

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6年度 総括研究報告書

研究代表者 小池 司朗

令和 7(2025)年 3 月

目 次

令和 6 年度 総括研究報告書

研究代表者（小池 司朗）	7
研究分担者（林 玲子）	13
研究分担者（小島 克久）	15
研究分担者（岩澤 美帆）	19
研究分担者（守泉 理恵）	23
研究分担者（菅 桂太）	27
研究分担者（中川 雅貴）	31
研究分担者（石井 太）	35

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 都道府県別人口移動モビリティの変化に関する分析ーコロナ前後における
東京圏の移動を中心にー
(小池 司朗) 41
- 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) 55
- 3 コロナ禍からの回復過程における外国人の国内移動と地域分布の変化
(中川 雅貴) 79

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 2026 年の丙午（ひのえうま）に向けてー推移と展望
(林 玲子) 91
- 5 結婚力、結婚出生力に関する地域指標の検討と合計特殊出生率の比較

(岩澤美帆・小池司朗・菅桂太・別府志海 ・余田翔平・守泉理恵)……………	101
---	-----

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

6 外国人受入拡大の公的年金財政影響シミュレーションに関する研究 (石井太・小島克久・是川夕・南英明・佐藤格・堀口侑)……………	135
7 わが国の家族介護者支援策と新型コロナ禍での家族介護負担の変化 (小島克久)……………	145

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……………	161
2 研究成果の刊行に関する一覧表……………	163

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

小 島 克 久 国立社会保障・人口問題研究所 副所長

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

○ 研究協力者

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 研究員

余 田 翔 平 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 第3室長

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

藤 井 多希子 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 第2室長

小 山 泰 代 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 第3室長

久 井 情 在 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

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

井 上 希 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 主任研究官

鈴 木 貴 士 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部 研究員

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

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

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 6 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 6 年度は、①として、(1) 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、(2) コロナ禍に伴う企業のフレキシブル施策導入に関する研究、(3) 「職業を通じた結婚」に関する初期的分析、について、研究代表者が中心となり研究協力者の協力を得ながら研究を進めたほか、各研究分担者においても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
小島克久	同 副所長
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

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

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、コロナ禍に伴う企業のフレキシブル施策導入に関する研究、「職業を通じた結婚」に関する初期的分析、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、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を行った。

具体的な研究タイトルは、「都道府県別人口移動モビリティの変化に関する分析ーコロナ前後における東京圏の移動を中心にー」、「2000年代以後の地域別月別人口動態の趨勢」、「コロナ禍からの回復過程における外国人の国内移動と地域分布の変化」である。

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

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（分析）、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を行った。

具体的な研究タイトルは、「2026年の丙午（ひのえうま）に向けてー推移と展望」、「結婚力、結婚出生力に関する地域指標の検討と合計特殊出生率の比較」である。

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

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、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変化の要因分析（詳細分析）を行った。

具体的な研究タイトルは、「外国人受入拡大の公的年金財政影響シミュレーションに関する研究」、「わが国の家族介護者支援策と新型コロナ禍での家族介護負担の変化」である。

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、国際関係部は川タ部長・千年よしみ特任主任研究官・大泉嶺室長・井上希主任研究官、情報調査分析部別府志海室長・中村真理子研究員、社会保障基礎理論研究部鈴木貴士研究員、人口構造研究部藤井多希子室長・小山泰代室長・久井情在主任研究官、人口動向研究部余田翔平室長・吉田航研究員、木村裕貴研究員、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・総合科学学術院准教授）、堀口侑（慶應義塾大学大学院生）、金子隆一（明治大学政治経済学部特任教授）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) 「住基台帳移動」から得られる1994～2024年の都道府県間人口移動数を人口構造要因とモビリティ要因に分解し、そのなかでとくにコロナ禍とコロナ前後における東京圏・非東京圏間のモビリティ要因に着目して分析を行った。

(2) コロナ禍において、テレワークやフレックスタイムなど、柔軟な働き方を可能にする施策（フレキシブル施策）の導入が、大企業を中心に進んだ。そうした施策の導入が、自社と同産業の企業における導入状況の影響を受けていることを、過去10数年にわたって国内大企業の動向を追跡したパネルデータの分析によって明らかにした。

(3) 「職業を通じた結婚」研究の初期分析として、厚生労働省「job tag」で公開されている職業情報を用いた因子分析を実施した。同データは、500超の職業ごとに150項目以上の価値観・スキル・興味などの指標を含むものであり、6因子が抽出された。

D. 結果の考察

(1) コロナ後においても西日本の府県で散見される高い転入モビリティ比の要因には、コロナ以外の要因も含まれている可能性がある。たとえば、コロナ後前後の指標において男女で最高値となった熊本県と福井県は、それぞれ大規模半導体工場の立地および北陸新幹線の延伸という産業・交通面のイベントがあり、それらの影響が多分に含まれていることも考えられる。コロナ禍が各地域の人口移動に及ぼした影響を精査するには、こうした特殊要因によるモビリティ変化を除外する必要がある。

(2) 企業が施策の導入に至るのは、その施策が収益を高めるといった、経済的合理性のみに基づくわけではない。ある施策を導入することに正当性があると企業が認識し、他社の動向を踏まえて施策を導入することがあり、これを「制度的同型化」とよぶ。こうした制度的同型化は、不確実性の高い状況、すなわちベストプラクティスが不明瞭な状況において発生しやすく、フレキシブル施策の効果に対する評価が定まっていなかった 2000 年代以降の日本企業にも当てはまることが予想された。

コロナ禍においてフレキシブル施策をめぐる制度的同型化が観察されたことは、効率的な企業活動のためだけではなく、施策を導入した同業他社の動向を踏まえて、導入に踏み切った企業が一定数存在したことを示唆する。ただし、同一産業からの影響は、コロナ禍以前と比べてむしろ弱まっていた。これは出勤抑制の要請などを通じて、社会的な「ベストプラクティス」がむしろこの時期に定まりつつあった可能性も示唆する。

(3) 本研究で用いた「job tag」データは、職業ごとに 150 項目以上の価値観・スキル・興味等の数値指標を含み、500 以上の職業に対応する。職業は個人の労働市場での位置づけに加え、人々に広範な影響を与える。国勢調査や就業構造基本調査などで

も職業データは収集されており、job tag と接続することで、個人の特性や生活様式に関する定量的分析の可能性が開かれる。一方で、項目数が非常に多いため、クラスター分析や主成分分析、因子分析等により構造の縮約や背後因子の抽出が必要となる。今回の分析は、こうしたデータ縮約・構造把握の一環として因子分析を用いたものであり、今後の応用に向けた準備的段階に位置づけられる。

E. 結論

(1) 本稿での知見は主に以下 3 点である。第 1 に、人口構造の変化が移動数変化に及ぼす影響は、とくに転出数に関して大きい。転入元の人人口構造の変化に起因して、転入数に関しても少なからず地域差がみられた。第 2 に、コロナ禍の状況を男女別にみると、女性において非東京圏から東京圏への転出モビリティの低下、および東京圏から非東京圏への転入モビリティの上昇が目立った。第 3 に、コロナ前と比較して転入モビリティが大幅に上昇した地域は、東京圏から距離的に近い県が大半であるが、西日本においても散見された。

今後の短期的な課題として、年齢別の分析および外国人を含めた分析が挙げられる。

(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が広く普及したが、この研究は、そうした普及が部分的に同業他社からの影響によって説明でききることを明らかにした。今後は、コロナ禍後にどの程度の企業がこうした施策を維持していたか、および施策の維持を規定する企業の要因についても、さらなる検討が望まれる。

(3) job tag データにおいて、全項目（163 項目）が揃う 430 職業を対象に探索的因子分析を行った。スクリープロットや因子の解釈可能性から、6 因子の抽出が適当と判断された。因子負荷量に基づき、第 1 因子：

対人援助・ケア志向、第2因子：身体能力・感覚特性、第3因子：理工系・操作技能志向、第4因子：芸術系・自己動機づけ、第5因子：認知・言語理解スキル、第6因子：ビジネス・マネジメント志向と命名した。各因子で因子得点が高い職業としては、第1因子では助産師、小児科医、言語聴覚士、第2因子では、救急救命士、商業カメラマン、歯科医師、第3因子では、高分子化学技術者、情報工学的研究者、土木・建築工学的研究者、第4因子では、イラストレーター、音楽教室講師、ネイリスト、第5因子では、麻薬取締官、科学捜査研究所鑑定技術職員、新聞記者、第6因子では、銀行支店長、中小企業診断士、経営コンサルタント、などが挙げられた。

今後、これらの因子得点を国勢調査や就業構造基本調査に接続することで、個人の特性や生活様式に関する定量的な分析が可能になると期待される。

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、藤井多希子、小山泰代、菅桂太、清水昌人、中川雅貴、大泉嶺、貴志匡博、久井情在、鈴木透、西岡八郎、石井太、山内昌和（2024）「日本の世帯数の将来推計（全国推計）（令和6（2024）年推計）—令和2（2020）～32（2050）年—」『人口問題研究』第80巻第2号、pp.258-292.

小池司朗（2024）「東京出生率 0.99 の衝

撃 基本から知る低出生の現実」『中央公論』第138巻第9号、pp.114-121.

小池司朗（2024）「東京出生率 0.99 の衝撃 基本から知る低出生の現実」中公新書・人口戦略会議編著『地方消滅2 加速する少子化と新たな人口ビジョン』、pp.148-166.

小池司朗・菅桂太・藤井多希子・小山泰代・貴志匡博・久井情在・中川雅貴・大泉嶺・井上希・西岡八郎・江崎雄治・山内昌和・丸山洋平（2024）「地域人口の将来見通し：日本の地域別将来推計人口(令和5年推計)より」『厚生指標』第71巻第6号、pp.34-41.

小池司朗・小山泰代・藤井多希子・菅桂太・清水昌人・中川雅貴・大泉嶺・貴志匡博・久井情在・鈴木透・西岡八郎・石井太・山内昌和（2025）「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）令和6（2024）年推計—令和2（2020）～32（2050）年—」『人口問題研究』第81巻第1号、pp.85-99.

藤井多希子・小池司朗・小山泰代・菅桂太・清水昌人・中川雅貴・大泉嶺・貴志匡博・久井情在（2024）「世帯の将来見通し：日本の世帯数の将来推計(全国推計)(令和6(2024)年推計)より」『厚生指標』第71巻第14号、pp.31-37.

吉田航（2024）「結婚・出産がもたらす女性内賃金格差の規定要因—働き方の分布と報酬による要因分解—」『人口問題研究』第80巻第2号、pp.205-226.

2. 学会発表

小池司朗(2024)「人口の未来」、日本人口学会第76回大会(中央大学)(2023.6.9)
小池司朗、岩澤美帆、菅桂太、別府志海(2024)「都道府県間人口移動がコーホート出生数分布に及ぼした影響の分析」、日本人口学会2024年度第1回東日本地域

部会（札幌市立大学サテライトキャンパス）（2024.9.20）

小池司朗(2024)「コーホート別国内人口移動が出生数に及ぼす影響-都道府県別の分析-」、人文地理学会 2024 年大会（近畿大学）（2024.11.24）

藤井多希子・小池司朗・小山泰代・菅桂太・清水昌人・中川雅貴・大泉嶺・貴志匡博・久井情在(2024)「全国世帯推計からみる 2050 年の世帯構造」、日本人口学会第 76 回大会（中央大学）（2023.6.9）

吉田航(2024)「不平等研究に対する組織的アプローチの意義」、第 78 回数理社会学会大会（青山学院大学）（2025.3.14）

鈴木貴士（2024）「妻が 30 歳台核家族の従業上の地位の夫婦組み合わせ別子ども数—国勢調査を用いた地域別分析—」日本人口学会第 76 回大会（2024.6.9）

鈴木貴士（2024）「妻の親／夫の親との組み合わせ別同居関係の記述的分析—国立社会保障・人口問題研究所『全国家庭動向調査』を用いて」日本人口学会関西地域部会（2025.3.16）

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

「2026 年の丙午（ひのえうま）に向けて－推移と展望」

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

丙午（ひのえうま）は 1666(寛文 6)年から始まる日本固有の迷信である。1666 年から 7 回目の丙午が来年 2026 年となるが、毎回一定の影響を社会に与えてきた。ひのえうまに関する論考を参照したうえで、1966 年ひのえうまについて再度統計を整理した結果、①出生数減少の 1/3 は中絶による、②乳児死亡率の増加は分母の影響によるもので実際に乳児死亡率が上がったわけではない、③前年 1965 年と比べ 1966 年の出生数は 25%減少したが、1965 年と 1967 年に出生数の増加があり、3 年間で合算すると出生数の減少は 4%にとどまり、これは 1966 年に「ひのえうまには生みたくない」と回答した女性の割合 3.9%に近い、といった知見を得た。2026 年ひのえうまに対し、20%の学生が丙午を気にしている、という調査結果があり、実際に 20%出生数が減少する、という可能性も皆無ではないものの、1966 年にあったようなメディアによる過剰な煽りは今回まだ生じていない。近年出生数の減少が著しく、それがさらにひのえうまの迷信により拍車がかかることは望ましくないものの、「丙午は迷信なので子どもを産むように」という政策は個人の権利侵害であり実施は不可能である。各自が適切に判断できるよう正しい情報を提供することが必要である。

※別添論文「2026 年の丙午（ひのえうま）に向けて－推移と展望」を参照のこと

A. 研究目的

ひのえうま（丙午）についての情報を整理し、2026 年ひのえうまについての見通しを得ることを目的とした。

B. 研究方法

既存文献を収集すると共に、過去のひのえうま時点の統計を整理・分析した。

（倫理面への配慮）

本研究は公表された統計・資料を用いて分析を行った。

C. 研究結果

ひのえうまに関する論考多く、それらを参照したうえで、1966 年ひのえうまについて再度統計を整理した結果、①出生数減少の 1/3 は中絶による、②乳児死亡率の増加は分母の影響によるもので実際に乳児死亡率が上がったわけではない、③前年 1965 年と比べ 1966 年の出生数は 25%減少したが、1965 年と 1967 年に出生数の増加があり、3 年間で合算すると出生数の減少は 4%にとどまり、これは 1966 年に「ひのえうまには生みたくない」と回答した女性の割合

3.9%に近い、といった知見を得た。

D. 考察

「この現代でそのような迷信を信じる人はいないだろう」というのは、1966年の時の言説であったが、それは見事に外れた。現在の若者は、恵方巻、一粒万倍日、天赦日など、その親の世代が聞いたこともなかった新たな「伝統」をフォローしていると共に、「空気をみる」ことに長けている世代でもある。

1966年では「ひのえうまには生みたくない」と答えた女性は4%で、それと同様の出生数の減少があった。2026年ひのえうまに対し、20%の学生が気にしている、という調査結果があり、実際に20%出生数が減少する、という可能性も皆無ではないものの、1966年にあったようなメディアによる過剰な煽りは現状では起こっておらず、このまま何もなかったかのように2026年を迎えることを願うばかりである。

E. 結論

近年出生数の減少が著しく、それがさらにひのえうまの迷信により拍車がかかることは望ましくないものの、「丙午は迷信なので子どもを産むように」という政策は個人の権利侵害であり実施は不可能である。各自が適切に判断できるよう正しい情報を提供することが必要である。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

林玲子「2026年の丙午（ひのえうま）に向けて－推移と展望」日本人口学会 2024年

度第1回 東日本地域部会、札幌市立大学、
(2024.9.21)

林玲子「2026年の丙午（ひのえうま）に向けて－推移と展望」国立社会保障・人口問題研究所「人口・社会保障研究アーカイブ形成事業」研究会「2026年ひのえうまに向けて－過去から学ぶ」、国立社会保障・人口問題研究所（2024.11.21）

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：
「わが国の家族介護者支援策と新型コロナ禍での家族介護負担の変化」

研究分担者 小島克久 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本研究では、新型コロナの家族介護への影響を、厚生労働省「国民生活基礎調査」の公表統計を用いて検討した結果をまとめた。わが国の介護サービス利用者数は新型コロナの期間中も増加してきた。しかし、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。家族介護負担の増加という影響の現れ方は一様ではない。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。つまり、新型コロナの影響としての家族介護者の負担が大きくなった集団をある程度推定することが可能であった。

後期高齢者が要介護者になる場合、家族介護者は配偶者、子が想定される。介護者の側も高齢であることを考えると、「仕事と介護の両立」が想定する若年層の支援策ではカバーされない可能性がある。高齢でリタイアした家族介護者には介護休業は機能しない。むしろ、レスパイトケアのような家族介護者に休息を与える機能のある介護サービスの提供が有効であろう。高齢の男性介護者が孤立しないような、介護などに関する各種相談サービスも有効であろう。

大規模感染症や災害時に、最も影響を受け、最も困っている人を把握し、その人に合った支援を提供できるような体制の構築、運営が重要であることが、今般の新型コロナによって明らかになったと考えられる。

なお、詳しくは別添の論文「わが国の家族介護者支援策と新型コロナ禍での家族介護負担の変化」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。本研究では、この

ような問題意識のもと、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。

B. 研究方法

本研究では、厚生労働省「国民生活基礎調査」などの政府統計を活用した。特に、3年に1度行われる介護票の調査項目のうち、家族介護に関する調査項目の集計表を活用した。また、家族介護支援の視点からわが国の介護制度を整理するために、厚生労働などが公表する政策資料も活用した。

(倫理上への配慮)

本研究は、厚生労働省などの政府統計、政策資料を活用して行ったものである。すべて一般に公開されており、個人に関する情報は含まれていない。また、個票データの利用、個人を対象とした調査、試料の収集も行っていない。そのため、倫理面での問題は発生しなかった。

C. 研究成果

本研究で明らかにしたことは以下の通りである。

①わが国では介護保険などの介護制度があり、これらは直接、間接に家族介護者を支援している。

②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。

③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。

D. 結果の考察

新型コロナが介護に与えた影響の検証は容易ではない。しかし、公表済の政府統計だけを使った分析でも、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。その影響は、要介護者の年齢、世帯構成によって異なり、後期高齢者、小規模な世帯を中心に家族介護負担の増加が顕著という、影響が大きな集団を推定することもできた。後期高齢者が要介護者になる場合、家族介護者は配偶者、子が想定される。介護者の側も高齢であることを考えると、「仕事と介護の両立」が想定する若年層の支援策ではカバーされない可能性がある。高齢でリタイアした家族介護者には介護休業は機能しない。むしろ、レスパイトケアのような家族介護者に休息を与える機能のある介護サービスの提供が有効であろう。高齢の男性介護者が孤立しないような、介護などに関する各種相談サービスも有効であろう。

今回の分析では、公表済の政府統計のみで行った。その分析は集計された統計表の範囲に限られる。介護負担が増えた家族介護者の属性のより精緻な特定、彼らの生活や健康への影響の分析のためには、個票レベルでの分析が不可欠である。本稿での分析も今後の分析の基礎とした上で、今後の分析を行う必要がある。

E. 結論

大規模感染症や災害時に、最も影響を受け、最も困っている人を把握し、その人に合った支援を提供できるような体制の構築、運営が重要であることが、今般の新型コロナによって明らかになったと考えられる。

本研究の詳細は、別添の論文「わが国の家族介護者支援策と新型コロナ禍での家族

介護負担の変化」を参照されたい。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

Katsuhisa KOJIMA “Family caregiver support policy measures and their caregiving burden change including the Covid-19 pandemic period in Japan”, EASP & FISS Joint Conference2024, Kyoto, 2024.6.14.

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
「結婚力、夫婦出生力に関する地域指標の検討と
合計特殊出生率との比較」

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

人口の規模や年齢構成の異なる社会の出生力を比較できる指標として合計特殊出生率が利用される。しかし、人口移動、とりわけ若い未婚者の転入がある地域別の指標を解釈する場合、未婚人口の転入が合計特殊出生率を低めることで、子どもの生まれやすさが過小に評価されることが懸念されることがある。そこで本研究では、出生力あるいは結婚力に関する様々な指標の特徴を検討した上で、公表されているデータを使って、より簡便に、適切に地域の結婚力と結婚出生力を測る指標を考案した。前者は未婚者からの初婚発生を反映する「未婚者初婚率」である。また後者は過去5年の初婚数に対する当該年の出生数の比である「出生初婚比」であり、未婚人口の多寡に影響を受けない。合計特殊出生率、未婚者初婚率、出生初婚比の都道府県順位を比較したところ、合計特殊出生率に結婚力の寄与が大きいところ、夫婦出生力の寄与が大きいところなどの違いはあるものの、都道府県別の合計特殊出生率の高低は、概ね結婚力、結婚出生力の高低と整合していた。2015年、2020年のデータに基づくと、未婚者初婚率は福井、島根、愛知で高く、奈良、京都、宮城で低いこと、出生初婚比は、沖縄、島根、熊本で高く、東京、北海道、神奈川で低いことが分かった。また、出生初婚比、あるいは出生婚姻比は各年の人口動態統計の公表値から計算出来、コロナ禍後の出生行動への影響について、地域比較も含め速報できることも有用である。

なお本研究の成果は令和6年度報告書において「結婚力、結婚出生力に関する地域指標の検討と合計特殊出生率との比較」（岩澤美帆、小池司朗、菅桂太、別府志海、余田翔平、守泉理恵）として収録されている。

A. 研究目的

本研究の目的は3つあった。一つ目の目的は、合計特殊出生率が示す出生力はどうのような出生力なのかを、その他の指標と比較することで明らかにする。2つめの目的は、日本の場合は、ほとんどの出生が結婚したカップルから生じるため、出生力には、結婚が起きやすい効果と結婚した夫婦が子

どもを持ちやすい効果に分けて考えることが出来る。両者を分離することにより、出生力を低めている要因が結婚への移行にあるのか、夫婦の出生行動にあるのかを判断することができる。そこで、結婚出生力に関連した指標を複数算出し、合計特殊出生率との比較を行った上で、都道府県や市区町村レベルで、結婚出生力を比較的簡便に

評価できる指標として、出生初婚比を考案し、その有用性を述べた。3 つめの目的は、こうした都道府県別の結婚力や結婚出生力が、合計特殊出生率の多寡とどの程度整合的かを確認し、合計特殊出生率を子どもも生まれやすさの指標として用いる妥当性を議論することである。こうした指標の長短を理解し、指標の変化と行動変化を結びつけて理解できるようになると、2020 年に生じた新型コロナの影響を理解する上で重要な指標となる。

これらについて、小池司朗、菅桂太、別府志海、余田翔平、守泉理恵各氏の協力を得て報告書論文「結婚力、結婚出生力に関する地域指標の検討と合計特殊出生率との比較」として取りまとめた、

B. 研究方法

本研究では、出生力、結婚力に関する 17 の指標を、主に 2015 年と 2020 年について都道府県別に算出した。出生力指標は主に、総人口の出生力、女性の出生力、夫婦の出生力に分類でき 13 の指標を整理し、さらに女性の結婚力に関する 4 つの指標を算出した。あわせて 17 の指標を検討した。

総合的な出生力については出生数①に対し、人口規模や女性人口規模を統制した頻度指標として、②粗出生率(総人口千対)、③総出生率(15～44 歳総人口女性千対)と④日本人女性総出生率(15～44 歳日本人女性千対)がある。

次に女性の年齢構成を統制した生涯指標として⑤合計特殊出生率を示した。なお算出に必要なデータ量を節約できる間接標準化による合計特殊出生率がある。

コーホートの生涯指標としては、⑥コーホート合計出生率がある。

夫婦の出生力については、日本では 98%が婚姻内で発生しており、結婚が出生の前提となっている。⑦日本人有配偶女

性総出生率(15～44 歳日本人有配偶女性千対)は、有配偶女性の規模では統制されるが、年齢構成は統制されていない。⑧合計有配偶出生率は有配偶女性の年齢構成の統制を試みてはいるものの、結婚からの経過年を統制していないため、晩婚化による上昇効果があり、結婚パターンが異なる地域間の比較には適さない。

結婚出生力を別の角度で捉えるものに、⑨国勢調査に基づく夫婦完結出生児数がある。妻の年齢が 40～44 歳の夫婦のいる世帯で、同居する子ども数を算出したものであるが、子どもの離家の時期に重なるため、過小になる可能性がある。その他コーホート合計特殊出生率を既婚者割合で割って、既婚女性一人あたりの出生子ども数を推定する方法も考えられる(⑩既婚者コーホート合計出生率)。

ただし、同居児法や既婚者コーホート合計出生率は、多くの出産が起きた時期が観察時点よりも少し前とあり、足下の出生力指標とは解釈しにくい問題がある。

期間の指標である期間合計特殊出生率を結婚による影響と夫婦の出生力に分解する方法として ⑪ログリニア夫婦出生力指数、⑫ログリニア指数に基づく夫婦完結出生児数もある。

これらに対して、期間指標を用い、かつ比較的簡便な方法で足下の結婚出生力を把握できる指標として、⑬出生初婚比(あるいは出生婚姻比)を考案した。具体的には当該地域の t 年の出生数を、 $t-5$ 年～ $t-1$ 年の初婚数(あるいは婚姻数)の合計で割るというものである。過去 5 年の初婚数の合計、すなわち過去 5 年に初婚をした夫婦数に対する、当該年の出生数の比である。

その他、結婚力については⑭日本人女性総未婚者初婚率(20～39 歳日本人未婚女性千対)を考案した。

C. 研究成果

6つの総合的出生力指標、7つの夫婦出生力指標、4つの結婚力指標を都道府県別に再出し、都道府県別の順位に換算し相関などを確認した。年齢構成を統制するかが大きく影響し、年齢を統制すれば多くの指標で都道府県順位に相関があるが、結婚出生力の指標は都道府県によって指標間の分散が大きかった。

また、未婚者初婚率と出生初婚比の都道府県別順位の関係を見たところ、概ね合計特殊出生率の順位との関係が強く見られたが、結婚力は高いが夫婦出生力が低い地域、逆に、結婚力は高いが夫婦出生力は高くない、といった地域があることがわかった。

D. 結果の考察

本研究では前半で、様々な既存の出生力や結婚出生力、結婚力に関する都道府県別指標を検討し、年齢構成をある程度統制できれば、合計特殊出生率と相関の高い指標であると評価できることを示した。ただし、地域別の合計特殊出生率は、結婚発生の状況に影響を受けるので、夫婦の出生力として解釈ににくい問題や、地域間の若年未婚者の転出入が出生力を過大あるいは過小に示すことが懸念されることがある。そこで研究の後半では、公表されているデータを使って、より簡便に、結婚力と結婚出生力を評価できる指標を考案し、合計特殊出生率の都道府県順位との比較を試みた。結婚力は、未婚者からの初婚発生を反映する指標を用い、結婚出生力は、未婚人口の多寡に影響を受けない、結婚間もない初婚人口と出生数の比を用いた。2015年および2020年の都道府県別の指標を用いて検証したところ、合計特殊出生率に結婚力の寄与が大きいところ、夫婦出生力の寄与が大きいところなどの違いはあるが、都道府県別の合計特殊出生率の高低は、概ね結婚力、

結婚出生力の高低と整合していた。本研究で用いた結婚出生力指標は、初婚数とその後の出生数のみを用いており、地域間の未婚者の転出入の影響はうけない。この指標によれば、結婚出生力は沖縄、島根、熊本で高く、東京、北海道、神奈川で低いことが確認できた。

E. 結論

出生力に関する指標は、出生行動が年齢に規定されていることから、年齢構成で統制することが比較に有効であることが改めて示された。しかしながら、年齢で統制しても適切ではない場合はある。特に夫婦の出生力を観察しようとする場合は、有配偶出生率や合計有配偶出生率は、結婚年齢パターンが大きく異なる地域間での比較には適さない。これに対して、出生初婚比は直近の初婚発生と出生発生の比をみたもので、未婚人口の多寡や流入に影響を受けにくい。毎年公表される基本的な情報のみを使い、また算出が簡便な指標であり、足下の結婚出生力を把握できるこうした指標は、コロナ禍のような不測の事態の影響をいち早く把握することができ、自治体におけるモニタリングなどでも有用だと考えられる。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

岩澤美帆・余田翔平(2024)「1982年～2021年における未婚状態の類型化―「前駆型」「解放型」「剥奪型」「離脱型」の構成変化とその特徴―」日本人口学会第76回大会（中央大学）(2024.6.8)

岩澤美帆・余田翔平(2024)「結婚の前駆から結婚の剥奪へ、そして結婚からの離脱へ―1982～2021年における未

婚の類型化とその構成変化―」日本
家族社会学会（法政大学）（2024.9）

Iwasawa, M., M. Beppu, R. Moriizumi
“Population Projections for Japan:
What Happens to Aging Society?”
6th Asian Population Association
Conference, Kathmandu, Nepal
(2024.11.27-30)

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
「出生力と出生意欲の乖離の測定ならびにその要因に関する予備的分析」

研究分担者 守泉理恵（国立社会保障・人口問題研究所）

研究要旨

本年度は、公的統計を用いた各種の出生力／結婚力指標を整理・比較検討を行ったうえで、COVID-19によるパンデミック期を経て合計出生率（TFR、ピリオド、調整）の変化を観察するとともに、近年の出生意欲と出生力の乖離の状況を探索的に分析した。

合計出生率の推移を見ると、パンデミック期に短期指標（Short-Term Fertility Fluctuations, STFF）では急落と回復が見られ、コロナ禍の直接的影響が示されているが、年次データではそうした動きは相殺され、コロナ禍前からの低下トレンドが続いている状況にある。コロナ禍後も出生数、合計出生率とも下落が続き、2023年にはTFRは戦後最低値の1.20を記録した。

出生意欲指標を見ると、こちらも長期的には低下傾向にある。とりわけ、結婚意欲の有無で分けずに集計した18-34歳未婚者全体での平均希望子ども数は、2021年に未婚女性で1.55人、未婚男性で1.56人であり、晩婚化・晩産化による出生タイミングの変化を調整した同年の調整合計出生率1.49にかなり近くなっている。これは、あくまで未婚者のみの値との比較であるが、希望と現実の一致に近い状況であり、出生意欲と出生力の乖離（出生力ギャップ）の観点から、人口の一部において新たな局面が生じている可能性がある。

コロナ禍による直接的な出生率への影響は収束したと見られるが、この時期に行われた「ソーシャル・ディスタンシング」などに起因する行動変容は、その後の社会における人間関係や働き方、人々の価値観など広範に影響を与えている可能性がある。とりわけ出生意欲が大きく低下している未婚者について、どの層でそうした動きが顕著なのか予備的分析を行ったところ、学歴が低い、不安定な就業形態（有期雇用等）、脱旧来的な意識が強い、交際相手がいない・交際経験がない、小さい子どもとふれあった経験が少ない等のグループで出生意欲が低い傾向にあり、居住地では西高東低、とりわけ九州・沖縄では出生意欲が高いという特徴が見られた。

出生意欲の低下が、元来無子志向である者の増加に起因しているのか、少子環境で育ったことや、社会規範の緩和や脱旧来化などに意識が影響されているのか、経済的要因により「諦めて」いる者が多いのか、より詳細な分析が必要とされる。

A. 研究目的

本年度は、公的統計を用いた各種の出生力／結婚力指標について整理・比較検討を行ったうえで、COVID-19によるパンデミック期を経た合計出生率（ピリオド、調整）の変化を観察するとともに、近年の出生意欲と出生力の乖離の状況を探索的に分析した。

B. 研究方法

出生力／結婚力指標の合計出生率との比較分析については、岩澤の分担研究報告を参照のこと。

本研究では、以下のとおりデータ収集を行なった。ドイツのマックスプランク人口研究所とオーストリアのウィーン人口研究所により運営されている Human Fertility Database より、出生タイミングの変化を調整して、晩産化が進む中でも生涯の出生の「量」をより現実近く表せるものとして考案された調整合計出生率のデータ

（1969～2022 年）と、コロナ禍による出生への影響を観察するために独自に算出されている短期出生変動指標（Short-Term Fertility Fluctuations）のデータ（2012 年 1 月～2024 年 5 月）を取得し、その動きを観察した。年次の合計出生率は、日本の人口動態統計のデータを取得した。出生意欲データについては、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」の夫婦（妻の年齢 50 歳未満及び 35 歳未満の 2 種類）の理想・予定子ども数（1977～2021 年）、18～34 歳の結婚意欲を持つ未婚者及び結婚意欲の有無に関わらない未婚者全体の 2 種類の希望子ども数（1982～2021 年）のデータを取得した。そして、これらを合計出生率のデータと比較し、出生率と出生意欲の乖離の状況を観察した。

また、未婚者の出生意欲に関する分析で

は、出生動向基本調査の公表集計データから、社会経済的属性や居住地、就業状況等による違いについて情報収集し、どのような層で出生意欲が低い／高いのか、予備的分析を行った。

C. 研究成果

日本の合計出生率は、2005 年の 1.26 を記録したあと、10 年にわたって上昇し、2015 年には 1.45 を記録したが、翌 2016 年から低下に転じた。年次で見ると、コロナ禍の時期である 2020 年、2021 年も低下傾向は変わらないが、月別合計出生率で見ると、2020 年 4 月を境に出生率が急速に低下し、2021 年 1 月に底を打った後、4 月までに 2020 年 4 月の水準まで回復するという短期変動が観察できる。しかし、2022 年以降は元の低下トレンドに乗って下落し続けており、年次の合計出生率は 2022 年に 1.26、2023 年には戦後最低値の 1.20 を記録した。

日本では、上昇の勢いは緩んでいるものの、平均出生年齢の上昇は続いており、いまだ晩産化が進んでいる。こうした状況下では、毎年公表されるピリオドの合計出生率は、女性が平均して生涯にもつ子ども数という「量」の指標としては不安定かつ過小に算出されることが知られている。この弱点を補正した「調整合計出生率」は、出生タイミングの変化の効果を除去した合計出生率であり、生涯に持ちたい子ども数として測られる出生意欲指標との比較検討には、通常の合計出生率よりも適切である。

出生意欲は、夫婦・未婚男女ともに長期的には低下傾向にあるが、夫婦の理想子ども数は妻 50 歳未満でも 35 歳未満でも、常に 2.2 人以上を維持しており、予定子ども数でも、これまで平均で 2 人は下回っていない。一方、かつてはほぼ夫婦の予定子ども数と同様の動きをしていた未婚男女の希

望子ども数は、2010年代に入ると夫婦の指標と明確に乖離を見せ始めた。まず未婚男性全体（結婚意欲のない者も含める）、次いで結婚意欲のある未婚男性で2人を下回って大きく低下していき、2021年には未婚男性全体の平均希望子ども数は1.56人、結婚意欲のある男性に限っても1.82人となった。未婚女性は、2015年に結婚意欲のない者を含めた未婚女性全体で平均希望子ども数が1.88人と2人を下回った。そして2021年には、結婚意欲のある未婚者でも2015年の2.02人から1.78人へと大きく下落し、結婚意欲のない者を含めた未婚女性全体では、1.55人となった。これら未婚者の平均希望子ども数は、合計出生率が回復を見せていた時期からすでに低下を開始しており、出生意欲の一つの閾値として知られる「2人」を下回っていった。上述した18～34歳の未婚者全体の平均希望子ども数（男性1.56人、女性1.55人）は、同年の調整合計出生率1.49とかなり近い値を示している。また、2021年の夫婦の平均予定子ども数とも大きく乖離し、新たな傾向を示した。2021年6月に行われた第16回調査は、コロナ禍のもとで実施されているが、特に未婚者で結婚意欲や出生意欲に大きな低下の動きが観察されたといえる。

今後、結婚・出産の主力世代となる人々を多く含む未婚者の出生意欲指標が低くなっていることが見出されたが、これについて、結婚意欲がある50歳未満の者に限り、社会経済的属性などの別に差異を観察してみたところ、学歴が低い、不安定な就業形態である（パート・アルバイトを筆頭に有期雇用）、意識が脱旧来的である、交際相手がない・交際経験がない、小さい子どもとふれあった経験がないといったグループで出生意欲が低い傾向にあり、居住地では西高東低の傾向が見られた。居住地では、九州・沖縄の居住者は出生意欲が高く、文

化的な特徴が背景にある可能性がある。これらは、項目によって差の程度はあれ、男女で同傾向にあった。

D. 結果の考察

コロナ禍が明けて2年が経過したが、出生率は回復を見せていない。これは、日本のみならず多くの先進諸国で軒並み観察されている動きであり、その原因として考えられる要因の一つには、プレパンデミック期の少子化傾向への回帰がある。社会生活がコロナ禍前に近い状態に戻ったものの、出産を延期する要因や社会構造は何ら変わっておらず、再び出産延期が始まったという動きに加え、パンデミック期のソーシャルディスタンシングに関わる行動変容や社会混乱の経験が、交際や出会い、結婚の機会減少をもたらし、将来の不確実性に対する不安感を増大させ、現在まで続く出生数・出生率の下落に影響している可能性がある。そうであれば、この下落傾向は簡単には回復しないだろう。

出生率だけでなく、出生意欲も低下しており、特に未婚者で低下が大きい。出生率が低下することで希望と現実の乖離が大きくなるのではなく、希望水準が低下することでむしろ両者が一致していく傾向すら一部ではみられるようになった。未婚者の出生意欲が特に減少している背景には、結婚意欲の低下が影響している。結婚意欲がない者は、年齢・性別に関わらず平均希望子ども数が0.2～0.3人程度であり、「子どもはいらない」と考えている場合が多い。結婚意欲がない未婚者が増えれば、平均希望子ども数も減少することになる。また、2015年頃から、かつては近い水準だった夫婦の予定子ども数の平均値との乖離も大きくなってきており、2021年には結婚意欲の有無に関わらず、未婚男女とも夫婦の予定子ども数を大きく下回った。コロナ禍は、

特に未婚者の結婚・出産見通しにダメージを与えた可能性がある。コロナ禍後も、結婚の動向にほぼ回復が見られず、出生率も低下が止まらない背景には、未婚者の結婚・出生意欲の低下があると見られる。そして出生意欲の低い未婚者は、社会経済的地位が低く、子どもとの親和性が低く、交際相手がいないなど、いずれも子どもを持つ際に条件となる資源を持っていない傾向にある。かつては、高学歴・正社員など社会経済的地位が高い女性はむしろ出生意欲が低い傾向があったが、近年はそうした属性条件は逆に働くようになっている。

ただし、大きな変化が見られた 2021 年調査は、コロナ禍のもとで行われたため、意識項目では通常より悲観的な回答が寄せられた可能性も排除できない。経済的苦境もコロナ禍での一時的なものに終わった人々も一定数いると見られるため、2025 年調査で、結婚・出生意欲の低下の動向が定着していないかどうかを観察し、出生意欲の動向は慎重に判断する必要がある。

E. 結論

今回の分析により、コロナ禍が、これから結婚・出産を担っていく層の結婚・出生意欲に大きなダメージを与えた可能性が示唆された。日本の少子化対策は、結婚・出産の希望、つまり結婚意欲や出生意欲のある人々が、その通り結婚したり出産したりできるように支援する、いわば意欲と現実の乖離解消対策であり、両者の乖離の状況を分析して把握することは重要である。近年、出生力だけでなく意欲も低下してきており、その乖離が低水準で一致するならば、それは出生促進的な政策が行われる前提条件が失われることを意味する。出生意欲の低下が、元来無子志向である者が増加していることに起因しているのか、少子環境で育ったことや、社会規範の緩和や脱旧来化

などに意識が影響されているのか、経済的要因により「諦めて」いる者が多いのか、より詳細な分析が必要とされる。

出生意欲自体の水準を決める要因及び、近年の低下の要因の分析が急務であり、今回の研究ではその手がかりとなる結果を得られたものと考えられる。

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
「センサス局（X-13-ARIMA-SEAT）法を用いた人口動態の季節性に関する実証研究」

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

月別人口動態系列（出生、死亡、都道府県間転出入）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、2000 年以来、新型コロナウイルス感染症の流行が始まった 2020 年を経て、最小限のタイムラグをおいた最新の人口動態の趨勢の変化を観察した。とくに、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。都道府県別に分析した結果を、全国と三大都市圏に縮約し、主要なものを示した。

分析の結果、出生と死亡に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 月以後の死亡には水準変化（死亡の持続的な拡大）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、非大都市圏では転出減よりも転入減の方が小さく転出超過数の縮小があったことなどがわかった。

詳しくは別添えの論文「2000 年代以降の全国と三大都市圏の別にみた月別人口動態の趨勢」を参照されたい。

A. 研究目的

本研究では 1995 年 1 月から 2024 年 11 月の「人口動態統計」による都道府県別出生数と死亡数並びに 2000 年 1 月から 2025 年 3 月の「住民基本台帳人口報告」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。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した。

B. 研究方法

新型コロナ感染症の流行以前から出生と

死亡については「人口動態統計月報」が約 5 ヶ月後、「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おり、最小限のタイムラグをおいた最新の人口変化の状況を知ることができた。しかし、月次人口動態はすべての系列（出生、死亡、人口移動）が顕著な季節性を示すため、月別原系列から最新の状況を読み取ることは容易ではなかった。そのため、人口学領域では月別系列はあまり用いられてこなかった。

本研究では経済統計に広く適用され一般的・標準的な季節調整（季節成分分解）の手法であるセンサス局法（最新の

X-13-ARIMA-SEATS)を月別の人口動態系列に適用し、季節性のパターンと一時的な攪乱的変動を除去した中長期的な趨勢の変化について分析した。

C. 研究成果

人口動態系列にセンサス局法

(X-13-ARIMA-SEATS)を適用するのにあたり、分析手法に関するサーベイを行い、これまで季節成分分解にあまりなじみのない人口学領域の研究者にとっても分析結果の解釈を行うことができるようにセンサス局法についての詳細な紹介を行った。

1995年1月から2024年11月の「人口動態統計」(確定数及び月報)による都道府県別出生数と死亡数、並びに2000年1月から2025年3月の「住民基本台帳人口報告」(年報及び月報)による都道府県間転入数と転出数に対し、季節成分分解を行い、全国と三大都市圏に縮約し、主要なものを取りまとめた。

出生・死亡については、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。死亡の場合、東日本大震災の後2021年までは、2012年2月を除いて、極端に大きなショックはなかった。しかし、2022年2月に水準変化(死亡の持続的拡大)がおこっていた。これ以後の期間では、新型コロナ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)の時期に相当する、2022年8月、2022年12月、2023年1月に断続的に高水準の死亡ショックが発生していた。ただし、これらのショックは、東日本大震災が発生した2011年3月や、全国的にインフルエンザが流行した1999年1月には及ばない水準であった。

。出生・死亡と異なり、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。最初の緊急事態宣言が発令された2020年5月の「新型コロナショック」は全国的に都道府県間移動量を大きく減少させた。この背後には、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一時的なショック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。そのため、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、非大都市圏では転出減よりも転入減の方が小さく転出超過数の縮小があったことがわかった。また、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持続的な変化が生じていたため、2020年前半に人口移動の趨勢の変化が起こったことがわかった。

D. 結果の考察

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検討したところ、全国の死亡については、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2015~2019年対数線型トレンドの95%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、2022~2023年にかけて死亡の持続的な拡大と一時ショックの連続があったため、2022年には信頼区間の上限を上回った。こ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ものの、以後2024年11月までのところ95%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。

全国の出生についても、2020 年以後の変化に着目した分析の結果から、2015～2019 年の趨勢系列の線型の低下トレンドは 2022 まで継続したが、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 95% 下限を下回り、2024 年 11 月現在においても 2015～2019 年トレンドを下回って推移していた。新型コロナウイルス感染症への対策として人の接触が厳重に制限された頃、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可能性がある。

2020 年 5 月以後の人口移動の趨勢の変化に関し、2015～2019 年転入超過数（趨勢系列）の対数線型のトレンドからの乖離に着目し分析を行ったところ、2015～2019 年の間は加熱を続けていた非大都市圏から東京圏（なかでも東京都の変化が顕著だが、3 県においても転入数は低下趨勢）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が示唆された。

E. 結論

出生・死亡・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、コロナ渦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。

直近の人口移動の動向についても、東京

圏（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。

G. 研究発表

1. 論文発表

菅 桂太・小池司朗・藤井多希子・小山泰代・貴志匡博・久井情在・中川雅貴・大泉嶺・井上希・山内昌和・鎌田健司（2024）「団塊世代、団塊ジュニア世代、団塊孫世代の三世代にわたる地域人口分布の変化と特徴」『エストレーラ』2024 年 9 月号, pp.2-21。

2. 学会発表

Keita SUGA, Shiro KOIKE, and Kenji KAMATA, "Regional Population Dynamics After the COVID-19 Pandemic in Japan: An Examination of Seasonally Adjusted Monthly Births, Deaths, and Migration," 2024 Annual Meeting of Population Association of America, Columbus, OH: Hyatt Regency Columbus. (2023.4.19)

菅桂太・小池司朗・藤井多希子・石井太「市区町村別にみた死亡率は 2020 年以後変化したのか？」日本人口学会 第 76 回大会, 中央大学. (2024.6.7)

조성호 (曹成虎), 스가케이타 (菅桂太) 「미혼 여성의 결혼 및 첫째 자녀 출산에 따른 취업 가치관과 유배우 여성의 행동 패턴에 관한 한일 비교연구 (初婚, 第 1 子出生と就業をめぐるライフコースについての有配偶女性の行動と未婚女性の価値意識の日韓比較)」 The 5th KIHASA-IPSS

Annual Policy Forum, Korea Institute for Health and Social Affairs (KIHASA), Sejong, Korea. (2024.9.5)

菅桂太・小池司朗・鎌田健司「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？」, 2023年度第1回東日本地域部会, 札幌市立大学サテライトキャンパス, 2024年9月20日.

