の結婚行動」, 日本人口学会第 75 回大会 (南山大学), 2023 年 6 月 11 日.
- Human Fertility Database, Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). Available at www.humanfertility.org.
- Inaba, Hisashi and Shoko Konishi (2025) “A mathematical model of human population reproduction through marriage,” *Japan Journal of Industrial and Applied Mathematics*, Vol. 42, No. 4, pp. 1407–1424.
- Retherford, Robert D, Hassan Eini-Zinab, Minja Kim Choe, Naohiro Ogawa, and Rikiya Matsukura (2013) “Multidimensional life table estimation of the total fertility rate and its components,” *Demography*, Vol. 50, No. 4, pp. 1387–1395.

就職氷河期世代の出生力

出生・卒業年コホートと婚前妊娠の状況、少子化対策の展開に着目して

南拓磨 守泉理恵 岩澤美帆

1. はじめに

就職氷河期世代とは、バブル崩壊後の1990年代から2000年代にかけて、不況の中で就職活動を行わざるを得なかった世代を指す。この就職氷河期世代が多く含まれる1970年代および1980年代に生まれた世代は、出生に関わるいくつかの重要な社会・経済の変化の影響を受けており、それら社会課題の理解にとって重要な分析対象となり得る。この世代は性行動規範が変化したことによって、それ以前の世代より婚前妊娠結婚の割合が上昇しており（岩澤・鎌田 2013）、さらに婚前妊娠結婚は比較的早婚のグループで多く見られる（鎌田 2005）。これらのことを考慮すれば、就職氷河期世代の人々の人生初期の経済的状況が、その後の家族形成にどのようなインパクトを与えたのかを分析するためには、婚前妊娠結婚の効果を統制することが不可欠である。加えて、この世代が家族形成を経験した時期は、政府が少子化対策を拡充した時期とも重なっている。つまり、1970年代および1980年代に生まれた世代の出生力の変動は、1）就職氷河期による経済的状況の影響、2）性行動規範の変化による婚前妊娠結婚増大の影響、3）政府の子育て支援策の拡充の影響、という3つの影響を同時に受けていると考えられる。とくに少子化対策の拡充が、家族形成にどのような影響を及ぼしたかについては、政策評価の観点から関心が高いため、前述した二つの要因を統制することで、政策効果についても検討をおこなう。

本研究は卒業年に着目したコホートを作成し、就職氷河期世代を正確に把握した上で、就職氷河期世代における実際の未婚率や平均出生子ども数の状況や婚前妊娠の効果の検討を行い、同時期に展開された少子化対策との関連を考察するものである。

2. 3つの社会・経済の変化と出生力

まずは、1）就職氷河期による経済的状況、2）性行動規範の変化による婚前妊娠結婚増大、3）政府の子育て支援策の拡充の3点が出生力にどのような影響を与えているのかについて、先行研究を確認する。

1) 就職氷河期世代

就職氷河期世代とは、バブル崩壊後の 1990 年代から 2000 年代にかけて、不況の中で就職活動を行わざるを得なかった世代である。内閣府は 1993 年～2004 年の期間を「就職氷河期」と定義し、2018 年時点で 35 歳～44 歳であった人々、つまり 1974 年～1983 年生まれの世代を就職氷河期の中心層としている（内閣府 2020）。実際に 1993 年～2004 年の期間合計特殊出生率を確認すると、1.46 から 1.29 へと続落しており、これはバブル崩壊後の経済不況のあおりをうけて、未婚率が上昇したために起こったという指摘がある（McDonald 2008）。

一方で近年の研究では、就職氷河期以降の世代はそれ以降の世代と比較すると、出生率が下げ止まったとする分析もある（近藤 2024）。近藤によると、40 歳時点の平均出生子ども数をみると、1970 年生まれと 1979 年生まれの平均出生子ども数はほぼ同じ水準であり、1980 年代生まれではむしろ微増傾向にある。就職氷河期（1993 年～2004 年）に出生率が下がった現象は、出産の時期のズレによるテンポ効果によって起こった見かけ上の変動であると近藤は指摘する。ただし、氷河期世代とその前後世代の家族形成については、若年期に複数回の転職を行うことで、結婚のタイミングが遅れ、未婚になる傾向があり、予定子ども数を少なくする傾向があることも指摘されている（中田 2024）。

2) 性行動規範の変化による婚前妊娠結婚増大

婚前妊娠結婚とは、「妊娠後、出産までの間に結婚する事象」のことである（Akerlof et al. 1996）。これは主として妊娠をきっかけとした結婚のことを指し、結婚後に妊娠、出産する婚後妊娠や、結婚前に妊娠、出産する婚外妊娠と区別される。岩澤と鎌田によれば、婚前妊娠結婚の割合は 1975 年時点で 7.5%だったが、1990 年には 16.2%、2005 年に 21.0%と増加している（岩澤・鎌田 2013）。この時期はちょうど就職氷河期世代が社会に出て家族形成を行う時期と一致している。一方、厚生労働省による「人口動態統計特殊報告」で第 1 子出生までの結婚期間が妊娠期間より短いという条件に当てはまる出生数を確認すると、それらが嫡出第一子出生に占める割合は 2015 年に 20.3%、2019 年には 18.4%と減少傾向にある。2010 年代後半以降は、婚前妊娠結婚は減少しているとみられる。

婚前妊娠結婚は、婚後妊娠結婚に比べて離婚が発生しやすいことがわかっているが（Teachman 2002; Rayomo et al. 2004）、追加出生が起こることでその離婚リスクは抑制される（南 2018）。その結果として、婚前妊娠結婚は婚後妊娠に比べて第二子出生の確率が高いという指摘もされている（Uchikoshi & Mogi 2018）。前述した就職氷河期世代の平均出生子ども数の下げ止まりには、この婚前妊娠結婚が増加したことが寄与している可能性がある。

3) 政府の子育て支援策の拡充

1993 年～2004 年という就職氷河期の期間は、子育て支援を中心とした政府の少子化対策が整備・拡充されていった最初の時期に当たる（守泉 2019）。1990 年代に入ると、政府は少子化問題に関する関係省庁連絡会議や有識者会議を次々と組織して対策を検討し、最初の総合的な少子化対策として「エンゼルプラン」が 1995 年に策定された。当時は「女性の仕事と家庭の両立支援」が中心的課題とされ、エンゼルプラン時は育児休業制度や保育サービスの拡充がおもに進められた。しかし、エンゼルプランを実施していた 1990 年代後半には、女性だけではなく男性を含めた日本社会の働き方・職場風土や家庭のあり方が注目された。ここでは、性別役割分業を基盤とした社会のあり方が議論の俎上に上がり、ジェンダー役割の平等化という視点で男性の育休取得や家事・育児分担の促進という政策課題も前面に出てきた。これらの視点を入れて、1999 年に新エンゼルプランが策定され、2000～2004 年に実施された。

1990 年代を通じて合計特殊出生率が下がり続け、もう一段の取り組みが求められる中、少子化対策のバックボーンとして 2003 年に少子化社会対策基本法が成立した。さらに、政府や自治体だけでなく、企業の取り組みも推進するために、次世代育成支援対策推進法（10 年の時限立法）が同年に成立した。基本法に基づく最初の「少子化社会対策大綱」の策定とその実行計画である「子ども・子育て応援プラン」、そして次世代法に基づく「次世代育成支援行動計画」（国・都道府県・市区町村及び常用雇用者 300 人以上の一般事業主が対象）が 2004 年度に策定され、2005 年度から開始された。さらに 2000 年代後半には、「ワーク・ライフ・バランス」をキーワードに働き方を見直す動きが活発化し、政労使のトップの合意で「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」及び「仕事と生活の調査推進のための行動指針」が策定された。

また、1990 年代半ば以降、バブル崩壊後の経済不況の中で若年層の就職難が問題となり、「就職氷河期」という言葉も広まった。2000 年代に入る頃から、若年層の雇用環境の悪化が結婚・出産に悪影響を与えているという認識が広まり、「若者の経済的自立支援」という観点が注目された。これにより、2005 年開始の子ども・子育て応援プランでは、若者の経済的自立支援（就業支援が中心）が少子化対策の柱の一つとなった。このように、2000 年代後半以降は両立支援だけでなく、少子化対策の中に若者の就業支援の視点も取り入れられるようになった。

1990 年代から 2000 年代の時期は、政府の少子化対策として仕事と家庭の両立支援や、保育サービスの拡充を中心とした子育て家庭への支援が中心となりつつも、若年層の経済的不利も視野に入れた政策が進展し始めた時期である。就職氷河期世代は、少子化対策の拡充期に学校を卒業して社会に出て、家族形成をする時期を過ごしており、こうした政策的要因も就職氷河期世代の人々の出生行動に影響を及ぼした可能性がある。

このように、就職氷河期世代の出生力には、複数の要因が異なる方向の影響を与えている可能性が示唆される。就職氷河期世代の初期の集団では、それ以前の世代から続く出生力低下の流れの中にあったが、1980 年前後生まれ頃の中期世代では底をうって、その後は就職氷河期世代の終わりにかけて上昇していくような趨勢が確認されている一方、中～後期世代では婚前妊娠結婚の増大が見られ、家族形成を考える時期に少子化対策が拡充されている。就職氷河期世代の出生力は、それらの影響を統制した上で、その推移の要因について検討する必要がある。

3. データ

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が実施している「出生動向基本調査」の調査票情報を用いる。「出生動向基本調査」は厚生労働省が実施する「国民生活基礎調査」の調査区を抽出枠として、その後続調査として実施されている。国民生活基礎調査の調査区から層化無作為抽出された調査区に居住する妻 50 歳未満（第 15 回調査まで）または妻 55 歳未満（第 16 回調査）の夫婦と、18～49 歳（第 15 回調査まで）または 18 歳～54 歳（第 16 回調査）の独身男女が調査対象である。本研究では、「最後の学校を卒業した年齢」を設問として設定した第 12 回調査以降、第 16 回調査までの夫婦、および独身者のデータを用いる。

本稿の分析では、最終学校を卒業した時期の経済状況が結婚・出産行動に与えた影響を分析するのに十分な期間をとるために、各調査回時点で 35 歳以上の女性を分析対象とした。また、「出生動向基本調査」では、独身女性についても出生数や出生歴を調査しているが、妊娠歴や詳しい結婚歴までは調査していないため、独身者について、その出生が婚前妊娠であったかどうかを判断することができない。そこで独身者のデータについては離死別経験者を除き、未婚者のみを分析対象とした。同様に離死別の効果を除外するため、夫婦データについても離死別経験者である再婚者を除き、初婚者のみを分析した。したがって、本研究で扱うデータは独身者票から得られた未婚女性と、夫婦票から得られた初婚女性を組み合わせたものとなっている¹。

¹ 第 12 回調査では独身者に子ども数はたずねておらず、第 13 回調査では最初の結婚で生んだ子ども数のみ調査しているため、婚前妊娠結婚の識別ができない。第 14 回調査以降は、調査時点までに生んだ子ども数と子どもの出生年月をたずねているが、結婚に関する情報は最初の結婚の開始・終了年月のみ調査していることから、独身者（離死別経験者）の婚前妊娠結婚を識別するには情報が不足している。同様に、夫婦についても、妻が現在の結婚以前に子どもを持っていればその数と出生年月を調べているが、前婚以前の結婚時期の情報は初婚についてのみ把握しており、婚前妊娠結婚を経験しているかどうかはわからない。

4. 世代の定義

本研究では就職氷河期の経済的影響を捉えるために、卒業年を起点とした卒業年コーホートと、出生年を起点とした出生コーホートの二つのコーホート（世代）を作成し、分析を行う。

卒業年コーホートは、1993年～2004年とした内閣府の定義をさらに前後期に区切った近藤（2024）の定義に準じて設定する。近藤（2024）は、1997年に北海道拓殖銀行と山一証券が相次いで倒産し、1998年に一層の不況となった影響を受けた1999年卒以降の世代と、それ以前の世代では雇用情勢が大きく異なることから、1998年以前に卒業した世代を「就職氷河期前期世代」、以後に卒業した世代を「就職氷河期後期世代」と呼んで区別した。本研究でも、1993年～1998年卒業コーホートと、1999年～2004年卒業コーホートに分けて分析する。また、比較のために1975年～1980年卒の世代を「オイルショック世代」、1981年～1986年卒の世代を「均等法以前世代」、1987年～1992年卒を「バブル世代」、2005年～2009年卒の世代を「ポスト氷河期世代」とそれぞれ呼称し集計する。

出生コーホートについては、卒業年コーホートに対応する形で出生コーホートを定義した。本研究では、1955年から1984年までの出生年について、5年刻みで出生コーホートを作成した。

こうして2つのコーホートを作成したが、卒業年コーホート内には、学歴や入学年の違いによって複数の生まれ年の人々が含まれている。図表1は、各卒業年コーホート内に含まれる生まれ年の幅を示している。

図表1 卒業年コーホートと卒業年、生まれ年の対応表

世代区分	卒業年	生まれ年
オイルショック世代	1975～1980年卒	1956～1961年
均等法直後世代	1981～1986年卒	1962～1967年
バブル世代	1987～1992年卒	1968～1972年
氷河期前期世代	1993～1998年卒	1973～1977年
氷河期後期世代	1999～2004年卒	1978～1982年
ポスト氷河期世代	2005～2009年卒	1983～1986年
リーマン震災世代	2010～2013年卒	1987～1991年
ポストリーマン世代	2014～2019年卒	1992～1996年
コロナ世代	2020～2025年卒	1997～2003年

5. 分析結果

1) 就職氷河期世代の学歴構成

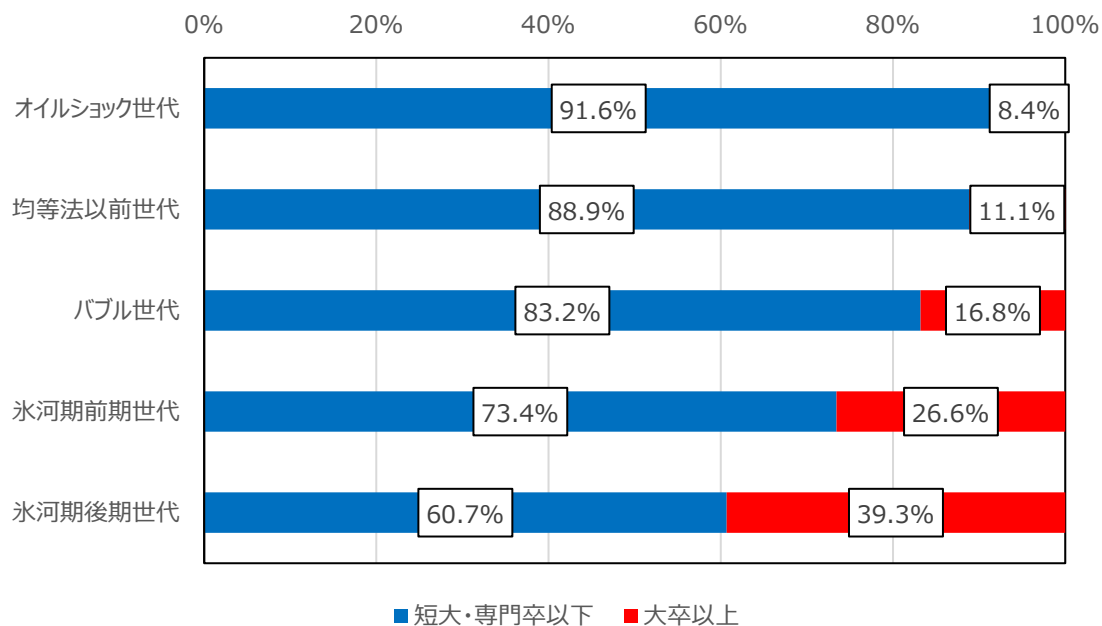
就職氷河期世代を卒業年で定義するということは、各出生コーホートにおける学歴構成割合の影響を強く受けるということを意味する。そのため、まずは就職氷河期世代における学歴構成を確認する。比較のため、就職氷河期より前の世代のデータも付した。本研究では、大学卒以上（大学、大学院卒）と短大・専門卒以下（短大・高専、専修・専門学校、高校、中学卒）の2カテゴリーに分類した。就職氷河期世代は、1990年代後半～2000年代の少子化対策拡充期に20代、30代を過ごしているが、この時期の少子化対策では両立支援の拡充が柱の一つであった。そうした政策は正規雇用者や規模が大きい企業の勤務者ほど利用しやすい傾向があるため、高学歴であるほどそうした企業に就職する割合が高いことから政策の成果を享受しやすかったと考えられる。そうした観点も考慮し、大卒以上とそれ以下の2カテゴリーでの分類とした。

各卒業世代における学歴構成については、図表2の通りである。就職氷河期前期世代では、短大・専門卒以下73.4%、大卒以上26.6%である。後期世代では、短大・専門卒以下60.7%、大卒以上39.3%となっており、短大・専門卒以下がそのシェアを減らし、大卒以上の割合が大幅に増加している。

図表2 調査時点35歳以上の女性（未婚・初婚）の学歴別客対数および構成割合

世代	全学歴	短大・専門卒以下	大卒以上	全学歴 (構成比)	短大・専門卒以下	大卒以上
総数	21,181	17,618	4,203	100.0%	80.7%	19.3%
オイルショック世代	3,037	2,783	254	100.0%	91.6%	8.4%
均等法以前世代	5,597	4,974	623	100.0%	88.9%	11.1%
バブル世代	6,407	5,331	1,076	100.0%	83.2%	16.8%
就職氷河期前期	4,444	3,264	1,180	100.0%	73.4%	26.6%
就職氷河期後期	2,050	1,244	806	100.0%	60.7%	39.3%

※以後もサンプルから離死別・再婚者は除いている

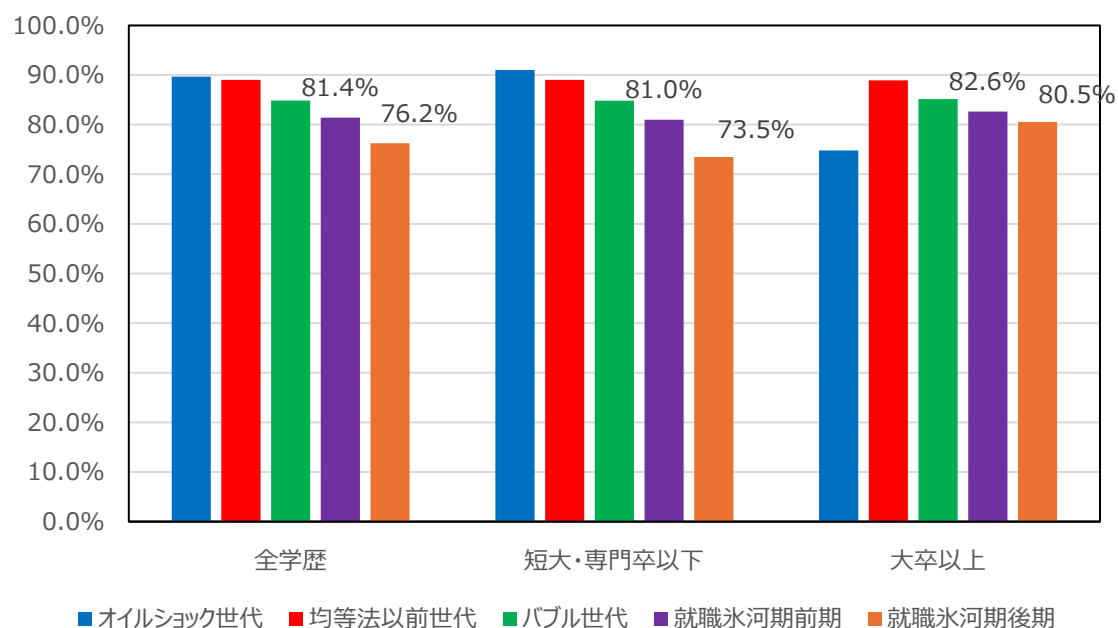


2) 就職氷河期世代の初婚割合

就職氷河期前期世代における35歳時点の初婚女性の割合は81.4%、就職氷河期後期世代では76.2%であり、その差は5.2ポイントの減少となっている。これを学歴別に確認すると、短大・専門卒以下で81.0%から73.5%へと7.5ポイントの減少、大卒以上で82.6%から80.5%へと2.1ポイントの減少となっており、短大・専門卒以下の減少幅の方が大きい。

図表3 調査時点35歳以上の女性における初婚女性の客対数と割合

世代	全学歴	短大・専門卒以下	大卒以上
総数	18,323	15,039	3,284
オイルショック世代	2,723	2,533	190
均等法以前世代	4,982	4,428	554
バブル世代	5,437	4,521	916
就職氷河期前期	3,618	2,643	975
就職氷河期後期	1,563	914	649
総数（構成比）	84.0%	85.4%	78.1%
オイルショック世代	89.7%	91.0%	74.8%
均等法以前世代	89.0%	89.0%	88.9%
バブル世代	84.9%	84.8%	85.1%
就職氷河期前期	81.4%	81.0%	82.6%
就職氷河期後期	76.2%	73.5%	80.5%

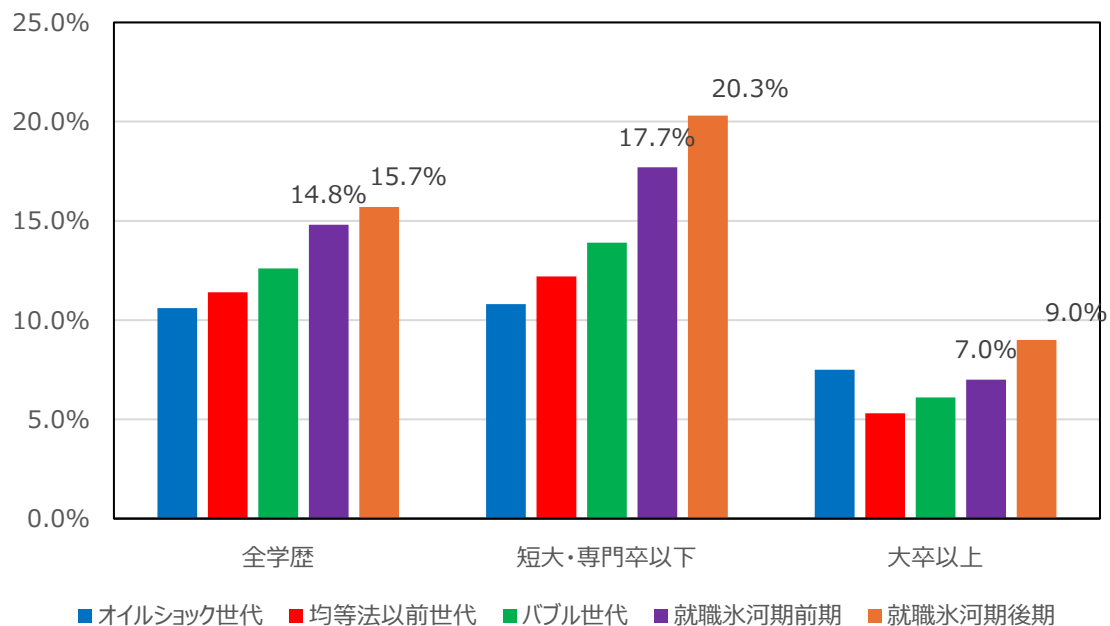


3) 就職氷河期世代の婚前妊娠の状況

就職氷河期前期世代における 35 歳時点の初婚女性において、その結婚が婚前妊娠結婚であったものの割合は 14.8%、就職氷河期後期世代では 15.7%である。これを学歴別に確認すると、短大・専門卒以下の前期世代で 17.7%、後期世代 20.3%、大卒以上の前期世代で 7.0%、後期世代で 9.0%であった。どちらの学歴区分でも、就職氷河期前期から後期にかけて、婚前妊娠結婚の割合は上昇している。特に就職氷河期後期世代の短大・専門卒以下では、初婚の約 5 分の 1 は婚前妊娠結婚であったことがわかる。

図表 4 初婚女性における初婚が婚前妊娠結婚であったものの割合

世代	全学歴	短大・専門卒以下	大卒以上
オイルショック世代	10.6%	10.8%	7.5%
均等法以前世代	11.4%	12.2%	5.3%
バブル世代	12.6%	13.9%	6.1%
就職氷河期前期	14.8%	17.7%	7.0%
就職氷河期後期	15.7%	20.3%	9.0%



4) 就職氷河期世代の平均出生子ども数と婚前妊娠の影響

図表5のa～cは、卒業年コーホートと出生コーホートの両方について、婚前妊娠結婚の有無と学歴別に35歳時点の平均出生子ども数を示したものである。

図表5の「a) 全体」について、表側の「出生コーホート」を見ると、就職氷河期前期世代における初婚女性総数で、35歳時平均出生子ども数は1.50人、就職氷河期後期世代では1.51人と横ばいである。一方で、婚前妊娠結婚であった女性の平均出生子ども数は氷河期世代前期で2.05人、後期で2.19人であるのに対し、婚前妊娠結婚ではなかった女性の平均出生子ども数は氷河期世代前期で1.40人、後期で1.38人であり、婚前妊娠結婚であったかどうかで差が見られる。

出生コーホート別に平均出生子ども数を確認すると、就職氷河期前期世代が含まれる1970～74年出生コーホートの総数で1.52人、前期世代と後期世代が含まれる1975～79年出生コーホートで1.50人、後期世代が含まれる1980～84年出生コーホートで1.61人であった。婚前妊娠結婚の有無別にみると、婚前妊娠結婚であった女性の平均出生子ども数は1970～74年出生コーホート総数で2.09人、1975～79年出生コーホートで2.11人、1980～84年出生コーホートで2.14人であるのに対し、婚前妊娠結婚ではなかった女性の平均出生子ども数は1970～74年出生コーホートで1.43人、1975～79年出生コーホートで1.37人、1980～84年出生コーホートで1.49人であった。

出生コーホートで分けた場合、その中には卒業学校の違いなどにより複数の卒業年コーホートが内在する。同じ出生コーホート内で卒業年コーホートごとの平均出生子ども数を比較すると、例えば1970～74年出生コーホートでは、バブル世代の総数の平均出生子ども

数は 1.59 人だったが、就職氷河期前期世代に入ると 1.49 人まで減少している。このように、同じ出生コホート内で見ると、新しい卒業年コホートほど平均出生子ども数が少なくなっている傾向が確認できる。これは新しい卒業年コホートの方が、学歴が高い女性が多く含まれており、低学歴の女性より高学歴の女性で平均出生子ども数が低い傾向にあることを反映しているためであると考えられる。

そこで、確認のために、短大・専門卒以下における卒業年コホートと出生コホート別にみた 35 歳時平均出生子ども数を見る（図表 5 の b）。1970～74 年出生コホートの総数では、バブル世代で 1.53 人、就職氷河期前期世代でも 1.53 人と横ばいになっている。婚前妊娠結婚の有無別に見ても、婚前妊娠結婚であった女性の平均出生子ども数は、バブル世代で 2.07 人、就職氷河期前期世代で 2.06 人であり、婚前妊娠結婚ではなかった女性では、バブル世代 1.43 人、就職氷河期前期世代 1.44 人である。このように、短大・専門卒以下では同一出生コホート内における卒業年コホートごとの差はほとんど見られなくなる。

一方、大卒以上における 1975～79 年出生コホート内の就職氷河期前期世代、後期世代の違いをみると（図表 5 の c）、出生コホート総数で、就職氷河期前期世代が 1.38 人、後期世代で 1.27 人であり、同じ学歴区分でも後期世代で平均出生子ども数が少なくなっている。この大卒以上・1975～79 年生まれについて婚前妊娠結婚の有無別に見ると、婚前妊娠結婚であった女性では、就職氷河期前期世代で 1.60 人、後期世代で 2.00 人であり、卒業年が後の世代で平均出生子ども数が多い。婚前妊娠結婚ではなかった女性では、前期世代は 1.37 人、後期世代は 1.21 人であり、婚前妊娠結婚グループとは逆に、後の世代で平均出生子ども数が減少していることが確認できる。

図表 5 婚前妊娠の有無別、学歴別にみた 35 歳時点の平均出生子ども数

a) 全体

平均出生子ども数	卒業年		1975～1980	1981～1986	1987～1992	1993～1998	1999～2004
	卒業年コーホート		オイル ショック	均等法直前	バブル	氷河期前期	氷河期後期
出生コーホート	総数	-	1.97	1.78	1.59	1.50	1.51
	婚前妊娠	-	2.35	2.25	2.12	2.05	2.19
	非婚前妊娠	-	1.92	1.72	1.52	1.40	1.38
1955～1959年生まれ	総数	1.93	1.96				
	婚前妊娠	2.30	2.36				
	非婚前妊娠	1.89	1.92				
1960～1964年生まれ	総数	1.81	1.97	1.79			
	婚前妊娠	2.26	2.37	2.25			
	非婚前妊娠	1.75	1.91	1.74			
1965～69年生まれ	総数	1.65		1.78	1.60		
	婚前妊娠	2.17		2.25	2.15		
	非婚前妊娠	1.58		1.69	1.54		
1970～74年生まれ	総数	1.52			1.59	1.49	
	婚前妊娠	2.09			2.11	2.05	
	非婚前妊娠	1.43			1.49	1.41	
1975～79年生まれ	総数	1.50				1.55	1.44
	婚前妊娠	2.11				2.07	2.22
	非婚前妊娠	1.37				1.42	1.33
1980～84年生まれ	総数	1.61					1.64
	婚前妊娠	2.14					2.16
	非婚前妊娠	1.49					1.50

b) 短大・専門卒以下

平均出生子ども数	卒業年		1975～1980	1981～1986	1987～1992	1993～1998	1999～2004
	卒業年コーホート		オイル ショック	均等法直前	バブル	氷河期前期	氷河期後期
出生コーホート	総数	-	1.95	1.76	1.57	1.51	1.55
	婚前妊娠	-	2.36	2.24	2.09	2.05	2.18
	非婚前妊娠	-	1.90	1.70	1.49	1.40	1.40
1955～1959年生まれ	総数	1.96	1.95				
	婚前妊娠	2.34	2.37				
	非婚前妊娠	1.92	1.92				
1960～1964年生まれ	総数	1.82	1.94	1.79			
	婚前妊娠	2.27	2.37	2.24			
	非婚前妊娠	1.76	1.87	1.74			
1965～69年生まれ	総数	1.66		1.74	1.61		
	婚前妊娠	2.16		2.23	2.12		
	非婚前妊娠	1.59		1.65	1.54		
1970～74年生まれ	総数	1.52			1.53	1.53	
	婚前妊娠	2.07			2.07	2.06	
	非婚前妊娠	1.42			1.43	1.44	
1975～79年生まれ	総数	1.49				1.49	1.50
	婚前妊娠	2.10				2.05	2.25
	非婚前妊娠	1.35				1.36	1.35
1980～84年生まれ	総数	1.61					1.62
	婚前妊娠	2.12					2.11
	非婚前妊娠	1.48					1.48

c) 大卒以上

平均出生子ども数	卒業年		1975～1980	1981～1986	1987～1992	1993～1998	1999～2004
	卒業年コーホート		オイル ショック	均等法直前	バブル	氷河期前期	氷河期後期
出生コーホート	総数	-	1.81	1.52	1.37	1.23	1.28
	婚前妊娠	-	2.13	1.83	1.89	1.69	1.93
	非婚前妊娠	-	1.79	1.51	1.33	1.19	1.21
1955～1959年生まれ	総数	1.73	1.62				
	婚前妊娠	1.96	2.08				
	非婚前妊娠	1.71	1.73				
1960～1964年生まれ	総数	1.48		1.50	1.46		
	婚前妊娠	1.62		1.78	1.22		
	非婚前妊娠	1.47		1.48	1.48		
1965～69年生まれ	総数	1.29			1.36		
	婚前妊娠	1.84			1.98		
	非婚前妊娠	1.26			1.32		
1970～74年生まれ	総数	1.19				1.23	
	婚前妊娠	1.80				1.73	
	非婚前妊娠	1.14				1.19	
1975～79年生まれ	総数	1.27				1.38	1.27
	婚前妊娠	1.93				1.60	2.00
	非婚前妊娠	1.20				1.37	1.21
1980～84年生まれ	総数	1.43					1.43
	婚前妊娠	1.90					1.88
	非婚前妊娠	1.36					1.36

5) 未婚率を考慮した平均出生子ども数

前節で確認した平均出生子ども数は、初婚女性に限定して集計を行っているため、若い世代ほど未婚率が上昇している影響を考慮できていない。そこで、女性全体を①未婚者、②婚前妊娠結婚の者、③婚前妊娠結婚ではなかった者の3カテゴリーに分類し、未婚者の出生子ども数を一律に0人として各カテゴリーにおける出生子ども数と構成割合の積和をとったものを計算し、未婚率を考慮した平均出生子ども数を算出した。

図表6のa)をみると、就職氷河期世代における未婚と初婚の女性総数から生まれてくる平均出生子ども数は、出生コホート総数において前期世代で1.14人、後期世代で1.11人である。これを学歴別に見ると、短大・専門卒以下(図表6のb)の前期世代では1.19人、後期世代では1.17人、大卒以上(図表6のc)の前期世代では1.00人、後期世代では1.01人となる。つまり、婚前妊娠結婚グループの出生力上昇は、各学歴グループにおける出生子ども数0人の未婚者増加による出生力減退で相殺されてしまっている。

同じく表6のb、cで出生コホート別に未婚率を考慮した平均出生子ども数をみると、未婚率を考慮していない集計結果と同様に、短大専門卒以下では1975～1979年出生コホート、大卒以上では1970～1974年出生コホートをそれぞれ底として、それ以後の出生コホートで卒業年総数の平均出生子ども数が多くなっている。これを婚前妊娠結婚の有無別にみると、非婚前妊娠結婚グループでは、短大・専門卒以下で1970～1974年出生コホートで1.00人だったものが、1975～1979年生まれ出生コホートで0.85人と、平均出生子ども数が低下している。一方、大卒以上においては、1970～1974年出生コホートで0.86人だったものが1980～1984年出生コホートでは0.96人に増加している。つまり、就職氷河期世代で横ばいしないし、後期にかけて増加傾向が見られた平均出生子ども数は、短大・専門卒以下では婚前妊娠結婚グループの高い出生力の影響を受けており、大卒以上では非婚前妊娠結婚グループの出生力の上昇の影響を受けている。このうち後者に関しては、この時期に次々に拡充されていった少子化対策の影響を受けている可能性がある。

図表 6 未婚女性の子ども数を 0 と仮定したときの、35 歳時点の平均出生子ども数

a) 全体

未婚率を考慮した分解	卒業年		1975～1980	1981～1986	1987～1992	1993～1998	1999～2004
	卒業年コーホート		オイル ショック	均等法直前	バブル	氷河期前期	氷河期後期
出生コーホート	総数	-	1.78	1.53	1.29	1.14	1.11
	婚前妊娠	-	0.22	0.22	0.22	0.23	0.25
	非婚前妊娠	-	1.56	1.31	1.07	0.91	0.86
1955～1959年生まれ	総数	1.75	1.78				
	婚前妊娠	0.17	0.18				
	非婚前妊娠	1.58	1.60				
1960～1964年生まれ	総数	1.60	1.77	1.57			
	婚前妊娠	0.21	0.30	0.18			
	非婚前妊娠	1.39	1.47	1.39			
1965～69年生まれ	総数	1.36		1.49	1.30		
	婚前妊娠	0.22		0.28	0.18		
	非婚前妊娠	1.14		1.21	1.12		
1970～74年生まれ	総数	1.20			1.27	1.14	
	婚前妊娠	0.23			0.27	0.18	
	非婚前妊娠	0.97			1.01	0.96	
1975～79年生まれ	総数	1.13				1.17	1.08
	婚前妊娠	0.27				0.30	0.20
	非婚前妊娠	0.86				0.86	0.89
1980～84年生まれ	総数	1.18					1.21
	婚前妊娠	0.30					0.33
	非婚前妊娠	0.88					0.88

b) 短大・専門卒以下

未婚率を考慮した分解	卒業年		1975～1980	1981～1986	1987～1992	1993～1998	1999～2004
	卒業年コーホート		オイル ショック	均等法直前	バブル	氷河期前期	氷河期後期
出生コーホート	総数	-	1.79	1.55	1.32	1.19	1.17
	婚前妊娠	-	0.23	0.24	0.24	0.28	0.33
	非婚前妊娠	-	1.56	1.32	1.08	0.91	0.84
1955～1959年生まれ	総数	1.79	1.80				
	婚前妊娠	0.18	0.19				
	非婚前妊娠	1.60	1.61				
1960～1964年生まれ	総数	1.65	1.77	1.62			
	婚前妊娠	0.23	0.30	0.20			
	非婚前妊娠	1.42	1.47	1.41			
1965～69年生まれ	総数	1.42		1.49	1.36		
	婚前妊娠	0.24		0.28	0.21		
	非婚前妊娠	1.17		1.22	1.15		
1970～74年生まれ	総数	1.25			1.27	1.23	
	婚前妊娠	0.26			0.27	0.24	
	非婚前妊娠	1.00			1.01	1.00	
1975～79年生まれ	総数	1.17				1.17	1.20
	婚前妊娠	0.32				0.32	0.30
	非婚前妊娠	0.85				0.84	0.90
1980～84年生まれ	総数	1.19					1.21
	婚前妊娠	0.36					0.37
	非婚前妊娠	0.84					0.84

c) 大卒以上

未婚率を考慮した分解	卒業年		1975～1980	1981～1986	1987～1992	1993～1998	1999～2004
	卒業年コーホート		オイル ショック	均等法直前	バブル	氷河期前期	氷河期後期
出生コーホート	総数	-	1.69	1.36	1.15	1.00	1.01
	婚前妊娠	-	0.13	0.09	0.10	0.10	0.14
	非婚前妊娠	-	1.57	1.27	1.05	0.91	0.87
1955～1959年生まれ	総数	1.58	1.63				
	婚前妊娠	0.13	0.12				
	非婚前妊娠	1.46	1.51				
1960～1964年生まれ	総数	1.29		1.31	1.26		
	婚前妊娠	0.07		0.07	0.08		
	非婚前妊娠	1.22		1.24	1.18		
1965～69年生まれ	総数	1.09			1.14		
	婚前妊娠	0.09			0.09		
	非婚前妊娠	1.00			1.05		
1970～74年生まれ	総数	0.97				1.00	
	婚前妊娠	0.11				0.10	
	非婚前妊娠	0.86				0.90	
1975～79年生まれ	総数	1.02				1.19	0.99
	婚前妊娠	0.13				0.10	0.12
	非婚前妊娠	0.89				1.09	0.87
1980～84年生まれ	総数	1.16					1.20
	婚前妊娠	0.20					0.19
	非婚前妊娠	0.96					1.01

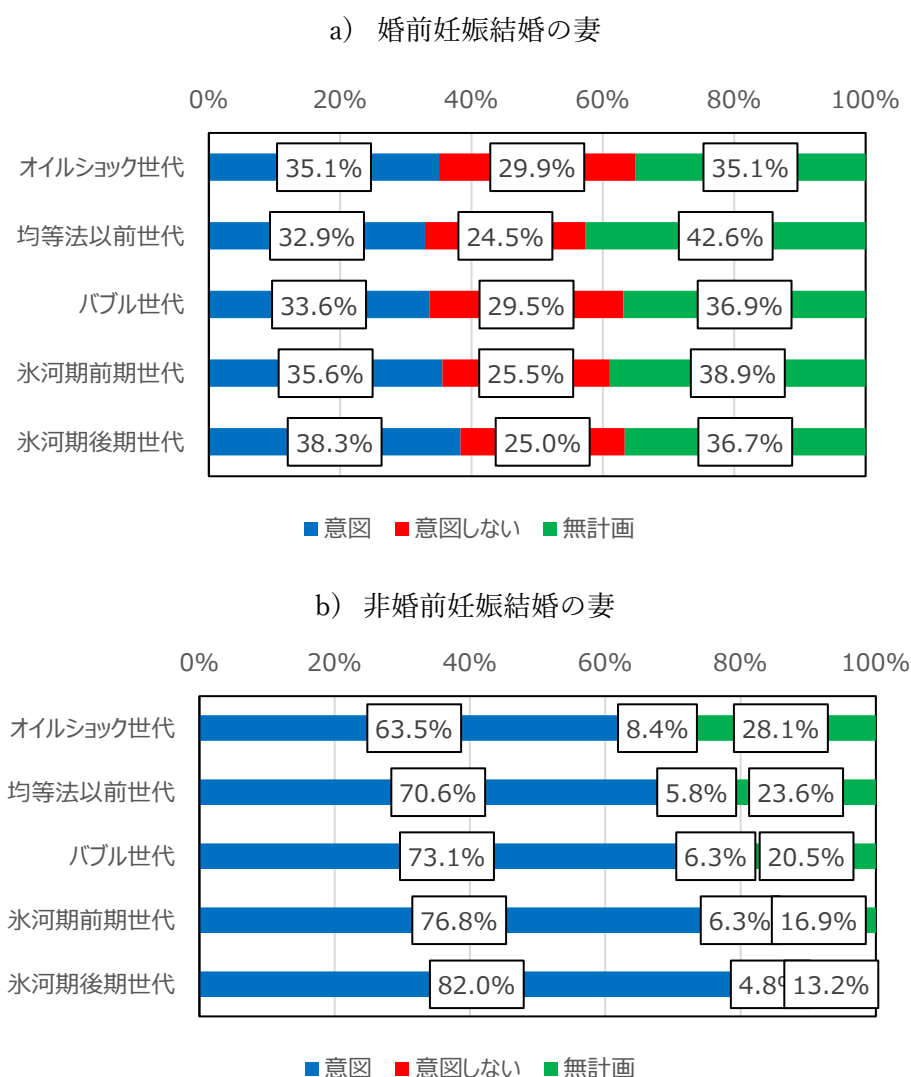
6) 婚前妊娠結婚の場合の第1子の妊娠意図

出生動向基本調査では、第13回調査以降において、調査時点までの夫婦の妊娠歴（第5妊娠まで）の設問で、各妊娠における妊娠前の妊娠意図を質問している。これを用いて、初婚同士の夫婦の妻を対象に、第一子について妊娠前の予定が「早く子どもがほしかった」と回答したものを「意図した妊娠」、「まだ妊娠するつもりではなかった」「もう妊娠するつもりはなかった」と回答したものを「意図しない妊娠」、「特に考えていなかった」と回答したものを「計画していない妊娠」と分類した。ただし、第一子の妊娠意図であるため、「意図しない妊娠」のほとんどは「まだ妊娠するつもりではなかった」という希望と実際の妊娠時期のミスマッチに由来するものである。そして、各世代における妊娠意図別の構成割合を婚前妊娠結婚の有無別に集計した。

図表7aの婚前妊娠結婚ありの集計では、「意図した妊娠」だった割合が35%前後、「意図しない妊娠」が25%程度、「計画していない妊娠」が35～40%程度で、世代による大きな変化はみられない。図表7bの非婚前妊娠結婚と比べると「意図しない妊娠」の割合は高く、意図したより早い時期（つまり若い年齢）で子どもを持つことになった女性がどの世代にも4分の1程度いる。「計画していない妊娠」は、その後の妊娠結果はほとんどが出生であることから、子どもがいつできても生むつもりという考え方に近いとみられる。

非婚前妊娠結婚では、若い世代ほど「早く子どもがほしかった」の割合が高まっており、「考えていなかった」という自然に任せる考え方や、意図しない妊娠の割合は低下している。若い世代になるほど、明確に子どもがほしいという意図がある中で子どもを持つ行動が強まっている。婚前妊娠結婚ではない女性の方が圧倒的に多いことから、氷河期世代では、それ以前の世代に比べ、明確に子どもがほしいと思える状況になるまで妊娠しないよう行動をコントロールしている夫婦が多いとみられる。

こうした、妊娠に際しての意図の傾向の違いは、次の妊娠意図別の平均出生子ども数の差に影響している可能性がある。



図表 7 婚前妊娠結婚の有無別にみた妊娠意図の構成割合

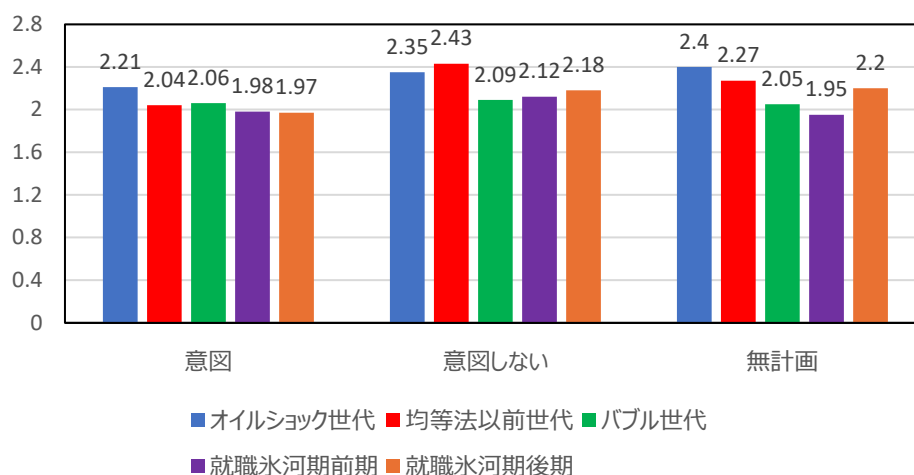
7) 妊娠意図別に見た平均出生子ども数

第一子の妊娠意図はその後の追加出生に影響しているのだろうか。婚前妊娠結婚の有無別、妊娠意図別に 35 歳時点の平均出生子ども数を確認すると、婚前妊娠結婚だった女性のうち、第 1 子が「意図した妊娠」であった女性の 35 歳時点の平均出生子ども数は、就職氷河期後期世代で 1.97 人と 2 人を下回っていた（図表 8 a）。一方、「意図しない妊娠」であった女性では、就職氷河期後期世代で 35 歳時点の平均出生子ども数は 2.18 人であった。意図せず子どもを持った女性では、意図した妊娠だった女性より高い平均出生子ども数であることが確認された。「計画していない妊娠」の場合は、就職氷河期後期世代で 2.20 人であり、「意図しない妊娠」と同じレベルの平均出生子ども数であった。

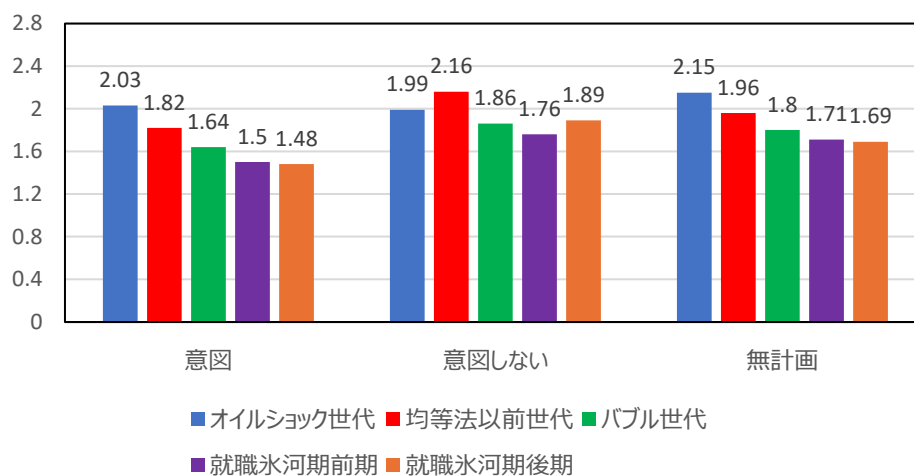
婚前妊娠結婚ではなかった女性で、第1子が「意図した妊娠」だった場合、35歳時点の平均出生子ども数は、就職氷河期後期世代で1.48人であった（図表8b）。「意図しない妊娠」だった場合は同世代で1.89人であり、「意図した妊娠」だった女性に比べて高い平均出生子ども数が確認された。「計画していない妊娠」だった場合は同世代で1.69人であり、「意図した妊娠」と「意図しない妊娠」の中間程度の平均出生子ども数であった。

第1子の妊娠意図の構成割合を婚前妊娠結婚の有無にかかわらず総数でみると（図の掲載は割愛）、「意図した妊娠」であった女性の割合が若い世代ほど増えており、「意図した妊娠」を行うものは、他の妊娠意図を持ったグループに比べて35歳時点の平均出生子ども数が低い。こうした妊娠意図の構成の変動が、若い世代ほど出生子ども数が低下している要因の一つとなっている可能性が示唆される。

a) 婚前妊娠あり



b) 婚前妊娠なし



図表8 婚前妊娠の有無別、妊娠意図別にみた35歳時点の平均出生子ども数

8) 就職氷河期の少子化対策の状況

ここまでの分析で、卒業年コホート別、出生コホート別に、未婚化の進展（出生数ゼロの未婚者の増大）と婚前妊娠結婚増大の影響を視野に入れた出生力変動の趨勢を確認することができた。最後に、各卒業年コホートが、どのような少子化対策を受けてきたのかを確認し、政策効果について検討する。

図表9は、生まれ年別に卒業年世代と25歳時の年次を特定し、25歳時の年次に沿って少子化対策の政策動向をまとめたものである。最初の総合的な少子化対策であるエンゼルプランが開始されたのは1995年であり、この年に25歳となったのは1970年生まれの人々で、卒業年世代としてはバブル世代に該当する。エンゼルプランは両立支援と保育サービスの拡充が柱であり、さらにエンゼルプラン開始の前後で、児童手当の変更や、特定扶養控除の引き上げ等の経済的支援も拡充され始めた。

就職氷河期前期世代が社会に出始めた頃は、育児休業制度の改善（育休給付金の支給開始等）を中心とした両立支援の充実や保育サービスの量的改善が目指され、さらに現在より相当規模は小さいながらも、経済的支援の引き上げが進められていた時期であった。少子化対策の初期は乳幼児期の子どもを持つ人々に対する子育て支援の拡充が中心であったため、30代の頃にこれらの政策の恩恵を受けた世代であるといえる。ただ、財政投入規模や保育の量的拡大規模、社会のジェンダー規範の変化はまだ十分ではなかった時期に家族形成期を迎えており、前期世代が入職する頃は、若者の就業支援政策に政府が本格的に取り組む前だったため、少子化対策の恩恵は限定的であった可能性がある。

一方、就職氷河期後期世代は、25歳になった時点ですでに2000年代に入っており、子ども・子育て応援プラン（第1次大綱）の展開、両立支援の充実を目指した次世代育成支援対策推進法に基づく行動計画の開始や仕事と生活の調和憲章の策定、若者の経済的自立支援の導入など労働分野での活発な政策的取り組みが行われていった時期に家族形成期を迎えている。出産後も仕事を続ける女性が増えたため、保育サービスの量的拡大が追いつかず待機児童問題が深刻化した。30代には子ども手当を皮切りとした児童手当の増額や育休給付金の引き上げといった経済的支援も拡充された。後期世代では大卒以上における非婚前妊娠結婚グループにおいて1970年代後半以降の出生コホートで35歳時点での平均出生子ども数の増加がみられており、その背景としてこうした少子化対策の拡充も一定程度影響していると考えられる。