H. 知的財産権の出願・登録状況
なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
分担研究報告書

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
「コロナ禍からの回復過程における外国人の国内移動と地域分布の変化」

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

日本の総人口が長期的な減少過程に入らる中で、コロナ禍を経て再び増加を続ける外国人が国内の人口動向に及ぼす影響が拡大している。一方、近年の増加が著しい若年層の外国人の高い移動性向は、その地域人口への中長期的な影響の把握を困難にしており、とりわけ人口減少が加速する非大都市圏の人口動向を見通すうえでの課題として顕在化しつつある。本研究では、コロナ禍における国際人口移動の急速な変化が、外国人の国内移動の水準および地域的な傾向にどのような影響を及ぼしたのかを明らかにするとともに、コロナ禍からの回復過程における動向について、国内の地域差に着目した分析を行った。

分析の結果、新型コロナウイルス感染拡大期以降の人口移動の水準の変化は、日本人よりも外国人において顕著であったことが確認された。外国人の移動については、大都市圏および非大都市圏のいずれにおいても、非中心部の市町村で転入超過が拡大した。とくに非大都市圏では、コロナ期に生じた外国人の移動状況の変化が、コロナ後も持続する傾向が見られた。

コロナ禍からの回復過程における外国人人口の分布の変化は、コロナ期に抑制されていた技能実習や特定技能といった在留資格による外国人の新規入国が、とりわけ非大都市圏において 2022 年以降に急速に増加したことを反映していると考えられる。一方、大都市圏では、外国人留学生やいわゆる高度人材が再集中する可能性も考えられるが、これまでのところその影響は限定的である。今後の課題として、国際人口移動との関連も考慮したより詳細な分析を行うとともに、とくに人口減少が加速する非大都市圏の人口動向への影響を検証する必要がある。

なお、本研究による分析結果の詳細については、別添「コロナ禍からの回復過程における外国人の国内移動と地域分布の変化」を参照されたい。

A. 研究目的

本研究は、コロナ禍における国際人口移動の縮小およびその後の回復が外国人人口の動向に与えた影響について、国内の地域差に着目した分析を行うことを目的とする。これまでの分析結果を踏まえて、本稿では

とくにコロナ禍からの回復過程における外国人の国内移動と地域分布の変化に関する検証を行う。

B. 研究方法

分析の対象とする期間は2018年1月から

2023 年 12 月までの 6 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 2023 年 12 月を「回復期」とし、各期間における外国人の国内移動と分布について、市区町村を単位とする分析を行う。分析に際しては、「住民基本台帳人口移動報告」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」による各年データを用いる。

C. 研究成果

分析の結果明らかになった点は以下のとおりである。外国人の国内移動の水準については、とくに 10 代後半から 30 代にかけての若年層において、コロナ期に低下したものの、2022 年以降は急速に回復し、コロナ禍の水準を上回った。

外国人の移動状況の変化を市区町村別にみると、コロナ前に転入超過であった市区町村の約 8 割で転入超過が継続したものの、その変化には地域差があり、とくに東京圏の中心部では、7 割が転出超過に転じた。また、東京都においては、2020 年以降の外国人の減少が中心部に集中する傾向がみられる一方で、東京都近隣の埼玉県・千葉県では、国際人口移動による外国人の転出超過が、その国内移動による転出超過によって相殺されるという状況が確認された。

2022 年以降は、コロナ期に外国人が転入超過に転じた市区町村の 6 割以上で転入超過が継続する一方で、転出超過に転じた市区町村のうち 7 割以上が転入超過に戻った。2024 年 1 月時点では、約 9 割の市区町村において、外国人人口がコロナ前の水準を上回った。とくに北海道や、四国、九州といった非大都市圏で、コロナ禍からの回復期に外国人人口が急速に回復した市町村が多くみられた。

D. 結果の考察

本分析の結果より、新型コロナウイルス感染拡大期以降の人口移動の水準の変化は、日本人よりも外国人において顕著であったことが確認された。移動パターンの変化についても、外国人の移動への影響が比較的大きかったことが示唆された。コロナ禍からの回復過程における外国人人口の分布の変化は、コロナ期に抑制されていた技能実習や特定技能といった在留資格による外国人の新規入国が、とりわけ非大都市圏において 2022 年以降に急速に増加したことを反映していると考えられる。一方、大都市圏では、外国人留学生や高度人材が再集中する可能性も考えられるが、これまでのところ、その影響は限定的である。

E. 結論

本研究の成果により、新型コロナウイルス感染拡大による人口動態への影響とその持続性に関する新たな知見を得ることができた。コロナ禍からの回復過程における外国人人口の動向の地域差については、国際人口移動との関連も考慮したより詳細な分析を行うとともに、とくに人口減少が加速する非大都市圏の人口動向への影響を検証する必要がある。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

- ・中川雅貴・小池司朗・藤井多希子「新型コロナウイルス感染症拡大期前後の外国人の国内移動— 住民基本台帳に基づく市区町村別データを用いた分析—」日本人口学会 第 76 回大会（中央大学）（2024.6.9）

・NAKAGAWA Masataka, Shiro KOIKE,

Takiko Fujii “Pre- and Post-Pandemic Patterns in Geographical Distributions and Internal Migration of Foreign Population in Japan”, *The 6th Asian Population Association Conference* (ネパール・カトマンズ) (2024.11.30)

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
「外国人受入れ拡大の公的年金財政影響シミュレーション
及び出生順位別配偶関係多相生命表モデルに関する基礎研究」

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 年財政検証をベースとした外国人受入れシミュレーションに関する基礎的な研究を行う。また、配偶関係別多相生命表に出生順位を組み合わせた出生順位別配偶関係多相生命表モデルの開発に関する基礎的な研究を行う。

外国人労働者受入れに関する公的年金への財政影響は、本研究で考察を行ったような様々な影響を織り込んだ長期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。詳しくは別添の論文（論文タイトル：外国人受入れ拡大の公的年金財政影響シミュレーションに関する基礎研究）を参照されたい。また、出生順位別配偶関係多相生命表の開発については今後も検討を続けることが必要である。

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 年財政検証をベースとした外国人受入れシミュレーションに関する基礎的な研究を行うことを目的とする。

②出生順位別配偶関係多相生命表

筆者らは、配偶関係別多相生命表に関する研究を行ってきたが、この多相生命表には出生順位は考慮されていない。そこで、配偶関係別多相生命表に出生順位を組み合わせた出生順位別配偶関係多相生命表モデルの開発に関する基礎的な研究を行う

ことを目的として研究を行う。

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（厚生年金・国民年金）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、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。

②出生順別配偶関係多相生命表

「日本の将来推計人口（令和5年推計）」では、出生順位別に年齢別出生率が推計されている。本研究では、この出生順別年齢別出生率を用いて、出生順位別遷移確率の推計を行うための試算等を実行する。

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、政策的労働者受入のみを前提とするケースAでは代替率は53.6%と基本ケースに対して3.2%ポイント上昇するのに対し、配偶者の帯同や第二世代以降の誕生を前提とするケースBでは56.0%と5.6%ポイントもの上昇となった。

②出生順別配偶関係多相生命表

出生順別年齢別出生率を用いて、これと整合するような多重脱退生命表の作成について、初婚からの出生期間について幾つか

の仮定を設定しながら試算を行った。

D. 結果の考察

①年金財政シミュレーション

所得代替率上昇の内訳を見てみると、ケースAでは報酬比例部分で0.1%ポイント、基礎年金部分で3.1%ポイント、ケースBでは報酬比例部分で0.1%ポイント、基礎年金部分で5.5%ポイントであり、基礎年金部分の上昇によるところが大きく基礎年金水準低下問題に対応する効果が強いことがわかった。

②出生順別配偶関係多相生命表

多重脱退生命表については、初婚からの出生期間の仮定によって、出生順別年齢別出生率と必ずしも整合的でない結果が得られる場合もあり、さらなる検討の必要性が明らかとなった。

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公的年金への財政影響は、本研究で考察を行ったような様々な影響を織り込んだ長期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出生順別配偶関係多相生命表

出生順別年齢別出生率と整合的な出生順別配偶関係多相生命表の開発については、今後も試算を行いつつ検討を続けることが必要であると考えられる。

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

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

都道府県別人口移動モビリティの変化に関する分析 —コロナ前後における東京圏の移動を中心に—

小池 司朗

1. はじめに

地域間の人口移動量の変化は、人口構造の変化によってもたらされる変化（以下、人口構造要因）と、それ以外の要因によってもたらされる変化（以下、モビリティ要因）に大別される。実際の移動傾向の変化を的確に把握するには、人口構造要因を除去したモビリティ要因による変化を抽出することが不可欠である。

本稿では、都道府県間の日本人の人口移動を対象とし、1994～2024 年における都道府県別男女別人口移動の変化を人口構造要因とモビリティ要因に分解した結果を記す。とりわけ、コロナ禍・コロナ前後に相当する 2019～2024 年のモビリティ要因に着目し、都道府県別の変化を観察することによって、この間における人口移動傾向の変化を的確に把握することを主な目的とする。

2. 分析の枠組み

2-1. 利用データ

都道府県別人口移動については、総務省「住民基本台帳人口移動報告」（以下、「住基台帳移動」）を用いた。一方、移動率を計算するために必要となる分母人口は、総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」（以下、「住基台帳人口」）による男女 5 歳階級別人口を用いた。なお、「住基台帳人口」により都道府県別男女 5 歳階級別人口が得られるのは 1994 年以降であるため、分析の起点は 1994 年とした。移動率は、 t 年の移動数を分子、同じ t 年の人口を分母とした値により算出した¹。

2-2. 男女 5 歳階級別、出発都道府県別、到着都道府県別日本人移動数の算出

本稿においては、基本的には小池（2017）と同様、間接標準化を用いて移動数の変化を人口構造要因とモビリティ要因に分解した。小池（2017）では、今回は分析を精緻化するため、男女 5 歳階級別、出発都道府県別、到着都道府県別移動率を用いて間接標準化を適用する。

ここで問題となるのは、2020 年以降に公表されている男女 5 歳階級別・出発都道府県別・到着都道府県別の移動数が外国人を含む値となっており、日本人のみの移動数が得られないことである。図 1 に示すとおり、出発都道府県別移動数、到着都道府県別移動数はそれぞれ日本人と外国人を含む総数について得られるが、出発都道府県別・到着都道府県別の移動

¹ 「住基台帳人口」は、2013 年以前は 3 月末日現在、2014 年以降は 1 月 1 日現在の人口となっている。

数は外国人を含む総数しか得られない。そこで本分析では、外国人を含む出発都道府県別・到着都道府県別の移動数を初期値、日本人の出発都道府県別移動数および到着都道府県別移動数を制約条件として、日本人の出発都道府県別・到着都道府県別移動数を推定することとした。推定方法は繰り返し比例補正によったが、日本人のみの値が外国人を含む総数の値を上回ることはないため、補正後の値は初期値以下になるように条件を付けた。

総数のみ既知

		到着地					計
		北海道	．．．	．．．	．．．	沖縄県	
出発地	北海道						
	．．．						
	．．．						
	．．．						
	沖縄県						
計							

日本人・総数とも既知

図 1 2020 年以降の「住基台帳移動」から得られる男女年齢別移動数

3. 分析手法

上述のとおり、人口移動変化の人口構造要因とモビリティ要因への分解には、間接標準化の手法を用いた。具体的には、下記のとおりである。

まず、2024 年の男女年齢別転出率を標準転出率として、1994～2024 年の標準化移動数を算出する。

$$Ms(t)_{a,b,j} = \sum_x (P(t)_{a,j,x} \times \frac{M(2024)_{a,b,j,x}}{P(2024)_{a,j,x}})$$

ここで、 $Ms(t)_{a,b,j}$ ：性 j 、都道府県 a から都道府県 b への t 年標準化移動数、 $P(t)_{a,j,x}$ ：都道府県 a 、性 j 、年齢 $x \sim x + 4$ 歳日本人人口、 $M(2024)_{a,b,j,x}$ ：2024 年で推定した性 j 、年齢 $x \sim x + 4$ 歳、都道府県 a から都道府県 b への日本人移動数、である。 $Ms(t)_{a,b,j}$ は、2024 年における男女年齢別都道府県 a から都道府県 b への移動率を一定とした場合に期待される t 年の都道府県 a から都道府県 b への移動数を意味する。当然ながら、2024 年の標準化移動数

$(Ms(2024)_{a,b,j})$ は実際の移動数と同じ値となる。なお、「住基台帳移動」から得られる 2024 年の移動数の最高年齢階級は「90 歳以上」となっているが、2014 年以前の「住基台帳人口」の最高年齢階級は「80 歳以上」となっているため²、後者に合わせて最高年齢階級は「80 歳以上」として算出した。

続いて分析の起点である 1994 年を基準とし、1994～ t 年（ $1995 \leq t \leq 2024$ ）にかけての性 j 、都道府県 a から都道府県 b への移動数変化を、下式により人口構造要因（ $PS(t)_{a,b,j}$ ）とモビリティ要因（ $PM(t)_{a,b,j}$ ）に分解する。

$$PS(t)_{a,b,j} = \frac{Ms(t)_{a,b,j}}{Ms(1994)_{a,b,j}}$$

$$PM(t)_{a,b,j} = \frac{M(t)_{a,b,j}}{M(1994)_{a,b,j} \times PS(t)_{a,b,j}}$$

以下では、 $PS(t)_{a,b,j}$ を（1994 年を基準とした） t 年の人口構造比、 $PM(t)_{a,b,j}$ を（1994 年を基準とした） t 年のモビリティ比と、それぞれ表現する。1994 年の男女年齢別移動状況が変わらないと仮定した場合、 t 年の移動数は 1994 年の移動数に t 年の人口構造比を乗じた値となり、これにさらに t 年のモビリティ比を乗じた値が実際の t 年の移動数となる。

なお、移動数の非常に少ない出発都道府県・到着都道府県の組み合わせが多く存在するため、実際の計算にあたっては、出発都道府県別に到着地は地域ブロック別、到着都道府県別に出発地は地域ブロック別に、それぞれ算出する。今回の分析での地域ブロックの区分は、表 1 のとおりである。

表 1 本稿での分析における地域ブロックと対応する都道府県

地域ブロック	都道府県
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

² 「住基台帳人口」における 2015 年以降の最高年齢階級は「100 歳以上」である。

出発都道府県が到着地の地域ブロックに含まれる場合（また、到着都道府県が出発地の地域ブロックに含まれる場合）は、到着地（出発地）の地域ブロックから当該都道府県を除外した地域を単位とした。たとえば、出発地が徳島県で到着地の地域ブロックが四国の場合、到着地は香川・愛媛・高知を合わせた地域とした。こうして、北海道を除く 46 都府県では 11 ブロック、北海道では（北海道を除く）10 ブロックとの間の転入数と転出数の変化に関して、人口構造比とモビリティ比を算出した。

4. 分析結果

分析結果について、以下では 1994～2024 年の変化と、コロナ禍およびコロナ前後のモビリティ変化に分けて記す。なお、今回はとくに非東京圏に属する道県と東京圏との間の人口移動傾向の変化に焦点を絞ることとし、東京圏以外の地域ブロックとの間の人口移動傾向の変化については稿を改めたい。

4-1. 1994～2024 年の変化

まず転出数について、1994 年を 1 とした場合の 2024 年の人口構造比は図 2 のとおりとなった。本図は、1994 年の男女年齢別転出率が変化しなかったと仮定した場合の 2024 年の 1994 年に対する転出数の比を意味している。この間の人口減少率が高い地域ほど値が小さくなっており、最低は男女とも秋田県（男：0.552、女：0.521）となっている。一方、最高は男女とも東京都（男：0.910、女：0.984）であるが、男女とも 1 は下回っている。1994～2024 年にかけて、東京都ではほぼ一貫して人口が増加してきたが、転出率の高い若年人口は減少傾向であるため、2024 年に期待される転出数は 1994 年よりも少なくなる。

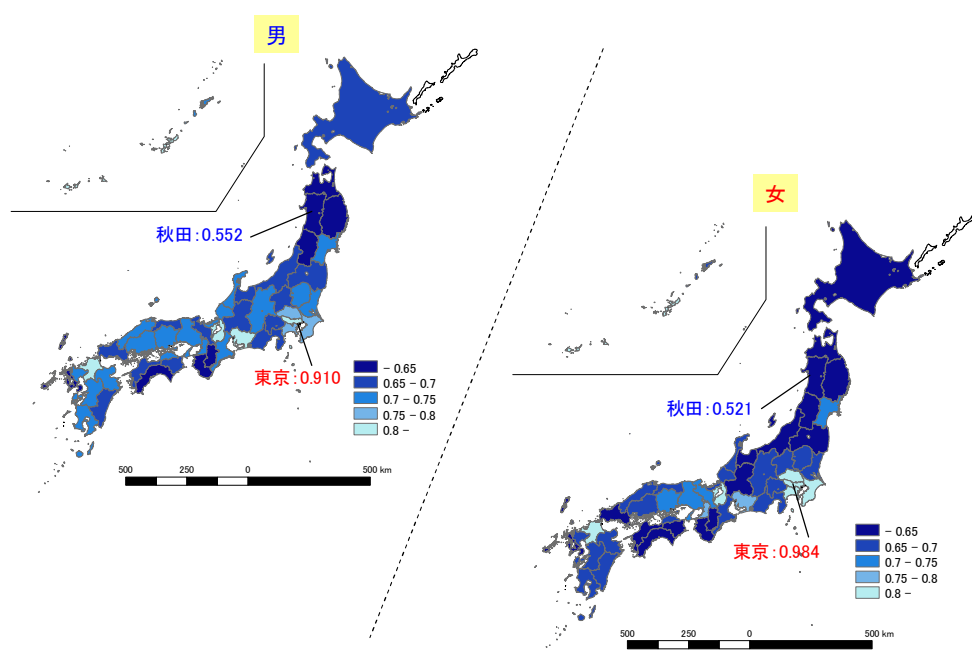


図2 1994 年を基準とした 2024 年の転出人口構造比

また、1994 年を 1 とした場合の 2024 年の転出モビリティ比は図 3 のとおりである。男性については東北・北関東・北陸を中心として高い県が目立ち、最高は群馬県（1.251）となっている。女性は全都道府県について男性のモビリティ比を上回り、最高は沖縄県（1.408）となった。一方、最低は男女とも東京都（男：0.731、女：0.758）であった。分析の起点となっている 1994 年はバブル崩壊に伴い東京圏の転入超過数が一時的にマイナスになった時期に相当し、東京圏からの転出傾向が強かったことには留意する必要があるが、東京都における転出モビリティ低下の一因としては、東京圏出生者割合の上昇（小池・清水 2020）があると考えられる。

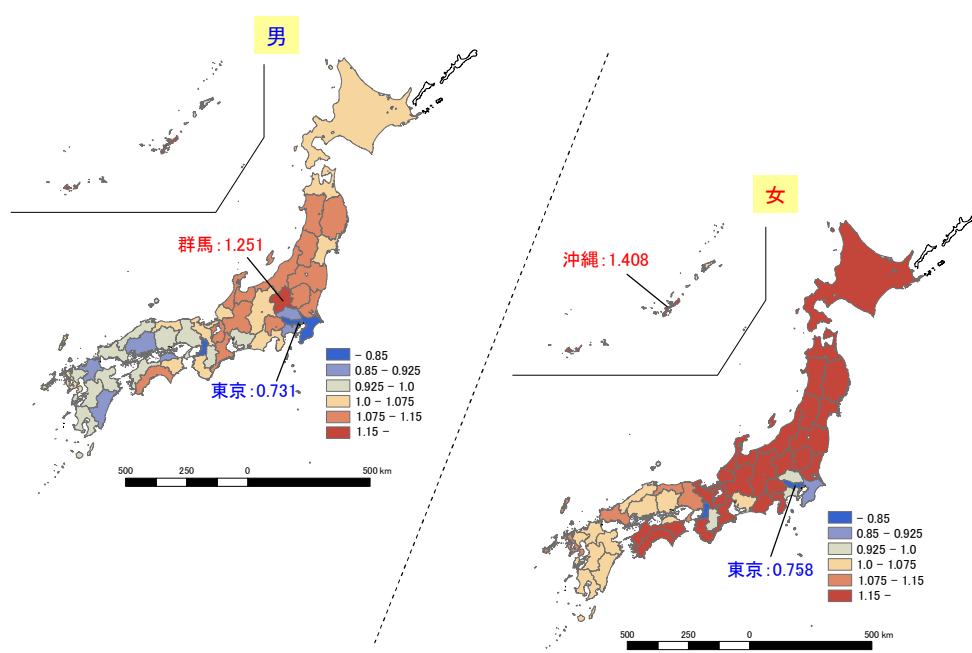


図 3 1994 年を基準とした 2024 年の転出モビリティ比

転入数について 1994 年を 1 とした場合の 2024 年の人口構造比は図 4 のとおりである。最低は男女とも宮城県（男：0.701、女：0.668）、最高は男女とも長野県（男：0.791、女：0.806）となった。転出数に関しては、各都道府県における人口構造の変化が人口構造比に直結するため都道府県間で大きな差があるが、転入数に関しても少なからず差がみられた。転入数の人口構造比に関しては、転入元となっている都道府県の人口構造変化が大きな影響を与える。宮城県の場合、人口減少率の高い東北各県からの転入が大半を占めるため転入数が減少しやすく、逆に長野県では若年人口が比較的維持されている東京都や愛知県からの転入の割合が高いため、転入数が減少しづらくっていると解釈できる。人口構造が転出数の変化に対して大きく影響することは容易に想像できるが、転入数の変化に対しても少

なからぬ影響があることは新たな知見といえよう。

1994 年を 1 とした場合の 2024 年の転入モビリティ比は図 5 のとおりである。上述のように東京圏の転入超過数が落ち込んでいた 1994 年と比較という点は留意する必要があるが、最高は男女とも東京都（男：1.249、女：1.463）であった。非東京圏では男女とも 1 を下回る道県が目立ち、最低は男女とも和歌山県（男：0.585、女：0.593）であった。非東京圏のなかで男女とも 1 を上回ったのは、愛知県（男：1.133、女：1.212）、大阪府（男：1.080、女：1.283）、福岡県（男：1.005、女：1.161）、沖縄県（男：1.237、女：1.451）の 4 府県のみである。沖縄県を除いては府県内に広域中心都市以上の大都市（名古屋市、大阪市、福岡市）が含まれており、この間に大都市への転入傾向が強まったことがうかがえる。ただし、広域中心都市（札幌市、仙台市、広島市、福岡市）を含む福岡県以外の道県では、北海道（男：0.830、女：0.859）、宮城県（男：0.905、女：1.052）、広島県（男：0.791、女：0.831）となっており、宮城県の女性以外ではすべて 1 を下回った。

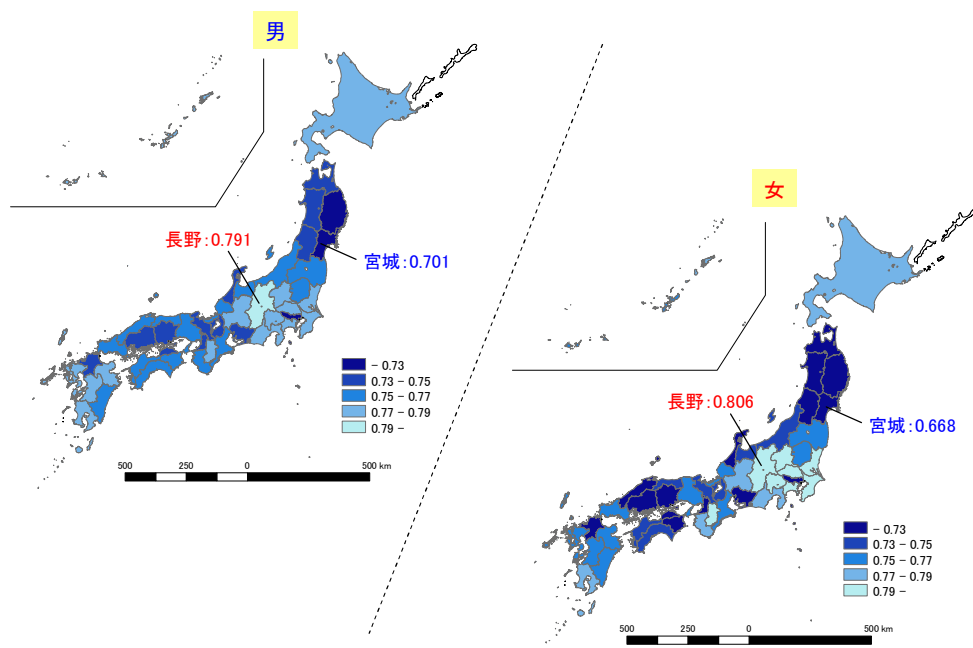


図 4 1994 年を基準とした 2024 年の転入人口構造比

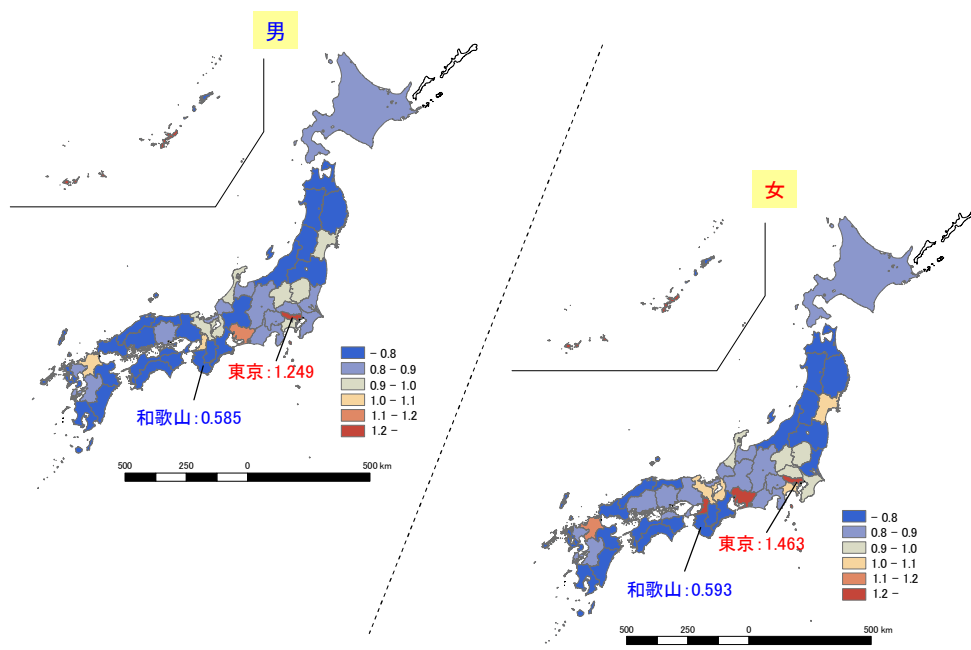
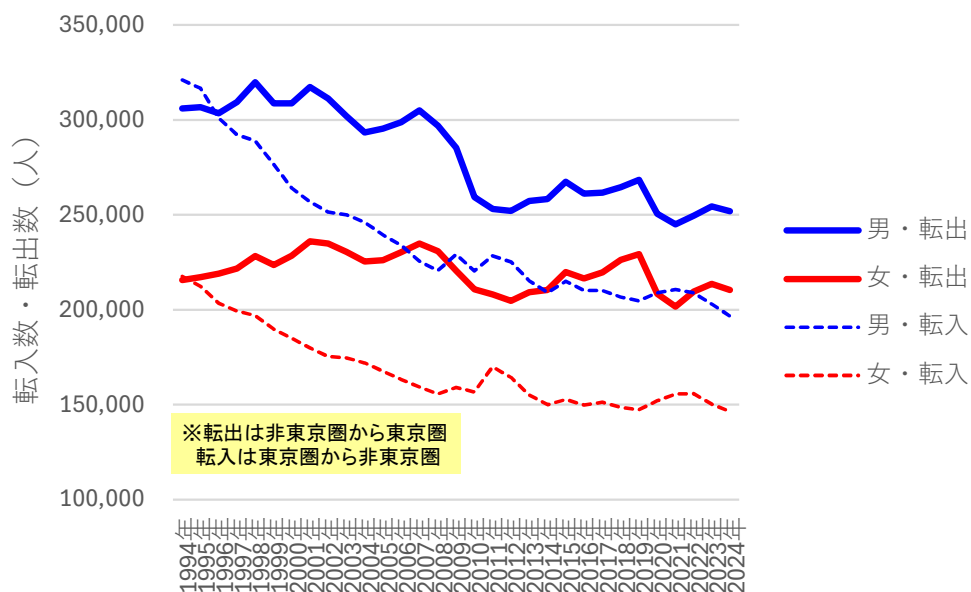


図5 1994年を基準とした2024年の転入モビリティ比

4-2. 東京圏・非東京圏間の変化

以下では、東京圏と非東京圏との間の人口移動に着目して記す。1994～2024年における東京圏と非東京圏との間の移動数の推移は図6のとおりである。



資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」

図6 非東京圏・東京圏間の移動数推移

図 6 で示した変化について、1994 年を 1 とした人口構造比とモビリティ比で表すと、それぞれ図 7、図 8 のようになる。

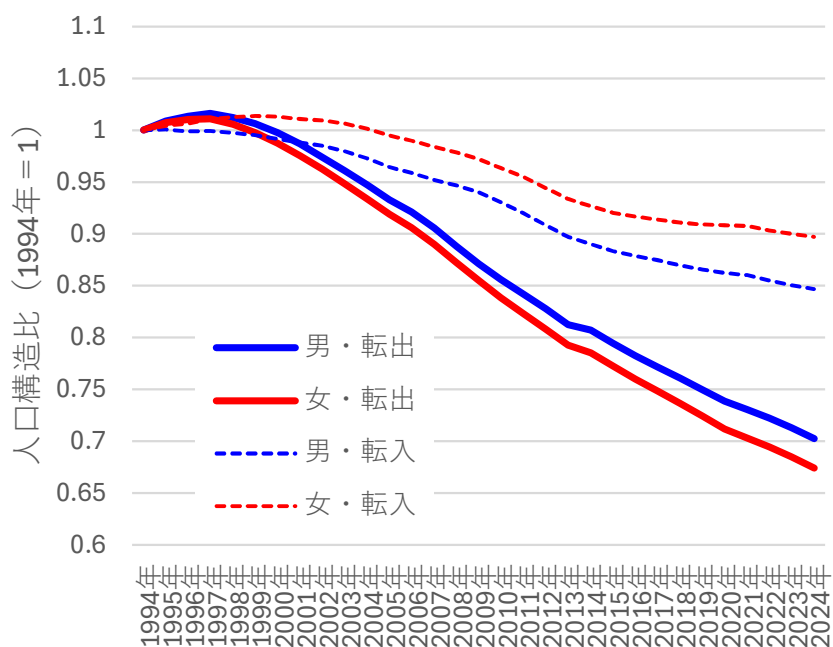


図 7 1994 年を基準とした人口構造比（非東京圏・東京圏間）

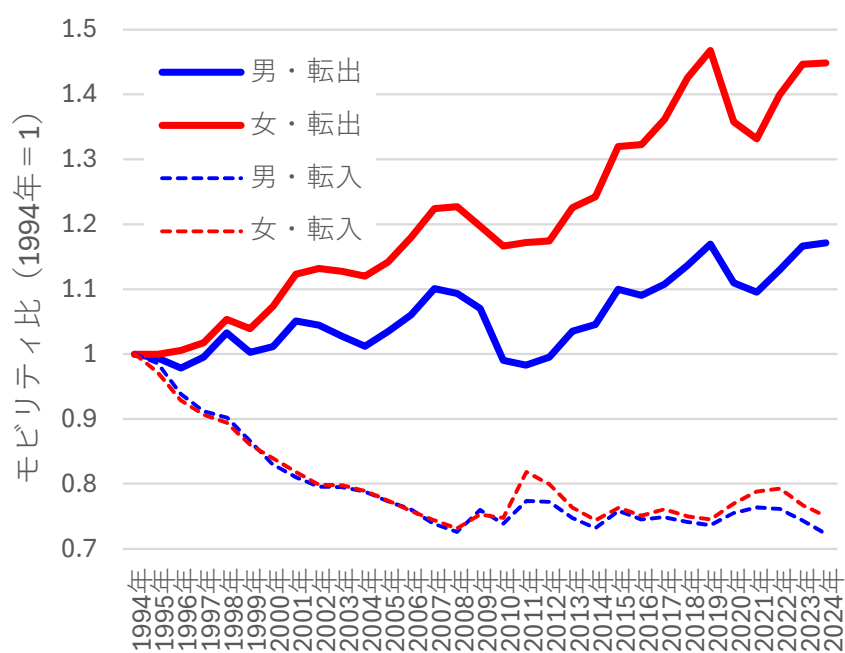


図 8 1994 年を基準としたモビリティ比（非東京圏・東京圏間）

図 8 で示したモビリティ比について、転出数に関しては男女とも総じて上昇傾向であるが、とくに女性の上昇傾向が著しい。リーマンショックや東日本大震災の影響を受ける形で、2008～2011 年頃は一時的に低下の傾向もみられるが、その後はコロナ前の 2019 年まで大幅に上昇している。図 6 で示したように、女性の転出数は分析期間中概ね横ばいであり、2024 年の移動数は 1994 年比で 0.976 であるが、人口構造要因を除去したモビリティ要因でみれば、2024 年は 1994 年比で 1.449 となっており、人口構造要因による減少分がモビリティ要因により埋め合わせされていると解釈できる。転出モビリティ比の男女差の要因はいくつか考えられるが、大学進学率が大きな影響を及ぼしていることは疑いないだろう。文部科学省『学校基本調査』によれば、1995 年時点の大学進学率は、男 40.7%、女 22.9%と 17.8%ポイントもの開きがあったが、2023 年時点では男 60.7%、女 54.5%と、その差は 6.2%ポイントにまで縮小している。大学に進学するのであれば、選択肢の多い東京圏への移動の割合が上昇することは自然といえよう。一方、転入数のモビリティ比は男女とも 2007 年まで一貫して低下した後、直近まで概ね横ばいとなっている。転出数のモビリティ比と比較すると男女の差も小さいが、2011 年以降は女性の値が男性の値をやや上回って推移している。

4-3. コロナ禍およびコロナ前後における東京圏・非東京圏間のモビリティ変化

図 8 から明らかなように、新型コロナウイルスの感染拡大により、東京圏と非東京圏との間の人口移動のモビリティは大きく変動した。以下では、コロナ前の 2019 年のモビリティ比を基準とし、下記の指標によりコロナ禍およびコロナ前後における変化を観察する。

コロナ禍における指標＝

2020～2022 年のモビリティ比の平均値／2019 年のモビリティ比

コロナ前後における指標＝

2024 年のモビリティ比／2019 年のモビリティ比

東京圏・非東京圏全体の値は表 2 のようになった。転出数に関してはコロナ禍においてモビリティ比が大きく低下したが、コロナ後においてはほぼコロナ前に回帰した。転入数に関してはコロナ禍においてモビリティ比が大きく上昇したが、コロナ後においてはやはりほぼコロナ前に回帰した。男女で比較すると、コロナ禍において転出数のモビリティ比は女性の低下率が大きく、転入数のモビリティ比は女性の上昇率が高かった。一方コロナ後において、男性は転出数のモビリティ比がコロナ前を上回り、転入数のモビリティ比はコロナ前を下回ったのに対して、女性は転出数のモビリティ比・転入数のモビリティ比ともにコロナ前の水準には戻りきっていない。上述のように、転出数のモビリティ比はコロナ前まで男女間で拡大してきたが、コロナ禍はその傾向に歯止めをかけたといえるかもしれない。

表 2 非東京圏・東京圏間のモビリティ変化指標

	転出		転入	
	男	女	男	女
コロナ禍	0.950	0.928	1.032	1.052
コロナ前後	1.002	0.987	0.982	1.007

※転出は非東京圏から東京圏、転入は東京圏から非東京圏

続いて、非東京圏における道府県別の指標をみていく。図 9 は、転出数のモビリティ比についてコロナ禍における指標を示したものである。男女とも大半の道県で低下しており、非東京圏に属する 43 道府県のうち、男性は 40 道府県、女性は 42 道府県で 1 を下回った。最高値は男性が滋賀県 (1.043)、女性が福井県 (1.019)、一方最低値は、男性が鹿児島県 (0.868)、女性が山形県 (0.854) である。転出数のモビリティについて、コロナ前後における指標をみると (図 10)、一転してコロナ前の値を下回る道県は大幅に減少し、男性で 19 道府県、女性では 22 府県で 1 を下回った。総じて、北陸・近畿・四国などでコロナ前のモビリティを上回る府県が多くなっており、最高値は男性が滋賀県 (1.138)、女性が愛媛県 (1.107) となった。最低値は男女とも秋田県 (男 : 0.930、女 : 0.904) であり、秋田県以外でも東北地方は転出モビリティ比がコロナ前の水準に戻っていない県が目立っている。

図 11 は、転入数のモビリティ比についてコロナ禍における指標を示したものである。コロナ禍においては非東京圏に属する大半の道県において転入数のモビリティ比は上昇し、男性は 34 道府県、女性は 39 道府県で 1 を上回った。最高値は男性が宮崎県 (1.129)、女性が福井県 (1.177)、最低値は男性が愛知県 (0.960)、女性が山形県 (0.975) である。転入数のモビリティ比についてコロナ前後の指標をみると (図 12)、コロナ前の値を上回る道県は大幅に減少し、男性で 14 府県、女性で 18 府県において 1 を上回った。最高値は男性が熊本県 (1.100)、女性が福井県 (1.171)、最低値は男性が青森県 (0.876)、女性が岩手県 (0.894) である。男女とも、北関東・甲信 (山梨県、長野県) では全県が 1 を上回っているほか、西日本にも 1 を上回る府県が散見される一方で、東北地方の各県は軒並みコロナ前の水準を下回っている。

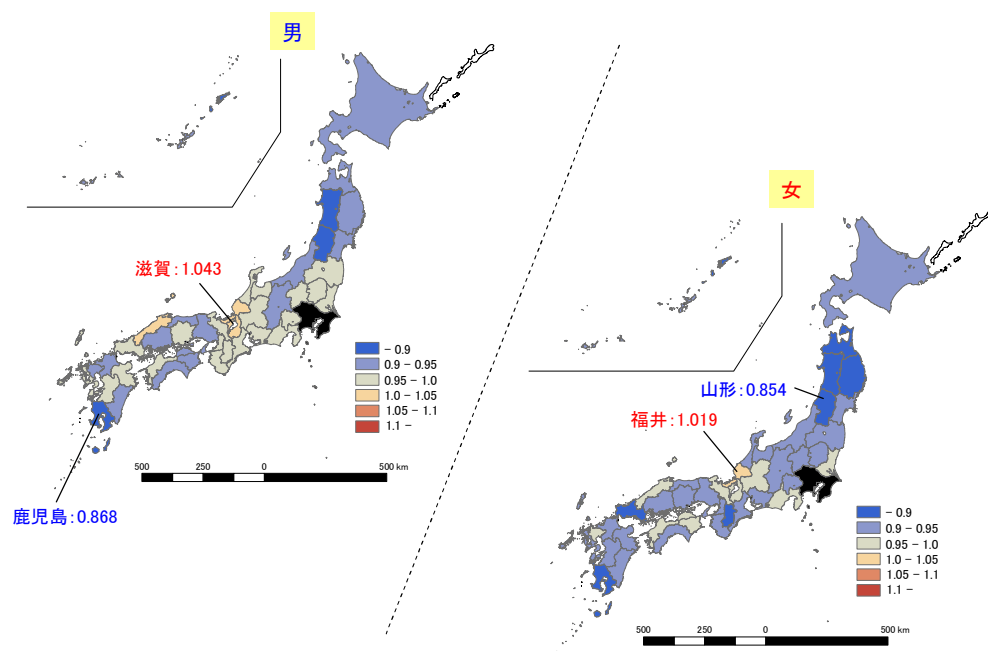


図9 コロナ禍における東京圏との間の変化指標（転出モビリティ）

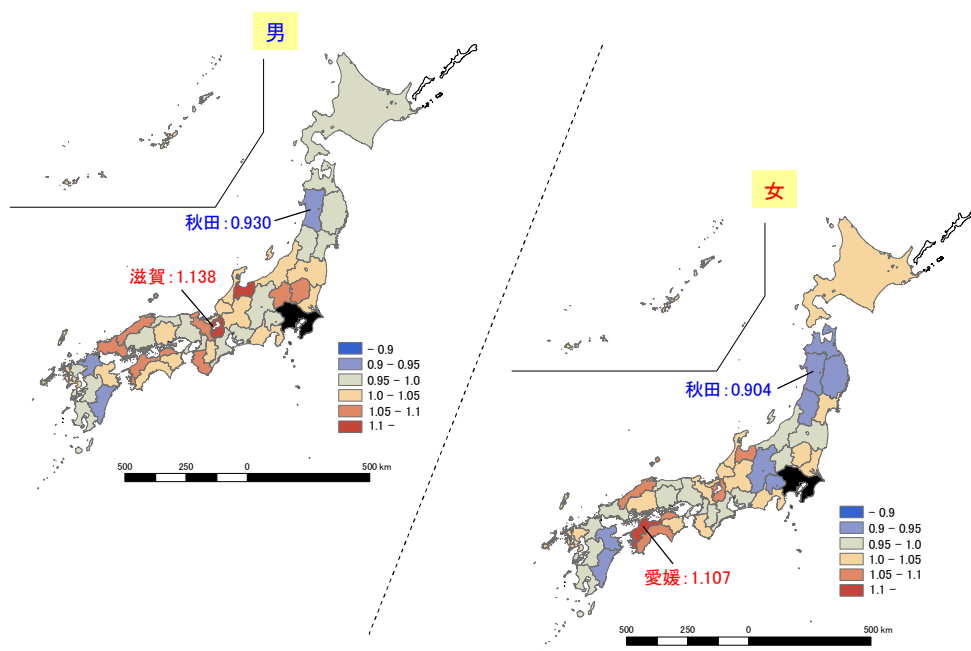


図10 コロナ前後における東京圏との間の変化指標（転出モビリティ）

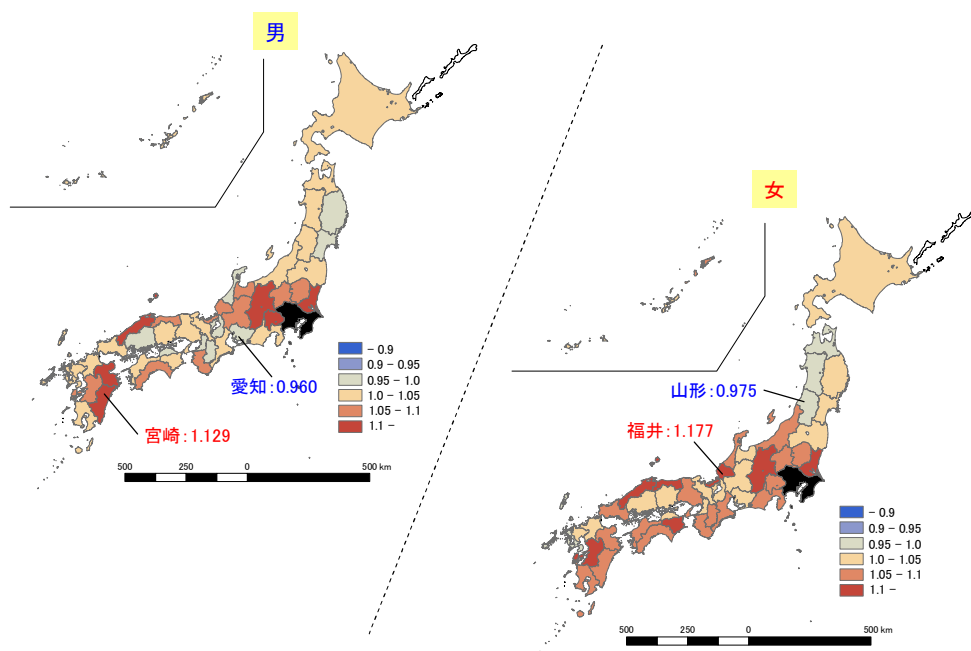


図 11 コロナ禍における東京圏との間の変化指標（転入モビリティ）

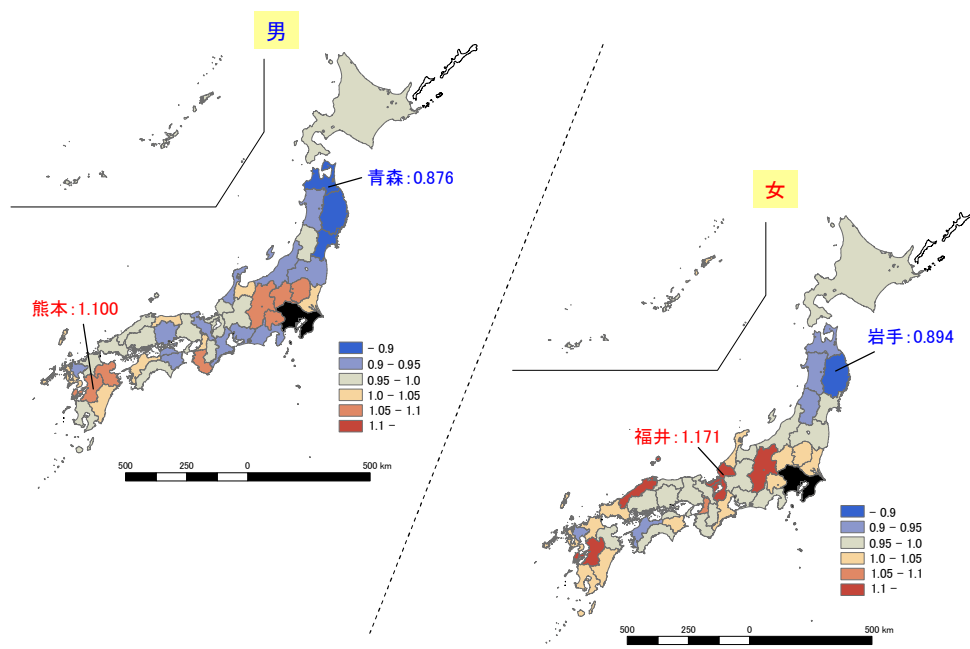


図 12 コロナ前後における東京圏との間の変化指標（転入モビリティ）

5. おわりに

本稿では、「住基台帳移動」から得られる 1994～2024 年の都道府県間人口移動数を人口構造要因とモビリティ要因に分解し、そのなかでとくにコロナ禍とコロナ前後における東京圏・非東京圏間のモビリティ要因に着目して分析を行った。その結果、得られた知見は概ね下記 3 点にまとめられる。

第 1 に、人口構造の変化が移動数変化に及ぼす影響は、とくに転出数に関して大きいですが、転入元の人口構造の変化に起因して、転入数に関しても少なからず地域差がみられた。一般に、人口構造が人口移動に及ぼす影響については無視されがちであるが、人口構造要因が転出数・転入数に対して地域差を伴いながら継続的な減少圧力となることは常に念頭に置いておく必要がある。第 2 に、コロナ禍の状況を男女別にみると、女性において非東京圏から東京圏への転出モビリティの低下、および東京圏から非東京圏への転入モビリティの上昇が目立った。転出モビリティに関しては、コロナ前まではほぼ一貫して男女差が拡大し、とくに女性のモビリティ上昇が著しかったが、コロナ禍でその傾向に歯止めがかかったように見える。これが一時的なものか、あるいはある程度長く続く傾向かは現時点では不明であるが、コロナ禍における男女間のモビリティ比の縮小の要因を解明することにより、今後の見通しも立てやすくなるだろう。第 3 に、コロナ前と比較して転入モビリティが大幅に上昇した地域は、東京圏から距離的に近い県が大半であるが、西日本においても散見された。コロナ禍に伴ってテレワークが普及するとともに、関東地方のなかでも郊外地域への移住傾向が強まったことは多く指摘されている。北関東・甲信地域における転入数のモビリティ比の上昇は、こうした傾向を反映したものと考えられるが、コロナ後においても西日本の府県で散見される高い転入モビリティ比の要因には、コロナ以外の要因も含まれている可能性がある。たとえば、コロナ後前後の指標において男女で最高値となった熊本県と福井県は、それぞれ大規模半導体工場の立地および北陸新幹線の延伸という産業・交通面でのイベントがあり、それらの影響が多分に含まれていることも考えられる。コロナ禍が各地域の人口移動に及ぼした影響を精査するには、こうした特殊要因によるモビリティ変化を除外する必要がある。

上記においても今後の課題に触れているが、その他の短期的な課題としては主に 2 点挙げられる。1 点目は、年齢別の分析である。今回は、1994～2024 年という比較的長期間の分析を目的のひとつとして、2024 年の男女年齢別移動率を標準率とした間接標準化を行ったが、そのために年齢別の分析は行えていない。コロナ前までに観察された非東京圏から東京圏への転出数のモビリティ比拡大の要因のひとつとして、女性を中心とした進学率の上昇を挙げたが、それがどの程度寄与しているかは年齢別の動向を丁寧に分析していく必要がある。ただし、「住基台帳移動」において年齢別移動数が公表されるようになるのは 2010 年以降であるため、長期間の分析を行うには「国勢調査」や「学校基本調査」など他の統計も併用することが求められるであろう。2 点目は、外国人を含めた分析である。「住基台帳移動」によれば、2024 年における日本人の東京圏の転入超過数は 119,337 人であるが、外

国人を含めた転入超過数は 135,843 人であり、外国人だけでも 1 万 6 千人以上の転入超過であることが知られる。外国人人口の急増に伴い、国内人口移動に占める外国人の影響力も強まっており、今後は外国人も含めた分析が不可欠といえる。「住基台帳移動」および「住基台帳人口」では、2014 年以降において外国人も含めた移動数や人口が表章されているため、現時点で 10 年間程度であれば時系列分析が可能である。都道府県別には母数が少なくなるため、本稿で行ったような「都道府県×地域ブロック」の分析は難しい可能性が高いが、基本的には本稿と同様の間接標準化により、外国人の人口移動も人口構造要因とモビリティ要因への分解が可能であろう。令和 7 年度前半は、これらの分析に取り組む予定である。

参考文献

- 小池司朗（2017）「東京都区部における「都心回帰」の人口学的分析」、『人口学研究』，53 号，pp.23-45.
- 小池司朗，清水昌人（2020）「東京圏一極集中は継続するか?：出生地分布変化からの検証」、『人口問題研究』，76 巻 1 号，pp.80-97.

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

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」による都道府県別出生数と死亡数並びに2000年1月から2025年3月の「住民基本台帳人口報告」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(1年のなかの月による系列の安定な変化)が認められるため、センサス局法を用いて季節成分分解を行い、中長期的な趨勢の変化(1年を超える系列の趨勢的な変化)を観察した。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、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。

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精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(子の住所地と死亡者の住所地についての件数)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す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を知ることができたのだが、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。本研究では、経済統計に広く適用され一般的・標準的な季節調整(季節成分分解)の手法であるセンサス局法を月別人口動態の系列に適用し、季節性のパターンと一時的な攪乱的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。

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、同一の地域を表章する月報を用いた。

本研究は、センサス局法という経済統計の領域で標準的な手法を用いることによって人口動態系列からも簡便に季節性を除去し（月別系列の背後にある）中長期的な趨勢の観察が可能であることを示すことを一つの目的としている。そのため、詳細は後述の通り、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、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（年齢）構造の影響を除去する「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、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季節成分分解の結果について）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²。センサス局法は、ごく大雑把に言えば中心化（対称な）移動平均（当該月と前後同一期間幅の平均）によって季節成分を除去する手法である。最新の趨勢の算出には将来についての（最大7年間程度の）観測値を要求する。そのため、季節成分分解の分析一般に、新しいデータが加わる度に推定結果が変化するという「時系列の不安定性」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「時系列の不安定性」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、本稿執筆時点の分析において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おり、本研究が最も着目する時期（2020年前半）については、このような不安定性の影響を大きくは受けなくなってきた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し、数々のバージョンアップを重ねてきたが、最新のものはX-13-ARIMA-SEATSと呼ばれる。このX-13-ARIMA-SEATSでは、季節調整（季節成分分解）手法の基本的な考え方として、X-11アルゴリズムが選択できる。X-11は1950年代半ばに米国センサス局で開発され、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

² 菅他（2022）、Suga et al.（2023a）、菅他（2023b）、Suga et al.（2024a）、菅他（2024b）。

歴史を有し、広く用いられている（X-11 族に関して膨大な文献が存在）。

X-11 には、時系列の最新部分に中心化フィルター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調整結果に相対的に大きな改訂を余儀なくされるという「時系列の不安定性」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（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 は確立した。さらに、X-11 の季節性フィルターと ARIMA モデルを発展させた regARIMA モデルを組み込んだ X-12-ARIMA は 2000 年前後に確立している（Findley et. al 1998）。

2010 年代に入り登場した X-13-ARIMA-SEATS 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（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 とともに利用できるようにしたものである。TRAMO-SEATS 法は「季節性フィルターとして Wiener-Kolmogorov フィルターをベースにした信号抽出の手法を用いており、無限の過去から無限の未来までの観測値が存在すると想定した場合の最小二乗法によるデータ空間への射影として数理的な最適な分解を行うものである一方、分析にあたって仮定される制約がやや強く恣意的な部分や合理的でないと考えられる部分がある（高部 2009）」とされる。本研究では X-13-ARIMA-SEATS プログラムを利用するが、季節調整（季節成分分解）手法の基本的な考え方として X-11 フィルターを利用しており、「時系列の不安定性」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 では regARIMA モデルの自動選択機能に TRAMO アルゴリズムとほぼ同等の手法が採用されており（U.S. Census Bureau 2020）、X-12-ARIMA に TRAMO を組み合わせたものを用いていることになる。

2.2. センサス局法の構成と利用

季節調整（季節成分分解）についてのセンサス局法 X-12-ARIMA は、次の三段階の要素（もしくは手順）から成る。第一段階は regARIMA を用いた事前調整パートである。第二段階は X-11 フィルターを適用する季節成分分解である。第三段階では、事前調整や季節成分分解の良好さに関する種々の統計量が計算される。センサス局法の手法に関する先行研究には膨大な文献が存在し、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。本稿では分析結果の解釈に直接関わる部分のみを取り上げることとし、2.3 節で第一段階の事前調整、2.4 節で季節成分分解のための X-11 フィルターについて扱う。

X-13-ARIMA-SEATS プログラムは、基本的には初期設定のまま利用した。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季節性 ARIMA 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、初期設定では外れ値の類型とし

て加法的外れ値と水準変化しか検索しないが、減衰的外れ値についても自動探索の対象とした（これら外れ値の類型は 2.3 節に後述）。先述の通り、本研究では季節性フィルターに SEATS ではなく X-11 を用いる。以上の設定でモデル識別を実施したところ、最終的な季節性移動平均フィルターの次数として 3x9 が選択される場合があり、5 年前と 5 年後の同月の観測値が移動平均の算出に用いられることがあった。そのため、X-11 フィルターを適用するインプットデータの作成にあたっては、最終的に自動識別された 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が行われる場合には 12 ヶ月の予測値が自動的に算出され用いられる）。

本研究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）を対象として季節成分分解を実施する。本稿では、膨大な分析結果を全国と三大都市圏³に縮約して主要な分析結果を示すこととした。三大都市圏の季節成分分解を行う場合、これら地域を構成する都道府県各々の季節成分分解の結果を集計する方法（間接分解; indirect adjustment もしくは composite adjustment）と、三大都市圏（合計値）を直接分解する方法（direct adjustment）がある。地域によって季節性（系列の変動パターン）が異なるなら間接調整が好ましい（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）。一方、対象地域の季節性（と中長期の変動）が同じパターンなら、合計系列に対する直接調整が好ましいとされる（攪乱が均され、複数の地域の季節性がお互いに補完しあうため）。本研究では、全国・三大都市圏についての間接分解の分析結果を取り上げる⁴。

2.3. 季節成分分解のための事前調整

センサス局法 X-12-ARIMA における季節成分分解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近似（記述）し、「時系列の不安定」の問題に対処するために将来の一定期間（X-11 による中心化移動平均の算出に必要な期間）について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（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、この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外れ値（Outliers）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

³ 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）、非大都市圏（その他の道県）とした。

⁴ ただし、間接修正は、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、三大都市圏についての推定結果（regARIMA モデルが識別した外れ値等）について言及する場合には直接分解の結果を参照している。

に外れ値の影響を除去することが重要とされる。以下では、センサス局法で採用されている TRAMO アルゴリズムにおける regARIMA モデルの自動選択方法の概要を紹介する。詳細は、U.S. Census Bureau (2020: 4 章及び 7.2 節) 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(対数変換を実施する場合には、次節で紹介する X-11 フィルターの適用にあたって乗法モデルを用い、そうでない場合には加法モデルを用いる)。そのうえで、曜日構成効果等のカレンダー効果や定数項と外れ値の探索と季節性 ARIMA 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、カレンダー効果や外れ値の影響を取り除いた予測値を算出し、X-11 フィルターを適用するインプットデータを作成する。

一般に、月別データ z_t についての季節性 $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ 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 ($Bz_t = z_{t-1}$)、 $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ は非季節性自己相関オペレーター、 $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ は非季節性移動平均オペレーター、 $\Phi(B^{12}) = (1 - \Phi_1 B^{12} - \dots - \Phi_p B^{12p})$ は季節性自己相関オペレーター、 $\Theta(B^{12}) = (1 - \Phi_1 B^{12} - \dots - \Phi_Q B^{12Q})$ 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 回の階差と同じ月 (12 ヶ月前) の D 回の階差をとるという操作に対応する。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季節性 $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ 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外れ値で説明する回帰式の残差について季節性 $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ 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、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 種類の外れ値 (Outliers) がある。

第一の外れ値は、加法的な外れ値 (Additive Outlier、以下 AO と略記する) であり、特定の月に 1 をとり、その他は 0 の以下のダミー変数 $AO_t^{(t_0)}$ によって識別される。

$$AO_t^{(t_0)} = \begin{cases} 1 & \text{for } t = t_0 \\ 0 & \text{for } t \neq t_0 \end{cases}$$

第二の外れ値は、水準変化 (Level Shift、以下 LS と略記する) であり、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をベースとするため特定の月より前の値をシフトさせている。

$$LS_t^{(t_0)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t < t_0 \\ 0 & \text{for } t \geq t_0 \end{cases}$$

第三の外れ値は、減衰的变化（Temporary Change、以下 TC と略記する）であり、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 $TC_t^{(t_0)}$ によって識別される。

$$TC_t^{(t_0)} = \begin{cases} 0 & \text{for } t < t_0 \\ \alpha^{t-t_0} & \text{for } t \geq t_0 \end{cases}$$

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。

なお、X-13-ARIMA-SEATS プログラムでは次の手順で外れ値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]の手順で外れ値を探索する。[手順 1]観測期間中の各月に対して、探索する種類の外れ値を一つずつモデルに加えた場合の t 値を算出する。外れ値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（観測値数に依存するが 4 前後の高めの水準が用いられる）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外れ値を加えたモデルを用いて[手順 1]を再度実施し、閾値を上回る外れ値を発見できなくなるまで探索を続ける。[手順 3]新たな外れ値を追加することができなくなったら、すべての外れ値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外れ値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、すべての外れ値を同時に用いたモデルにおいて各外れ値の t 値が閾値を上回るようになったら探索を終了する。

ただし、実際には、季節性 $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ モデルの 階差と ARMA 次数の選択と同時に 外れ値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、外れ値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、外れ値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。

2.3. 季節成分分解 X-11 の基本的な考え方

季節成分分解は原系列 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。

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

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

趨勢系列 (Trend-cycle series) は、原系列のうち 1 年を超える期間の趨勢的 (周期的) な変化を抽出する。複合季節成分 (Combined Seasonal, trading day, and holiday factor) は、原系列のうち 1 年以内の期間の安定な (周期的) 変化を抽出する。攪乱成分 (Irregular factor) は、これら趨勢系列や複合季節成分によらない (カレンダー効果も含まない) 短期的なショックに対応する。

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、季節成分分解結果から $Y_t = T_t \cdot I_t$ もしくは $Y_t = T_t + I_t$ として得られるものである。なお、regARIMA モデルが識別した外れ値及び曜日効果等のカレンダー効果を除去した事前調整済み系列に対して X-11 は季節成分分解を行うが、水準変化 (LS) は最終的な趨勢系列に含まれ (最終的な趨勢系列に LS は戻される)、また加法的な外れ値 (AO) と減衰的な外れ値 (TC) は最終的な攪乱成分に含まれることから、季節調整済み系列に含まれることになる。カレンダー効果は複合季節成分を構成する要素であり、季節調整済み系列からは除外されることになる。

X-11 フィルターは、事前調整済み原系列に 2 種類の中心化移動平均 (中心化 MA) を繰り返し適用することで原系列を 3 つの要素に分解する手法である。2 種類の中心化移動平均とは、隣あった月の平均 (トレンド移動平均) と、同じ月について前後の年次の平均 (季節性移動平均) であり、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 の基本アルゴリズムは、表 1 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 (MA) を繰り返し適用することによって構成される。

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) に季節性移動平均 (月別の中心化移動平均) を適用することで季節成分初期値 $S_t^{(1)}$ を推定する。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。

表 1. X-11 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 MA 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 MA の適用及び中心化 12 項 MA 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) トレンド (Henderson) MA 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 MA 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~t 期)変化の平均と趨勢系列(t-1~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 SMA の適用及び中心化 12 項 MA 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 (D 表の作成では) 季節性 MA 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 MA 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 MA 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。

X-11 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 MA 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 は慎重に 原系列を 中長期的な（1 年を超える期間の）趨勢の変化を示す趨勢系列、1 年なかの一定の定期的な（周期的な）パターンを示す複合季節成分、短期的な繰り返しのないショックである攪乱成分という 3 つの要素に分解し、原系列から複合季節成分（特定の月に指標が大きくなりやすい効果、どの程度大きくなるかは変化する）を除去するための手法となっている。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かつ有用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、季節調整済み系列の趨勢に対する比（趨勢と比べて当月にどのようなショックがあったのか）を中心に分析結果を紹介する。

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。

3. 分析結果

本稿では「住民基本台帳人口移動報告」⁶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 (291 ヶ月)、ならびに、「人口動態統計」⁷による 1995 年 1 月から 2024 年 11 月の月別 都道府県別 出生数と死亡数 (347 ヶ月) の延べ 188 系列の 1,276 ヶ月に対して、X-13-ARIMA-SEATS プログラムを用いて regARIMA モデル+X-11 フィルターによる季節成分分解を実施した。正確には、4 つの月次人口動態系列に対し全国・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の間接調整のプログラムを実行した。また、季節成分分解された系列の転出入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の季節成分分解を得た。以下では、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。

3-1. 全国の動向

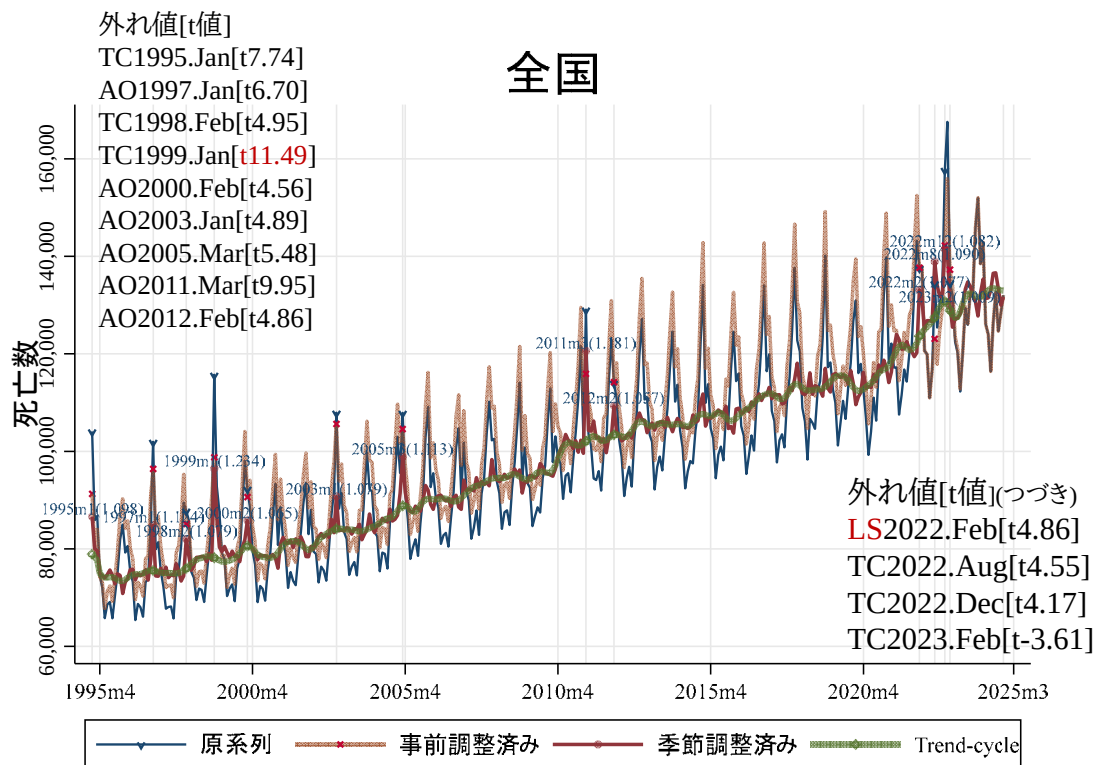
① 死亡数

図 1 に全国の月別死亡数についての季節成分分解の結果を示した。要因分解の手順としてはまず regARIMA モデルにより原系列から外れ値とカレンダー効果が除去される。そして、X-11 フィルターの適用により、季節成分が除去され季節調整済み系列が得られると同時に趨勢系列 (Trend-cycle) に分解される。図中には、趨勢系列に対する季節調整済み系列の比は (外れ値を含む) 攪乱成分 (乗法モデルの場合) の大きさを示すことになり、外れ値が識別された年月とともに括弧内にこの比を示した。以降の図も形式は基本的に同一であり、以降は趨勢系列に対する季節調整済み系列の比を「攪乱成分比」と呼ぶ。また、図 1 と図 5 (後出) については、regARIMA モデルにより識別された外れ値のタイプ・年月と括弧内に係数推定値の t 値を示した。

全国の死亡数は、原系列や事前調整済み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、持続的拡大)、2022 年 8 月、12 月に減衰的变化

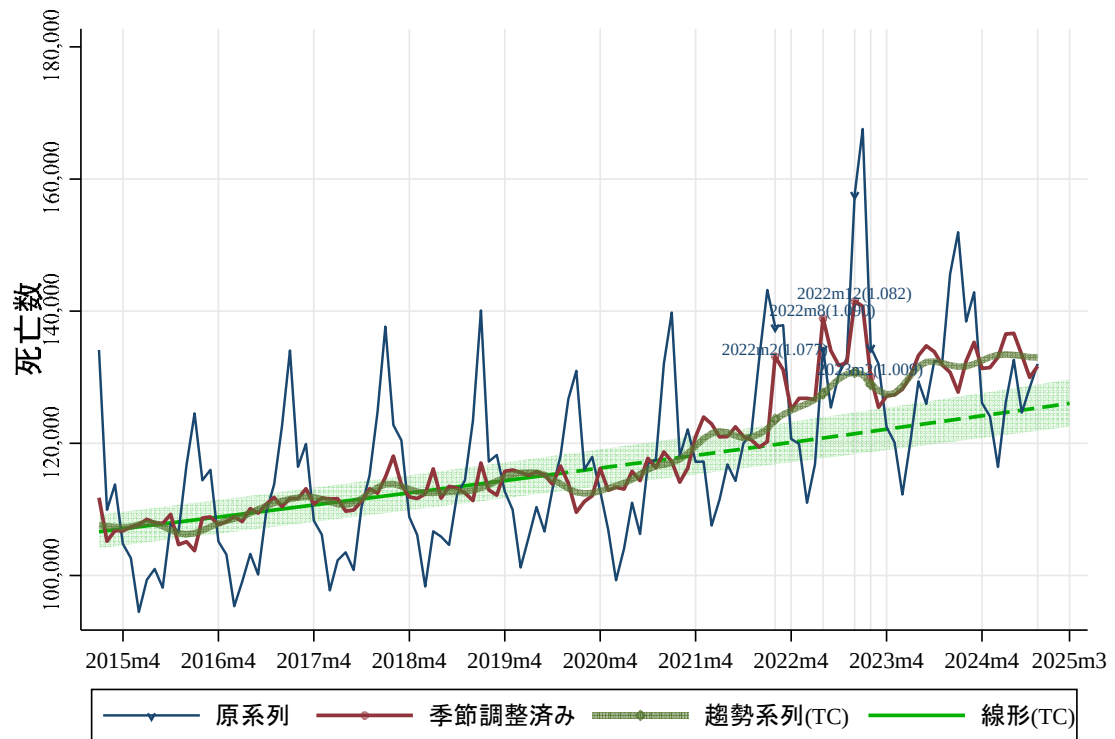
⁶ 2000 年から 2024 年までの年報と、2025 年 1 月から 3 月までの月報を用いた。なお、2013 年 7 月に「住民基本台帳法の一部を改正する法律」が施行されたことに伴い、外国人も住民基本台帳への登録対象となったため、2013 年 7 月以後の「住民基本台帳人口移動報告」(年報及び月報) では、日本人と (外国人を含む) 総数が表章されるようになった。本研究では系列の連続性を担保するため、2013 年以後の期間も日本人移動者の転出入数を用いた。

⁷ 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)」を用いる。したがって、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を用いた。



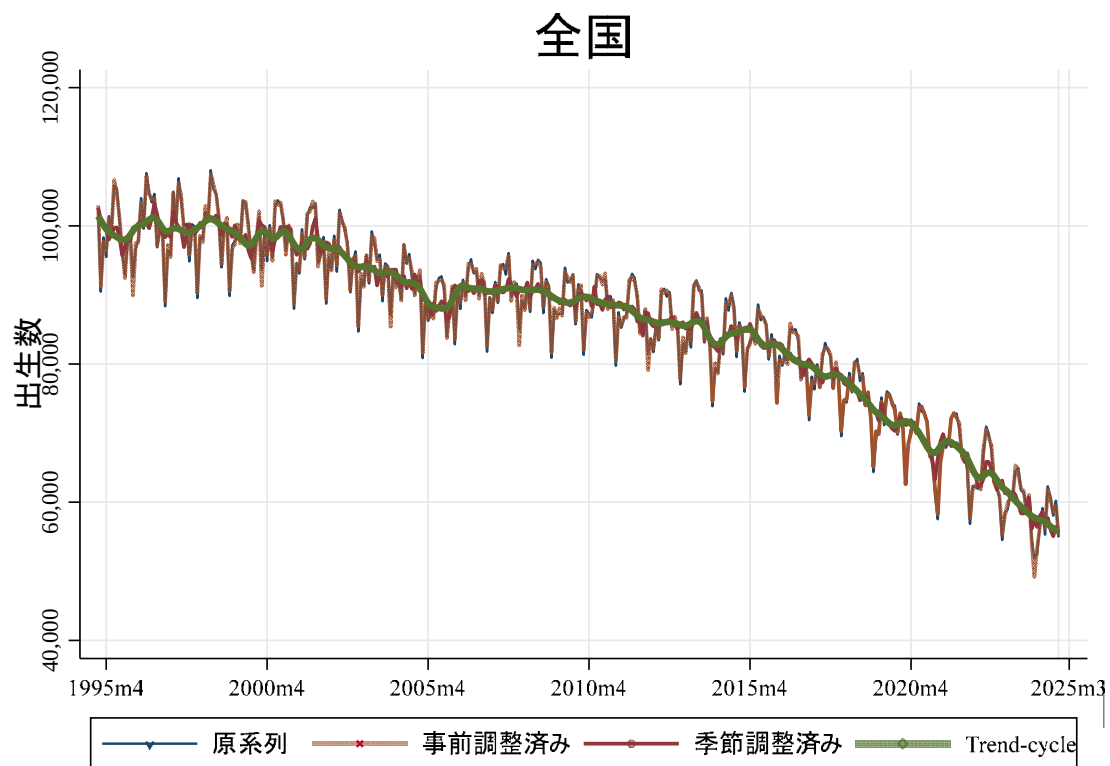
注: regARIMA推定において統計的に有意な外れ値の年月に続く()内の数字は, 季節調整値のTrend-cycleに対する比。

図 1. 全国の死亡数の季節成分分解：1995 年 1 月～2024 年 11 月



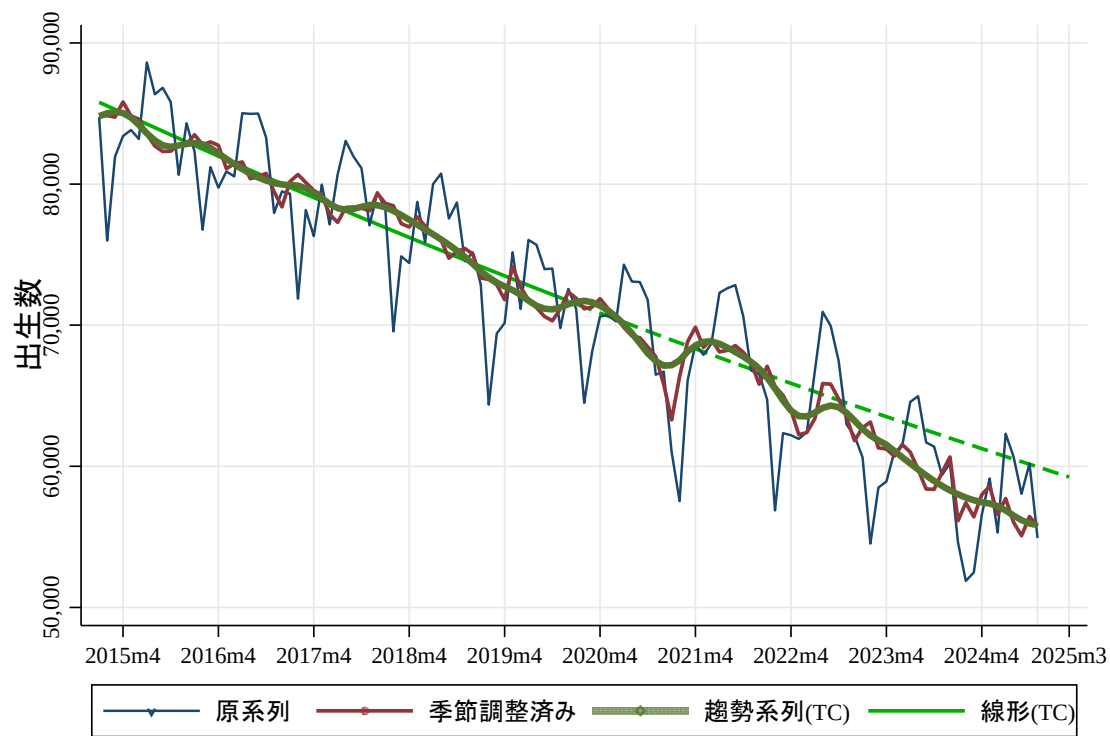
注: regARIMA推定において統計的に有意な外れ値の年月に続く()内の数字は, 季節調整値のTrend-cycleに対する比。
 実直線は2015年1月～2019年12月における趨勢系列の(対数)線型予測であり, 2020年1月以後に補外した予測値を破線で示した。

図 2. 全国の 2015～2019 年の趨勢が続いた場合の死亡数：2015 年 1 月から 2024 年 11 月



注: regARIMA推定において統計的に有意な外れ値の年月に続く()内の数字は, 原系列のTrend-cycleに対する比。

図 3. 全国の出生数の季節成分分解：1995 年 1 月～2024 年 11 月



注: regARIMA推定において統計的に有意な外れ値の年月に続く()内の数字は, 季節調整値のTrend-cycleに対する比。
実直線は2015年1月～2019年12月における趨勢系列の(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。

図 4. 全国の 2015～2019 年の趨勢が続いた場合の出生数：2015 年 1 月から 2024 年 11 月

(指数的に減衰する一時的なショック TC)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(趨勢系列に対する比は約 1.107)で最も大きくなる。攪乱成分比(季節調整済み系列の趨勢系列に対する比)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。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(1.064)、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 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)や減衰の変化(TC)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、死亡拡大の持続)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 月の趨勢系列に年月を対数線形回帰した場合の予測値とその 95%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⁸。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 95%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 95%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 年にかけて持続的な拡大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 95%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

⁸ X-13-ARIMA-SEAT 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(乗法モデル)か否か(加法モデル)を自動的に判定することができる(前出 2.2~2.3 節)。対数変換が行われた場合には 2015~2019 年のトレンド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を得た。この手順はすべての系列について同様であり、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・死亡と転出入の季節成分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。

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いる（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。

② 出生数

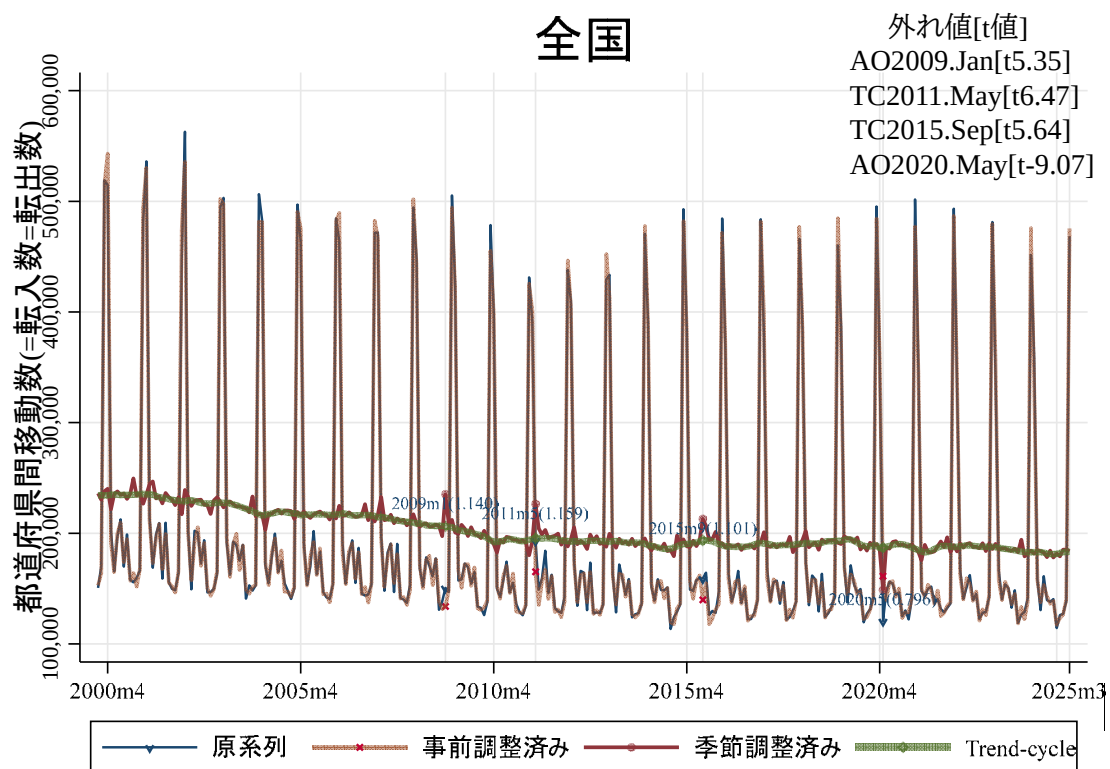
全国の出生数の季節成分分解の結果を図 3～4 に示した。出生数についても、原系列や事前調整済み系列でみると、一定間隔のスパイクがあり、強い季節性を示すことがわかる。この季節性を除去した趨勢系列をみると、長期的に減少傾向にあり、（新型コロナウイルス感染症流行前の）2015 年頃から その前と比べ減少速度をやや加速させている（図 3）。死亡数についての分解結果とは異なり出生数については、2021 年 1 月にやや大きな一時ショック（攪乱成分比は 0.942）を経験したものの、regARIMA モデルは本稿の分析対象期間において恒常的・一時的なショックを示す外れ値を 統計的に有意には識別していない。

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 95%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 95%下限を下回り、2024 年 11 月現在においても 2015～2019 年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。

③ 全国の人口移動

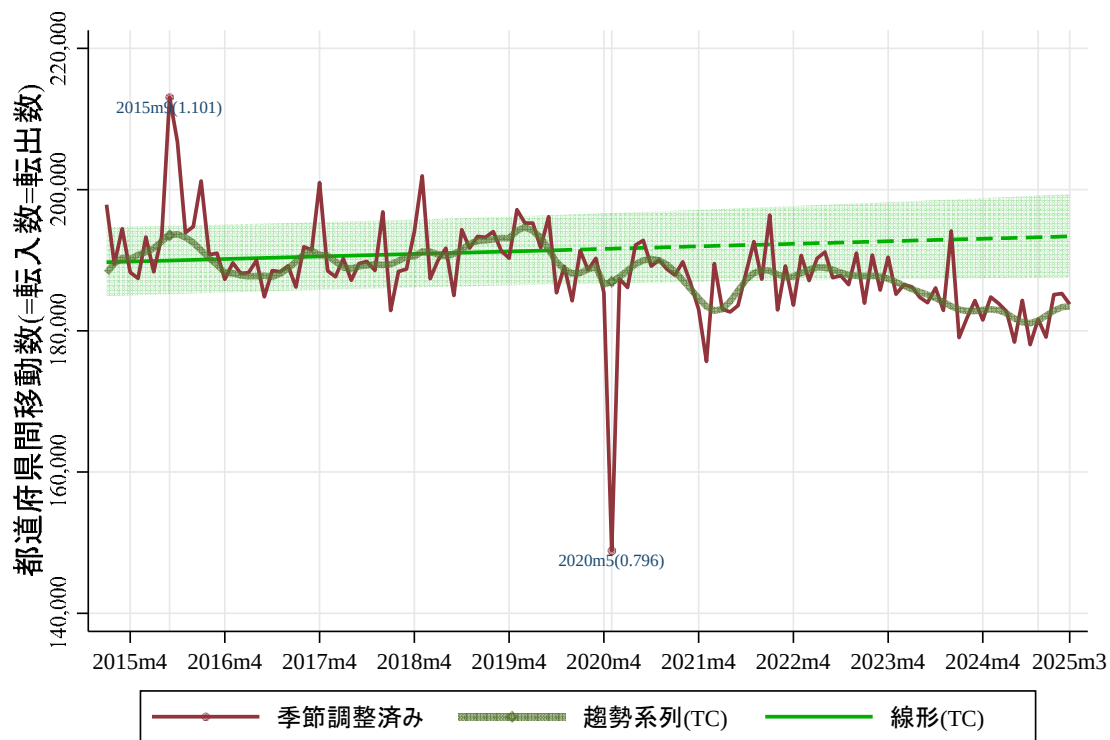
全国の都道府県間人口移動の季節成分分解の結果を図 5～6 に示す。全国の都道府県間移動は、転入数と転出数が合致するため人口移動による人口増減を示すものではなく、都道府県境をまたぐ人口移動（住民票所在地変更）の総量を示す。冒頭で触れたように、人口移動は転出入ともに 3～4 月に集中しておりその他の月の 2～2.5 倍という水準になっている。そのため原系列からは（過去 20 年程の期間をみれば）減少傾向にあることは察しが付くが、過去 3～5 年程度の趨勢と比較して今年の 5 月の水準はどの程度増加・低下したのかを推し量るのは困難であろう。季節成分分解の手法は、このように非常に強い季節性を示し（出生や死亡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である。

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



注: regARIMA 推定において統計的に有意な外れ値の年月に続く()内の数字は, 原系列のTrend-cycle に対する比。

図 5. 全国の都道府県間移動数 (=転入数-転出数) の季節成分分解: 2000 年 1 月から 2025 年 3 月



注: regARIMA 推定において統計的に有意な外れ値の年月に続く()内の数字は, 季節調整値のTrend-cycle に対する比。
 実直線は2015年1月~2019年12月における趨勢系列の(対数)線型予測であり, 2020年1月以後に補外した予測値を破線で示した。

図 6. 全国の 2015~2019 年の趨勢が続いた場合の都道府県間移動数: 2015 年 1 月から 2025 年 3 月

5月に0.784という、大きな人口移動量の減少（一時ショック）があったことがわかる。分析対象期間中、regARIMAモデルは4つの加法的・減衰的な外れ値を識別しており、それらの攪乱成分比は2009年1月の1.140、2011年5月の1.160、2015年9月の1.100となっているが、これら新型コロナウイルス発生前の3つと比べても大きな変化率であったことがわかる。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が外れ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。