図表9 世代と少子化対策の対応表（オイルショック世代～均等法以前世代）

世代	生まれ年	現在年齢 (2026年時点)	卒業年	25歳時点の年次での出生、政策の動向						
				25歳時点の年次	25歳時点第一子婚前妊娠率	少子化対策	●法律、報告書、プラン	▲仕事と家庭の両立支援	★経済的支援	■その他関連するトピック
オイルショック世代	1956	70歳	1975～1980年	1981	13.9%					
	1957	69歳		1982						
	1958	68歳		1983						
	1959	67歳		1984						
	1960	66歳		1985	18.6%					
	1961	65歳		1986						
均等法以前世代	1962	64歳	1981～1986年	1987						
	1963	63歳		1988						
	1964	62歳		1989			★所得税法改正：特定扶養控除創設（16～23歳未満）45万円			
	1965	61歳		1990			●1.57ショック、「これからの家庭と子育てに関する懇談会」報告書			
	1966	60歳		1991			●「健やかに子どもを産み育てる環境づくりに関する関係省庁連絡会議」報告書 ▲法定労働時間短縮（46→44時間）			
	1967	59歳		1992			●『平成4年度国民白書：少子社会の到来、その影響と対応』 ▲育児休業法施行（育休給付金なし） ★児童手当変更（第1子から支給・1歳未満、第2子以降5歳未満、1・2子5千円、3子以降1万円に支給引き上げ） ■ウェルカムベビーキャンペーン（民間運動）			

図表 10 世代と少子化対策の対応表（バブル世代）

世代	生まれ年	現在年齢 (2026年時点)	卒業年	25歳時点の年次での出生、政策の動向						
				25歳 時点の 年次	25歳 時点 第一子 婚前妊 娠率	少子化 対策	●法律、 報告書、 プラン	▲仕事と 家庭の両 立支援	★経済的 支援	■その他 関連する トピック
バブル世代	1968	58歳	1987 ～ 1992 年	1993	28.8%		●エンゼルプランプレリウド策定 ★児童手当変更（第1子以降3歳未満に）・所得税法改正：特定扶養控除引き上げ（45→50万円）			
	1969	57歳		1994			●「エンゼルプラン」策定（4大臣合意）、緊急保育対策等5か年事業策定 ■国際人口・開発会議（カイロ会議）			
	1970	56歳		1995	36.4%	エンゼルプラン（育休と保育サービス）	★育児休業給付の支給開始（休業前賃金の25%）・所得税法改正：特定扶養控除引き上げ（50→53万円） ★育休中の健康保険・厚生年金保険の本人負担分免除			
	1971	55歳		1996			■不妊専門相談センター設置開始 ■男女共同参画2000年プラン策定			
	1972	54歳		1997			●人口問題審議会報告『少子化に関する基本的考え方について』 ▲法定労働時間短縮（44→40時間）、完全週休2日制実施			

図表 11 世代と少子化対策の対応表（氷河期世代）

世代	生まれ年	現在 年齢 (2026 年時 点)	卒業年	25 歳時点の年次での出生、政策の動向						
				25 歳時 点の 年次	25 歳 時点 第一子 婚前妊 娠率	少子 化対 策	●法律、 報告書、 プラン	▲仕事と 家庭の両 立支援	★経済的 支援	■その他 関連する トピック
氷河期前期世代	1973	53 歳	1993 ～ 1998 年	1998	36.4%	エンゼルプラン（育休と保育サービス）	●「少子化への対応を考える有識者会議」提言（『夢ある家庭づくりや子育てができる社会を築くために』） ▲改正児童福祉法施行（保育所入所方法が措置制度→選択制に変更など） ★所得税法改正：特定扶養控除引き上げ（53→58 万円）			
	1974	52 歳		1999			●「新エンゼルプラン」策定（6 大臣合意）			
	1975	51 歳		2000	45.5%	新エンゼルプラン（日本社会の働き方問題視）	★児童手当法改正（支給対象年齢を義務教育就学前までに拡大）→代わりに年少扶養控除の加算廃止(48→38 万) ★育休中の厚生年金保険料の事業主負担分免除・ ■児童虐待防止法公布、男女共同参画基本計画決定（～05 年度）			
	1976	50 歳		2001			●保育所待機児童ゼロ作戦 ★育児休業給付の引き上げ（25%→40%） ■すこやか親子 21 開始（～09 年度）			
	1977	49 歳		2002			●少子化対策プラスワン策定（厚生労働省） ■経済財政運営と構造改革に関する基本方針 2002(基本方針第 2 弾) 少子化対策への歳出強化を明記（社会保障制度改革）			

世代	生まれ年	現在 年齢 (2026 年時 点)	卒業年	25 歳時点の年次での出生、政策の動向						
				25 歳時 点の 年次	25 歳 時点 第一子 婚前妊 娠率	少子 化対 策	●法律、 報告書、 プラン	▲仕事と 家庭の両 立支援	★経済的 支援	■その他 関連する トピック
氷河期後期世代	1978	48 歳	1999 ～ 2004 年	2003	45.5%	(日本社会の働き方問題視) 新エンゼルプラン	●次世代育成支援に関する当面の取組方針 ●少子化社会対策基本法、次世代育成支援対策推進法（10 年の時限立法）成立 ■若者自立・挑戦プラン			
	1979	47 歳		2004			●少子化社会対策大綱策定、子ども・子育て応援プラン策定・改正育児 ▲介護休業法成立（施行は 05 年 4 月） ★児童手当法改正(支給対象年齢を小三修了までに拡大) ★特定不妊治療助成事業開始(1 年度あたり上限 10 万)			
	1980	46 歳		2005	51.5%	子ども・子育て応援プラン（第 1 次大綱） (施策分野拡大、両立支援と保育の両輪中心)	●次世代育成支援対策推進法に基づく行動計画実施（国・都道府県・市区町村・常用雇用者 300 人以上の一般事業主） ▲改正育児法施行(条件付きで育児期間の 1 歳 6 ヶ月まで延長可、子の看護休暇創設等) ■男女共同参画基本計画（第 2 次）策定（～10 年度）			
	1981	45 歳		2006			●新しい少子化対策（少子化社会対策会議） ▲認定こども園スタート ★出産育児一時金 30→35 万円に増額 ■マタニティマーク（すこやか親子 21） ■男女雇用機会均等法改正			
	1982	44 歳		2007			●「子どもと家族を応援する日本」重点戦略 ●仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章、仕事と生活の調和推進のための行動指針策定（ワーク・ライフ・バランス推進官民トップ会議） ★児童手当の乳幼児加算開始（3 歳未満一律 1 万円／月） ★特定不妊治療助成事業拡充（1 回上限 10 万、年 2 回まで） ★育児休業給付の引き上げ（40%→50%） ■男女雇用機会均等法等の改正施行（妊娠・出産等を理由とする解雇の禁止から不利益な取扱いの禁止への拡大等） ■内閣府特命大臣(少子化対策・男女共同参画担当)任命			

6. 結論

本研究は、就職氷河期世代が多く含まれる 1970 年代および 1980 年代に生まれた世代の出生力について、1) 就職氷河期による経済的状況、2) 性行動規範の変化による婚前妊娠結婚増大、3) 政府の子育て支援策の拡充、という 3 つの影響を考慮してその変動について検討することを目的として行なった。「出生動向基本調査」の第 12 回～第 16 回の未婚女性、初婚女性のデータを用いて分析した。

まず、就職氷河期という経済的状況が出生力に与えた影響については、卒業年コーホートごとに平均出生子ども数の推移を観察する方法で検討した。初婚女性に限定して集計した結果では、就職氷河期前期世代において平均出生子ども数は最も少なくなっており、就職氷河期後期世代では回復傾向にあることが確認できた。しかし一方で就職氷河期前期世代よりも後期世代で未婚化が進んでいるため、その効果も加味した未婚女性（出生数ゼロと仮定）も含めた集計では、短大・専門卒以下では就職氷河期後期世代で平均出生子ども数が最も少なくなっていた。就職氷河期世代の非大卒のグループでは、未婚化の進展が有配偶者の出生力の回復の効果を相殺し、出生子ども数が抑えられていることがわかった。

性行動規範の変化による婚前妊娠結婚増大の影響については、婚前妊娠結婚の有無別に平均出生子ども数を集計することで観察した。学歴にかかわらず、均等法以前世代以降から初婚に占める婚前妊娠結婚の割合は増加しており、婚前妊娠結婚グループの平均出生子ども数は、非婚前妊娠結婚グループに比べて軒並み多くなっていた。婚前妊娠結婚は就職氷河期後期世代でもっとも多く、このことが後期世代の出生力回復を底支えしていたことがわかった。また、未婚者も含めた集計では、1970 年代以降の出生コーホートで、大卒以上における非婚前妊娠結婚グループの平均出生子ども数が増加していることも確認された。

政府の子育て支援策の拡充の影響については、就職氷河期前期世代から後期世代にかけて、25 歳時点の政策展開について時系列で見る方法で検討した。就職氷河期世代が社会に出た頃は、少子化対策が徐々に拡充していった時期であり、特に仕事と子育ての両立支援が進展し、続いて 2010 年前後からは経済的支援が大きく拡充し始めた時期であった。特に就職氷河期後期世代は、次世代育成支援対策推進法に基づく行動計画の実施や、子ども・子育て応援プランにおける若者の経済的自立支援、子育て支援分野の拡大などの恩恵を受けた可能性が高い。これは、1970 年代以降の出生コーホートで、大卒以上における非婚前妊娠結婚グループの平均出生子ども数の増加に寄与している可能性がある。

本研究を通じて、1970 年代から 1980 年代にかけての出生力について、就職氷河期世代の出生行動の観察を通じて、経済的状況、婚前妊娠、少子化対策の 3 つがどのように出生力に影響を与えていたのかについて、その状況を描画することができた。今回の研究枠組みを用いて、世代区分だけでなく、直接的に影響を及ぼしたと考えられる就業状況についても、今後分析をしていきたい。また、今回の分析では女性側の学歴とそれに紐付いた卒業年コーホートで分析を行っているため、夫側、男性側も含めた分析についても分析を行っていくこ

とで、1970 年代から 1980 年代にかけての出生力変動の状況をより精緻に分析していくことを今後の課題としたい。

【謝辞】

使用した「出生動向基本調査」の個票データは、厚生労働科学研究費補助金（政策家学推進事業）「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」のもとで、統計法第 33 条に基づく二次利用申請により使用の承認（令和 7 年 11 月 6 日）を得たものである。

本研究で用いた出生動向基本調査のデータセットの整備において、国立社会保障・人口問題研究所の吉田航氏、木村裕貴氏にご協力いただいた。ここに感謝の意を表する。

【参考文献】

- 岩澤美帆, 鎌田健司 (2013) 「婚前妊娠結婚経験は出産後の女性の働き方に影響するか?」, 『日本労働研究雑誌』, No.638, pp.17-32.
- 鎌田健司 (2005) 「婚前妊娠に関する社会経済的要因の分析」, 『経済学研究論集』, 明治大学大学院, 第 24 号, pp.45-63.
- 近藤絢子 (2024) 『就職氷河期世代』, 中央公論社.
- 内閣府 (2020) 『日本経済 2019-2020』.
- 中田大悟 (2024) 「若年期における就業の安定性が年金資産蓄積と社会資本形成に与える影響」, 『IPSS Working Paper Series』, 国立社会保障・人口問題研究所, 第 76 号, pp1-31.
- 南拓磨 (2018) 「子はいがいの統計的検証—婚前妊娠結婚と夫婦紐帯の連関に関する多変量解析—」, 『政治経済学研究論集』, 明治大学大学院, 第 2 号, pp.147-158.
- 守泉理恵 (2019) 「近年における「人口政策」—1990 年代以降の少子化対策の展開」, 小島宏, 廣嶋清志編 『人口政策の比較史：せめぎあう家族と行政』, 日本経済評論社.
- Akerlof, G., Yellen, J., and Katz, M. (1996) “An Analysis of out-of wedlock childbearing in the United States”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, Issue 2, pp. 277-317.
- McDonald, P., 佐々井司訳, (2008) 「非常に低い出生率：その結果, 原因, 及び政策アプローチ」, 『人口問題研究』, 第 64 巻, 第 2 号, pp.46-53.
- Raymo, J. M., Iwasawa, M., and Bumpass, L. (2004) “Marital dissolution in Japan: Recent trends and differentials”, *Demographic Research*, 11, pp. 395-419
- Teachman J. D. (2002) “Stability across Cohort in Divorce Risk Factors.”, *Demography*, 39(2), pp331-351.
- Uchikoshi, Fumiya and Mogi, R. (2018) “Order matters: The effect of premarital pregnancy on second childbearing in Japan”, *Demographic Research*, 39(48), pp.1305-1330.

出生率変化と出生数変動： 「日本の将来推計（令和5年推計）」条件付推計の応用

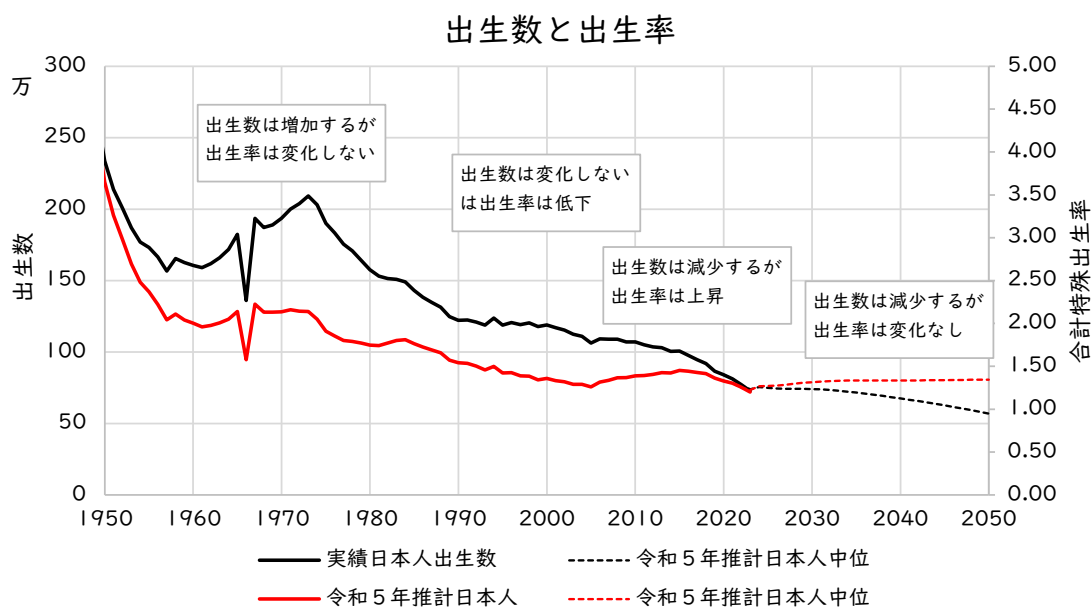
岩澤美帆、別府志海

1. はじめに

将来の出生率が変化すると、将来の出生数も変化する。しかし、出生率の変化は、中長期的には将来の母親になる女性人口にも影響し、それを通じて出生数が影響を受けるため、出生率と出生数との関係は単純ではない。実際に過去の出生数と出生率の関係は、その時々によって変化してきた（図1）。

将来について、出生率の出生数への影響を定量的に示すためには、将来人口推計を活用することが有効である。本研究では「日本の将来人口推計（令和5年推計）」、とくに条件付推計によって、出生率の将来出生数に対する影響を明らかにする。さらに、推計の結果を利用し、特定年次の特定水準の出生数が実現する際に想定される出生率を推定する方法を示す。

図1 出生数と合計特殊出生率の推移



将来人口推計は、出生や死亡、人口移動といった動態事象について将来動向を仮定し、基準となる性別年齢別人口を出発点として、その仮定に従って実現する翌年の人口を逐次的に計算するシミュレーションである。

将来予測として活用することを目的とし、蓋然性が高い中立的な仮定を置いた推計は、各国の公的推計や国際研究機関による推計の中位推計（多くの場合、蓋然性がある範囲で高位、低位の幅をもった形で）として、多くの社会経済計画に利用されている。

一方、蓋然性とは無関係に、様々な動態水準が将来人口および動態数にどのくらいのインパクトを与えるかを知る目的で、条件付推計（感応度分析）も行われる。2023年に公表された「日本における将来推計人口（令和5年推計）」においても、出生および死亡に関する中位、高位、低位推計という基本推計のほか、2020年の最新実績の水準で動態率を固定する一定推計、国際人口移動がない封鎖人口推計、そして、出生率や国際人口移動の仮定値を機械的に様々な水準で設定した条件付推計が実施されている。

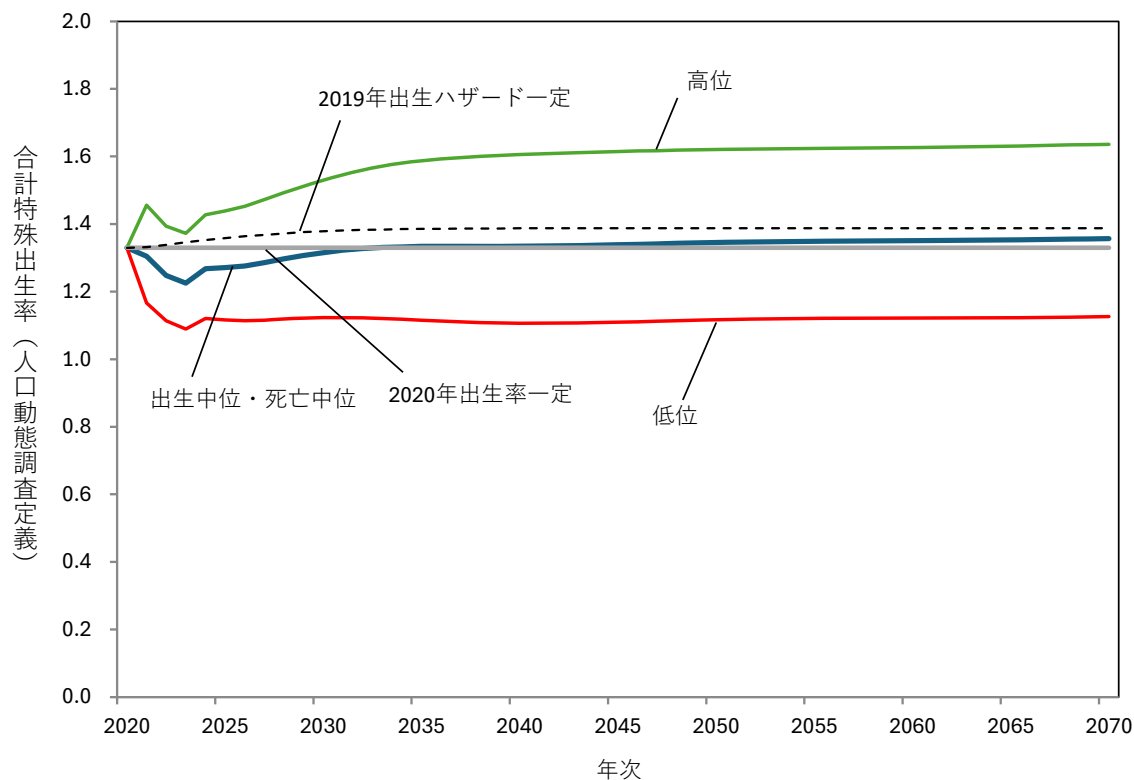
こうした様々な条件の仮定を用いた将来推計は、人口動態の仮定と人口動態数との関係を捉えるために有効である。とくに出生率の変化が、中長期的には女性人口の変化を通じても出生数に影響を与えるメカニズムを捉えることができる。

本研究は、この将来人口推計のしくみを使って、以下3つの点を明らかにする。(1)はじめに、将来出生数に対する人口構造の影響を明らかにする。具体的には、年齢別出生率を推計時点での実績値の値に固定した推計と、中位仮定にもとづく結果との比較を行う。(2)次に、出生率仮定の水準の違いが将来の出生数にどの程度のインパクトを与えるかを、令和5年推計の結果をもとに提示する（感応度分析）。(3)最後に、この結果を活用し、逆の視点に立ち、将来の特定年次の特定水準の出生数の対応する出生率仮定の水準を求める算定方法を示す。

2. 年齢別出生率を基準時点の実績で固定した出生数推計

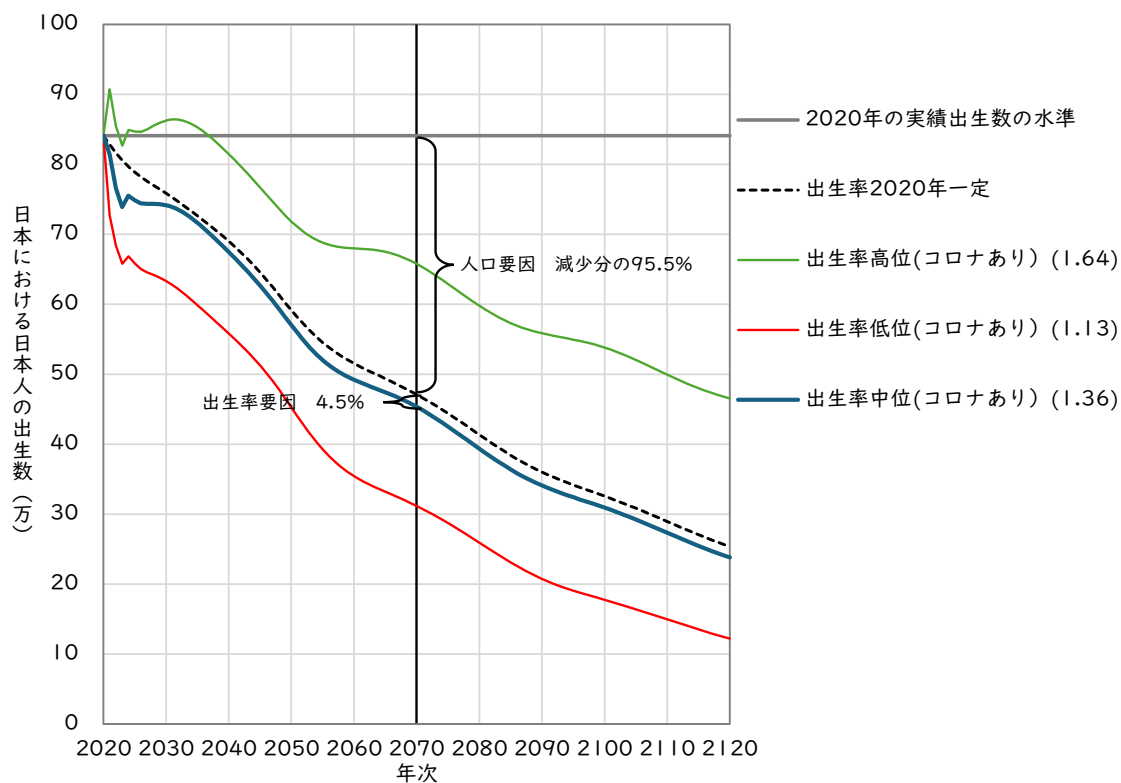
将来の出生数は年齢別出生率の仮定および再生産年齢の年齢別女性人口の規模と構造に依存する。そこで、2020年の出生数水準から中位仮定に従って減少する出生数のうち、どの程度が女性の年齢別人口の変化に起因するのかわ知るために、年齢別出生率を2020年で固定した推計の結果を示す。また、その出生数を、中位推計、高位推計、低位推計と比較する。2020年出生率一定仮定、および中位、高位、低位の仮定の合計特殊出生率の推移を図2に示した。なお、中位仮定においては、初婚ハザードは2019年以降一定なので、初婚行動の変化は見込まれていない。

図2 2020年出生率一定、中位、高位、低位仮定における合計特殊出生率



2020年の日本における日本人の出生数は840,836であった。2070年の中位仮定は453,380に対し、2020年の年齢別出生率を固定した推計結果は470,911であった（図3）。減少分の95.5%が女性の年齢別人口の変化による減少であり、2021年以降の出生率仮定の変化の影響（コロナ禍による結婚・出生減の影響を含む）は減少分の4.5%であり、減少のほとんどが年齢別人口の変化によって説明できる。ただし、高位推計の結果では、2036年でも84万を維持しており、2070年に1.36の水準を示す高位推計の場合は、2030年代まで人口構造による減少を補完することがわかる。ただし、高位推計であっても、その後、出生数が長期的に減少すると推計される。

図3 2020年出生率一定仮定による出生数推計および中位・高位・低位仮定による出生数推計



3. 出生率水準の違いによる出生数

令和5年推計では、基本推計においては、出生率は中位仮定、高位仮定、低位仮定の3つの仮定で推計され、条件付推計においては、機械的に設定された7つの水準で推計がなされている。各水準の年齢別出生率は、基本推計の中位・高位・低位の3仮定を用い、各年における3仮定の年齢別出生率を線形補間(補外)することによって年齢別出生率を作成することとした。出生率のレベルについては、2070年における人口動態調査定義の合計特殊出生率が2.20、2.00、1.80、1.60、1.40、1.20、1.00となるような線形補間(補外)比を求め、これを固定して他の年次にも適用することとした。図4は、これらの仮定に基づく合計特殊出生率の推移を示したものであり、図5は中位水準からの各仮定との相対比を示している。

図4 出生率の各水準

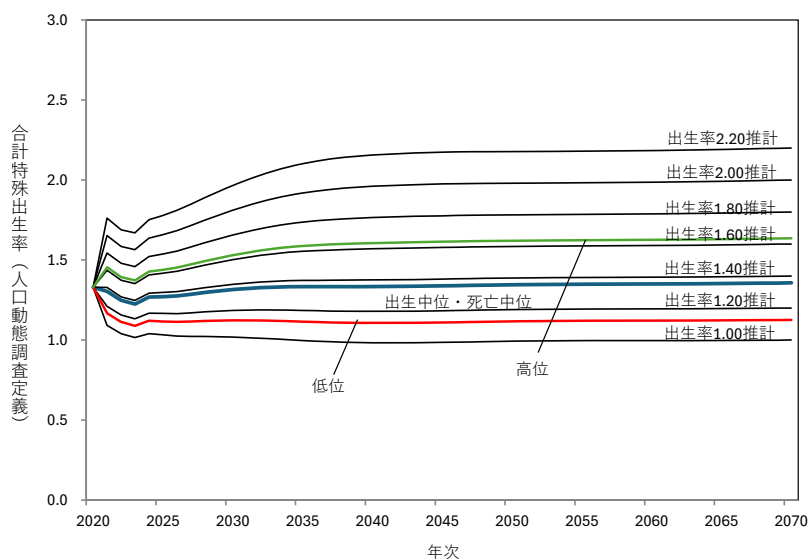
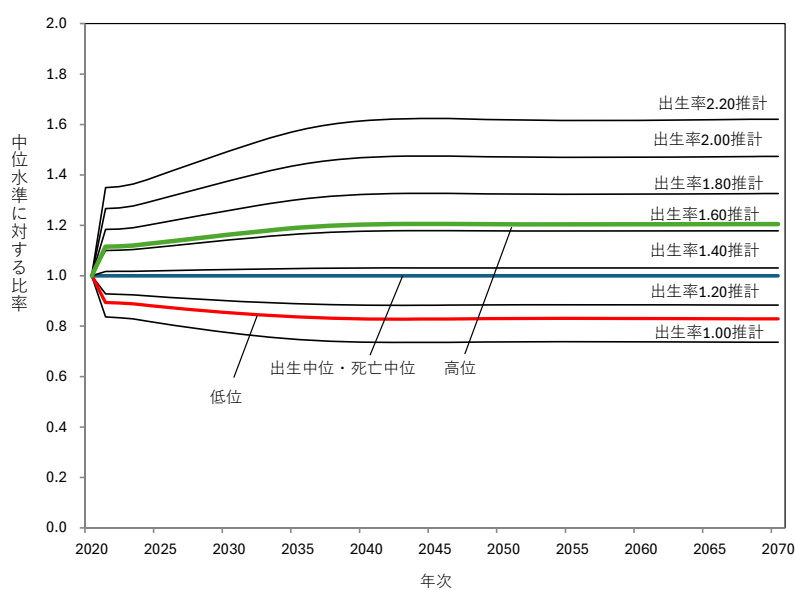


図5 中位仮定を基準とした各水準との対比



これらのように出生率仮定が変化した場合に、出生数がどのように変わるのかを示したのが図6である。なお、死亡仮定、国際人口移動に関する仮定は中位推計のものをを用いている。

図6 出生率仮定値の水準別にみた将来出生数の推移

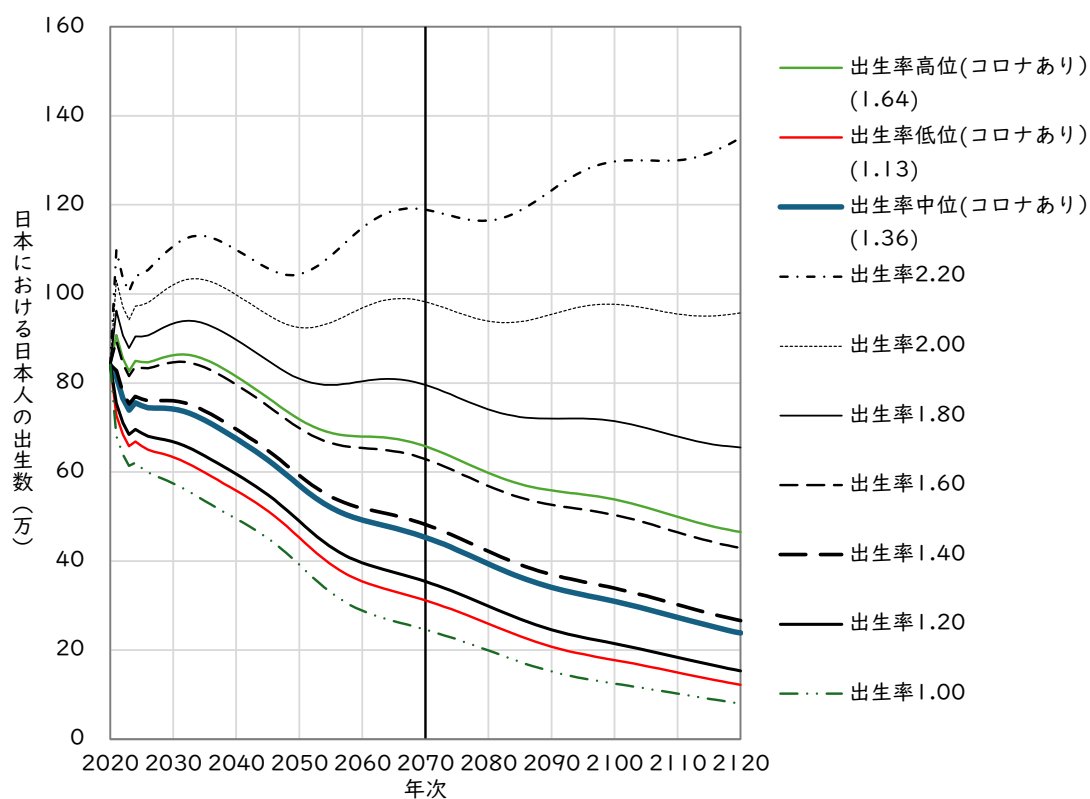
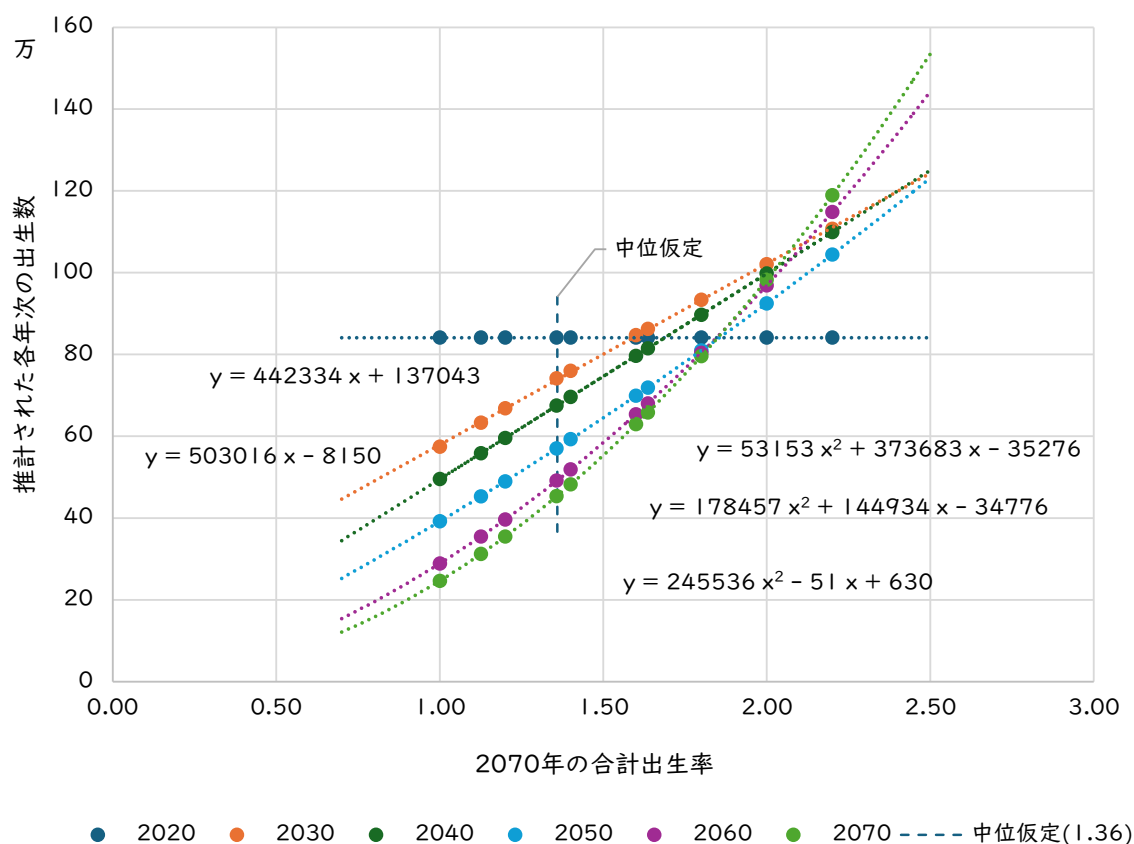


表1 2070年の合計特殊出生率の水準別にみた推計された特定年次の将来出生数

	出生率高 位(コロナ あり) (1.64)	出生率低 位(コロナ あり) (1.13)	出生率中 位(コロナ あり) (1.36)	出生率 2.20	出生率 2.00	出生率 1.80	出生率 1.60	出生率 1.40	出生率 1.20	出生率 1.00
2070年の 合計 出生率	1.64	1.13	1.36	2.20	2.00	1.80	1.60	1.40	1.20	1.00
推計された各年次の出生数										
2020	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835
2030	862,284	633,210	741,449	1,107,353	1,020,320	933,389	846,578	759,913	667,825	574,432
2040	814,595	558,228	674,816	1,098,930	997,823	896,977	796,412	696,156	595,486	495,020
2050	718,369	452,639	570,193	1,044,203	924,605	809,416	698,643	592,300	489,504	391,632
2060	679,804	354,218	491,776	1,148,304	968,556	803,715	653,759	518,668	395,890	288,465
2070	657,747	311,734	453,380	1,189,209	982,423	795,748	629,041	482,158	354,144	245,918

図7 2070年の合計特殊出生率の水準別にみた推計された特定年次の将来出生数



将来人口推計のしくみを使うと、出生率仮定値の違いによる各年次の出生数の違いを知ることができる。では、特定の年次の特定の出生数を実現するための出生率の水準はどのように求めることができるか。ここでは、上記の出生率と出生数の関係から、それを求める。

出生率仮定による将来出生数の違いを、2070年の合計特殊出生率の水準と特定年次の出生数との関係で示したものが表1と図7である。

図7には、仮定に用いた出生率の2070年の合計特殊出生率の水準（横軸）と推計された各年時の出生数の関係を示したものであり、年次別に関係を近似式を推定した。2030年、2040年は一次関数（線形）モデルで近似できる。一方2050年、2060年、2070年は二次関数モデルで近似できる。これは推計時点から長時間経過するほど、出生率が生産年齢人口の変化を通じて出生数に影響するからだと考えられる。

4. 特定年次の特定水準の出生数に対応する出生率仮定

前節で、将来出生数を出生率仮定値の関数とする、一次関数モデル、二次関数モデルが推定された。この関係から、特定年次の出生数が実現するときに想定される出生率水準を計算する方法を示す。

一次関数の近似式は以下である。

$$B_t = c_t + b_t \cdot TFR_{2070} .$$

ここで、 B_t は t 年の出生数、 c_t は切片、 b_t は一次の係数、 TFR_{2070} は、仮定された2070年の合計特殊出生率である。これを TFR_{2070} について解くのは単純であり、以下のように式を変換する。

$$TFR_{2070} = \frac{(B_t - c_t)}{b_t} .$$

一方、2050年以降については二次関数モデルのあてはまりがよかった。

$$B_t = c_t + a_t \cdot TFR_{2070}^2 + b_t \cdot TFR_{2070} .$$

ここで、 B_t 、 c_t 、 b_t に加え、 a_t は二次の係数であり、 TFR_{2070} は、2070年の合計特殊出生率の仮定水準である。

これを TFR_{2070} について解くために、ここでは二次方程式の解の公式を利用して解析的に解く。上記式を以下のように変換する。

$$a_t \cdot TFR_{2070}^2 + b_t \cdot TFR_{2070} + (c_t - B_t) = 0 .$$

この TFR_{2070} について、二次方程式の正の実数解は、下記により求めることができる。

$$TFR_{2070} = \frac{-b_t + \sqrt{b_t^2 - 4a_t(c_t - B_t)}}{2a_t} .$$

この式を用い、特定年次（2030年、2040年、2050年、2060年、2070年）について、年間出生数の水準別に2070年 TFR を示すと表1のようになる。

なお、上記 TFR の入った0になる式について、反復計算により数値的に解いてもほぼ同様の合計出生率が得られる。

表2 特定の出生数別にみた想定される2070年合計出生率仮定値

特定の出生数(B)	想定される2070年の合計出生率(TFR2070)				
	2030年	2040年	2050年	2060年	2070年
50,000		0.12	0.22	0.39	0.45
100,000		0.22	0.35	0.55	0.64
150,000	0.03	0.31	0.47	0.69	0.78
200,000	0.14	0.41	0.58	0.81	0.90
250,000	0.26	0.51	0.69	0.92	1.01
300,000	0.37	0.61	0.81	1.02	1.10
350,000	0.48	0.71	0.91	1.12	1.19
400,000	0.59	0.81	1.02	1.21	1.28
450,000	0.71	0.91	1.12	1.29	1.35
500,000	0.82	1.01	1.22	1.37	1.43
550,000	0.93	1.11	1.32	1.45	1.50
600,000	1.05	1.21	1.42	1.52	1.56
650,000	1.16	1.31	1.51	1.59	1.63
700,000	1.27	1.41	1.60	1.66	1.69
750,000	1.39	1.51	1.69	1.73	1.75
800,000	1.50	1.61	1.78	1.79	1.80
850,000	1.61	1.71	1.87	1.86	1.86
900,000	1.72	1.81	1.96	1.92	1.91
950,000	1.84	1.90	2.04	1.98	1.97
1,000,000	1.95	2.00	2.13	2.04	2.02
1,050,000	2.06	2.10	2.21	2.09	2.07
1,100,000	2.18	2.20	2.29	2.15	2.12
1,150,000	2.29	2.30	2.37	2.20	2.16
1,200,000	2.40	2.40	2.45	2.26	2.21

図8 特定年次の特定出生数別に対応する2070年合計出生率仮定値

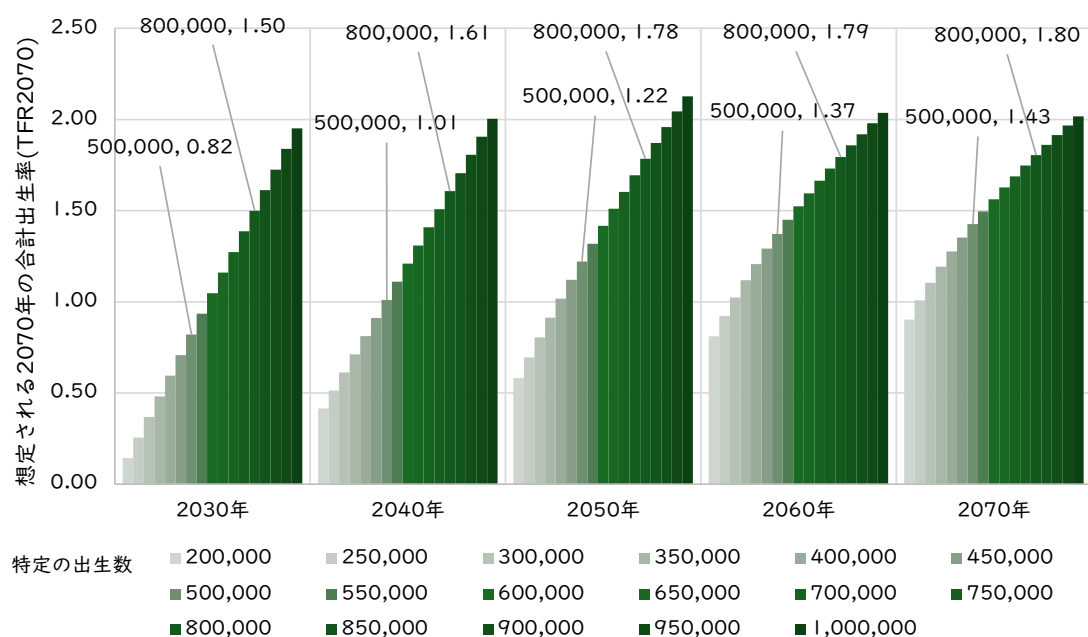
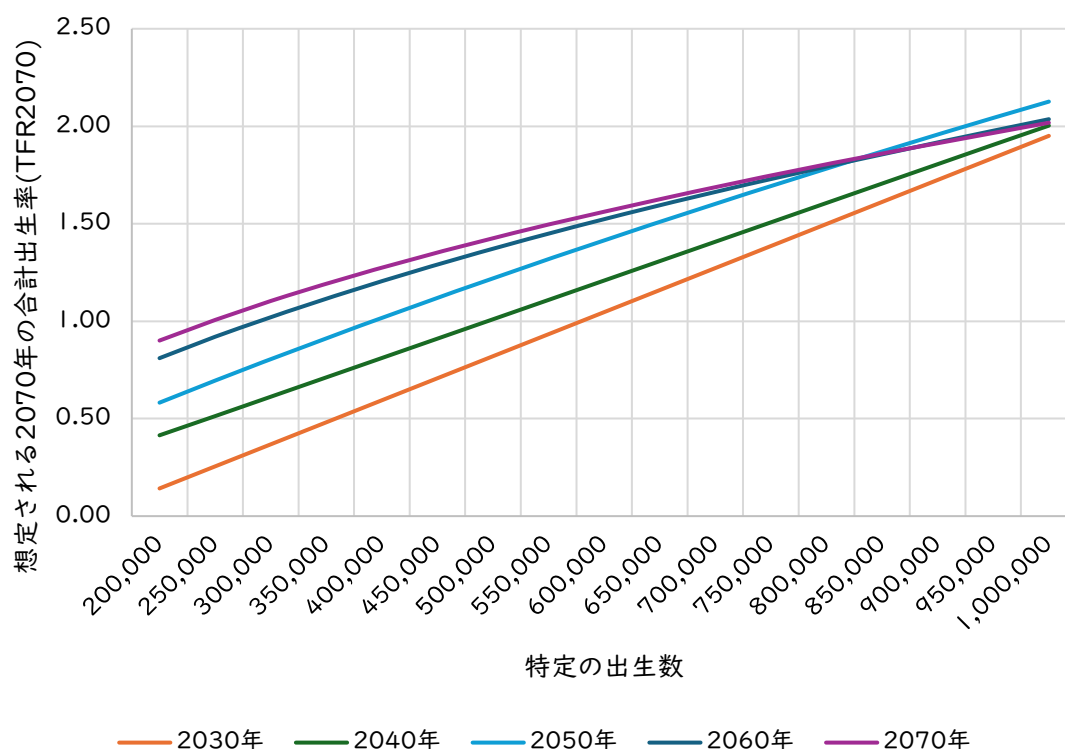


図9 特定年次の特定出生数別に対応する 2070 年合計出生率仮定値



5. まとめ

本研究では将来の出生率の変化がどのような出生数をもたらすのか、とくに長期になると仮定された出生率の水準が再生産年齢女性の人口を通じて出生数に影響を与えるメカニズムも含まれるため、コーホート要因法による将来人口推計の方法を用いて、その出生率と出生数の関係を定量的に示すことを試みた。本研究では「日本の将来推計人口（令和5年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所）の出生中位（死亡中位）仮定による結果を用いた。

まず、今後の出生数の変化であるが、2020年の出生率を固定して推計を行った結果と中位の出生率仮定によって推計を行った結果を比較すると、2020年以降2070年までの減少分の95%が仮に出生率に変化がなくても人口の変化のみで説明できる減少であることがわかった。なお、今回出生率と出生数の関係のモデル化に使用したのは、1.00から2.20の範囲のデータであったが、現実には国レベルで1.0を下回る場合も出てきており、超低出生率の場合のシミュレーションも行い、改めてモデリングすることも重要であろう。

年齢別出生率の水準が変わることで、出生数がどのように変わるかは、仮定値を機械的に変化させて将来人口推計を行うことで明らかにすることができる。特定年次の将来出生数を2070年の出生率仮定の関数とすると、2030年、2040年、2050年は線形モデル、2060年、2070年は二次関数モデルがあてはまった。逆に、特定年次に特定の出生数を実現され

る場合に想定される出生率の仮定値については、上記の出生数と出生率の関係式を、合計出生率について解析的に求めた。それによると、2050年に8,000万の出生数を実現する場合には、最終的な合計特殊出生率は1.78と想定され、2070年に5,000万の出生数を維持するためには、合計特殊出生率の仮定値の最終レベルは1.43と想定される。

出生率は将来の人口や年齢構造に影響を与え、そうした条件を介して出生数に影響するため、関係を単純にとらえることはできない。実際に条件を変えて人口推計を行うことで、そこから得られる関係を利用する方法を考案した。将来推人口推計の手法は、蓋然性の高い人口予測に利用するだけでなく、こうした人口規模や構造を介する出生率と出生数の関係など、変数間の複雑な関係をとらえるツールとしても有用であり、幅広い活用が期待できる。

図 10 2070年の合計特殊出生率の水準別にみた推計された特定年次の将来出生数（再掲）

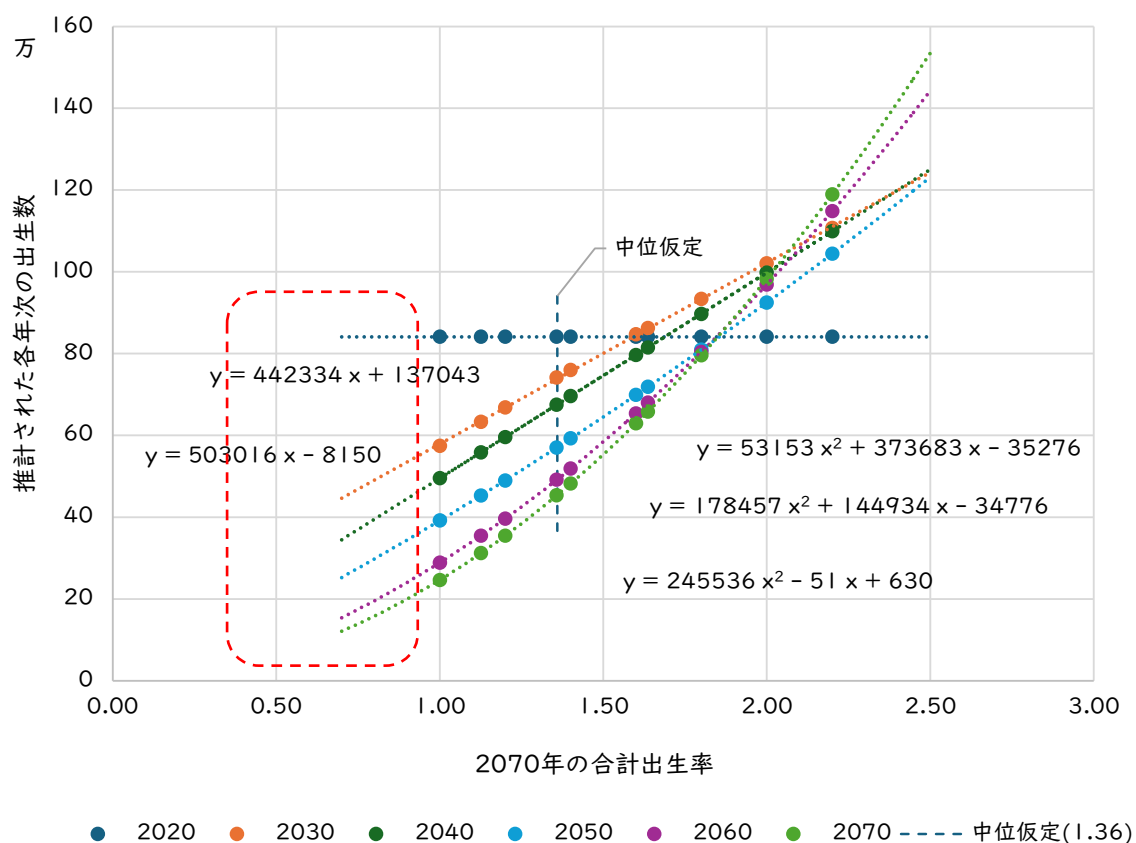
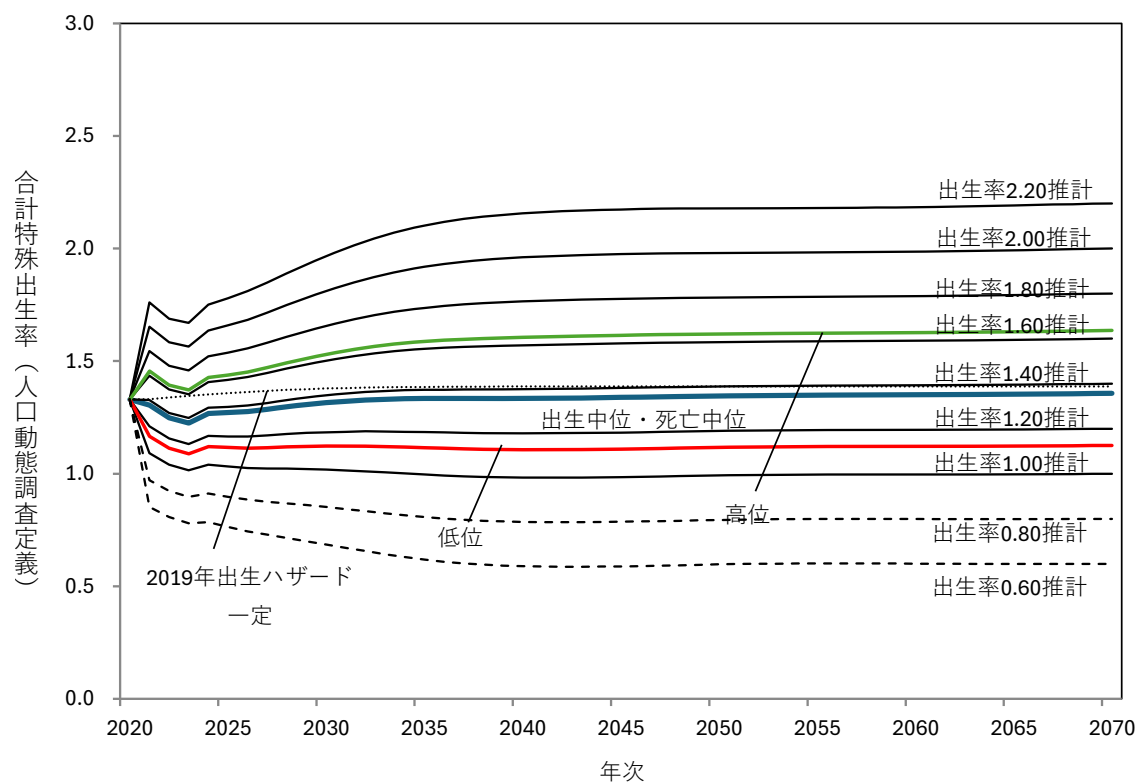


図 11 出生率の各水準(2019 年ハザード一定、2070 年 0.80、0.60 追加)



文献

国立社会保障・人口問題研究所(2023)『日本の将来推計人口（令和5年推計）』。

参考表

付表1 出生率の仮定

	出生数一定	出生率一定	基本推計			条件付き推計						
	2020年の実績 出生数の水準	出生率2020年 一定	出生率中位(コ ロナあり) (1.36)	出生率高位(コ ロナあり) (1.64)	出生率低位(コ ロナあり) (1.13)	出生率2.20	出生率2.00	出生率1.80	出生率1.60	出生率1.40	出生率1.20	出生率1.00
2020	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33
2021	1.33	1.33	1.30	1.46	1.17	1.76	1.65	1.54	1.44	1.33	1.21	1.09
2022	1.33	1.33	1.25	1.39	1.11	1.69	1.58	1.48	1.37	1.27	1.16	1.04
2023	1.33	1.33	1.23	1.37	1.09	1.67	1.56	1.46	1.35	1.25	1.13	1.02
2024	1.33	1.33	1.27	1.43	1.12	1.75	1.64	1.52	1.41	1.29	1.17	1.04
2025	1.33	1.33	1.27	1.44	1.12	1.78	1.66	1.54	1.42	1.30	1.17	1.03
2026	1.33	1.33	1.28	1.45	1.11	1.81	1.68	1.56	1.43	1.30	1.17	1.03
2027	1.33	1.33	1.29	1.47	1.12	1.85	1.72	1.58	1.45	1.31	1.17	1.02
2028	1.33	1.33	1.30	1.49	1.12	1.89	1.75	1.61	1.47	1.33	1.18	1.02
2029	1.33	1.33	1.31	1.51	1.12	1.93	1.78	1.63	1.49	1.34	1.18	1.02
2030	1.33	1.33	1.32	1.53	1.12	1.97	1.81	1.66	1.50	1.35	1.18	1.02
2031	1.33	1.33	1.32	1.55	1.12	2.00	1.84	1.68	1.52	1.36	1.19	1.02
2032	1.33	1.33	1.33	1.56	1.12	2.03	1.86	1.70	1.53	1.36	1.19	1.01
2033	1.33	1.33	1.33	1.57	1.12	2.06	1.89	1.71	1.54	1.37	1.19	1.01
2034	1.33	1.33	1.33	1.58	1.12	2.08	1.90	1.73	1.55	1.37	1.19	1.00
2035	1.33	1.33	1.33	1.59	1.12	2.10	1.92	1.74	1.55	1.37	1.19	1.00
2036	1.33	1.33	1.33	1.59	1.11	2.12	1.93	1.75	1.56	1.37	1.18	0.99
2037	1.33	1.33	1.33	1.60	1.11	2.13	1.94	1.75	1.56	1.37	1.18	0.99
2038	1.33	1.33	1.33	1.60	1.11	2.14	1.95	1.76	1.57	1.37	1.18	0.99
2039	1.33	1.33	1.33	1.60	1.11	2.15	1.96	1.76	1.57	1.37	1.18	0.98
2040	1.33	1.33	1.33	1.61	1.11	2.16	1.96	1.77	1.57	1.38	1.18	0.98
2041	1.33	1.33	1.33	1.61	1.11	2.16	1.96	1.77	1.57	1.38	1.18	0.98
2042	1.33	1.33	1.34	1.61	1.11	2.17	1.97	1.77	1.57	1.38	1.18	0.98
2043	1.33	1.33	1.34	1.61	1.11	2.17	1.97	1.77	1.58	1.38	1.18	0.98
2044	1.33	1.33	1.34	1.61	1.11	2.17	1.97	1.78	1.58	1.38	1.18	0.98
2045	1.33	1.33	1.34	1.61	1.11	2.17	1.98	1.78	1.58	1.38	1.18	0.99
2046	1.33	1.33	1.34	1.62	1.11	2.18	1.98	1.78	1.58	1.38	1.18	0.99
2047	1.33	1.33	1.34	1.62	1.11	2.18	1.98	1.78	1.58	1.38	1.19	0.99
2048	1.33	1.33	1.34	1.62	1.11	2.18	1.98	1.78	1.58	1.39	1.19	0.99
2049	1.33	1.33	1.34	1.62	1.12	2.18	1.98	1.78	1.58	1.39	1.19	0.99
2050	1.33	1.33	1.35	1.62	1.12	2.18	1.98	1.78	1.58	1.39	1.19	0.99
2051	1.33	1.33	1.35	1.62	1.12	2.18	1.98	1.78	1.59	1.39	1.19	0.99
2052	1.33	1.33	1.35	1.62	1.12	2.18	1.98	1.78	1.59	1.39	1.19	0.99
2053	1.33	1.33	1.35	1.62	1.12	2.18	1.98	1.78	1.59	1.39	1.19	1.00
2054	1.33	1.33	1.35	1.62	1.12	2.18	1.98	1.78	1.59	1.39	1.19	1.00
2055	1.33	1.33	1.35	1.62	1.12	2.18	1.98	1.79	1.59	1.39	1.19	1.00
2056	1.33	1.33	1.35	1.62	1.12	2.18	1.98	1.79	1.59	1.39	1.19	1.00
2057	1.33	1.33	1.35	1.62	1.12	2.18	1.98	1.79	1.59	1.39	1.19	1.00
2058	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.18	1.98	1.79	1.59	1.39	1.19	1.00
2059	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.18	1.98	1.79	1.59	1.39	1.19	1.00
2060	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.18	1.99	1.79	1.59	1.39	1.19	1.00
2061	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.18	1.99	1.79	1.59	1.39	1.20	1.00
2062	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.19	1.99	1.79	1.59	1.39	1.20	1.00
2063	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.19	1.99	1.79	1.59	1.39	1.20	1.00
2064	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.19	1.99	1.79	1.59	1.40	1.20	1.00
2065	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.19	1.99	1.79	1.59	1.40	1.20	1.00
2066	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.19	1.99	1.79	1.60	1.40	1.20	1.00
2067	1.33	1.33	1.35	1.63	1.12	2.20	2.00	1.80	1.60	1.40	1.20	1.00
2068	1.33	1.33	1.36	1.63	1.12	2.20	2.00	1.80	1.60	1.40	1.20	1.00
2069	1.33	1.33	1.36	1.64	1.13	2.20	2.00	1.80	1.60	1.40	1.20	1.00
2070	1.33	1.33	1.36	1.64	1.13	2.20	2.00	1.80	1.60	1.40	1.20	1.00

日本人の出生率

中位仮定において初婚ハザードは2019年以降一定と想定、

付表2 推計された出生数

	出生数一定	出生率一定	基本推計			条件付き推計						
	2020年の実績 出生数の水準	出生率2020年 一定	出生率中位(コ ロナあり) (1.36)	出生率高位(コ ロナあり) (1.64)	出生率低位(コ ロナあり) (1.13)	出生率2.20	出生率2.00	出生率1.80	出生率1.60	出生率1.40	出生率1.20	出生率1.00
2020	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835	840,835
2021	840,835	828,376	813,120	907,356	727,159	1,098,480	1,030,605	962,810	895,108	827,519	754,649	680,912
2022	840,835	816,160	765,765	854,564	683,974	1,034,659	970,701	906,817	843,022	779,333	710,131	639,695
2023	840,835	805,723	739,083	826,907	657,981	1,005,027	941,770	878,587	815,492	752,502	683,917	614,026
2024	840,835	796,682	755,263	849,310	668,324	1,040,050	972,311	904,652	837,086	769,633	696,127	621,166
2025	840,835	788,785	748,709	846,689	658,314	1,045,403	974,832	904,344	833,953	763,680	687,222	609,247
2026	840,835	781,830	744,077	846,365	650,111	1,053,818	980,144	906,556	833,070	759,706	680,161	599,083
2027	840,835	775,591	743,231	850,256	645,426	1,067,315	990,229	913,234	836,345	759,584	676,705	592,314
2028	840,835	769,805	743,536	855,352	641,952	1,082,129	1,001,593	921,150	840,819	760,621	674,439	586,788
2029	840,835	764,208	742,939	859,349	637,882	1,095,443	1,011,597	927,850	844,218	760,726	671,480	580,832
2030	840,835	758,554	741,449	862,284	633,210	1,107,353	1,020,320	933,389	846,578	759,913	667,825	574,432
2031	840,835	752,670	738,909	863,896	627,847	1,117,386	1,027,362	937,444	847,651	758,006	663,365	567,536
2032	840,835	746,488	735,149	863,898	621,702	1,125,019	1,032,286	939,661	847,164	754,821	657,982	560,095
2033	840,835	740,035	729,682	861,621	614,413	1,129,210	1,034,179	939,260	844,472	749,842	651,276	551,817
2034	840,835	733,373	723,376	857,966	606,771	1,130,931	1,033,991	937,165	840,473	743,941	644,062	543,449
2035	840,835	726,555	716,323	852,970	598,872	1,130,110	1,031,687	933,380	835,209	737,202	636,433	535,091
2036	840,835	719,615	708,631	846,739	590,797	1,126,852	1,027,372	928,010	828,788	729,733	628,480	526,809
2037	840,835	712,535	700,537	839,581	582,695	1,121,641	1,021,462	921,410	821,507	721,781	620,379	518,710
2038	840,835	705,266	692,163	831,718	574,592	1,114,940	1,014,330	913,868	813,576	713,482	612,186	510,770
2039	840,835	697,758	683,577	823,332	566,460	1,107,199	1,006,322	905,635	805,159	704,922	603,901	502,913
2040	840,835	689,985	674,816	814,595	558,228	1,098,930	997,823	896,977	796,412	696,156	595,486	495,020
2041	840,835	681,920	665,860	805,588	549,807	1,090,454	989,061	888,036	787,400	687,179	586,875	486,967
2042	840,835	673,509	656,665	796,313	541,128	1,081,889	980,110	878,847	778,119	677,953	578,004	478,673
2043	840,835	664,685	647,164	786,759	532,100	1,073,364	971,045	869,434	768,551	668,420	568,791	470,036
2044	840,835	655,372	637,289	776,935	522,616	1,065,105	962,006	859,862	758,693	658,522	559,138	460,932
2045	840,835	645,533	626,980	766,888	512,555	1,057,465	953,223	850,255	748,577	648,214	548,943	451,219
2046	840,835	635,187	616,209	756,702	501,826	1,050,840	944,970	840,775	738,272	637,482	538,131	440,780
2047	840,835	624,444	605,014	746,537	490,394	1,045,735	937,612	831,669	727,918	626,382	526,690	429,550
2048	840,835	613,471	593,492	736,605	478,287	1,042,681	931,555	823,228	717,712	615,026	514,666	417,526
2049	840,835	602,491	581,811	727,141	465,627	1,042,099	927,146	815,736	707,879	603,591	502,196	404,813
2050	840,835	591,726	570,193	718,369	452,639	1,044,203	924,605	809,416	698,643	592,300	489,504	391,632
2051	840,835	581,329	558,847	710,383	439,612	1,048,745	923,821	804,276	690,115	581,347	476,857	378,301
2052	840,835	571,422	547,999	703,272	426,868	1,055,396	924,637	800,306	682,405	570,940	464,551	365,175
2053	840,835	562,097	537,873	697,166	414,689	1,063,966	926,995	797,558	675,656	561,290	452,854	352,555
2054	840,835	553,431	528,602	692,093	403,276	1,074,114	930,708	795,976	669,914	552,520	441,949	340,658
2055	840,835	545,475	520,265	688,056	392,746	1,085,549	935,614	795,497	665,194	544,697	431,946	329,610
2056	840,835	538,230	512,892	685,034	383,158	1,098,031	941,566	796,053	661,483	537,848	422,896	319,475
2057	840,835	531,660	506,436	682,871	374,535	1,111,032	948,192	797,399	658,643	531,912	414,804	310,297
2058	840,835	525,702	500,828	681,377	366,881	1,123,962	955,066	799,251	656,502	526,804	407,654	302,106
2059	840,835	520,279	495,986	680,411	360,144	1,136,476	961,932	801,421	654,929	522,436	401,388	294,861
2060	840,835	515,307	491,776	679,804	354,218	1,148,304	968,556	803,715	653,759	518,668	395,890	288,465
2061	840,835	510,681	488,026	679,324	348,970	1,159,067	974,619	805,860	652,769	515,321	391,015	282,809
2062	840,835	506,286	484,567	678,740	344,274	1,168,399	979,802	807,589	651,737	512,216	386,624	277,786
2063	840,835	502,020	481,252	677,888	339,997	1,176,133	983,933	808,731	650,499	509,202	382,579	273,275
2064	840,835	497,805	477,946	676,651	335,993	1,182,265	986,957	809,192	648,935	506,146	378,735	269,134
2065	840,835	493,577	474,523	674,928	332,120	1,186,825	988,845	808,898	646,939	502,923	374,953	265,220
2066	840,835	489,288	470,887	672,651	328,263	1,189,879	989,603	807,807	644,440	499,442	371,121	261,414
2067	840,835	484,903	466,979	669,794	324,340	1,191,536	989,279	805,923	641,403	495,646	367,164	257,631
2068	840,835	480,393	462,763	666,344	320,295	1,191,891	987,921	803,257	637,814	491,503	363,029	253,809
2069	840,835	475,735	458,227	662,315	316,098	1,191,062	985,600	799,843	633,682	487,003	358,693	249,912
2070	840,835	470,911	453,380	657,747	311,734	1,189,209	982,423	795,748	629,041	482,158	354,144	245,918

日本人の出生数

中位仮定において初婚ハザードは2019年以降一定と想定、

3. コロナの影響を踏まえた将来推計の政策的 シミュレーションへの応用に関する研究

外国人受入れの拡大が長期的な将来人口変動を通じて 公的年金財政に与える影響に関する人口学的研究

石井太・小島克久・是川夕・南英明・佐藤格・堀口侑

はじめに

わが国は現在、先進諸国の中でも極めて低い出生水準となっており、また、このような低水準出生率の継続が見込まれることから、今後、恒常的な人口減少過程を経験するものと見られている。さらにこれに加え、平均寿命は国際的にトップクラスの水準を保ちつつ、さらなる延伸が見込まれ、少子化と長寿化が相俟って、他の先進諸国でも類を見ないほど急速に人口の高齢化が進行するものと見られている。国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口（令和5年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2023）によれば、2020年に1億2,615万人であった日本の総人口は今後一貫して減少し、出生中位・死亡中位仮定によれば2070年には8,700万人まで減少すると見込まれる。また、65歳以上人口割合は2020年の28.6%から上昇を続け、同じく出生中位・死亡中位仮定によれば2070年には38.7%と概ね4割の水準に到達することが見込まれるのである。

わが国ではこれまで、外国人人口受入れに関しては比較的保守的な政策を採ってきたことから、これら少子・高齢化がもたらす問題の解決策としての外国人人口受入れに関する本格的な定量分析が十分に行われてきたとは言い難い状況にある。このような分析を行った先行研究として、著者らの一部は、複数の前提条件の下でシミュレーションを行った石井・是川（2015）、また、外国人介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価した（石井他 2018）などの研究を行ってきた。本研究はこれらの先行研究を発展させ、直近の令和6年公的年金財政検証ベースでの評価を行うことを目的とするものである。

1. 先行研究と本研究の位置付け

移民は、通常、貧しい国から経済的に発展した国へ向かうことから、受入れ国における財政影響がしばしば問題とされる。移入者は公的援助を必要としたり、子どもへの教育費用がかかることから、非移入者の税負担増を招くのではないかという議論がある一方で、高齢化を緩和し、年金の負担を軽減するのではないかという議論もある。一般に、多くの移入者は負担をするとともに受益もあることから、ネットでの財政影響が問題となる。このような外国人受入れに関して影響評価を行った人口学分野での代表的な先行研究として Lee and Miller (1997) が挙げられる。Lee and Miller (1997) では、移入者の受益・負担に関する年齢プロファイルを世代毎に推定し、長期的な人口プロジェクションと組み合わせることにより、追加的移民に関する影響を評価している。Lee and Miller (1997) の研究の対象は公的年金に限らず、全ての受益と負担であるが、長

期的な人口シミュレーションを用いて移民の影響を評価するという点は本研究と共通している。特に、年金財政への評価に関し、このようなアプローチはアクチュアリアル（年金数理的）な財政影響評価法とも共通性があるものと考えられる。公的年金の財政をアクチュアリアルに評価するものの代表例は厚生労働省が行っている財政検証（旧財政再計算）（厚生労働省年金局数理課 2025）であるが、財政検証では将来推計人口を基礎データとして用いており（石井 2020）、人口シミュレーションとの親和性が高い。

一方、わが国に外国人を受け入れとした場合の公的年金への影響に関する先行研究としては様々な角度のものがあり、外国人の社会保障制度上の取扱いについて制度面からアプローチした高藤（2001）や、経済理論面からのアプローチしたものとして、公的年金と移民受入れに関して移民の経済厚生格差への影響を評価した上村・神野（2010）などが挙げられるが、本研究に関しては、シミュレーションやモデル等を活用した定量的な財政影響評価、特にアクチュアリアルなアプローチを用いて財政影響評価を行ったものがより直接的な先行研究といえよう。

公的年金に関してその財政をアクチュアリアルに評価するものの代表例が財政検証であることは先述の通りであるが、学術分野においても公的年金財政をアクチュアリアルなアプローチを用いて評価した先行研究は多数存在する。山本（2010b）はそれらに関する包括的なレビューを行ったものであるが、OSU モデルを提案した八田・小口（1999）や財政検証のプログラムを応用した山本（2010a）や山本（2012）などが代表的なものとして挙げられる。

本研究のより直接的な先行研究であり、筆者らが行ったものとして以下が挙げられる。まず、公的年金財政への影響を念頭に、外国人の移入などを変化させた場合の長期的な将来人口の動向、特に老年従属人口指数に与える影響を分析したものとして石井（2008）があり、これをさらに具体化し、わが国に外国人労働者を受け入れたとした場合の長期的な将来人口の動向をシミュレーションするとともに、その公的年金等に与えるマクロ的な財政影響を定量的に評価したのが石井他（2013）である。さらに国際人口移動に関してより幅広い選択肢を設定し、それらに対応する外国人女性の出生パターンの違いを考慮して評価を行ったものが石井・是川（2015）、介護労働者の受入れを対象とし、諸外国の例などを参考に具体的なシナリオを設定して介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価した石井他（2018）である。本研究はこれらの先行研究を発展させ、これまで行われていない直近の令和6年公的年金財政検証ベースで、外国人受入れ拡大が長期的な将来人口変動を通じて厚生年金の財政に与える影響評価を行う研究と位置付けることができる。

2. 外国人労働者受入れシナリオの整理

2.1 外国人労働者受入れのメリットとデメリット

OECD 加盟国（特に EU 地域）では、外国人労働者の受け入れは、わが国の先を行く。その受入れにはさまざまな仕組みがあり、EU では域内の労働力移動は自由であるが、域外からの介護労働者移動に対しては、国による受入れの仕組みに違いがある。また、カナダ、イスラエル、台

湾では、それぞれ受入れの仕組みを整えている。例えば、台湾では高度職業人の受け入れの仕組みがある一方で、「移工」（外籍勞工）と呼ばれる外国人労働者の受け入れは、一時的な労働者としての受入れである*1。

外国人労働者を受け入れるメリットとして、まず「人材の確保」がある。その他に社会経済的なメリットがあるが、また課題もある。Lamura et al. (2013) では、介護労働者を例に、マクロ（国や国際社会）、メゾ（家族や介護事業所）、ミクロ（介護労働者）別にメリットと課題を論じている。ただし、社会保障、特に医療や年金の社会保険財政に関する影響は明示されていない。そこで、この表に社会保障（年金財政を含む）に関するメリットやデメリットを加えたものが表1である。

表1 介護労働者が国際移動することによるメリットと課題（対応のレベルと関係者別）

レベル	関係者	メリット	課題
マクロ（国または国際社会）	受け入れ国	・介護労働者不足の解消 ・介護労働者育成・訓練費用の節約 ※税および社会保険料の収入の増加 特に年金財政の改善・積立金の増加 ※定着すれば、人口規模が維持（+内需の維持）	・効率性（かえって訓練が必要） ・倫理的な問題（送り出し国の介護人材の枯渇） ・移民の社会的統合の必要 ※不況時に失業給付などが増加、将来の年金などの給付が増加する可能性
	送り出し国	※将来、年金を送り出し国から受け取る事ができる	・介護労働者不足（一時的に発生または受け入れ国から戻ってこない） ・「失われた」教育の費用が発生 ・残っている家族への支援に対する社会的費用
メゾ（家族または介護事業所）	受け入れ国側	・介護労働者不足の解消	・「介護労働者のエスニックな多様性」への対応
	送り出し国側	・家族への送金 ・技能の高い介護労働者の帰国	・介護労働者の不足（技能の高い介護労働者の喪失と新たな雇入れコスト。特に受け入れ国から戻ってこない場合） ・残された介護労働者のモラルの低下 ・残された親族への介護サービスの不足
ミクロ（個人）	受け入れ国の介護労働者	・介護労働の負担の減少	・「エスニックな多様性」のある同僚に向き合う必要
	国際移動した介護労働者	・より高い賃金と就業歴蓄積の機会 ※将来の年金受け取り	・差別を受ける可能性 ・地域社会での社会的統合が必要
	送り出し国に残った介護労働者	・就業機会が増える可能性	・介護労働の負担が大きくなる ・モラルの低下

出所：Giovanni Lamura他“Migrant long-term care work in the European Union: Opportunities, challenges and main policy options”（2013）より下線を加筆の上で引用（小島仮訳）

表1をみると、マクロレベルでのメリットとして、受入れ国での介護労働者不足の解消や彼らの育成コストの節約、送り出し国にとっては、受入れ国で得た賃金の一部送金、送り出した介護労働者が帰国した際の介護サービス水準の向上などが期待できる。社会保障に関する面では、受入れ国での税や社会保険料の収入増加、特に年金財政における収入の増加や年金基金の積立金の増加が期待できる。また送り出し国では、将来におけるかつての受入れ国からの年金受け取りが期待できる（内需の維持）。一方で課題として、受入れ国では、彼らの社会への適応の支援の他、介護技能のスキルアップや補充訓練のニーズがかえって大きくなる。それに加えて、社会保険未加入に伴う、疾病時の医療費が自己負担になることによる受診抑制、年金未加入の結果としての年金受給権が得られないことがあげられる。特に後者は、高齢期の貧困につながる。その一方で、送り出し国での人材枯渇もある（特に送り出し国に戻らない場合）。これに加えて、受入れ国で不況になったときに、外国人介護労働者が失業した場合に失業給付が増える、将来彼らが年金受給

*1 台湾の外国人労働者の受け入れについて、特に介護分野に着目した分析は、小島（2015a）、小島（2015b）、小島（2016）でまとめたところである。

権を得ると年金の支出が増える、という課題も考えられる。

メゾレベル（家族や介護事業所）、ミクロレベル（個人）の両方を見ても、マクロレベルと関係が深い内容でのメリットや課題がある。特に、外国に移住した介護労働者個人にとっては、高い賃金、高度な介護技術の習得の他、将来の年金受給権を得ることができる。一方で、移住した先での社会的な適応などの課題が考えられる。

このようなメリットや課題は、外国人介護労働者に限ったものではない。他の産業分野で外国人労働者を受け入れた場合にもあてはまるものである。つまり、労働者が国際移動することには、社会のさまざまなレベルで、メリットや課題が考えられ、マクロレベルを中心に社会保障、特に年金財政への影響も考えられる（表1）。

2.2 わが国で外国人労働者を受け入れる場合のシナリオ

2.2.1 外国人労働者受入れと外国人への社会保障の適用

わが国の社会保障制度は外国人にも適用される。つまり、1) 国内の企業等に雇用される、2) わが国の適正な在留資格があり、国内に住所を有している場合には、医療、年金、介護などの社会保障制度の対象となる^{*2}。つまり、外国人労働者としてわが国で就労、居住する場合、日本人と同様に社会保険に加入して、収入などに応じた保険料を収める義務がある。一方、外国人が病気やケガをした、高齢になるなどの条件を満たした場合、それぞれ医療保険、年金保険からの給付を受ける権利がある。

このように外国人労働者を本格的に受け入れる場合、日本人と同様に医療や年金などの社会保険に加入することとなり、またこれらの制度からの受給もある。そのため、その影響（特に保険財政）は相当な規模であると考えられる。

2.2.2 外国人の受入れ拡大シナリオ

外国人の受入れ拡大が年金財政に与える影響に関するシミュレーションを行う場合、政策的に受け入れる外国人労働者や、彼らが帯同・呼び寄せを行う家族がどのような人々（性、年齢）であるかを設定する必要があるが、本研究では、現在受け入れている外国人の状況をさらに拡大するという観点から、政策的に受け入れる外国人労働者については「日本の将来推計人口（令和5年推計）」の外国人入国超過の性・年齢別分布を基礎として設定を行うこととした。また、家族の帯同や長期的な呼び寄せを考慮するため、政策的に受け入れを行う外国人労働者は未婚者と有配

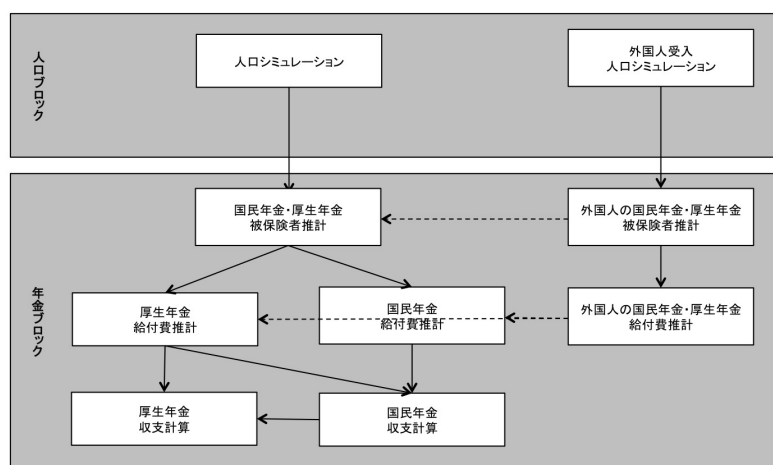
^{*2} 外国人を雇用したときの社会保険の適用は、年金保険については、日本年金機構「外国人にかかる年金制度」（<https://www.nenkin.go.jp/service/learn/seidosetsumei.files/gaikoku2025.pdf>、2026年3月27日確認）を参照。医療保険を含めた外国人を雇用したときの説明は日本年金機構webサイト「外国人従業員を雇用したときの手続き」（<https://www.nenkin.go.jp/service/kounen/tekiyo/hihokensha1/gaikokujinkoyou.html>、2026年3月27日確認）を参照。外国人住民への社会保険の適用についての公的な機関による説明の例は、千葉市「外国人のみなさん 国民健康保険のことを知ってください」（<https://www.city.chiba.jp/hokenfukushi/iryoeisei/hoken/documents/202502nihongo.pdf>、2026年3月27日確認）がある。

偶者が半数ずつであるとし、有配偶者については帯同・呼び寄せによってその配偶者及び子が同時に入国するものとした。

また、年金制度への加入は雇用形態により異なってくる。大まかに言えば正規雇用の場合は厚生年金、非正規雇用の場合は国民年金となることから、シミュレーションのための外国人労働者の就業形態と年金加入のオプションとして、(1) 正規雇用で厚生年金に加入、(2) 非正規雇用で国民年金に加入、のふたつが考えられる。石井・是川 (2015) では、全て厚生年金で受け入れるケースと、全て国民年金で受け入れるケースを想定したが、厚生年金の所得代替率への影響としては全て厚生年金で受け入れるケースが最も大きく、それ以外の場合はこれよりも小さいものとして類推が可能であることから、本研究では政策的に受け入れる外国人は全て正規雇用で厚生年金に加入するものとした。また、有配偶の外国人労働者に帯同または呼び寄せられる配偶者については、男性の外国人労働者の妻については国民年金 3 号被保険者に、女性の外国人労働者の夫については厚生年金に加入するものとした。

3. シミュレーションの方法論

本節ではシミュレーションを行うための方法論について述べる。本研究で行うシミュレーションの全体構成は図 1 に示すとおりであり、将来の人口シミュレーションを行う「人口ブロック」と年金制度（厚生年金・国民年金）への評価を行う「年金ブロック」から成る。人口ブロックでは、外国人受入れに関するシナリオ設定とともに、外国人人口の長期シミュレーションを実行する。年金ブロックでは、人口ブロックで推計された人口に基づき給付費推計を行い、全体の収支計算を実行する。



出所：筆者作成

図 1 全体構成

3.1 人口ブロック

外国人受入れに関する将来人口の変化については、国立社会保障・人口問題研究所 (2023) の「日本の将来推計人口」(令和 5 年推計) の仮定値及び推計結果を利用し、これにさらに以下のような前提の下に外国人労働者を政策的に受け入れたとして将来人口の仮想的シミュレーションを実行した。

政策的に受け入れる外国人労働者数は、2025 年以降、2040 年まで毎年 13.6 万人 (136,209 人) と 33.6 万人 (336,209 人) の 2 タイプとした*³。本研究では、「日本の将来推計人口 (令和 5 年推計)」(出生中位・死亡中位仮定) に基づく推計を基本ケースと呼び、13.6 万人を受け入れるシミュレーションをタイプ 1、33.6 万人を受け入れるものをタイプ 2 と呼ぶ。

また、2041 年以降は令和 5 年推計と同様に、2040 年における男女別・年齢別入国超過率を一定とした。この受け入れ人数に基づき、令和 5 年推計における男性割合 (49.8%) 及び外国人入国超過年齢分布を利用して、性・年齢別内訳を推計した。ただし、外国人入国超過年齢については、18 歳以上に限定するとともに、ネットでの純移入が負、すなわち出国超過となる年齢については 0 を仮定して、年齢合計が 1 となるように正規化を行った。このシミュレーションをケース A と呼ぶ。

本研究では、これらの政策的な外国人労働者受け入れのみを対象としたケース A とともに、受入れ外国人の家族帯同・形成及び出生行動による第 2 世代以降の誕生を考慮に入れたシミュレーション (ケース B) も実行した。ケース B では、政策的に受け入れを行った外国人労働者の配偶関係について、男女ともそれぞれ未婚・有配偶が半数ずつであり、有配偶者についてはその配偶者及び子とともに入国すると仮定した。

配偶者については、男性の政策的受け入れ外国人労働者については 2 歳下の女性、女性については 2 歳上の男性が同時に入国するとし、子どもについては、各年の政策的受け入れ外国人総数に対し、令和 5 年推計の外国人入国超過年齢分布の 18 歳以上合計に対する 18 歳未満の年齢別分布を用いて入国人数を推計した。また、第 1 世代の外国人女性の出生率は、令和 5 年推計における外国人出生仮定を用いた。なお、ケース B における政策受入れ有配偶男性外国人労働者の妻については有配偶者の出生率を適用するため、外国人出生率を女性の 50 歳時未婚者割合 (0.8219) で割ってインフレートして用いた。一方、第 2 世代以降の出生率については日本人と同一水準になると考え、日本人出生率を用いた。

3.2 年金ブロック

年金の財政影響評価に当たっては、令和 6 年財政検証システムを基本とし、これに外国人受入れを拡大した場合の影響を評価できるようなモジュールを独自に開発して加えることによってシ

*³ 令和 5 年推計の 2040 年までの毎年の入国超過数は 163,791 人で、 $300,000 - 163,791 = 136,209$ 、 $500,000 - 163,791 = 336,209$ である。

シミュレーションを実行した。

本研究では、図1で示したとおり、人口ブロックで推計された外国人人口に基づいて外国人被保険者数およびこれに対応する給付費を推計し、基礎年金拠出金・国庫負担推計及び国民年金・厚生年金収支計算にこれらを投入することによって公的年金への財政影響を評価している。これにより、財政検証と整合的かつ制度に忠実にシミュレーションを行うことが可能となっている。

令和6年財政検証では長期的な経済前提について標準的なケースを置かず、高成長実現ケース、成長型経済移行・継続ケース、過去30年投影ケース、1人当たりゼロ成長ケースの4通りの複数のケースを前提とすることにより、財政検証の結果について幅を持って解釈できるようにされている。本研究での公的年金財政影響評価も、経済前提によって結果は異なるものとなりうることから、本来は財政検証同様複数ケースを設定してすることが望ましい。しかしながら、本研究では外国人受入れ拡大による財政影響の一つの指標として厚生年金の所得代替率を用いるため、その変化が観察しやすい「過去30年投影ケース」(物価上昇率:0.8%, 賃金上昇率(実質<対物価>):0.5%, 運用利回り(実質<対物価>):2.2%)を基本ケースとし、これに基づいて外国人受入れに関する財政評価を行うこととした。

次に、シミュレーションにおける年金制度上の取り扱いについて述べる。現在の年金制度においては、短期に滞在した外国人に対しては国民年金、厚生年金から脱退一時金を請求することができる。また、保険料の二重負担防止及び年金加入期間の通算の観点から、外国との間で社会保障協定が締結されており、現在、24ヶ国との間で発効している(2025年12月現在)。このように、現行法においては外国人の年金制度上の取扱いとは異なるものとなっている。これまで、わが国では国際人口移動の水準が低く、また定住化する者もそれほど多くなかったと考えられ、日本での一定期間の滞在後帰国し脱退一時金を受け取ることで年金制度上の影響もほとんど考慮する必要がなかったと考えられる。しかしながら、本研究で評価を行おうとしているのは、より本格的に外国人労働者を受け入れ、かつ、彼らが定住化し、家族形成などを行ったとした場合の影響についてであり、本研究においては、受け入れた外国人は年金制度上日本人と全く同じ取扱いをするという前提を置いている。

具体的な年金制度への適用については、2.2.2節において述べた通り、政策的に受け入れる外国人労働者は全て厚生年金適用となることを仮定した^{*4}。また、配偶者として入国する男性については厚生年金適用に、女性については国民年金3号被保険者になるものとし、第2世代以降については全て厚生年金適用となるものとしてシミュレーションを実行した。

厚生年金のシミュレーションには、受け入れた外国人労働者とその配偶者、及び第2世代以降の者に関する賃金プロファイルについての仮定が必要となるが、第1世代に対しては、実績を踏まえ、賃金構造基本統計調査の高卒と大卒のデータの平均で設定し、第2世代以降については、厚生年金の賃金プロファイルを用いた。

^{*4} 受入れ外国人等のうち、厚生年金には18～64歳を適用対象とした。

4. 結果と考察

4.1 人口ブロック

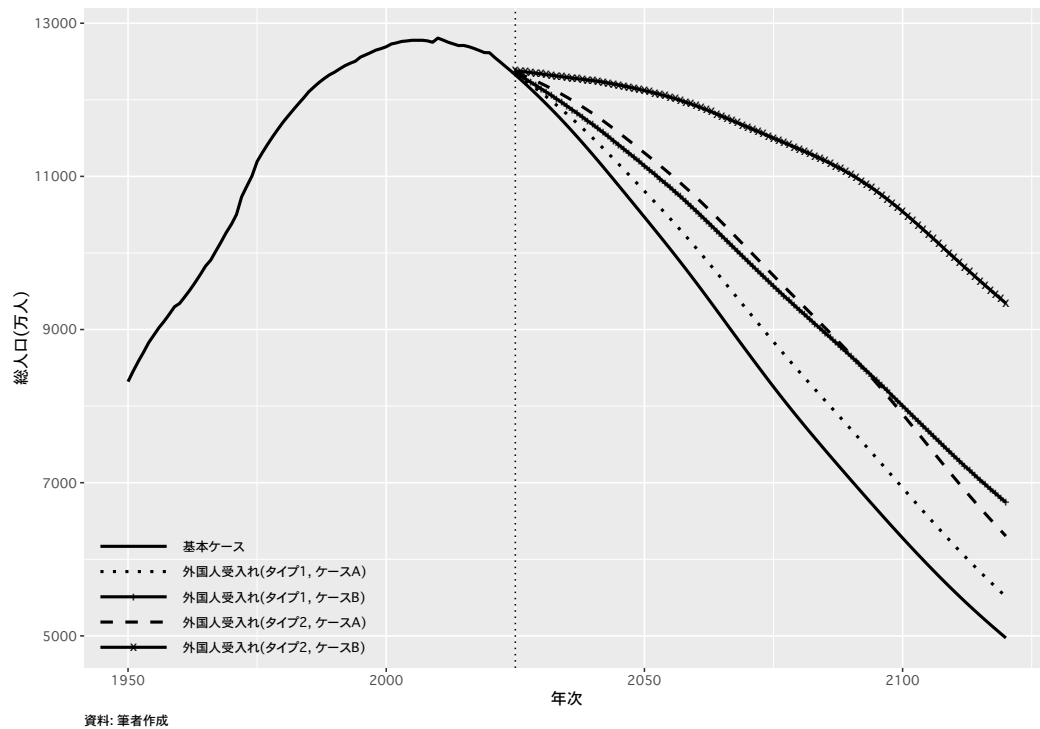


図2 総人口の見通し

本節では、シミュレーションの結果とその考察について述べる。まず、総人口のシミュレーション結果を示したものが図2である。

基本ケース(実線)で2020年に1億2,615万人であった総人口は、2070年に8,700万人、2120年には4,973万人まで減少するものと見込まれる。これは、2070年の総人口が2020年の約7割(69.0%)、2120年には約4割(39.4%)まで減少することを示しており、今後、わが国は急速な人口減少を経験すると見込まれることが理解できる。

一方、政策的な外国人労働者受入れのみを仮定したケースAの結果を見ると、2040年まで毎年13.6万人の受入れを前提とするタイプ1(点線)では、2070年の総人口は9,248万人、2120年は5,512万人と、基本ケースに比べてそれぞれ548万人、539万人の増加となっているが、総人口の対2020年比は2070年で73.3%、2120年では43.7%であり、それぞれ2020年の約7割、約4割という流れを大きく変えるものとはなっていない。これに対し、2040年まで毎年33.6万人の受入れを前提とするタイプ2(破線)では、2070年の総人口は1億52万人、2120年は6,303万人と、基本ケースに比べてそれぞれ1,353万人、1,330万人の増加であり、総人口の対2020年比は2070年で79.7%、2120年では50.0%と、2020年対比でそれぞれ約8割、約5割となり、人口減少の速度がやや緩和されている。

一方、受入れ外国人の家族帯同・形成及び出生行動による第2世代以降の誕生を考慮に入れたケース B では、人口減少のスピードはケース A よりも緩やかなものとなる。タイプ 1(+ 印のマーカー) では、2070 年の総人口は 9,892 万人、2120 年は 6,743 万人と、基本ケースに比べてそれぞれ 1,193 万人、1,770 万人の増加となり、総人口の対 2020 年比も 2070 年に 78.4%、2120 年に 53.5% と、2020 年対比でそれぞれ約 8 割、約 5 割であるケース A のタイプ 2 と同程度まで人口減少の速度が緩やかなものとなっている。さらに、タイプ 2(×印のマーカー) では、2070 年の総人口は 1 億 1,644 万人、2120 年は 9,342 万人と、基本ケースに比べてそれぞれ 2,944 万人、4,369 万人の増加であり、2070 年には 2020 年の 9 割以上 (92.3%)、2120 年でも約 4 分の 3(74.1%) の規模を保っており、家族帯同や第 2 世代以降の誕生が長期的な総人口の動向に及ぼす影響が大きいことが理解できる。

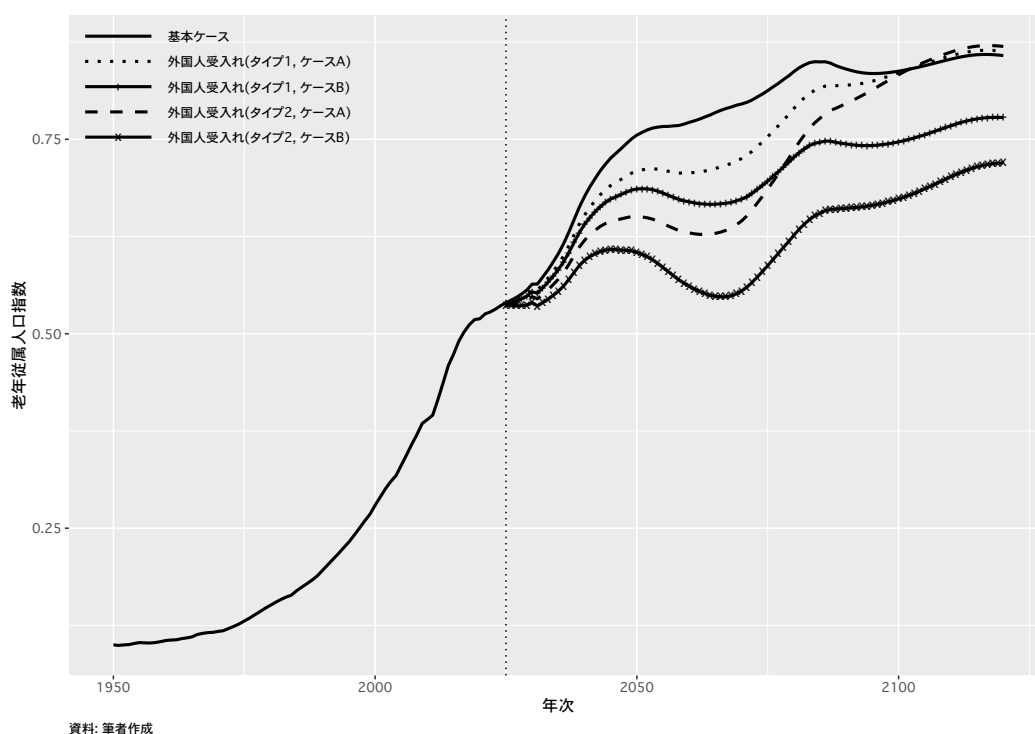


図3 老年従属人口指数の見通し

次に、公的年金財政に大きく影響を与える老年従属人口指数（20～64 歳人口に対する 65 歳以上人口の指数）をみてみよう（図 3）。基本ケースで 2020 年に 0.519 であった老年従属人口指数は概ね上昇基調で推移し、2070 年に 0.795、2120 年において 0.858 まで上昇する。これに対し、政策的な外国人労働者受入れのみを前提としたケース A の結果を見ると、タイプ 1(点線) では老年従属人口指数は基本ケースよりやや低いスピードで上昇するが、2050 年代に一旦低下する。その後再び上昇に転じ、2070 年には 0.725 と基本ケースよりも 0.070 ポイント低くなっているものの、その後両者の乖離は次第に縮小していき、2100 年頃には基本ケースと同程度まで上昇して 2120 年に 0.863 となる。タイプ 2(破線) でもタイプ 1 と同様、基本ケースよりも低いスピードで上昇し、2050 年代に一旦低下するが、基本ケースとの乖離はタイプ 2 の方がタイプ 1 よりも大

きく、2070 年の老年従属人口指数は 0.645 と基本ケースよりも 0.150 ポイント低い。しかしながら、その後、タイプ 2 の老年従属人口指数はタイプ 1 よりも急速に上昇し、タイプ 1 と同様に 2100 年頃には基本ケースとの乖離はほぼなくなって、2120 年に 0.869 まで上昇する。このように、政策的な外国人労働者受入れを仮定しつつも家族帯同や第 2 世代以降の誕生がないとした場合、基本ケースに比べて総人口の減少スピードは緩和されるが、老年従属人口指数は一旦は低くなるものの、長期的には引き下げ効果が弱まり、概ね 100 年後には基本ケースとの乖離がほぼ消滅する。

一方、ケース B では、受入れ外国人の家族帯同・形成及び出生行動によって、老年従属人口指数が基本ケースよりも低い状態が長期的に維持される。タイプ 1(+ 印のマーカ―) では 2070 年の老年従属人口指数は 0.673 と基本ケースより 0.122 ポイント低いものの、ケース A のタイプ 2 より高いものとなっている。ところが、その後ケース A の老年従属人口指数が急速に上昇していくのに対して、ケース B では上昇はするものの、その速度はより遅いものとなっていて、2120 年では 0.778 と基本ケースよりも 0.080 ポイント低い。タイプ 2(×印のマーカ―) では引き下げ効果はより大きく、老年従属人口指数は、2070 年で 0.555 と基本ケースよりも 0.0150 ポイント低く、2120 年では 0.720 と基本ケースよりも 0.138 ポイント低いものとなっている。

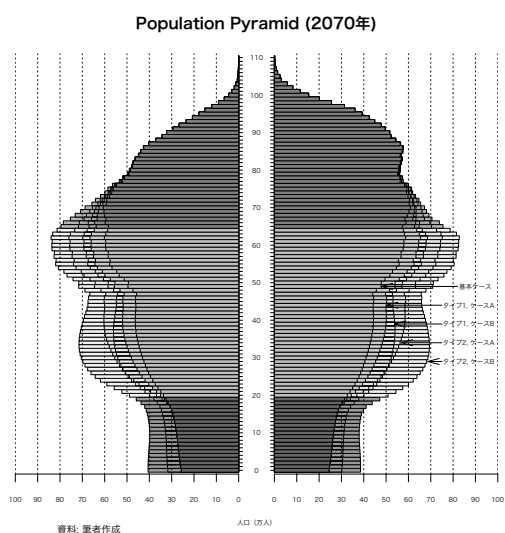


図 4 人口ピラミッド (2070 年)

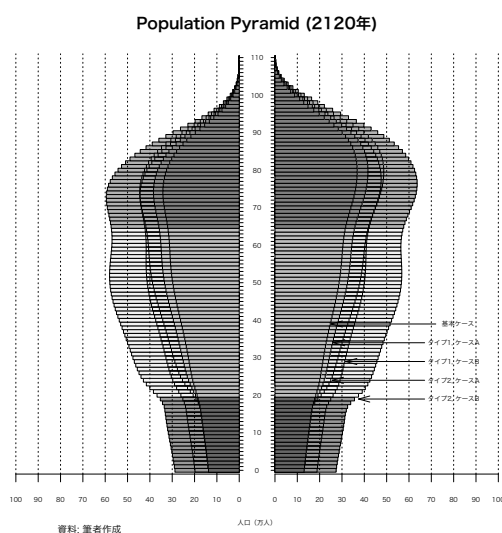


図 5 人口ピラミッド (2120 年)

このような違いが生じることについて、より詳細に人口ピラミッドで観察してみよう。図 4、図 5 は、それぞれ 2070 年、2120 年の各ケース・タイプの人口ピラミッドを示したものである。2070 年を見ると、20～64 歳の生産年齢人口の領域において、外国人受入れを行った場合に人口数が増加しているのに対して、65 歳以上の老年人口の領域ではまだ大きな差が生じていないことがわかる。これが 2070 年時点においては、どのケース・タイプにおいても、老年従属人口指数が基本ケースに比べて低下する傾向が見られる理由である。

一方、2120 年の人口ピラミッドでは、老年人口の領域においても基本ケースに比べて人口数が増加していることがわかる。ただし、ケース A では第 2 世代以降の誕生による年少人口領域で

の人口の増加がないことから、生産年齢人口の年齢構成が基本ケースを相似拡大したような形状となっているのに対し、ケース B では年少人口領域での人口増加によって、生産年齢人口が基本ケースよりも若い年齢構成となっている。このことによって、ケース B ではケース A と異なり、長期にわたって老年従属人口指数が基本ケースよりも低い状態が維持可能となっているのである。

このように、外国人受入れの拡大は、短期的には生産年齢人口の増加を通じて老年従属人口指数を低下させる効果があるものの、外国人の出生行動による第 2 世代以降の誕生がない場合、受け入れた外国人が高齢化し、老年従属人口指数は長期的には基本ケースと同程度まで上昇することとなる。一方、第 2 世代以降の誕生を仮定した場合には、将来的な生産年齢人口の若年化によって、老年従属人口指数は低く保たれることとなるのである。

しかしながら、この人口ピラミッドを見ると、ケース B のように老年従属人口指数を低く維持するためには、外国人やそこから誕生する第 2 世代以降が総人口に占める割合をかなり高めることが必要であることがわかる。基本ケースであっても、外国人が総人口に占める割合は 2020 年の 2.2% から 2070 年には 10.8%、2120 年には 17.1% と 2 割弱まで上昇していくことが見込まれている。そこで、これにさらに政策的に受け入れた外国人と、その外国人から出生する第 2 世代以降を加えた割合を見ると、2070 年ではケース A でタイプ 1 が 16.1%、タイプ 2 が 22.8%、ケース B でタイプ 1 が 21.5%、タイプ 2 が 33.3% となっている。2120 年にはこれらの割合はさらに上昇し、ケース A でタイプ 1 が 25.2%、タイプ 2 が 34.6%、ケース B でタイプ 1 が 38.9%、タイプ 2 が 55.9% となる。従って、特に老年従属人口指数を長期的に低く維持可能なケース B を実現するためには、2120 年に向けて、外国人やその第 2 世代以降が総人口に占める割合を、タイプ 1 の受入れでは概ね 4 割、タイプ 2 の受入れでは半数以上まで高めていくことが必要となるのである。

4.2 年金ブロック

次に、公的年金に関する財政影響評価の結果について述べる。公的年金被保険者数の見通しについて示したものが図 6 である。

ここで、太線で示されているのが公的年金被保険者全体の見通しである。基本ケース (実線) では 2025 年に 67.0 百万人となっているが、それ以降、減少基調となっており、2070 年には 42.5 百万人、2120 年には 23.6 百万人まで減少している。

これに対し、政策的な外国人労働者受入れのみを前提としたケース A では、タイプ 1 (点線) では、公的年金被保険者数は 2070 年には 47.4 百万人、2120 年には 26.4 百万人まで減少し、タイプ 2 (破線) では 2070 年には 51.6 百万人、2120 年には 30.6 百万人まで減少する。一方、ケース B の公的年金被保険者数はタイプ 1 ではやはり減少基調で推移し、2070 年には 51.6 百万人、2120 年には 33.3 百万人まで減少する。タイプ 2 では 2050 年代に一旦増加するものの、その後は減少に転じ、2070 年に 64.8 百万人、2120 年に 47.4 百万人となる。

一方、図 6 の下の方に灰色の線で示されているのが第 1 号被保険者数、長破線で示されている

のが第3号被保険者数であり、第1号被保険者については全てで共通、第3号被保険者についてはケースBにおいて基本ケースと差があるものの、その差は大きいものではないことがわかる。したがって、各ケース・タイプの基本ケースとの違いの大部分は、細線で示された厚生年金被保険者数の違いによるものであることがわかる。