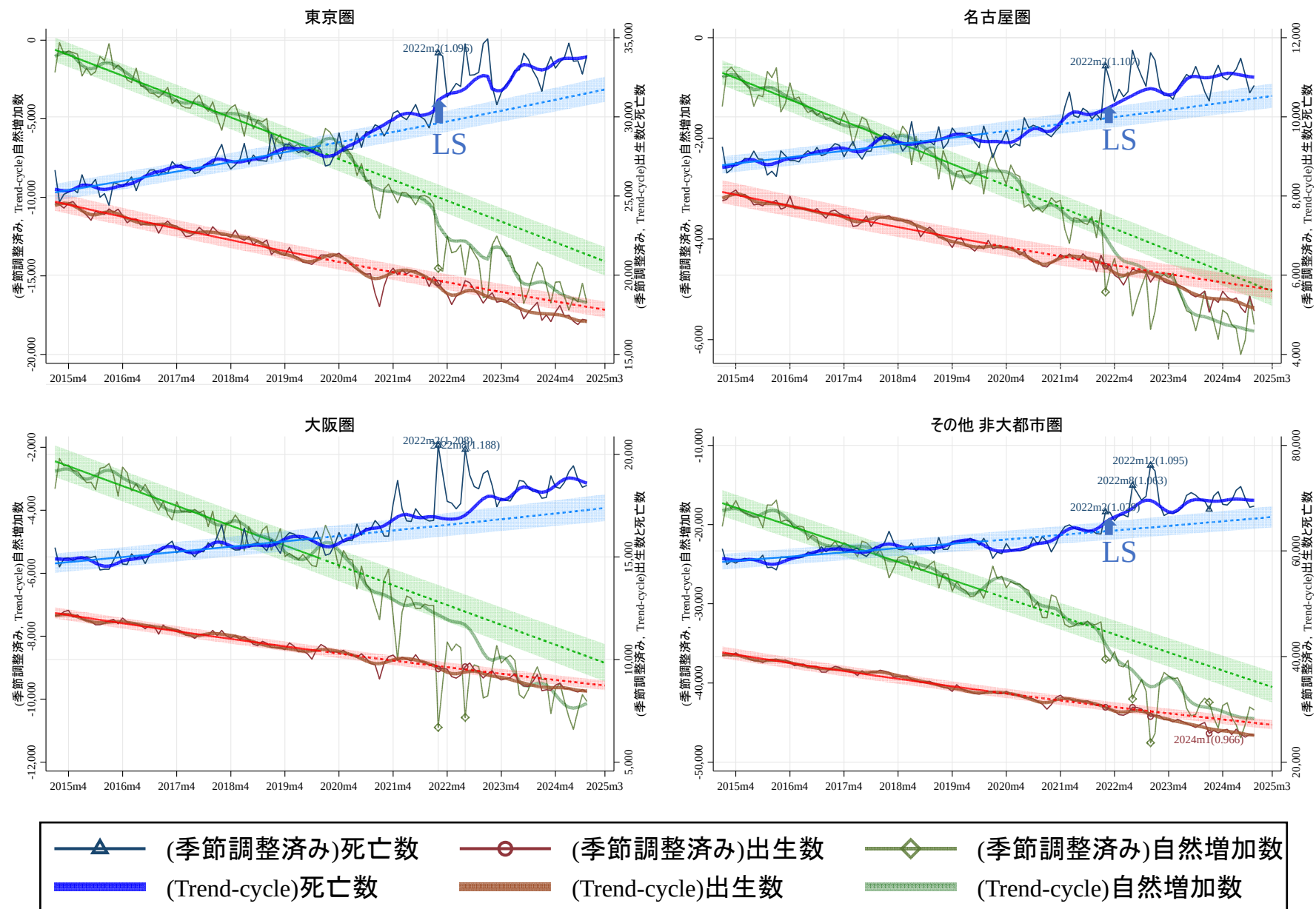
2015年以後の期間に着目し趨勢系列の変化をみると、直近では都道府県間移動量は若干の増加傾向にあった（対数線形トレンドの係数推定値は0.1%水準で統計的に有意な正）。しかし、2019年4月頃から趨勢系列は減少を開始したことがわかる（図6）。最初の緊急事態宣言下の2020年5月に一時的なショックがあったことは指摘したが、この月の趨勢系列は95%信頼区間のちょうど下限になった。その後、2021年後半に信頼区間下限を下回ったのを除くと2023年のはじめ頃まで信頼区間下限を維持していた。つまり、新型コロナ感染症の拡大が始まって「巣ごもり」と言われ人口移動が忌諱される社会的風潮にあった3年程度の間、一時期を除いて、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おらず僅かながら上昇したことになる。そして、2023年頃からは2019年以来の低下トレンドに回帰している可能性がある。

3-2. 三大都市圏別にみた 出生数と死亡数

三大都市圏別の出生数及び死亡数について、2015年以後の変化について着目した季節成分分解の結果を図7に示した。出生・死亡については、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。

まず、出生については、趨勢系列の2015～2019年の線型（非大都市圏のみ対数線形）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95%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な）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外れ値は非大都市圏における2024年1月の加法的な外れ値（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95%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。

死亡数についても、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



注: 実直線は2015年1月~2019年12月におけるTrend-cycle系列の年月による線形予測(死亡は対数線形予測)であり、2020年1月以後に補外した予測値を破線で示した。

図 7. 三大都市圏別にみた 2015~2019 年の趨勢が続いた場合の自然動態数：2015 年 1 月から 2024 年 11 月

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、死亡数の持続的な拡大があると 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、どちらも減衰的外れ値 (TC) 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）、東京圏（1.096）の順で、非大都市圏（1.029）は最も小さかった。しかし、2020 年 12（～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（1.069）、東京圏（1.072）、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都市中心から郊外、非大都市圏へと拡散したことを示唆するのかもしれない。

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（とくに 2020 年以後の死亡数拡大の持続）の影響が大きい。

3-3. 三大都市圏別にみた 転出数と転入数

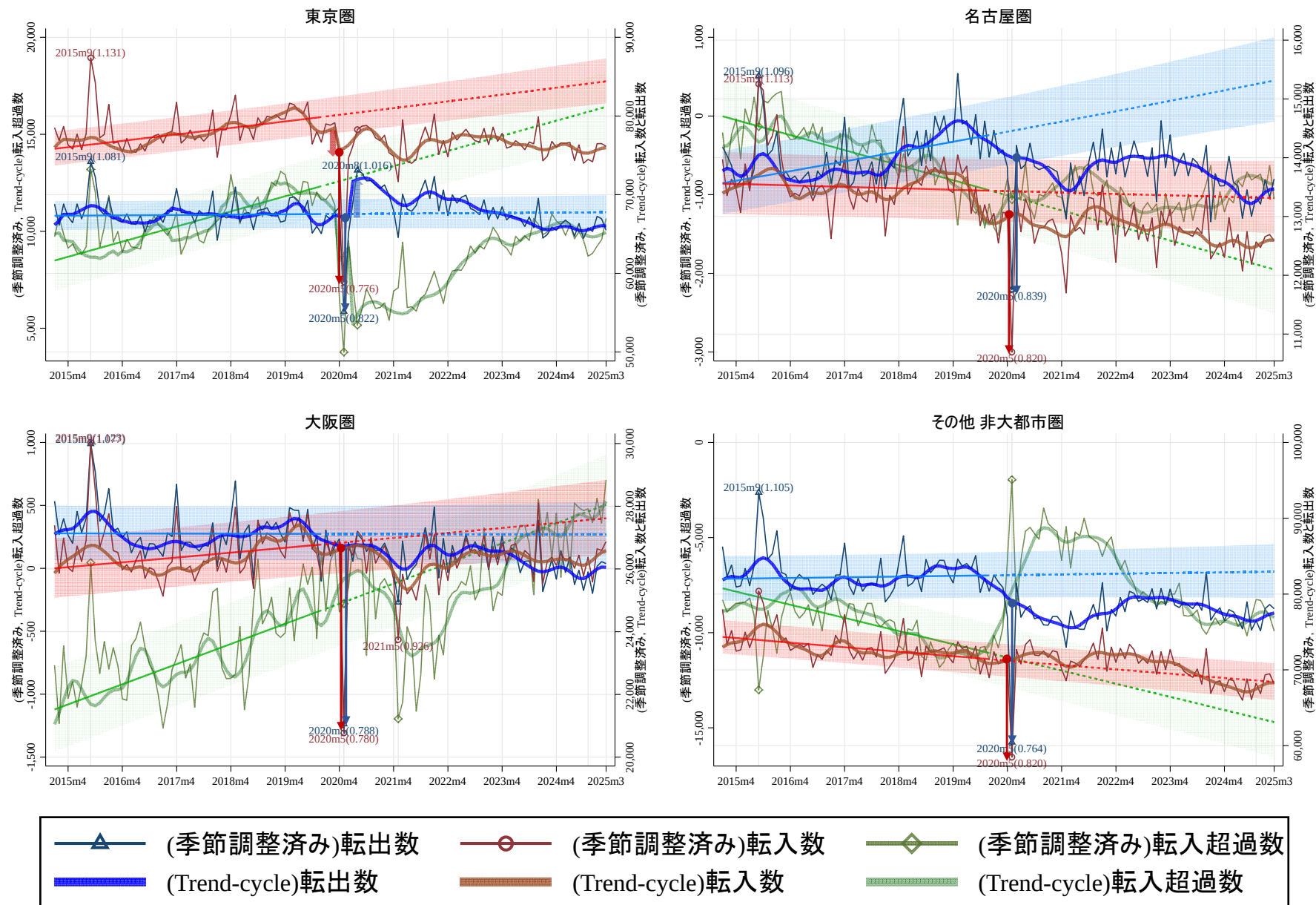
三大都市圏別の転出数と転入数及びこれらの差分である社会増減について、2015 年以後の変化について着目した季節成分分解の結果を図 8 に示した。出生・死亡と異なり、人口移動は地域によってかなり事情が異なり、複雑な変化をした。ここでは 2020 年 5 月前後のショックとその後の変化に論点を絞って分析結果を紹介したい。

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な外れ値 (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（攪乱成分比は大阪圏では転入減 (0.780) > 転出減 (0.788)、名古屋圏では転入減 (0.820) < 転出減 (0.839) であった）。一方、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。他方で、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。

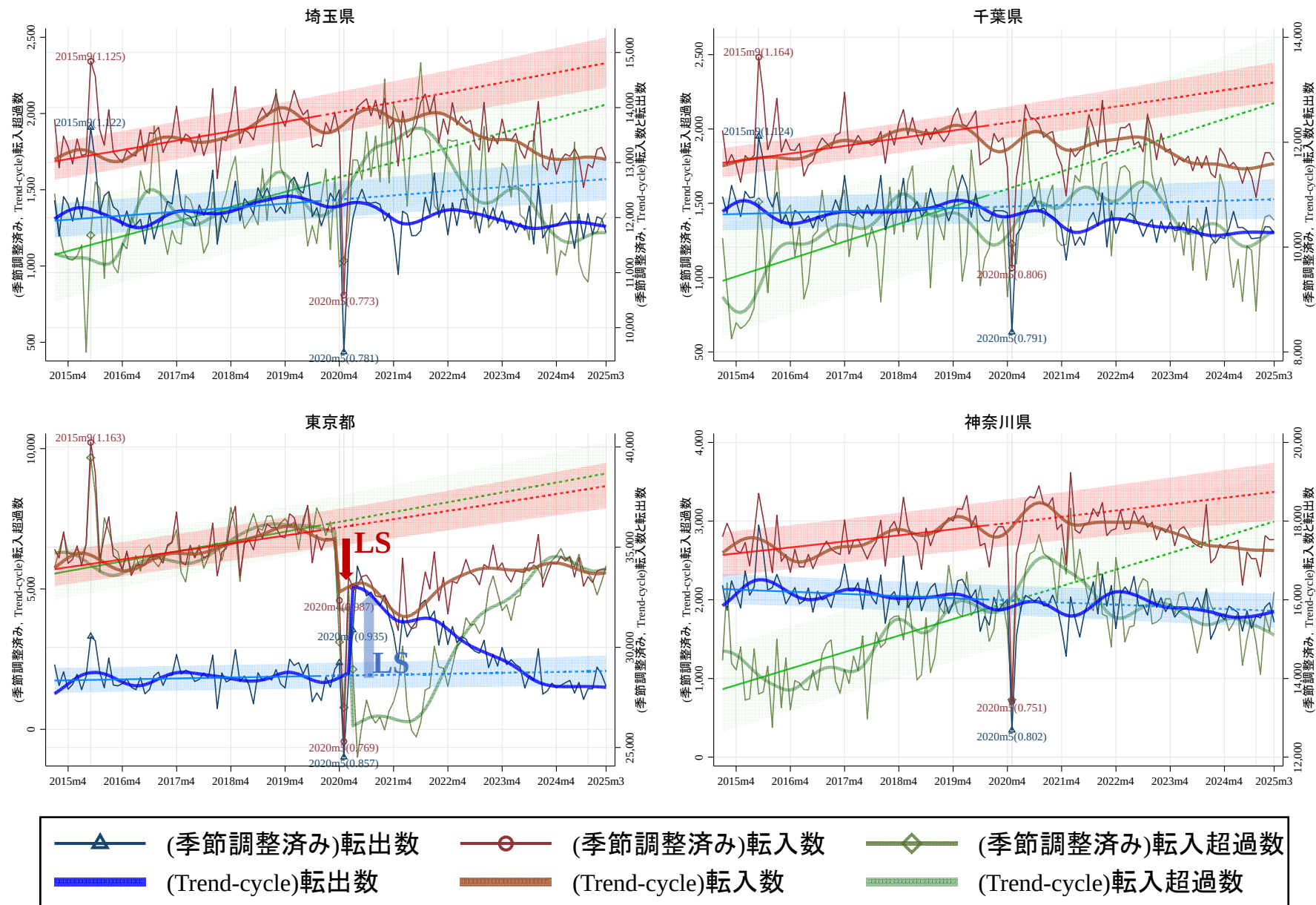
このような 2020 年 5 月の「新型コロナショック」の人口移動への影響は、すべての地域において加法的外れ値（AO）として識別されていることから、趨勢系列に直接的に影響を及ぼすことのない一時的なものである。しかし、図 8 をみると、2020 年 5 月前後に東京圏の趨勢系列に転入数の縮小と転出数の顕著な拡大という不連続な変化があることがわかる。その理由を調べるため、東京圏の一都三県について 2015 年以後の変化に着目した転出数と転入数の季節成分分解の結果を図 9 に示した。図 9 によれば、東京都の転入数と転出数（いずれも趨勢系列）に水準変化が起きており、持続的な転出数拡大と転入数の縮小があった。まず、2020 年 3 月から 4 月にかけて転入数が約 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 月にかけての転出数の拡大はとりわけ大きく約 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（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。

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（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 95% 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 年転出数の増加数が 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（なかでも東京都の変化が顕著だが、3 県においても転入数は低下趨勢）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。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り、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（2020 年頃縮小したが、縮小前の水準に戻りつつあるものの、戻り切れてはいない）。



注：実直線は2015年1月～2019年12月におけるTrend-cycle系列の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。

図8. 三大都市圏別にみた2015～2019年の趨勢が続いた場合の転出数と転入数：2015年1月から2025年3月



注: 実直線は2015年1月~2019年12月におけるTrend-cycle系列の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。

図9. 東京圏における2015~2019年の趨勢が続いた場合の転出数と転入数：2015年1月から2025年3月

4. 結語

本稿では月次人口動態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報告の知見として、出生と死亡に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。まず、出生数については、2020 年以後新型コロナショックは全国的に検出されていない。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、拡大の持続) 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) 外れ値として推定されている。出生・死亡・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、コロナ渦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ていた 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、非大都市圏では転出減よりも転入減の方が小さ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持続的な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 (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。

参考文献

- 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.

- 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
- 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.
- 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.
- 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」日本人人口学会 2022 年度第 1 回東日本地域部会, 札幌市立大学, 2022 年 10 月 1 日.
- SUGA, Keita, Shiro KOIKE, and Kenji KAMATA (2023a) "A structural change? Regional population dynamics after the COVID-19 pandemic in Japan: An examination of monthly births, deaths, and migration," 2023 Annual Meeting of Population Association of America, New Orleans, LA: Hyatt Regency New Orleans. (2023.4.14).
- 菅桂太・小池司朗・鎌田健司 (2023b)「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」, 2023 年度第 1 回東日本地域部会, 2023 年 9 月 20 日.
- SUGA, Keita, Shiro KOIKE, and Kenji KAMATA (2024a) "Regional Population Dynamics After the COVID-19 Pandemic in Japan: An Examination of Seasonally Adjusted Monthly Births, Deaths, and Migration," 2024 Annual Meeting of Population Association of America, Columbus, OH: Hyatt Regency Columbus. (2023.4.19).
- 菅桂太・小池司朗・鎌田健司 (2024b)「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?」, 2023 年度第 1 回東日本地域部会 (札幌市立大学サテライトキャンパス), 2024.9.20.
- 高部勲(2009)「季節調整法 TRAMO-SEATS 法の分析」,『統計局研究彙報』第 6 6 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>>

1. 背景と目的

在留外国人の増加に伴って、国内の人口移動に占める外国人の割合が上昇を続けている。外国人の国内移動については、移動の発生頻度が高い若年人口の割合が相対的に高いという人口構造上の特性に加えて、人口構造の違いによる影響を考慮しても、日本人よりも高い移動性向をもつことなどがこれまでの研究で確認されてきた（中川ほか 2016）。また、移動のパターンに関しても、日本人とは異なる地理的傾向や地域性をもつことが指摘されている（石川・リャウ 2007；清水ほか 2016；Hanaoka et al. 2015；中川 2019）。とりわけ人口減少と高齢化が加速する非大都市圏を中心に、外国人人口の動向が地域の人口変動に及ぼす影響が地域差を伴いながら拡大する中で、新型コロナウイルス感染症拡大期前後の外国人の国内移動と地域分布の変化およびその持続性については、詳細な検証が行われていない。

外国人の人口動向の変化を、コロナ禍による人口動態への影響という点から見ると、新型コロナウイルス感染拡大に伴って導入された入国制限による国際移動への影響（是川 2021；OECD 2020）に加えて、出入国フローの急速な縮小による外国人人口の属性の変化やその地域性（中川 2023；Nakagawa 2023）がこれまでも指摘されている。一方で、国内移動の変化やその影響を全国的なデータによって分析した研究はほとんど見られない。コロナ禍を経て再び増加を続ける外国人の国内移動や地域分布の変化を検証することは、人口変動の地域差に関する理解を深め、地域別の将来人口推計の精緻化に取り組むうえでも、非常に有用であると考えられる。

以上を踏まえ、本稿では、コロナ禍における国際人口移動の急速な変化が、外国人の国内移動の水準および地域的な傾向にどのような影響を及ぼしたのかを明らかにするとともに、コロナ禍からの回復過程における動向について、国内の地域差に着目した分析を行うことを目的とする。

2. 分析の方法

分析の対象とする期間は 2018 年 1 月から 2023 年 12 月までの 6 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 2023 年 12 月を「回復期」とし、各期間における外国人の国内移動と分布について、市区町村を単位とする分析を行う。分析に際しては、「住民基本台帳人口移動報告」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」による各年データを用いる。なお、2012 年の出入国管理及び難民認定法（入管法）および住民基本台帳法の改正に伴う新たな在留管理制度の導入により、「住民基本台帳人口移動

報告」における移動数についても、日本人と外国人の別に表章されることになった。本稿では、この住民基本台帳に基づく市区町村別の各年データを用いることにより、コロナ禍前後の国内移動の変化を、外国人と日本人それぞれについて短期的なインターバルで捉えるを試みる。市区町村を単位とする転入・転出の動向については、表 1 に示す都市圏の分類により整理し、地域的な特性およびその変化を把握する。

表 1 分析で用いた都市圏の分類

都市圏	中心部	非中心部
大都市圏		
東京圏	東京都特別区部	各大都市圏および都市圏の中心部の市への15歳以上通勤・通学者の割合が当該市町村の常住人口の1.5%以上であり、かつ中心部の市と接続している市町村
東京圏以外的大都市圏	名古屋市・大阪市・京都市・神戸市	
非大都市圏		ただし、各中心部の市への15歳以上通勤・通学者数の割合が1.5%未満の市町村であっても、その周辺が非中心部（総務省統計局による設定では「周辺市町村」）の基準に適合した市町村によって囲まれている場合は、非中心部とする。
主要地方都市圏		
札幌大都市圏	札幌市	
仙台大都市圏	仙台市	
新潟大都市圏	新潟市	
静岡・浜松大都市圏	静岡市・浜松市	
岡山大都市圏	岡山市	
広島大都市圏	広島市	
北九州・福岡大都市圏	北九州市・福岡市	
熊本大都市圏	熊本市	
宇都宮都市圏	宇都宮市	
松山都市圏	松山市	
鹿児島都市圏	鹿児島市	
非大都市圏その他		※上記以外の市町村

注：各都市圏の中心部・非中心部の区分は、令和2年国勢調査結果に基づく総務省統計局による大都市圏および都市圏の「中心市」「周辺市町村」の設定に依拠する。ただし、総務省統計局の設定では関東大都市圏（本稿では東京圏）の中心市に含まれる政令指定市のうち、さいたま市・千葉市・横浜市・川崎市・相模原市、近畿大都市圏（同 大阪圏）の政令指定都市のうち堺市については、本稿の分類ではそれぞれの大都市圏の中心部からは除外し、「非中心部」とした。

3. 分析の結果

3-1. 新型コロナウイルス感染拡大期前後の国際人口移動

2010年代に入り、日本をめぐる国際人口移動には新たな展開がみられた。2000年代末の景気後退および2011年の東日本大震災による影響による一時的な出国超過を経て、2013年以降は再び転出超過に転じて以降、国際人口移動による入国超過数は、かつてない規模で拡大を続た。国内人口の高齢化に伴う人口の自然減が加速する中で、とりわけ外国人の入国超過の拡大は、総人口の減少ペースを緩める役割を果たした。2010年代後半には、この傾向がますます顕著になり、この期間の国際人口移動による入国超過がなければ、日本の人口はさらに100万人以上減少したと推計される（Nakagawa 2023）。

2020年初頭以降の新型コロナウイルス感染症拡大に伴う入国制限措置は、こうした2010

年代半ば以降の国際人口移動の動向を一変させた。日本人の帰国に加えて、「永住者」や「定住者」、「日本人の配偶者」といった身分に基づく在留資格をもつ外国人の再入国が認められたのに対して、2020 年 4 月以降は、外国人の新規入国は原則として認められないこととなった¹。こうした入国制限措置が外国人の出入国フローにもたらした影響は図 2 に示される通りであるが、それは、国際的にも最も厳しく、最も長期にわたって維持された措置の一つであったとされている（Ghaznavi et al. 2022）。

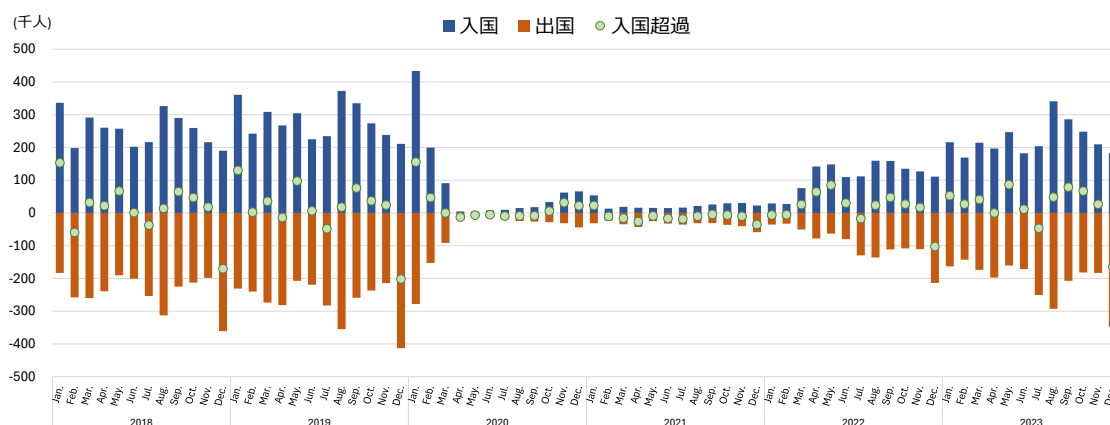


図 1 外国人の出入国状況：2018 年～2023 年

注：短期滞在者を除く。

データ：「出入国管理統計統計（月報）」（出入国在留管理庁）

3-2. 国内移動の水準の変化

図 2 は、外国人と日本人それぞれについて、コロナ前・コロナ期・回復期の 3 期間に渡る年齢別の市区町村間移動率の変化を示したものである²。日本人の移動率については、この 3 期間でほとんど変化がみられなかったのに対して³、外国人のとりわけ 10 代後半から 30 代にかけての若年層において、コロナ期に移動率が顕著に低下していることが確認できる。とくに 20 代では、20～24 歳で 33.2%→26.6%、25～29 歳で 30.5%→25.6%の大幅な低下となっている。ただし、20 代から 30 代にかけての移動率は、2022 年以降は急速に回復し、コロナ過の水準を上回っている（中川 2024）。

¹ 新型コロナウイルス感染拡大期以降のいわゆる「水際対策」およびその影響については、是川（2021）が詳細にまとめている。

² いずれも 2 年間の移動数期中央人口で除したうえで、年率に換算して表示している。

³ ただし、コロナ前からコロナ期にかけて、20～24 歳および 25～29 歳の市区町村間移動率に、いずれも 1 ポイント程度の比較的大きな上昇が生じており、この 20 代における移動率の水準は回復期においても維持されている。

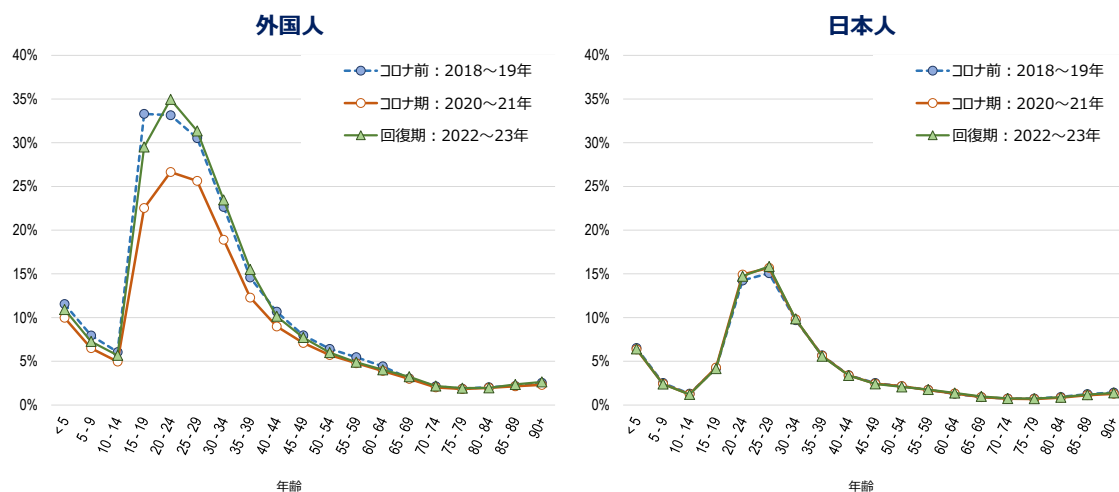


図2 コロナ禍前後の市区町村間移動率の変化：外国人と日本人の比較

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）。

国内人口移動に占める外国人の移動の割合を見ると（図3）、県間移動・市区町村移動ともに2010年代後半を通じて上昇を続けている。外国人の移動の割合は、県間移動において相対的に高くなる傾向が強くなっており、新型コロナウイルス感染症拡大期直前の2019年には、県間移動において10.6%、市区町村間移動において9.4%にまで上昇した（中川 2024）。

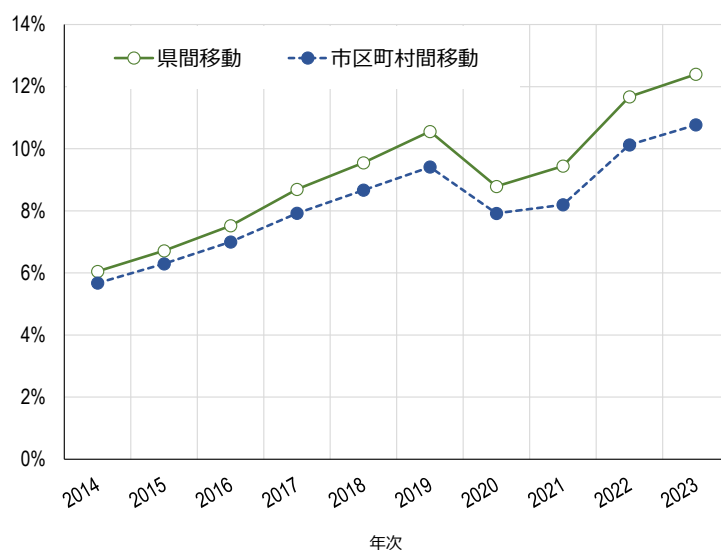


図3 国内人口移動に占める外国人の移動の割合：2014～2023年

データ：「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）

3-3. 新型コロナウイルス感染拡大期前後の市区町村別移動率の変化

外国人の移動状況の変化を市区町村別に見ると（図 4）、コロナ前に転入超過であった市区町村の約 8 割で転入超過が継続したものの、その変化には地域差があり、とくに東京圏の中心部では、7 割が転出超過に転じた。これは、コロナ禍においても東京圏中心部の約 2/3 の自治体（特別区）で転入超過が維持された日本人の移動パターンとは対照的であり、人口移動の水準だけではなく、移動パターンの変化においても外国人の移動への影響が比較的大きかったことが確認できる。加えて、日本人については、大都市圏や地方都市圏の中心部においてコロナ期の転入超過が続く傾向が見られたのに対して、外国人については、大都市圏・非大都市圏のいずれでも、中心部というよりは周辺部での転入超過が目立った。

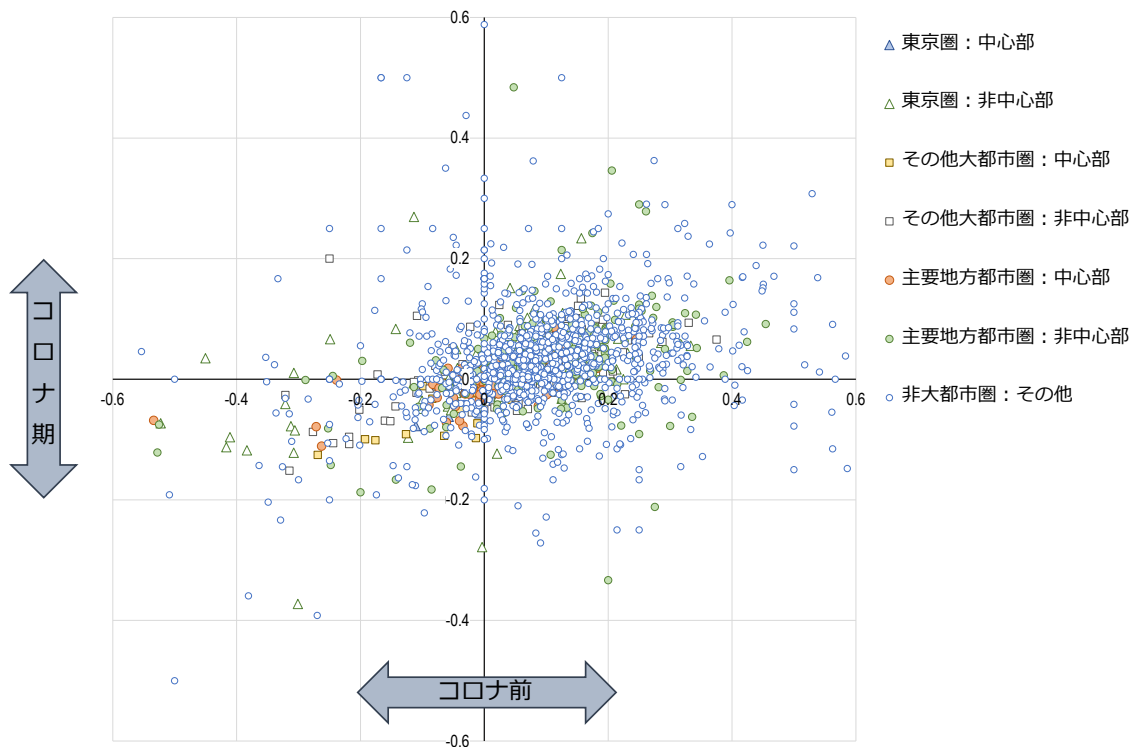


図 4 国内人口移動に占める外国人の移動の割合：2014～2023 年

注：コロナ前：2018～2019 年／コロナ期：2020～2021 年 ※いずれも年率に換算
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）。

図 5 は、コロナ期（2020～21 年）→ 回復期（2022～23 年）における外国人の移動状況の変化を、日本人のそれと比較して示したものである。まず、コロナ期に転入超過に転じた

市区町村のうち、回復期においても転入超過を維持した市区町村の割合は、日本人 55%に対して外国人は 63%であった。日本人と比較して、外国人の転入超過が維持された市区町村の割合は非大都市圏において相対的に高く、これらの地域ではコロナ期に生じた外国人の移動状況の変化がコロナ後も持続する傾向が比較的強いことが示唆される。

一方、コロナ期に転出超過に転じた市区町村における移動状況の変化を見ると、日本人については、東京圏とそれ以外の地域で顕著な傾向の違いが確認できる。すなわち、東京圏では 8 割以上の自治体において再び転入超過に転じたものの、それ以外の地域では約 7 割の自治体で転出超過が続いた。外国人の移動状況については、コロナ期から回復期にかけての変化に関する地域差は日本人ほど大きくなく、全体で約 7 割の自治体が転入超過を回復した。

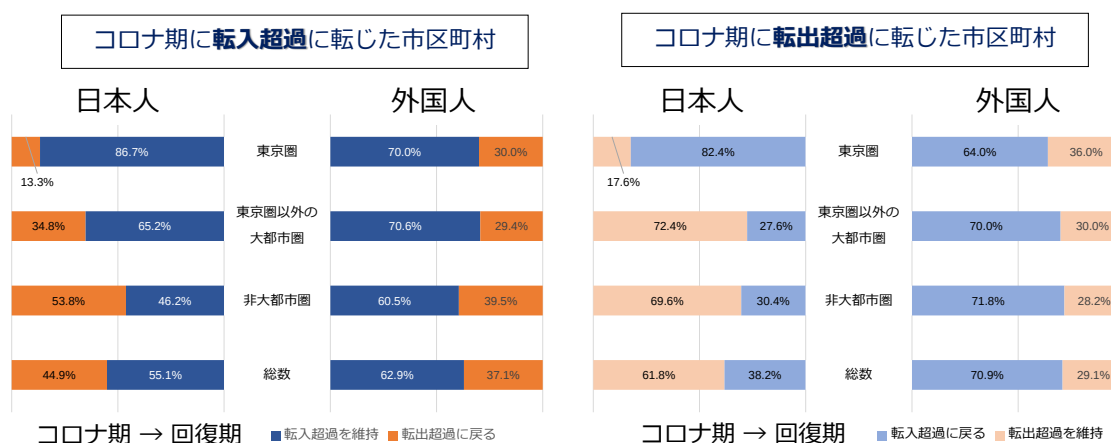


図5 コロナ期（2020～21年）→回復期（2022～23年）における移動状況の変化

データ：「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）。

3-4. 新型コロナウイルス感染拡大期前後の外国人の分布の変化

コロナ期における外国人人口の変化を地域別に見ると、東京圏の中心部に加えて、北海道や東北、北陸、中国・四国、九州といった非大都市圏において減少幅が大きくなる傾向が確認できる（図6）。これらの非大都市圏では、2010年代後半からコロナ禍の直前まで、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の流入が急増した地域である。一方、「永住者」や「定住者」といった在留資格をもつ外国人の割合が高い北関東や東海地域では、外国人人口の減少幅は比較的小さかった。

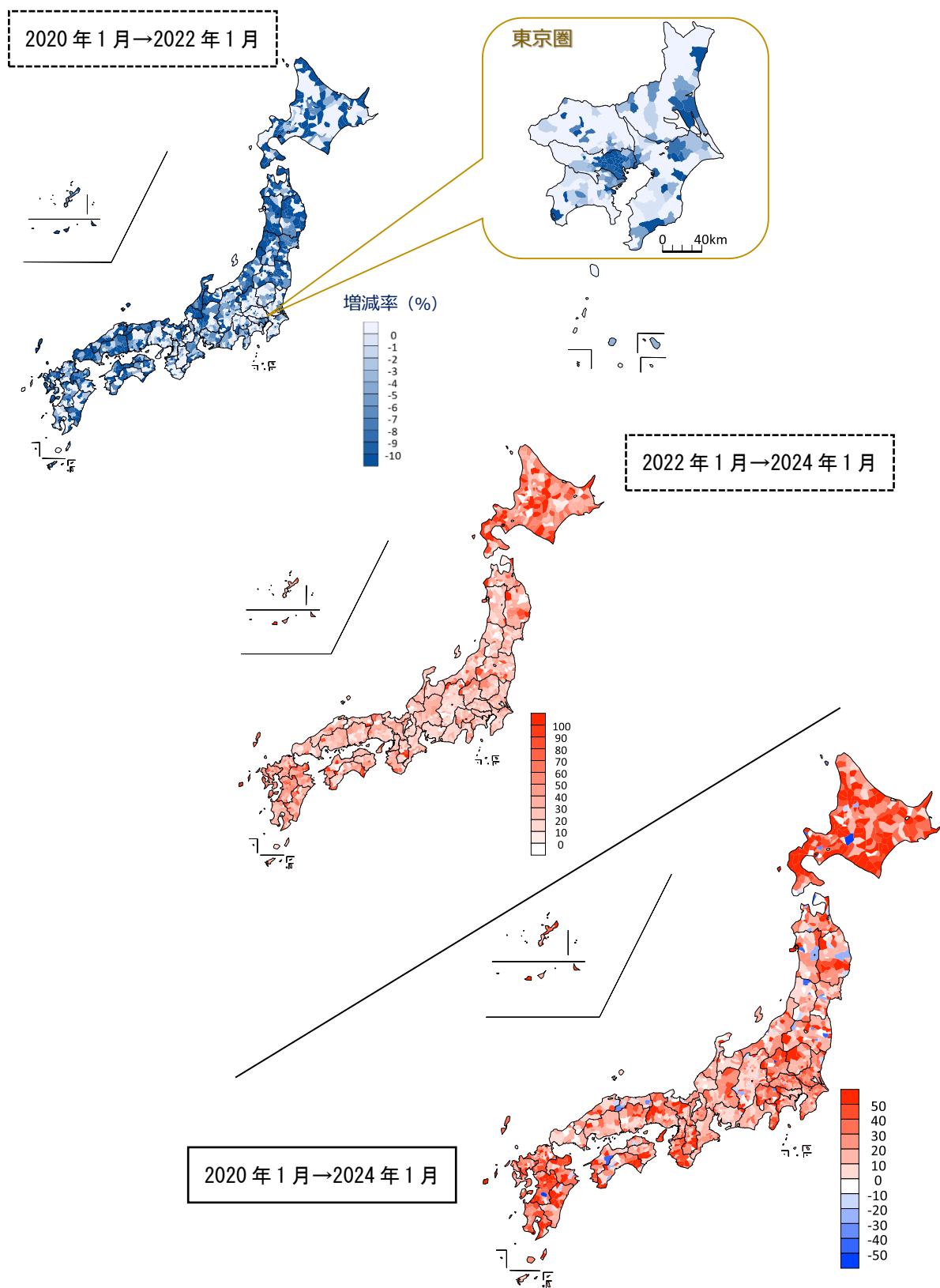


図 6 市区町村別にみた外国人人口の変化

データ：「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）。

2022 年以降の回復期においては全国的に外国人の増加に転じたが、東京圏をはじめとする大都市圏における増加が緩やかであったのに対して、北海道や四国、九州をはじめとする非大都市圏で、外国人人口の大幅な増加が確認できる。これらの地域では、コロナ禍直前の 2020 年 1 月と比較しても外国人人口が 5 割以上増加している自治体も散見される一方で、同じくコロナ期における外国人の減少が顕著であった北陸や中国地方では比較的緩やかな増加に留まっており、コロナ禍からの回復過程における地域差が見られる。

4. 考察とまとめ

本稿における分析により、コロナ禍における人口移動の水準への影響は、日本人よりも外国人の移動への影響が比較的大きいことが示された。移動パターンの変化についても、コロナ期に生じた「周辺部への移動」は外国人において顕著であったことが確認された。コロナ禍からの回復過程における外国人人口の分布の変化は、コロナ期に抑制されていた技能実習や特定技能といった在留資格による外国人の新規入国が、とりわけ非大都市圏において 2022 年以降に急速に増加したことを反映していると考えられる。一方、大都市圏においては、外国人留学生や高度人材が再集中する可能性も考えられるが、これまでのところ、その影響は限定的である。

本研究の成果により、新型コロナウイルス感染拡大による人口動態への影響に関する新たな側面を示すことができた。住民基本台帳に基づく市区町村別の各年データを用いた分析により、コロナ禍前後の国内移動の変化およびその持続性を、日本人と外国人それぞれについて検証するとともに、詳細な地域類型による分析結果が得られた。コロナ禍からの回復過程における地域差については、国際人口移動との関連も考慮したより詳細な分析に加えて、とくに人口減少が加速する非大都市圏の人口動向への影響を検証する必要がある。

参考文献

- 石川義孝・カオ リー リャウ (2007)「わが国在住外国人による都道府県間移動からみた目的的地選択」石川義孝編著『人口減少と地域—地理学的アプローチ』京都大学出版会, pp. 227-259.
- 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.
- 清水昌人・中川雅貴・小池司朗 (2016)「市区町村における外国人の転入超過と人口流出」『E-journal GEO』11 (2): 375-389.
- 中川雅貴 (2019)「外国人人口の分布と移動」小崎敏男・佐藤龍三郎 編著「移民・外国人と日本社会」原書房, pp. 57-79.
- 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 (2024)「新型コロナウイルス感染症拡大期前後の外国人の国内移動」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』令和5年度 総括研究報告書, pp. 77-81.

- Ghaznavi, C., Eguchi, A., Tanoue, Y., Yoneoka, D., Kawashima, T., Suzuki, M., Hashizume, M., Nomura, S. (2022) “Pre- and post-COVID-19 all-cause mortality of Japanese citizens versus foreign residents living in Japan, 2015–2021”, *SSM Population Health*, 18, Article 101114. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2022.101114>
- Hanaoka, K. Ishikawa, Y. and Takeshita, S. (2015) “Have Destination Choices of Foreign Residents Contributed to Reducing Regional Population Disparity in Japan? Analysis Based on the 2010 Population Census Microdata”, *Population, Space, and Place*, 23 (1) (DOI: 10.1002/psp.1975)
- Nakagawa, M. (2023) “International Migration to Japan under COVID-19: Regional Patterns and Prospects”, *Mahidol Migration Centre Research Brief* 2/14/23.
- OECD (2020) *International Migration Outlook 2020*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.