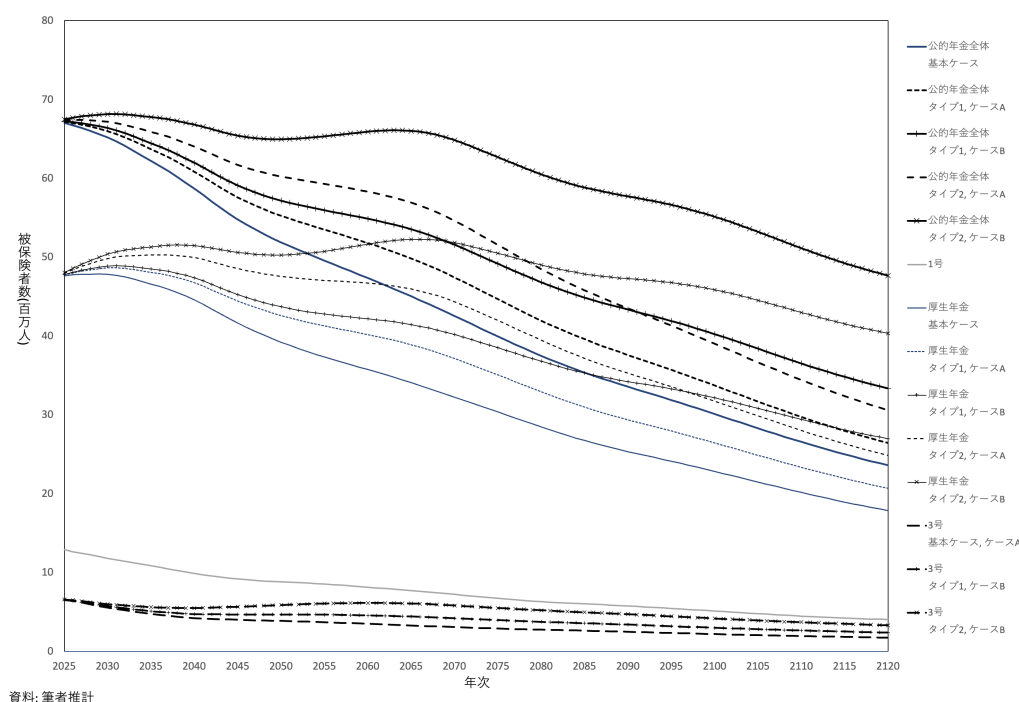


図6 公的年金被保険者数の見通し

次に、厚生年金の最終的な所得代替率による財政影響評価結果について述べる。本研究において基本ケースとした令和6年財政検証の「過去30年投影ケース」においては、2024年に61.2%であった厚生年金の所得代替率は最終的に50.4%となる。その内訳は報酬比例部分（以下「比例」）24.9%、基礎年金部分（以下「基礎」）25.5%であり、マクロ経済スライドによる給付水準調整の終了年度は、比例2026年度に対し、基礎2057年度となっている。

これに加え、外国人受入れの各ケース・タイプに基づく厚生年金の所得代替率を含めてグラフに示したものが図7である。まず、ケースAでの所得代替率は、タイプ1で53.8%と基本ケースに比べて3.4%ポイントの上昇、タイプ2で57.5%と7.1%ポイントの上昇となっている。報酬比例部分についてはタイプ1,2とも調整がないことから、上昇はほぼ基礎年金部分によるものとなっており、調整終了年度はタイプ1が2049年度、タイプ2が2043年度となる。

一方、ケースBでの所得代替率は、タイプ1で56.8%と基本ケースに比べて6.5%ポイントの上昇、タイプ2で61.2%と10.8%ポイントの上昇となっている。調整終了年度は、タイプ1で2043年度であるが、タイプ2では基礎年金についても調整がなくなっている。

このように、外国人受入れを拡大した場合、基礎年金部分の所得代替率の上昇が見込まれることがわかるが、この結果では報酬比例部分の調整がないことから、厚生年金の収支計算上、積立

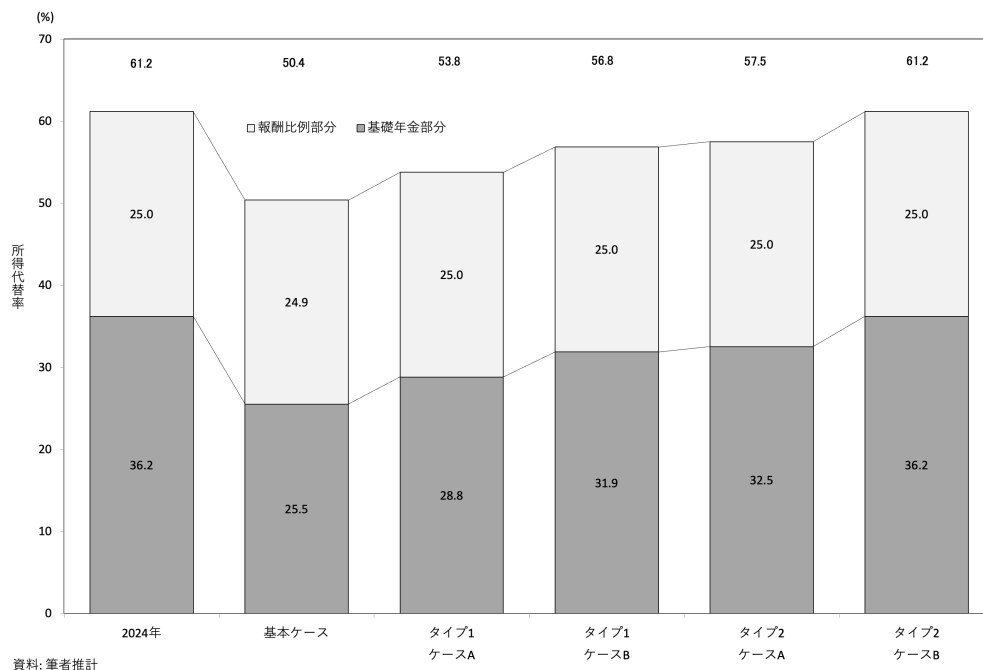


図7 所得代替率の見通し

比率が限りなく上昇していく見通しとなっている。また、ケースBのタイプ2では基礎年金部分についても調整がなくなっていることから、厚生年金のみならず、国民年金の収支計算においても積立比率が限りなく上昇する見通しとなっている。このように積立比率が限りなく上昇するような場合では、外国人受入れ拡大による財政影響があったとしても所得代替率には変化が現れないことから、財政影響の全体像を示したことに必ずしもなっていないという問題点がある。

そこで、各ケース・タイプが厚生年金財政に与える影響の全体像を見る観点から、マクロ経済スライドによる給付調整を行う前の厚生年金の賦課保険料率の見通しを観察することとする。図8は、各ケース・タイプに対応した賦課保険料率(マクロスライド調整前)の見通しを示したものである。

基本ケース(実線)では、2025年度に18.3%であった賦課保険料率はしばらく一貫して上昇し、2080年代半ばに29.0%でピークを迎えた後、横ばい傾向で推移しながら2120年に29.5%となる。これに対し、政策的な外国人労働者受入れのみを前提としたケースAの結果を見ると、タイプ1(点線)では賦課保険料率は基本ケースよりやや低いスピードで上昇するものの、2050年代に一旦横ばいで推移する。その後再び上昇に転じ、2080年代半ば以降はややスピードを緩めつつも一貫した上昇傾向で推移し、2120年には29.2%と基本ケースとほぼ同水準まで上昇する。タイプ2(破線)でもタイプ1と同様、当初は基本ケースよりも低いスピードで上昇するが、2050年代に一旦低下し、一時的に20%を下回って基本ケースとの乖離が大きくなるものの、その後基本ケースとの乖離を縮小させながら急速に上昇し、2120年には29.0%と、タイプ1と同様に基本ケースとほぼ同水準まで上昇する。

一方、ケースBの賦課保険料率はケースAと異なり、一貫して基本ケースよりも低く推移す

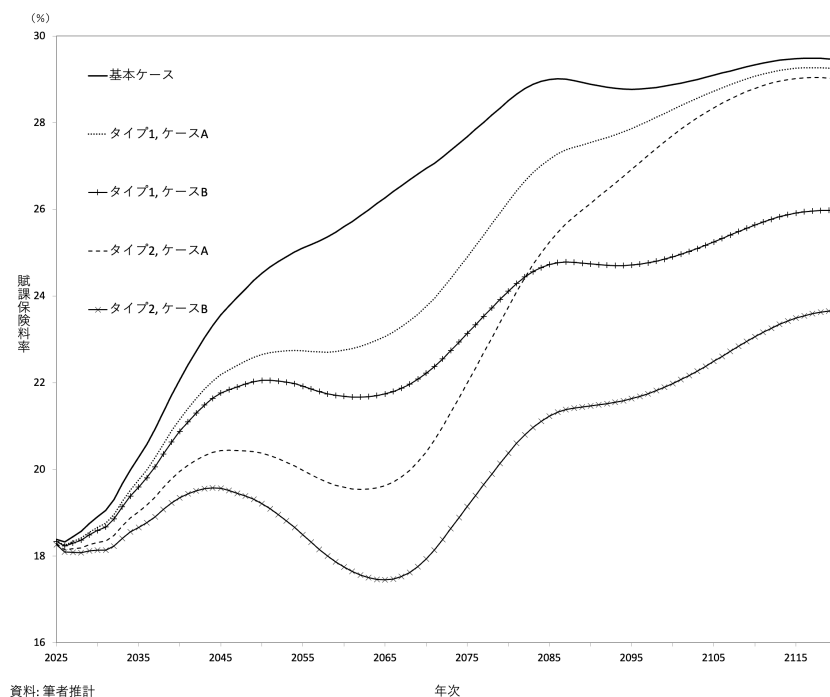


図8 賦課保険料率（マクロスライド調整前）の見通し

る。タイプ1(+印のマーカー)では当初はケースAのタイプ1とタイプ2の間の水準で推移し、2050年代に一旦低下した後に上昇に転じるが、そのスピードはケースAよりも緩やかであり、2080年代初頭にはケースA・タイプ2を下回ってその後はさらに上昇スピードを緩めて推移し、2120年には基本ケースよりも3.5%ポイント低い26.0%となる。タイプ2(x印のマーカー)では当初緩やかに上昇した後、2040年代から大きく低下し、2060年代半ばには17%代まで低下する。その後、2080年代まではやや速いスピードで上昇するが、その後は上昇のスピードが緩やかとなって、2120年には基本ケースよりも5.8%ポイント低い23.7%となる。

また、この賦課保険料率の動向は、図3の老年従属人口指数の動向とよく似ていることがわかる。老年従属人口指数においても、ケースAでは外国人の受入れ拡大によって短期的に指数が低下するものの、長期的には基本ケースとの乖離が消滅していく一方で、ケースBでは長期的にも基本ケースとの乖離が維持されていたが、この動向は賦課保険料率でも全く同様であることが観察される。したがって、厚生年金への財政影響についても、外国人受入れの拡大は、短期的には賦課保険料率を低下させる効果があるものの、外国人の出生行動による第2世代以降の誕生がない場合、受け入れた外国人が高齢化して受給世代に回ることから、長期的には基本ケースとの乖離は消滅し、財政影響はなくなっていくこととなる。一方、第2世代以降の誕生を仮定した場合には、将来にわたって、基本ケースよりも低い賦課保険料率が保たれ、厚生年金にプラスの財政影響をもたらすこととなるのである。

おわりに

本研究では、外国人受入れ拡大が長期的な将来人口変動を通じて厚生年金の財政に与える影響について、令和6年公的年金財政検証ベースで評価を行った。

本研究の結果によれば、政策的な外国人労働者受入れや、受入れ外国人の家族帯同・形成及び出生行動によって人口減少の速度は緩和されるが、公的年金財政に大きく影響を与える老年従属人口指数については、外国人受入れの拡大が短期的には生産年齢人口の増加を通じて老年従属人口指数を低下させる効果があるものの、外国人の出生行動による第2世代以降の誕生がない場合、受け入れた外国人が高齢化し、老年従属人口指数は長期的には基本ケースと同程度まで上昇することとなった。一方、第2世代以降の誕生を仮定した場合には、将来的な生産年齢人口の若年化によって、老年従属人口指数が低く保たれることが明らかとなった。

また、このような長期の人口動向の変化が厚生年金財政に与える影響として、厚生年金の最終的な所得代替率は、外国人受入れの拡大がもたらす基礎年金部分の所得代替率の上昇によって高いものとなることが明らかとなった。しかしながら、報酬比例部分では調整がないこと、また、ケースBのタイプ2では基礎年金部分についても調整がないことなどから、財政影響を賦課保険料率(マクロスライド調整前)で評価したところ、その動向は老年従属人口指数の動向と類似しており、外国人の受入れを拡大しても出生行動による第2世代以降の誕生がない場合、受け入れた外国人が高齢化して受給世代に回ることから、長期的には基本ケースとの乖離は消滅し、財政影響はなくなっていく一方、第2世代以降の誕生を仮定した場合には、将来にわたって、基本ケースよりも低い賦課保険料率が保たれ、厚生年金にプラスの財政影響をもたらすことが明らかとなった。

しばしば、外国人労働者受入れに関する議論は、当面の労働力不足を補うだけの短期的視点で行われることがあるが、本研究による老年従属人口指数と賦課保険料率の相似関係に見られたように、公的年金への財政影響は長期的な人口動向の変化に大きく影響を受ける。すなわち、受け入れた外国人は将来、高齢化して年金受給者に回る一方、家族呼び寄せや出生行動等は新たな年金の支え手を生み出す原動力ともなる。このように、外国人労働者受入れの問題は人口問題でもあって、長期的な視点に立って考えることが求められる。特に、外国人受入れに関する公的年金への影響評価にあたっては、本研究で考察を行ったような長期的かつ定量的な評価を行うことが具体的な施策の議論にとって極めて重要であるといえよう。

なお、本研究では外国人労働者受入れの拡大の影響について、公的年金に対して将来人口が与えるインパクトの評価を対象として行ったが、外国人の受入れについては年金だけではなく、教育や治安の問題、また、文化的側面など、多様な角度からの議論も必要である。本研究は、そのような様々な観点からの議論を行うための一つの視点として、これまで十分に行われてこなかった定量的な長期シミュレーション結果を研究成果として提示したものである。今後の外国人労働者の受入れに関する政策議論にあたって、本研究で提示したシミュレーション結果が活用され、人口学的な視点を踏まえた、長期的かつ幅広い観点からの定量的な議論が行われることを望む。

のである。

謝辞: 本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH23AA2005(「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」, 研究代表者: 小池司朗) による助成を受けた。

参考文献

- 石井太 (2008) 「人口変動要因が将来推計人口の年齢構造に与える影響-老年従属人口指数を中心として-」, 『人口学研究』, 第 43 巻, pp.1-20.
- (2020) 「将来人口推計と財政検証」, 『社会保障研究』, 第 4 巻, 第 4 号, pp.429-444.
- 石井太・是川夕 (2015) 「国際人口移動の選択肢とそれらが将来人口を通じて公的年金財政に与える影響」, 『日本労働研究雑誌』, 第 57 巻, 第 9 号, pp.41-53.
- 石井太・是川夕・武藤憲真 (2013) 「外国人受入れが将来人口を通じて社会保障に及ぼす影響に関する人口学的研究」, 『人口問題研究』, 第 69 巻, 第 4 号, pp.65-85.
- 石井太・小島克久・是川夕 (2018) 「外国人介護労働者受入れシナリオに対応した将来人口変動と公的年金財政シミュレーションに関する研究」, 『人口問題研究』, 第 74 巻, 第 2 号, pp.164-184.
- 上村敏之・神野真敏 (2010) 「公的年金と移民受け入れ: 移民の経済厚生格差への影響」, 『経済学論究』, 第 64 巻, 第 3 号, pp.149-167.
- 厚生労働省年金局数理課 (2025) 『令和 6(2024) 年財政検証結果レポート』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『日本の将来推計人口（令和 5 年推計）』, 人口問題研究資料第 347 号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 小島克久 (2015a) 「OECD 加盟国における外国出身介護労働者の現状」, 『厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）『人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究』平成 26 年度報告書』, pp.273-282.
- (2015b) 「台湾における介護保障の動向」, 『健保連海外医療保障第 106 号』, pp.1-12, 健康保険組合連合会.
- (2016) 「OECD 加盟国における外国人介護労働者の受け入れの仕組み」, 『厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）『人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究』平成 27 年度報告書』, pp.201-210.
- 高藤昭 (2001) 『外国人と社会保障法』, 明石書店.
- 八田達夫・小口登良 (1999) 『年金改革論-積立方式へ移行せよ』, 日本経済新聞社.
- 山本克也 (2010a) 「厚労省財政検証プログラムを用いた公的年金改革案の提示」, 『家計経済研究』, 第 85 巻, pp.56-63.
- (2010b) 「年金制度の歴史的展開と保険数理モデルの変遷」, 国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『社会保障の計量モデル分析』, pp.85-107, 東京大学出版会.

- (2012) 「実行可能性からみた最低保障年金制度」, 『生活経済学研究』, 第 35 巻, pp.1–16.
- Lamura, Giovanni, Carlos Chiatti, Francesco Barbella, and Mirko Di Rosa (2013) “Migrant Long-Term Care Work in the European Union: Opportunities, Challenges and Main Policy Options,” *Discussion paper Peer Review on long-term professional care*.
- Lee, Ronald D. and Tim W. Miller (1997) “The future fiscal impacts of current immigrants,” in Smith, James P. and Barry Edmonston eds. *The New Americans*, pp. 297–362: National Academy Press.

新型コロナ禍での家族介護負担の変化－国民生活基礎調査の分析結果から－

小島克久

1. はじめに

新型コロナウイルス感染症の広がり、わが国の社会経済にさまざまな影響を与えた。社会保障分野の中から、介護分野を例にすると、訪問、通所系の介護事業所が一時休止することで、介護サービスが利用できなくなるといった影響を受ける。その場合、介護事業者が担っていた介護を、家族の誰かが担うことになる。その結果、家族の介護負担が増えることが考えられる。例えば、菅原（2022）では、新型コロナの影響を要介護認定、介護サービス提供などの側面からまとめている。特に、新型コロナ感染拡大の第一波の間に通所・訪問介護部門で利用控えがおき、女性による家族介護による代替が行われていたことを示唆している。また、Nakamoto et al. (2022) では、2020 年 8～9 月に実施のインターネット調査のデータから、56.7%の家族介護者が介護負担の増加あることなどを明らかにしている。

本研究事業の 2024 年度の報告書では、厚生労働省『国民生活基礎調査』（介護票）の公表済み集計表を用いて、新型コロナ前後（2019 年と 2022 年）の家族介護の状況の変化を分析した。その結果として、以下の 2 点を明らかにした。

- ① 新型コロナの中、介護サービス利用者数は増加している一方で、2019 年から 2022 年にかけて、家族介護の負担増が見られる。新型コロナの間に介護サービスの利用を完全にやめたのではなく、一時的に止めるなどの対応があったと考えられるが、その変化を補うために、家族介護の負担が増えたと考えられる。
- ② その影響は一様ではなく、要介護者の年齢階級では 85 歳以上を除く後期高齢者を中心に、それより若い年代の要介護者で家族介護者の負担が増えている。また、より少人数世帯の要介護者の介護のための家族の負担も増えている。特に、後者は世帯員数が少ないため、同居家族からのサポートが期待できない場合が多い。

公表済の政府統計だけを使った分析でも、上記のような家族介護者の負担増加という影響を明らかにすることができた。しかし、介護負担が増えた家族介護者の属性のより精緻な特定にまでは至っていない。

本稿ではこのような問題意識のもと、厚生労働省『国民生活基礎調査』の個票データを用いた、家族介護負担の状況、特に新型コロナ前後での家族介護負担が重くなった要介護高齢者、家族介護者の属性を明らかにすることを目的とした分析を行った。

2. 使用データと分析方法

（1）使用データ

分析に用いたデータは、厚生労働省『国民生活基礎調査』（介護票、世帯票、健康票）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¹。ただし今回の分析では介護票の個票データを必要とし、これは3年に一度の大規模調査に限られる。そこで、大規模調査年の2016年、2019年、2022年の個票データを用いた。2019年と2022年が新型コロナの時期をはさむ形となる²。

調査の規模を2022年の調査で見ると、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、2020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5,530地区内のすべての世帯（約30万世帯）及び世帯員（約67万4千人）を対象とした。介護票については、前記の5,530地区内から層化無作為抽出した2,500地区内の介護保険法の要介護者及び要支援者（約7千人）を対象としている。

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）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、一部の都府県については、調査員により回収する方法に代えて、政府統計共同利用システムのオンライン調査システムによる提出も可能とした。さらに、面接できたものの、調査員が回収することが困難な場合についても郵送にて調査票を回収する方法も用いられている。調査対象世帯数は、世帯票と健康票で29万9,772世帯、介護票で7,176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、20万3,819世帯、5,499人であった。

本研究では、2016年、2019年、2022年の介護票の有効回収票のうち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。そして、主な介護者が同居の家族介護者である場合について、同居家族介護者の世帯票、健康票をマッチングさせた。次に述べる被説明変数、説明変数のすべてで不詳がないデータを分析対象とした。その結果、分析対象者数は、2016年が2,392人、2019年が2,192人、2022年が1,665人であった。

¹ この調査の概要は以下の厚生労働省 web ページを参照。
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/20-21tyousa.html#anchor02>
(2025年11月13日確認)

² 国民生活基礎調査の個票データの利用は、統計法第33条および厚生労働省がこの法律に基づいて定めた規則に基づいて行った利用申出とその承諾に基づいて、2024年度に行ったものである。本論文では、2025年度にその解析結果を用いて行った分析結果をまとめたものである。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、毀損などを含む倫理上の問題は発生しなかった。

（２）分析方法

（a）分析モデルの概要とデータ整備

本研究で用いた分析モデルは、家族介護者の負担を被説明変数に、要介護高齢者、同居家族介護者の属性などを説明変数として用いた、順序ロジットモデルである。被説明変数と説明変数の詳細は以下の通りであるが、要介護高齢者の説明変数として、性、年齢、配偶関係の他、要介護の主な原因、認知症での通院、介護サービス利用、健康状態などの変数を採用した。同居家族介護者の説明変数として、性、年齢、配偶関係の他、仕事の有無、健康状態などを採用した。

要介護高齢者のデータ（介護票、世帯票、健康票）と同居家族介護者のデータ（世帯票、健康票）をマッチングする必要がある。まずマッチングは要介護高齢者、同居家族介護者それぞれに、介護票（要介護高齢者のみ）、世帯票、健康票のマッチングを行った。次に、要介護高齢者と同居家族介護者のデータのマッチングを行った。要介護高齢者のデータには、主な介護者が同居家族である場合には、その世帯番号を記載する設問がある。また、同じ世帯にいたので、都道府県、地区番号、単位区番号、世帯番号が同じである。そこで、要介護高齢者と同居家族介護者のデータを、都道府県、地区番号、単位区番号、世帯番号、同居家族介護者の世帯員番号をキーとしてマッチングを行った。

（b）被説明変数—家族介護者が担い介護の場面数—

本研究で用いた分析モデルでの被説明変数を以下の通りに設定した。

被説明変数として、「家族介護者だけで担う介護場面数のカテゴリー」（以下、家族介護場面数カテゴリー）である。国民生活基礎調査では、介護の種類（洗顔、口腔清潔など 16 種類）別に³、誰が介護を担っているかを調査している。具体的には、事業者、主な介護者、他の介護者になるが、主な介護者または他の介護者のみの場合を家族介護者だけによる介護とした。家族介護者だけによる介護場面数は 0 から 16 までの範囲となる⁴。これをもとに、介護事業者を含めた誰かが介護をしている場合と、家族介護者だけで介護を担っている場合の介護場面数種類の平均と標準偏差を求めた。その結果は表 1 の通りである。これをもとに、家族介護者だけで担っている介護場面数のカテゴリーとして、0、平均まで（介護場面数 1～3）、平均＋標準偏差まで（介護場面数 4～7、ただし 2016 年は 8）、平均＋標準偏差以上、の 4 つを設定した。

³ 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。

⁴ 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。

表1 介護場面数の平均など

		2016年	2019年	2022年
誰かが介護	平均	6.51	6.20	6.32
	標準偏差	5.18	5.00	5.11
	平均 + 標準偏差	11.69	11.20	11.43
家族だけで介護	平均	3.90	3.68	3.81
	標準偏差	4.20	3.98	4.15
	平均 + 標準偏差	8.10	7.66	7.96

(c)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。これらは、変数同士の相関が有意に大きくならないもの（5%有意水準で0.4に達しない）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2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、配偶関係を設定した。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。年齢は65歳から始まる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だけで担い場面数が年齢とともにどのように変化するかを二次関数で明らかにすることができる。配偶関係は、配偶者なしを0、配偶者ありを1とした「配偶者ありダミー」である。

要介護状態に関する変数を以下の通り設定した。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。「国民生活基礎調査」の介護票では、「要介護の理由（および主な理由）」を調査している。その中から主な理由として、認知症と脳血管疾患を選び、それぞれが要介護の主な理由になっている場合は1、そうでない場合は0を設定とした。

この調査の健康票では、通院の状態を調査している。要介護の主な理由でも採用した認知症について、その通院の有無を変数とした。認知症での通院がある場合は1、そうでない場合は0とした。

介護票では、介護サービスの利用状況を調査している。具体的には、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」、その他、「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種類である、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。

健康票では健康意識と心の状態を調査している。健康意識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4、「まあよい」を3、「ふつう」を2、

「あまりよくない」を1、「よくない」を0とした。こころの状態については「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⁵。

次に同居家族介護者についても基本属性、健康状態などの変数を設定した。性、年齢と年齢の二乗、配偶関係は、年齢の範囲を除いて要介護高齢者と同じである。同居家族介護者の健康意識、こころの状態（K6 指標）も要介護高齢者と同様に設定した。同居家族介護者の変数として、仕事の有無、通院の有無を設定した。仕事の有無は、会社などの正社員を「正規就業」として0とし、パートやアルバイトなどを「非正規就業」として1、自営や家族従業者などを「その他仕事あり」として2、仕事をしていない場合を「仕事なし」として3とした。通院はその理由を問わず、通院している場合を1、そうでない場合を0とした。

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。

(d)モデル

このようにして設定した被説明変数、被説明変数について計量分析を行った。被説明変数である家族介護場面カテゴリーが0から3までの4段階であり、変数は正規分布しないと考えられることから、順序ロジットモデルを用いた。説明変数として要介護高齢者、同居家族介護者の変数を用いたモデルを2本設定した。その違いは「要介護の主な理由（認知症）」を「認知症での通院有無」に入れ替えたか否かの違いである。また、同居家族介護者の変数だけを用いたモデルも1本設定した。よってモデルは3本設定した。これらを2016年、2019年2022年のデータについて適用し、係数を推計した。係数の推計にあたっては、この調査の世帯票の抽出率をもとに設定された拡大乗数を用いた。推計された変数のうち、5%水準で有意な係数を中心に、その大きさの変化を見ることが、新型コロナの前後で家族介護負担が大きくなる（または小さくなる）要因を検討した。なお、解析ソフトはStata18を用いた。

⁵ 「K6 指標」に関する詳細は野口（2011）を参照。

表2 使用変数と記述統計量

使用変数		2016年					2019年					2022年				
		平均	標準偏差	最小	最大	タイプ	平均	標準偏差	最小	最大	タイプ	平均	標準偏差	最小	最大	タイプ
サンプル数																
被説明変数	家族介護者だけで担っている介護場面の数のカテゴリー(0種類=0、平均まで=1、平均+標準偏差まで=2、平均+標準偏差以上=3)	1,751	0.908	0	3	カテゴリー	1,770	0.938	0	3	カテゴリー	1,831	0.950	0	3	カテゴリー
	性別(女性=1, 男性=0)	0.633	0.482	0	1	二値	0.629	0.483	0	1	二値	0.583	0.493	0	1	二値
	年齢(各歳)	83.64	7.41	65	106	整数	84.15	7.51	65	102	整数	84.47	7.87	65	106	整数
	年齢の二乗	7,051	1,222	4,225	11,236	整数	7,137	1,244	4,225	10,404	整数	7,197	1,312	4,225	11,236	整数
	配偶関係(配偶者なし=0、配偶者あり=1)	0	0	0	1	二値	1	1	0	1	二値	1	0	0	1	二値
説明変数(要介護高齢者)	要介護度(要介護度5=7)	3,442	1,578	1	7	カテゴリー	3,393	1,565	1	7	カテゴリー	3,491	1,583	1	7	カテゴリー
	認知症(あてはまる=1、あてはまらない=0)	0.178	0.382	0	1	二値	0.175	0.380	0	1	二値	0.175	0.380	0	1	二値
	要介護の主な理由	0.184	0.388	0	1	二値	0.178	0.383	0	1	二値	0.171	0.377	0	1	二値
	脳血管疾患(あてはまる=1、あてはまらない=0)	0.234	0.423	0	1	二値	0.210	0.407	0	1	二値	0.220	0.415	0	1	二値
	通院(認知症での通院あり=1, なし=0)	1,230	0.873	0	4	整数	1,220	0.844	0	5	整数	1,028	0.683	0	4	整数
説明変数(同居家族介護者)	介護サービス利用数(0~8種類)	1,317	0.883	0	4	カテゴリー	1,392	0.885	0	4	カテゴリー	1,375	0.871	0	4	カテゴリー
	健康意識(よい=4, まあよい=3, ふつう=2, あまりよくない=1, よくない=0)	5,888	5,395	0	24	整数	5,367	5,229	0	24	整数	5,561	5,140	0	24	整数
	介護者性別(女性=1, 男性=0)	0.659	0.474	0	1	二値	0.662	0.473	0	1	二値	0.679	0.467	0	1	二値
	同居家族介護者の年齢(各歳)	65,706	12,229	18	96	整数	66,824	11,648	22	99	整数	66,917	11,606	22	94	整数
	同居家族介護者の基本属性	4,467	1,604	324	9,216	整数	4,601	1,545	484	9,801	整数	4,613	1,528	484	8,836	整数
説明変数(同居家族介護者)	介護者配偶関係(配偶者なし=0、配偶者あり=1)	0.763	0.426	0	1	二値	0.740	0.439	0	1	二値	0.725	0.447	0	1	二値
	同居家族介護者の仕事の有無(正就労=0, 非正就労=1, その他仕事あり=2, 仕事なし=3)	2,112	1,207	0	3	カテゴリー	2,062	1,234	0	3	カテゴリー	2,080	1,234	0	3	カテゴリー
	同居家族介護者の通院の有無(あり=1, なし=0)	0.666	0.472	0	1	二値	0.664	0.472	0	1	二値	0.698	0.459	0	1	二値
	同居家族介護者の健康状態(よい=4, まあよい=3, ふつう=2, あまりよくない=1, よくない=0)	2,107	0.915	0	4	カテゴリー	2,164	0.936	0	4	カテゴリー	2,177	0.917	0	4	カテゴリー
	同居家族介護者のこころの状態(K6, 0~24)	4,128	4,513	0	24	整数	3,879	4,230	0	24	整数	4,008	4,438	0	24	整数

(4) 記述統計量

これらの変数に関する記述統計は表 2 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、2016 年で 2,392、2019 年で 2,192、2022 年で 1,665 である。

被説明変数、説明変数のほとんどは二値変数、カテゴリー変数なので、それぞれ 0 か 1 の値、またはカテゴリー数に応じた値の範囲をとる。ただし、要介護高齢者、同居家族介護者の年齢は実際の年齢を用いたため、要介護高齢者では最小値は 65 であり、最大値は調査年によって異なるが 100 を超える。同居家族介護者の年齢も最小値は 18~22、最大値は 94~96 と非常に幅が広い。こころの状態は 0 から 24 の範囲の値をとる。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。

(倫理的配慮)

本論文は、厚生労働省「国民生活基礎調査」の調査票情報（個票データ）の分析結果である。この調査票情報の利用は、統計法第 33 条および厚生労働省がこの法律に基づいて定めた規則に基づいて行った利用申出とその承諾に基づいて、2024 年度に行ったものである。本論文では、2025 年度にその解析結果を用いて行った分析結果をまとめたものである。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、毀損などを含む倫理上の問題は発生しなかった。

3. 分析結果

上記の順序ロジットモデルによる分析結果は、表 3-1、表 3-2、表 3-3 の通りである。それぞれの表の違いは以下の通りである。

表 3-1 説明変数は要介護高齢者、同居家族介護者の変数（モデル 1）

表 3-2 説明変数は要介護高齢者、同居家族介護者の変数であるが、要介護高齢者の変数のうち、「要介護の主な理由（認知症）」を「認知症での通院有無」に入れ替えた（モデル 2）。

表 3-3 説明変数は同居家族介護者の変数のみ（モデル 3）

(1) モデル 1 の結果から

表 3-1 から、家族介護者だけで担う介護場面が増える要因として 5%水準で有意な変数は、要介護高齢者については、年齢の二乗（2019 年と 2022 年）、要介護度、要介護の主な理由（脳血管疾患）（2016 年のみ）、健康意識（2016 年と 2019 年）、心の状態であった。同居家族介護者の変数では、性（女性ダミー）（2016 年と 2022 年）、年齢と年齢の二乗（ともに 2016 年と 2019 年）、仕事の有無（2016 年と 2019 年）であった。

まず、要介護高齢者の変数を見ると、年齢と年齢の二乗はそれぞれ負と正の値をとり、二

次関数としては、下に凸の関数となる。ある年次まで家族だけでの介護負担は低下するが、それ以降は増えることを意味する。その年齢は年次による差はあるがおおむね 80 歳付近である。係数自体は年齢の二乗で年次を経るごとに若干大きくなっており、家族による介護負担が 80 歳付近を境に大きくなる度合いが少しずつ大きくなっている。つまり 2019 年と 2022 年の新型コロナ前後での変化ではなく、一貫した変化である。

要介護度は正の係数を取り、重度になるほど家族介護負担は大きくなる。係数の水準は、2016 年から 2019 年にかけていったん上昇し、2022 年には低下し、係数そのものも 2016 年よりも低い。高齢者の要介護度と家族介護負担との関係が新型コロナ前後で少し弱まっていることがわかる。要介護の主な理由が脳血管疾患である場合も正の係数をとる。係数の水準は、2016 年から 2019 年にかけていったん低下し、2022 年には上昇したが、係数そのものも 2016 年より若干低い。要介護度の理由が脳血管疾患であることと家族介護負担との関係が新型コロナ前後で少し強くなったことがわかる。

要介護高齢者の健康意識の係数は負の値を取り、健康意識が良好なほど家族介護負担は減る。ただし、係数の絶対値は一貫して低下しており、要介護高齢者の健康意識と家族介護負担の関係が弱まっていることがわかる。こころの状態は正の係数を取り、こころの状態が良くないほど家族介護負担は重くなる。係数の水準は 2016 年から 2019 年にかけて低下したが、2022 年には 2016 年の水準を上回る形で上昇している。つまり、要介護高齢者の心の状態と家族介護負担の関係が強まっているといえる。

表3-1 計量分析の結果(順序ロジット、モデル1)

使用変数				2016年			2019年			2022年		
				タイプ	係数	標準偏差	t値	係数	標準偏差	t値	係数	標準偏差
説明変数 (要介護高齢者)	基本属性	性別(女性=1, 男性=0)	二値	0.081	0.162	0.500	0.135	0.157	0.860	0.033	0.191	0.170
		年齢(各歳)	整数	-0.156	0.125	-1.240	-0.317	0.160	-1.980	-0.509	0.157	-3.240
		年齢の二乗	整数	0.001	0.001	1.310	0.002	0.001	2.150	0.003	0.001	3.440
		配偶関係(配偶者なし=0、配偶者あり=1)	二値	-0.030	0.195	-0.150	0.122	0.175	0.700	0.011	0.228	0.050
	要介護度	要介護度(要支援1=1、・・・、要介護度5=7)	カテゴリ	0.440	0.043	10.110	0.484	0.045	10.720	0.392	0.053	7.430
	要介護の主な理由	認知症(あてはまる=1、あてはまらない=0)	二値	0.105	0.131	0.800	0.224	0.145	1.540	0.216	0.172	1.260
		脳血管疾患(あてはまる=1、あてはまらない=0)	二値	0.354	0.171	2.070	0.274	0.199	1.380	0.323	0.197	1.640
	介護サービス利用数(0～8種類)	整数	-0.036	0.070	-0.510	-0.062	0.077	-0.810	0.122	0.099	1.230	
	健康状態	健康意識(よい=4、まあよい=3、ふつう=2、あまりよくない=1、よくない=0)	カテゴリ	-0.174	0.066	-2.630	-0.164	0.078	-2.090	-0.062	0.082	-0.760
		こころの状態(K6、0～24)	整数	0.031	0.011	2.730	0.029	0.013	2.180	0.066	0.015	4.250
説明変数 (同居家族介護者)	同居家族介護者の基本属性	介護者性別(女性=1, 男性=0)	二値	0.572	0.137	4.160	0.160	0.134	1.190	0.450	0.155	2.910
		介護者年齢(各歳)	整数	0.140	0.038	3.700	0.094	0.044	2.130	0.068	0.041	1.680
		介護者年齢の二乗	整数	-0.001	0.000	-3.620	-0.001	0.000	-2.570	-0.001	0.000	-1.560
		介護者配偶関係(配偶者なし=0、配偶者あり=1)	二値	-0.266	0.134	-1.990	0.000	0.131	0.000	-0.140	0.155	-0.900
	同居家族介護者の仕事の有無(正規就業=0、非正規就業=1、その他仕事あり=2、仕事なし=3)	カテゴリ	0.146	0.050	2.890	0.139	0.057	2.420	0.101	0.059	1.720	
	同居家族介護者の通院の有無(あり=1、なし=0)	二値	-0.211	0.114	-1.850	-0.060	0.125	-0.480	0.206	0.145	1.420	
	同居家族介護者の健康状態(よい=4、まあよい=3、ふつう=2、あまりよくない=1、よくない=0)	カテゴリ	0.045	0.059	0.760	-0.107	0.077	-1.380	0.139	0.087	1.610	
	同居家族介護者のこころの状態(K6、0～24)	整数	0.002	0.016	0.140	0.018	0.016	1.100	-0.009	0.017	-0.510	
/cut1				-1.815	5.394	-9.938	6.959	-17.206	6.864			
/cut2				-0.474	5.395	-8.408	6.956	-15.622	6.856			
/cut3				1.938	5.385	-6.371	6.954	-13.637	6.854			

同居家族介護者の変数を見ると、家族介護者の女性ダミーは正の係数をとる。女性が介護する方が、介護負担が重くなる傾向がある。係数の水準の変化を見ると、2016 年から 2019

年にかけて低下したが、2022 年には係数は 2016 年に近い水準に上昇している。新型コロナの前後で、同居家族介護者の性別と介護負担の関係が強くなっていることがわかる。

年齢と年齢の二乗はそれぞれ正、負の係数をとる。つまり上に凸の関数であり、同居家族介護者がある年齢までは家族介護負担が重くなり、それ以降は軽くなることを意味する。その年齢は年次による差はあるが、56～68 歳である。係数の水準を年齢の二乗に着目するとほぼ横ばいであり、新型コロナ前後での家族介護者の年齢による介護負担の変化はわずかであることがわかる。

仕事の有無の変数の係数を見ると正の値をとる。家族介護者が非正規、自営、仕事をしていない順で介護負担が重くなることがわかる。ただし、係数の水準は一貫して低下しており、同居家族介護者の仕事と介護負担の関係が弱くなっていることがわかる。

(2) モデル 2 の結果から

表 3-2 から、家族介護者だけで担う介護場面が増える要因として 5%水準で有意な変数は、要介護高齢者については、年齢の二乗（2019 年と 2022 年）、要介護度、認知症による通院の有無（2016 年と 2022 年）、要介護の主な理由（脳血管疾患）（2016 年のみ）、健康意識（2016 年と 2019 年）、心の状態であった。同居家族介護者の変数では、性（女性ダミー）（2016 年と 2022 年）、年齢と年齢の二乗（ともに 2016 年と 2019 年）、配偶関係（2016 年のみ）、仕事の有無（2016 年と 2019 年）であった。

まず、要介護高齢者の変数を見ると、モデル 1 と同じように年齢と年齢の二乗はそれぞれ負と正の値をとり、二次関数としては、下に凸の関数となる。ある年次まで家族だけの介護負担は低下するが、それ以降は増えることを意味する。その年齢は年次による差はあるがおおむね 80 歳付近である。係数自体もモデル 1 と同様に、年齢の二乗で年次を経るごとに若干大きくなっており、家族による介護負担が 80 歳付近を境に大きくなる度合いが少しずつ大きくなっている。つまり一貫した変化もモデル 1 と同じである。

要介護度は正の係数をとる、重度になるほど家族介護負担は大きくなる。係数の水準は、2016 年から 2019 年にかけていったん上昇し、2022 年には低下している。そして 2022 年の係数は 2016 年よりも低い。高齢者の要介護度と家族介護負担との関係が新型コロナ前後で少し弱まっていることはモデル 1 と同様である。

認知症の通院の有無では正の係数をとる、認知症での通院があるほど家族介護負担が重くなる。ここはモデル 2 での結果である。要介護の主な理由が脳血管疾患である場合も正の係数をとる。係数の水準は、2016 年から 2019 年にかけていったん低下し、2022 年に上昇するが、係数そのものも 2016 年より若干低い。要介護度の理由が脳血管疾患であることと家族介護負担との関係が新型コロナ前後で少し強くなったことがわかる。この点もモデル 1 と同じ結果である。

要介護高齢者の健康意識の係数は負の値をとり、健康意識が良好なほど家族介護負担は減る。係数の絶対値も一貫して低下しており、要介護高齢者の健康意識と家族介護負担の関

係が弱まっていることはモデル 1 と同様の結果である。こころの状態は正の係数を取り、こころの状態が良くないほど家族介護負担は重くなる。係数の水準は 2016 年から 2019 年にかけて低下したが、2022 年には 2016 年の水準を大きく上回る形で上昇している。つまり、要介護高齢者の心の状態と家族介護負担の関係が強まっているといえる。この点もモデル 1 と同じ結果である。

表3-2 計量分析の結果(順序ロジット、モデル2)

使用変数			2016年			2019年			2022年			
			タイプ	係数	標準偏差	t値	係数	標準偏差	t値	係数	標準偏差	t値
説明変数(要介護高齢者)	基本属性	性別(女性=1, 男性=0)	二値	0.060	0.162	0.370	0.125	0.157	0.790	0.022	0.191	0.110
		年齢(各歳)	整数	-0.180	0.126	-1.430	-0.321	0.160	-2.000	-0.542	0.158	-3.440
		年齢の二乗	整数	0.001	0.001	1.490	0.002	0.001	2.170	0.003	0.001	3.640
		配偶関係(配偶者なし=0、配偶者あり=1)	二値	-0.057	0.196	-0.290	0.114	0.175	0.650	-0.013	0.230	-0.060
	要介護度	要介護度(要支援1=1、・・・、要介護度5=7)	カテゴリ	0.433	0.043	9.980	0.480	0.045	10.610	0.381	0.053	7.180
	通院	認知症での通院(あり=1, なし=0)	二値	0.330	0.118	2.800	0.258	0.138	1.870	0.442	0.155	2.850
	要介護の主な理由	脳血管疾患(あてはまる=1、あてはまらない=0)	二値	0.396	0.169	2.350	0.263	0.195	1.350	0.350	0.194	1.810
	介護サービス利用数(0～8種類)	整数	-0.049	0.070	-0.700	-0.066	0.077	-0.850	0.108	0.098	1.100	
	健康状態	健康意識(よい=4、まあよい=3、ふつう=2、あまりよくない=1、よくない=0)	カテゴリ	-0.180	0.066	-2.730	-0.163	0.077	-2.110	-0.073	0.081	-0.900
		こころの状態(K6、0～24)	整数	0.030	0.011	2.660	0.029	0.013	2.140	0.063	0.016	4.090
説明変数(同居家族介護者)	同居家族介護者の基本属性	介護者性別(女性=1, 男性=0)	二値	0.554	0.138	4.020	0.148	0.135	1.100	0.459	0.155	2.970
		介護者年齢(各歳)	整数	0.142	0.038	3.720	0.097	0.045	2.160	0.063	0.041	1.520
		介護者年齢の二乗	整数	-0.001	0.000	-3.610	-0.001	0.000	-2.600	-0.000	0.000	-1.410
		介護者配偶関係(配偶者なし=0、配偶者あり=1)	二値	-0.270	0.133	-2.030	0.012	0.130	0.090	-0.141	0.155	-0.910
	同居家族介護者の仕事の有無(正規就業=0、非正規就業=1、その他仕事あり=2、仕事なし=3)	カテゴリ	0.146	0.050	2.910	0.139	0.057	2.420	0.102	0.059	1.730	
	同居家族介護者の通院の有無(あり=1, なし=0)	二値	-0.206	0.115	-1.790	-0.055	0.126	-0.440	0.193	0.147	1.320	
	同居家族介護者の健康状態(よい=4、まあよい=3、ふつう=2、あまりよくない=1、よくない=0)	カテゴリ	0.048	0.059	0.820	-0.104	0.078	-1.330	0.136	0.087	1.570	
	同居家族介護者のこころの状態(K6、0～24)	整数	0.002	0.016	0.120	0.018	0.016	1.090	-0.010	0.017	-0.590	
	/cut1			-2.810	5.424		-10.000	6.964		-18.852	6.898	
	/cut2			-1.463	5.424		-8.470	6.962		-17.264	6.889	
/cut3			0.956	5.413		-6.431	6.960		-15.268	6.887		

同居家族介護者の変数を見ると、家族介護者の女性ダミーは正の係数をとる。係数の水準の変化も、2016 年から 2019 年にかけて低下したが、2022 年には係数は 2016 年に近い水準に上昇する。新型コロナの前後で、同居家族介護者の性別と介護負担の関係が強くなっていることがわかる。この点もモデル 1 と同じ結果である。

年齢と年齢の二乗はそれぞれ正、負の係数をとる。つまり上に凸の関数であり、同居家族介護者がある年齢までは家族介護負担が重くなり、それ以降は軽くなることもモデル 1 と同じ結果である。二次関数の頂点となる年齢は年次による差はあるが、56～69 歳である。係数の水準を年齢の二乗に着目するとほぼ 0 で横ばいであり、新型コロナ前後での家族介護者の年齢による介護負担の変化はわずかであることがこのモデル 2 からわかる。

同居家族介護者の配偶関係の係数は年次による正と負の符号の向きの変化がある。有意な係数をとるのは 2016 年だけであったので、その年の係数を見ると負の値を取り、同居家族介護者に配偶者がいない方が介護負担は重くなる。2019 年には有意ではないが正の値を取り、これは 0 に近い。2022 年には有意ではないが再びマイナスになっている。家族介護負担が新型コロナの前には配偶関係に関係ない状態に向かいつつも、新型コロナの前後で配偶者がいない者ほど介護負担が重くなるという変化が見られたことがわかる。

仕事の有無の変数の係数を見ると正の値をとる。家族介護者が非正規、自営、仕事をしていない順で介護負担が重くなることはモデル 1 と同じ結果になっていることがわかる。係数の水準も一貫して低下しており、同居家族介護者の仕事と介護負担の関係が弱くなっていることもモデル 1 と同じ結果である。

(3) モデル 3 の結果から

表 3-3 はモデル 3 の結果であり、説明変数は同居家族介護者の変数に限っている。その結果から、家族介護者だけで担う介護場面が増える要因として 5%水準で有意な変数は、同居家族介護者の変数では、性（女性ダミー）（2016 年と 2022 年）、年齢と年齢の二乗、仕事の有無（2016 年と 2019 年）、心の状態（2019 年と 2022 年）であった。

同居家族介護者の変数として、家族介護者の女性ダミーは正の係数をとる。係数の水準の変化も、2016 年から 2019 年にかけて低下したが、2022 年には係数は 2016 年に近い水準に上昇する。この点はモデル 2 と同じである。新型コロナの前後で、同居家族介護者の性別と介護負担の関係が強くなっていることがこのモデルでも言える。

表3-3 計量分析の結果(順序ロジット、モデル3)

使用変数			2016年			2019年			2022年			
			タイプ	係数	標準偏差	t値	係数	標準偏差	t値	係数	標準偏差	t値
説明変数(同居家族介護者)	同居家族介護者の基本属性	介護者性別(女性=1, 男性=0)	二値	0.598	0.117	5.100	0.221	0.125	1.770	0.401	0.141	2.840
		介護者年齢(各歳)	整数	0.155	0.036	4.320	0.148	0.047	3.140	0.111	0.040	2.770
		介護者年齢の二乗	整数	-0.001	0.000	-4.360	-0.001	0.000	-3.550	-0.001	0.000	-2.780
		介護者配偶関係(配偶者なし=0, 配偶者あり=1)	二値	-0.267	0.128	-2.090	-0.017	0.132	-0.130	-0.124	0.154	-0.810
	同居家族介護者の仕事の有無(正規就業=0, 非正規就業=1, その他仕事あり=2, 仕事なし=3)	カテゴリ	0.166	0.048	3.450	0.154	0.057	2.690	0.142	0.057	2.480	
	同居家族介護者の通院の有無(あり=1, なし=0)	二値	-0.220	0.115	-1.920	-0.139	0.123	-1.130	0.152	0.143	1.060	
	同居家族介護者の健康状態(よい=4, まあよい=3, ふつう=2, あまりよくない=1, よくない=0)	カテゴリ	-0.008	0.061	-0.140	-0.101	0.071	-1.430	0.135	0.083	1.630	
	同居家族介護者のこころの状態(K6, 0~24)	整数	0.017	0.013	1.300	0.043	0.016	2.620	0.034	0.016	2.070	
	/cut1			3.346	1.188		2.658	1.602		2.346	1.322	
	/cut2			4.593	1.189		4.041	1.605		3.787	1.326	
/cut3			6.733	1.197		5.815	1.611		5.482	1.333		

年齢と年齢の二乗はそれぞれ正、負の係数をとる。つまり上に凸の関数であり、同居家族介護者がある年齢までは家族介護負担が重くなり、それ以降は軽くなることもモデル 1、モデル 2 と同じ結果である。二次関数の頂点となる年齢は年次による差はあるが、61~65 歳である。係数の水準を年齢の二乗に着目するとほぼ 0 で横ばいであり、新型コロナ前後での家族介護者の年齢による介護負担の変化はわずかであることもこのモデル 3 でも言える。

仕事の有無の変数の係数を見ると正の値をとる。家族介護者が非正規、自営、仕事をしていない順で介護負担が重くなることはモデル 1、モデル 2 と同じ結果になっている。係数の水準も一貫して低下しており、同居家族介護者の仕事と介護負担の関係が弱くなっていることもモデル 1、モデル 2 と同じ結果である。

モデル 3 で有意になった変数はこころの状態である。係数は正の値をとり、同居家族介護者のこころの状態が良くないほど、介護負担は重くなる。係数の水準は 2016 年から 2019 年にかけては上昇しているが、2022 年には低下している。しかし、2022 年の係数は 2016 年の 2 倍程度であり、こころの状態が良くないほど介護負担が重いことは、新型コロナの

前後で大きく変化していないことがわかる。

4. この分析から分かること

モデル 1 から 3 の分析から、同居家族介護者による介護負担が増加する要因と新型コロナの前後の変化として明らかになったことは以下の通りである。

(要介護高齢者の要因)

- ① 年齢は 80 歳ごろまでは家族の介護負担は減るが、それ以降は増える。家族による介護負担が 80 歳付近を境に大きくなる度合いが少しずつ大きくなっており、これは 2016 年から 2022 年にかけての変化である。
- ② 要介護度が重いほど家族介護負担は大きくなる。その関係は新型コロナの前後で少し弱まっている。要介護の主な理由が脳血管疾患である場合も家族介護負担は重くなる。しかし、両者の関係は新型コロナの前後で少し強くなっている。
- ③ 要介護高齢者の健康意識が良好なほど家族介護負担は減り、こころの状態が良くないほど家族介護負担は重くなる。新型コロナ前後の変化を見ると、前者はその傾向が弱くなっており、後者はその傾向が強まっている。

(同居家族介護者の要因)

- ④ 家族介護者が女性であると家族介護負担は重くなる。しかも、新型コロナの前後で、その傾向が強まっている。
- ⑤ 年齢は家族介護者が 56～68 歳をピークに介護負担は減る。ただし、新型コロナの前後でその傾向に大きな変化は見られない。
- ⑥ 同居家族介護者が仕事をしていない、仕事が自営、非正規である場合に介護負担が重くなる。ただし、その関係は 2016 年から 2022 年にかけて一貫して弱くなる傾向にある。
- ⑦ 同居家族介護者のこころの状態が良くないほど、介護負担は重くなる。新型コロナの前の 2016 年と 2019 年の間ではその傾向が弱くなっているが、新型コロナの前後の 2019 年と 2022 年はその傾向が強くなっている。

これより、2016 年、2019 年、2022 年の 3 時点で見た同居家族介護者が担う介護場面の増加、つまり介護負担の増加には、要介護高齢者の要因、同居家族介護者の要因がある。時系列での変化では、介護負担とこれらの要因の関係が、(A)あまり変化しない、(B)一貫して弱くなる。(C)新型コロナの前後で弱くなった、(D)新型コロナの前後で強くなった、がある。(A)に該当するのは⑤の同居家族介護者の年齢である。(B)に該当するのは、⑥の同居家族介護者の仕事の有無である。(C)に該当するのは、②のうち要介護度、③のうち要介護高齢者の健康意識である。そして、(D)に該当するのは、①の要介護者の年齢、②のうち要介護の理由が脳血管疾患である場合、③のうち要介護高齢者のこころの状態、④の同居家族介護者の女性である場合、⑦の同居家族介護者のこころの状態である。

(A) は新型コロナの影響としては特に現れにくかった要因と考えられる。(B) と (C)

は介護負担を左右する要因としては説明力が弱くなっているといえる。しかし見方を変えると、介護する家族の仕事の有無や仕事の状態、要介護度などに関係なく、家族の介護負担は増えるということができる。(D)は新型コロナの前後で家族介護負担を増やす力が強くなった要因である。要介護高齢者の年齢が上がるということは、新型コロナの影響で感染症への警戒が強くなったと考えられる。その結果、家族でできることは家族でという力が強まったと考えられる。そうした中で、もともと家族介護者の割合が高い女性への負担が増えたこと、より高齢の家族の介護は心身の負担が重く、家族介護者のこころの状態が良くない中でも重い介護負担を負わざるを得なくなっていると考えられる。

5. 考察

上記の結果から、新型コロナの前後で家族介護が増える要因の変化を明らかにした。より高齢の家族を介護することは、単に要介護度の高い家族の介護を行うことだけでなく、感染症予防にも留意する必要がある。介護サービスを使う一方で、家庭でできることは家庭でという方向になっていると考えられる。従来から介護を多く担う女性や、こころの状態が良くない家族介護者の負担も重くなる方向にあることも明らかになった。

わが国ではより高齢の人口が増えることで介護ニーズの増加、家族介護者の負担の増加が容易に想像できる。その一方で、人口減少に伴う介護サービス提供体制の持続可能性も問われており、その程度は地域差があると考えられる。新型コロナは結果として一時的な「有事」であったが、人口減少に伴う介護サービス提供体制の弱体化は有効な政策を実施しない限り「構造的」な変化として、家族介護者への負担を大きくするであろう。

大規模感染症や災害時に加え、介護サービス提供体制が十分でない地域で、最も影響を受け、最も困っている家族介護者、要介護高齢者の類型を把握し、大都市、過疎地域、離島などの地域の状況に応じた、支援体制の構築が重要であろう。

今回の分析では、個票データを用いたが、新型コロナ後のデータが2022年のものに限られた。今回の分析で明らかにしたことが一時的なものか、中長期的なものかの見極めが十分ではなかった。こうした課題などに対応するためにも、今後もデータを充実させたいうえで分析を継続する必要がある。

付記・謝辞

本研究に当たって、ご協力やご助言等をくださった方々には、この場を借りて厚く御礼申し上げます。

参考文献

- 菅原慎矢 (2022) 「新型コロナ感染症と介護」『社会保障研究』第7巻第3号, pp. 199-209.
<https://doi.org/10.50870/00000463>
- 野口晴子 (2011) 「社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察—「社会保障実態

調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析」『季刊社会保障研究』第 46 巻第 4 号, pp.382-402

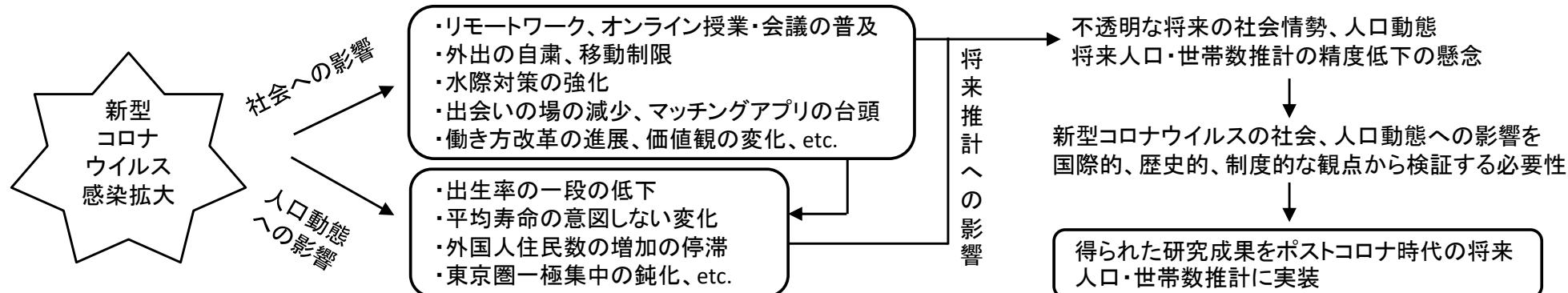
Isuzu Nakamoto, Hiroshi Murayama, Mai Takase, Yoko Muto, Tami Saito, Takahiro Tabuchi (2022) “Association between increased caregiver burden and severe psychological distress for informal caregivers during the COVID-19 pandemic in Japan: A cross-sectional study”, Archives of Gerontology and Geriatrics, 102(online).