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

2026 年の丙午（ひのえうま）に向けて－推移と展望

林玲子

はじめに

丙午（ひのえうま）は 1666(寛文 6)年から始まる日本固有の迷信である（文部省 1949）。1666 年から 7 回目の丙午が来年 2026 年となるが、毎回一定の影響を社会に与えてきた。その概要を表 1 に示した。これらの社会的な事象が統計により明らかになるのは近代統計が整備されるようになった明治以降であったが、それ以前においても歴史人口学の手法を用い、第 3 回 1786(天明 6)年の丙午より出生に対する影響を確認することができる。

表 1 ひのえうまの迷信とその影響の推移

回	西暦	和暦	ひのえうまの状況
1	1666	寛文 6	八百屋お七生誕（後に天和 3 年 18 歳で放火の罪で死罪となった。井原西鶴『好色五人女』により広く知られるようになる。本当はもう少し後の生まれであるが、お七自身が丙午生まれと強調した。） →丙午が火事との関連から「女が男を殺す」という迷信に変容
2	1726	享保 11	前年に墮胎、それによる母の死亡、幼児の密殺、その年生まれの女性は結婚難、多く自殺、再婚を繰り返す
3	1786	天明 6	享保 11 同様多くの墮胎、母体の死亡、幼児の密殺。「丙午さとし文」が神社仏閣に掲示。結婚難。
4	1846	弘化 3	前回までと同様。明治期本籍人口で出生減が確認可能。
5	1906	明治 39	出生減があったが、日露戦争の影響も。結婚難。
6	1966	昭和 41	前年から 25%の出生減。
7	2026	令和 8	未定

これまでの丙午に関する研究、論文、記事等を表 2 に示す。すでに多くの論考がなされている。

表 2 ひのえうまの迷信とその影響の推移

著者	刊行年	タイトル	概要／主な結論
呉文聡	1911	戦後の出生 附丙午の迷信	1906 年丙午の統計学者の分析
文部省 迷信調査協会	1949	迷信の実態	詳細な迷信の推移を記載
ヤングレディ	1965	丙午の女の赤ちゃんを産んだらたいへん	1966 年丙午のメディアの過熱を示すもの

山口喜一	1967	最近の出生動向、とくに「ひのえうま」にまつわる出生減について	「ひのえうま」は生きていた」1966年丙午は中絶の影響なし、受胎調節あり、虚偽申告あり、地域格差はややあり
厚生省大臣官房統計調査部	1968	昭和41年の出生減少について	2児の減少が大、四国・近畿で減少大、月別の出生性比の異常（届出操作）、1966年出生調査の結果を解説
村井隆重	1968	ひのえうま総決算	著者は厚生省統計情報部人口動態課長
青木尚雄・富沢正子	1968	昭和41年の出生減少について関する一考察	出生力低い府県で大きく出生減少、「近代化」の関与を指摘
菱沼従尹	1968	「ひのえうま」礼賛論	男児は大学受験、男女ともに結婚に有利
岡崎陽一	1968	最近における出生率の動向について	1965-67年の3年間でみれば変化なし
厚生省	1969	【特集】昭和41年の出生減少について	1966年人口動態統計報告書の特集記事。中絶関係なし、届出操作、1966年調査結果により受胎調節はとみに強められた
須田圭三	1973	丙午迷信の発生・発展・変貌の経過と其の産児・育児に与えた影響について	飛騨では弘化3年に墮胎と間引きの増加。天明6年は2年前の飢饉の影響で丙午の影響はほとんど見られない
Kanae Kaku, Y.Scott Matsumoto	1975	Influence of a Folk Superstition on Fertility of Japanese in California and Hawaii, 1966	カリフォルニア、ハワイでの日系人でも出生減
白井竹次郎、方波見重兵衛、金子功	1976	「ひのえうま生まれの統計」	1906年の丙午の影響は東京に強く東日本にも伝播、西日本には弱かった。1966年はマスコミの影響もあり全国に出生減、結婚は遜色ない
小林和正	1976	甲斐国現在人別調とひのえうま	1846年丙午生れの33歳時の性比は高い、寅年も同様の傾向
伊藤達也・坂東里江子	1987	同居児法による「ひのえうま」の出生変動の計測と分析	出生力水準と丙午出生減の関係が、社会経済階層別と都道府県別とで正反対の結果
坂井博通	1988	『ひのえうま』の死産について	死産の増加、丙午という「合理的理由」で中絶
坂井博通	1989	十二支別の出生性比の変動に関する一考察	出生性比は寅、辰、亥で高く、卯、巳、戌で低い
黒須里美	1992	弘化三年ヒノエウマ：文化と人口の地域性	明治統計を用いた1846・1906年丙午の確認
大谷憲司	1993	現代日本出生力分析	出生減は出生タイミング変化により引き起こされ、見合いと恋愛結婚で異なる
坂井博通	1995	昭和41年「丙午」に関連する社会人口学的行動の研究	丙午生まれの父はホワイトカラー、母子世帯、翌年の性病罹患数の増加
赤林英夫	2007	丙午世代のその後－統計から分かること	1966年丙午生まれの帰結
北村邦夫	2016	日本の人工妊娠中絶統計	中絶によって丙午の出生数が減少した
大見 広規・メドウズ M.	2019	2026(丙午)年の出生についての学生の意識調査	20%の学生が丙午を気にしている
大島三緒	2022	「ひのえうま」迷信の罪深く	1966年丙午
宅森昭吉	2022	60万人割れが懸念される2026年（丙午）の出生数	2026年丙午

I. 1966 年の出生・死亡に関する言説と実際の統計の実際

1. 出生数と中絶数

1966 年の出生数の減少は、中絶によるものではなく家族計画（避妊の実施）によるものとはすでに同年の人口動態統計報告書において指摘されていたが（厚生省 1969）、それとは逆に妊娠数に対する中絶割合は増加したため丙午の出生数減少は中絶のよるとする指摘もある（北村 2016）。この点について再検証する。妊娠数を出生数、中絶数、死産数とし、それらの推移を図 1 左に、死産、中絶、死産+中絶の妊娠数に対する割合を図 1 右に示した。確かに、妊娠数に対する中絶数、死産数の割合は 1966 年で高まっている。出生数が減ったのであれば同様に中絶数、死産数も減ってしかるべきであるが、減らなかったのであれば中絶、死産がその年に増えた、というのは正しい。ただし、その増加は 1966 年の出生減の 32.6%、つまり 1/3 しか説明しない（表 3）。残りの 2/3 は既存文献にあるように、家族計画、つまり避妊の実施によりもたらされた出生減であるといえる。

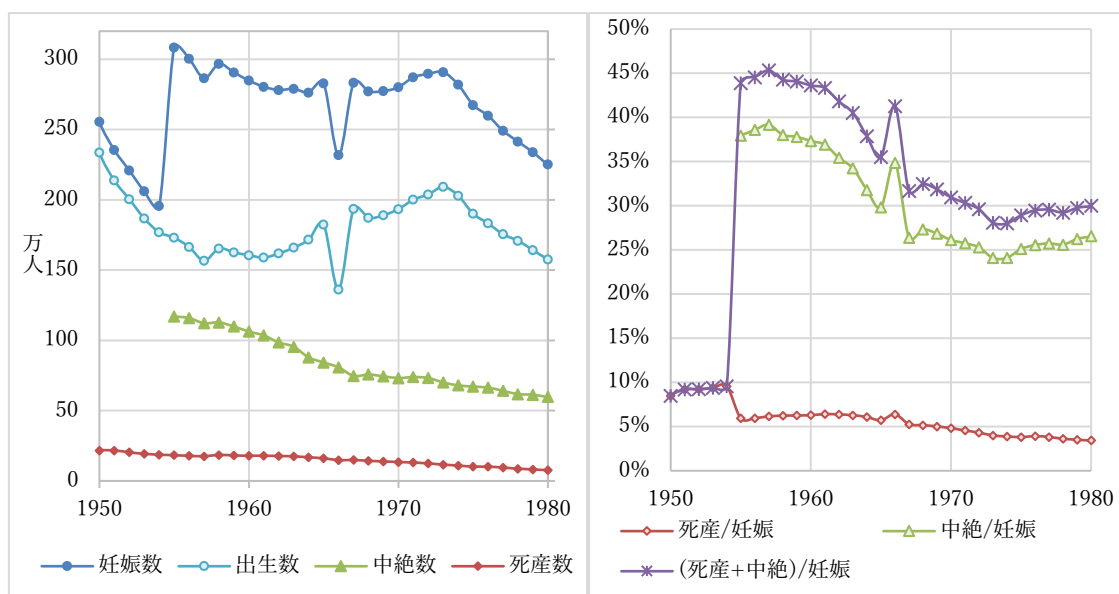


図 1 出生数と中絶数および中絶割合（1950～1980 年）

出典:人口動態統計、衛生行政報告例（厚生労働省）

表 3 1966 年の出生減少に対する中絶・死産の影響

	出生数	中絶数	死産数	中絶数+ 死産数	妊娠数	中絶数/ 妊娠数	死産/ 妊娠数	中絶数+ 死産数/ 妊娠数	仮定出生 数	出生数 実際-仮 定
1964	1,716,761	878,748	168,046	1,046,794	2,763,555	31.8%	6.1%	37.9%	1,716,761	0
1965	1,823,697	843,248	161,617	1,004,865	2,828,562	29.8%	5.7%	35.5%	1,755,531	68,167
1966	1,360,974	808,378	148,248	956,626	2,317,600	34.9%	6.4%	41.3%	1,794,300	-433,326
1967	1,935,647	747,490	149,389	896,879	2,832,526	26.4%	5.3%	31.7%	1,833,070	102,578

1968	1,871,839	757,389	143,259	900,648	2,772,487	27.3%	5.2%	32.5%	1,871,839	0
1964 年と 1968 年の平均						29.6%	5.6%	35.2%		
1966 年假定値		685,034	130,341	815,375						
実際-假定		123,344	17,907	141,251						
出生減に対する割合		28.5%	4.1%	32.6%						

2. 出生性比

すでに山口（1967）で指摘されているが、1966 年の出生性比の高さについて再確認する。丙午の迷信は女性に関わるもので、その迷信を信じていれば、女児の出産を避けその結果男児の出産が多くなり出生性比（男児／女児×100 と定義）が上がることになる。出生性比は確かに 1906 年、1966 年でそれぞれ 108.7、107.6 と、自然の出生性比 105（Süßmilch 1761）よりも高い（図 2）。

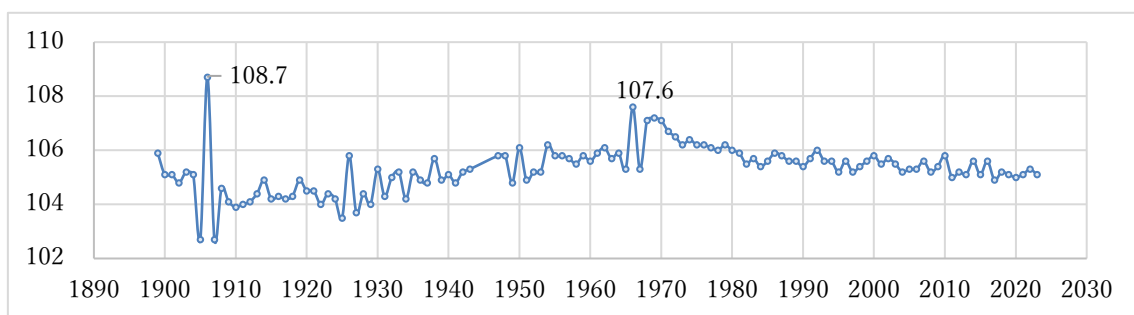


図 2 出生性比（1899～2023 年）

出典:人口動態統計（厚生労働省）

1980 年代より韓国、中国、インドで、エコーを用いた性選択中絶が行われたことはよく知られているが（Das Gupta 1987, Sen 1990, Guilmoto 2009）、1966 年当時エコーはなかった。どのように高い出生性比がもたらされたかという点、1966 年 1 月の女児の出生を前月に、12 月の出生を翌月に登録することである。それは月別出生数に如実に表れている（図 3）。

しかしながら、1906 年の出生性比は 1966 年よりもさらに高く 108.7 であったが、その前後の年と合わせて月別の出生性比をみると 1966 年とは異なっており、1906 年の後半より出生性比が大幅に上昇しており、特に 10 月から上昇し、12 月には 121.1 まで上がっている。日本は間引が慣習として行われ、それを禁止する政策は江戸時代にも藩ごとに実施されており（高橋 1941）、また特に明治政府は間引き・堕胎の禁止政策を広く実施したものの、その慣習は戦後まで続くとする研究もある（Drixler 2013）。1906 年に間引きが行われなかったとする確証はなく、今後の検討課題である。

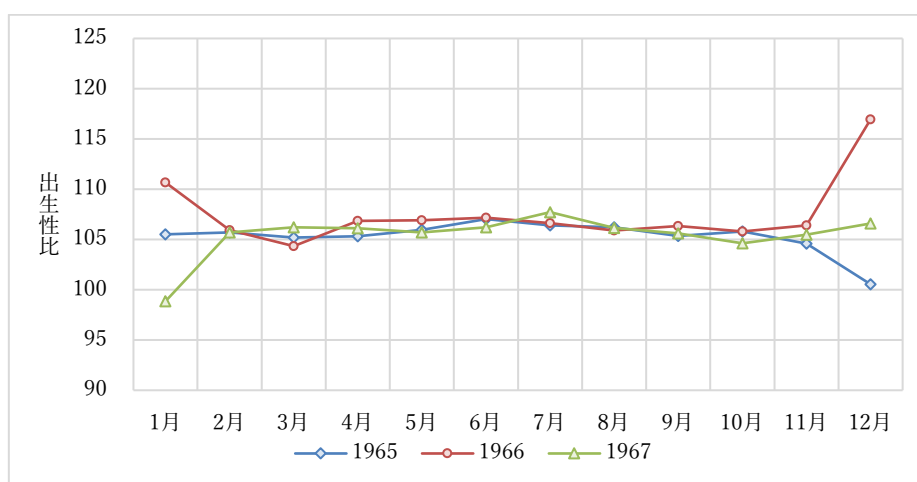


図 3 月別出生性比（1965 年～1967 年）

出典:人口動態統計（厚生労働省）

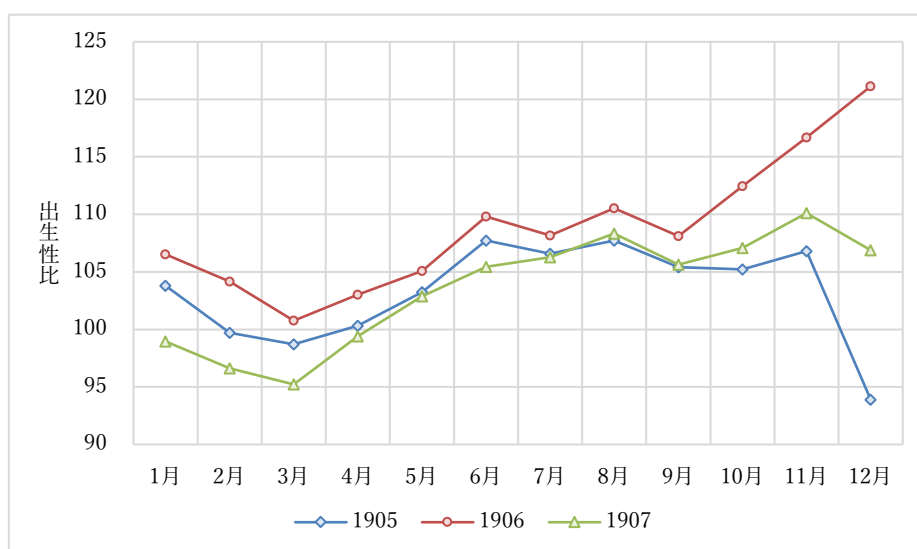


図 4 月別出生性比（1905 年～1907 年）

出典:人口動態統計（厚生労働省）

3. 乳児死亡率

人口動態統計によれば、1966 年の乳児死亡率は高い。1965 年では出生千対 18.5 であったものが、1966 年に 19.3 へ増加、その後 1967 年に 14.9 に低下する（図 5）。この傾向は男女別に見ても同様である。しかしながら、実際に丙午生まれの乳児死亡率が高いのかと言うとそうではない。人口動態統計の乳児死亡率は、ある年の 1 才未満死亡数をその年の出生数で割った値である。例えば 1966 年 1 月 1 日から 12 月 31 までの 1 才未満死亡数をその期間の出生数で割ったものである。そのため、分子の 1 才未満死亡数には、前年 1965 年出生者も含まれ、1966 年生まれであるが翌年 1 才未満で死亡した数は分子に含まれない。そのため、生年別の乳児死亡率、つまり 1966 年生まれの 1 才未満死亡数（死亡年は 1966 年および 1967 年）を 1966 年出生数で割った、生年別乳児死亡率を計算すると（図 5）、人

口動態統計の定義でみた乳児死亡率の変動はほぼ消滅する。1966 年の出生率が急激に減少したために、分母が小さくなったことにより乳児死亡率が高く計算されたことになり、1966 年生まれのこどもに限りその乳児死亡率を計算すると、長期的な趨勢として乳児死亡率は減少しているが、前後の年生まれの子どもと比べ特に乳児死亡率が高くなっているわけではない。このように、出生数が急に大きく変動した 1966 年の人口指標は、その定義を吟味したうえで評価する必要がある。

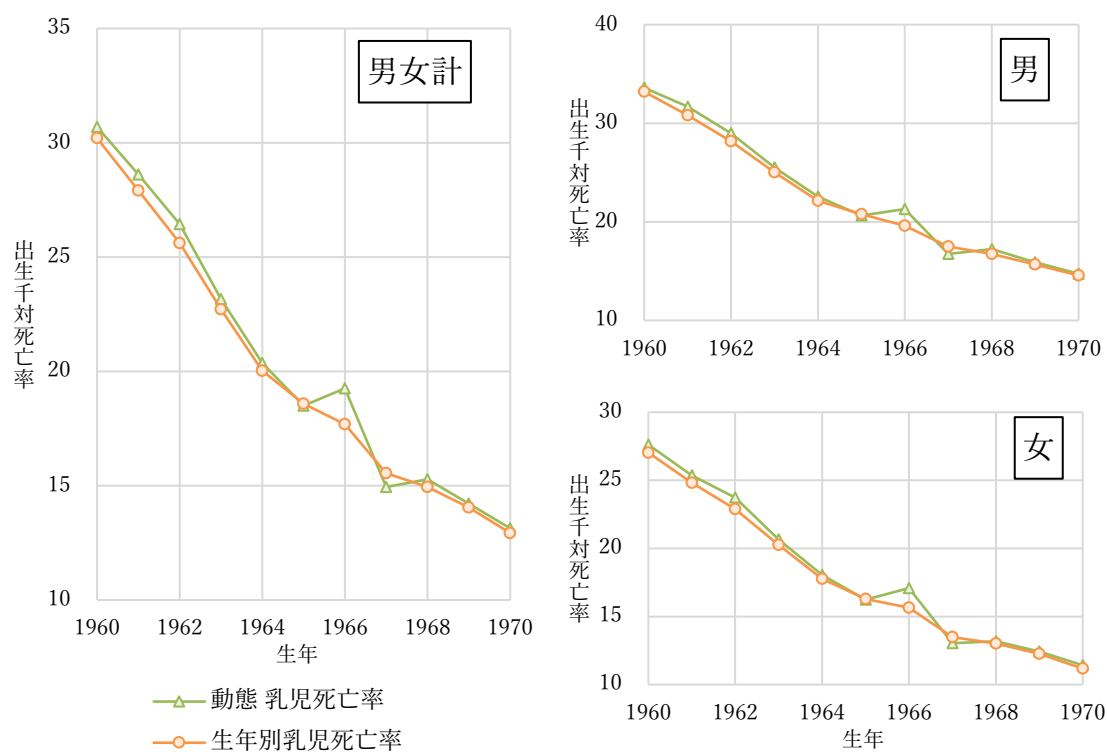


図 5 乳児死亡率（暦年・生年比較）（1960～1970 年）

出典:人口動態統計（厚生労働省）、生年別データは林（2025）

II. 1966 年の出生数減少と 2026 年の見通し

1966 年は前年と比べ出生数は 25%減少した。しかしながら、前年と翌年は 1966 年を避けたことによる出生増加があった。1960 年代は基本的に出生数は増加の傾向にあり、丙午がなかったと仮定したときの 1965-1967 年の出生数を、1964 年と 1968 年を直線補間することにより算定したものが表 4 と図 6 である。前後年の増加も加味すると、1966 年丙午による出生数の減少は 4.9%にとどまる。

表 4 1966 年前後の出生数（実際と仮定）

年	出生数（実際）	出生数（仮定）	実際/仮定	変化%
1964	1,716,761	1,716,761	100.0%	0.0%
1965	1,823,697	1,755,531	103.9%	3.9%
1966	1,360,974	1,794,300	75.8%	-24.2%
1967	1,935,647	1,833,070	105.6%	5.6%
1968	1,871,839	1,871,839	100.0%	0.0%
1965-1967 の計	5,120,318	5,382,900	95.1%	-4.9%

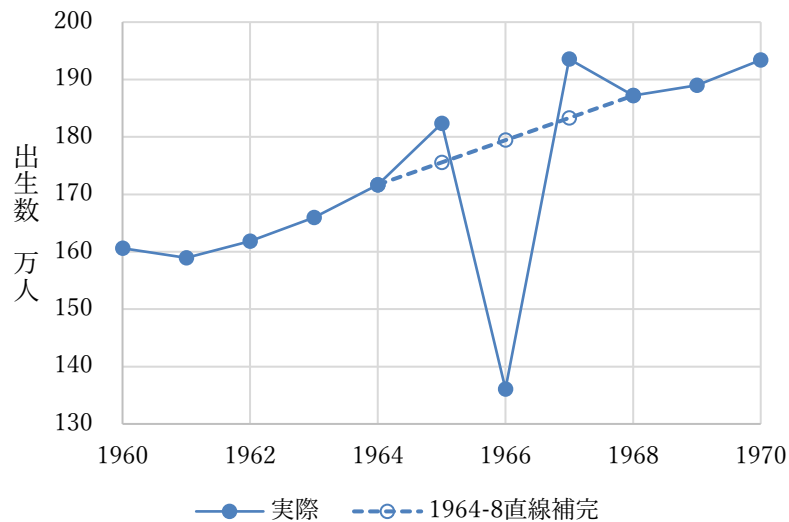


図 6 1966 年前後の出生数（実際と仮定）（1960～1970 年）

注: 仮定は 1964 年と 1968 年を直線補間したもの

資料: 実際の出生数は人口動態統計（厚生労働省）

1966 年のその年、厚生労働省は上半期の出生数の異常な減少を受けて 9 月に全国の国勢調査 100 地区を対処とした出生調査を行った（厚生省 1968、村井 1968、厚生省 1969）。その結果、「ひのえうまには生みたくない」と回答した女性は全体の 3.9%であった。その値は、実際の減少率である 4.9%と近いものである。

2026 年に向けて、どのくらいの若者が「ひのえうまには生みたくない」と考えるのだろうか。2017 年度に北海道名寄市立大学の学部生を対象にした調査によれば、丙午迷信を知っている人は約 40%、約 20%の学生が丙午を気にしている、という結果であった（大見 2019）。回答率 15.4%、回答者数 84 名という小規模な調査ではあるが、20%がひのえうまを気にしている、というのは、1966 年の 4.9%よりも大きな値であり、実際に 20%出生数が減少する、という可能性も皆無ではない。

おわりに

「この現代でそのような迷信を信じる人はいないだろう」というのは、1966 年の時の言説であったが、それは見事に外れた。現在の若者は、恵方巻、一粒万倍日、天赦日など、その親の世代が聞いたこともなかった新たな「伝統」をフォローしていると共に、「空気をみる」ことに長けている世代でもある。1966 年よりもひのえうまの出生控えが起こらないと考える要素は、1960 年代にはまだある程度あったと思われる、産みたくないが社会や家族の希望により産んでいたという出生が減っていること、出生数が減ることにより保育園に入りやすくなり、浪人生がそれほどいない中高受験の倍率が下がることから、逆にこの年に出産をする、といったこと位であろうか。

近年出生数の減少が著しく、それがさらにひのえうまの迷信により拍車がかかることは望ましくないものの、「丙午は迷信なので子どもを産むように」という政策は個人の権利侵害であり実施は不可能である。各自が適切に判断できるよう正しい情報を提供することが必要である。

参考文献

- 青木尚雄・富沢正子（1968）「昭和 41 年の出生減少について関する一考察」『人口問題研究所年報』、第 13 号、pp.33-37
- 赤林英夫（2007）「丙午世代のその後―統計から分かること」『日本労働研究雑誌』、No.569、pp.17-28
- 伊藤達也・坂東里江子（1987）「同居児法による「ひのえうま」の出生変動の計測と分析」『人口問題研究』第 181 号、pp.31-43
- 白井竹次郎、方波見重兵衛、金子功（1976）「ひのえうま生まれの統計」『厚生指標』、第 23 巻第 3 号、pp.3-13
- 大島三緒（2022）「「ひのえうま」迷信の罪深く」現代史メモランダム 第 5 回 1966 年、日本経済新聞 <https://www.nikkei.com/article/DGKKZO61453210V00C22A6CT0000/>
- 大谷憲司（1993）『現代日本出生力分析』関西大学出版部
- 岡崎陽一（1968）「最近における出生率の動向について」『厚生指標』第 15 巻第 5 号、pp.10-14
- 北村邦夫（2016）「日本の人工妊娠中絶統計」『家族と健康』第 742 号 <https://www.jfpa.or.jp/kazokutokenko/pdf/742.pdf>
- 呉文聡（1911）「戦後の出生 附丙午の迷信」『統計集誌』第 363 号、pp.356-360
- 黒須里美（1992）「弘化三年ヒノエウマ：文化と人口の地域性」『日本研究』第 6 集 国際日本文化研究センター紀要. <http://doi.org/10.15055/00000900>
- 厚生省大臣官房統計調査部（1968）「昭和 41 年の出生減少について」
- 厚生省（1969）「[特集]昭和 41 年の出生減少について」昭和 41 年人口動態統計上巻、pp.68-77. <https://dl.ndl.go.jp/pid/3048831>
- 講談社（1965）「丙午の女の赤ちゃんを産んだらたいへん」『ヤングレディ』1965 年 1 月 25 日号、pp.128-135
- 小林和正（1976）「甲斐国現在人別調とひのえうま」『厚生指標』第 23 巻第 5 号、pp.44
- 坂井博通（1989）「十二支別の出生性比の変動に関する一考察」『人口問題研究』第 45 巻 1 号

- 坂井博通 (1995)「昭和 41 年「丙午」に関連する社会人口学的行動の研究」『人口学研究』第 18 号、pp.29-38
- 坂井博通 (1988)『「ひのえうま」の死産について』『人口問題研究』、第 186 巻
- 須田圭三 (1973)「丙午迷信の発生・発展・変貌の経過と其の産児・育児に与えた影響について」『民族衛生』、第 39 巻、第 6 号、pp.188
- 高橋梵仙 (1941)『日本人口史之研究』三友社
- 宅森昭吉 (2022)「60 万人割れが懸念される 2026 年（丙午）の出生数～人口動態統計」J-money. <https://j-money.jp/article/93124/>
- 林玲子 (2025 予定)「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 2 号（予定）
- 菱沼從尹 (1968)「「ひのえうま」礼賛論」『厚生指標』第 15 巻第 12 号
- 村井隆重 (1968)「ひのえうま総決算」『厚生指標』第 15 巻第 5 号、pp.3-9
- 文部省 迷信調査協議会 (1949)『迷信の実態』技報堂、東京. <https://dl.ndl.go.jp/pid/2982577/1/52>
- 山口喜一 (1967)「最近の出生動向、とくに「ひのえうま」にまつわる出生減について」人口問題研究所年報、第 12 号、pp.56-60
- Drixler, Fabian (2013) *MABIKI - Infanticide and population growth in Eastern Japan, 1660-1950*, University of California Press
- Guilmoto, Christophe Z. (2009) “The Sex Ratio Transition in Asia”, *Population and Development Review*, 35(3), pp.519-549. <https://www.jstor.org/stable/25593663>
- Kanae Kaku, Y.Scott Matsumoto (1975) “Influence of a Folk Superstition on Fertility of Japanese in California and Hawaii,1966” *American Journal of Public Health*, Vol.65, No.2, pp.170-174.
- Das Gupta, Monica (1987) “Selective Discrimination against Female Children in Rural Punjab, India”, *Population and Development Review*, Vol. 13, No. 1, pp.77-100. <https://www.jstor.org/stable/1972121>
- Sen, Amartya (1990) “More Than 100 Million Women Are Missing”, *The New York Review of Books*, Volume 37, Number 20.
<https://web.archive.org/web/20130504072819/http://ucatlus.ucsc.edu/gender/Sen100M.html>
- Süssmilch, Johann Peter (1741/2, 1761/2, 1775/6) *Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechts, aus der Geburt, Tod, und Fortpflantung desselben erwiesen*

結婚力、結婚出生力に関する地域指標の検討と 合計特殊出生率との比較

岩澤美帆、小池司朗、菅桂太、別府志海、余田翔平、守泉理恵

1. はじめに

今日、日本と諸外国との国際比較や、都道府県、市区町村といった地域別の出生力を比較する場合、合計特殊出生率という女性の年齢構成が標準化された指標が用いられることが多い。合計特殊出生率は、ある年において、ある年齢の女性から生まれた出生数をその年齢の女性人口で割った年齢別出生率を、一般に女性が子どもを生める年齢である15歳から49歳まで合計したものである。合計特殊出生率は、その年の出生力を、一人の女性が生涯に生む子ども数として解釈することができ、別途計算できる人口置換水準と比較することで、現在の出生力が人口の規模を長期的に維持できる水準に比べ高いのか低いのかを評価できる。2023年の合計特殊出生率は1.20であったが、この年の出生力は、一人の女性が生涯に生む子ども数が1.20人となる水準であることを示すと同時に、人口を維持するのに必要な水準である2.07の58%ほどにとどまる低さであることが分かる。このように合計特殊出生率がある場面は多々あるが、出生力の測り方は様々にあり、もっとも重要なことは、目的に応じた指標を参照すること、あるいは、それぞれの指標の特徴、意味することを正しく理解することであろう。

本研究の目的は3つある。一つ目の目的は、合計特殊出生率が示す出生力はどのような出生力なのかを、その他の指標と比較することで明らかにする。二つ目の目的は、日本の場合は、ほとんどの出生が結婚したカップルから生じるため、出生力の変化は、結婚が起きやすい効果と結婚した夫婦が子どもを持ちやすい効果に分けて考えることが出来、両者を分離することにより、出生力の抑制が結婚への移行で起きているのか、夫婦の出生行動で起きているのかを判断することができる。そこで、結婚出生力に関連した指標を複数算出し、合計特殊出生率との比較を行った上で、都道府県や市区町村レベルで、結婚出生力を比較的簡便に評価できる指標として、出生初婚比または出生婚姻比を提案し、その有用性を述べる。結婚力については未婚者からの初婚発生を捉える指標を提案する。三つ目の目的は、こうした都道府県別の結婚力や結婚出生力が、合計特殊出生率の高低とどの程度整合的かを確認し、合計特殊出生率を子どもも生まれやすさの指標として用いる妥当性を議論することである。

2. 出生力および結婚力に関する指標

本研究では、出生力に関する13の指標を、主に2015年と2020年について都道府県別に

算出する。指標は主に、総人口の出生力、女性の出生力、夫婦の出生力に分類でき、さらに女性の結婚力に関する4つの指標を算出した。あわせて17の指標の一覧は表1に示した。

(1)人口規模や女性人口規模を統制した頻度指標

①出生数は、人口規模の大きさを反映するため、人口規模が大きく異なる社会間の出生力の比較には適さない。そこで、一定の総人口あたり（通常1,000人あたり）の出生数で示したものが②粗出生率（総人口千対）である。ただし、総人口には子どもを生まない男性や子ども、高齢者が含まれる。子どもを産む年齢の女性の人口を分母にしたものが、③総出生率（15～44歳総人口女性千対）と④日本人女性総出生率（15～44歳日本人女性千対）である。前者の分母は外国人女性を含むが、後者は日本人女性に限定される。

(2)女性の年齢構成を統制した生涯指標

一般に、出生力の指標として上記の指標ではなく、⑤合計特殊出生率が利用されるのは、上記の指標は年齢構成が揃えられおらずその構成の違いに影響を受ける。子どもを生める年齢であっても、10代や40代で子どもを産む人は少ない。年齢別に出生率を算出し、年齢別女性人口の分布を同じにし（標準化）、別の言い方をすれば、15歳～49歳まで、各年齢ひとりの女性について出生率をもとめ、合計をすることで、一人の女性が生涯に生む平均的子ども数を表したのが合計特殊出生率である。この指標は、人口規模や男女比、女性の年齢構成が異なる社会でも、一人の女性が生涯に生む子ども数という尺度で、その年の出生力の違いを評価することができる。こうした標準化を年齢別の指標を使うことで直接行っていることから、次節で述べる間接標準化指標と区別し、⑤aの（直接標準化）合計特殊出生率とする。

このように、観察する社会の男女比、年齢構成の違いを気にせず出生力を比較できる指標であるが、単年の出生率にもとづく指標（期間合計特殊出生率）であること、すなわち、年齢の異なる様々な世代の女性のある年の情報をつなぎ合わせて、女性の生涯を仮想的に構成している点には注意が必要である。大災害などが起きると、あらゆる年齢層の女性が子どもが産み控えられることがある。女性個人にとっては長い生涯の中の、特定の年齢で起きた出来ことであり、その後遅れをとり戻すことで、生涯の子ども数には影響ないかもしれない。しかし、大災害の年の出生率情報をつかって合計特殊出生率を計算すると、全ての年齢で出生率が低くなり、生涯にもつ子ども数として表した数値は大きく引き下げられる。つまり、期間の合計特殊出生率は、現実の女性が生涯に持つ子ども数ではなく、その年に特有な出生力に基づく、仮想的な女性の生涯の子ども数ということになる。

表 2-1 分析に使用する公的統計を用いた出生力／結婚力指標

分類		指標	詳細	定義、計算式	データ1	データ2
総人口の出生力	規模	① 出生数	出生数の規模	日本における日本人の出生数	人口動態統計	国勢調査／人口推計
	頻度	② 粗出生率（総人口千対）	人口一人あたりの出生数	日本における日本人の出生数／総人口×1000	人口動態統計	国勢調査／人口推計
女性の出生力	頻度	③ 総出生率（15～44歳総人口女性千対）	再生産年齢女性一人あたりの出生数	日本における日本人の出生数／15～44歳総人口女性×1000	人口動態統計	国勢調査／人口推計
	頻度	④ 日本人女性総出生率（15～44歳日本人女性千対）	再生産年齢日本人女性一人あたりの出生数	日本における日本人の出生数／15～44歳日本人女性×1000	人口動態統計	国勢調査／人口推計
	年齢標準化頻度／生涯指標	⑤a 合計特殊出生率	年齢別出生率（日本人の出生／日本人女性人口）を15～49歳で合計したもの。期間指標に基づく女性の生涯の平均子ども数。	Σ （日本における日本人の出生数／日本人女性）	人口動態統計	国勢調査／人口推計
		⑤b 間接標準化合計特殊出生率	標準となる年齢別出生率と年齢別女性人口から求めた期待出生数と実績出生数との比として標準化出生比を求める。これを標準の合計特殊出生率に乗じて当該地域の合計特殊出生率を推定する。	$\frac{\sum f_i^e}{\sum f_i^s} = \frac{\sum f_i^e}{\sum f_i^s} \times c^i \quad \text{ただし, } c^i = \frac{B^i}{\sum_{x=15}^{45} (\frac{f_i^e}{f_i^s} \times \frac{p_x^f}{p_x^e})}$ $\square TFR^i = \sum_{x=15}^{45} (\frac{f_i^e}{f_i^s} \times c^i) \cdot p_x^e$ $= (\sum_{x=15}^{45} \frac{f_i^e}{f_i^s}) \times c^{40}$ $= TFR^i \times c^i.$	人口動態統計	国勢調査／人口推計
	生涯指標	⑥ コーホート合計出生率	45歳時コーホート合計出生率（年齢別出生率をコーホートの15～44歳で合計）。コーホート指標に基づく女性の生涯の平均子ども数。	Σ （日本における日本人の出生数／日本人女性）	人口動態統計	国勢調査／人口推計
夫婦の出生力（結婚出生力）	頻度	⑦ 日本人有配偶女性総出生率（15～44歳日本人有配偶女性千対）	再生産年齢日本人有配偶女性一人あたりの出生数	日本における日本人の出生数／15～44歳日本人有配偶女性×1000	人口動態統計	国勢調査／人口推計
	年齢標準化頻度／生涯指標	⑧ 合計有配偶出生率	年齢別有配偶女性出生率を20～49歳で合計したもの（20歳未満は20～24歳に組み入れ）。女性が20歳で結婚し、その年の有配偶女性出生率に従った場合の夫婦あたり子ども数。 ※晩婚化のみによって高まるため結婚年齢パターンが異なる社会比較には向かない	Σ （日本における日本人の出生数／日本人有配偶女性）	人口動態統計	国勢調査／人口推計
	生涯指標	⑨ 国勢調査に基づく夫婦完結出生児数	妻40～44歳夫婦の同居児数の平均値。夫婦あたりの完結レベルの子供数の実績。	夫婦のいる世帯の子供数、妻40～44歳		国勢調査
	生涯指標	⑩ 既婚者コーホート合計出生率	コーホート合計出生率を50歳時既婚者割合で割った、既婚女性1人当たりの生涯の平均子ども数。	コーホート合計出生率／女性の50歳時既婚者割合	人口動態統計	国勢調査
	指数	⑪ ログリニア夫婦出生力指数	ログリニア結婚出生力指数（岩澤ほか 2022）。全国平均1.0に対する指数。	20～39歳女性有配偶者割合(PM)の全国との相対値を用いた結婚力効果($I_{\mu q}, I_{\mu f}$)と残差である結婚後の出生力効果(I_{μ})に分解した指数。 $TFR^i = \text{標準}TFR \times (PM^i / \text{標準}PM)^{0.628} \times (PM^i / \text{標準}PM)^{0.145} \times \exp u^i$ $= \text{標準}TFR \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu f}^i \times I_{\mu}^i$	人口動態統計	国勢調査
	推計	⑫ ログリニア指数に基づく夫婦完結出生児数	ログリニア指数に基づく完結出生児数（岩澤ほか 2022）。	結婚タイミング効果および夫婦出生力効果のログリニア指数を全国の完結出生児数に適用して推計	人口動態統計	国勢調査
	比	⑬ 出生初婚比(出生婚姻比)	出生初婚比（ t 年出生数／ $t-5 \sim t-1$ 年妻初婚数の合計）。過去5年に起きた初婚数に対する当該年出生数の比。直前に結婚した夫婦の出生力を反映する。 初婚を婚姻に代えた場合は出生婚姻比。	日本における日本人の出生数、日本における日本人の妻初婚数を用い、 t 年出生数／ $t-5 \sim t-1$ 年妻初婚数の合計	人口動態統計	
女性の結婚力	規模	⑭ 初婚数	初婚数の規模		人口動態統計	
	頻度	⑮ 日本人女性総初婚率（15～44歳日本人女性千対、20～39歳日本人女性千対）	再生産年齢日本人女性一人あたりの初婚数	日本における日本人初婚数／15～44歳日本人女性×1000 日本における日本人初婚数／20～39歳日本人女性×1000	人口動態統計	国勢調査／人口推計
	頻度	⑯ 日本人女性総未婚者初婚率（20～39歳日本人未婚女性千対）	再生産年齢日本人未婚女性一人あたりの初婚数	日本における日本人初婚数／20～39歳日本人未婚女性×1000	人口動態統計	国勢調査
	割合	⑰ 日本人女性有配偶者割合(20～39歳)	20～39歳の5歳階級別日本人女性有配偶者割合の平均	Σ （5歳階級別日本人女性年齢別有配偶者割合）/4		国勢調査／人口推計

注：本研究では⑤合計特殊出生率に影響する結婚力および結婚出生力として⑯日本人女性総未婚者初婚率と⑬出生初婚比を用いる。これらの指標の都道府県順位の関係を図 4-1 の散布図で示した。

(3)間接標準化による合計特殊出生率

年齢構成の影響を統制するために用いる年齢別出生率は、年齢別の女性人口と母の年齢別出生数という詳細なデータが必要であるが、地域に限定した場合、そうした詳細なデータ、とくに母親の年齢別の出生数が得られないことがある。このような場合、間接標準化という方法が利用できる。間接標準化出生率は、算出に必要なデータ量を節約でき、年齢構成が著しく異なる場合がある地域人口において年齢構成の違いを適切に反映できるといった利点がある（山内 2014）。

具体的には、標準となる年齢 5 歳階級別出生率を、地域の年齢 5 歳階級別女性人口に適用し、仮説的な出生数（以下、期待出生数）を求める。次に、この期待出生数と当該地域の実際の総出生数との比を求める。これが当該地域の標準化出生比（standardized fertility ratio）である。地域別標準化出生比は、当該地域の出生水準がどの程度標準の水準よりも高いか、低いかを表すものとなる。これを標準地域の合計出生率に乗じることで、地域別合計特殊出生率の推定値が得られる。このように間接標準化による合計特殊出生率は、⑤a の直接標準化合計特殊出生率と区別し⑤b の合計特殊出生率とする。

(4)コーホート生涯指標：コーホート合計特殊出生率

現実の女性がその生涯で平均何人程度の子どもを持ったのかは、子どもを生み終わった女性に過去に何人の子どものを生んだのかを社会調査などで尋ねることでは知ることができる。ただし、それとほぼ同等の数値を、期間合計特殊出生率を計算するのに用いた年齢別出生率を使って計算することができる。1985 年に 15 歳だった女性の出生率、1986 年に 16 歳の出生率、・・・、2019 年に 49 歳の出生率を合計したものは、その世代の女性が生涯に持った子ども数の平均値と見なすことができる。同時期に生まれた女性（コーホート）の情報を加齢とともに観察して得られる出生率はコーホート出生率と呼ばれ、合計したものが⑥コーホート合計出生率である。上記の期間合計特殊出生率は、仮説コーホートに基づいた生涯指標ということになる。

毎年の特有な事情により年齢別出生率は変動しても、コーホートの年齢別出生率を再生産年齢期間で合計すると一般に安定した水準になることが知られている。ただし、再生産年齢が完了しなければ求められないため、20 代、30 代で出生行動が大きく変わっていたとしても、その結果が得られるのはその世代が 40 代後半に達してからということになり、速報性に欠ける難点がある。一般に 40 代後半の女性の出生率は極めて低いので、15 歳から 44 歳までの情報が得られれば、コーホート合計出生率が観察できると考えて良い。本研究では 5 歳階級別の年齢別出生率を組み替えてコーホート合計出生率を算出した。

(5)夫婦の出生力指標

日本では、現在でも出生の 98%が婚姻関係にあるカップルから発生しており、結婚の発生が出生発生的前提となっている。観察された出生力の低下が、結婚が起きないという結婚

力の低下で説明できるのか、結婚後の夫婦の出生力の低下で説明できるのかは、少子化に関連する対策の効果にも関連するため、その解釈を適切に行うことが求められている。結婚の発生状況を統制した上で、夫婦の出生力をとらえることを目的とした指標をいくつか示す。

⑦日本人有配偶女性総出生率（15～44 歳日本人有配偶女性千対）は、④日本人女性総出生率（15～44 歳日本人女性千対）の分母を有配偶女性人口に限定したものである。人口規模、男女比、再生産年齢に加え、配偶関係を有配偶女性に限定したものとなる。しかし、再生産年齢内の年齢構成は統制できていないこと、また、有配偶女性からの出生発生は結婚後の経過年数と強く関係するが、結婚後の経過年数についても統制がされていない。

なお、年齢構成の統制を試みたものに⑧合計有配偶出生率がある。この指標は、年齢別有配偶出生率を再生産期間について合計したものである。合計特殊出生率の場合は 15 歳から 49 歳まで合計するが、10 代の有配偶出生率は、出生が少ないことに加え妊娠先行型の結婚も多いため、結婚からの頻度指標としては適切ではない。今回は、5 歳階級別の有配偶出生率を出す際、10 代の有配偶者数、10 代の出生数はともに 20 代前半に組み入れて 20 代前半の有配偶出生率を算出した。20 歳～49 歳までを合計した合計有配偶出生率の解釈は、全ての妻が 20 歳で結婚し、その年の年齢別有配偶出生率に従って子どもを生んだ場合の夫婦あたりの平均子ども数となる。しかし、この年齢別有配偶出生率は 20 歳以降の結婚経過年別の出生率とはまったく異なる、様々な結婚経過年の有配偶女性の出生率に基づくため、結婚年齢 20 歳の有配偶女性の平均子ども数を再現するものとは大きく異なることに注意が必要である。実際に 2020 年の指標を計算すると全国で 4.39 となり、夫婦あたりの子ども数としては極めて高い数値となっている。第 16 回出生動向基本調査（国立社会保障・人口問題研究所 2023a）のデータを用いて、有配偶女性の年齢層別に、平均初婚年齢が何歳であるかを調べたところ、現在年齢が高くなるほど、平均初婚年齢は高くなり、高い年齢で結婚した人が多く含まれていた。これは各年層に結婚して間もない夫婦が多く含まれることを意味し、こうした夫婦の出生力は高くなる。こうした有配偶出生率は、20 歳で初婚をした女性の当該年齢の有配偶出生率とは乖離が大きいため、これをあてはめて推計された合計有配偶出生率の値は現実と乖離してしまう。

現実の夫婦あたりの完結水準の出生児数は、国勢調査において夫婦のいる世帯に同居する子ども数を用いて近い数値を得ることができる。妻の年齢が 40～44 歳の夫婦のいる世帯で、同居する子ども数を算出したものが、⑨国勢調査に基づく夫婦完結出生児数である。40 代前半の妻の子ども数なので、40 代後半で追加される分が過小になる。ただしその規模は小さいことが見込まれ、むしろ妻の年齢が 40 代後半になると、子どもが進学や就職で離家する割合が高くなり、同居の子ども数が出生子ども数より過小になる問題が出てくる。妻が 40 代前半の夫婦の平均子ども数は、夫婦の完結出生児数の実績に近い数値ではあるが、こうした夫婦が実際に子どもを生んだ時期は 10 年以上前の可能性が高く観測時期とずれること、加えて地域別の指標の場合は、転居などにより出生した場所と完結出生児数が測定された場所が異なる可能性も高まる。

(6) コーホート合計出生率を既婚者割合で調整した既婚者コーホート合計出生率

コーホート合計出生率（コーホート合計特殊出生率）は出生過程が完結しなければ算出できないが、日本においては婚姻外の出生の割合は2%台でその後母親が結婚する場合もあることを考えると、子どもを産んだ女性が50歳時点で未婚である可能性は極めて低い。そこで、コーホート合計出生率を女性50歳時点での既婚者割合で割った⑩既婚者コーホート合計出生率は、50歳時点で結婚経験のある女性の生涯の子ども数の平均値（夫婦の完結子ども数に相当）と見なせる。