<https://doi.org/10.1016/j.archger.2022.104756>

資 料 編

ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究

背景・目的



研究方法

① 新型コロナウイルスの人口動態への影響に関する研究

- ・地域別新型コロナの感染状況と短期的な人口移動傾向変化に関する分析
- ・結婚・出生に関する意欲・行動に対する新型コロナウイルス感染拡大の影響に関するサーベイ
- ・2020～2025年死亡数の（将来）推計値の前回推計との比較
- ・新型コロナウイルス感染症拡大が国際人口移動に与えた影響に関する研究のレビュー
- ・結婚・出生意欲低下の要因分析
- ・X-13-ARIMA-SEATS法と（その他の手法一般を含む）死亡の季節性に関する実証研究の整理
- ・コロナ禍が地域別の人口移動および出生にもたらした影響の詳細分析
- ・新型コロナウイルス感染症拡大期以降の外国人の地域別分布および国内人口移動に関する分析
- ・新型コロナウイルス感染症拡大期以降の外国人人口の動向が地域人口の変動に及ぼす影響に関する分析
- ・新型コロナショック（発生～解消）の小地域人口への影響に何か特徴的なパターンを見出せるかについて、探索的検討
- ・結婚・出生の意欲及び行動の減退に対する政策的対応の考察

② コロナ禍およびコロナ後を見据えた将来人口・世帯推計モデルの開発

- ・国勢調査、住民基本台帳人口調査、人口動態調査等の各種人口統計（外国人統計を含む）の差の分析と推計情報収集（情報収集、分析、推計）
- ・ひのえうま等干支等の人口動向に非連続的影響を与える事象の影響分析と推計（情報収集、分析、推計）
- ・出生順位を考慮した配偶関係別多相生命表に関する研究のレビュー
- ・出生に対する期間効果の研究
- ・出生順位別配偶関係多相生命表に対応した出生・死亡モデルに関する研究
- ・出生順位別年齢パターンに関する研究
- ・出生モデルと統合した配偶関係別将来人口推計モデルに関する研究
- ・出生に対する期間効果の研究
- ・コロナ禍の影響を踏まえた地域別人口移動の将来仮定設定に関する分析

③ コロナの影響を踏まえた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

- ・小地域データを用いた人口減少時の人口変動メカニズムの解明とシミュレーション（情報収集、分析、推計）
- ・新型コロナ禍における介護サービス利用の地域差の分析（基礎的な分析、詳細分析）
- ・新型コロナ禍における介護サービス利用と家族介護の関係の分析（基礎的な分析、詳細分析）
- ・コロナが外国人受入れ動向や、外国人受入れに関する社会保障に与える影響に関するレビュー
- ・コロナ禍やコロナ後における外国人受入れ動向に対応した将来人口に関する研究
- ・ポストコロナ時代における外国人受け入れに関する社会保障シミュレーションに関する研究

期待される効果

短期的な効果

近年における人口動態変化の要因分解により、コロナ禍によってもたらされた人口動態の変化を抽出する。



社人研が実施する将来人口・世帯推計における各種の仮定設定に直接的に寄与し、高精度の将来推計値の提供が可能となる。

長期的な効果

主に歴史的な文脈のなかで、コロナ禍およびその社会や人口動態への影響を位置づける。



今後、類似の条件のなかでの将来推計においても、本プロジェクトで得られた研究成果が効果的に活用される。

特 集 I

コロナ禍における推計（地域推計・世帯推計編）

「令和5年地域推計」からみた将来の地域別出生数

小池司朗・菅桂太・藤井多希子

「日本の地域別将来推計人口（令和5年推計）」（以下、「令和5年地域推計」）では、0～4歳人口の推計に子ども女性比を用いているため、将来の各国勢調査間における出生数は推計されていない。そこで本稿においては、「令和5年地域推計」と整合的な地域別出生数の推計を行った。推計に際しては、実績の出生数および出生→0～4歳の生残率から算出される0～4歳の封鎖人口と0～4歳人口の比を推計期間中一定と仮定した。当該比は「令和5年地域推計」における人口移動仮定の設定に採用した実績の期間の値から求めた。

推計の結果、2045→2050年の出生数について2015→2020年の出生数を100とした指数でみると、都道府県別には87.2（東京）～40.7（青森）の範囲で分布した。市区町村別にみると、指数が50未満となる、すなわち2045→2050年の出生数が2015→2020年の出生数の半減未満となる市区町村が過半数を占め、若年人口の転出超過と低出生率を反映して、とくに東北において指数の低い市町村が目立った。本推計の結果が、子育て施策を中心とする各種の地域政策の基礎資料等として広く活用されることを期待したい。

キーワード：出生数，地域，「令和5年地域推計」，国勢調査

I. はじめに

近年、全国的な出生数の減少が大きな話題となっている。厚生労働省「人口動態調査」によれば、2024年の年間出生数は686,061人（日本人）と、人口動態調査が開始されて以降初めて70万人を割り込んだ。母親世代人口の減少に加え、2016年以降は合計出生率も再び低下に転じてコロナ禍はその傾向に拍車をかけた形となっており、出生数の減少に歯止めがかからない状態となっている。

地域別にみても、ほぼすべての地域で出生数は減少する傾向にあるが、その程度には大きな差がある。地域別の出生数は、短期的には各地域の妊娠・出産支援サービスや保育サービスの需要予測などに用いられることに加え、近年では地方自治体によって作成される地方人口ビジョンのなかでKPI（Key Performance Indicator）として採用されることも増えており、将来の動向に高い関心が寄せられている。しかし、国立社会保障・人口問題研究所による推計のうち、全国将来人口推計では出生率の仮定値により毎年の出生数が推計

されているのに対して、地域別将来人口推計では子ども女性比¹⁾の仮定値によって0～4歳人口を直接推計しているため、地域別の出生数は算出されていない。0～4歳人口は、出生→0～4歳の死亡と人口移動の分だけ出生数から乖離している。

こうした状況を受け、小池ほか（2020）では平成27（2015）年国勢調査を基準とした「日本の将来推計人口（平成29年推計）」および「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」）と整合的な5年ごとの地域別出生数の推計を行った。この結果に対しては、地方自治体を中心として大きな反響があり、令和2（2020）年国勢調査を基準とした推計においても地域別出生数の推計値を算出してほしいという声も多く寄せられたことから、今回も参考推計として、2020年国勢調査を基準とした「日本の将来推計人口（令和5年推計）」（以下、「令和5年全国推計」）および「日本の地域別将来推計人口（令和5年推計）」（以下、「令和5年地域推計」）と整合的な5年ごとの地域別出生数の推計を行った。本稿では、その手法と結果の概要について述べる。

なお、「平成30年地域推計」のときと同様、次号では「令和5年地域推計」と整合的な5年ごとの死亡数の推計値を提供する予定としており（「平成30年地域推計」と整合的な死亡数の推計に関しては菅ほか（2020）を参照）、これらを用いることによって2020～2050年における5年ごとの人口変化の自然増減と社会増減への分解をはじめとして、地域推計に関する様々な応用分析を行うことが可能となる。

Ⅱ．「令和5年地域推計」の枠組み

出生数の推計方法に関する説明の前に、「令和5年地域推計」の枠組みについてごく簡単に記述する。

「令和5年地域推計」は、2020年国勢調査による市区町村別（政令指定都市の行政区も含む）、総務省統計局「令和2年国勢調査に関する不詳補完結果（参考表）」を基準として、5年ごと2050年までの将来人口推計を行っている。市区町村境域は2023年12月時点のものであり、この時点で1,896市区町村が存在したが、福島県浜通り地域に属する13市町村²⁾においては、東日本大震災直後に発生した原子力発電所事故により将来の人口移動傾向を見通すことが依然としてきわめて困難であるため、13市町村をまとめて「浜通り地域」として推計を行った。その結果、推計対象地域の数 は1,884である。

推計手法は、5歳以上については人口移動と死亡を考慮するコーホート要因法によっているが、本稿に関連する0～4歳人口については、同年の20～44歳女性人口に子ども女性比（本推計では0～4歳人口を分子、20～44歳女性人口を分母とした値）の仮定値を乗じることによって推計しており、上述のように出生数は推計されていない。子ども女性比の仮定値は、2005年・2010年・2015年・2020年の4時点における全国の子ども女性比と市区

1) 通常0～4歳人口を分子、母親世代の人口を分母とした値。後述のように、「令和5年地域推計」では母親世代の人口を20～44歳としている。

2) いわき市、相馬市、南相馬市、広野町、楡葉町、富岡町、川内村、大熊町、双葉町、浪江町、葛尾村、新地町、飯館村の13市町村。

町村別の子ども女性比との較差の傾向から6パターンを設定している。子ども女性比の仮定値設定を含む「令和5年地域推計」の詳細については、国立社会保障・人口問題研究所(2024)を参照されたい。

Ⅲ. 出生数の推計手法

1. 推計式

出生数の推計方法に関して、基本的な考え方は小池ほか(2020)と同様であり、「令和5年地域推計」において推計されている市区町村別、男女別将来の0～4歳人口から逆算して求めた³⁾。「令和5年地域推計」では外国人を含めた総人口のみを推計しているため、推計する出生数も外国人を含めた値となる。

今回の推計では、基準時点までに観察された0～4歳の封鎖人口⁴⁾と実際の0～4歳人口の比(以下、封鎖0～4歳比)が将来も一定という仮定を置く。この仮定により、市区町村*i*、性*j*について観察された封鎖0～4歳比を $C_{i,j}$ 、 $t-5 \rightarrow t$ 年($t=2025, 2030, 2035, 2040, 2045, 2050$)⁵⁾における市区町村*i*、性*j*の出生数および出生→0～4歳の生残率をそれぞれ $B(t)_{i,j}$ 、 $s(t)_{i,j,0}$ 、 t 年における市区町村*i*、性*j*の0～4歳人口を $P(t)_{i,j,0}$ とすると、下記の式が成立する⁶⁾。

$$\frac{P(t)_{i,j,0}}{B(t)_{i,j} \times s(t)_{i,j,0}} = C_{i,j}$$

この式を $B(t)_{i,j}$ について解くと、

$$B(t)_{i,j} = \frac{P(t)_{i,j,0}}{C_{i,j} \times s(t)_{i,j,0}} \quad \dots \textcircled{1}$$

となる。 $s(t)_{i,j,0}$ および $P(t)_{i,j,0}$ は「令和5年地域推計」により既知であるから、 $C_{i,j}$ (封鎖0～4歳比) が得られれば $B(t)_{i,j}$ が算出される⁷⁾。

2. 封鎖0～4歳比の設定

「令和5年地域推計」では、基本仮定として、国勢調査から得られる2005→2010年、2010→2015年、2015→2020年の5年ごと3期間における平均的な人口移動傾向を将来に適

3) 浜松市においては2024年1月1日に行政区の再編が行われ、推計単位となっている7区から3区に変更されたが、本稿では従前の7区の単位で出生数の推計を行った。

4) 封鎖人口は人口移動がなかったと仮定した場合の人口であり、5年間の出生数が0～4歳に至るまでの当該コーホートの死亡数を差し引いた値となる。

5) 「令和5年地域推計」は国勢調査人口を基準としているため、 $t-5 \rightarrow t$ 年は、 $t-5$ 年10月1日から t 年9月30日までの期間となる。以下も同様。

6) 推計単位には福島県「浜通り地域」が含まれるが、以下では「浜通り地域」も含めて「市区町村」または「市町村」と記す。

7) 公表されている $P(t)_{i,j,0}$ は整数化されているが、 $B(t)_{i,j}$ の算出にあたっては整数化前の小数点を含んだ値を用いた。

用したことから、基本仮定を採用した地域においては、これに準じた封鎖0～4歳比を設定した。具体的な算出式は、下記のとおりである。

$$C_{i,j} = \frac{P(2010)_{i,j,0} + P(2015)_{i,j,0} + P(2020)_{i,j,0}}{(B(2010)_{i,j} - D(2010)_{i,j,0}) + (B(2015)_{i,j} - D(2015)_{i,j,0}) + (B(2020)_{i,j} - D(2020)_{i,j,0})}$$

ここで、 $D(t)_{i,j,0}$ ： $t-5 \rightarrow t$ 年に出生した人の市区町村*i*における性*j*の死亡数、である。 $D(t)_{i,j,0}$ は、厚生労働省「人口動態調査」の個票を用いて集計した。なお、「令和5年地域推計」においては、2020→2025年に限定して新型コロナウイルス感染拡大による影響を考慮した移動率（転出率、配分率）の仮定値を設定した地域もあるが、出生数の推計に関してはコロナ禍の影響は小さいと考え、特別な補正は行わないこととした。

一方、2005→2010年、2010→2015年、2015→2020年の3期間のなかの2期間または1期間における人口移動傾向を将来に適用したケースにおいては、上記と同様、仮定に準じた封鎖0～4歳比を設定した。たとえば、2015→2020年の移動傾向を適用したケースでは、

$$C_{i,j} = \frac{P(2020)_{i,j,0}}{B(2020)_{i,j} - D(2020)_{i,j,0}}$$

となり、2010→2015年、2015→2020年の2期間の人口移動傾向を将来に適用したケースにおいては、

$$C_{i,j} = \frac{P(2015)_{i,j,0} + P(2020)_{i,j,0}}{(B(2015)_{i,j} - D(2015)_{i,j,0}) + (B(2020)_{i,j} - D(2020)_{i,j,0})}$$

となる。

3. 推計計算

各地域における仮定に準じた $C_{i,j}$ を①式に代入することによって、 $B(t)_{i,j}$ を算出した。最後に、各地域の男女を合算した出生数の合計が「日本の将来推計人口（令和5年推計）」の出生中位・死亡中位仮定における $t-5 \rightarrow t$ 年の出生数に合致するよう一律補正し、それをさらに整数化した値を最終的な $B(t)_{i,j}$ とした。整数化は、小数点以下をいったんすべて切り捨てた後、小数点以下の値が大きい順に1を加える方法により行った。

なお、各期間における一律補正の補正係数は0.965～0.966となり、小池ほか（2020）で行った「平成30年地域推計」と整合的な出生数算出に際しての補正係数（0.961～0.963）とほぼ同じ値となった。当初算出された出生数を3.4～3.5%ほど圧縮することになるが、一律補正の妥当性については小池ほか（2020）にて検証を行っており、今回も同様の一律補正を採用した。

以上により推計された都道府県別、市区町村別の出生数はWebの付表に掲載しており、そちらを参照されたい。

IV. 推計結果の概要

以下では、推計結果から主に2015→2020年の実績値と2045→2050年の推計値に着目して、都道府県別にみた場合と市区町村別にみた場合に分けて記す。

1. 都道府県別にみた場合

2015→2020年の都道府県別出生数を100とした場合の2045→2050年の出生数の指数を図1に示した。

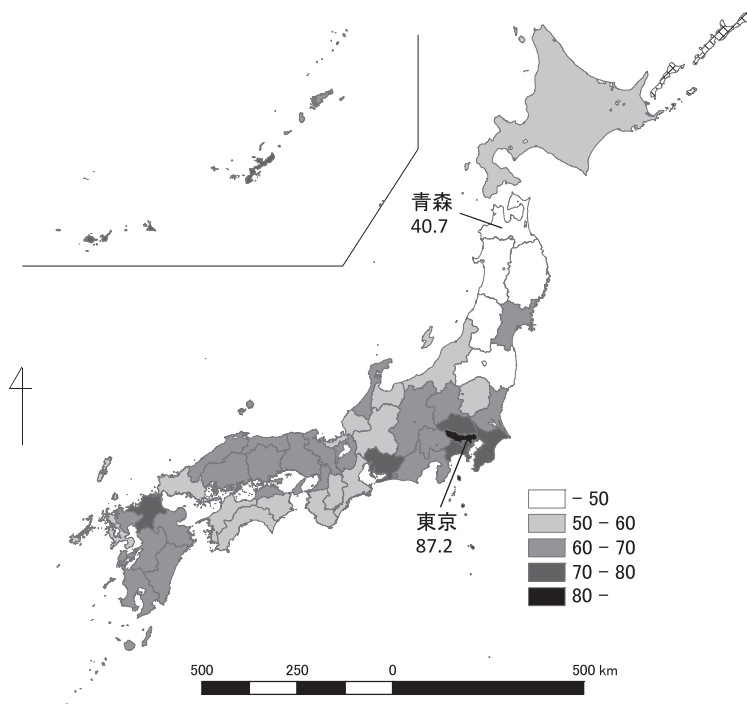


図1 都道府県別2045→2050年出生数の指数（2015→2020年出生数を100とした場合）

全国の2015→2020年の出生数を100とした場合の2045→2050年の出生数の指数は68.6であり、30年間で31.4%の減少となるが、都道府県別にみると、指数は87.2（東京）～40.7（青森）の範囲で分布する。すべての都道府県において出生数が減少するなかで、減少の程度には大きな地域差がみられる。相対的に高出生率の沖縄県を除き、大都市圏に含まれる都府県において減少率が比較的緩やかな反面、非大都市圏に属する道県では減少率が高く、なかでも東北地方では宮城を除く5県（青森、岩手、秋田、山形、福島）において2015→2020年から2045→2050年の30年間で半減未満となる。

5年ごとの変化をみると、多くの道府県では推計期間中に出生数が単調減少するが、2020→2025年から2025→2030年にかけては東京・神奈川の2都県、2025→2030年から2030

→2035年にかけては埼玉・千葉・東京・神奈川の4都県においてそれぞれわずかに増加する。これは主に、「令和5年全国推計」においてこれらの期間で出生率の仮定値が回復していることに起因する。「令和5年全国推計」では、コロナ禍の影響を考慮して2020～2022年にかけて、コロナ禍がなかった場合と比較して初婚数の落ち込みを想定しており、その影響はとくに第3子以降の出生数に対しては遅れて発生するものの、2023年から2035年頃にかけては総じてコロナ禍の影響が減衰する時期に相当するため、TFR（合計出生率）でみれば全国値はゆるやかに回復する（国立社会保障・人口問題研究所 2023）。都道府県別にみると、多くの地域では母親世代人口（「令和5年地域推計」では20～44歳女性を想定）の減少が出生率回復の影響を上回るため、出生数はこれらの期間においても減少するが、若年層の転入超過によって母親世代人口の減少が緩やかな東京圏においては、両者の影響の大小関係が逆転して一時的ながら出生数が増加に転じるケースも生じることになる⁸⁾。

2. 市区町村別にみた場合

2015→2020年の市区町村別出生数を100とした場合の2045→2050年の出生数の指数は図2のとおりである。本図からは、同一都道府県内でも出生数の指数に大きな差があることが見て取れ、県庁所在都市など人口規模が大きな市では出生数の減少率が概ね一定の範囲内に抑えられるのに対して、とくに中山間地域に属する地域において減少率が著しく高い。

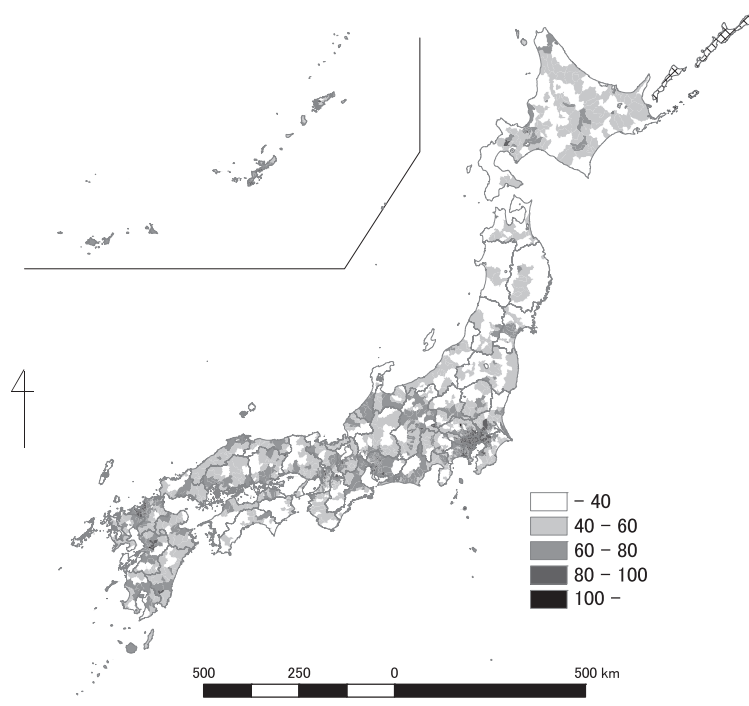


図2 市区町村別2045→2050年出生数の指数（2015→2020年出生数を100とした場合）

8) 「令和5年地域推計」によれば、東京都では2030年から2035年にかけて20～44歳女性人口がわずかに増加する。

同じ指数についてヒストグラムで表したのが図3、地域ブロック別に指数の階級区分別に市区町村数の割合を示したのが図4である。図4には、地域ブロック別の指数も記載している。これらの図は、東京都区部を23区別、政令指定都市を1市とし、さらに「浜通り地域」を加えた1,729市区町村としてみたものである。本図の階級区分でみた場合に最も多く分布するのが40～50であり、361市町村（20.9%）となっている。また、全体の半数以上（51.3%）に相当する887市町村では指数が50未満となり、30年間で出生数が半数未満に減少する。指数が100以上となったのは（30年間で出生数が増加すると推計されたのは）、埼玉県滑川町と熊本県嘉島町の2町のみであった。

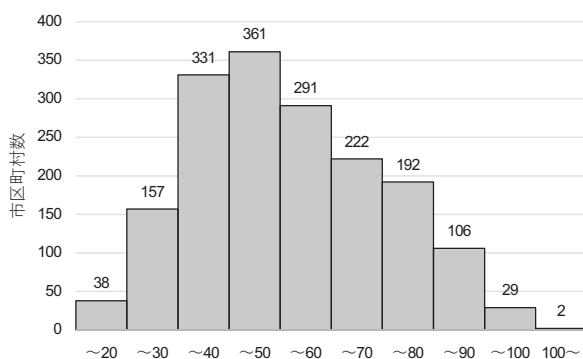
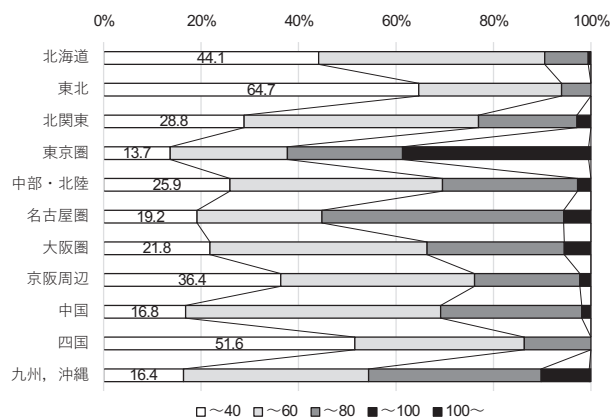


図3 市区町村別2045→2050年出生数指数のヒストグラム



※各地域ブロックを構成する都道府県は下記のとおり。

北海道：北海道
 東北：青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島
 北関東：茨城、栃木、群馬
 東京圏：埼玉、千葉、東京、神奈川
 中部・北陸：新潟、富山、石川、福井、山梨、長野、静岡
 名古屋圏：岐阜、愛知、三重
 大阪圏：京都、大阪、兵庫
 京阪周辺：滋賀、奈良、和歌山
 中国：鳥取、島根、岡山、広島、山口
 四国：徳島、香川、愛媛、高知
 九州・沖縄：福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄

図4 地域ブロック別、2045→2050年出生数指数の階級区分別市区町村数割合

地域ブロック別に指数の分布をみると（図4）、指数が40を下回る市区町村の割合が最も高いのは東北（64.7%）であり、続いて四国（51.6%）、北海道（44.1%）である。一方、40を下回る市区町村の割合が最も低いのは東京圏（13.7%）であり、続いて九州（16.4%）、中国（16.8%）となった。東北では、指数が40を下回る県はひとつもなかったが、市町村別にみると6割以上の地域において40を下回るという点は、県内における地域差の大きさを表しているといえよう。

全体としては、若年層の人口移動傾向と出生率の地域差が強く反映された結果となっている。若年人口の移動は次世代の人口分布に直結しており、流出超過の地域においては、封鎖人口であれば当該地域の出生数としてカウントされるはずの一部が他地域の出生数となるため、出生数が大幅に減少する傾向がある。逆に、東京圏など転入超過となっている地域では、出生率は低くとも出生数の減少は比較的小幅にとどまる。これに加えて、出生率の地域差も指数に対して一定の影響を及ぼしており、この点はとくに東北における指数の低さや、九州や中国における相対的な指数の高さに表れているといえる。

V. おわりに

本稿では、「令和5年全国推計」および「令和5年地域推計」と整合的な地域別出生数の推計を行うとともに、その結果の概要を示した。本推計の結果が、子育て施策を中心とする各種の地域政策の基礎資料等として広く活用されることを期待したい。

「令和5年地域推計」では、それ以前の推計と同様に子ども女性比の仮定値により、出生数の推計プロセスを経ずに0～4歳人口を推計したが、より実際の趨勢に近いと考えられる0～4歳人口の推計値算出を目的として、仮定値設定にあたり全国値との較差の推移に関して詳細に分析を行った。しかしながら、出生モデルの選択（出生数の直接的な推計が可能なモデルを含む）やその仮定値設定手法については、依然として検討の余地が多く残されている。地域推計における出生指標の選択と推計精度の高低との間に明確な関連はないとされるが（山内 2014）、地方自治体を中心とした地域推計ユーザの要望を踏まえた出生モデルの選択、および0～4歳の推計値と実績値の地域別乖離の分析に基づく推計値の精緻化に向けた仮定値設定手法に関する継続的な考察は不可欠である。令和7（2025）年国勢調査を基準とした地域推計に向け、多角的な検討を積み重ねていく必要があるといえよう。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究（課題番号：JPMH23AA2005）」（研究代表者：小池司朗）による助成を受けた。

参照文献

- 小池司朗, 菅桂太, 鎌田健司, 岩澤美帆, 石井太, 山内昌和 (2020) 「日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数」『人口問題研究』76巻1号, pp.4-19.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『日本の将来推計人口－令和3 (2021) ～52 (2070) 年－』人口問題研究資料第347号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2024) 『日本の地域別将来推計人口 (令和5年推計)－令和2 (2020) ～32 (2050) 年－』人口問題研究資料第349号.
- 菅桂太, 小池司朗, 鎌田健司, 石井太, 山内昌和 (2020) 「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」『人口問題研究』76巻1号, pp.20-40.
- 山内昌和 (2014) 「地域人口の将来推計における出生指標選択の影響：都道府県別の分析」『人口問題研究』70巻2号, pp.120-136.

Regional Birth Projections Consistent with the "2023 Regional Projections"

KOIKE Shiro, SUGA Keita, and FUJII Takiko

In the *2023 Regional Population Projections for Japan* (hereafter referred to as the "2023 Regional Projections"), the projections utilize the child–woman ratio to project the age 0–4 population. Therefore, the projections do not directly provide births between census years. In this paper, we present regional birth projections that are consistent with the framework of the 2023 Regional Projections. We assume that the ratio between the closed population aged 0–4 and the population aged 0–4 remains constant throughout the projection horizon, in which the closed population is calculated from actual births and the survival rates to age 0–4. We derive this ratio from the values observed during the reference period used to set the migration assumptions for the 2023 Regional Projections.

Our projections show that, expressed as an index with births in 2015–2020 set at 100, the number of births in 2045–2050 ranges from 87.2 (Tokyo) to 40.7 (Aomori) across prefectures. At the municipal level, 887 more than half of the total have indices below 50, meaning that their births in 2045–2050 decline to less than half of the 2015–2020 level. Municipalities with particularly low indices are noticeable in the Tohoku region, reflecting both net out-migration of younger cohorts and low fertility rates. We expect that these projections will serve as fundamental data for various regional policies, especially those related to child-rearing measures.

Keywords: Number of births, Region, "2023 Regional Projections", Census

 特 集 II

コロナ禍における推計（地域・世帯推計編）（その2）

「令和5年地域推計」からみた将来の地域別死亡数

菅桂太・小池司朗・藤井多希子・石井太

本稿では、「日本の地域別将来推計人口 令和5（2023）年推計」（国立社会保障・人口問題研究所（2024））における生残率仮定値を用いて、同推計と整合的な2020～2025年から2045～2050年の死亡数を都道府県別・市区町村別に推計した。また、同推計における参考推計（封鎖人口）と整合的な死亡数を推計し、将来の人口移動が死亡に及ぼす影響は半数の自治体において±2～3%であること等を示した。さらに「日本の地域別将来人口推計（平成30年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所（2018））と整合的な死亡数の推計誤差の評価として、推計実施から5年間の死亡数と実績値との比較を行い、総人口規模が1万人を超えると10%を超える誤差は稀になり10万人以上の9割の市区町村の誤差率は-5～+9%の範囲になるものの、幅をもってみる必要があることを指摘した。

キーワード：地域別将来人口，高齢化，人口減少，将来の死亡数，死亡の地域差

1. はじめに

本稿では「日本の地域別将来推計人口 令和5（2023）年推計」（国立社会保障・人口問題研究所（2024）），以降は「2020地域推計」における生残率仮定値を用いて、「2020地域推計」と整合的な将来の死亡数を推計することを目的とする。戦後わが国の死亡数は1947年の114万人（14.7%）から1970年代に年間70万人未満（6.0%）に減少したが、その後は人口高齢化と相まって長期的な上昇傾向にあり2003年に年間100万人（8.0%）を超え、2024年（令和6年人口動態統計）は161万人（13.3%）に増加している（括弧内は粗死亡率）。「日本の将来推計人口 令和5年推計」（出生中位（死亡中位）推計）（国立社会保障・人口問題研究所（2023）），以下、「2020全国推計」によれば、わが国における死亡数は2040年の年間167万人（14.8%）まで増加した後、人口減少のなかで緩やかに減少していくことが見通されている。一方、粗死亡率はその後も上昇を続け、2070年は17.5%に達する見込みである。今後の死亡数の動向への関心は高い。さらに、死亡水準には一定の地域差があることが知られている（菅 2016, 2018）。これまで国立社会保障・人口問題研究所は2000年国勢調査を基準とする将来人口推計以来5回の市区町村別の将来人口推計を実施しており、人口動態率の地域差を考慮して投影を行ってきた。その結果は、地域総合計画など幅広い領域に活用されてきた（西岡・山内・小池 2007）。

こうした状況を受け、菅ほか（2020）では平成27（2015）年を基準とした「日本の将来人口推計（平成29年推計）」および「日本の地域別将来人口推計（平成30年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所（2017，2018），以降はそれぞれ「2015全国推計」および「2015地域推計」）と整合的な2015～2020年から2040～2045年の都道府県別・市区町村別死亡数の推計を実施・公表した。この結果には地方自治体をはじめとして多くの反響があり、新しい推計結果が公表される際には引き続き地域別死亡数の推計値を算出してほしいという要望が多く寄せられた。このような背景を踏まえ、本稿は「2020地域推計」と整合的な2020～2025年から2045～2050年の市区町村別死亡数の推計を実施するものである。『人口問題研究』第81巻第4号に掲載されている小池ほか（2025）「『令和5年地域推計』からみた将来の地域別出生数」と合わせて用いることで、今後の自然増減と社会増減の地域構造をみることができる。今回の地域別出生・死亡の将来推計によって地域人口構造について理解を深め、地域人口の将来見通しの質的な向上につながることを期待される。

死亡は年齢に強く依存するため、その水準は人口の年齢構造の影響を受ける。2020年の85歳以上人口割合は全国で4.86％という水準にあり、その地域較差は都道府県別レンジでみて埼玉県（3.65％）～秋田県（7.61％）の間の3.96％ポイント（四分位範囲は1.48％ポイント）、「2020地域推計」の推計対象についての市区町村別にみたレンジは東京都青ヶ島村（1.18％）～群馬県南牧村（19.86％）の間の18.68％ポイント（四分位範囲は3.91％ポイント）であり、大きな地域差がある。2050年には85歳以上人口割合は全国で9.18％に上昇し、その地域較差も都道府県別レンジでみて東京都（6.24％）～秋田県（14.93％）の間の8.69％ポイント（四分位範囲は2.11％ポイント）、市区町村別レンジでは東京都青ヶ島村（2.05％）～奈良県御杖村（31.99％）の間の29.94％ポイント（四分位範囲は6.49％ポイント）に拡大する。今後の全国的な高齢化にともなって人口に占める超高齢人口の割合が増加するとともに、とくに「団塊の世代」が85歳以上になる2035年以後には、超高齢人口における高齢化の度合いの地域差も拡大するものと見込まれる。85歳以上という超高齢者のなかでの高齢化の地域差も将来の死亡の地域差に何らかの影響を及ぼす可能性がある。

そこで本稿では、菅ほか（2020）と比べ65歳以上死亡率にかかる生存数の算出方法を変更するとともに、死亡率の最年長年齢階級である開放区間を95歳以上に拡張する。このような死亡数推計手法の変更が将来の死亡数にどのような影響を及ぼすのかをみるため、菅ほか（2020）と同じ方法で推計した死亡数と比較する。本稿の分析の結果を先取りすれば、85歳以上人口を細分化して将来の死亡数を推計することで超高齢人口の地域分布の見通しを精確に反映させることができるようになるものの、推計対象自治体の半数において、85歳以上人口を一括して計算した場合の総死亡数（市町村別年齢総数）からの差率は±2～3％の範囲内であった。そのほか、「2020地域推計」における参考推計（封鎖人口）と整合的な死亡数を算出し、将来の人口移動が死亡に及ぼす影響を評価するとともに、「2015地域推計」と整合的な死亡数の推計誤差の評価として、推計実施から5年間の死亡数と実績値との比較を行った。

なお、本稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条に基づき調査票情報を二次利用したものが含まれている。

2. 地域別将来の死亡数の推計手法

死亡数の推計手法についての基本的な考え方は菅ほか（2020）と同様である。そこでは、まず「2015地域推計」で設定された市区町村別 期間別 男女・コーホート別生残率仮定値から生命表・定常人口（ ${}_5L_x$ ）を逆算し、市区町村別 期間別 男女・年齢別死亡率を算出した。そして、年齢別死亡率と将来の人口から地域別の死亡数を算出し、「2015全国推計」の将来生命表を用いて同様に得た将来の全国の期間別 男女・年齢別死亡数に対して一律補正を行ったものを最終的な死亡数推計値とした。このほか、死亡率の最年長年齢階級を100歳以上とする場合の死亡数についても算出した。このため、「2015地域推計」では年齢5歳階級別に90歳以上を最年長とする将来の人口の推計を行っているが、菅ほか（2020）では一定の仮定の下で90歳以上の年齢を細分化して最年長を100歳以上に拡張する将来人口推計を実施した。

菅ほか（2020）と比べると、本稿の分析手法には3つの違いがある。まず、65歳以上死亡率の算出方法を変更する。次に、死亡率を推計する最年長年齢階級を85歳以上から95歳以上に拡張する。この最年長年齢階級のことを、以降は開放区間と呼ぶ。さらに、将来の人口移動が死亡数推計値に及ぼす影響をみるため、封鎖人口結果を用いた死亡数についても推計する。

まず、死亡率の開放区間の設定が重要な理由をみておこう。85歳以上一律に計算する場合と85歳以上の年齢階級を細分化して計算する場合を比べると、実際人口と定常人口の85歳以上年齢分布が同じならば差は生じない（菅ほか 2020）。しかしながら、「団塊の世代」や「団塊 Jr 世代」のように実際人口にコーホートサイズ変動があると、85歳以上という高齢人口においても実際人口の年齢分布は定常人口のものから乖離し、85歳以上の死亡率を一律に計算するか年齢別に細分化するかの死亡数推計の結果に差を生じる。年齢別死亡率は加齢にしたがって指数関数的に上昇する。年齢階級を細分化した死亡率を用いる推計は、95歳以上などの超高齢人口に見合った死亡率で実際の人口から生じる死亡数を推計する。一方で、85歳以上一律の死亡率は定常人口における85歳以上の平均的な死亡率をこれら超高齢人口にも適用してしまう。そのため、85歳以上人口のなかでも95歳以上などの超高齢人口の占める割合が上昇するとき、85歳以上一律の死亡率はこれら超高齢人口に低い死亡率を適用し、過小な死亡数を推計することになる。このようなメカニズムにより、定常人口と比べて実際人口の超高齢化が進むと85歳以上一律で計算した死亡数は85歳以上の年齢を細分化して計算する死亡数よりも少なくなる。

「2020地域推計」の将来人口推計の手法には「2015地域推計」と比べて、死亡数推計に関連する重要な変更があった。すなわち、年齢5歳階級別推計人口の開放区間を95歳以上に拡張した。そのため、市区町村別男女・コーホート別生残率仮定値の開放区間も、従来

の85歳以上→90歳以上から90歳以上→95歳以上へ拡張した。菅ほか（2020）では市区町村別男女・年齢別死亡率の開放区間を85歳以上とするものを基本としたが、生残率仮定値の開放区間を拡張したため、同じ手法の死亡数推計を行う場合においても今回は90歳以上とすることができる。さらに、菅ほか（2020）では定常人口（ ${}_5L_x$ ）を線型補完することで生存数（ l_x ）を推定したが、後述の通り、65歳以上の死亡率の推定にかかる l_x の算出方法を変更する。これにより、開放区間を95歳以上とする死亡数の推計を実施する。

以下では、死亡率の開放区間を95歳以上とする将来の地域別死亡数の推計手法を述べる。菅ほか（2020）と重複する部分も多いが、上述の拡張と変更を行ったため、改めて全体の手順を掲載する。本稿では開放区間を95歳以上とする死亡数だけでなく、菅ほか（2020）と同じ方法により死亡率の開放区間を85歳以上とした場合の将来の地域別死亡数についても推計し、2つの手法による将来の死亡数にどのような違いが生じるのかについて考察する。なお、菅ほか（2020）では将来の市区町村別男女・年齢階級別人口（90–94歳、95–99歳、100歳以上）を報告しており、一定の需要があると考えられたため、今回も95歳以上人口を95–99歳、100歳以上に細分化し、これと整合的な死亡数の推計も実施した。その手法は菅ほか（2020）と同じであるため割愛する。いずれの推計結果も『人口問題研究』ウェブページからダウンロードできるようにした。

推計期間は、「2020地域推計」と同じ、2020～2025年から2045～2050年とする。推計の対象とする地域も、「2020地域推計」と同じで、2023年12月1日現在境域による1,883市区町村（福島県「浜通り地域」の13市町村を除く769市、736町、180村、および東京23区（特別区）、20政令指定都市の175区）および「浜通り地域」とする。

将来の死亡数を推計する手法の概略は表1の1～4の手順にわけることができる。以下、それぞれの項目について節を改めて述べる。

表1 市区町村別将来の死亡数推計の手順

手順1.	「2020地域推計」の市区町村別 期間別 男女・コーホート別生残率仮定値を用いて、生命表・定常人口（ ${}_5L_x$ ）を算出する。
手順2.	生命表・定常人口を用いて、市区町村別 期間別 男女・年齢別死亡率（ ${}_5m_x$ ）を算出する。
手順3.	市区町村 <i>i</i> 別 期間別 男女・年齢別死亡率を将来の人口（「2020地域推計」の結果）に適用して、死亡数（補正前 ${}_5\hat{D}_x^i$ ）を算出する。
手順4.	全国の将来生命表・定常人口を用いて、同様の考え方で算出した全国の将来の死亡数（ ${}_1\hat{D}_a^0$ ）に対し、期間別 男女・年齢別に補正する（地域別補正後死亡数 ${}_5\hat{D}_x^i$ ）。

2.1. 「2020地域推計」における生残率仮定値と、生命表・定常人口の計算

「2020地域推計」では、生命表生残率法による男女・期末年齢コーホート別生残率を2020～2025年から2045～2050年の期間について都道府県別・市区町村別に仮定値として設定している。すなわち、都道府県別には直近期間の各1年間における生命表における定常人口の比で男女・期末年齢コーホート別生残率を計算し、直近5年間分を男女・期末年齢

コーホート別に積み上げることによって当該期間の期間生残率を得ている。市区町村別には2000～2005年から2015～2020年の期間の期首・期末年次について作成された生命表の定常人口の比で男女・年齢別生残率を算出し、男女・年齢別の期首・期末年次の平均を期間生残率とみなす。60～64→65～69歳以上の年齢階級について、所属都道府県値に対する市区町村別男女・期末年齢別生残率の2000～2020年の平均的な較差を一定にして将来の都道府県別生残率に適用し、男女・期末年齢コーホート別生残率を市区町村別に投影する。詳細は、国立社会保障・人口問題研究所（2024）ならびに菅（2024）を参照されたい。

このような期間生残率が、ある生命表・定常人口の年齢パターンから算出された生命表・生残率であると考え、期末年齢コーホートの変化にともなう生残率のパターン $\{S_{\alpha}^{\tau}\}$ （年齢 $\alpha=x-5-x-1 \rightarrow x-x+4$ 歳（ $x=\{0,5,\dots,95\}$ ）；期間 $\tau=t-5 \sim t, t=\{2025,2030,\dots,2050\}$ 年¹⁾）に対応する期間 τ の定常人口の年齢パターン $\{{}_5L_x^{\tau}\}$ （ $x=\{0,5,\dots,95\}$ は期間 τ の $\alpha=x-x+4$ 歳に対応； $\tau=t-5 \sim t, t=\{2025,2030,\dots,2050\}$ 年²⁾）を生残率から逆算することができる（表2）。なお、逆算される定常人口は、生残率仮定値と同じ期間（ $t-5$ 年10月～ t 年9月）のものに対応することになる。また、生残率仮定値が男女別、市区町村別に設定されているため、年齢別定常人口も男女・市区町村別に算出されるが、簡略化のため記号からは男女・市区町村の別を割愛した（以下、同様の簡略化を行う）。基数（ l_0 ）には任意の数をを用いればよいが、ここでは便宜上500,000を用いて計算した³⁾。

表2 生残率仮定値を用いた期間 τ の年齢別定常人口の計算

$$\begin{aligned}
 0 \sim 4 \text{ 歳: } {}_5L_0^{\tau} &= l_0 \cdot S_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^{\tau} \\
 5 \sim 9 \text{ 歳: } {}_5L_5^{\tau} &= {}_5L_0^{\tau} \cdot S_{0-4 \rightarrow 5-9}^{\tau} \\
 &\vdots \\
 x \sim x+4 \text{ 歳: } {}_5L_x^{\tau} &= {}_5L_{x-5}^{\tau} \cdot S_{x-5-x-4 \rightarrow x-x+4}^{\tau} \\
 &\vdots \\
 90 \sim 94 \text{ 歳: } {}_5L_{90}^{\tau} &= {}_5L_{85}^{\tau} \cdot S_{85-85 \rightarrow 90-94}^{\tau} \\
 95 \text{ 歳以上: } {}_{\infty}L_{95}^{\tau} &= {}_5L_{90}^{\tau} \cdot \frac{S_{90+ \rightarrow 95+}^{\tau}}{1 - S_{90+ \rightarrow 95+}^{\tau}}
 \end{aligned}$$

2.2. 生命表・定常人口を用いた年齢別死亡率の推定

生命表の年齢 x 歳の生存数（ l_x^{τ} ）と年齢 $x-x+n$ 歳の死亡数（ ${}_nd_{x+n}^{\tau}$ ）の間には、 ${}_nd_{x+n}^{\tau} = l_x^{\tau} - l_{x+n}^{\tau}$ という関係がある。この生命表・死亡数を当該年齢の生命表・定常人口で除すことで年齢別期間死亡率 $\{{}_5m_x^{\tau}\}$ （ $x=\{0,5,\dots,95\}$ は期間 τ の年齢 $\alpha=x-x+4$ 歳に対応； $\tau=t-5 \sim t, t=\{2025,2030,\dots,2050\}$ 年⁴⁾）を計算する。生命表の年齢 $x-x+n$ 歳の定常人口（ ${}_nL_x^{\tau}$ ）と死亡数

1) $\alpha=-5-1 \rightarrow 0-4$ は「 $t-5 \sim t$ 年出生 $\rightarrow 0-4$ 歳」、 $a=90-94 \rightarrow 95-99$ は「90歳以上 $\rightarrow 95$ 歳以上」と読む。

2) $x=95$ は「95歳以上」であり、 ${}_5L_{95}^{\tau}$ は ${}_{\infty}L_{95}^{\tau}$ の意である。

3) ここでの基数（ l_0 ）を出生から0-4歳まで生きる人年、0-4歳から5-9歳まで生きる人年等に対応させるならば、男女別5年階級出生コーホート500,000人あたり（毎年平均出生数100,000人あたり）の人年が計算されているということになる。

4) ただし、 ${}_5m_{95}^{\tau}$ は ${}_{\infty}m_{95}^{\tau}$ の意である。

(${}_n d_x^{\tau}$), 死亡者の平均生存年数 (${}_n a_x^{\tau}$), ちょうど年齢 x 歳になったときの生存数 (l_x^{τ}) の間には[1]式の関係がある⁵⁾。

$${}_n L_x^{\tau} = n \cdot l_{x+n}^{\tau} + {}_n a_x^{\tau} \cdot {}_n d_x^{\tau}, \quad {}_n d_x^{\tau} = l_x^{\tau} - l_{x+n}^{\tau} \cdots [1] \text{式}$$

したがって、別途 ${}_n a_x^{\tau}$ が得られれば、 l_x^{τ} と ${}_n L_x^{\tau}$ を用いて l_{x+n}^{τ} を[2]式のように逐次計算することができる。

$$l_{x+n}^{\tau} = \frac{{}_n L_x^{\tau} - {}_n a_x^{\tau} \cdot l_x^{\tau}}{n - {}_n a_x^{\tau}} \cdots [2] \text{式}$$

菅ほか (2020) では ${}_n a_x^{\tau} = n/2$ を仮定し、さらに定常人口を線型補間することでちょうど年齢 x 歳になったときの生存数を $l_x^{\tau} = \left(\frac{{}_n L_{x-n}^{\tau} + {}_n L_x^{\tau}}{2 \cdot n} \right)$ として求めた。この線型補間は、 l_x^{τ} を挟む2つの年齢階級の定常人口を線形補間しているだけのようにみえるが、実際には l_x^{τ} の算出において $\{{}_n d_{x-n}^{\tau}, {}_n d_x^{\tau}, {}_n d_{x+n}^{\tau}\}$ という「隣り合った3つの年齢階級の ${}_n d_x^{\tau}$ の線型性」⁶⁾ を仮定している。[1]式による l_{x+n}^{τ} の計算は適切な ${}_n a_x^{\tau}$ を用いなければ低年齢で負の ${}_n d_x^{\tau}$ 生じるため、 ${}_n d_x^{\tau}$ が非常に小さな水準である低年齢の生存数を定常人口の線型補間で得ることは合理的である。しかし、ここでは各歳ではなく5歳階級の定常人口から生存数を得る必要があり、死亡率が一定以上の水準にあると「隣り合った3つの年齢階級の死亡率の線型性」の仮定は必ずしも妥当ではなくなる。そこで、「2020地域推計」においては死亡率が一定以上の水準になる60-64→65-69歳以上の年齢階級で市区町村別に仮定値を設定していること、実際に男性の65-69歳以上の死亡率は1%を超えて急速な上昇を開始することを鑑みて、65歳以上死亡率の推定には[2]式を用いることとする。 ${}_5 d_{65}^{\tau} = l_{65}^{\tau} - l_{70}^{\tau}$ であるため、 $l_x^{\tau} (x \geq 65)$ に[2]式の関係を用いる。菅ほか (2020) と比べると ${}_5 m_x^{\tau} (x \geq 60)$ に違いが生じる。具体的な年齢別死亡率の計算式を表3に示す。

表3の年齢別死亡率を計算するためには ${}_5 a_x^{\tau} (x = \{60, \dots, 90\})$ が必要になるが、市区町村別男女・年齢別生残率の仮定値設定にあたっては将来の生命表を作成していないため、直接 ${}_5 a_x^{\tau}$ を利用することはできない。ここでは「2022年版日本版死亡データベース⁷⁾」(以降はJMD)と「2020全国推計」の将来生命表(死亡中位推計)を用いて都道府県別に ${}_5 a_x^{\tau}$ を設定した。

5) ただし、開放区間 $x(=95)$ における死亡数 (${}_n d_x$) については、 ${}_n d_x = l_x$ である。

6) $l_x^{\tau} = (1/2n) \cdot ({}_n L_{x-n}^{\tau} + {}_n L_x^{\tau})$ を仮定すると、 ${}_n d_x^{\tau} = l_x^{\tau} - l_{x+n}^{\tau} = (1/2n) \cdot ({}_n L_{x-n}^{\tau} - {}_n L_{x+n}^{\tau})$ 。 ${}_n a_x^{\tau} = n/2$ を仮定した [1]式の関係 ${}_n L_x^{\tau} = (n/2) \cdot (l_x^{\tau} + l_{x+n}^{\tau})$ を用いると、 ${}_n d_x^{\tau} = (1/2n) \cdot (n/2) \cdot (l_{x-n}^{\tau} + l_x^{\tau} - l_{x+n}^{\tau} - l_{x+2n}^{\tau}) = (1/4) \cdot (l_{x-n}^{\tau} + l_x^{\tau} - l_{x+n}^{\tau} - l_{x+2n}^{\tau})$ をえる。ここで $l_x^{\tau} - l_{x+n}^{\tau} = {}_n d_x^{\tau}$, $l_{x-n}^{\tau} - l_{x+2n}^{\tau} = {}_n d_{x-n}^{\tau} + {}_n d_x^{\tau} + {}_n d_{x+n}^{\tau}$ であるため、 ${}_n d_x^{\tau} = (1/4) \cdot ({}_n d_{x-n}^{\tau} + 2 \cdot {}_n d_x^{\tau} + {}_n d_{x+n}^{\tau})$ となるが、この等式は ${}_n d_x^{\tau} = (1/2) \cdot ({}_n d_{x-n}^{\tau} + {}_n d_{x+n}^{\tau})$ のときのみ成立する。結局、[2]式を前提に、 $l_x^{\tau} = (1/2n) \cdot ({}_n L_{x-n}^{\tau} + {}_n L_x^{\tau})$ とする仮定は $\{{}_n d_{x-n}^{\tau}, {}_n d_x^{\tau}, {}_n d_{x+n}^{\tau}\}$ の直線的な関係を仮定しているといえる。

7) <https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/>

表3 定常人口を用いた期間 τ の年齢別生存数(l_x^τ)と死亡率(${}_5m_x^\tau$)の推定

生存数		死亡率	
0歳:	$l_0^\tau = 500,000$	0～4歳:	${}_5m_0^\tau = \frac{l_0 - l_5}{{}_5L_0^\tau}$
5歳:	$l_5^\tau = \frac{{}_5L_0^\tau + {}_5L_5^\tau}{10}$	5～9歳:	${}_5m_5^\tau = \frac{l_5 - l_{10}}{{}_5L_5^\tau}$
⋮	⋮	⋮	⋮
x歳:	$l_x^\tau = \frac{{}_5L_{x-5}^\tau + {}_5L_x^\tau}{10}$	x～x+4歳:	${}_5m_x^\tau = \frac{l_x - l_{x+5}}{{}_5L_x^\tau}$
⋮	⋮	⋮	⋮
60歳:	$l_{60}^\tau = \frac{{}_5L_{55}^\tau + {}_5L_{60}^\tau}{10}$	90～94歳:	${}_5m_{90}^\tau = \frac{l_{90} - l_{95}}{{}_5L_{90}^\tau}$
65歳:	$l_{65}^\tau = \frac{{}_5L_{60}^\tau - {}_5a_{60}^\tau \cdot l_{60}^\tau}{5 - {}_5a_{60}^\tau}$	95歳以上:	${}_\infty m_{95}^\tau = \frac{l_{95}}{{}_\infty L_{95}^\tau}$
⋮	⋮	注. 菅ほか(2020)の方法では $\{{}_5L_0^\tau, \dots, {}_5L_{85}^\tau\}$ を線形補間して $\{l_0^\tau, \dots, l_{85}^\tau\}$ を得たため、 ${}_\infty m_{85}^\tau = ({}_5L_{80}^\tau + {}_5L_{85}^\tau)/(10 \cdot {}_\infty L_{85}^\tau)$ とした。 ${}_\infty L_{85}^\tau = {}_5L_{85}^\tau + {}_5L_{90}^\tau + {}_\infty L_{95}^\tau$ である。	
y歳:	$l_y^\tau = \frac{{}_5L_y^\tau - {}_5a_y^\tau \cdot l_y^\tau}{5 - {}_5a_y^\tau}$		
⋮	⋮		
90歳:	$l_{90}^\tau = \frac{{}_5L_{85}^\tau - {}_5a_{85}^\tau \cdot l_{85}^\tau}{5 - {}_5a_{85}^\tau}$		
95歳:	$l_{95}^\tau = \frac{{}_5L_{90}^\tau - {}_5a_{90}^\tau \cdot l_{90}^\tau}{5 - {}_5a_{90}^\tau}$		

具体的には、1985年10月～1990年9月から2015年10月～2020年9月の都道府県別男女・年齢5歳階級別 ${}_5a_x^\tau$ の全国値に対する相対較差(比)を計算し、これら7期間のうち最大と最小を除く5期間の平均を固定した。そのうえで、「2020全国推計」の将来生命表(死亡中位推計)から計算した将来の男女・年齢5歳階級別 ${}_5a_x^\tau$ に相対較差を適用することで都道府県別 ${}_5a_x^\tau$ を投影し、各都道府県に所属する市区町村の値とした。

なお、JMDと「2020全国推計」では1年×1歳単位の生命表が作成されているが、このなかの a_x^τ と $d_x^\tau (= l_x^\tau - l_{x+1}^\tau)$ ⁸⁾を用いて[3]式のように5歳階級にまとめた。

$${}_5a_x^\tau = \frac{\sum_{i=x}^{x+4} (i - x + a_i^\tau) \cdot d_i^\tau}{\sum_{i=x}^{x+4} d_i^\tau} \dots [3] \text{式}$$

ただし、「2020全国推計」の将来生命表には a_x^τ が掲載されていない。石井(2015)に則って、将来生命表の死亡確率(${}_nq_x^\tau$)、生存数(l_x^τ)、定常人口(${}_nL_x^\tau$)を用いて、0歳は男女別、その他の年齢は男女共通で次のように計算した。

8) ただし、105歳以上は ${}_\infty d_{105}^\tau = l_{105}^\tau$ である。

$$x=0: a_x^\tau = \alpha_s + \beta_s \left(\frac{-b - \sqrt{b^2 - 4ac}}{2a} \right)$$

$$x \in (0, 105): a_x^\tau = 0.5$$

$$x=105: a_x^\tau = \frac{{}_\infty L_{105}^\tau}{l_{105}^\tau}$$

ただし、 a_0^τ の計算には 0 歳死亡確率を用いており、各項は $a = -\beta_s \cdot q_0^\tau$, $b = q_0^\tau - \alpha_s \cdot q_0^\tau - 1$, $c = q_0^\tau$ である。また、 $\{\alpha_s, \beta_s\}$ は男女によって異なるパラメータであり、男性は $\{\alpha_M, \beta_M\} = \{0.242, 11.373\}$ 、女性は $\{\alpha_F, \beta_F\} = \{0.239, 12.537\}$ である。このようにして得た a_x^τ を [3] 式の関係で年齢 5 歳階級にまとめた。なお、将来の死亡数推計に実際に用いる ${}_5a_x^\tau$ は一部の年齢区間 $\{{}_5a_{60}^\tau, \dots, {}_5a_{90}^\tau\}$ のみである。

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

「2020 地域推計」による将来の市区町村 i の男女年齢別人口 $\{P_a^{t,i}\}$ ($a = \{0-4, 5-9, \dots, 95+\}$ 歳; $t = \{2020, 2025, \dots, 2050\}$ 年 10 月 1 日) を用いて、t-5～t 年の生残率仮定値から逆算した定常人口による男女年齢別死亡率 $\{{}_5m_x^\tau\}$ を、当該期間の期首・期末人口に年齢別に適用すれば、推計対象市区町村 i について将来の男女年齢別死亡数 (補正前) $\{{}_5\tilde{D}_x^{\tau,i}\}$ ($x = \{0, 5, \dots, 95\}$ は期間 τ の年齢 $a = x - x + 4$ 歳に対応; $\tau = t-5 \sim t$, $t = \{2025, 2030, \dots, 2050\}$ 年)⁹⁾ を計算することができる。なお、[4] 式の計算は、推計期間中の年齢別死亡率を同一年齢の期首・期末人口に適用するため、同期間・年齢において発生する人口移動の影響を考慮するものになっている。

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

2.4. 「2020 全国推計」結果による死亡数を用いた市区町村別死亡数の補正

[4] 式で推計された市区町村別死亡数の合計は「2020 全国推計」の結果 (出生中位 (死亡中位) の男女年齢別人口及び死亡数) に必ずしも合致しない。このため、期間別・男女年齢別に一律に補正したものを最終的な死亡数推計値とする。なお、全国の将来の死亡数は、「2020 全国推計」における仮定値 (将来生命表の定常人口) を用いて、表 3 及び [4] 式と同様に計算している。おもな相違点として、「2020 全国推計」では将来の人口を各年・各歳で得ることから将来の死亡数も t-1 年 10 月～t 年 9 月における各歳で計算していること、将来生命表の開放区間は 105 歳以上になっていること等があげられる。全国の死亡数を「2020 地域推計」の推計期間・年齢階級に合わせて集計した上で、市区町村別の死亡数の期間別・男女年齢別に補正する。

9) $x=95$ は「95 歳以上」であり、 ${}_5\tilde{D}_{95}^{\tau,i}$ は ${}_\infty\tilde{D}_{95}^{\tau,i}$ の意である。

2.5. 人口移動の死亡数への影響

将来の地域別死亡数に人口移動がどの程度の影響を及ぼすのかについて概観するため、2.3項の死亡数の推計において「2020地域推計」で公表されている参考推計（封鎖人口）の結果を用いた場合の死亡数を計算する。そのうえで、2020～2025年から2045～2050年の死亡数を合計し、人口移動を考慮する将来の人口を用いて計算した死亡数の封鎖人口の死亡数からの差率（人口移動を考慮する死亡数に対する比率）についての地域分布を都道府県別・市区町村別に観察する。

なお、「2020地域推計」では「2020全国推計」（出生中位（死亡中位））の結果に合致するように一律補正を行ったものを最終的な結果としている。一方、参考推計（封鎖人口）では「2020全国推計」の条件付き推計（表 A-8）出生中位（死亡中位）推計（封鎖人口）に合致するように一律補正を行っている。封鎖人口の死亡数の推計にあたっては2.4項の補正は「2020全国推計」の封鎖人口に対応する死亡数に合致するように一律に補正する。

2.6. 「2015地域推計」死亡数の推計誤差

地域別の将来推計人口の精度評価に関する研究は多数行われているが（たとえば、鎌田ほか（2020））、地域別の死亡数推計値は事後的な実績値と比べた精度についての検証は行われていない。ここでは、菅ほか（2020）の地域別総死亡数（開放区間を85歳以上として推計したもの）の人口動態統計による2015年10月から2020年9月の死亡数からの差率（実績に対する比率）を市区町村の人口規模階級別に観察し、推計実施直後から5年間の地域別死亡数は実績とどの程度乖離するのかについての目安を示す。

検証の対象とする地域は47都道府県ならびに菅ほか（2020）の推計対象市区町村である。福島県は県を単位とし、福島県内の市町村は市区町村単位の比較からは除外する。同様に、菅ほか（2020）で推計の対象外となった政令市¹⁰⁾の区についても除外し、これら政令市については政令市を単位とする。比較対象自治体は、1,798市区町村（23特別区、12政令市の128区、8政令市、その他福島県の市町村を除く759市、712町、168村）である。

3. 分析結果

3.1. 年齢別死亡率の開放区間の違いが死亡数推計値に及ぼす影響

2節で指摘した通り、死亡率の開放区間の設定は超高齢の実際人口と定常人口の年齢分布が異なると、死亡数推計値に影響を及ぼす。冒頭でみたように、全国の85歳以上人口割合は2020年の4.86%から2050年には9.18%に上昇することが見込まれている。また、この割合に大きな地域差があることも冒頭で指摘した。2050年における85歳以上人口割合は最も高い地域において、都道府県単位には7.61%（秋田県）、市区町村単位には19.86%（群馬県南牧村^{なんもくむら}）という水準になることが見込まれている。死亡率は加齢にしたがって指数関数的に上昇するため、人口以上に高齢に偏って開放区間の死亡数も多くなる。

10) さいたま市、相模原市、新潟市、静岡市、浜松市、堺市、岡山市、熊本市の8市は政令市単位とした。

表 4 は、推計期間全体の2020～2050年を累計した年齢別死亡数が総死亡数に占める割合の地域分布を都道府県別にみたものである。平均は60歳未満が3.6%、60～84歳が32.1%、85歳以上が64.3%を占める。85歳以上のレンジは58.5～67.6%、四分位範囲は62.8～65.7%であり、沖縄県と東京都を除く45道府県で6割を超えている。85歳以上の死亡は60～84歳の概ね2倍以上であり、地域差も大きい。さらに、95歳以上という超高齢の死亡も平均的に死亡総数の22.8%を占め、最も割合の高い島根県では26.0%で、死亡者の4人に1人以上が95歳以上であることがわかる。2050年においても全国の95歳以上人口割合は1.82%に過ぎないことと比べれば、死亡の年齢パターンは高齢に強く偏っていることがわかる。

表 4 2020～2050年の年齢別死亡数が総死亡数に占める割合の地域分布：都道府県

順位	年齢区分			
	0～59歳	60～84歳	85歳以上	(再掲)95歳以上
1	沖縄県 5.9	沖縄県 35.6	島根県 67.6	島根県 26.0
2	東京都 5.5	東京都 35.3	長野県 67.6	長野県 25.5
3	千葉県 4.4	埼玉県 34.7	大分県 67.1	高知県 25.4
4	埼玉県 4.4	青森県 34.7	熊本県 67.0	熊本県 24.8
5	神奈川県 4.4	栃木県 34.5	奈良県 67.0	鳥取県 24.6
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
12	滋賀県 3.7	群馬県 33.5	鳥取県 65.7	香川県 23.8
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
24	岡山県 3.4	佐賀県 31.9	石川県 64.8	長崎県 23.0
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
36	和歌山県 3.2	鳥取県 31.1	群馬県 62.8	三重県 21.7
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
43	奈良県 3.0	奈良県 30.1	愛知県 61.3	茨城県 20.6
44	徳島県 3.0	大分県 29.8	大阪府 61.3	愛知県 20.5
45	高知県 2.9	熊本県 29.8	埼玉県 60.9	栃木県 20.3
46	山形県 2.9	島根県 29.3	東京都 59.2	埼玉県 20.2
47	秋田県 2.9	長野県 29.3	沖縄県 58.5	青森県 20.0
平均：	3.6	32.1	64.3	22.8
標準偏差：	0.6	1.6	2.1	1.5
四分位範囲：	0.5	2.4	2.9	2.1

出典：著者算出。

表 5 は、2020～2050年の年齢別死亡数が総死亡数に占める割合の地域分布を市区町村別にみたものである。市区町村別にみた死亡の85歳以上割合の平均は65.4%で都道府県平均と大きく変わらないが、標準偏差は4.6ポイント、四分位範囲は62.6～68.4%の5.8ポイントであり、どちらも都道府県でみた場合の2倍以上の大きさであり地域差は大きくなる。長野県栄^{さかえむら}村のように死亡者の8割以上が85歳以上というところもあれば、東京都の離島や大阪市の港湾部のように半分未満のところもある。このように死亡の年齢パターンは人口の年齢パターンと異なって、高齢の死亡が多く地域差も大きいことから、開放区間の設定が死亡数推計の精度を左右する重要な要素であることが示唆される。

表5 2020～2050年の年齢別死亡数が総死亡数に占める割合の地域分布：市区町村

順位	年齢区分							
	0～59歳		60～84歳		85歳以上		(再掲) 95歳以上	
1	大阪市西区	10.2	東京都青ヶ島村	76.5	長野県栄村	81.2	長野県栄村	42.8
2	東京都小笠原村	9.7	東京都御蔵島村	52.4	長野県麻績村	78.8	北海道新篠津村	39.5
3	大阪市中央区	9.4	大阪市西成区	49.5	徳島県上勝町	78.7	高知県本山町	38.6
4	東京都港区	8.4	沖縄県北大東村	45.6	北海道新篠津村	78.2	高知県大川村	38.3
5	東京都中央区	8.4	大阪市浪速区	44.9	長野県天龍村	78.2	長野県麻績村	38.0
⋮	⋮		⋮		⋮		⋮	
471	栃木県大田原市	3.9	大阪府八尾市	33.7	広島県府中市	68.4	北海道足寄町	25.6
⋮	⋮		⋮		⋮		⋮	
942	愛媛県砥部町	2.9	鹿児島県大崎町	31.5	大阪府富田林市	65.6	福島県塙町	23.4
⋮	⋮		⋮		⋮		⋮	
1413	三重県紀宝町	2.1	山梨県北杜市	29.4	愛知県豊明市	62.6	福井県坂井市	21.4
⋮	⋮		⋮		⋮		⋮	
1880	和歌山県北山村	0.0	長野県天龍村	21.6	大阪市浪速区	48.1	北海道占冠村	13.9
1881	島根県知夫村	0.0	徳島県上勝町	20.6	大阪市西成区	48.1	山梨県丹波山村	13.8
1882	岡山県新庄村	0.0	北海道新篠津村	20.4	東京都御蔵島村	47.6	東京都利島村	13.2
1883	高知県大川村	0.0	長野県麻績村	20.4	東京都小笠原村	45.4	東京都御蔵島村	9.5
1884	鹿児島県三島村	0.0	長野県栄村	18.5	東京都青ヶ島村	23.5	東京都青ヶ島村	0.0
平均：		3.1		31.5		65.4		23.7
標準偏差：		1.4		3.6		4.6		3.5
四分位範囲：		1.8		4.3		5.8		4.2

出典：著者算出。

表6は、菅ほか（2020）と同じ方法により85歳以上一律に推計した死亡数の85歳以上を細分化して推計した死亡数に対する比（以降は、開放区間設定に関する死亡数の比）について、2020～2050年の総死亡数及び60～84歳と85歳以上の死亡数を都道府県別にみたものである。60～84歳死亡数は生存数の計算に[2]式を用いることの影響をみるものである。都道府県別にみるとレンジは99.1～101.1の範囲でほとんど影響がないといってよい。総死亡数への影響については、四分位範囲は99.2～100.1、レンジは98.2～101.9であった。85歳以上死亡数への影響については、四分位範囲は98.7～100.2、レンジは97.1～103.8であった。たとえば、推計期間を通じた2020～2050年の85歳以上死亡数の場合、85歳以上一律で推計した死亡数は85歳以上を細分化した年齢別死亡率を用いて推計した死亡数と比べて、沖縄県では3.8%大きい島根県では2.9%小さいというように推計方法による差が生じている。しかしながら、このような差は大部分の都道府県で総死亡数の1%未満、85歳以上死亡数の1.5%程度の相対的変化にとどまる（中央値99.6±1%ポイントと中央値99.3±1.5%ポイントの範囲に約8割の都道府県が収まる）¹¹⁾。

表7は、開放区間設定に関する死亡数の比について、2020～2050年の総死亡数及び60～84歳と85歳以上の死亡数を市区町村別にみたものである。60～84歳死亡数については、四分位範囲は99.5～100.6、レンジは95.8～105.0であり、推計期間を通じた2020～2050年の

11) 開放区間設定に関する死亡数の比について、2020～2050年の総死亡数では中央値99.6±1%ポイントの範囲に39都道府県が収まる。2020～2050年の85歳以上死亡数では中央値99.3±1.5%ポイントの範囲に37都道府県が収まる。

表 6 85歳以上一律に推計した死亡数の85歳以上の年齢を細分化して計算した死亡数に対する比(%)：都道府県

順位	年齢区分					
	総数		60～84歳		85歳以上	
1	沖縄県	101.9	滋賀県	101.1	沖縄県	103.8
2	滋賀県	101.0	長野県	100.9	神奈川県	101.4
3	神奈川県	100.9	山形県	100.8	埼玉県	101.4
4	埼玉県	100.8	福井県	100.8	滋賀県	101.1
5	宮城県	100.6	奈良県	100.7	宮城県	100.9
⋮	⋮		⋮		⋮	
12	兵庫県	100.1	三重県	100.3	茨城県	100.2
⋮	⋮		⋮		⋮	
24	三重県	99.6	山梨県	100.1	京都府	99.3
⋮	⋮		⋮		⋮	
36	香川県	99.2	東京都	99.8	富山県	98.7
⋮	⋮		⋮		⋮	
43	秋田県	98.7	茨城県	99.5	山口県	98.0
44	山口県	98.6	北海道	99.5	秋田県	97.8
45	高知県	98.3	愛媛県	99.4	高知県	97.6
46	島根県	98.2	青森県	99.3	和歌山県	97.5
47	和歌山県	98.2	沖縄県	99.1	島根県	97.1
平均：		99.7	100.1		99.5	
標準偏差：		0.7	0.5		1.2	
四分位範囲：		0.9	0.5		1.5	

出典：著者算出。

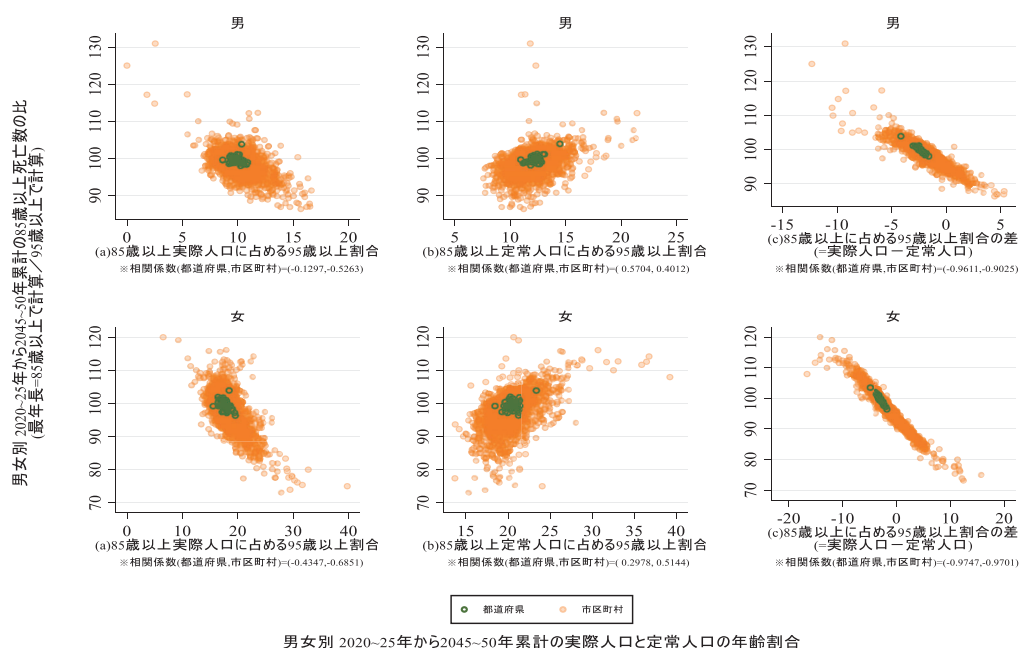
表 7 85歳以上一律に推計した死亡数の85歳以上の年齢を細分化して計算した死亡数に対する比(%)：市区町村

順位	年齢区分					
	総数		60～84歳		85歳以上	
1	東京都青ヶ島村	117.6	高知県大川村	105.0	東京都青ヶ島村	175.0
2	東京都御蔵島村	107.1	熊本県五木村	104.5	東京都御蔵島村	115.0
3	沖縄県北中城村	106.9	岡山県西栗倉村	104.3	沖縄県北中城村	113.3
4	兵庫県三田市	106.4	大阪府豊能町	103.6	沖縄県南風原町	112.3
5	埼玉県三芳町	106.4	奈良県黒滝村	103.4	埼玉県三芳町	111.7
⋮	⋮		⋮		⋮	
471	岐阜県瑞浪市	100.4	北海道赤井川村	100.6	広島県大竹市	100.6
⋮	⋮		⋮		⋮	
942	千葉県香取市	99.0	沖縄県宜野湾市	100.0	長野県小川村	98.4
⋮	⋮		⋮		⋮	
1413	和歌山県那智勝浦町	97.1	北海道倶知安町	99.5	北海道乙部町	95.7
⋮	⋮		⋮		⋮	
1880	長野県泰阜村	86.5	東京都奥多摩町	96.7	山口県上関町	82.0
1881	東京都檜原村	85.4	山梨県早川町	96.7	東京都檜原村	81.9
1882	高知県東洋町	84.7	和歌山県北山村	96.2	高知県東洋町	80.1
1883	北海道新篠津村	84.2	東京都三宅村	96.0	北海道新篠津村	80.1
1884	長野県麻績村	83.2	鹿児島県三島村	95.8	長野県麻績村	78.6
平均：		98.6	100.1		98.0	
標準偏差：		2.9	1.0		4.6	
四分位範囲：		3.2	1.2		4.9	

出典：著者算出。

死亡数に5%の差を生じる人口規模が小さな自治体もあるものの、生存数に[2]式を用いることには全般的に大きな影響はないといっていよう。85歳以上死亡数についての比は、四分位範囲は95.7～100.6、レンジは78.6～175.0であり、都道府県を単位に見る場合よりも大きな散らばりがあるものの、開放区間の設定に関する85歳以上死亡数の比は半数の自治体において $98.4 \pm 2.5\%$ ポイントの範囲に収まる¹²⁾。また、75パーセンタイル値が100程度であり、全体の4分の3ほどの自治体において100を下回り、85歳以上一律に推計する死亡数は85歳以上の年齢を細分化して推計する死亡数を下回る自治体が多いことがわかる。85歳以上に一律に死亡率を適用した場合、95歳以上など超高齢者に低すぎる死亡率を適用するため、85歳以上人口のなかで高齢化が進むと死亡数推計値は過小になるという見方と整合的である。

このことを確認するため、図1は2020～2050年累計の85歳以上死亡数について開放区間設定に関する死亡数の比を縦軸にとり、実際人口と定常人口の85歳以上に占める95歳以上割合との関係を男女別にみたものである。パネル(b)の定常人口の年齢割合とは緩やかな正の相関、パネル(a)の実際人口の年齢割合とは相対的に強い負の相関、そしてパネル(c)



出典：著者作成。

図1 男女別にみた2020～2050年累計の85歳以上死亡数の比（開放区間95歳以上に対する85歳以上の比）と実際の累計85歳以上人口に占める95歳以上年齢割合，85歳以上定常人口の累計に占める95歳以上の年齢割合，実際人口年齢割合の定常人口年齢割合からの差の関係

12) 開放区間設定に関する死亡数の比を推計対象1,884市区町村についてみると、2020～2050年の総死亡数では中央値 $99.0 \pm 1.7\%$ ポイントの範囲に987(52.4%)の市区町村が収まる。2020～2050年の85歳以上死亡数では中央値 $98.4 \pm 2.5\%$ ポイントの範囲に968(51.4%)の市区町村が収まる。

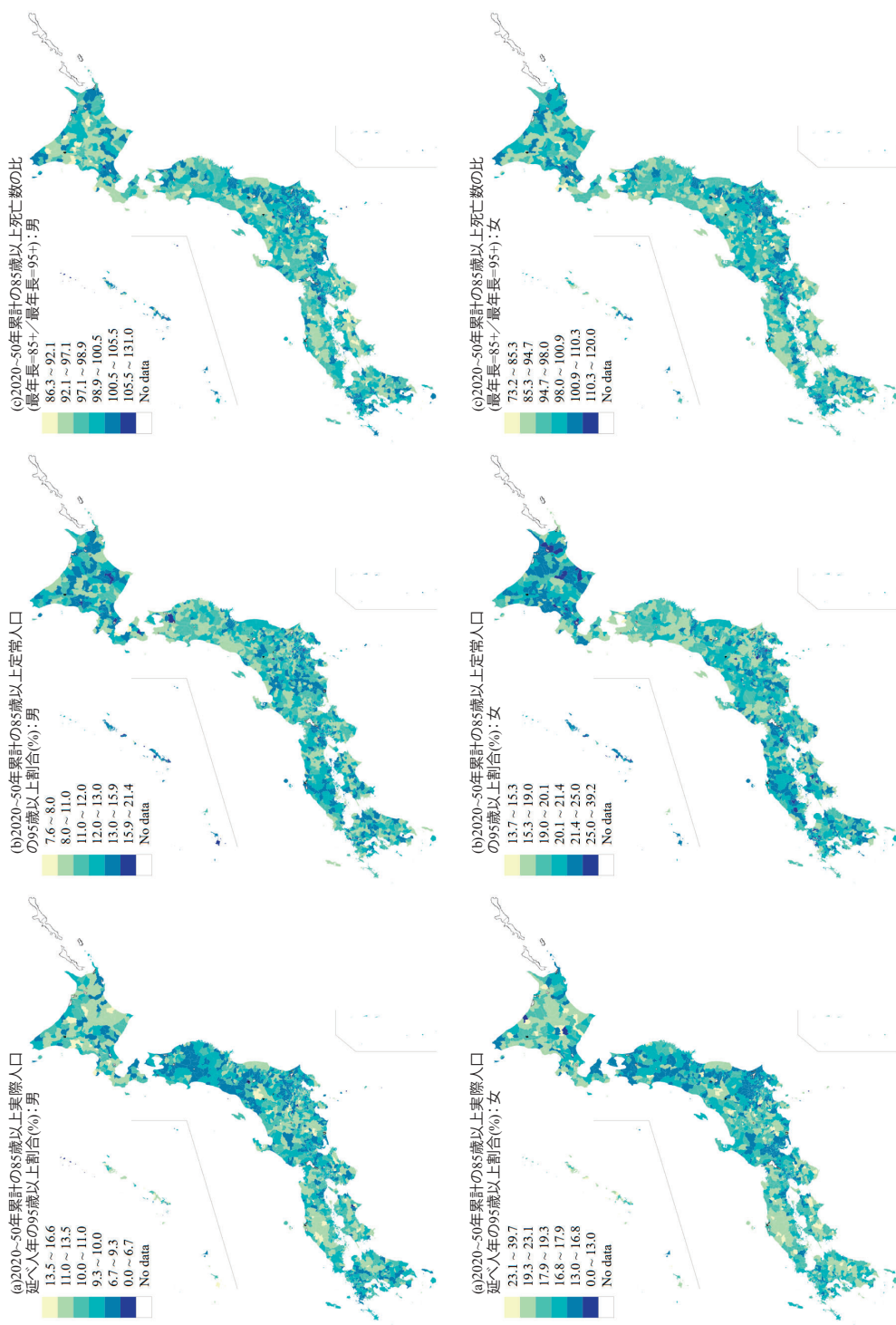
の実際人口の定常人口からの差との関係には男女とも非常に強い負の相関関係が見られることがわかる。パネル(b)の85歳以上定常人口に占める95歳以上割合が高い市区町村とは長寿化が進んだ地域であり、長寿化は85歳以上の実際人口のなかの超高齢化を進めることにもなる。長寿化だけでなくコーホート変動も将来の超高齢化に影響するが、これには基準時点における「団塊の世代」等の居住地の地域分布や将来の人口移動の状況も影響することになる。市区町村別にみるとパネル(b)よりも(a)の方が相対的に強い相関があるため、このような実際人口の超高齢化の地域差は長寿化の地域差よりも強い影響を及ぼすことがわかる。これらの複合的な結果として85歳以上一律の死亡率で計算するか、年齢階級別に細分化して計算するかの差は生じる。

図2では、図1と同じデータを市区町村別の地図にして地理的な分布をみた。平均寿命の地理的分布として次のパターンが知られている。①全国的な大域的パターンとして愛知県から石川県に至る東経137度前後の寿命が長く、北日本で寿命が短いことは男女に共通している。②女性は西南日本も長寿だが、男性は紀伊半島南西部・四国南部・南九州・沖縄等において短命の地域が散見され西南日本が長寿なわけではない。③男女ともに東日本の大都市地域（札幌、仙台、東京～横浜）で長寿だが、逆に大阪と福岡では短命である。名古屋では女性は短命である。図1でみた通り、開放区間設定に関する85歳以上死亡数の比は、市区町村の長寿化の状況とゆるやかな正の相関があったため、大都市圏で大きな値を示すなど平均寿命の地理的な分布と重なる部分も多い。しかし、85歳以上実際人口に占める95歳以上割合が小さな北日本において85歳以上死亡数の比が大きくなっている地域が散見されるなど、平均寿命にはみられない地理的なパターンもあることがわかる。先述の通り、このような開放区間の設定の85歳以上死亡数への影響は、3%を超える変化を生じる市区町村は半分未満なのだが、2020年の総人口規模10万人の市区町村についてみても、90.5（京都市中 ^{なかぎょうく} 京区）～111.1（兵庫県三田市 ^{さんだし}）という差が生じている。大都市圏のなかでも開放区間の設定が死亡数に対しプラスの影響を及ぼす地域もあればマイナスの影響を及ぼす地域もあって、地域の多様な状況の影響が示唆される。人口の高齢化の地域差をより正確に投影する推計手法の改善は潜在的に重要といえよう。

3.2. 人口移動が死亡数推計値に及ぼす影響

人口移動が死亡数推計に及ぼす影響をみるため、表8は推計期間全体の2020～2050年の死亡数を合計し、人口移動を考慮する死亡数の封鎖人口の死亡数からの差率（人口移動を考慮する死亡数に対する比率、以降は人口移動差率と呼ぶ）をみた。都道府県別にみると、47都道府県中32道府県で人口移動差率はプラスであり、将来の人口移動は死亡数を増やす地域が多い。四分位範囲は-0.3～+1.2であり、人口移動が今後の死亡数に1%以上の影響を及ぼす地域は4割に満たない¹³⁾。最も大きい群馬県で+2.6%、最も小さい東京都では-4.4%であり、都道府県別にみれば人口移動が死亡に大きな影響を及ぼすとはいえないだろう。

13) 都道府県別にみた人口移動差率は、 $0 \pm 1\%$ ポイントの範囲に32道府県が収まる。



出典：著者算出。

図2 2020～2050年の実人口の85歳以上延べ人口の95歳以上割合、85歳以上実人口に占める95歳以上割合、ならびに、開放区間設定に関する85歳以上死亡数の比

表 8 2020～2050年累計の人口移動を考慮する総死亡数の封鎖人口・死亡数からの差率：
都道府県、人口規模別にみた市区町村

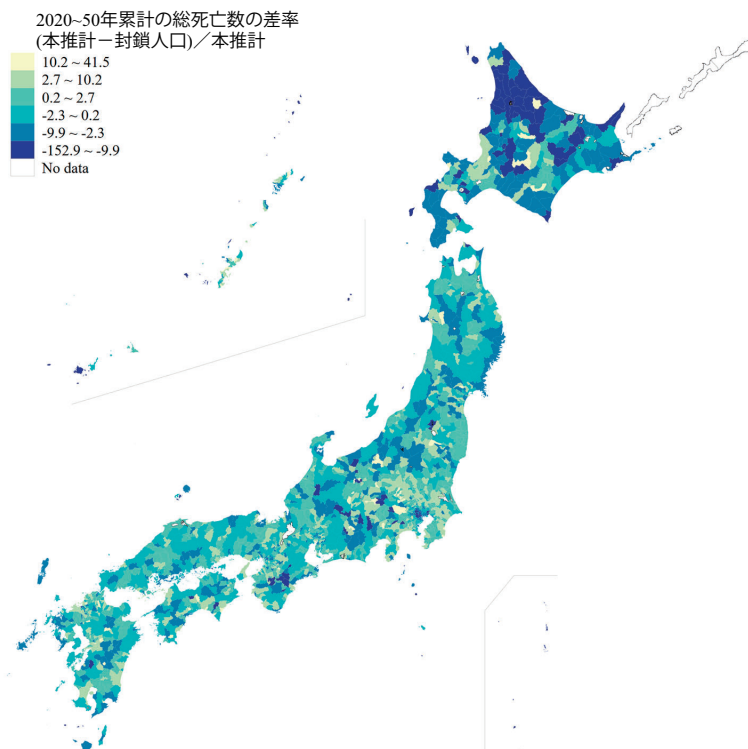
順位	都道府県		順位	2020年の総人口規模別市区町村					
				総数		10万人未満		10万人以上	
1	群馬県	2.6	1	東京都奥多摩町	41.5	東京都奥多摩町	41.5	東京都青梅市	14.2
2	茨城県	2.4	2	東京都日の出町	40.0	東京都日の出町	40.0	千葉県印西市	9.1
3	奈良県	2.3	3	東京都檜原村	35.2	東京都檜原村	35.2	さいたま市緑区	8.7
4	長野県	1.8	4	北海道西興部村	32.4	北海道西興部村	32.4	札幌市清田区	8.1
5	沖縄県	1.6	5	北海道新篠津村	30.9	北海道新篠津村	30.9	名古屋市守山区	7.6
⋮	⋮		⋮	⋮		⋮		⋮	
12	静岡県	1.2	471	北海道士幌町	2.7	静岡県松崎町	2.8	長野県松本市	2.0
⋮	⋮		⋮	⋮		⋮		⋮	
24	愛媛県	0.4	942	静岡県富士市	0.2	愛知県弥富市	0.1	愛知県安城市	0.4
⋮	⋮		⋮	⋮		⋮		⋮	
36	三重県	-0.3	1413	福岡県みやま市	-2.3	兵庫県三木市	-2.7	川崎市多摩区	-1.4
⋮	⋮		⋮	⋮		⋮		⋮	
43	大阪府	-0.6	1880	沖縄県北大東村	-50.0	沖縄県北大東村	-50.0	東京都杉並区	-15.9
44	福井県	-0.7	1881	東京都小笠原村	-51.7	東京都小笠原村	-51.7	東京都渋谷区	-16.6
45	宮城県	-0.8	1882	北海道音威子府村	-56.7	北海道音威子府村	-56.7	東京都豊島区	-18.6
46	長崎県	-1.9	1883	東京都御蔵島村	-88.1	東京都御蔵島村	-88.1	大阪市西区	-20.2
47	東京都	-4.4	1884	東京都青ヶ島村	-152.9	東京都青ヶ島村	-152.9	東京都目黒区	-20.5
平均：	0.4		平均：	-0.4		-0.5		-0.1	
標準偏差：	1.2		標準偏差：	8.2		9.0		4.0	
四分位範囲：	1.5		四分位範囲：	5.0		5.5		3.5	

出典：筆者算出。注：市区町村別にみた表側は2020年の総人口規模総数でみた場合の順位。10万人未満の市区町村数は1,482、10万人以上の市区数は402であり、これらのなかの分布の四分位数と上位/下位5自治体を示す。

市区町村別にみると、人口移動差率の四分位範囲は-2.3～+2.7%、レンジは-152.9～+41.5%に広がる¹⁴⁾。地理的な分布を確認するため、図3に市区町村別の地図を示した。人口移動差率が最も小さな東京都青ヶ島村では、2020～2050年の総死亡数は人口移動を考慮する場合には17人、封鎖人口の総死亡数は43人であり、人口規模が小さいために不安定な差率になっていることも考えられるが、北海道や離島、紀伊半島の山間部、南アルプスや中央アルプス周辺の自治体でマイナス幅が大きくなる傾向がみられ、医療機関等の施設の立地やアクセスの悪さにより高齢者の転出が多いことと関連する可能性がある。また、人口規模10万人以上の市区町村においても、人口移動差率のレンジは-20.5～+14.2%であり、人口移動は大都市圏の中心の区で20%を超える死亡数を減少させ、逆に大都市圏の中心や郊外地域において10%以上死亡数を増加させる場合もある¹⁵⁾。このように人口移動差率の地理的なパターンは多様であり、大都市圏の内部でも人口移動が死亡数を増やす地域もあれば、逆に減らす地域も混在していて、極めてミクロな地域の事情に左右されていることが示唆される。市区町村を単位とすると、人口移動は死亡数に対し重要な影響を及ぼす場合もあり、今後分析を深めることが重要であろう。

14) 1,884市区町村別にみた人口移動差率は、 $0 \pm 2.5\%$ ポイントの範囲に931(49.4%)の市区町村が収まる。

15) ただし、2020年総人口規模10万人以上の402市区の人口移動差率は、 $0 \pm 2.5\%$ ポイントの範囲に262(65.2%)が収まり、表8からもわかるように人口規模が大きいと散らばりは小さくなる。



出典：著者算出。注：「本推計」とは人口移動を考慮する死亡数，「封鎖人口」は封鎖人口の死亡数を指す。

図3 2020～2050年累計の人口移動を考慮する総死亡数の封鎖人口・死亡数からの差率

3.3. 「2015地域推計」死亡数の推計誤差

表9では「2015地域推計」と整合的な地域別の2015～2020年総死亡数の実績死亡数からの差率（実績に対する比率，以降は死亡誤差率）を都道府県別，および市区町村の2015年総人口規模階級別にみた。この表は推計実施から5年間の死亡数は実績と比べてどの程度乖離するのかについての目安を示すものである。都道府県別にみた死亡誤差率のレンジは-2.9～+3.2%，四分位範囲は-1.3～+0.9%であった。都道府県単位には，半数近くの地域で概ね±1%程度の差に収まる。死亡誤差率の絶対値が2%を超えるのは新潟県（-2.9%），福井県（-2.2%），東京都（+2.4%），兵庫県（+3.2%）の4都県のみであった。

市区町村別にみると，とくに人口規模が小さな自治体で死亡誤差率の散らばりは大きくなり，北海道おといねっぶむら音威子府村（+67.8%），東京都おがさわらむら小笠原村（+51.8%）では50%以上になっている。市区町村単位にみた死亡誤差率の四分位範囲は比較対象としたすべての自治体では-4.8～+2.7%だが，5千人未満や5千～1万人の四分位範囲（それぞれ-10.4～+4.3%と-9.2～+1.1%）は全体よりも広い。死亡率の投影方法に問題がなかったとしても，小地域では偶発的な変動により，誤差分散は大きくなりがちであることを反映しているとみられる。人口規模が大きくなると死亡誤差率の四分位範囲は縮小する傾向がみられ，10万人以

上の市区町村では死亡誤差率の四分位範囲は-0.8～+4.3%， 9 割の市区町村で-4.3～+8.7%の範囲になる¹⁶⁾。ただし、10万人以上の市区町村においても、大阪市西成区（-20.6%）～大阪府箕面市（+14.7%）のように10%を大きく超える死亡誤差率が生じる場合があることには注意を要する。また、総人口規模5千人以上の自治体において、人口規模が大きくなると死亡誤差率の中央値や平均値はマイナスからプラス方向に大きくなる傾向がみられ、「2015地域推計」の場合には、人口規模の大きな自治体で死亡数は過大推計になる傾向があったことが示唆される。

表9 「2015地域推計」における2015～2020年総死亡数推計値の実績からの差率の地域分布：都道府県、人口規模階級別市区町村

		都道府県	2015年の総人口規模階級別 市区町村					
			総数	5千人未満	5千～1万人	1～3万人	3～10万人	10万人以上
最小		-2.9	-28.1	-28.1	-24.2	-16.2	-11.4	-20.6
パーセンタイル	1	-2.9	-19.6	-26.0	-18.9	-14.2	-9.5	-7.0
	5	-2.0	-12.3	-20.7	-16.0	-10.8	-7.1	-4.3
	25	-1.3	-4.8	-10.4	-9.2	-5.6	-3.5	-0.8
	50	-0.6	-1.0	-3.4	-4.7	-2.5	-0.8	1.4
	75	0.9	2.7	4.3	1.1	1.1	2.1	4.3
	95	2.0	9.5	19.7	9.1	7.4	8.8	8.7
	99	3.2	18.7	45.2	15.2	14.1	12.5	12.3
最大		3.2	67.8	67.8	19.1	20.6	19.3	14.7
平均		-0.3	-1.1	-2.3	-3.9	-2.0	-0.4	1.7
標準偏差		1.3	7.2	13.2	7.5	5.7	4.7	4.2
四分位範囲		2.2	7.5	14.8	10.3	6.7	5.6	5.1
自治体数		47	1,798	249	230	429	521	369

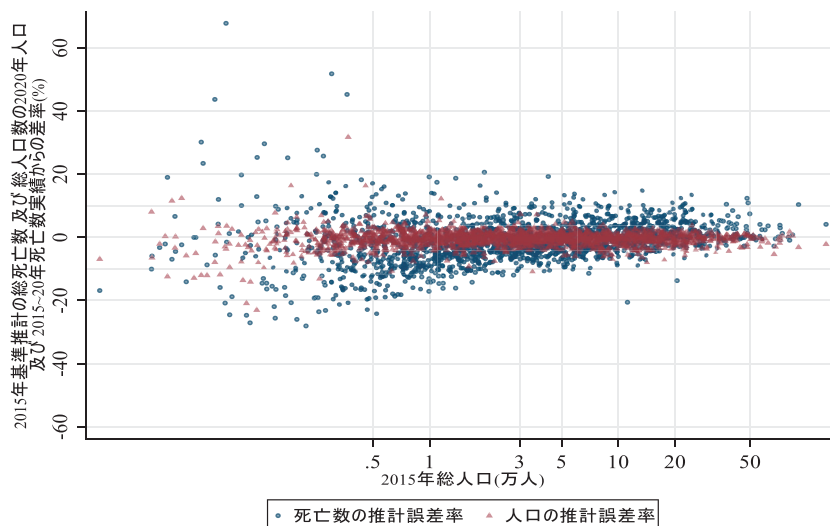
出典：著者算出。

図4では、この2015～2020年総死亡数の誤差率と「2015地域推計」による2020年総人口の国勢調査人口からの差率（国勢調査人口に対する比率、以降は人口誤差率）と総人口規模との関係を見た。小規模自治体において実績との乖離が大きくなる場合があることは人口誤差率でも同じであり、5千人未満の自治体のレンジは-23.0～+31.7%であった。しかし、人口誤差率は人口規模が大きくなると比較的急速に縮小し、総人口規模が5千人を超えると5%を超える人口誤差率は稀になる¹⁷⁾。死亡誤差率の方が分布の裾野は広く総人口規模1万人を超えると10%を超える誤差は稀になる¹⁸⁾。先述の通り、死亡誤差率は10万人

16) 1,798市区町村別にみた死亡誤差率は、 $0 \pm 4\%$ ポイントの範囲に914(50.8%)、 $0 \pm 5\%$ ポイントの範囲に1,102(61.3%)の市区町村が収まる。2015年の総人口規模別にみると、1万人未満の479市町村では $0 \pm 5\%$ ポイントの範囲に収まるのは178(37.2%)だが、10万人以上の369市区では $0 \pm 5\%$ ポイントの範囲に285(77.2%)が収まる。

17) 人口誤差率が $0 \pm 5\%$ ポイントの範囲に収まる市区町村を2015年の総人口規模別にみると、5千人未満の249市町村では204(81.9%)だが、5千人以上の1,549市区町村では1,510(97.5%)となる。

18) 死亡誤差率が $0 \pm 10\%$ ポイントの範囲に収まる市区町村を2015年の総人口規模別にみると、1万人未満の479市町村では328(68.5%)だが、1万人以上の1,319市区町村では1,240(94.0%)となる。



出典：著者作成。

図4 「2015地域推計」の総人口及び総死亡数の2020年総人口及び2015～2020年死亡数実績からの差率(%)と2015年総人口規模の関係

以上の9割の市区町村の死亡誤差率は-4.3～+8.7%の範囲にあるものの、-20%を下回る誤差を生じることもあり、幅をもってみる必要がある。

3.4. 地域別将来の死亡数推計結果

菅ほか（2020）では、死亡数推計結果の概況として、①今後多くの市区町村で人口減少とともに死亡数も減少することや、②2015年の高齢人口割合が高い自治体に死亡数のピーク年次が早い自治体が多いこと、③死亡数のピーク年次が早い自治体に死亡数の今後の減少が大きな自治体が多いこと、を指摘している。「2015地域推計」における2040～2045年年総死亡数推計値（開放区間は85歳以上）と今回の推計値（開放区間95歳以上）の相関係数は都道府県単位には0.9995、市区町村単位には0.9947であり、線型に近い相関関係がある。そのため、菅ほか（2020）で紹介した死亡数の概況は細かな数字には若干の変化が生じるが、先に指摘した①～③の要点はそのまま今回の推計においてもあてはまる。紙幅の関係で将来の死亡数の推移の全般的な傾向の紹介は割愛するが、菅ほか（2020）をあわせて参照されたい。

4. まとめ

本稿では「2020地域推計」における生残率仮定値を用いて、同推計と整合的な2020～2025年から2045～2050年の死亡数を都道府県別及び市区町村別に推計した。菅ほか（2020）では「2015地域推計」と整合的な2015～2020年から2040～2045年の都道府県別・

市区町村別死亡数を推計したが、そこでの手法と比べて本推計では65歳以上死亡率にかかる生存数の算出方法を変更するとともに、死亡率の開放区間を従来の85歳以上から95歳以上に拡張した。このような死亡数推計手法の変更が将来の死亡数にどのような影響を及ぼすかを検証するため、菅ほか（2020）と同じ方法による死亡数についても推計し比較した。その結果、85歳以上人口を細分化して将来の死亡数を推計することで超高齢人口の地域分布の見通しを精確に反映させることができるようになるものの、推計対象自治体の半数において、従来の方法による85歳以上死亡数の今回の推計値に対する比は $98 \pm 2 \sim 3\%$ ポイントの範囲内であった。

そのほか、「2020地域推計」における参考推計（封鎖人口）と整合的な死亡数を算出し、将来の人口移動が死亡に及ぼす影響についても検証した。また、「2015地域推計」における死亡数の推計誤差の評価として、推計実施から5年間の死亡数と実績値との比較も行った。人口移動の影響については、推計対象の半数の自治体において $\pm 2 \sim 3\%$ ほどであるが、総人口規模10万人超の自治体においても20%を超える死亡数の減少を来す場合があった。死亡数推計の誤差については、総人口規模が1万人を超えると10%を超える誤差は稀になり10万人以上の9割の市区町村の誤差率は $-4 \sim +9\%$ の範囲になるものの、10万人以上の自治体においても -20% を下回る誤差を生じることがあり幅をもってみる必要があることを指摘した。

本稿の分析のうち開放区間の設定に関する結果は、将来の死亡数の推計にあたり85歳以上人口を細分化せず85歳以上一律に設定した死亡率を用いても死亡の地域差を理解するにあたって実務的に大きな問題は生じないことを示唆する。しかしながら、これは死亡の地域構造の分析において85歳以上を一括して扱ってよいということを意味するわけではない。都道府県別の85歳以上人口割合は2050年においても6%以上15%未満である一方で、2020～2050年の総死亡数に占める85歳以上人口からの死亡数の割合は概ね6割以上になっており、分母人口の小さな集団の率を高精度で把握する必要がある。市区町村単位にみれば、高齢化と人口減少は小規模自治体で相対的に顕著に進むことが見通されており、小地域での超高齢死亡率の測定はますます困難を伴うものとなる。今後、全国的な高齢化と人口減少のなかで、まだしばらくは増加する死亡について、地域較差を理解することはますます重要になるだろう。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（JPMH20AA2007及びJPMH23AA2005、研究代表者：小池司朗）による助成を受けた。

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。
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』第76巻第1号, pp.41–66.
- 小池司朗・菅桂太・藤井多希子 (2025) 「令和5年地域推計」からみた将来の地域別出生数』『人口問題研究』第81巻第4号, pp.273–282.
- 菅桂太 (2016) 「市区町村別生命表作成の課題—小地域における死亡数の攪乱的変動とベイズ推定における事前分布のパラメータを設定する「地域」区分が平均寿命へ及ぼす影響」『人口問題研究』第74巻第1号, pp.3–28.
- 菅桂太 (2018) 「寿命の地域差」日本人口学会編『人口学事典』丸善出版, pp.100–101.
- 菅桂太 (2024) 「新型コロナウイルス感染症が市区町村別死亡に及ぼす影響を踏まえた2020–2025年の男女・年齢別生残率の設定方法」『ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究 令和5年総括研究報告書 (研究代表者小池司朗)』(厚生労働科学研究費 JPMH23AA2005), pp.65–76.
- 菅桂太・小池司朗・鎌田健司・石井太・山内昌和 (2020) 「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」『人口問題研究』第76巻第1号, pp.20–40.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 『日本の将来推計人口 (平成29年推計)』(人口問題研究資料第336号)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2018) 『日本の地域別将来推計人口 (平成30年推計)』(人口問題研究資料第340号)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『日本の将来推計人口 令和5年推計』(人口問題研究資料第347号)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2024) 『日本の地域別将来推計人口 令和5 (2023) 年推計』(人口問題研究資料第349号)
- 西岡八郎・山内昌和・小池司朗 (2007) 「地方自治体における人口および世帯数の将来推計の実施状況と社人研推計の利用状況—都道府県の場合—」『人口問題研究』第63巻第2号, pp.57–66.