(7) ログリニアモデルを用いた結婚出生力指標

夫婦からの出生の発生を厳密に捉えるためには、結婚経過年別に発生を統制する必要があるが、既存の統計では難しく、生涯指標の実績では、足下で起きている夫婦の出生行動の状況を捉えられないという問題があることを指摘した。

足下の情報を使い、結婚力の影響をある程度統制した上で、夫婦の出生力を測定する方法の一つを、岩澤ほか(2022)で提示している。出生力に影響する20～39歳女性の有配偶者割合を説明変数とし、合計特殊出生率を予測する回帰モデルの誤差項を結婚力で説明できない夫婦出生力としたモデルを用いる。さらに操作変数を用いて、生涯の結婚割合と晩婚などの結婚タイミングの効果を分離し、合計特殊出生率の標準からの偏差を、結婚の量的効果、結婚のタイミング効果、夫婦出生力効果に分解する式を提示した。効果を積の形で表すことが出来るログリニアモデルを用いるので、ここで得られる結婚出生力を⑩ログリニア夫婦出生力指数と呼ぶ。地域別に求めた結婚タイミング効果と夫婦出生力効果を標準的な夫婦あたりの完結出生児数に乗ずることで、当該地域の夫婦完結出生児数（⑫ログリニア指数に基づく夫婦完結出生児数）を推定することが出来る。

⑪ログリニア夫婦出生力指数、⑫ログリニア指数に基づく夫婦完結出生児数は、当該地域の合計特殊出生率（人口動態統計）と、20～39歳の有配偶者割合（国勢調査）の平均値が得られれば、係数を用いて結婚タイミング効果指数と夫婦出生力指数を推定することができる。ただし、岩澤ほか（2022）で示されている係数は2015年のデータを用いたモデルから推定されたものであり、年次が変われば係数も推定し直すことが望ましい。

(8) 新しい結婚出生力指標：出生初婚比（出生婚姻比）

ログリニア夫婦出生力指数は、人口動態統計と国勢調査の公表データから推定できるが、モデルの係数は、時間が経過した場合は、新たなデータを用いて推定し直す必要がある。そこで、本研究では、より簡便な方法で、かつ、地域の未婚者数の規模や割合の影響を受けない結婚出生力指標を提案したい。⑬出生初婚比というもので、具体的には当該地域のt年の出生数を、t-5年～t-1年の初婚数の合計で割るというものである。過去5年の初婚数の合計、すなわち結婚して6年未満の夫婦数に対する、当該年の出生数の比である。

表 2-2 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 2023b)のコロナ禍の影響をモデル化する際に使用された、前事象からの経過期間別の出生率であり、図 2-1 はその累積値を示したものである。そして図 2-2 には、3 子を生んだ妻に限定して、第 1 子、第 2 子、第 3 子がどのようなタイミングでもったいるかをグラフ化したものである(岩澤 2024)。これらの実績データから読み取れることは、20 代、30 代で出生の多くが発生するが、各出生は前事象から数年以内に発生しており、子どもを持つ夫婦の 4 分の 3 は 1 子、2 子であることを考えると初婚から 6 年未満といったタイミングまでで多くの出生が発生すると考えられる。

表 2-2 前事象からの経過期間別出生率

前事象からの経過期間	初婚→第1子	第1子→第2子	第2子→第3子	第3子→第4子
1年未満	0.327	0.017	0.014	0.072
2年未満	0.281	0.186	0.097	0.102
3年未満	0.156	0.353	0.233	0.198
4年未満	0.082	0.178	0.125	0.112
5年未満	0.040	0.086	0.074	0.055
6年未満	0.023	0.043	0.042	0.039
7年未満	0.015	0.020	0.033	0.016
8年未満	0.010	0.009	0.012	0.000
8年以上	0.012	0.007	0.006	0.000
未経験	0.054	0.101	0.363	0.405

注：対象は「出生動向基本調査」夫婦票における、結婚持続期間 15 年未満の初婚どうし夫婦について、前事象を調査時点から 8 年以上前に経過した妻。当該事象未経験者も含む。この図の値は第 15 回(2015 年)、第 16 回調査(2021 年)から求めた出生率の平均値。

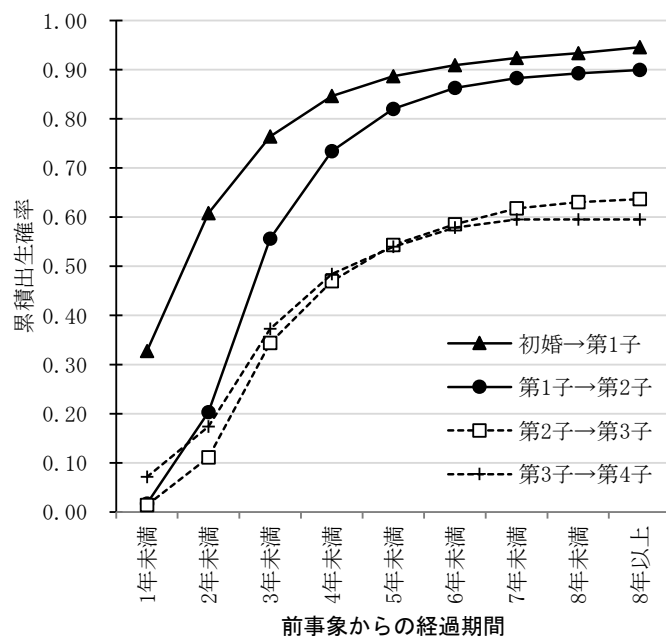


図 2-1 前事象からの経過期間別にみた累積出生率

データ：表 1 の数値にもとづく累積値。

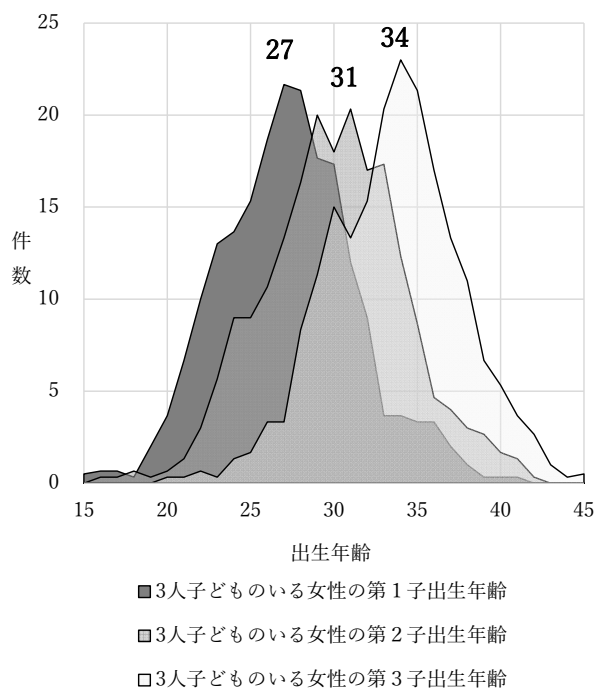


図 2-2 子を 3 人もった女性の第 1 子～第 3 子出生年齢

資料：岩澤(2024)。：「第 16 回出生動向基本調査」（国立社会保障・人口問題研究所 2023）による集計。45～49 歳初婚どうし夫婦の妻、202 名、3 歳移動平均。

夫婦の出生は、結婚後数年以内、長く見て 7 年の間にほぼ完結レベルに達すると考えると、過去 5 年（6 年未満）に初婚をした女性人口は当該年出生の有効なリスク集団とみなすことが出来る。もちろん 10 年前に初婚をした集団もリスク人口ではあるが、この指標を都道府県別などの地域指標に利用することを考えると、カバーする期間が長くなるほど、転出入によってリスク人口との乖離が大きくなることも考えられ、6 年未満という基準を採用した。

なお、初婚は高齢でも発生するので、出生のリスク人口にあてはまらない女性も含まれる。そこで、より厳密に結婚数と出生数を対応づけるため、初婚数全数ではなく、 $t-5$ 年～ $t-1$ 年の 20～34 歳の婚姻数の合計と、 t 年の 20～39 歳の出生数との比を 2020 年について計算し比較した。この年齢を限定した出生婚姻比と、年齢を限定しない出生初婚比との関係を散布図にして図 2-3 に示してみると、相関係数は 0.99 を超えており近似していると言える。その場合、より簡便に得られる年齢を限定しない出生初婚比が有用だと言える。なお、初婚数が得られない場合は、出生と過去 5 年の婚姻数の比も代替指標として有用である。ただし婚姻は高い年齢で発生する再婚も含むため、再婚者は出生確率が低いことを考慮すると、婚姻数と出生発生との関連は弱まると考えられる。

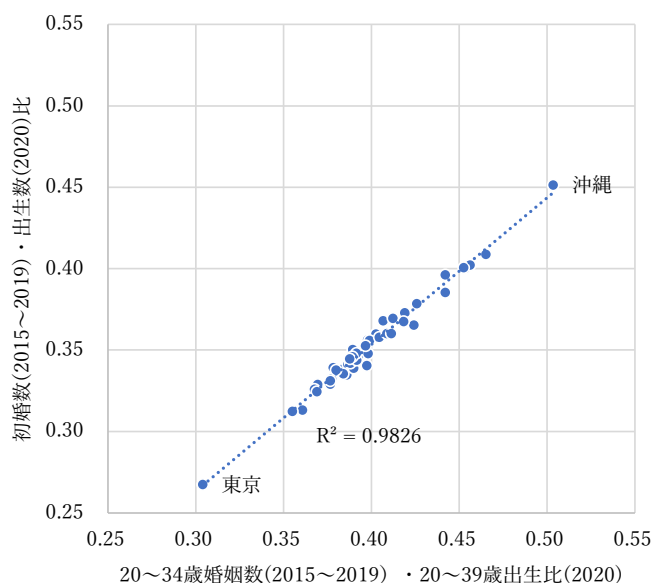


図 2-3 年齢を限定した出生婚姻比と年齢を限定しない出生初婚比の散布図

なお、この指標は過去 5 年に初婚をした女性を当該年の出生のリスク人口と考えているが、都道府県においては、初婚をしたあと、都道府県境を越えて転出し出生する、逆に他の地域で初婚をし、出生の前に転入するというケースが存在する。とくに東京都では若い未婚者が流入し、周囲の県に移動して家族形成を行うというパターンも見られる。これについて

小池(2024)は、東京都については、家族形成期の転出だけでなく、近年転入も増えていることを指摘しており、必ずしも一方向の移動が強化されているわけではないと見られる。また、6年以内という短期の移動は比較的限定的であると考えれば、都道府県内の過去5年の初婚者（婚姻者）を出生のリスク人口と考えることは概ね妥当であろう。

出生初婚比または出生婚姻比が、どの程度結婚力の変化を捉えることができるかについて、年次別、結婚持続期間別の出生率が測定できる標本調査にもとづいた結婚力指標との比較することで検討した。余田・岩澤(2018)では、2015年の「出生動向基本調査」までの夫婦の出生歴情報を用いて、結婚持続期間別出生率を年次別に求め、結婚期間で合計する合計結婚出生率を算出している（図2-4）。合計結婚出生率は、1980年代後半より緩やかに低下していたが、2005年にとくに落ち込みを示している。その後はやや回復し2015年頃まで上昇していることを示していた。図2-5には、本研究で考案した出生初婚比および出生婚姻比を示している。こちらの指標でも1980年代後半から低下が見られ、2005年にそこを打ったのち反転していることがわかる。さらに、人口動態統計の出生数は2023年まで判明しているので、その後の指標の推移を確認すると2015年以降は再び低下し、最低値であった2005年の水準を下回っている可能性を示唆している。

出生初婚比、出生婚姻比の水準そのものは、出生数と初婚数または婚姻数との単純な比であり、解釈しやすいものではない。しかし変動については合計結婚出生率を近似しており、結婚持続期間を統制した結婚出生力指標の代理変数として活用可能なことを示唆している。

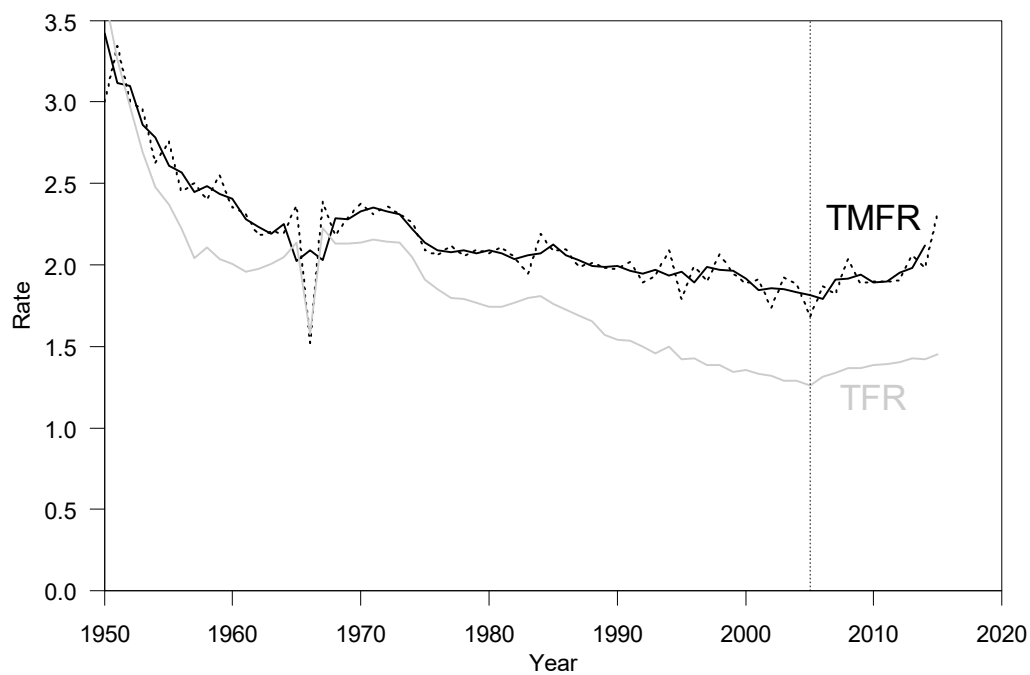


図 2-4 2014 年までの期間合計結婚出生率（TMFR）の趨勢（参考：合計特殊出生率）
資料：余田・岩澤（2018）

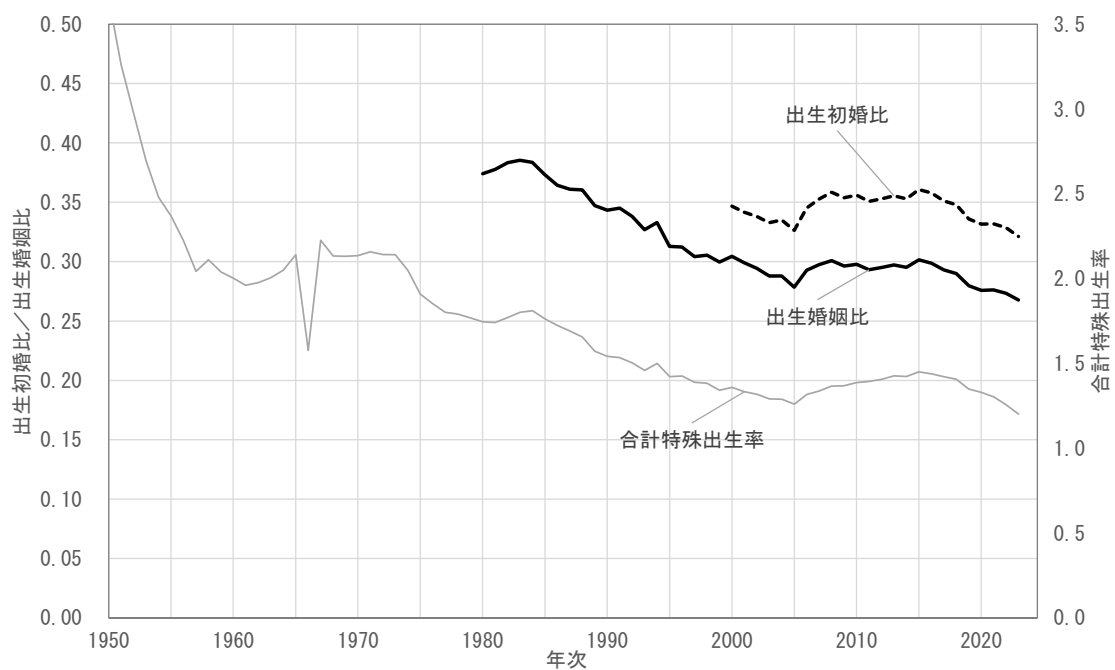


図 2-5 2023 年までの出生初婚比および出生婚姻比の趨勢（参考：合計特殊出生率）
データ：厚労省「人口動態統計」

(9)標本調査による夫婦の完結出生児数

結婚出生力は標本調において、これまでに生んだ子ども数を有配偶女性または既婚女性に直接尋ねることで測定もできる。国立社会保障・人口問題研究所がほぼ5年おきに実施している「出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所 2023a)によると、1950年代生まれまでは2.1人を超えていたが、その後の世代では低下し、1970年代前半生まれの妻の完結出生児数は1.81となっている(表2-3)。

表2-3 「出生動向基本調査」にもとづく初婚どうし夫婦の完結出生児数と「人口動態統計」にもとづく既婚者コーホート合計特殊出生率

出生動向基本調査(第7回(1977)～第16回(2021))		出生動向基本調査(第7回(1977)～第15回(2015))		人口動態統計(令和5年推計資料より算出)	
対応する 生まれ年	初婚どうし夫婦の 完結出生児数(妻 45～49歳)	対応する 初婚年	初婚どうし夫婦 の完結出生児数 (結婚持続期間 15～19年)	対応する 生まれ年	既婚者 コーホート 合計特殊出生率
		1921～1925	4.27		
		1933～1937	3.50		
		1938～1942	3.60		
		1943～1947	2.83		
		1948～1952	2.65		
		1953～1957	2.20		
		1958～1962	2.19		
1927～1931	2.33			1935	2.13
1932～1936	2.21			1940	2.13
1937～1941	2.22			1945	2.02
1942～1946	2.18			1950	2.08
1947～1951	2.13			1955	2.09
1952～1956	2.20			1960	2.00
1955～1959	2.15			1965	1.83
1960～1964	2.01			1970	1.71
1965～1969	1.86				
1971～1975	1.81				

資料:「出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所 2017, 2023a)、「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 2023b)。出生動向基本調査の結果は、調査時の年齢、調査時の結婚持続期間を対応するおよその生まれ年、初婚年に表側を示したもの。

(10)結婚力の指標

ここまでは人口についての出生力、女性についての出生力、夫婦についての出生力の指標を示したが、結婚力に関する指標も同様に、規模を示す⑭初婚数、再生産年齢女性人口に対する結婚力である⑮日本人女性総初婚率(15～44歳日本人女性千対)を算出することができる。年齢別初婚率を再生産年齢について合計する合計初婚率も年齢構成が標準化された

有効な指標であるが、年齢別の初婚数といった詳細な情報が必要になり、また人口動態統計では年齢別の初婚数は同年に同居した初婚に限定されていることにも注意が必要である。

初婚は未婚者から発生することを考えると、分母をさらに未婚者に限定する指標が考えられる。そこで、分子は日本人の初婚数、分母を初婚が起きやすい 20～39 歳の日本人未婚女性として、⑯日本人女性総未婚者初婚率（20～39 歳日本人未婚女性千対）を提案する。この指標は、結婚の起こりやすさを評価するのに有効であると考えられが、分母人口に国勢調査を使う場合、5 年ごとの指標となる。

また、結婚力については、配偶関係の構成、すなわち、人口にしめる有配偶者割合も有用であろう。ログリニア夫婦出生力指数の計算にも用いる 20～39 歳の有配偶者割合（5 歳階級別有配偶者割合の平均値）も示した（⑰日本人女性有配偶者割合(20～39 歳)）。ただし、有配偶者割合は結婚経過年別の構成が統制できていないこと、また離婚や死別での減少も反映する。足下での結婚の起こりやすさを示す結婚力指標として、本研究では⑯日本人女性総未婚者初婚率（20～39 歳日本人未婚女性千対）を利用する。

分析に使用する 17 指標について、全国、東京都、兵庫県、沖縄県の 2020 年の結果を表 2-4 に示した。なお全都道府県の 2015 年、2020 年の数値は別添に示す。

表 2-4 分析に用いた 17 指標の数値：全国、東京都、兵庫県、沖縄県について(2020 年)

都道府県	総人口の出生力		女性の出生力					夫婦の出生力					女性の結婚力			
	①	②	③	④	⑤	⑥		⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮
	出生数	粗出生率 (総人口 千対)	総出生率 (15～44歳 総人口女性 千対)	日本人女性 総出生率 (15～44歳 日本人女性 千対)	合計特殊 出生率	コホート合計出生率		日本人有配偶 女性総出生率 (15～44歳日 本人有配偶女 性千対)	合計有配 偶出生率 (20～49 歳)	国勢調査 にもとづく 夫婦完結 出生率	既婚者コホート合 計出生率	ログリニ ア夫婦出 生力指数	ログリニ ア指数に もとづく 夫婦完結 出生率	出生初婚 比	初婚数 (15～44歳 日本人女性 千対)	日本人女性 総未婚者初 婚率(20～ 39歳日本人 未婚女性千 対)
	2020年	2020年	2020年	2020年	2020年	1995年に15～19歳 1980年に0～4歳 2020年に40～44歳		2020年	2020年	2020年	1990年に15～19歳 1975年に0～4歳 2020年に45～49歳	2020年	2020年	2020年	2020年	2020年
0 全 国	840,835	6.67	41.8	43.6	1.33	1.48		102.8	4.39	1.68	1.77	1.00	1.68	0.296	437,169	21.7
13 東 京	99,661	7.09	37.2	39.9	1.12	1.22		103.7	4.01	1.47	1.56	0.95	1.57	0.241	64,613	24.1
28 兵 庫	36,953	6.76	43.1	44.5	1.39	1.49		104.4	4.57	1.73	1.78	1.03	1.74	0.311	18,311	21.3
47 沖 縄	14,943	10.18	59.1	60.5	1.83	1.97		142.0	5.51	2.08	2.34	1.35	2.28	0.395	5,947	23.5

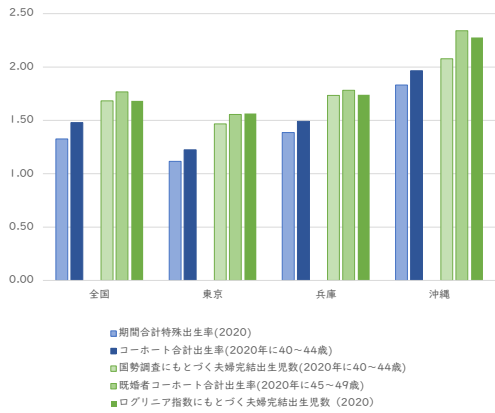


図 2-6 期間指標、コホート指標、総合出生力、結婚出生力の比較（全国、東京、兵庫、沖縄）

3. 様々な出生力指標と合計特殊出生率との比較

(1) 2015 年、2020 年平均水準に基づく都道府県順位での比較

以下では、合計特殊出生率に対して、いくつかの総人口の出生力指標、女性の出生力指標を比較し、それぞれの特徴を解釈してみたい。様々な水準の数多くの指標について都道府県別に比較することになるため、単純化して解釈しやすくすることが必要である。また、都道府県別指標は、その時期の都道府県特有の事情などにより変動することもあるが、ここではできるだけ都道府県の安定的な水準を比較に用いることを目的とし、比較には 2015 年と 2020 年の指標の平均値を利用することとする。さらに、様々なレンジの指標の比較は複雑になるため、各指標を都道府県順位に変換し、それを各指標で比較する。図 3-1 の左図は、左から北海道から始まる都道府県番号順に並んでおり、合計特殊出生率の 2 か年平均値と都道府県順位を示したものである。一方、右図では、左から昇順に並べ替えたものである。以下では、基準とする指標の都道府県順位を左から昇順で並べた図を使い、各指標の評価を行う。

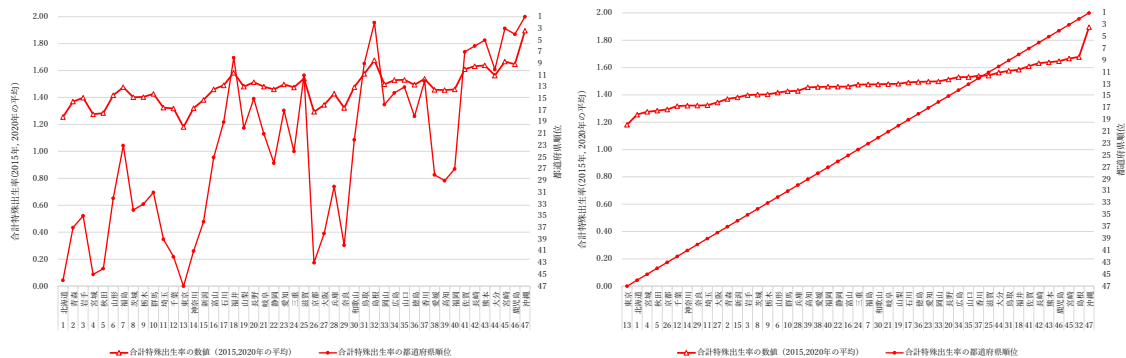


図 3-1 都道府県別合計特殊出生率と合計特殊出生率にもとづく都道府県順位
(左図は左から都道府県番号順、右図は左から都道府県順位を昇順に並べ替えたもの)

図 3-2 は、合計特殊出生率の順位で並べたものに、13 の出生力に関わる指標の順位を全て表示したものである。合計特殊出生率順位と連動している指標もあれば、無関係に見えるものもある。以下では各指標の都道府県順位の比較を行う。

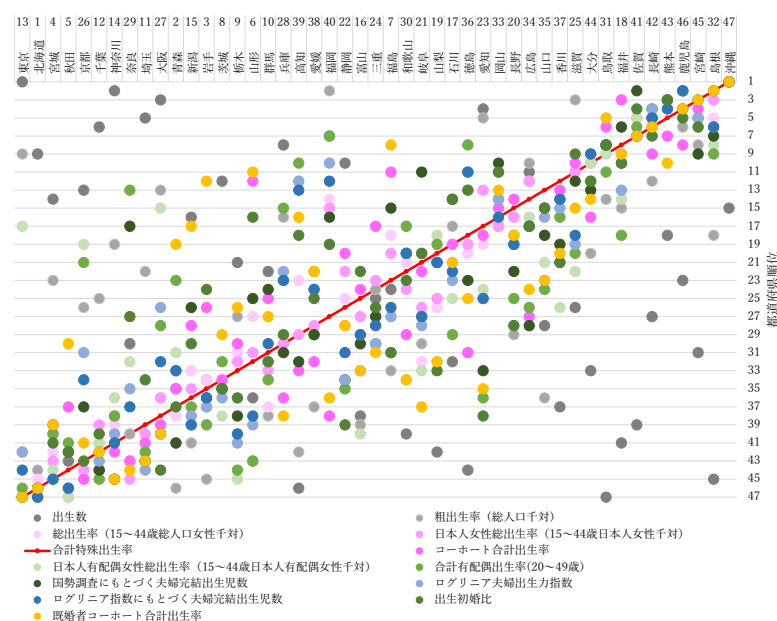


図 3-2 13 の出生力指標の都道府県順位（合計特殊出生率順位の昇順で並べたもの）

（２）出生数の規模および総人口における出生率

図 3-3 は、出生数の規模と総人口 1,000 あたりで示した出生頻度の都道府県順位を合計特殊出生率順位と重ねたグラフである。合計特殊出生率は左から昇順に並べているが、①出生数の線形近似直線はそれと負の関係を示しており、出生数の規模が大きい地域ほど合計特殊出生率が低い傾向があることを示す。出生数を人口千あたりで示した②粗出生率では、人口規模が統制されるため、関係が正に変わるが、合計特殊出生率の順位と乖離が大きい都道府県が多い。

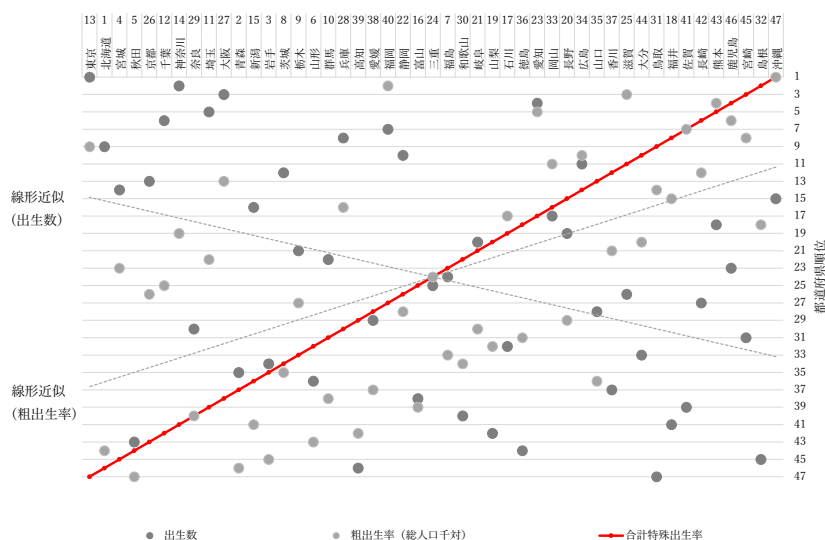


図 3-3 出生数と粗出生率、合計特殊出生率の都道府県順位

(3) 女性についての出生率

続いて、人口規模で調整した指標を、さらに再生産年齢の女性の人口規模で統制した指標と合計特殊出生率を重ねたものを示す（図 3-4）。③総出生率（15～44 歳総人口女性千対）は、外国人を含めた再生産年齢女性、④日本人女性総出生率（15～44 歳日本人女性千対）は、日本人に限定した再生産年齢女性を分母に用いている。いずれの指標の順位も合計特殊出生率の順位と相関が極めて高い。出生数については母の年齢別情報がないが、人口については女性の年齢情報が分かる場合は、合計特殊出生率の代替指標として、変化や比較に活用できることを意味する。ただし、都道府県によっては合計特殊出生率順位と乖離が見られる場合がある。福岡県は、合計特殊出生率の順位に比べ、総出生率が高い。これは福岡県の再生産年齢女性の人口構成の特徴によると考えられる。

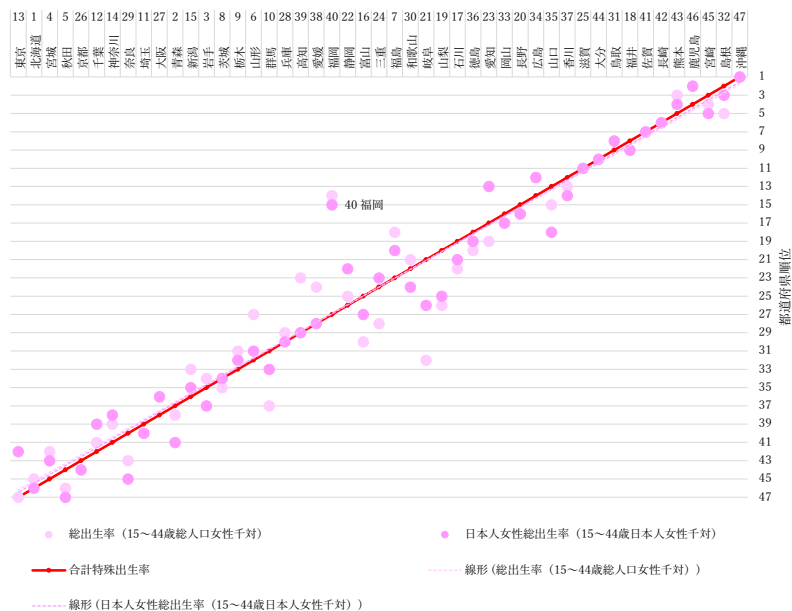


図 3-4 分母を再生産年齢女性に限定した総出生率（総人口、日本人人口）と合計特殊出生率

ここで基準としている合計特殊出生率は、その年の出生率情報を用いて、女性の生涯の平均子ども数を再構成した指標（期間の合計特殊出生率）であるが、コーホート出生率を 44 歳まで観察して求めたコーホート合計出生率（1990 年に 15～19 歳のコーホート出生率と 1995 年に 15～19 歳のコーホート出生率の平均）と比較したものが図 3-5 である。期間指標に対し、コーホート出生率は過去 25 年ほどの出生力を反映するので、事象の時点に乖離があるものの、都道府県別の数値の相関はある程度示されている。一方で、都道府県によってはコーホート出生率が期間合計特殊出生率と比べて相対的に高い、あるいは低い場合がある。都道府県の出生力を評価する際には、実際の完結水準に近いコーホート合計出生率を、

子どもの生まれやすさの目安として使いつつも、期間指標では当該年次特有の出生を促進したり、抑制したりする事情を反映する可能性があるため、両者を比較し、総合的に解釈することが必要であろう。なお小池(2024)でも指摘されているが、東京都のコーホート出生率は、期間合計特殊出生率と同様、都道府県の中で最も低い値を示している。

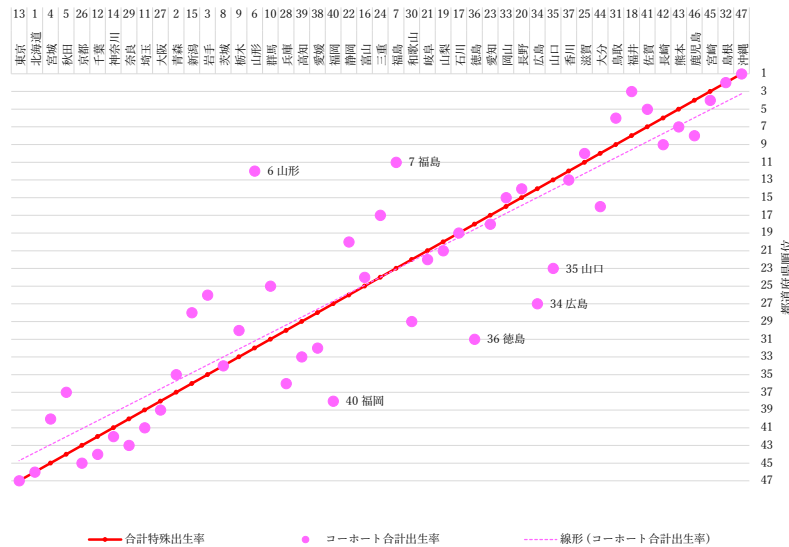


図 3-5 コーホート合計出生率と（期間の）合計特殊出生率

（４）夫婦の出生力

日本では 1990 年代に入り少子化の進行が広く認識され、以後、少子化に関わる総合施策が展開されてきた。1990 年代の政策では保育の量的拡大など、仕事と家庭の両立支援が中心であったが、2003 年に成立した少子化対策基本法に基づく「少子化社会対策大綱」では、幅広い観点で若者や子育て世代を支援する計画が策定された。2023 年 4 月には「こども基本法」が施行され、2023 年 12 月に閣議決定された「こども大綱」では、こどもや若者、子育て当事者のライフステージを切れ目なく支援することや、若い世代の生活の基盤を安定させ、結婚や子育てに関する障害を取り除くことが目指されている。このような対策の出生への影響を考える上では、若者の結婚への移行に起きている変化と、結婚後の夫婦の子どもの生み方に起きている変化を区別できることが望ましい。しかしながら、期間あるいはコーホートの合計特殊出生率は、女性一人あたりの出生力の比較はできるものの、それが結婚発生の変化や違いによるのか、結婚後の結婚出生力の変化や違いによるのかを識別できない問題がある。そこで、夫婦の出生力の指標として用いられる以下の 4 つの指標、⑦日本人有配偶女性総出生率（15～44 歳日本人有配偶女性千対）、⑧合計有配偶出生率、⑨国勢調査にもとづく夫婦完結出生児数、⑩既婚者コーホート合計出生率の特徴を検討する。ここでも、（期間の）合計特殊出生率の都道府県別順位を基準にして図 3-6 のグラフで示す。

いずれの結婚出生力指標も合計特殊出生率と相関はあるが、都道府県によっては、結婚出生力指標が合計特殊出生率と乖離している。⑨の2020年の国勢調査に基づく妻40代前半の夫婦の同居児数は夫婦の完結出生児数に近似すると考えられるが、奈良県、福岡県、新潟県、岐阜県の夫婦の完結出生児数が相対的に高く、一方、愛知県、広島県では合計特殊出生率に比べ、夫婦の完結出生児数が相対的に低い。

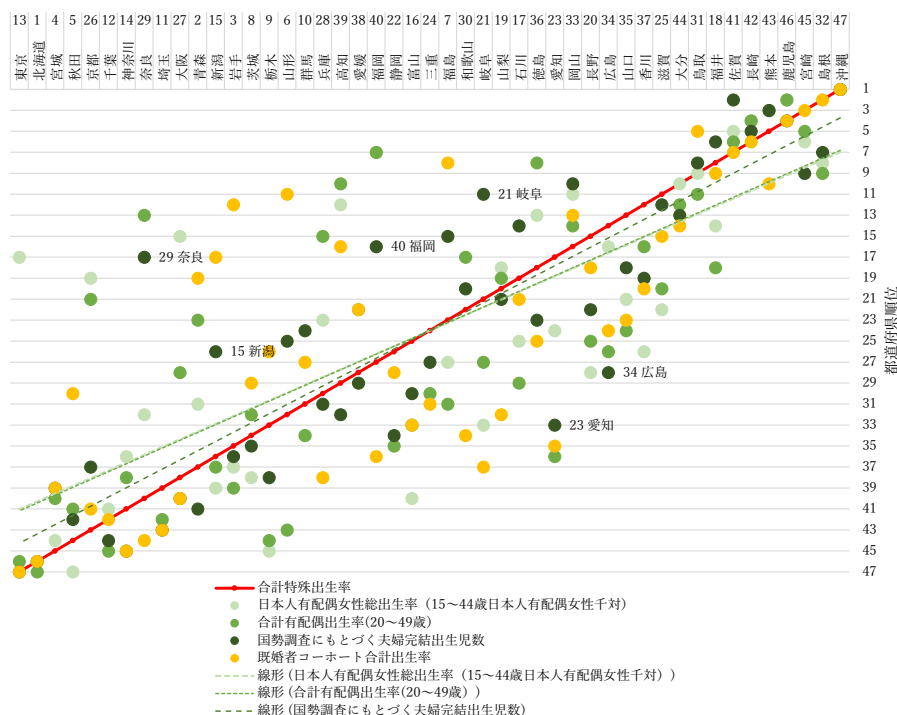


図 3-6 日本人有配偶女性総出生率、合計有配偶出生率、国勢調査に基づく完結出生児数、既婚者コーホート合計出生率と合計特殊出生率の都道府県順位

(5) 新たな夫婦の出生力指標：ログリニア夫婦出生力指数と出生初婚比／出生婚姻比

前節で、結婚出生力を示すとされる3つの指標は、全体的には合計特殊出生率と相関した上で、都道府県によっては合計特殊出生率の順位と乖離が見られ、結婚出生力が高い、あるいは低い地域を検出することができる可能性がある。

しかし、3つの指標はいずれも解釈が難しい面も持つ。⑦日本人有配偶女性総出生率（15～44歳日本人有配偶女性千対）は、出生力指標でも同様の指摘ができるが、有配偶女性を再生産年齢に限定はしているものの、年齢構成は統制されていないため、その構成の違いの影響を受けるおそれがある。⑧合計有配偶出生率は、年齢別有配偶出生率の合計値であり、年齢構成を統制した上で、再生産年齢の有配偶女性からの出生頻度の総合力を表すものである。しかしこの指標は、全員が20歳で結婚し、その後加齢と共に出生するモデルであるが、実際に適用される当該年の年齢別有配偶出生率が算出される有配偶女性は、全てが20歳で初婚をしているわけではなく、想定との齟齬が起きている。実際に計算された合計有配

偶出生率は全国平均で 2020 年 4.39 であり、現実的な夫婦当たりの子ども数より過大となる。一方、⑨国勢調査にもとづく同居児法による夫婦完結出生児数は、現実の夫婦の完結出生児数に近い。しかし、2020 年の国勢調査から求められる平均子ども数は 20 年程度過去に出生の全盛期を迎えていた夫婦の結果である。観察時点での出生力指標としては使いがたい指標となる。

そこで、これらの困難をある程度解消する指標として、3つの指標を提示する。まず岩澤ほか(2022)で開発されたログリニア夫婦出生力指数とそれを活用した夫婦完結出生児数の推計(⑪ログリニア結婚出生力指数、⑫ログリニア指数に基づく夫婦完結出生児数)を示し、さらに、より簡便に足下の結婚出生力を把握する指標として、⑬出生初婚比を検討したい。

図 3-7 には、⑫ログリニア指数に基づく夫婦完結出生児数と⑬出生初婚比を、これまでの図と同様、都道府県別合計特殊出生率の昇順で並べた上で、国勢調査に基づく夫婦完結出生児数とも比較したものである。

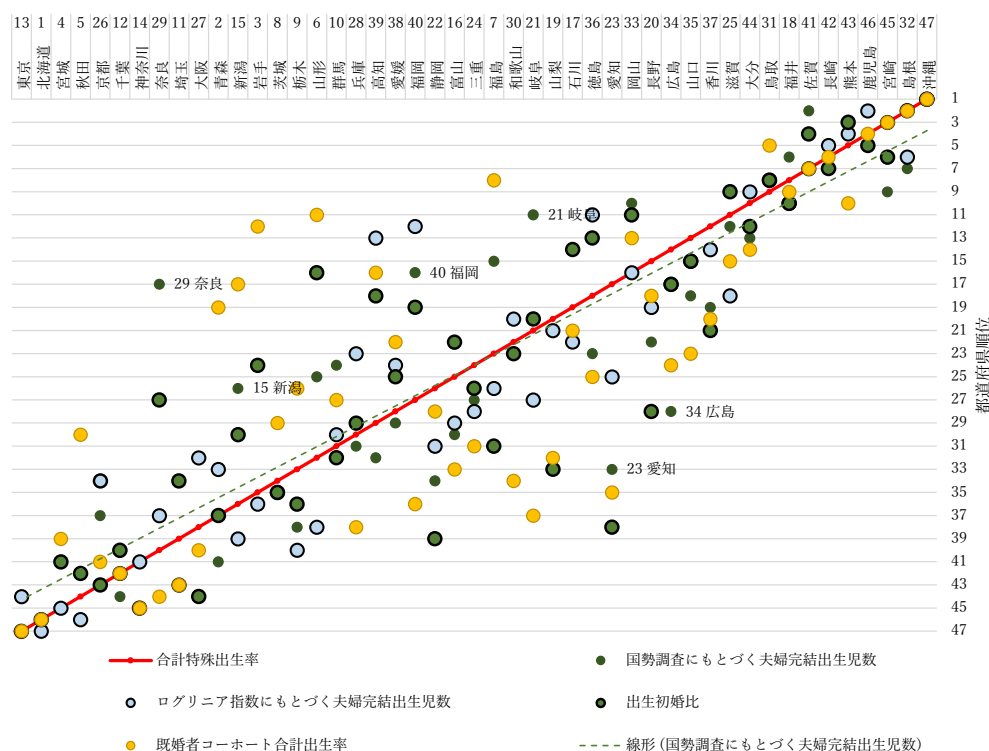


図 3-7 合計特殊出生率、国勢調査に基づく夫婦完結出生児数と比較した既婚者コーホート合計出生率、ログリニア指数に基づく夫婦完結出生児数および出生初婚比の都道府県順位

ここからは、出生初婚比を基準として都道府県順位の昇順で並べ、その他の結婚出生力指標と比較をする。図 3-8 は、都道府県別出生初婚比の実数と都道府県順位を示したものであるが、左は都道府県番号順、右は都道府県順位を昇順で並べたものである。出生初婚比は沖縄でもっとも高く、東京でもっとも低い。