Regional Deaths Projections Consistent with the “2023 Regional Population Projections”

SUGA Keita, KOIKE Shiro, FUJII Takiko, and ISHII Futoshi

Using the survival rate assumptions employed in *Regional Population Projections for Japan: 2023 Projection* (National Institute of Population and Social Security Research, 2024), this study projects the number of deaths for the periods from 2020–2025 through 2045–2050 at both the prefectural and municipal levels, in a manner fully consistent with the 2023 regional population projection. In addition, projections of deaths consistent with the reference (closed-population) variant of the regional population projection are produced, showing that the effects of future population migration on the number of deaths are within ± 2 –3 percent for approximately half of all municipalities.

Furthermore, to assess projection errors in the projected numbers of deaths derived from *Regional Population Projections for Japan: 2018 Projection* (National Institute of Population and Social Security Research, 2018), the projected deaths are compared with observed deaths for the five-year period following the 2018 projection. The results indicate that once total population size exceeds 10,000, projection errors greater than 10 percent become uncommon, and that for 90 percent of municipalities with populations of 100,000 or more, error rates fall within a range of -5 to $+9$ percent. At the same time, the findings underscore the importance of interpreting projected deaths with an explicit allowance for uncertainty.

Keywords: Regional population projections; population aging; population decline; future number of deaths; regional differences in mortality

 特 集 II

コロナ禍における推計（地域・世帯推計編）（その2）

 2000年代以後の全国と三大都市圏の別にみた
 月別人口動態の趨勢

 菅桂太・小池司朗・鎌田健司^{*)}

月別人口動態系列（出生数、死亡数、都道府県間転出数と転入数）に含まれる季節性に、センサス局法（X-13-ARIMA-SEATS）を用いて対処したうえで、最新の人口動態の趨勢の変化を観察した。これら系列の季節性に関する時系列の要因分解を都道府県別に実施し、全国と三大都市圏に縮約して、主要な結果を示した。とくに、新型コロナウイルス感染症の流行が始まり最初の緊急事態宣言が発出された2020年4～5月前後に、人口動態系列の趨勢の変化があったのか否かについて検証した。

分析の結果、死亡と出生には全国的なショックが広範な地域で観察される傾向にあり、2022年2月以後の死亡には一時的な変化だけではなく趨勢の変化・水準変化が起こっていることがあきらかになった。人口移動は地域によってかなり事情が異なっており、2020年5月の「新型コロナショック」は、すべての地域で転入数・転出数の双方を一時的に減らしたものの、東京圏では転出減よりも転入減が大きく転入超過数の減少をまねき、非大都市圏では転入減よりも転出減の方が大きく転出超過数の縮小があったことなどがわかった。

キーワード：月別死亡・出生・都道府県間移動、新型コロナ感染症、季節調整

1. はじめに

本研究では1995年1月から2024年11月の「人口動態統計」による都道府県別死亡数と出生数並びに2000年1月から2025年3月の「住民基本台帳人口移動報告」による都道府県間転入数と転出数を用いて、月別変動のパターンを地域別に分析することを目的とする。これら動態件数の月別系列には季節性、すなわち1年間の月別にみた系列の安定な変化が認められるため、センサス局法を用いて季節性に関する時系列の要因分解を行い、1年を超える系列の中長期的な趨勢の変化を観察する。とくに、新型コロナ感染症の流行が始まり、最初の緊急事態宣言が発出された2020年4～5月前後に、趨勢の変化があったのか否かについて検証することを目的とする。

*) 明治大学政治経済学部准教授

2020年に始まった新型コロナウイルス感染症の世界的な大流行は、直接的な健康被害への影響だけでなく、多くの国々で法的な都市封鎖が実施され人流・物流に甚大な影響を招くとともにオンライン会議や在宅勤務（テレワーク）の増大等の社会の有り様を大きく変える影響を及ぼしている。新型コロナウイルス感染症の影響は広範で甚大であったため、最新データに基づく現在の状況の正確な把握が重要となり、わが国においても速報性が重視されて関連する統計の2次的な取りまとめが多くなされてきた。なかでも人口動態に関する統計として、出生と死亡については「人口動態統計月報」が約5ヶ月後¹⁾、「住民基本台帳人口移動報告月報」が調査月の2ヶ月後に、都道府県別の実数が公表されている。しかし、これらの人口動態には季節性がある。死亡の場合には6～9月に5～10%少なく、12月から翌1月に10～15%多くなっている。出生も7～9月に5%ほど多い。人口移動については3～4月に集中しており、他の月の2～2.5倍という規模になっている。そのため、新型コロナウイルス感染症が流行し、モニタリングの観点から速報性が重視される前から地域人口の変化について最小限のタイムラグをおいた最新の人口変化の状況についてのデータは公表されていたのだが、月別原系列は当該地域で現在総人口はどの程度の速度で減少しているのかという最も基本的な事実について客観的な知見を得ることが難しい季節変化を含んでいる。このような季節変化により、月別人口動態系列はこれまでほとんど活用されることはなかった²⁾。本研究では、最新の動向を把握するために月別人口動態系列を観察するという実務的な観点から経済統計に広く適用され一般的・標準的な季節調整の手法であるセンサス局法を用いる³⁾。すなわち、出生・死亡・人口移動の月別人口動態の各系列に適用して時系列の要因分解を行い、季節性のパターンを除去した季節調整済み系列とさらに一時的な攪乱の変動を除去した中長期的な趨勢の変化について分析する。

本研究は、センサス局法という経済統計の実務家にとって標準的な手法を用いることによって人口動態の月次系列からも簡便に季節性を除去し、月別系列変化の背後にある中長期的な趨勢の観察が可能であると示すことを一つの目的としている。そのため、センサス局法には多彩なモデリングオプションがあるものの、詳細なモデルの精緻化には立ち入らずに初期設定を用いることとする。分析モデルの精緻化により結果は変わりうる可能性があることに留意されたい。また、同じ理由で人口動態件数「実数」を分析対象とする。わが国の人口は急速な少子高齢化が進行しており、年齢別分母人口の変化により出生数と移動数は減少、死亡数は増加傾向にある。長期的な趨勢の観察においては人口の年齢構造の

1) 「人口動態統計速報」が調査月の約2ヶ月後に届出地についての件数を取りまとめ報告しているが、届出地の地域が住所地とどのような関係にあるのかは定かではない。また、日本における外国人、外国における日本人と前年以前に発生したものを含む。本研究では「人口動態統計（確定数）」と同一の観察対象について、子の住所地と死亡者の住所地という同一の地域を表章する月報を用いた。

2) 管見の限り、唯一の例外として、第13回社会保障審議会人口部会（平成23年10月21日）において「日本の将来推計人口－新推計の基本的考え方－」（資料2）（2025年10月31日アクセス：<https://mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000001thzi.html>）のなかで、1980年から2011年5月の月別、出生順位別合計特殊出生率に対してセンサス局 X-11法による季節調整を実施し、将来推計実施直前のトレンドの観察が試みられたことがある。

3) 国友（2007）によれば、季節調整の手法として、日本を含めた先進諸国の中央官庁において米国センサス局で開発された X-11法と X-12-ARIMA 法がよく知られているが、経済時系列分析に関心のある統計学の研究者の間では統計数理研究所が開発した DECOMP 法がよく知られているという。

影響を除去した「率」の観察が重要であるが、季節性の分析は典型的には1年以内の期間の変化のような短期の系列変化に着目した分析である。本研究が「数」を対象とする分析であること、年齢構造の影響を大きくは受けないような長さの期間、とくに新型コロナウイルス感染症の流行が始まった後の期間のせいぜい2～3年程度のスパンの変化に注目する分析であることに留意されたい。

著者らは2022年に月別人口動態の最新の動向について、センサス局法を援用した時系列の要因分解結果についてのモニタリングを開始し、概ね半年に一回程度の頻度で結果を報告してきた⁴⁾。センサス局法は、ごく大雑把に言えば中心化移動平均によって季節成分を除去する手法である。中心化移動平均とは、当該月及び前後同一期間幅の移動平均を算出することで系列の趨勢を捉えようとするものであるため、最新の趨勢の算出には数年間程度の将来の値が必要となる。そのため、中心化移動平均を用いる時系列の要因分解の分析一般に、新しいデータが加わる度に調整値が変化し、頻繁な更新はユーザーからの調整結果に対する信頼を損なって季節調整値を公表する意義を失うことになるという「調整値更新の不安定性」(Dagum 1980 : p.7, Findley et al. 1998 : p.136)の問題がつきまとう。分析上関心が高い最新の期間において「調整値更新の不安定性」の影響は大きくなるという本質的に難しい問題である。一方で、本稿執筆のための分析を実施した時点において2024年11月までの「人口動態統計 月報」と2025年3月までの「住民基本台帳人口移動報告 月報」の結果を利用することができるようになっている。本研究が最も着目する2020年前半については、一定のデータが蓄積されることで「調整値更新の不安定性」の影響を大きくは受けなくなってきた時期の分析結果を示すものである。他方で、死亡数については新型コロナウイルス感染症の流行が始まった2020年は従来からの趨勢と比べて減少したものの2022年以後かなり多く推移しており、最新の状況については今後公表されるデータ次第で結果が変わる可能性があることに留意されたい。

2. 分析手法

2.1. センサス局法の概要

センサス局法として知られる季節調整の方法には膨大な先行研究が存在する。おもに中央官庁が季節調整済み系列を公表するという実務的な必要性から数々のバージョンアップを重ねて複雑化しており、最新の手法はX-13-ARIMA-SEATS法と呼ばれる。このX-13-ARIMA-SEATS法においても、季節調整手法の中心を成す時系列の要因分解の手法は、移動平均を繰り返し適用することで原系列から季節成分を除去し、季節調整済み系列や中長期的な趨勢成分を抽出する際に用いられる「X-11法」である。X-11法は1950年代半ばに米国センサス局で開発が始まり、1960年代半ばに確立(Shiskin et. al 1967, Ladiray & Quenneville 2001)したものであり、極めて長い歴史を有する、そのため、セ

4) 毎年秋口に開催される日本人口学会東日本部会の2022年から2024年度の第1回部会(菅ほか 2022, 菅ほか 2023, 菅ほか 2024)及び毎年4月に開催される2023～2024年アメリカ人口学会大会で分析結果を報告した。

ンサス局法や X-11法に関して膨大な文献が存在するが、その網羅的なレビューは本稿の目的とするものではない。以下では本稿で使用する X-13-ARIMA-SEATS プログラムの理解に必要な最小限の紹介を行う。

X-11法には、時系列の最新部分に中心化移動平均を用いることができないため、新たなデータが利用可能になる度に最新期間の要因分解結果に相対的に大きな改訂を余儀なくされるという「調整値更新の不安定性」の問題があった。このような問題に対して、時系列解析モデルとして Box & Jenkins (1970：第3章) が提唱した自己回帰和分移動平均 (Auto Regressive Integrated Moving Average, ARIMA) を用いて系列の最古と最新部分を補うという対処法が考案され、1970～1980年代にかけて X-11-ARIMA 法は確立した。さらに、X-11-ARIMA 法の ARIMA モデルを発展させて、系列の最新部分の予測に加えて閏年や休日・曜日構成の影響等のカレンダー効果や種々の異常値や変化点を特定・除去することができる regARIMA (linear regression model with ARIMA time series errors) モデルを組み込んだ X-12-ARIMA 法は2000年前後に確立している (Findley et. al 1998)。最新の X-13-ARIMA-SEATS 法においてもこの X-12-ARIMA 法の処理を実行することができるが、それは regARIMA モデルによるデータの事前調整と、時系列の要因分解による季節成分の除去のための X-11法の適用処理から構成されている。

2010年代に入り登場した X-13-ARIMA-SEATS 法は、1990年代末にスペイン銀行で開発され欧州諸国で広く用いられる TRAMO-SEATS 法 (Time Series Regression with ARIMA Noise Missing Observations and Outliers–Signal Extraction in ARIMA Time Series, Gómez & Maravall 1996) を組み込み、X-12-ARIMA 法とともに利用できるようにしたものである。TRAMO-SEATS 法は、X-12-ARIMA 法における regARIMA モデルによる事前調整を担う TRAMO 法と時系列の要因分解を担う SEATS 法から構成されている。高部 (2009) によれば、TRAMO 法には regARIMA と比べても洗練されたモデルの自動選択機能があり、SEAT 法は統計学的な考え方は異なるものの季節調整結果には X-12-ARIMA 法と大きな違いは生じない。本研究では X-13-ARIMA-SEATS プログラムを利用するが時系列の要因分解の実施には X-11法を利用しており、「調整値更新の不安定性」の問題に対処するための最新部分の系列値の予測には regARIMA モデルを用いた。X-13-ARIMA-SEATS プログラムでは regARIMA モデルの自動選択機能に TRAMO 法とほぼ同等の手法を選択できるため (U.S. Census Bureau 2020)、ここでは実質的に X-12-ARIMA 法に TRAMO 法を組み合わせたものを用いていることになる。

具体的には、X-13-ARIMA-SEATS プログラムは、次の三段階の手順で季節調整を実施する。第一段階は regARIMA モデルを用いた事前調整パートであり、本稿ではモデルの自動選択に TRAMO 法を用いる。第二段階は時系列を分解し季節成分を除去するパートであり、本稿では X-11法を用いる。第三段階は、事前調整や時系列の要因分解の良好さに関する種々の統計量が計算され、モデル診断を行うパートとなる。以下では分析結果の解釈に直接関わる部分のみを取り上げて、センサス局法とその利用方法について述べる。2.2節では分析手法として季節調整を行う分解モデルを導入し、X-11法の時系列の要因分

解によって実際に推定される要因とその解釈について述べる。また、季節調整結果の紹介において着目する指標「攪乱成分比」と2020年前後に人口動態系列の趨勢に変化があったか否かを検証する方法にも言及する。2.3節では、実装にあたり利用するデータと実際にX-13-ARIMA-SEATS プログラムを適用する際に必要なオプション設定について言及する。分析結果の精確な解釈には、X-13-ARIMA-SEATS プログラム処理のうち、第一段階の事前調整に用いる regARIMA モデルと TRAMO 法、第二段階の時系列の要因分解を行う X-11法についての精確な理解が不可欠と思われる。これらには技術的な内容を含むため、それぞれ補遺 1 と補遺 2 としてまとめ、『人口問題研究』ウェブページから参照できるようにした。

2.2. 季節調整法の概要

季節調整のうち時系列の要因分解を行う X-11法は原系列 Y_t を、乗法モデルもしくは加法モデルのうち統計的に好ましいモデルを用いて、趨勢系列 T_t 、複合季節成分 S_t 、攪乱成分 I_t の 3 要素に分解することを目的とする。X-11法は、トレンド移動平均と季節性移動平均という 2 種類の移動平均を繰り返し適用して、時系列を 3 要素に分解する手法である。X-11法の詳細は補遺 2 を参照されたい。

$$Y_t = T_t \cdot S_t \cdot I_t \quad (\text{乗法モデル})$$

$$Y_t = T_t + S_t + I_t \quad (\text{加法モデル})$$

趨勢系列 T_t は、原系列のうち 1 年を超える期間の趨勢的な変化を抽出する。なお、この系列は経済時系列データに適用されることの多い X-11法において、景気循環等を念頭に傾向循環系列 (Trend-cycle series) と呼ばれる成分であるが、人口動態系列において同様な循環が生じる理論的な根拠は自明ではないため、本稿では「趨勢系列」と呼ぶ。複合季節成分 S_t (Combined Seasonal, trading day, and holiday factor) は、原系列のうち 1 年間の月別にみた系列の変化パターンを抽出する。また、時系列に固有な要因である閏年や休日・曜日構成効果等のカレンダー効果を含む。攪乱成分 I_t (Irregular factor) は、これらすべての要素を取り除いた不規則な変化に対応する。

季節調整済み系列 A_t とは、原系列から複合季節成分を除去したものであり、時系列の要因分解結果から $A_t = T_t \cdot I_t$ もしくは $A_t = T_t + I_t$ として得られるものである。なお、本稿で用いる季節調整法では、まず事前調整パートの TRAMO 法で regARIMA モデルを用いて季節性 (Seasonal) ARIMA (SARIMA) モデルでは説明できない統計的に有意な閏年や休日・曜日構成効果等のカレンダー効果及び 3 種類の異常値・変化点を識別・除去する。そして、このような調整をほどこした事前調整済み系列に対して、X-11法を適用して時系列の要因分解を行う。regARIMA モデルが自動識別可能な 3 種類の異常値・変化点とは、①ある特定の月の値が異常であることを示す加法的外れ値 (Additive Outlier, 以下 AO と略記)、②特定の月に生じる異常が減衰的に縮小する一時変化 (Temporary

Change), ③特定の月に生じた系列の変化が永続する水準変化 (Level Shift, 以下 LS) である。これらのうち, ①と②は系列に一時的に生じる異常と分類される。regARIMA モデルでは②は一時変化と呼ばれるが, 以後は「減衰的变化 (Exponential Decay, 以下 ED)」と呼ぶ。事前調整については補遺 1 でより詳しく扱うため, あわせて参照されたい。

事前調整において regARIMA モデルが原系列から抽出した要因のうちカレンダー効果は, X-11法を事前調整済み系列に適用して抽出する季節成分と合わせて複合季節成分になる。したがって, カレンダー効果と季節成分が, 季節調整済み系列から除去されている。3 種類の異常値・変化点については, 系列の変化が永続する水準変化 (LS) は最終的な趨勢系列に含まれる。一時的な変化である加法的外れ値 (AO) と減衰的变化 (ED) は最終的な攪乱成分に含まれる。そのため, 3 種類の異常値・変化点は, 季節調整済み系列に含まれることになる。

強い季節性を示す系列の変化を調べるときに利用される最も簡便な指標は対前年比であると思われるが, 複合季節成分を除去した季節調整済み系列をみれば, 中長期的な趨勢と当月までに生じた異常値・変化点の状況のなかで直前の月と比べた変化を知ることができる⁵⁾。そのため, 本稿では基本的に趨勢系列と季節調整済み系列に着目し, 中長期的な趨勢の変化と, 趨勢系列に対する季節調整済み系列の比 (以降は, 「攪乱成分比」と呼ぶ) を中心に分析結果を紹介する。

攪乱成分比は記号で表すと $1 + \frac{I_t}{T_t}$ である。攪乱成分比は加法的な外れ値 (AO) と減衰的变化 (ED) の生じた月に大きくなり, 当該月の系列値の中長期的な平均に対する大きさを測る。事前調整パートの TRAMO 法が統計的に有意な水準変化 (LS) を識別すると, 趨勢系列が変化するが, 後述の通り本稿では間接調整結果を取り上げることから, regARIMA モデルが識別する異常値と変化点の効果総量は攪乱成分比と同等の大きさになっている⁶⁾。このような統計的に有意な異常値・変化点が2020年以後に生じている場合を, 本稿では「新型コロナショック」と呼ぶ。

本稿は, 新型コロナウイルス感染症が拡大した2020年以後に, それ以前と比べて趨勢の変化があったのかに着目する。このことを統計的に検証するため, 2015年1月～2019年12月の趨勢系列を年々に回帰して線型の傾向を近似して得た予測値とその99%信頼区間を同期間の趨勢系列と比較する。また, 2020年以後の線型の補外値と趨勢系列を比較する。2015～2019年の趨勢系列が信頼区間内にあれば線型の傾向がこの間の趨勢系列をよく近似

5) 複合季節成分にはカレンダー効果が含まれるため, たとえば3月は2月と比べて約11%長いという効果は季節調整済み系列からは除去されている。また, 季節調整済み系列には攪乱成分を含む。そのため, たとえば東日本大震災 (2011年3月) が2011年2月と比べて月単位の死亡をどの程度増やしたかの示唆を与える。

6) 間接調整の季節調整済み系列はたとえば全国の場合47都道府県の直接調整結果を合計したものである。個別都道府県に生じた異常値・変化点は事前調整済み系列から除去され, 最終的にすべての都道府県に生じた異常値・変化点が合算された効果が間接調整の季節調整済み系列に反映されることになる。regARIMA モデルが変化点 (水準変化 (LS)) を識別すると趨勢系列が変化するため攪乱成分比は一時変化が識別される場合よりも小さくなると予測されるが, 地域別にみるとすべての都道府県で変化点が同時に生じるわけではない。実際, 本稿の分析結果をみる限り, 間接調整結果に生じる異常値・変化点の効果総量 (水準変化 (LS) を含む) は, 全国を対象とする直接調整で推定した1本の regARIMA モデルが統計的に有意に異常値・変化点を識別した年月における間接調整結果の「攪乱成分比」の大きさと概ね同程度になっている。

していることになる。その上で、2020年以後の趨勢系列が補外値の信頼区間の外に乖離することは、同系列の2020年以後の趨勢に変化があったことを示す。ただし、X-13-ARIMA-SEATS プログラムは regARIMA モデルによる事前調整を行う前に原系列を対数変換するか否かを自動的に判定する（補遺 1）。対数変換が行われた場合には2015～2019年の趨勢系列に対し対数線形回帰を行い、対数変換が行われなかった場合には線形回帰を行って予測値とその信頼区間を得た⁷⁾。

2.3. データと X-13-ARIMA-SEATS プログラムの利用

本稿では、「人口動態統計」⁸⁾による1995年1月から2024年11月の月別 都道府県別 死亡数と出生数（359ヶ月）、ならびに、「住民基本台帳人口移動報告」⁹⁾による2000年1月から2025年3月の月別 都道府県別 都道府県間転出数と転入数（303ヶ月）の延べ188系列の1,324ヶ月に対して、X-13-ARIMA-SEATS プログラムを用いて2.2節で説明した季節調整を実施する。そして、季節調整された転出入系列の差分をとることで社会増減、出生と死亡の差から自然増減についての季節調整を行う。なお、いずれの人口動態系列も対象とするのは外国人を除く日本人のものである。「人口動態統計」については確定数と月報（概数）を用いるが、いずれも前年以前に発生したものを除く日本における日本人の出生数と死亡数となっている。また、「住民基本台帳人口移動報告」については、2013年7月に「住民基本台帳法の一部を改正する法律」が施行されたことに伴い、外国人も住民基本台帳への登録対象となった。そのため、2013年7月以後の「住民基本台帳人口移動報告」では、日本人のほか外国人を含む総数が表章されるようになった。本研究では系列の連続性を担保するため、2013年以後の期間も日本人移動者の転出入数を用いた。

2.1節の冒頭で言及した通り、センサス局法は長い歴史を有し、実務的な必要性からプログラムの精緻化が進められたため、多彩なオプションがある。しかしながら、本稿は経済時系列の分析で広く一般的・標準的に活用されているセンサス局法による季節調整を人口動態統計系列にも容易に応用可能であることを示すことも目的のひとつとしており、基本的には初期設定のまま X-13-ARIMA-SEATS プログラムを利用した。ただし、3つの項目を追加的に設定している。1つ目は、regARIMAモデルの自動選択にあたり、初期モデル（ $SARIMA(0,1,1) (0,1,1)_{12}$ ）を特定する際に曜日効果とイースター効果の統計的な有意性に関する AIC テストを追加し、統計的に有意な場合には SARIMA モデルを適用する残差からこれらの効果を除外するようにした。2つ目は、初期設定では異常値・変化点の類型として加法的外れ値（AO）と水準変化（LS）しか自動検索の対象としないが、減衰的变化（ED）についても自動探索の対象とした。先述の通り、本研究では時系列の要因分解に SEATS 法ではなく X-11法を用いる。以上の設定でモデル識別を実施したと

7) 具体的には、出生の全国・名古屋圏・大阪圏は線型、その他の系列・地域については対数線形の回帰モデルを用いた。なお、自然増減と社会増減は出生・死亡と転出入の時系列の要因分解結果の差分として算出しており、2015～2019年のトレンドは線型を仮定した。

8) 1995年から2023年までの「人口動態統計（確定数）」と2024年1月から11月までの「人口動態統計月報（概数）」を用いた。

9) 2000年から2024年までの年報と、2025年1月から3月までの月報を用いた。

ころ、5年前と5年後の同月の観測値が必要となる季節性移動平均の次数がプログラムによって自動的に選択されることがあった。そのため、regARIMA モデルを用いる事前調整にあたっては、TRAMO 法で識別された最終的な regARIMA モデルを用いて5年間の予測値を得た。X-13-ARIMA-SEATS プログラムの初期設定では regARIMA モデルを用いた事前調整を行う場合には12ヶ月の予測値が自動的に算出されるが、3つ目の追加オプション設定として5年間の予測値を得た。

本研究では都道府県別の月別人口動態系列（出生数、死亡数、都道府県間転入数と転出数）にX-13-ARIMA-SEATS プログラムを適用して季節調整を実施して得られる膨大な分析結果を、全国と三大都市圏¹⁰⁾に縮約して主要な分析結果を示す。全国・三大都市圏の季節調整を行う場合、これら地域を構成する都道府県各々の季節調整の結果を集計する方法（間接調整；indirect adjustment もしくは composite adjustment）と、三大都市圏（合計値）を直接調整（direct adjustment）する方法がある。地域によって季節性、すなわち1年間の月別にみた系列の変化パターンが異なるなら、合計系列では2つの地域の変動が打ち消し合い失われることがあるため間接調整が好ましい。一方、対象地域の季節性と中長期の趨勢が同じパターンなら、攪乱が均され複数の地域の季節性が互いに補完しあうため合計系列に対する直接調整が好ましいとされる。本研究では、全国・三大都市圏についての間接調整の分析結果を取り上げる¹¹⁾。全国・東京圏・名古屋圏・大阪圏・非大都市圏の5区分の地域について間接調整の季節調整を行うため、実際には背後で47都道府県のそれぞれについて4種類の人口動態についての合計1,324ヶ月のデータを用いて、延べ47都道府県の188系列について直接調整を実施した。この膨大な分析結果のなかには、都道府県間で「新型コロナショック」がどのように関連し発生したのかについての示唆を得る情報も含まれると考えられるが、本稿では紙幅の関係で全国と三大都市圏に縮約した結果を示す。

3. 分析結果

まず全国について、次いで三大都市圏についての間接調整結果を紹介する。なお、本誌はカラー印刷に対応していないが、『人口問題研究』ウェブページに掲載された論文では分析結果を示したカラーの図が収録されている。あわせて参照されたい。

3.1. 全国の動向

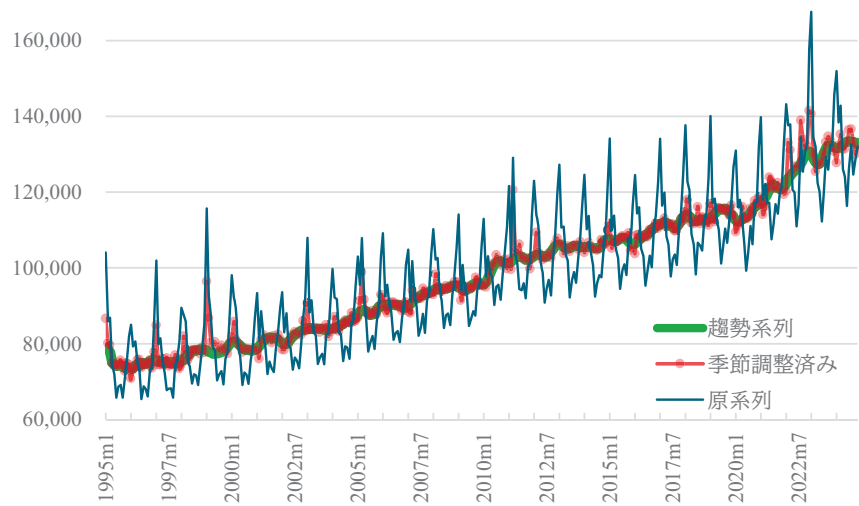
① 死亡数

図1に全国の月別死亡数についての時系列の要因分解の結果を示した。また、表1に

10) 東京圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）、名古屋圏（岐阜県、愛知県、三重県）、大阪圏（京都府、大阪府、兵庫県、奈良県）を三大都市圏とし、それ以外を非大都市圏（その他の道県）とした。

11) ただし、間接調整は、個別都道府県についての分解結果を足し上げたものであり、regARIMA モデルの推定は行われない。全国及び三大都市圏についての regARIMA モデルの異常値・変化点等についての推定結果について言及する場合には直接調整を行った場合の推定結果を参照している。

regARIMA モデルが識別した異常値・変化点の種類と係数推定値の t 値ならびに当該月における攪乱成分比の値をまとめて掲げた。



出典：筆者作成。

図 1 全国の死亡数の推移：1995年 1 月から2024年11月

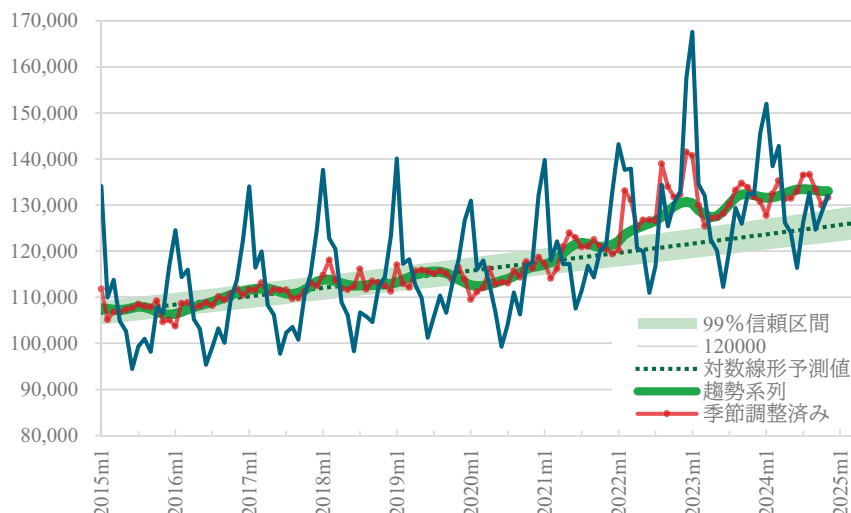
表 1 regARIMA モデルが識別した異常値・変化点と攪乱成分比：全国

人口動態 の種類	年月	異常値・変化点		攪乱成分比
		種類	t 値	
死亡	1995年 1 月	ED	7.74	1.098
	1997年 1 月	AO	6.70	1.124
	1998年 2 月	ED	4.95	1.079
	1999年 1 月	ED	11.49	1.234
	2000年 2 月	AO	4.56	1.065
	2003年 1 月	AO	4.89	1.079
	2005年 3 月	AO	5.48	1.113
	2011年 3 月	AO	9.95	1.181
	2012年 2 月	AO	3.59	1.057
	2022年 2 月	LS	4.86	1.077
	2022年 8 月	ED	4.55	1.090
	2022年12月	ED	4.17	1.082
	2023年 2 月	ED	-3.61	1.009
都道府県間 移動	2009年 1 月	AO	5.35	1.140
	2011年 5 月	ED	6.47	1.159
	2015年 9 月	ED	5.64	1.101
	2020年 5 月	AO	-9.07	0.796

出典：筆者推定。注：異常値・変化点の種類は、加法的外れ値（AO）、減衰的变化（ED）、水準変化（LS）の別を示す。regARIMA モデルが識別した異常値・変化点は直接調整の推定結果、攪乱成分比（季節調整済み系列の趨勢系列に対する比）は間接調整結果による。全国の都道府県間移動は転出数と転入数が合致する。

全国の死亡数は、原系列でみると一定間隔のスパイクがあり、非常に強い季節性を示すことがわかる。このような季節性を除去した趨勢系列をみると長期的に増加傾向にあるが、2020年前半頃から増加速度を加速させている。2020年以後の新型コロナウイルス感染症が拡大した期間に着目すると、月別死亡数は2023年1月に約16.8万件と過去最高を記録した。2022年2月に水準変化（LS）、2022年8月と12月に減衰的变化（ED）があったことをregARIMAモデルは識別したため、季節調整済み死亡数で見ると2022年12月に約14.2万件（攪乱成分比は約1.082）で最も大きくなる。攪乱成分比の推移をみると、東日本大震災の後2021年までは、2012年2月（1.057）を除いて、1.05を超えたことはなかった（括弧内は攪乱成分比、以下同じ）。しかし、2022年2月の水準変化以後の期間では、新型コロナウイルス感染症の流行との関連でいうと2022年1～3月（第6波）や2022年7～8月（第7波）以後の時期に相当する、2022年8月（1.090）、2022年12月（1.082）、2023年1月（1.079）に、断続的に高水準の死亡ショックが発生している。ただし、これらの攪乱成分比の水準は、東日本大震災が発生した2011年3月の1.181や、全国的にインフルエンザが流行した1999年1月の1.234には及ばない。これまでもインフルエンザの流行等により、1997年1月（1.124）、1998年2月（1.079）、1999年1→2月（1.234→1.115）、2000年2月（1.065）、2003年1月（1.079）、2005年3月（1.113）、2012年2月（1.057）と定期的に死亡ショックは起こっており、ショックの水準としても攪乱成分比でみる限り2022年以後のものと同程度かそれ以上のものは定期的に発生していた。しかしながら、それらは加法的外れ値（AO）や減衰的变化（ED）と識別される一時的なショックであるのに対し、2022年2月以後には水準変化（LS）が識別されている。また1年のうちに3回の断続的な一時ショックが発生したことはこれまでになかった。

新型コロナウイルス感染症が拡大した2020年以後に、それ以前と比べて趨勢の変化があったのかをみるため、2015年1月～2019年12月の趨勢系列を年月に対数線形回帰した場合の予測値とその99%信頼区間並びに2020年以後の補外値を重ねて示したのが図2である。2015～2019年の全国の死亡数の趨勢は対数線型トレンドで良好に説明されており、予測値の99%信頼区間のレンジに収まる。2020年の新型コロナウイルス感染症の流行が始まった最初期に趨勢系列は99%信頼区間の下限を僅かに下回った後は増加速度を加速させ、2022年には信頼区間の上限を上回っている。2022～2023年にかけて水準変化と一時ショックの連続があったことは既述の通りであるが、2020～2022年と比べると2022年末から死亡数の増加ペースはやや緩やかになっているように見えるものの、2024年11月までのところ99%信頼区間上限から一定の距離を保って推移しており、顕著な低下あるいは2015～2019年トレンドへの回帰の傾向は示されていない。ただし、2節（分析手法）で言及した通り、趨勢系列を推定する中心化トレンド移動平均は当月を中心に前後1～2年の観測値を要求し、また季節成分を除去するための中心化季節性移動平均は同様に前後2～5年の同月の観測値を要求する。そのため、観測期間の最後の1～2年はregARIMAモデルの予測値に依存しており、異常値・変化点で識別されるような構造変化が起きないことを前提とすることには留意されたい。



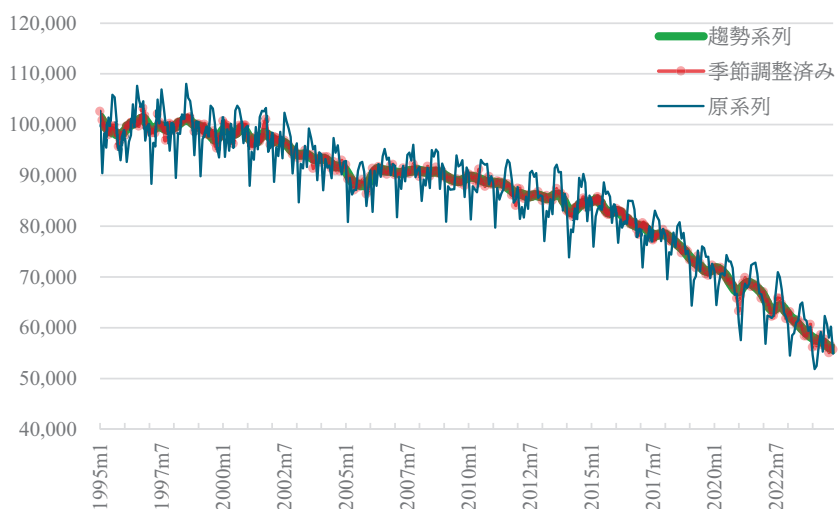
出典：筆者作成。注：対数線形トレンド予測値は、2015年1月～2019年12月の趨勢系列を年月に対数線形回帰したときの予測値とその99%信頼区間を示す。2020年1月以後は対数線形予測値の補外値。

図2 全国の死亡数の趨勢系列と2015～2019年対数線形トレンドの予測値：
2015年1月から2024年11月

② 出生数

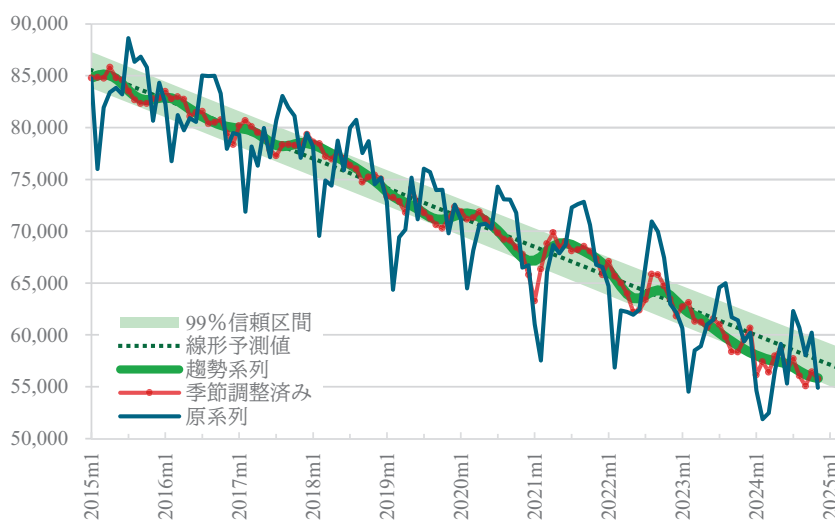
全国の出生数の時系列の要因分解の結果を図3～4に示した。出生数についても、原系列でみると、一定間隔のスパイクがあり、強い季節性を示すことがわかる。この季節性と攪乱成分を除去した趨勢系列をみると、長期的に減少傾向にあり、新型コロナウイルス感染症流行前の2015年頃からその前と比べ減少速度をやや加速させている（図3）。死亡数についての分解結果とは異なり出生数については、2021年1月にやや大きな一時ショック（攪乱成分比は0.942）を経験したものの、regARIMAモデルは本稿の分析対象期間において永続的・一時的なショックを示す異常値・変化点を統計的に有意には識別していない。

しかしながら、2015年以後の期間に着目すると、やや違った状況も見えてくる。死亡数の場合と同様に、出生についても趨勢系列の2015～2019年の線型のトレンドはこの間の低下傾向を良好に説明しており、趨勢系列は99%信頼区間のレンジに収まる。2020年以後の期間については、2023年前半頃から出生数の趨勢系列は線型トレンド予測値の99%下限を下回り、2024年11月現在においても2015～2019年線型トレンドを下回って推移していることがわかる。新型コロナウイルス感染症への対策として人の接触が嚴重に制限された頃、結婚が減少した。結婚の減少は若干のタイムラグをもって第1子出生の減少を招き、低次パリティ人口の低下が高次パリティ出生数を減少させる（国立社会保障・人口問題研究所2023: p.30–36）という見方と整合的な分析結果であり、新型コロナウイルス感染症拡大の影響は2023年頃から顕在化しているとみることができる。



出典：筆者作成。

図3 全国の出生数の推移：1995年1月から2024年11月



出典：筆者作成。注：線形トレンド予測値は、2015年1月～2019年12月の趨勢系列を年月に線形回帰したときの予測値とその99%信頼区間を示す。2020年1月以後は線形予測値の補外値。

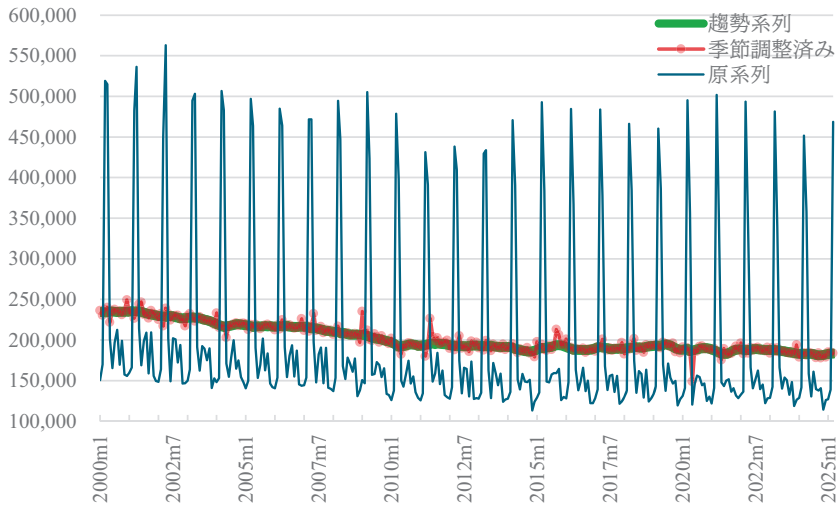
図4 全国の出生数の趨勢と2015～2019年線形トレンドの予測値：2015年1月から2024年11月

③ 都道府県間人口移動

全国の都道府県間人口移動の時系列の要因分解の結果を図5～6に示す。全国の都道府県間移動は、転入数と転出数が合致するため人口移動による人口増減を示すものではなく、都道府県境をまたぐ人口移動（住民票所在地変更）の総量を示す。冒頭で触れたように、人口移動は転出入ともに3～4月に集中しておりその他の月の2～2.5倍という水準になっている。そのため原系列からは過去20年程の期間をみれば減少傾向にあることは察しが付くが、過去3～5年程度の趨勢と比較して今年の5月の水準はどの程度増加・低下したのかを推し量るのは困難であろう。時系列の要因分解の手法は、このように非常に強い季節性を示し、死亡や出生と比べると地域経済等の状況を反映し急速に変わりやすい人口移動の現状を調べるためのツールといえる。

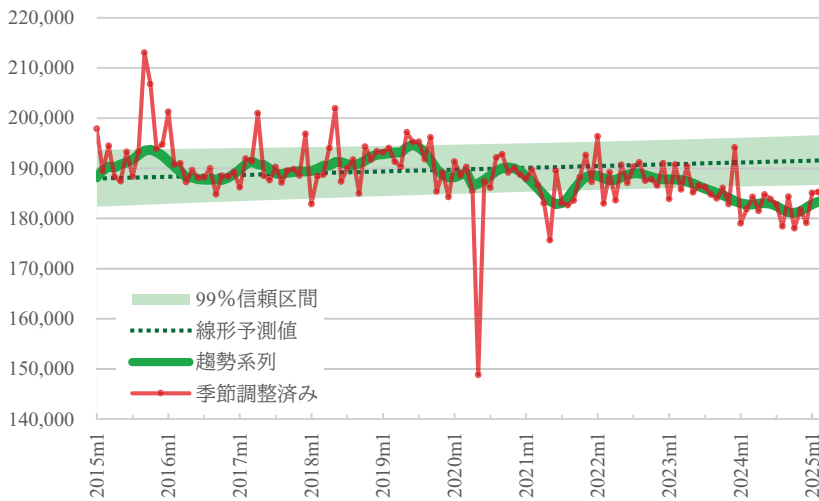
まず、趨勢系列をみると、都道府県間移動の総量は2000年から2010年頃まで低下し、以後2019年頃まで同水準で推移した。直近では、2019年4月頃をピークにやや減少している。攪乱成分比の推移をみると、ちょうど最初の緊急事態宣言が発令されていた2020年5月に0.796という、人口移動量の大きな一時的な減少があったことがわかる。分析対象期間中、新型コロナウイルス発生前にregARIMAモデルが識別した3つの加法的外れ値(AO)・減衰的变化(ED)の攪乱成分比(1.101～1.159)と比べても、2020年5月の加法的外れ値(AO)は大きな影響を及ぼした。なお、2000年代以後では、コロナ前の一時ショックはすべて正であり、活発な人口移動ブームの加熱が異常値として識別されているのに対し、2020年5月の新型コロナショックは人為的な制限による分析期間中ではじめての人口移動量の衰退ショックとなったことは興味深い。

2015年以後の期間に着目し趨勢系列の変化をみると、直近では都道府県間移動量は若干の増加傾向にあった。実際、2015～2019年対数線形トレンドの係数推定値は0.1%水準で統計的に有意な正であった。ただし、2019年4月頃から趨勢系列は減少を開始しており、趨勢の変化が示唆される(図6)。しかしながら、最初の緊急事態宣言下の2020年5月に一時的なショックがあったことは指摘したが、この月の趨勢系列は99%信頼区間のちょうど下限になった。その後、2021年後半に信頼区間下限を下回ったのを除くと2023年のはじめ頃まで信頼区間下限を維持していた。つまり、新型コロナ感染症の拡大が始まって「巣ごもり」と言われ人口移動が忌諱される社会的風潮にあった3年程度の間、一時期を除いて、実際には都道府県間人口移動の総量としては減少してはならず僅かながら増加するトレンドを維持したことになる。そして、2023年頃からは2019年以来の低下トレンドが再開している可能性がある。



出典：筆者作成。

図5 全国の都道府県間移動数（＝転出数＝転入数）の推移：2000年1月から2025年3月

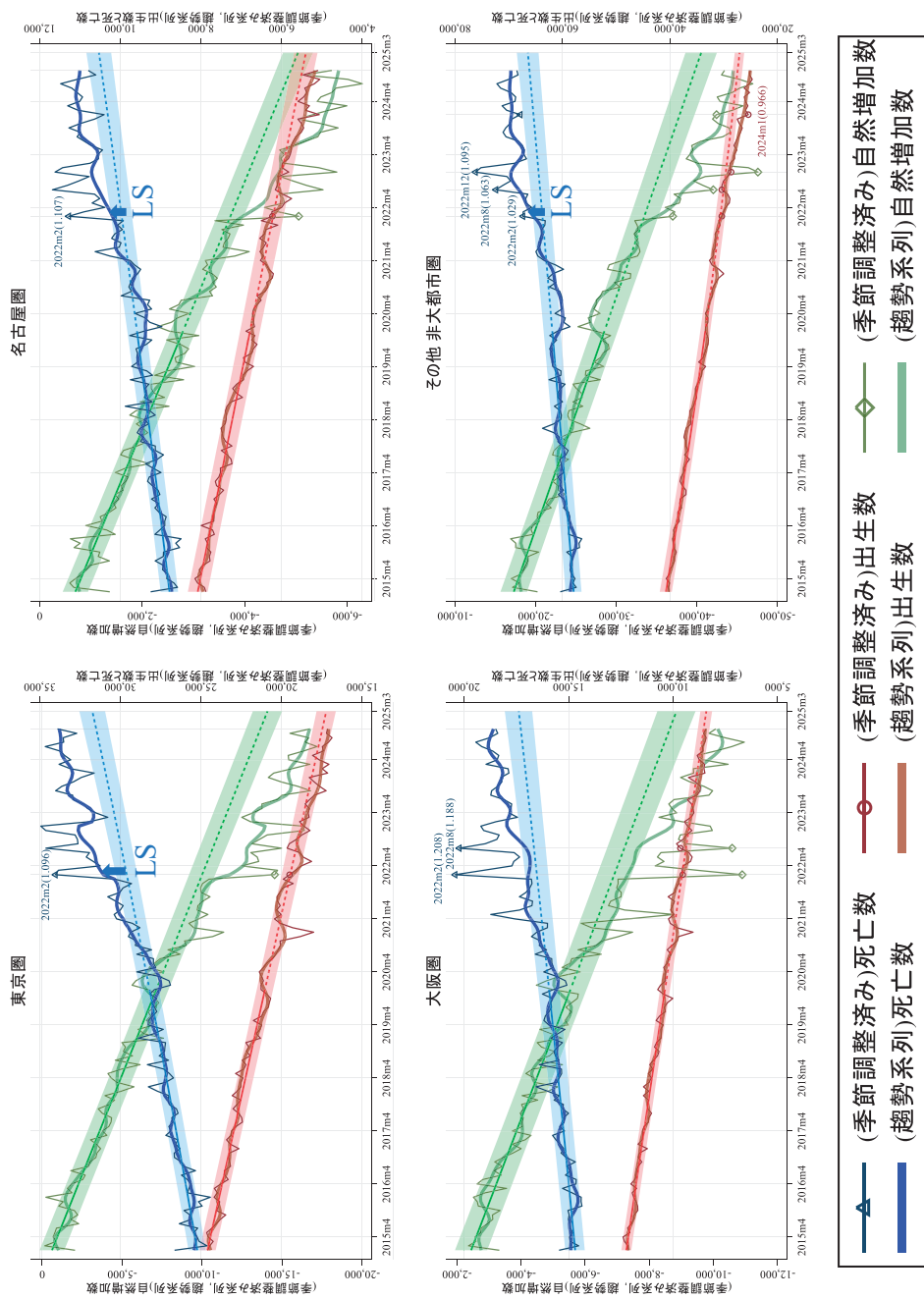


出典：筆者作成。注：対数線形トレンド予測値は、2015年1月～2019年12月の趨勢系列を年月に対数線形回帰したときの予測値とその99%信頼区間を示す。2020年1月以後は対数線形予測値の補外値。