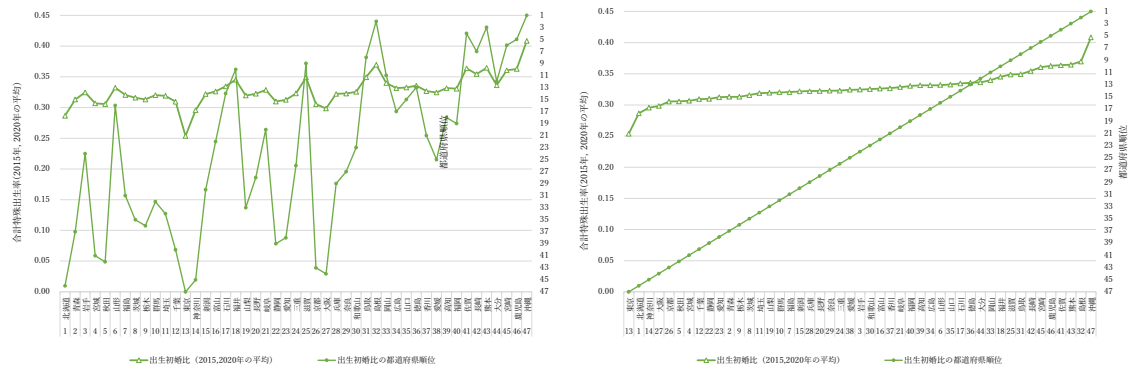


図 3-8 都道府県別出生初婚比と出生初婚比に基づく都道府県順位
(左は都道府県番号順、右は都道府県順位の昇順に並べ替えたもの)

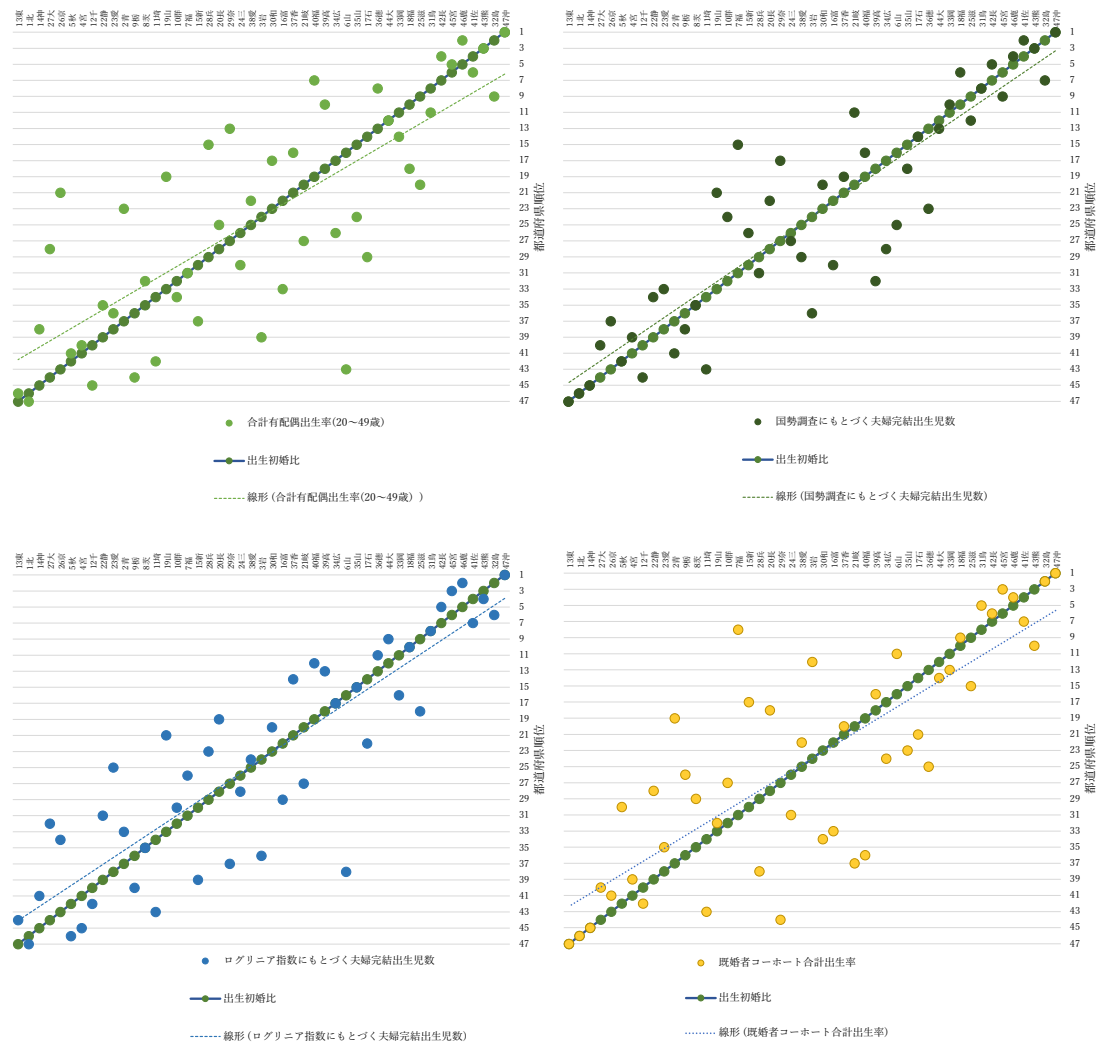


図 3-9 合計有配偶出生率 (左上)、国勢調査にもとづく夫婦完結出生児数 (右上)、ログリニア指数にもとづく夫婦完結出生児数 (左下)、既婚者コーホート合計出生率 (右下) と出生初婚比の都道府県順位の比較

図 3-9 は合計有配偶出生率（左上）、国勢調査にもとづく夫婦完結出生児数（右上）、ログリニア指数にもとづく夫婦完結出生児数（左下）、既婚者コーホート合計出生率（右下）と初婚出生比の都道府県順位を比較したものである。いずれの結婚出生力の指標も出生初婚比との正の相関は高いが、合計有配偶出生率、既婚者コーホート合計出生率の順位はやや乖離が大きい。国勢調査に基づく夫婦完結出生児数、ログリニア指数に基づく夫婦完結出生児数は、実績数値の差が小さい中間グループで都道府県順位との乖離が見られるものの、指標が大きいところ、あるいは小さいところに入る都道府県は概ね一致しており、結婚出生力が高いところ、低いところの評価を行う際は、一定の有効性が認められよう。

(6) 結婚力の指標

最後に、出生力にも影響を与える結婚力に関する指標を観察する。結婚力については、⑭初婚数、⑮日本人女性総初婚率（15～44 歳日本人女性千対、または 20～39 歳日本人女性千対）、⑯日本人女性総未婚者初婚率（20～39 歳日本人未婚女性千対）、⑰日本人女性有配偶者割合（20～39 歳）を取り上げる。出生力を説明するのに有効なのは、⑰の出生の機会の多い 20～39 歳の日本人女性の有配偶者割合が有効であるが、結婚の起こりやすさを示す指標として、⑯の未婚者初婚率を提案したい。初婚は 20～39 歳という比較的年齢幅が小さいところで多く発生する。この年齢層の未婚者と初婚数の比は結婚の起こりやすさを反映すると思われる。そこで、ここでは⑯の未婚者初婚率の都道府県順位で都道府県を並べ、その他の指標と比較する。

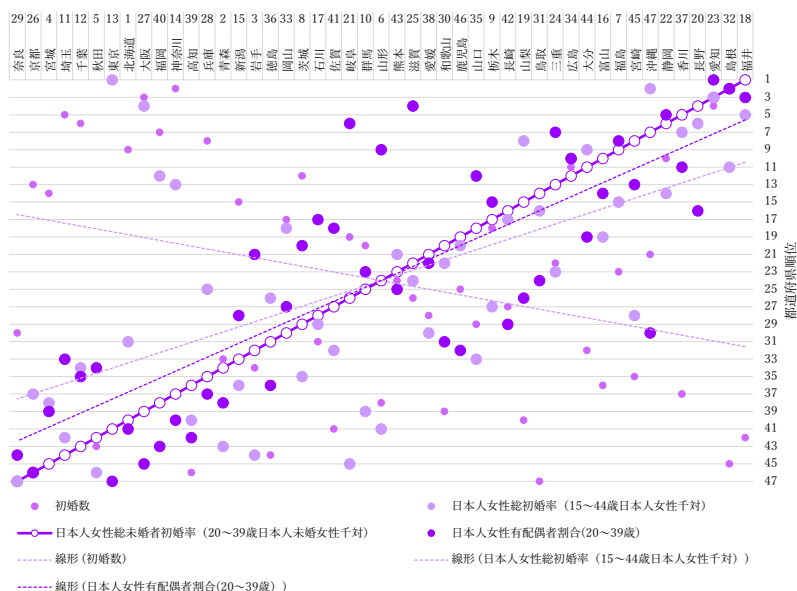
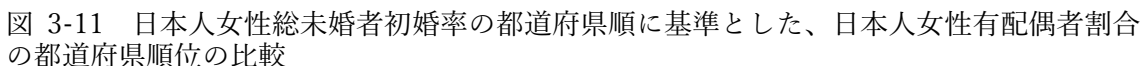


図 3-10 日本人女性総未婚者初婚率の都道府県順に基準とした、初婚数、日本人女性総初婚率、日本人女性有配偶者割合の都道府県順位の比較



未婚者初婚率にもとづくと、未婚者数に対して結婚の発生率が高いのは福井県、鳥取県、愛知県であり、反対に低いのは奈良県、京都府、宮城県であった。

ここまでで、様々な都道府県別出生力指標、結婚力指標を比較することで、それぞれの指標の特徴を理解した。地域別の出生力指標、結婚力指標は、夫婦に対する子育て支援や、若者の結婚生活の支援策の必要性や対策の評価に用いることが期待されるので、当該年の子どもの生みやすさ、結婚のしやすさを反映するものがよい。その際、出生や結婚をリスク人口の規模や年齢構成で統制することが重要である。

–122–

合計に対する当該年の出生数の比である出生初婚比が有効であることを指摘したい。日本の出生の発生は、女性の年齢、配偶関係に規定されるが、もう一つ重要な側面として結婚からの経過年がある。しかしながら結婚経過年別の出生数は、行政統計で把握することは難しい。そこで、過去5年の初婚数と当該年の出生数の比を使うと、最も出生が発生しやすい結婚から6年以内のリスク人口と出生の関係をとらえることができる。

また結婚の発生のしやすさについては、初婚は未婚者から発生すること、初婚は20～39歳の未婚者から発生しやすいことを勘案し、20～39歳の未婚者人口と初婚数の比を、その年の初婚の起きやすさの指標として使用することを提案する。

この初婚の発生のしやすさを反映した結婚力指標（未婚者初婚率）と、結婚した人からの出生の発生のしやすさを反映した出生初婚比を都道府県別に比較することで、各都道府県の結婚力と結婚出生力の特徴を把握することが出来る。図4-1は未婚者初婚率で示した結婚力と出生初婚比で示した結婚出生力の都道府県散布図であり、合計特殊出生率の三水準別にマーカーを変えて示している。

合計特殊出生率が高い都道府県は、結婚力も結婚出生力も高く、合計特殊出生率が低い都道府県は結婚力も結婚出生力も低い傾向があることが分かる。ただし、都道府県によって合計特殊出生率に、結婚力が大きく寄与している場合、逆に結婚出生力が大きく寄与している場合があることも分かる。

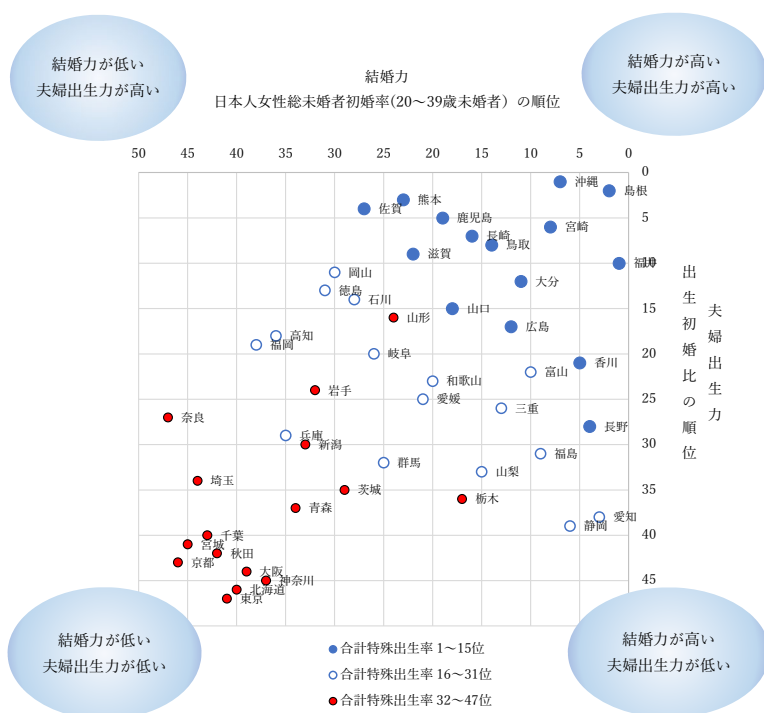


図 4-1 未婚者初婚率で示した結婚力と出生初婚比で示した結婚出生力の都道府県散布図 (合計特殊出生率の水準別)

注：合計特殊出生率、未婚者初婚率、出生初婚比の都道府県順位は、各指標の2015年と2020年の平均値に基づく。

5. 結婚力指標、出生力指標、結婚出生力時系列の推移

最後に本研究で示した主要な指標である合計特殊出生率、出生初婚比の都道府県別の数値を時系列で示す。まず図 5-1 には、左に婚姻数、中央に初婚数、右に出生数の推移を示した。東京都の出生数は 2005 年以降 2015 年まで顕著な増加を示していたが、その後減少傾向を示す。図 5-2 には合計特殊出生率の推移、図 5-3 には地域ブロック別に示した。

図 5-4 には出生初婚比を全都道府県について示し、図 5-5 では地域ブロック別に示した。出生初婚比の推移は、多くの都道府県で 2005 年まで下がり、その後回復した後、2015 年頃から再び下降する動きを示している。図 5-6、図 5-7 には出生婚姻比を示した。結婚指標の時系列については、未婚者初婚率を計算するために必要な未婚女性の人口は国勢調査年では得られるが、各年では得ることが出来ない。そこで分母を 20～39 歳の日本人女性人口にした、総初婚率を図 5-8、図 5-9 に示した。なお、総初婚率はすでに有配偶者が多い地域では低く出る傾向があるため、水準を初婚の起こりやすさとして解釈することが難しい。水準を解釈するためには分母を未婚者に限定した未婚者初婚率が望ましい。

6. 結論

本論文では前半で、様々な出生力や結婚出生力、結婚力に関する指標を整理し、公表値から簡便に算出できる結婚出生力指標を提案した。都道府県別指標を検討した結果、年齢構成をある程度統制できれば、都道府県順位が合計特殊出生率と相関を示すことがわかる。ただし、地域別の合計特殊出生率は、結婚発生の状況に影響を受けるので、夫婦の出生力として解釈にくい問題や、地域間の若年未婚者の転出入の影響が懸念されることがある。そこで本研究では、公表されているデータを使って、より簡便に、結婚力と結婚出生力を評価できる指標を考案し、都道府県別順位に変化後、合計特殊出生率の都道府県順位との比較を試みた。結婚力は、未婚者からの初婚発生を反映する指標（未婚者初婚率）を用い、結婚出生力は、未婚人口の多寡に影響を受けない、結婚間もない初婚人口と出生数との比（出生初婚比）を用いた。2015 年および 2020 年の都道府県別の指標を用いて検証したところ、合計特殊出生率に結婚力の寄与が大きいところ、結婚出生力の寄与が大きいところなどの違いはあるが、都道府県別の合計特殊出生率の高低は、概ね結婚力、結婚出生力の高低と整合していた。本研究で用いた結婚出生力指標は、初婚数（または婚姻数）とその後の出生数のみを用いており、地域間の未婚者の転出入の影響はうけない。この指標によれば、結婚出生力は沖縄、島根、熊本で高く、東京、北海道、神奈川で低いことが確認できた。こうした傾向は、国勢調査を用いた同居児法による結婚出生力やログリニア夫婦出生力指数を用いた結婚出生力の結果と整合的であり、出生初婚比が時系列の観点でも、地域比較の観点でも有効な指標となることを示唆している。

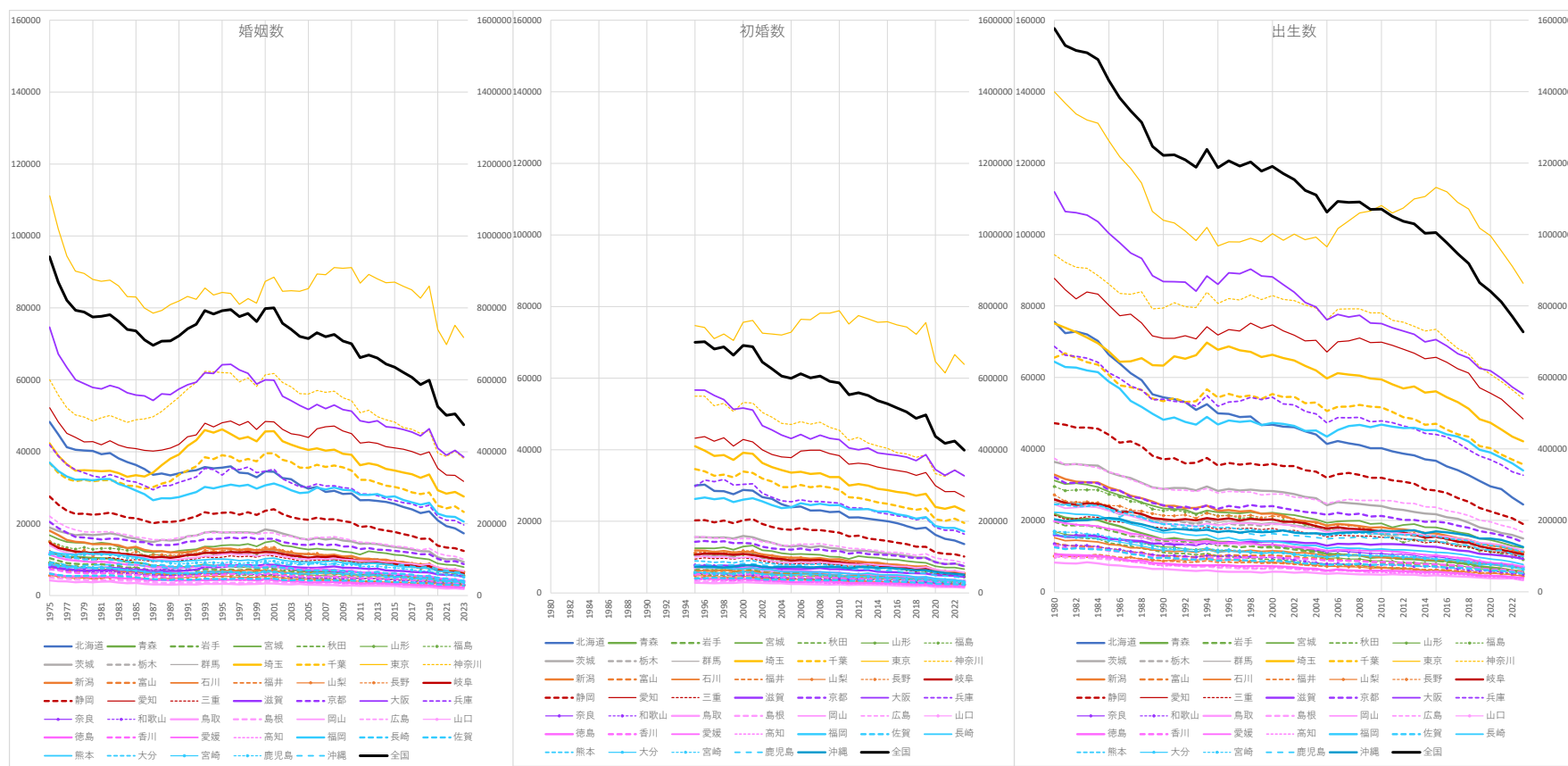


図 5-1 都道府県および全国の婚姻数（左）、初婚数（中）、出生数（右）の推移

注：2023 年の初婚数は婚姻数に基づく推計値。

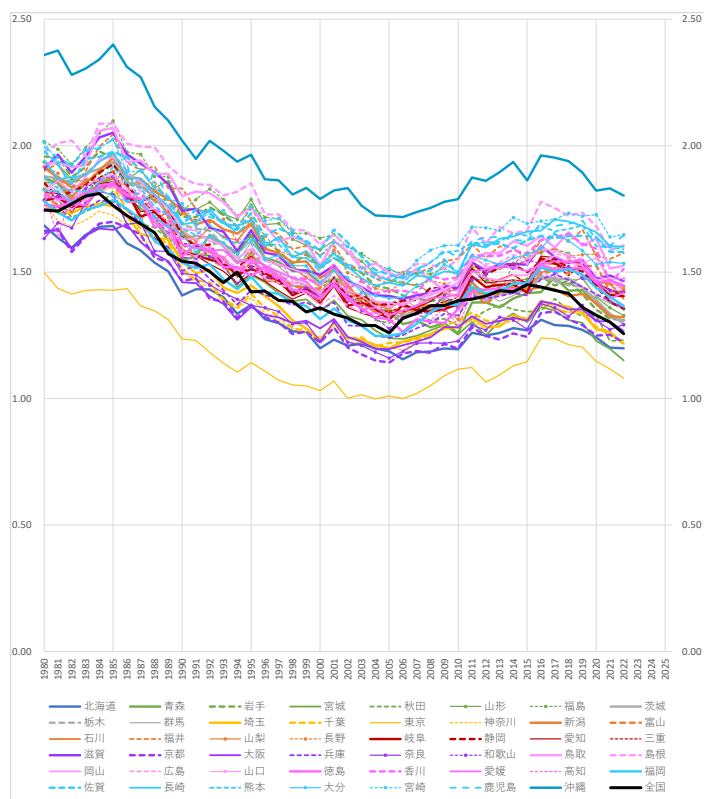
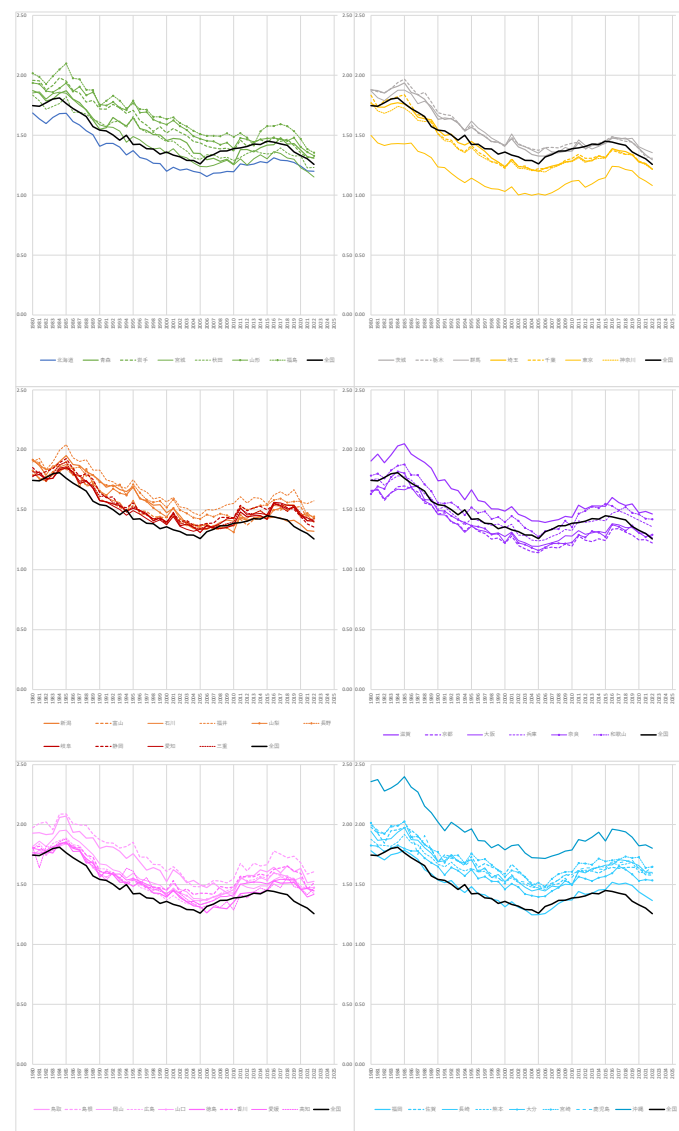


図 5-2 合計特殊出生率の推移

図 5-3 地域別合計特殊出生率の推移



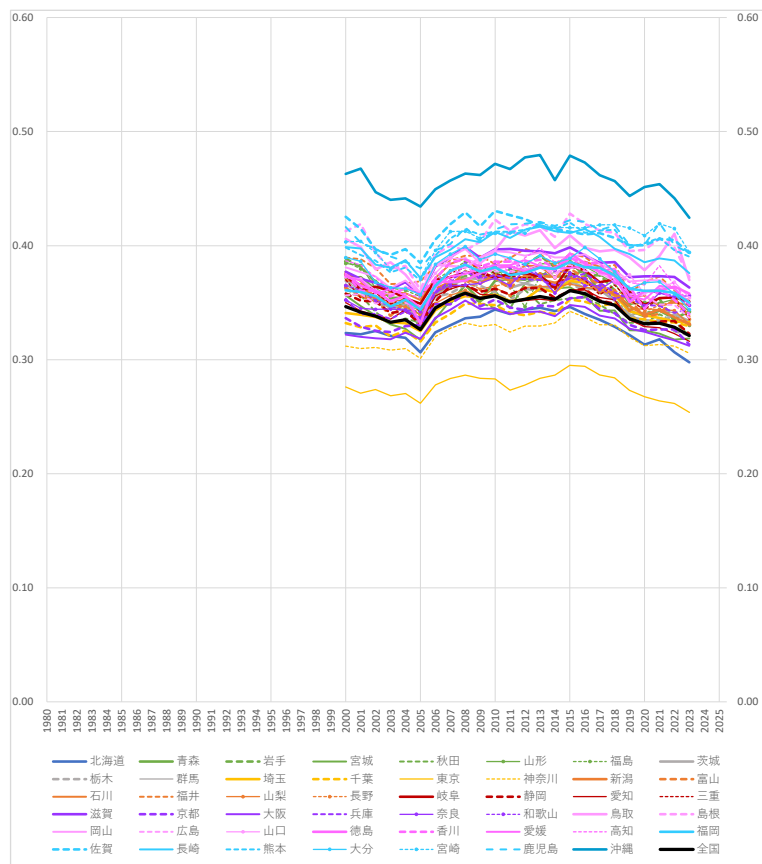
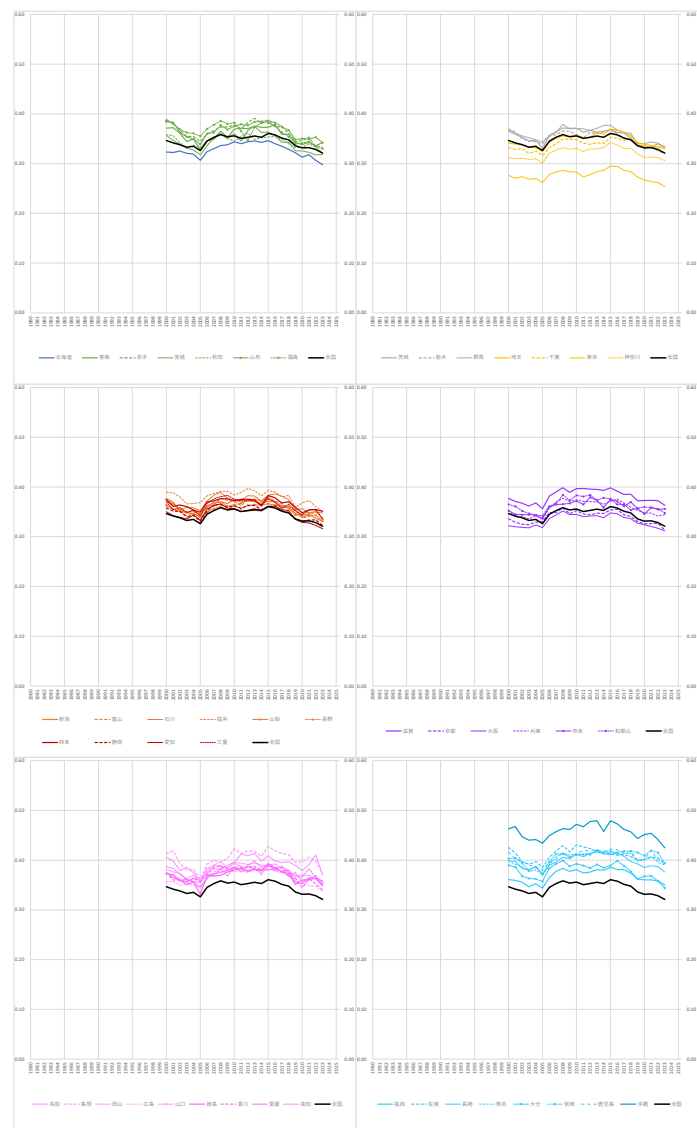


図 5-4 出生初婚比（結婚出生力）の推移

図 5-5 地域別出生初婚比（結婚出生力）の推移



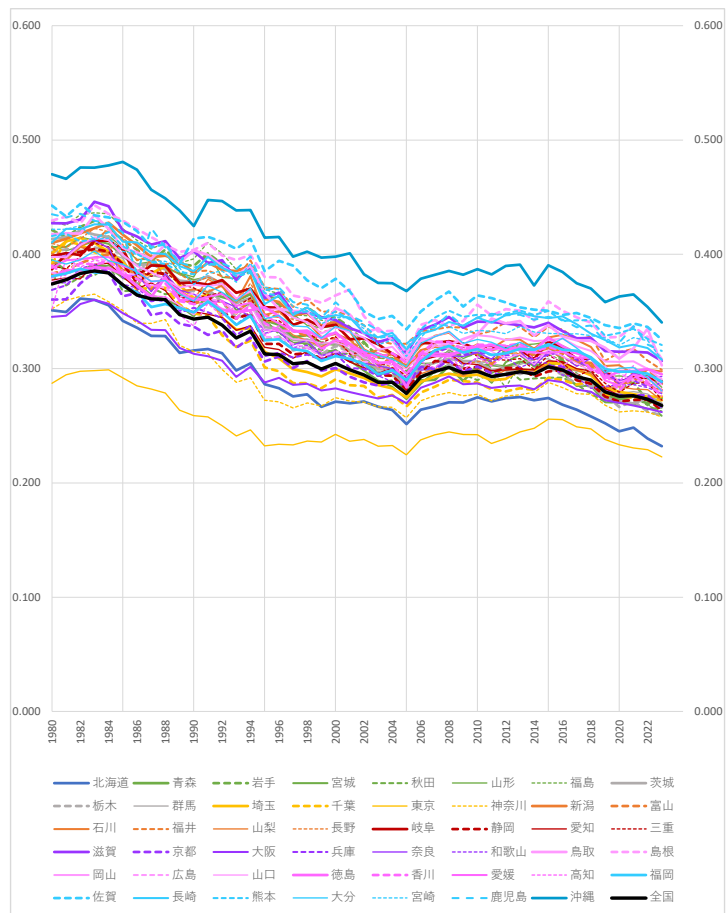
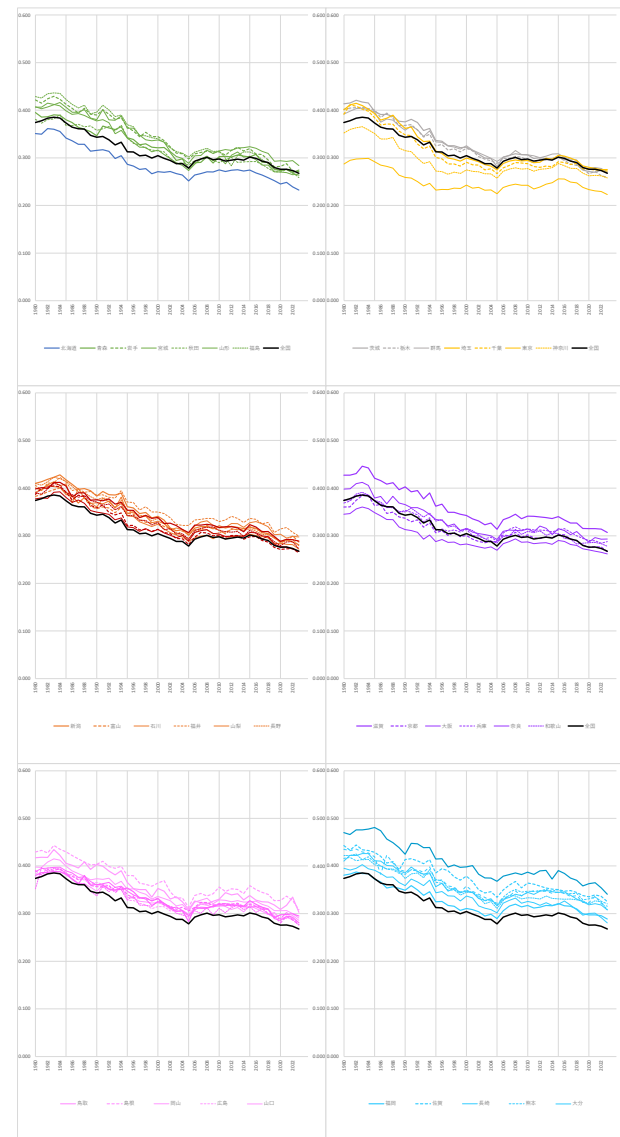


図 5-6 出生婚姻比（結婚出生力）の推移

図 5-7 地域別出生婚姻比（結婚出生力）の推移



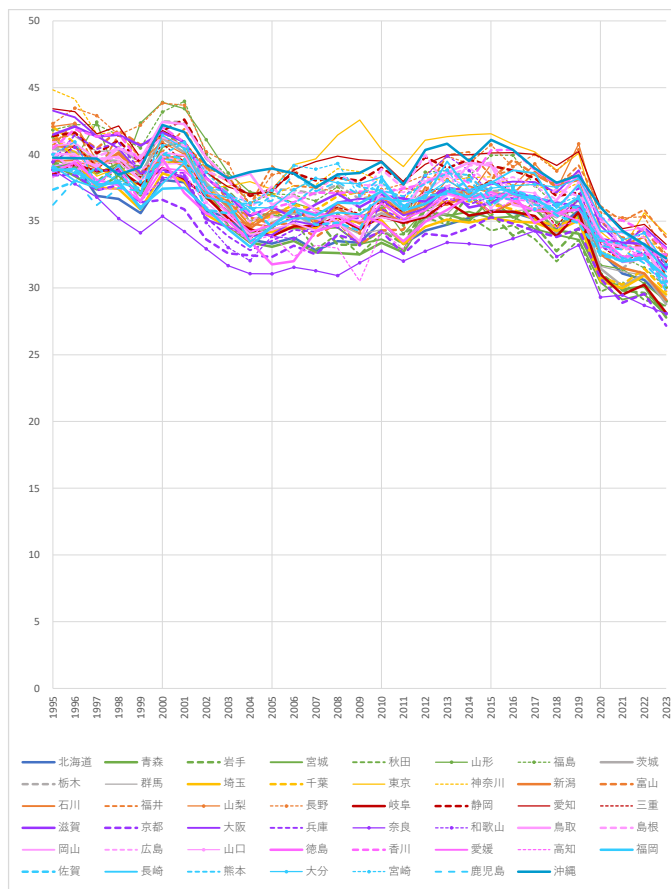
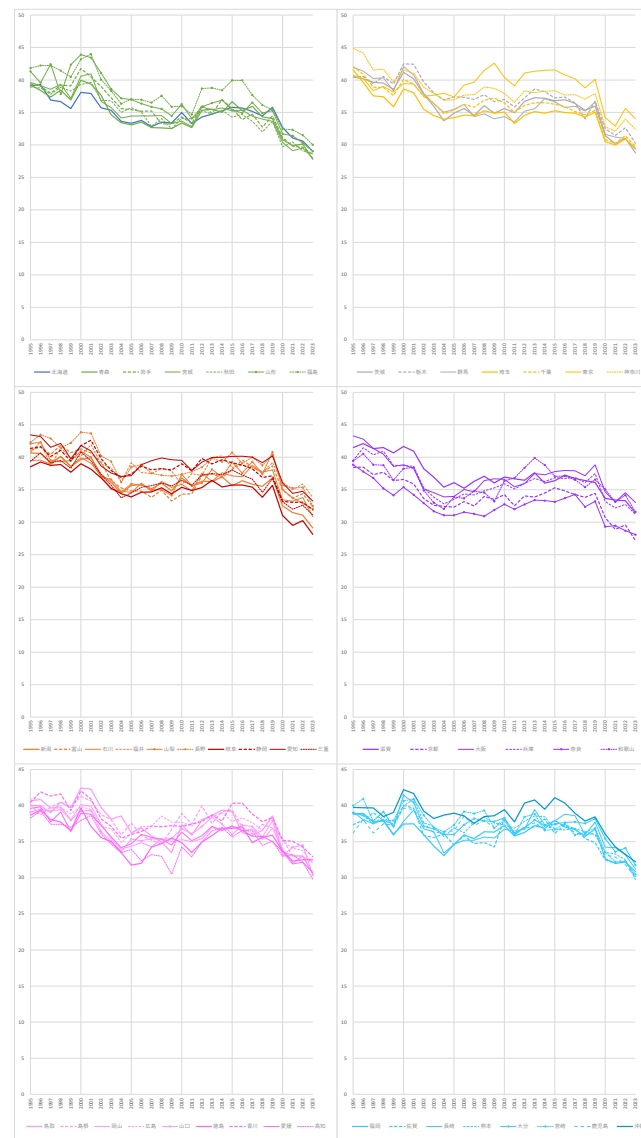


図 5-8 総初婚率（初婚数／20～39 歳女性総人口）の推移

図 5-9 地域別総初婚率（初婚数／20～39 歳女性総人口）の推移



(参考文献)

- 岩澤美帆, 菅桂太, 鎌田健司, 余田翔平, 金子隆一(2022)「出生力の地域差に対する結婚力効果と結婚出生力効果—対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解—」『人口問題研究』, 第 78 巻第 1 号, pp.78-105.
- 岩澤美帆(2024)「少子社会における「時間」をめぐる困難を考える」『人口問題研究』第 80 巻第 4 号, pp.413~423.
- 小池司朗(2024)「東京都における低出生率の状況」『中央公論』
- 厚生省人口問題研究所(1995)『都道府県別出生率の分析: 1980~1990』研究資料第 284 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017)『現代日本の結婚と出産—第 15 回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書—』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023a)『現代日本の結婚と出産—第 16 回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書—』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023b)『日本の将来推計人口—令和 3(2021)~52(2070)年—附: 参考推計 令和 53(2071) ~ 102(2120) 年』.
- 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』 70-2, pp.120-136.
- 山内昌和. (2017)「日本の結婚出生力の地域差」『人口問題研究』, 73(1), pp.21-40.
- 山内昌和, 小池司朗, 鎌田健司, 中川雅貴. (2020)「東京大都市圏と非東京大都市圏および全国の結婚出生力に対する人口移動の影響」『人口問題研究』, 76(2), pp.265-283.
- 余田翔平・岩澤美帆(2018)「期間合計結婚出生率の趨勢とその背景—社会経済発展, ジェンダーレジーム, 生殖技術に着目して—」『人口問題研究』第 74 巻第 3 号, pp.205-223.