図6 全国の都道府県間移動数の趨勢と2015～2019年対数線形トレンドの予測値：2015年1月から2025年3月

3.2. 三大都市圏別にみた 死亡数と出生数

三大都市圏別の死亡数及び出生数について、2015年以後の変化について着目した時系列の要因分解の結果を図7に示した。死亡・出生については、いくつかの地域差もあるものの、後にみる人口移動と比べると2015年以後の変化パターンは共通しており、全国的なショックが広範な地域で観察されたといえる。



出典：筆者作成。注：実直線は2015年1月～2019年12月における趨勢系列の年月による対数線形予測であり、2020年1月以後に補外した予測値を破線で示した。ただし、名古屋圏と大阪圏の出生数及び全ての自然増減数に線型の回帰式を用いた、regARIMA 推定において統計的に有意な異常値・変化点を識別した場合にマークを付けた。年月に続く()内の数字は攪乱成分比(季節調整済み系列の趨勢系列に対する比)である。

図 7 三大都市圏別にみた 自然動態の趨勢と2015～2019年対数線形トレンドの予測値：2015年1月から2024年11月

まず、死亡数についてみると、趨勢系列の2015～2019年の対数線形の上昇トレンドはどの地域においてもこの間の趨勢をよく説明しており、2020年に死亡数は一時的に減少し信頼区間の下限付近にあったこと、その後反転・上昇に転じたことはどの地域においても共通している。とくに、2022年2月には、大阪圏を除くすべての地域で水準変化（LS）が起こっており、死亡数の趨勢に拡大があったと regARIMA モデルは識別している。なかでも、東京圏における趨勢系列の上昇速度の加速が目立つ。なお、医療崩壊が起こったとされる大阪圏では2022年2～3月（攪乱成分比は1.208～1.130）と8～9月（攪乱成分比は1.188～1.103）に顕著な死亡数の増加があり、どちらも減衰的变化（ED）と識別された。

2022年2～3月のショックを攪乱成分比で見ると、大阪圏で最も大きく（攪乱成分比は1.208～1.130）、次いで名古屋圏（1.107～1.064）、東京圏（1.096～1.083）の順で、非大都市圏（1.029～1.020）は最も小さかった。しかし、2022年12月～翌1月のショックは、逆に非大都市圏（攪乱成分比は1.095～1.087）で最も大きく、名古屋圏（1.084～1.069）、東京圏（1.062～1.072）と大阪圏（1.069～1.070）の順になった。2022年2月のショックは非大都市圏で最も小さかったが、2022年末のショックは非大都市圏で最も大きくなったことは、「新型コロナショック」が大都市圏中心部から郊外、非大都市圏へと拡散したことを示唆するのもかも知れない。

出生についても、趨勢系列の2015～2019年の三大都市圏の線型と非大都市圏の対数線形の低下トレンドは、どの地域においてもこの間の低下傾向を良好に説明しており、趨勢系列は99%信頼区間のレンジに収まる。2020年以後もその傾向は継続しており、程度の差こそあれ、すべての地域において2021年前半に信頼区間の範囲内で低下した後も上下動を繰り返しながら概ね2015～2019年の低下トレンドにしたがっている。ただし、最も出生数の規模が大きく、全国への寄与も大きい非大都市圏では、2022年以後に低下速度が加速しており、2023年以後は信頼区間下限を下回って推移している。三大都市圏別にみた出生について、regARIMA モデルが識別した唯一の異常値・変化点は非大都市圏における2024年1月の加法的外れ値（AO）のみである（攪乱成分比は0.966）。全国では2023年前半頃から出生数の趨勢系列は線型トレンド予測値の99%下限を下回っていたのは、非大都市圏の寄与が大きいことがわかる。

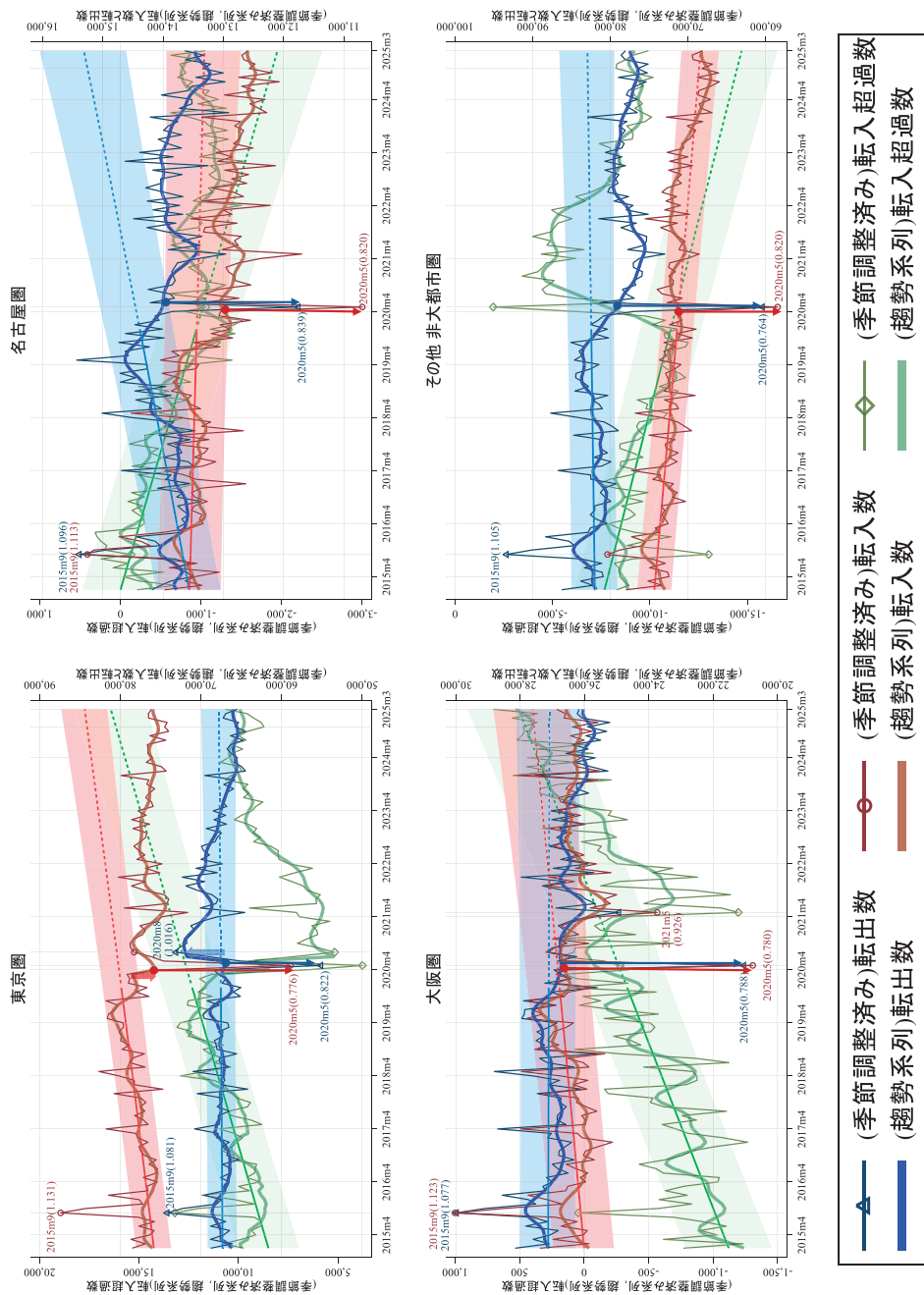
このように新型コロナウイルス感染症が拡大した2020年以後、死亡数は増加速度を加速させ、出生数は減少速度を加速させたため、自然減少の速度は加速した。どの地域においても自然減少数の趨勢系列の2015～2019年の線型低下トレンドはこの間の低下傾向を良好に説明していたが、東京圏・名古屋圏・非大都市圏では2022年のはじめ頃から、大阪圏においても2022年末から自然減少数の趨勢系列は信頼区間下限を明瞭に下回りはじめた。その要因としては、非大都市圏を除くと、死亡数の顕著な増加の影響が大きく、とくに2020年以後の死亡数の水準変化（LS）の寄与が示唆される。

3.3. 三大都市圏別にみた 転出数と転入数

三大都市圏別の転出数と転入数及びこれらの差分である社会増減について、2015年以後の変化について着目した時系列の要因分解の結果を図8に示した。死亡・出生と異なり、人口移動は地域によってかなり事情が異なり、複雑な変化をした。ここでは2020年5月前後のショックとその後の変化に論点を絞って分析結果を紹介したい。

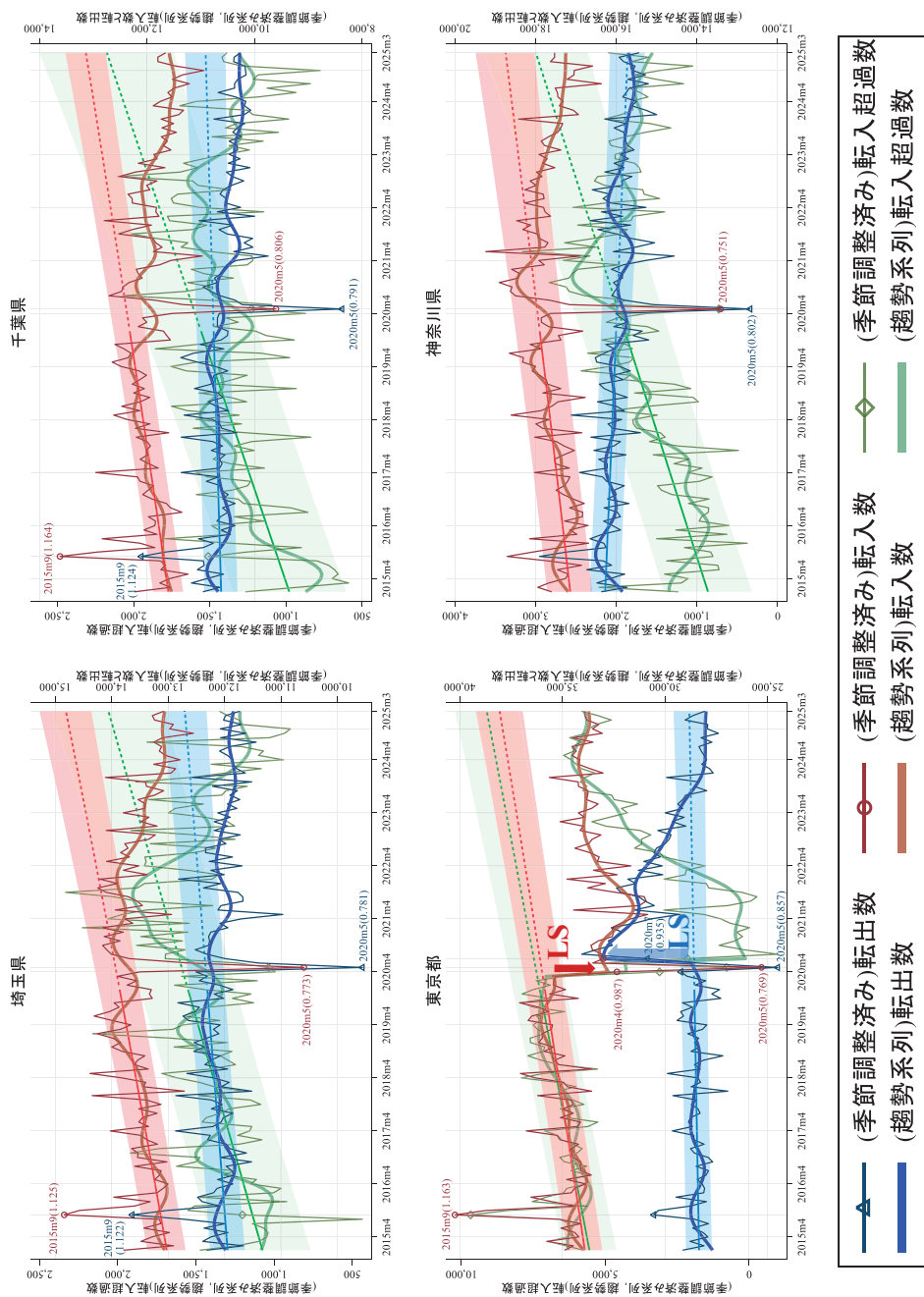
まず、最初の緊急事態宣言が発令された2020年5月の一時ショックは全国的に都道府県間移動量を大きく減少させた(3-1-③項)。図8によれば、これはすべての地域において、転出数と転入数の双方を減少させる加法的外れ値(AO)があったことによる。ただし、地域によって転出減少と転入減少の相対的な大きさが異なることにより、転入超過数の変化は異なっていた。すなわち、総じて人口集中が進んだ大都市地域において転入数の減少幅が大きく、逆に非大都市地域において転出数の減少幅が大きかった。まず、大阪圏と名古屋圏では転入減と転出減が概ね同程度の大きさであった。攪乱成分比でみると、大阪圏では転入減(0.780) < 転出減(0.788)、名古屋圏では転入減(0.820) < 転出減(0.839)であり、わずかながら転出減よりも転入減の方が大きい。東京圏では転出減(攪乱成分比0.822)よりも転入減(攪乱成分比0.776)の方が大きく、その結果、転入超過数の減少を招いた。これらに対して、非大都市圏では転出減(攪乱成分比0.764)の方が転入減(攪乱成分比0.820)よりも大きく、転出超過数の縮小があった。

このような2020年5月の「新型コロナショック」の人口移動への影響は、すべての地域において加法的外れ値(AO)として識別されていることから、趨勢系列に直接的に影響を及ぼすことのない一時的なものである。しかし、図8をみると、2020年5月前後に東京圏の趨勢系列に転入数の縮小と転出数の顕著な拡大という不連続な変化があることがわかる。その理由を調べるため、東京圏の一都三県について2015年以後の変化に着目した転出数と転入数の時系列の要因分解の結果を図9に示した。図9によれば、東京都の転入数と転出数の趨勢系列に水準変化(LS)が起きており、転出数拡大と転入数縮小の趨勢の変化があった。まず、2020年3月から4月にかけて転入数の趨勢系列は約3.5万件から約3.3万件へ7.6%縮小した。そして、最初の緊急事態宣言があけた2020年6月から7月にかけてとりわけ大きな転出数の趨勢系列の拡大があり、約2.9万件から約3.3万件へ15.0%増加した。その結果、東京都の転入超過数の趨勢系列は2020年3月の約7千から4月には4千強へ約4割減少し、さらに7月のほぼゼロへと断続的に縮小している。



出典：筆者作成。注：実直線は2015年1月～2019年12月における趨勢系列の年月による対数線形予測であり、2020年1月以後に補外した予測値を破線で示した。ただし、社会増減数については線型の回帰式を用いた、regARIMA 推定において統計的に有意な異常値・変化点を識別した場合にマーカを付けた。年月に続く()内の数字は攪乱成分比(季節調整済み系列の趨勢系列に対する比)である。

図8 三大都市圏別にみた 転出入数の趨勢と2015～2019年対数線形トレンドの予測値：2015年1月から2024年11月



出典：筆者作成。注：実直線は2015年1月～2019年12月における趨勢系列の年月による対数線形予測であり、2020年1月以後に補外した予測値を破線で示した。ただし、社会増減数については線型の回帰式を用いた、regARIMA 推定において統計的に有意な異常値・変化点を識別した場合にマーカを付けた。年月に続く()内の数字は擾乱成分比(季節調整済み系列の趨勢系列に対する比)である。

図9 東京圏における 転出入数の趨勢と2015～2019年対数線形トレンドの予測値：2015年1月から2024年11月

2020年5月以後の人口移動の趨勢の変化に関して、2015～2019年転入超過数の趨勢系列の対数線型のトレンドからの乖離に着目しよう。2015～2019年の趨勢は、大阪圏では転出超過数の縮小、東京圏では転入超過数の増加があり、人口移動による人口減を緩やかにするもしくは人口増加を加速させる趨勢だった。逆に、名古屋圏と非大都市圏では転出超過数の拡大があり、人口移動による人口減少が拡大していた。このような2015～2019年の趨勢系列はすべての地域において対数線形トレンド予測値の99%信頼区間の範囲内にあったが、2020年頃からすべての地域において転入超過数の趨勢は反転した。大阪圏では転出超過が2015～2019年には縮小していたが拡大に転じ、東京圏では転入超過が拡大していたが縮小に転じた。名古屋圏と非大都市圏では転出超過が拡大していたが、縮小に転じた。これらのうち、大阪圏においては2025年3月までに転入超過数の趨勢は2015～2019年の対数線形トレンドに回帰している。一方で、東京圏の転入超過の趨勢系列は2015～2019年対数線形トレンド信頼区間下限をかなり下回って推移している。他方で、名古屋圏・非大都市圏の転出超過は2015～2019年対数線形トレンド信頼区間上限をかなり上回って推移している。東京圏における転出数は2015～2019年対数線形トレンドの水準に2025年3月までに回帰しており、転入超過の戻りが遅いのは2015～2019年に増加趨勢であった転入数が2020年以後低迷しているためである。逆に、名古屋圏と非大都市圏では2015～2019年転出数の増加傾向が2019年後半頃から変調し、2020年に対数線形トレンド信頼区間の下限を下回るようになったが、この転出数の縮小が継続している。これらの結果は2015～2019年の間は加熱を続けていた非大都市圏から東京圏へ向かう「都心回帰」の人口移動の趨勢が、2020年前後に減速したことを示唆する。なかでも、東京都の変化が顕著だが、東京圏の3県においても転入数は低下趨勢である。ただし、2025年3月の時点において、東京圏の転入超過数はプラス、非大都市圏ではマイナスである。非大都市圏から東京圏への人口移動がなくなったわけではない。

4. まとめと今後の課題

本稿では人口動態の月次系列の季節性に対処したうえで、新型コロナウイルス感染症の流行が始まった以後の時期に人口動態にどのような趨勢の変化があったのかを全国と三大都市圏別に観察した。最小限のタイムラグをおいた最新のデータを分析した本稿の知見として、死亡数と出生数には全国的なショックが広範な地域で観察される傾向にあった。出生数については、2020年以後「新型コロナショック」は全国には検出されていない一方で、死亡に対する「新型コロナショック」は全国的に2022年2月以後に水準変化（LS）を生じさせたことをregARIMAモデルは識別した。この背後には同時期の非大都市圏・東京圏・名古屋圏における死亡数の水準変化（LS）がある。一方、大阪圏では2022年2月と8月に断続的に大きな「新型コロナショック」があり、一時的な減衰的变化（ED）として推定されている。死亡・出生・人口移動という人口動態のなかでも2022年以後は死亡の変化が著しくなっており、新型コロナウイルス感染症拡大前（2015～2019年）の出生・死

亡の趨勢系列は概ね単調な増減を示していたが、コロナ禍以後の死亡数は新型コロナウイルス感染症の流行の波に沿った周期的な動きを示すようになっている。地域差も相対的には大きくなっているように見え、慎重なモニタリングの継続が望まれる。

一方、人口移動は地域によってかなり事情が異なっていた。おそらく、新型コロナウイルスの人口動態への影響のなかで、最初の緊急事態宣言が発令された2020年5月の人口移動への「新型コロナショック」が最も大きなものの一つであった。分析の結果、2020年5月の「新型コロナショック」は、すべての地域で転入数・転出数の双方を減らしたものの、東京圏では転出減よりも転入減が大きく転入超過数の減少をまねき、非大都市圏では転入減よりも転出減の方が大きく転出超過数の縮小があった。この知見は筆者らが月次人口動態系列のモニタリングを開始した2022年以来、最新データの分析結果によっても継続して観察されており、頑健な結果であることが示唆された。さらに、東京都では2020年4月以後の転入数の縮小、2020年7月以後の転出数の拡大のそれぞれに趨勢の変化が生じていたものの、東京圏全体でみればこれらの時期の変化は一時的なものであった。東京圏なかでも東京都における転出数は新型コロナ前の水準に概ね戻っており水準変化（LS）は解消に向かっているとみられる一方、転入数の戻りは遅い。「新型コロナショック」後の調整は現在も続いているものと見られるため、地域人口動態の継続的なモニタリングとより精緻な分析への深化が不可欠である。

本稿では、全国・東京圏・名古屋圏・大阪圏・非大都市圏の5区分の地域について間接調整の季節調整を行い、これら5つに大別された地域区分に縮約した分析結果を示した。たとえば、全国的に2022年2月以後の死亡数の水準変化（LS）が生じた背後には、同時期の非大都市圏・東京圏・名古屋圏における死亡数の水準変化（LS）があることを明らかにしたが、具体的にどの都道府県でどの程度の大きさの変化が生じたのか、それらの変化の都道府県間の関係はどのようなものかといった個別都道府県の状態については紙幅の関係で言及できなかった。先述の通り、「新型コロナショック」後の調整は現在も続いているとみられ、都道府県やそれよりも細かな地域区分によるモニタリング結果にも関心が持たれるものと思われる。都道府県別の分析結果については別途報告する予定であるが、今後の課題としたい。

そのほかに分析上の限界として、3つの課題を指摘しておきたい。第一に、冒頭でも触れた通り、本研究は人口動態系列の実数を対象として月別時系列の要因分解を行い、趨勢を観察するものである。主要な観察期間は新型コロナウイルス感染症の流行が始まった2020年以後の変化ではあるが、人口動態系列の観察期間としては1995年もしくは2000年以後の期間であり、わが国の人口動態は着実に少子高齢化の影響を受けるようになっている。人口学的には、基本構造といわれる男女・年齢構造に影響されない事象の観察が極めて重要である。新型コロナウイルスの影響評価として、全国の死亡については石井ほか（2025）が月次生命表を構築して既に実施している。実数ではなく人口学的な率に依拠した、出生や人口移動への影響評価、地域別にみた影響とその関連の評価についても今後進める必要がある。

第二に、本研究は人口動態系列からカレンダー効果と季節成分を除去した趨勢系列と攪乱成分の変化タイミングを新型コロナウイルス流行の開始時期との関連で言及しているにすぎず、新型コロナウイルスの直接的な影響を評価するものではない。これまでほとんど活用されてこなかった月別人口動態系列の変化の観察を可能にする時系列の要因分解結果は行政をはじめとする多くのユーザーに有用な情報であると思われるものの、2020年以後の人口動態系列の変化にはその他の要因の影響が含まれるため、新型コロナウイルスの影響評価としては限界がある。たとえば、清水（2024）は、2020年前後における東京圏の転入超過数の急減を規定した要因を人口学的・社会経済的に検討し、コロナ禍の影響だけでなく東京オリンピック開催などによる2010年代後半の転入数と転入超過数の急増や少子化による青年人口の減少の影響も指摘している。新型コロナウイルスの人口動態系列への影響評価としては、より直接的・構造的な分析が望まれる。

最後に、本研究では経済統計の分析で広く一般的・標準的に活用されているセンサス局法による季節調整を人口動態統計系列にも容易に応用可能であることを示すことも目的のひとつとし、X-13-ARIMA-SEATS プログラムのほとんどのオプションを初期設定のまま利用した。しかしながら、個別系列の統計学的なふるまいを精査せずに時系列の要因分解を機械的に実施すると、統計学的には非標準な非定常時系列に対する時系列の要因分解を実施することになりかねない。その場合には、通常の推定方法が有するパラメータの一致推定量や統計量の大標本近似といった望ましい性質が保持されない（国友・高岡 2005）。一方で、国友（2001）によれば、時系列を定常化させる階差次数及び季節階差次数の選択は統計的にかなり難しい問題であり（p.15）、regARIMA モデルを用いた季節調整法を利用するにはかなりの専門的知識と経験のある専門家が必要である（p.26）。これらは個別系列についての理解と熟練が必要であるという指摘であり、月別人口動態系列のより効率的・効果的な活用のためには、このような分析手法の精緻化も望まれる。

（2025年12月11日査読終了）

謝辞

本研究の推進にあたり数多くの機会で貴重なコメントを得ることができた。ここにすべてを挙げることはできないが、津谷典子氏（慶應義塾大学）、石井太氏（慶應義塾大学）、可部繁三郎氏（福井工業大学）、並びに、原俊彦氏（札幌市立大学）をはじめとする2022～2024年度日本人口学会第1回東日本地域部会と2023～2024年アメリカ人口学会への参加者から貴重なコメントをいただいた。本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（JPMH20AA2007及びJPMH23AA2005、研究代表小池司朗）による助成を受けて執筆した。令和6（2024）年度総括研究報告書に掲載の原稿を大幅に加筆・修正したものである。改稿にあたり、匿名の査読者から多数の有益な指摘をいただいた。言うまでもなく、残された誤謬は筆者の責任である。

参考文献

- Box, George E. P. and Gwilym M. Jenkins (1970) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco, CA: Holden-day.
- Dagum, Estela Bee (1980) *The X-II-ARIMA Seasonal Adjustment Method* (No. 12-564E), Ottawa: Statistics Canada.
- Findley, David F., Brian C. Monsell, William R. Bell, Mark C. Otto and Bor-Chung Chen (1998) “New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, No. 2 (Apr., 1998), pp. 127-152
- Gómez, Victor and Agustin Maravall (1996) Programs TRAMO and SEATS : Instructions for the user (beta version: June 1997). Banco de España, Servicio de Estudios, DT 962
- 石井太・別府志海・菅桂太・岩澤美帆 (2025) 「月別に拡張した「日本版死亡データベース」による死亡率の期待値と実績値の乖離分析」『人口問題研究』第81巻第3号：pp.221-241.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『日本の将来推計人口－令和3(2021)～52(2070)年－ 令和5年推計』人口問題研究資料第347号，国立社会保障・人口問題研究所.
- 国友直人 (2001) 「季節調整法 X-12-ARIMA (2000) の利用：法人企業統計の事例」『経済学論集』（東京大学経済学部），Vol. 67-2：pp.2-29.
- 国友直人 (2007) 「季節調整法」，蓑谷千鳳彦・縄田和満・和合肇（編著）『計量経済学ハンドブック』朝倉書店.
- 国友直人・高岡慎 (2005) 「経済季節性と季節転換時系列モデル」『日本統計学会誌』第35巻第1号：pp.1-26.
- Ladiray, D. and B. Quenneville (2001). *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, New York: Springer. Lecture Notes in Statistics, Vol. 158.
- Shiskin, J., A. H. Young, and J. C. Musgrave (1967). The X-11 variant of the Census Method II seasonal adjustment program. Technical Paper No. 15, U.S. Department of Commerce, U. S. Census Bureau.
- 清水昌人 (2024) 「東京圏の転入超過とコロナ禍」『人口問題研究』第80巻第1号：pp.46-69.
- 菅桂太・小池司朗・鎌田健司 (2022) 「2000年代以後の地域別月別人口動態の趨勢」，「地域部会報告 2022年度第1回東日本地域部会」，『人口学研究』第59号：pp.173-179.
- 菅桂太・小池司朗・鎌田健司 (2023) 「2000年代以後の地域別月別人口動態の趨勢と新型コロナ・パンデミック以後の変化」，「地域部会報告 2023年度第1回東日本地域部会」，『人口学研究』第60号：pp.80-85.
- 菅桂太・小池司朗・鎌田健司 (2024) 「2000年代以後の地域別月別人口動態の趨勢：新型コロナ・パンデミックの時系列的な影響は構造変化なのか？」，「地域部会報告 2024年度第1回東日本地域部会」，『人口学研究』第61号：pp.134-141.
- 高部勲 (2009) 「季節調整法 TRAMO-SEATS 法の分析」，『統計局研究彙報』第66号：pp.33-75.
- U. S. Census Bureau (2020) X-13-ARIMA-SEATS Reference Manual, Version 1.1, U. S. Census Bureau: Washington, DC. <Accessed on 2022/1/11 at <https://www.census.gov/data/software/x13as.html>>

Regional Population Dynamics after the COVID-19 Pandemic in Japan: An Examination of the Monthly Time Series of Births, Deaths, and Migration in the Three Major Metropolitan Areas after the 2000s

SUGA Keitaⁱ⁾, KOIKE Shiroⁱ⁾, and KAMATA Kenjiⁱⁱ⁾

This study rigorously analyzes the latest evolution of population dynamics in Japan by focusing on monthly vital statistics series, including the number of births, deaths, and inter-prefectural in-migration and out-migration. To address the seasonality embedded in these series, we apply the well-established X-13ARIMA-SEATS method developed by the U.S. Census Bureau. We decompose the seasonal components for each prefecture, and summarize the key results by aggregating them for the nation as a whole and the three major metropolitan areas. In particular, we investigate whether population trends shifted around April–May 2020, when the COVID-19 pandemic began and the Japanese government declared the state of emergency for the first time.

The analysis revealed that births and deaths were subject to nationwide shocks observed across a wide range of regions. Notably, the regARIMA model identified a level shift indicating a sustained increase in deaths beginning in February 2022. In contrast, population mobility exhibited substantial regional variation. Although the "COVID-19 shock" in May 2020 reduced both in-migration and out-migration across all regions, the Tokyo metropolitan area experienced a greater decline in in-migration than in out-migration, resulting in a reduction in net in-migration. Conversely, in non-metropolitan areas, the decline in in-migration was smaller than that in out-migration, leading to a reduction in net out-migration.

Keywords: Monthly births, deaths, and inter-prefectural migration, COVID-19, Seasonal adjustment

i National Institute of Population and Social Security Research

ii Meiji University

補遺. X-13-ARIMA-SEATS プログラムを用いたセンサス局 X-

11 法による季節調整

この補遺では、本文「2000 年代以後の全国と三大都市圏の別にみた月別人口動態の趨勢」の分析結果の精確な解釈に資するため、X-13-ARIMA-SEATS プログラム処理の技術的な側面のうち、補遺 1 において第一段階の事前調整に用いる regARIMA モデルと TRAMO 法について取り扱い、補遺 2 において第二段階の時系列の要因分解を行う X-11 法について取り扱う。

補遺 1. 季節調整法における事前調整に用いる regARIMA モデルと

TRAMO 法によるモデル自動選択

X-12-ARIMA 法における季節調整の第一段階の事前調整パートでは、ARIMA モデルを用いて原系列を記述し、「調整値更新の不安定」の問題に対処するために X-11 法に含まれる中心化移動平均の算出に必要な期間についての将来のモデル予測値を得ることを目的とする。そもそも ARIMA モデルは独立同分布の定常な確率項であるホワイト・ノイズを用いて原系列を記述するモデルであり、事前調整パートの目的はホワイト・ノイズから原系列を統計的によりよく復元できる関数を発見することである。また、ARIMA モデルの係数推定値と予測値は種々の異常値や変化点の存在に対し極めて敏感に反応することが知られており（たとえば Burman and Otto 1989）、予測値を得る際には閏年や休日・曜日構成効果（Trading day effects）等のカレンダー効果と呼ばれる時系列に固有な構造的影響とともに、異常値や変化点の影響を除去することが重要とされる。以下では、X-13-ARIMA-SEATS プログラムに採用されている TRAMO 法における regARIMA モデルの自動選択方法の概要を紹介する。さらなる詳細は、U.S. Census Bureau (2020 : 4 章及び 7.2 節) 並びに Gómez & Maravall (2001) を参照されたい。

まず、原系列を対数変換することが望ましい場合には変換を行う。そのうえで、カレンダー効果や定数項と異常値・変化点の探索と季節性 (Seasonal) ARIMA (SARIMA) モデルの次数の選択を行う。最後に、選択されたモデルを用いて、カレンダー効果や異常値・変化点の影響を取り除いた予測値を算出し、X-11 法を適用するためのインプットデータを作成する。なお、原系列に対数変換を実施する場合には、補遺 2 で紹介する時系列の要因分解を行うために X-11 法を適用する際にも整合的な乗法モデルが用いられる。

一般に、月別データ z_t についての $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ モデルは次式で特定される独立同分布で平均ゼロの確率項 a_t の関数である。

$$\phi(B)\Phi(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D z_t = \theta(B)\Theta(B^{12})a_t$$

ここでは B は期間を交代させるラグオペレーター ($Bz_t = z_{t-1}$)、 $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ は非季節性自己回帰オペレーター、 $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ は非季節性移動平均オペレーター、 $\Phi(B^{12}) = (1 - \Phi_1 B^{12} - \dots - \Phi_P B^{12P})$ は季節性自己回帰オペレーター、 $\Theta(B^{12}) = (1 - \Theta_1 B^{12} - \dots - \Theta_Q B^{12Q})$ は季節性移動平均オペレーターである。 $(1 - B)^d(1 - B^{12})^D z_t$ は、月別系列 z_t の d 回の階差と月別に同じ月の D 回の階差をとるという操作に対応する。 $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ は必要な階差をとった後の定常な系列を、 p 次の非季節性自己回帰、 P 次の季節性自己回帰、 q 次の非季節性移動平均、 Q 次の季節性移動平均で説明するというモデルである。regARIMA モデルは、観察される系列 y_t の平均を説明する次の回帰式を用いて $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ モデルを拡張する。

$$y_t = \sum_i \beta_i x_i + z_t$$

つまり、regARIMA モデルは月別系列観測値をカレンダー効果や異常値・変化点で説明する回帰式の残差に $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ モデルを適用するものである。

X-13-ARIMA-SEATS プログラムが regARIMA モデルについて自動探索する構造的な要因 x_i としては、閏年効果、曜日効果（月別の日曜日の数からの各曜日の数の差に対応する 6 つの変数で識別）、イースター効果の他、次の 3 種類の異常値・変化点を特定する変数がある。X-13-ARIMA-SEATS プログラムは後述のようにこれらの異常値・変化点を自動選択しており、異常値・変化点の種類に応じて特定の月・期間に、他の期間とは異なって $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ モデルでは説明できないような統計的に有意なショックが起こったことを識別している。

異常値・変化点を特定する 3 種類の変数の第一は、ある特定の月の値が異常であることを示す「加法的外れ値 (Additive Outlier, AO と略記する)」である。この効果は特定の月に 1 をとり、その他は 0 である以下のダミー変数 $AO_t^{(t_0)}$ によって識別される。

$$AO_t^{(t_0)} = \begin{cases} 1 & \text{for } t = t_0 \\ 0 & \text{for } t \neq t_0 \end{cases}$$

第二は、特定の月に生じる異常が減衰的に縮小する一時変化 (Temporary Change) である。これらの第一と第二の変数は、系列に一時的に生じる異常を識別するものと分類される。regARIMA モデルでは二番目の変数は一時変化と呼ばれるが、本稿では「減衰的变化 (Exponential Decay, ED と略記する)」と呼ぶ。この効果は特定の月より前は 0、特定の月以後は指数的に減衰する値をとる以下の変数 $ED_t^{(t_0)}$ によって識別される。

$$ED_t^{(t_0)} = \begin{cases} 0 & \text{for } t < t_0 \\ \alpha^{t-t_0} & \text{for } t \geq t_0 \end{cases}$$

ここで α は従来水準への減衰率に対応するパラメータであり ($0 < \alpha < 1$)、初期値は 0.7 になっている。

第三は、特定の月に生じた系列の変化が永続する「水準変化 (Level Shift, LS と略記する)」である。この効果は特定の月より前は -1、特定の月以後は 0 をとる以下のダミー変数

$LS_t^{(t_0)}$ によって識別される。通常は特定の月以後に1をとるダミー変数が想起されることが多いと思われるが、X-13-ARIMA-SEATS プログラムの水準変化効果は最新時点の値に準拠するため特定の月より前の値をシフトさせている。

$$LS_t^{(t_0)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t < t_0 \\ 0 & \text{for } t \geq t_0 \end{cases}$$

なお、X-13-ARIMA-SEATS プログラムでは次の手順でカレンダー効果や異常値・変化点の自動選択をおこなっている。まずカレンダー効果がF値修正AICを用いて統計的に有意なのかを計測し、統計的に有意ならこれらを加えたモデルを用いる。さらに定数項が統計的に有意なのかテストし有意なら加えることで外れ値を探索するための初期モデルを識別する。そのうえで、概ね次の[1]から[4]の手順で異常値・変化点を探索する。[手順1]観測期間中の各月に対して、探索しようとする種類の異常値・変化点を一つずつモデルに加えた場合のt値を算出する。異常値・変化点候補に対して算出されたt値のなかで、最も大きなt値が「閾値」を超えるならモデルに加える。[手順2]前の手順で発見した異常値・変化点を加えたモデルを用いて[手順1]を再度実施し、「閾値」を上回る異常値・変化点を発見できなくなるまで探索を続ける。[手順3]新たな異常値・変化点を追加することができなくなったら、すべての異常値・変化点候補を投入したモデルで各外れ値のt値を算出し、「閾値」を下回るものがあれば最小のt値の異常値・変化点をモデルから除外する。[手順4]前の手順で除外した変数を除く新たなモデルで[手順3]を再度実施し、すべての異常値・変化点を同時に用いたモデルにおいて各異常値・変化点のt値が「閾値」を上回るようになったら探索を終了する。なお、これらの「閾値」には観測値数に依存して4前後の高めの水準が用いられる。

ただし、実際には、 $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ モデルの階差とARMA次数の選択と同時に異常値・変化点等の探索が行われる。そのため、まず初期モデル($SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)_{12}$)を用いてカレンダー効果と定数項、異常値・変化点等についてのモデル選択を行う。識別された説明変数を用いて単位根検定により階差が決められ、ベイズ情報量基準(BIC)を用いてARMA次数を更新する。そのうえで、選択された $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ モデルの残差が初期モデルよりも好ましい性質を持つことを確認し自動選択された $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ モデルの方が優れているなら、異常値・変化点等を含む説明変数の探索を再度実施する。最後に単位根検定とモデル係数の有意性を確認する、という操作を何度か繰り返すことになる。

補遺2. X-11法による時系列の要因分解

X-11法は、原系列からカレンダー効果と3種類の異常値・変化点を除去した事前調整済み原系列に2種類の中心化移動平均を繰り返し適用することで、下式が示すように原系列 Y_t を趨勢系列 T_t 、複合季節成分 S_t 、攪乱成分 I_t という3つの要素に分解する手法である。こ

ここでは加法モデルを取り上げるが、乗法モデルについても同様である。

$$Y_t = T_t + S_t + I_t$$

2 種類の中心化移動平均とは、隣あった月の平均であるトレンド移動平均と、同じ月について前後の年次の平均である季節性移動平均を指す。前者を趨勢系列の推定に、後者を季節成分の推定に用いる。X-11 法の基本アルゴリズムは、表 A1 に示す通り概ね 3 段階で、これら 2 種類の中心化移動平均を繰り返し適用することによって構成される。なお、X-11 法の季節性移動平均によって抽出されるのは季節成分であるが、時系列の要因分解式において S_t を複合季節成分と呼ぶのは、最終的に事前調整パートで抽出されたカレンダー効果を含めるためである。

第一段階では、事前調整済みの月次原系列 $\tilde{Y}_t$ にトレンド移動平均（当月を中心に 6 ヶ月前～6 ヶ月後の平均）を適用して趨勢系列初期値 $T_t^{(1)}$ を推定し、事前調整済み原系列 $\tilde{Y}_t$ から趨勢系列を取り除いた系列 $SI_t^{(1)}$ (Seasonal-irregular) をまず抽出する。これに季節性移動平均を適用することで季節成分初期値 $S_t^{(1)}$ を推定する。さらに、事前調整済み原系列 $\tilde{Y}_t$ からこの季節成分初期値 $S_t^{(1)}$ を除去すれば季節調整済み系列初期値 $A_t^{(1)}$ を得る。

第二段階では、季節調整済み系列初期値 $A_t^{(1)}$ にトレンド移動平均を適用することで趨勢系列中間値 $T_t^{(2)}$ を推定し、事前調整済み原系列 $\tilde{Y}_t$ から趨勢系列中間値 $T_t^{(2)}$ を取り除いた系列 $SI_t^{(2)}$ に、季節性移動平均を適用して最終的な季節成分 $S_t^{(2)}$ を推定する。事前調整済み原系列 $\tilde{Y}_t$ から最終的な季節成分 $S_t^{(2)}$ を除去すれば 最終的な季節調整済み系列 $A_t^{(2)}$ が得られる。

第三段階で、最終的な季節調整済み系列 $A_t^{(2)}$ にトレンド移動平均を適用することで 最終的な趨勢系列 $T_t^{(3)}$ を推定する。最終的な季節調整済み系列 $A_t^{(2)}$ から 最終的な趨勢系列 $T_t^{(3)}$ を除去すれば 最終的な攪乱成分 $I_t^{(3)}$ が得られる。以上の手順により、事前調整済み原系列 $\tilde{Y}_t$ は、趨勢系列 $T_t^{(3)}$ 、季節成分 $S_t^{(2)}$ 、攪乱成分 $I_t^{(3)}$ に分解される。最終的な季節調整済み系列 $A_t^{(2)}$ は、これらのうち趨勢系列 $T_t^{(3)}$ と攪乱成分 $I_t^{(3)}$ から構成される。

X-11 法の実際の計算では、基本アルゴリズムを 3 回繰り返している。また、最初の 1～2 回の基本アルゴリズムの適用では、原系列 $\tilde{Y}_t$ から趨勢系列を取り除いた系列 SI_t を推定した後、極端な値 (extreme value) のウェイトを下げて季節性移動平均を適用して季節成分を推定している。また、趨勢系列が推定されると季節調整済み系列から攪乱成分が抽出されるが、1～2 回目の計算で識別された極端な攪乱成分を除去して 2～3 回目の計算を開始する初期値としている。このように X-11 法は慎重に 原系列を 1 年を超える期間の趨勢の変化を示す趨勢系列、1 年の間の月別にみた系列の変化パターンを示す複合季節成分、これらすべての要素を取り除いた不規則な変化である攪乱成分という 3 つの要素に分解するための手法となっている。

表 A1. X-11 法の基本アルゴリズム（加法モデルの例）

手順	処理内容
1	(a) 中心化 12 項 (2x12) トレンド移動平均による趨勢系列初期値$T_t^{(1)}$の推定 $T_t^{(1)} = \frac{1}{24} \tilde{Y}_{t-6} + \frac{1}{12} \tilde{Y}_{t-5} + \cdots + \frac{1}{12} \tilde{Y}_t + \cdots + \frac{1}{12} \tilde{Y}_{t+5} + \frac{1}{24} \tilde{Y}_{t+6}$ (b) 原系列$\tilde{Y}_t$から趨勢系列を取り除いた系列$SI_t^{(1)}$ (Seasonal-irregular) の推定 $SI_t^{(1)} (= S_t + I_t) = \tilde{Y}_t - T_t^{(1)}$ (c) 3x3 季節性移動平均の適用及び中心化 12 項移動平均を用いた標準化による季節成分初期値$S_t^{(1)}$の推定 $S_t^{(1)} = \hat{S}_t^{(1)} - \left(\frac{1}{24} \hat{S}_{t-6}^{(1)} + \frac{1}{12} \hat{S}_{t-5}^{(1)} + \cdots + \frac{1}{12} \hat{S}_{t+5}^{(1)} + \frac{1}{24} \hat{S}_{t+6}^{(1)} \right)$ ただし、$\hat{S}_t^{(1)} = \frac{1}{9} SI_{t-24}^{(1)} + \frac{2}{9} SI_{t-12}^{(1)} + \frac{3}{9} SI_t^{(1)} + \frac{2}{9} SI_{t+12}^{(1)} + \frac{1}{9} SI_{t+24}^{(1)}$ (d) 季節調整済み系列初期値$A_t^{(1)}$の推定 $A_t^{(1)} (= T_t + I_t) = \tilde{Y}_t - S_t^{(1)}$
2	(a) Henderson トレンド移動平均による趨勢系列中間値$T_t^{(2)}$の推定 $T_t^{(2)} = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} A_{t+j}^{(1)}$ ただし、$h_j^{(2H+1)}$は以下に示す$(2H+1)$項 Henderson ウェイトであり、9 項、13 項、23 項のなかからデータに合わせて（攪乱成分$(t-1 \sim t)$期変化の平均と趨勢系列$(t-1 \sim t)$期変化の平均の比の大きさに応じて）自動選択される。ウェイトは対称であるため最初の$(H+1)$項を示した。 9 項$(H=4)$: $\frac{1}{2431} \{-99, -24, 288, 648, 805\}$ 13 項$(H=6)$: $\frac{1}{16796} \{-325, -468, 0, 1100, 2475, 3600, 4032\}$ 23 項$(H=11)$: $\frac{1}{4032015} \{-17250, -44022, -63250, -58575, -19950, 54150, 156978, 275400, 392700, 491700, 557700, 580853\}$ (b) 原系列$\tilde{Y}_t$から趨勢系列を取り除いた系列$SI_t^{(2)}$ (Seasonal-irregular) の推定 $SI_t^{(2)} (= S_t + I_t) = \tilde{Y}_t - T_t^{(2)}$ (c) 3x5 季節性移動平均の適用及び中心化 12 項移動平均を用いた標準化による季節成分$S_t^{(2)}$の推定 $S_t^{(2)} = \hat{S}_t^{(2)} - \left(\frac{1}{24} \hat{S}_{t-6}^{(2)} + \frac{1}{12} \hat{S}_{t-5}^{(2)} + \cdots + \frac{1}{12} \hat{S}_{t+5}^{(2)} + \frac{1}{24} \hat{S}_{t+6}^{(2)} \right)$ ただし、$\hat{S}_t^{(2)} = \frac{1}{15} SI_{t-36}^{(2)} + \frac{2}{15} SI_{t-24}^{(2)} + \frac{3}{15} SI_{t-12}^{(2)} + \frac{3}{15} SI_t^{(2)} + \frac{3}{15} SI_{t+12}^{(2)} + \frac{2}{15} SI_{t+24}^{(2)} + \frac{1}{15} SI_{t+36}^{(2)}$である。最終的な季節性移動平均の次数は大域的 MSR (Moving Seasonality Ratios) を用いて 3x3、3x5、3x9 のなかから自動選択される。 (d) 最終的な季節調整済み系列$A_t^{(2)}$の推定 $A_t^{(2)} (= T_t + I_t) = \tilde{Y}_t - S_t^{(2)}$
3	(a) Henderson 移動平均による最終的な趨勢系列$T_t^{(3)}$の推定 $T_t^{(3)} = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} A_{t+j}^{(2)}$ Henderson ウェイトは手順 2(a)と同様に自動選択される。 (b) 最終的な攪乱成分$I_t^{(3)}$の推定 $I_t^{(3)} = A_t^{(2)} - T_t^{(3)}$ (c) 季節成分分解結果 $\tilde{Y}_t = T_t^{(3)} + S_t^{(2)} + I_t^{(3)}$

資料：Findley et al. (1998：Appendix A)並びに Ladiray and Quenneville (2001)を元に著者作成。

参照文献

- Burman, J. Peter and Mark C. Otto (1988) “Outliers in Time Series,” Research Report 88/14, Bureau of the Census, Washington, D.C., Statistical Research Division.
- Findley, David F., Brian C. Monsell, William R. Bell, Mark C. Otto and Bor-Chung Chen (1998) “New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, No. 2 (Apr., 1998), pp. 127-152
- Gómez, Victor and Agustin Maravall (2001) “Automatic modeling methods for univariate series” In Daniel Pena, George C. Tiao, and Ruesy S. Tsay (Eds.) *A Course in Time Series Analysis*, New York, NY: John Wiley and Sons.
- Ladiray, D. and B. Quenneville (2001). *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, New York: Springer. Lecture Notes in Statistics, Vol. 158.
- U. S. Census Bureau (2020) X-13-ARIMA-SEATS Reference Manual, Version 1.1, U. S. Census Bureau: Washington, DC. <Accessed on 2022/1/11 at <https://www.census.gov/data/software/x13as.html>>

別紙 4

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
HAYASHI Reiko			Demographic Change and Policy Responses: The Case of Japan	Springer	Singapore	2025	75
石井太			人口学の基礎	慶應義塾 大学出版 会	東京	2025	288

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	「令和5年地域推計」から みた将来の地域別出生数	人口問題研究	81-4	273-282	2025
小池司朗	都道府県別人口移動数の 変化に関する人口学的分 析—コロナ前後における 非東京圏と東京圏間の移 動を中心に—	人口問題研究	81-4	283-302	2025
小池司朗	人口分布の観点からみた 人口減少のゆくえ	医学のあゆみ	295-3	262-264	2025
林玲子	動態積上による日本人生 年別人口の再構成と静態 統計との比較—1944/45 年の死亡構造推計をふま えて—	人口問題研究	81-2	147-166	2025
林玲子	日本における死亡・死因 統計—特に高齢化に伴う 不明確な死因の増加につ いて	公衆衛生	89-2	109-117	2025
岩澤美帆・余田翔平・ 石井太	拡張リー・カーター・モデ ルを適用した年齢別出生 率の推計	人口問題研究	81-3	197-220	2025
岩澤美帆	加速する出生減のメカニ ズムと少子化のゆくえ	統計	76-11	4-12	2025
岩澤美帆	少子化とライフコースの 行方	医学のあゆみ	295-6	552-554	2025

菅桂太・小池司朗・鎌田健司	2000年以後の全国と三大都市圏の別にみた月別人口動態の趨勢	人口問題研究	82-1	77-100	2026
守泉理恵	日本の少子化対策の現在地—少子化社会対策大綱からこども大綱へ—	家族社会学研究	37-1	91-98	2025
石井太・別府志海・菅桂太・岩澤美帆	月別に拡張した「日本版死亡データベース」による死亡率の期待値と実績値の乖離分析	人口問題研究	81-3	221-241	2025
小島克久	台湾の介護システムの公民負担：国際基準の保健医療統計から	週刊社会保障	3336	48-53	2025

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 林 玲子

次の職員の令和7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 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
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）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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：）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。
（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「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 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☐ 無 ☒ （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

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 林 玲子

次の職員の令和 7 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 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
3. 研究者名 （所属部署・職名）国立社会保障・人口問題研究所・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）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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：）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。
（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「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 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☐ 無 ☒ （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

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 林 玲子

次の職員の令和7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 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
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）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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：）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。
（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「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 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☐ 無 ☒ （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

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 林 玲子

次の職員の令和 7 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 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
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）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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：）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※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 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関における C O I の管理に関する規定の策定	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由：）
当研究機関における C O I 委員会設置の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合は委託先機関：）
当研究に係る C O I についての報告・審査の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由：）
当研究に係る C O I についての指導・管理の有無	有 ☐ 無 ☒ （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

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 林 玲子

次の職員の令和7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 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
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）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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：）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。
（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「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 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☐ 無 ☒ （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

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 林 玲子

次の職員の令和7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 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
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）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）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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：）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。
（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「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 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☐ 無 ☒ （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

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7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 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
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）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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： ）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。
（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「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 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☐ 無 ☒ （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8年 4月 13日

厚生労働大臣 殿

機関名 城西国際大学

所属研究機関長 職 名 学長

氏 名 水田 博久



次の職員の令和7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 ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究
3. 研究者名 （所属部署・職名） 福祉総合学部・教授
（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）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
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： ）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※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 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☒ 無 ☐ （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 ☐ 無 ☒ （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。