別添 1 分析に用いた 17 指標の数値：全国、都道府県(2015 年)

都道府県	総人口の出生力		女性の出生力					夫婦の出生力								女性の結婚力					
	① ②		③ ④		⑤ ⑥			⑦ ⑧		⑨ ⑩			⑪ ⑫		⑬			⑭ ⑮		⑯ ⑰	
	出生数	粗出生率 (総人口千対)	総出生率 (15～44歳 総人口女性 千対)	日本人女性 総出生率 (15～44歳 日本人女性 千対)	合計特殊出 生率	コーホート合計出 生率	日本人有配 偶女性総出 生率 (15～ 44歳日本人 有配偶女性 千対)	合計有配偶 出生率 (20～ 49歳)	国勢調査に もとづく夫 婦完結出生 児数	既婚者コーホート 合計出生率	ログリニア 夫婦出生力 指数	ログリニア 指数にもと づく夫婦完 結出生児数	出生初婚比	初婚数	日本人女性 総初婚率 (15～44歳 日本人女性 千対)	日本人女性 総未婚者初 婚率 (20～ 39歳日本人 未婚女性千 対)	日本人女性 有配偶者割 合 (20～39 歳)				
2015年	2015年	2015年	2015年	2015年	1990年に15～19歳 1975年に0～4歳 2015年に40～44歳	2015年	2015年	2015年	1980年に15～19歳 1965年に0～4歳 2010年に44～49歳	2015年	2015年	2015年	2015年	2015年	2015年	2015年	2015年	2015年	2015年		
0 全 国	1,005,721	7.91	46.1	47.4	1.45	1.43	106.3	4.72	1.65	1.95	1.00	1.65	0.323	528,611	24.2	76.1	42.1%				
1 北 海 道	36,696	6.82	41.9	42.4	1.31	1.28	98.0	4.33	1.52	1.83	0.92	1.51	0.301	20,007	22.8	71.2	41.2%				
2 青 森	8,621	6.59	43.9	44.3	1.42	1.48	102.8	4.76	1.65	2.08	0.98	1.62	0.328	4,473	22.8	76.3	41.9%				
3 岩 手	8,814	6.89	46.5	47.1	1.48	1.54	103.9	4.61	1.69	2.15	0.98	1.63	0.343	4,272	22.5	76.9	44.4%				
4 宮 城	18,023	7.72	44.3	44.9	1.36	1.38	102.7	4.61	1.64	2.00	0.94	1.54	0.324	9,333	23.0	69.0	42.1%				
5 秋 田	5,861	5.73	42.1	42.5	1.34	1.48	93.5	4.46	1.63	2.03	0.92	1.51	0.316	2,948	21.2	73.0	42.7%				
6 山 形	7,831	6.97	47.2	47.8	1.47	1.60	101.4	4.48	1.72	2.17	0.96	1.60	0.349	3,782	22.8	80.0	45.7%				
7 福 島	14,195	7.42	49.6	50.2	1.57	1.61	109.0	4.69	1.76	2.21	1.02	1.70	0.340	7,229	25.3	87.7	45.7%				
8 茨 城	21,700	7.44	45.7	47.0	1.47	1.50	101.6	4.66	1.69	2.03	0.98	1.62	0.331	10,973	23.1	78.3	44.2%				
9 栃 木	15,306	7.75	47.1	48.4	1.49	1.51	101.1	4.44	1.67	2.05	0.97	1.61	0.331	7,708	23.7	82.2	45.5%				
10 群 馬	14,256	7.23	44.7	46.3	1.48	1.53	100.6	4.56	1.72	2.00	0.99	1.64	0.337	7,253	22.7	79.1	44.1%				
11 埼 玉	56,078	7.72	43.7	44.9	1.39	1.35	99.2	4.53	1.60	1.87	0.95	1.57	0.333	28,723	22.4	70.0	42.6%				
12 千 葉	47,019	7.56	43.6	45.0	1.37	1.35	98.5	4.39	1.57	1.88	0.95	1.56	0.318	24,876	23.1	72.9	42.3%				
13 東 京	113,194	8.38	42.2	44.5	1.25	1.15	109.2	4.47	1.42	1.68	0.97	1.56	0.266	75,746	28.2	74.6	36.2%				
14 神 奈 川	73,476	8.05	44.6	46.0	1.39	1.35	100.9	4.54	1.52	1.84	0.97	1.59	0.310	40,394	24.5	75.3	41.8%				
15 新 潟	16,340	7.09	45.9	46.5	1.44	1.54	101.5	4.44	1.73	2.10	0.96	1.59	0.337	8,016	22.5	74.4	43.9%				
16 富 山	7,567	7.10	45.9	47.1	1.50	1.52	97.7	4.65	1.71	2.01	0.99	1.64	0.345	3,850	23.3	82.4	44.7%				
17 石 川	9,072	7.86	47.3	48.2	1.53	1.54	103.3	4.68	1.76	2.06	1.01	1.68	0.347	4,417	23.0	76.8	44.5%				
18 福 井	6,230	7.92	50.1	51.7	1.62	1.70	107.9	4.89	1.83	2.16	1.05	1.75	0.357	2,996	24.1	85.7	45.8%				
19 山 梨	5,988	7.17	45.6	46.9	1.49	1.55	105.2	4.75	1.73	1.96	1.00	1.66	0.329	3,179	24.2	80.6	43.7%				
20 長 野	15,639	7.45	48.8	50.1	1.57	1.57	105.6	4.82	1.73	2.07	1.04	1.73	0.338	7,983	24.9	88.6	44.6%				
21 岐 阜	15,467	7.61	46.5	48.5	1.55	1.53	102.9	4.73	1.79	1.96	1.01	1.68	0.345	7,393	22.2	78.4	45.5%				
22 静 岡	28,352	7.66	48.0	49.6	1.54	1.52	102.8	4.60	1.69	2.02	0.99	1.66	0.323	14,522	24.6	88.1	45.9%				
23 愛 知	65,615	8.77	48.7	50.8	1.56	1.52	106.2	4.57	1.70	1.98	1.01	1.68	0.328	34,622	25.7	87.2	45.9%				
24 三 重	13,950	7.68	47.1	48.8	1.54	1.54	102.4	4.66	1.72	2.00	1.00	1.67	0.339	6,959	23.5	82.9	45.7%				
25 滋 賀	12,622	8.93	50.3	51.5	1.60	1.61	107.7	4.82	1.78	2.11	1.03	1.72	0.361	5,783	23.1	77.9	45.8%				
26 京 都	19,663	7.53	41.8	43.0	1.34	1.34	106.8	4.86	1.69	1.88	0.99	1.61	0.318	10,626	22.6	63.2	38.4%				
27 大 阪	70,596	7.99	43.8	45.0	1.38	1.38	105.5	4.58	1.64	1.89	0.99	1.62	0.309	38,755	24.1	71.8	40.3%				
28 兵 庫	44,016	7.95	46.0	47.1	1.47	1.45	106.2	4.97	1.70	1.93	1.03	1.69	0.333	22,056	23.1	72.9	41.6%				
29 奈 良	9,832	7.21	42.6	43.1	1.37	1.36	101.9	4.94	1.73	1.86	0.98	1.61	0.337	4,739	20.6	61.4	40.2%				
30 和 歌 山	7,030	7.30	47.3	47.8	1.53	1.51	107.0	4.95	1.73	1.97	1.03	1.71	0.333	3,408	23.0	78.0	43.4%				
31 鳥 取	4,624	8.06	52.2	53.2	1.64	1.64	116.7	4.92	1.80	2.23	1.09	1.82	0.364	2,193	24.8	83.9	43.9%				
32 島 根	5,551	7.99	55.4	56.7	1.77	1.73	119.9	5.24	1.82	2.23	1.14	1.91	0.384	2,442	24.4	87.4	45.9%				
33 岡 山	15,599	8.12	47.8	48.9	1.53	1.56	110.4	4.88	1.81	2.11	1.03	1.71	0.349	7,678	23.5	75.4	43.5%				
34 広 島	23,679	8.33	49.4	50.8	1.59	1.50	108.7	4.78	1.71	2.04	1.04	1.74	0.344	11,383	23.8	80.8	45.1%				
35 山 口	10,360	7.38	49.0	49.8	1.59	1.52	108.5	4.83	1.73	2.02	1.05	1.75	0.347	4,751	22.5	78.4	44.7%				
36 徳 島	5,586	7.39	47.7	48.7	1.52	1.49	109.9	5.06	1.72	2.01	1.05	1.73	0.352	2,690	23.0	74.9	42.1%				
37 香 川	7,719	7.91	50.2	51.0	1.62	1.57	107.6	5.04	1.74	2.03	1.06	1.77	0.347	3,790	24.6	87.3	44.9%				
38 愛 媛	10,146	7.32	47.3	48.0	1.52	1.48	105.6	4.83	1.71	2.04	1.02	1.68	0.337	4,984	23.2	79.6	44.0%				
39 高 知	5,052	6.94	46.7	47.2	1.50	1.49	110.5	5.16	1.70	2.07	1.06	1.74	0.343	2,389	22.1	71.9	40.6%				
40 福 岡	45,236	8.87	49.3	50.3	1.52	1.43	119.4	5.23	1.73	1.99	1.08	1.77	0.343	22,733	24.8	73.5	40.4%				
41 佐 賀	7,064	8.48	52.4	53.1	1.64	1.64	120.2	5.14	1.92	2.17	1.10	1.82	0.370	3,110	23.1	76.0	43.8%				
42 長 崎	11,020	8.00	52.4	53.0	1.66	1.60	121.4	5.25	1.83	2.18	1.13	1.86	0.367	5,038	23.9	79.1	43.1%				
43 熊 本	15,577	8.72	54.5	55.3	1.68	1.61	125.3	5.28	1.84	2.14	1.13	1.87	0.374	6,794	23.8	77.0	43.6%				
44 大 分	9,113	7.81	50.0	51.2	1.59	1.54	113.4	4.94	1.77	2.10	1.07	1.77	0.346	4,347	23.9	79.8	43.6%				
45 宮 崎	9,226	8.36	53.8	54.4	1.69	1.63	119.8	5.18	1.79	2.24	1.11	1.85	0.364	4,002	23.4	82.8	44.9%				
46 鹿 児 島	14,125	8.57	55.0	55.7	1.69	1.60	126.6	5.37	1.84	2.22	1.14	1.89	0.374	6,238	24.3	79.7	43.4%				
47 沖 縄	16,942	11.82	64.0	64.8	1.96	1.86	148.4	5.80	2.03	2.55	1.32	2.18	0.422	7,028	26.5	85.7	43.6%				

別添 2 分析に用いた 17 指標の数値：全国、都道府県(2020 年)

都道府県	総人口の出生力		女性の出生力				夫婦の出生力				注		出生初婚比	女性の結婚力			
	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫		⑬	⑭	⑮	⑯
	出生数	粗出生率 (総人口千対)	総出生率 (15～44歳総人口女性千対)	日本人女性総出生率 (15～44歳日本人女性千対)	合計特殊出生率	コーホート合計出生率	日本人有配偶女性総出生率 (15～44歳日本人有配偶女性千対)	合計有配偶出生率 (20～49歳) とつづ夫婦完結出生児数	国勢調査にも既婚者コーホート合計出生率	ログリニア指数にもとづく夫婦完結出生児数	ログリニア指数にもとづく夫婦完結出生児数	出生初婚比		初婚数	日本人女性総初婚率 (15～44歳日本人女性千対)	日本人女性総未婚者初婚率 (20～39歳日本人未婚女性千対)	日本人女性有配偶者割合 (20～39歳)
	2020年	2020年	2020年	2020年	2020年	1995年に15～19歳 1980年に0～4歳 2020年に40～44歳	2020年	2020年	2020年	1990年に15～19歳 1975年に0～4歳 2020年に45～49歳	2020年		2020年	2020年	2020年	2020年	2020年
0 全 国	840,835	6.67	41.8	43.6	1.33	1.48	102.8	4.39	1.68	1.77	1.00	1.68	0.296	437,169	21.7	64.8	40.9%
1 北 海 道	29,523	5.65	38.0	38.8	1.20	1.34	92.2	3.97	1.57	1.64	0.91	1.54	0.271	16,217	20.9	63.6	40.5%
2 青 森	6,837	5.52	40.8	41.4	1.32	1.48	97.9	4.46	1.65	1.83	1.00	1.68	0.298	3,236	19.3	63.6	41.0%
3 岩 手	6,718	5.55	40.5	41.3	1.32	1.55	94.2	4.14	1.71	1.88	0.96	1.63	0.306	3,206	19.3	65.2	42.6%
4 宮 城	14,480	6.29	38.2	39.0	1.20	1.41	93.1	4.14	1.67	1.70	0.91	1.53	0.289	7,479	19.7	57.6	40.4%
5 秋 田	4,499	4.69	37.7	38.2	1.23	1.44	86.6	4.23	1.63	1.79	0.92	1.55	0.295	2,169	18.2	61.0	41.2%
6 山 形	6,217	5.82	42.2	42.9	1.36	1.61	94.5	4.19	1.75	1.88	0.97	1.65	0.315	2,917	19.8	67.6	43.8%
7 福 島	11,215	6.12	43.4	44.2	1.38	1.63	98.6	4.33	1.76	1.94	0.99	1.68	0.301	5,294	20.5	68.9	44.0%
8 茨 城	17,389	6.07	40.7	42.4	1.34	1.51	96.4	4.36	1.72	1.80	0.97	1.65	0.300	8,553	20.0	65.3	42.9%
9 栃 木	11,808	6.11	40.6	42.2	1.32	1.55	93.7	4.19	1.71	1.80	0.95	1.62	0.295	6,012	20.7	68.8	43.4%
10 群 馬	11,660	6.01	40.6	43.1	1.38	1.57	99.4	4.35	1.75	1.83	1.00	1.70	0.304	5,725	19.9	66.6	42.8%
11 埼 玉	47,328	6.44	39.6	41.5	1.26	1.42	96.7	4.14	1.63	1.66	0.94	1.59	0.305	24,017	20.1	59.1	41.4%
12 千 葉	40,168	6.39	39.6	41.5	1.26	1.39	97.5	4.13	1.62	1.66	0.95	1.60	0.301	20,582	20.3	59.4	41.0%
13 東 京	99,661	7.09	37.2	39.9	1.12	1.22	103.7	4.01	1.47	1.56	0.95	1.57	0.241	64,613	24.1	59.9	35.0%
14 神 奈 川	60,865	6.59	39.6	41.4	1.25	1.40	98.3	4.21	1.57	1.67	0.96	1.61	0.282	33,323	21.7	61.0	40.2%
15 新 潟	12,981	5.90	41.5	42.3	1.33	1.54	95.5	4.31	1.74	1.86	0.97	1.64	0.306	6,405	20.5	66.0	42.6%
16 富 山	6,256	6.05	43.2	45.0	1.42	1.58	99.0	4.33	1.73	1.80	1.01	1.72	0.307	3,182	22.0	74.0	44.3%
17 石 川	7,712	6.81	44.7	46.0	1.46	1.59	105.2	4.38	1.78	1.84	1.04	1.77	0.322	3,681	21.3	67.3	43.7%
18 福 井	5,313	6.93	47.4	49.8	1.55	1.72	107.9	4.59	1.85	1.98	1.09	1.86	0.334	2,566	22.9	79.3	44.9%
19 山 梨	5,184	6.40	44.4	46.1	1.47	1.57	107.4	4.66	1.76	1.85	1.07	1.82	0.310	2,592	22.2	71.5	42.9%
20 長 野	12,864	6.28	44.5	46.1	1.45	1.62	102.0	4.38	1.75	1.87	1.04	1.77	0.307	6,378	22.1	75.1	43.7%
21 岐 阜	12,092	6.11	41.0	43.6	1.41	1.57	97.4	4.40	1.81	1.79	0.99	1.69	0.313	5,772	19.6	66.9	44.7%
22 静 岡	22,497	6.19	42.2	44.5	1.38	1.60	97.2	4.25	1.72	1.81	0.98	1.67	0.296	11,289	21.2	73.0	44.3%
23 愛 知	55,613	7.37	44.2	47.1	1.43	1.60	103.6	4.20	1.72	1.81	1.00	1.71	0.297	29,960	23.8	76.5	45.2%
24 三 重	11,141	6.29	42.2	44.8	1.41	1.59	99.4	4.38	1.74	1.82	1.00	1.70	0.307	5,570	21.1	71.8	44.5%
25 滋 賀	10,437	7.38	45.3	47.2	1.49	1.63	103.3	4.53	1.80	1.88	1.05	1.78	0.337	4,949	21.5	70.5	44.9%
26 京 都	16,440	6.38	38.7	40.2	1.25	1.37	105.6	4.48	1.72	1.71	1.01	1.68	0.293	8,628	20.3	54.0	37.7%
27 大 阪	61,878	7.00	41.5	43.4	1.31	1.42	108.5	4.52	1.67	1.77	1.02	1.70	0.287	34,465	23.1	63.5	39.2%
28 兵 庫	36,953	6.76	43.1	44.5	1.39	1.49	104.4	4.57	1.73	1.78	1.03	1.74	0.311	18,311	21.3	64.5	41.7%
29 奈 良	7,831	5.91	39.2	39.9	1.27	1.39	98.5	4.68	1.78	1.66	0.98	1.65	0.309	3,722	18.6	54.2	39.7%
30 和 歌 山	5,732	6.21	44.8	45.5	1.43	1.56	105.0	4.53	1.76	1.83	1.04	1.77	0.318	2,840	22.2	71.8	42.6%
31 鳥 取	3,783	6.84	47.1	48.3	1.51	1.65	110.4	4.73	1.83	1.98	1.10	1.87	0.335	1,681	20.9	69.9	42.9%
32 島 根	4,473	6.66	48.6	50.3	1.59	1.75	110.1	4.67	1.85	2.05	1.11	1.89	0.355	2,023	22.0	77.3	45.2%
33 岡 山	13,521	7.16	45.5	47.2	1.47	1.62	110.7	4.67	1.81	1.91	1.07	1.81	0.330	6,549	22.1	67.9	43.0%
34 広 島	19,606	7.00	45.3	47.2	1.47	1.59	105.3	4.39	1.76	1.82	1.04	1.77	0.319	9,772	22.6	74.1	44.4%
35 山 口	8,203	6.11	44.4	45.6	1.47	1.57	102.7	4.38	1.76	1.85	1.04	1.77	0.318	3,872	20.9	71.8	44.6%
36 徳 島	4,521	6.28	44.8	46.1	1.47	1.56	108.6	4.88	1.75	1.84	1.10	1.86	0.320	2,159	21.4	67.4	41.2%
37 香 川	6,179	6.50	44.4	45.9	1.46	1.64	100.3	4.47	1.75	1.88	1.03	1.76	0.306	3,061	22.0	76.1	44.6%
38 愛 媛	8,102	6.07	42.9	44.0	1.40	1.55	99.7	4.49	1.75	1.84	1.01	1.72	0.311	3,968	21.0	69.5	43.0%
39 高 知	4,082	5.90	43.8	44.5	1.42	1.52	108.3	4.72	1.72	1.92	1.09	1.83	0.320	1,914	20.5	64.4	39.8%
40 福 岡	38,966	7.59	44.8	46.2	1.40	1.49	113.0	4.83	1.77	1.80	1.08	1.81	0.318	18,720	21.5	62.0	39.7%
41 佐 賀	6,004	7.40	48.6	49.8	1.58	1.66	114.2	4.96	1.94	1.99	1.14	1.94	0.358	2,533	20.5	68.4	43.4%
42 長 崎	9,182	7.00	49.9	50.8	1.60	1.66	116.2	5.00	1.86	2.00	1.16	1.97	0.342	4,007	21.8	73.0	43.2%
43 熊本	13,011	7.48	50.0	51.4	1.60	1.68	117.3	5.04	1.90	1.98	1.16	1.96	0.355	5,600	21.5	71.1	43.1%
44 大 分	7,582	6.75	47.2	48.7	1.54	1.60	109.9	4.69	1.81	1.90	1.11	1.88	0.326	3,613	22.5	76.6	43.6%
45 宮 崎	7,720	7.22	50.3	51.3	1.64	1.72	114.0	4.99	1.84	1.98	1.17	1.99	0.357	3,223	21.0	74.2	44.1%
46 鹿 児 島	11,638	7.33	50.2	51.4	1.61	1.67	117.3	5.09	1.88	1.99	1.18	1.99	0.351	4,874	21.0	70.6	42.5%
47 沖 縄	14,943	10.18	59.1	60.5	1.83	1.97	142.0	5.51	2.08	2.34	1.35	2.28	0.395	5,947	23.5	74.3	42.3%

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

外国人受入れ拡大の公的年金財政影響 シミュレーションに関する基礎研究

石井太・小島克久・是川夕・南英明・佐藤格・堀口侑

1. はじめに

わが国は現在、先進諸国の中でも極めて低い出生水準となっており、また、このような低水準出生率の継続が見込まれることから、今後、恒常的な人口減少過程を経験するものと見られている。さらにこれに加え、平均寿命は国際的にトップクラスの水準を保ちつつ、なお延伸が継続しており、少子化と長寿化が相俟って、他の先進諸国でも類を見ないほど急速に人口の高齢化が進行するものと見られている。国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口」（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、著者らの一部は石井・是川（2015）との研究を行ったが、そこで用いた手法はやや機械的な複数の前提条件の下でシミュレーションを行ったものであった。そこで、筆者らはこれを発展させ、より現実的な外国人受入れ政策に対応した影響を考察する観点から、介護労働者の受入れのシナリオについて諸外国の例などを参考により具体的に設定し、外国人介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価する研究を行ったところである（石井他 2018）。

本研究は、これらの先行研究をベースとしつつ、先行研究ではこれまで行われていない、直近の令和6年財政検証をベースとした外国人受入れシミュレーションに関する基礎的な研究を行ったものである。

2. 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 2015）であるが、財政検証では人口プロジェクションを基礎データとして用いており、人口シミュレーションとの親和性が高い。

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

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

また、公的年金財政への影響を念頭に、外国人の移入などを変化させた場合の長期的な将来人口の動向、特に老年従属人口指数に与える影響を分析したものとして石井 (2008) が挙げられる。これをさらに具体化し、わが国に外国人労働者を受け入れたとした場合の長期的な将来人口の動向をシミュレーションするとともに、その公的年金等に与えるマクロ的な財政影響を定量的に評価したのが石井他 (2013) であり、さらに国際人口移動に関してより幅広い選択肢を設定し、それらに対応する外国人女性の出生パターンの違いを考慮して評価を行ったものが石井・是川 (2015) である。

また石井他 (2018) は、外国人の受入れについてやや機械的に複数の前提条件を設定し、シミュレーションを行って財政影響を評価した石井・是川 (2015) とは異なり、より現実的な外国人受入れ政策に対応した影響を考察する観点から、介護労働者の受入れを対象とし、諸外国の例などを参考に具体的なシナリオを設定して介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価したものである。

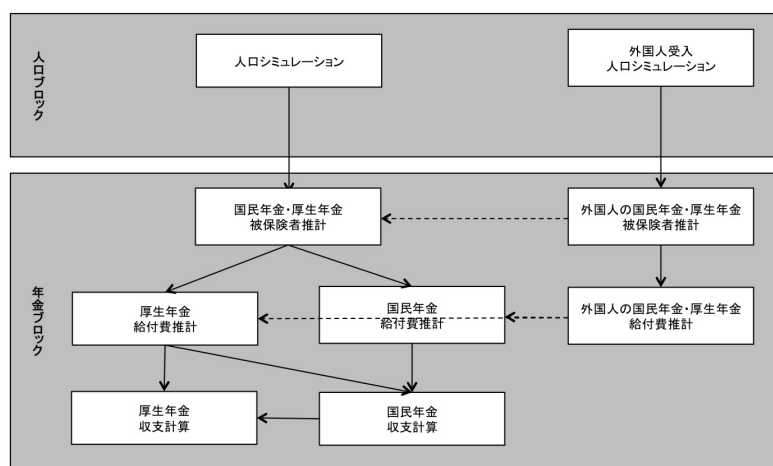
本研究は、これらの先行研究をベースとしつつ、先行研究ではこれまで行われていない、直近の令和 6 年財政検証をベースとした外国人受入れシミュレーションに関する基礎的な研究を行う

ことを目的とする。

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。

図 1 全体構成



出所：筆者作成

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、パーソル総合研究所・中央大学（2024）の労働力不足推計等を参考に、2025 年以降、2040 年まで毎年 12.6 万人とした。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、受け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配偶者と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、外国人女性の出生力については、令和 5 年推計における外国人出生仮定を用いた。

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、これに外国人労働者を受け入れた場合の影響を評価できるようなモジュールを独自に開発して加えることによってシミュレーションを実行した。

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、本研究は財政影響を所得代替率の変化で適切に評価することが主目的であることから、基本ケースとして、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%) を選択し、これに基づいて外国人受け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、23 ヶ国と協定を署名済で、うち 22 ヶ国分が発効している (2022 年 6 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、石井他（2018）では、受け入れた外国人労働者が全て厚生年金適用となるケース、厚生年金と国民年金に 50% ずつ適用されるケースの 2 通りを仮定したが、ここでは前者のケースに相当する、受け入れた外国人労働者が全て厚生年金適用となることを仮定した^{*1}。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となるものとする。また、第 2 世代以降についても第 1 世代と同様の適用が行われるとしてシミュレーションを実行した。厚生年金のシミュレーションには、受け入れた外国人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、これらについては低賃金労働者を想定し、賃金構造基本統計調査の中学卒男性・中学卒女性のデータを利用して設定を行った。

4. 結果と考察

4.1 人口ブロック

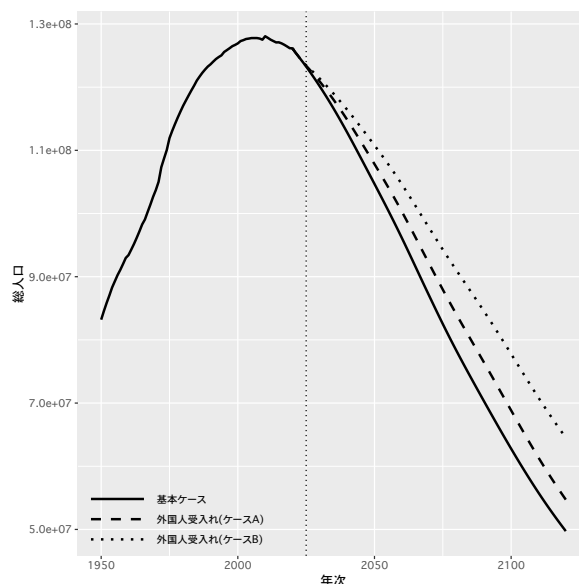


図 2 総人口の見通し

出所：筆者推計

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。基本ケースでは、総人口は 2070 年において 8,700 万人、2120 年において 4,973 万人まで減少するものと見込まれる。これに対し、外国人労働者等の受入れのみを考えた CASE A では、2070 年において 9,207 万人と 507 万人の増加、2120 年において 5,472 万人と 498 万人の増加となる。一方、家族呼び寄せや第二世代以降の誕生を仮定した CASE B では、2070 年において 9,773 万人と 1,073 万人の増加、2120 年において 6,452 万人と 1,479 万人の増加となる。

^{*1} 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。

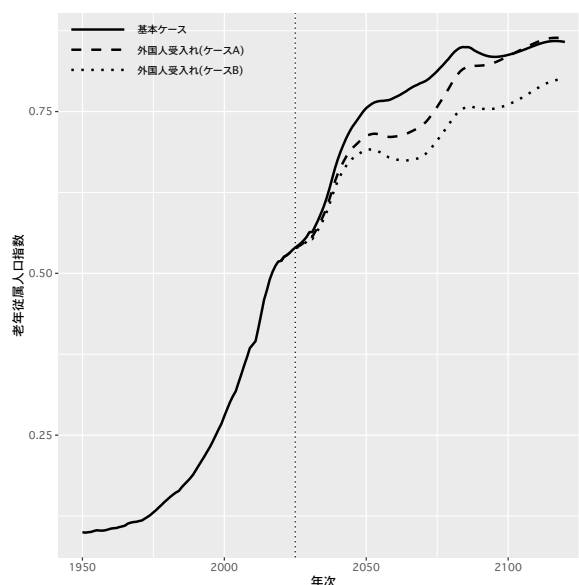


図3 老年従属人口指数の見通し

出所：筆者推計

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）。基本ケースでは、老年従属人口指数は 2070 年において 0.795、2120 年において 0.858 まで上昇するものと見込まれる。これに対し、外国人労働者等の受入れのみを考えたケース A では、2070 年において 0.730 と 0.065 ポイント低下するのに対し、2120 年において 0.863 と 0.005 ポイントの上昇で、基本ケースと概ね変わらない水準まで上昇してしまう。一方、ケース B では、2070 年において 0.682 と 0.114 ポイント低下するのに対し、2120 年において 0.800 と 0.057 ポイントの低下となる。

基本ケースでは老年従属人口指数が急速に上昇して推移するのに対し、ケース A では当初、受け入れた外国人の影響により老年従属人口指数が低く推移するが、長期的には受け入れた外国人の高齢化によって老年従属人口指数が上昇し、低下の効果は次第に弱くなることがわかる。一方、ケース B では、配偶者の入国や第二世代以降の誕生によって、長期的にも基本ケースよりも低い値で推移する。このように、外国人労働者の第二世代以降の誕生が老年従属人口指数の上昇を大きく緩和していることが観察される。

4.2 年金ブロック

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、厚生年金の標準的な年金受給世帯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。

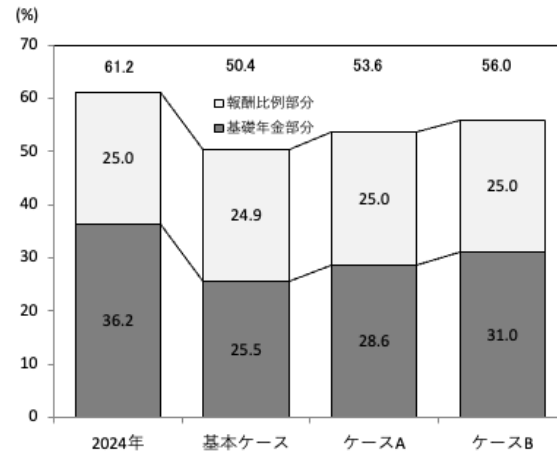


図4 所得代替率の見通し

出所：筆者推計

これに加え、外国人受入れの各ケース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4である。まず、ケースAでは代替率は53.6%と基本ケースに対して3.2%ポイント上昇するのに対し、ケースBでは56.0%と5.6%ポイントもの上昇となっている。上昇の内訳を見てみると、ケースAでは報酬比例部分で0.1%ポイント、基礎年金部分で3.1%ポイント、ケースBでは報酬比例部分で0.1%ポイント、基礎年金部分で5.5%ポイントであり、基礎年金部分の上昇によるところが大きい。このように、受け入れた外国人を厚生年金で適用すると、基礎年金の所得代替率がより大きく上昇することから、基礎年金水準低下問題に対応する効果が強いことがわかる。

次に、人口ブロックでの長期的な人口シミュレーションと厚生年金財政との結びつきを考察する観点から、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比較してみよう。図5が各ケースに対応した賦課保険料率の見通しを示したものである。まず、基本ケースと比較すると、ケースA、ケースBとも賦課保険料率は下がっているが、ケースAでは次第に低下効果が弱くなってしまうのに対し、ケースBではその効果が継続してことがわかる。この動向は人口ブロックで観察した老年従属人口指数と類似している。

5. おわりに

本研究では、外国人受入れが公的年金財政に与える影響のシミュレーションを行った。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、公的年金への財政影響は、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、長期的な人口動向の変化に大きく影響を受ける。また、受け入れた外国人を厚生年金へ適用する場合、基礎年金の水準低下幅の拡大が抑えられることから、基礎年金水準低下問題に対応する効果があることが明らかとなった。このように、外国人受入れに関する公的年金への影

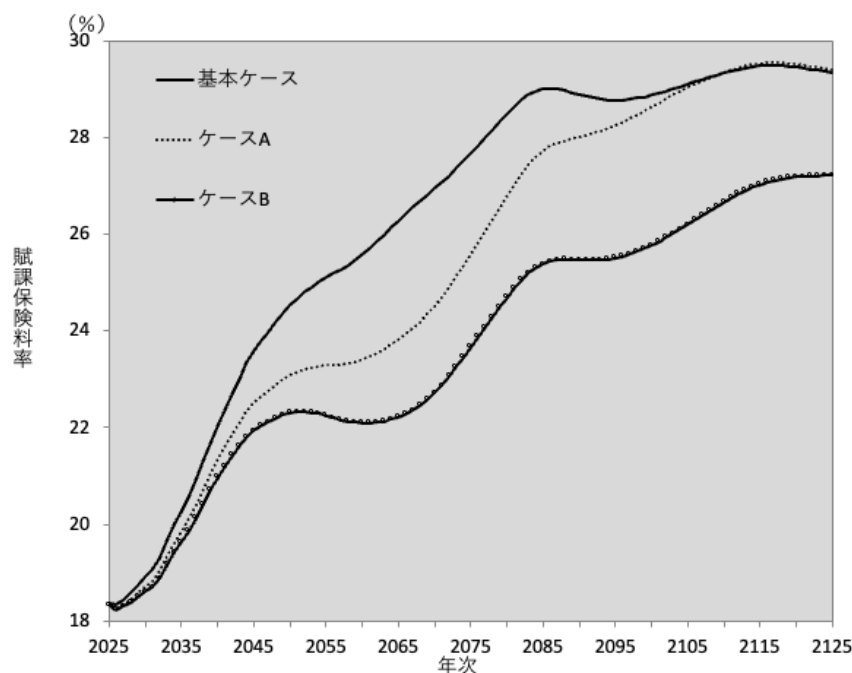


図5 賦課保険料率（マクロスライド調整前）の見通し

出所：筆者推計

響評価にあたっては、本研究で考察を行ったような様々な影響を織り込んだ長期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、これまであまり行われてこなかった具体的な受入れシナリオに対応し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ものである。

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学推進研究事業 JPMH20AA2007(「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」、研究代表者：小池司朗)による助成を受けたものである。

参考文献

- 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.
- 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・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 (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.
- 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 (2015) 『平成 26 年財政検証結果レポート』.
- 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.
- (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.
- 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.
- パーソル総合研究所・中央大学 (2024) 「労働市場の未来推計 2035」. Available at <https://rc.persol-group.co.jp/thinktank/assets/roudou2035.pdf>.
- 山本克也 (2010a) 「厚労省財政検証プログラムを用いた公的年金改革案の提示」, 『家計経済研究』, 第 85 巻, pp.56-63.
- (2010b) 「年金制度の歴史的展開と保険数理モデルの変遷」, 国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『社会保障の計量モデル分析』, 東京大学出版会, pp.85-107.
- (2012) 「実行可能性からみた最低保障年金制度」, 『生活経済学研究』, 第 35 巻, pp.1-16.
- Lee, R. D. and T. W. Miller (1997) “The future fiscal impacts of current immigrants”, in J. P. Smith and B. Edmonston eds. *The New Americans*: National Academy Press, pp. 297-362.

わが国の家族介護者支援策と新型コロナ禍での家族介護負担の変化

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。社会保障の分野の例を挙げると、医療機関の受診控え、介護サービスの利用控えなどが指摘された。特に介護分野では、新型コロナウイルスの影響で訪問、通所系の介護事業所が一時休止すると、利用者が介護サービスを利用できないという影響を受ける。介護事業者が担っていた介護を、誰かが担うことになる。その場合、同居や近くに住む家族が担うことが考えられる。一方で、介護事業所の休止がない場合でも、新型コロナウイルスの感染を懸念して、利用者は家族側が介護サービスの利用を減らす、利用しないということも考えられる。その場合でも、家族の介護負担が増えることが考えられる。

新型コロナウイルス感染症による家族介護者への影響に関する研究はすでに行われている。例えば、Gallagher et al.(2020)では、新型コロナウイルスは家族介護者のメンタルヘルスに悪影響を及ぼしていることや、彼らの多くは精神医学的サポートを一切利用していないことなどを明らかにしている。Budnick et al. (2021) では、介護負担が大きいと感じている介護者ほど、新型コロナウイルスによるパンデミック中に最も苦しんだ人々であること。こうした人々への現在および将来にわたる支援の必要性を指摘している。Cohen et al. (2021) では、新型コロナウイルスの19 パンデミックによる 50 歳以上の家族介護者の介護負担の変化を分析している。その結果、新型コロナウイルスの影響による介護負担（介護者の身体・精神的健康への影響）の増加は介護強度（家族介護者による介護の種類と量）の増加と関連していること。その変化は複雑であるが、男女差があり、女性の方でこの傾向がより顕著であることを明らかにしている。

わが国の分析でも、菅原（2022）では、新型コロナウイルス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、新型コロナウイルス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。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。新型コロナウイルスによる介護負担増加を経験した者は、そうでない者と比べて、メンタルヘルス不調となるリスクが 1.9 倍高いことを明らかにしている。Taniguchi et al. (2022) では、家族介護者は介護していない者よりも孤独感の増加、自己申告による精神状態の悪化、自殺念慮の新規発生を経験する可能性が高いことを明らかにしている。

これらの研究は新型コロナウイルスの家族介護への心身の健康面への影響が主体であり、新型コロナウイルスの家族介護への影響全般を示唆しているのは、菅原（2022）にとどまる。一方で、後述するように、厚生労働省「介護保険事業状況報告」によると、新型コロナウイルスの期間中も介護サ

ービス利用者数は増加している。つまり、この統計では新型コロナの家族介護に与えた全国平均の影響を簡単に明らかにすることができない。そこで、世帯に着目した調査で、新型コロナの前後での家族介護の変化を明らかにする必要がある。

本稿ではこのような問題意識のもと、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、についてみていく。¹

2. 使用データと分析方法

（使用データ）

本稿で用いた主なデータ（統計）は以下の通りである。すべて公表済みの統計である。

まず、要介護認定者数、介護サービス利用者数に関するデータは厚生労働省「介護保険事業状況報告（年報）」から用いた。この調査は、「介護保険制度の施行に伴い、介護保険事業の実施状況を把握し、今後の介護保険制度の円滑な運営に資するための基礎資料を得ることを目的とする」ものである。調査は、介護保険の保険者である市区町村や広域連合を対象としいえいる。市区町村などの保険者は第1号被保険者数などの情報を決められた様式に基づいて、電子的な方法で報告する。厚生労働省はその報告を集計し、毎月のデータ（月報（暫定版））と毎年のデータ（年報）を公表する。本稿ではこの調査の結果から、要介護認定者数、介護サービス利用者数のデータを用いた。

次に、家族介護者の状況のデータは、厚生労働省「国民生活基礎調査」（介護票）から用いた。この調査は、「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」を目的に行われている。調査は毎年行われるが、それは世帯と世帯員（世帯票）および所得に関する事項（所得票）の調査のみである（簡易調査）。ただし、3年に1回は調査対象を大幅に増やして、世帯の貯蓄に関する事項（貯蓄票）、世帯員の健康に関する事項（健康票）、介護保険法の要介護者・要支援者を対象とした事項（介護票）も加えて調査している（大規模調査）。本稿では介護票で調査されている、家族介護者の状況の集計結果を用いた²。

また、家族介護者への支援策は、厚生労働省資料などから整理し、施策の分類は OECD（2011）に基づいて行った。

（分析方法と倫理的配慮）

上記のデータから、公表統計をもとに図表を作成する方法を用いた記述統計による分析である。「国民生活基礎調査」などの調査票情報（個票データ）の利用は行っていない。ま

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/84-1a.html#link01> （2024 年 10 月 5 日確認）

² 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>
（2024 年 10 月 5 日確認）

た、本稿の分析のために人を対象とした調査、試料の収集も行っていない。そのため、データ分析で懸念される、個人情報の流出、毀損などを含む倫理上の問題は発生しなかった。

3. わが国の家族介護者支援策の概観

わが国の介護制度を家族介護者支援策との視点からまとめたものが図 1 である。わが国の介護保険には、家族介護者支援を直接の目的とした給付は存在しないが、家族介護者支援にどのように資するかという視点からまとめてみた。

まず、介護保険では図中で A と示した「介護保険サービス（現物）」があり、居宅サービス、地域密着型サービス、施設サービスが提供される。2022 年度で約 10.5 兆円の給付であるが、これらのサービスが存在しない場合、高齢者介護はすべて家族が担うことになる。そのため、介護保険からサービスは、家族の介護負担軽減に貢献しており、その点では家族介護者を間接的に支援している。図中で B と示した「地域支援事業」も介護保険の事業である。2022 年度で約 5300 億円の給付となっているが、地方自治体が、介護予防や要介護状態になったときの自立した生活を支援することを目的とした事業を実施するものである³。この事業の中で、地方自治体が任意で行う事業であるが、家族介護者支援事業がある。介護に関する相談、介護技術講習会の実施、介護サービス情報の提供などが該当する。地域によっては、家族介護者向けの給付金があり得る。

次に、介護保険以外では図中で C と示した、介護休業、介護休暇がある。前者は 1 年間に 93 日が取得可能であり、無給である。後者は 1 年間で 5 日間取得可能であり、有給または無給である。これらの状況を厚生労働省「雇用均等基本調査」の 2022 年の数値で見ると、介護休業は 90%以上の事業所（事業所規模 30 人以上）に規定があるが、取得者のいる企業の割合は 1.4%である。介護休暇は 86.5%以上の事業所（事業所規模 30 人以上）に規定があるが、取得者のいる企業の割合は 2.7%である⁴。この仕組みは、家族介護者の就業と介護の両立に資するものと考えられる。

さらに、税制では介護費用の控除があり、図では D で示している。これは所得税の税制のうち、医療費控除として介護保険サービスの対価を含めることが認められている。医療費控除とは、医療費の自己負担等を、次の式で計算した金額（最高で 200 万円）を控除できる仕組みである。

医療費控除＝（実際に支払った医療費の合計額-生命保険などで補填される金額）-10 万円
または（注）の金額

³ 地域支援事業の詳細は、以下の url の厚生労働省「地域支援事業交付金について」を参照。https://www.mhlw.go.jp/jigyo_shiwake/dl/h30_jigyoku02a_day2.pdf（2024 年 10 月 8 日確認）。介護保険サービス、地域支援事業の規模は、厚生労働省「介護保険事業状況報告（年報）」による。

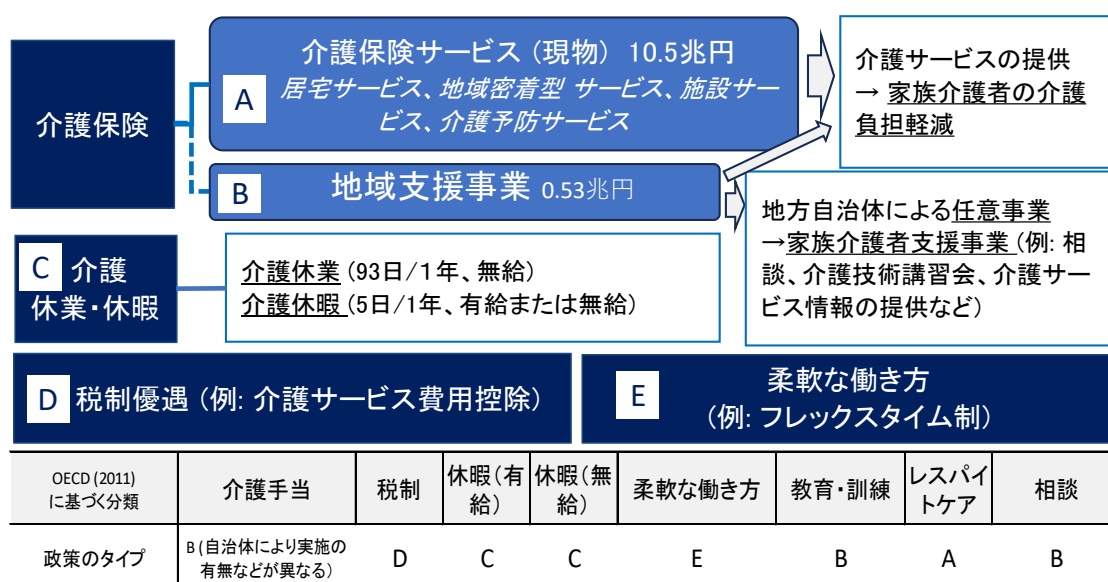
⁴ この調査の結果の概要は以下の厚生労働省 web ページを参照。<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/71-r04.html>（2024 年 10 月 8 日確認）

(注)：その年の所得総額が 200 万円未満の場合、その金額の 5%相当の金額

この「実際に支払った医療費の合計額」に介護保険サービスの自己負担を含めることができる⁵。これにより、要介護者や家族介護者の介護費用の負担軽減に寄与していると考えられる。

最後に図中で E と示した柔軟な働き方がある。これは例えばフレックスタイム制、労働時間の短縮などであろう。これらは介護だけに限らないが、家族介護者に柔軟な働き方を提供することで、仕事と介護の料率に資するものと考えられる。

このように、わが国の介護制度を直接又は間接的に家族介護者支援に資するという視点からまとめると上のようになる。OECD (2011) で示された家族介護者支援策の分類に当てはめると、図 1 の下にまとめたとおりである。A から E までの仕組みがこの分類のどこかに当てはまる。つまり、わが国の介護制度には、家族介護者を直接に支援する総合的パッケージは存在しないが、介護保険などの制度で何らかの形で支援するようになっている。



出所：厚生労働省資料、OECD資料をもとに筆者作成

図1 わが国の介護制度における家族介護者支援

4. 新型コロナの時期を含むわが国の介護サービス利用

わが国の介護サービス（介護保険のサービス）利用者数をまとめたものが、図 2 である。厚生労働省「介護保険事業状況報告（年報）」から、居宅サービス、地域密着型サービス（2006 年度から）、施設サービスの順に積み上げ棒グラフを作成し、その高さが介護サービス利用

⁵ 医療費控除に含まれる介護サービス費用に関する詳細は、以下の国税庁 web サイト（介護保険サービスの対価に係る医療費控除に関する研修資料について）を参照。

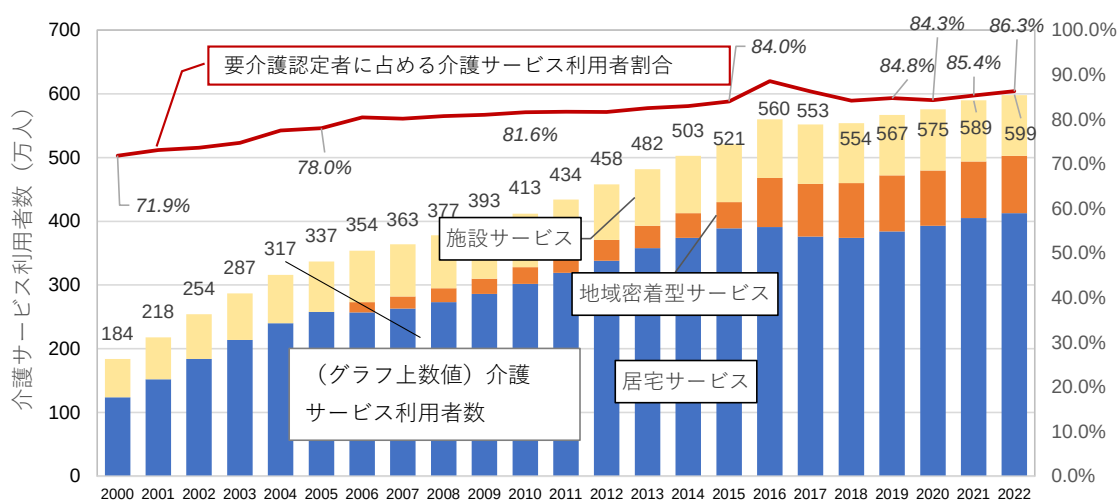
<https://www.nta.go.jp/law/joho-zeikaishaku/shotoku/shinkoku/010131/02.htm> （2024 年 10 月 8 日確認）

者となる。折れ線グラフは要介護者に占める介護サービス利用者割合である。要介護認定を受けても、医療機関に入院中（介護保険からのサービスはまだ使わない）、家族介護で対応できるので、介護サービスはまだ使わないなどの理由で、要介護認定を受けても介護サービスを利用しない場合がある。そのため、要介護認定者の全員が介護サービス利用者になるわけではない。

図2から介護サービス利用者の数の動きを見ると、介護保険が実施された2000年度は約184万人であったが、その人数は増加傾向にあった。最初の介護保険法の改正のあった2005年には約337万人に達し、2014年度には約503万人と500万人を超えた。そして2022年度には約599万人に達している。図を見ると、特に積み上げ棒グラフの一番下の「居宅サービス」の利用者数の方が多い形で推移している。

新型コロナの前後の時期で見ると、2019年度の介護サービス利用者数は約567万人であった。新型コロナの時期に入ってもその数が減少することはない、2020年度で約575万人、2021年度で約589万人となり、2022年度の約599万人に至っている。新型コロナの影響で介護サービスの利用が減ったのではと考えられるが、年度ベースでは介護サービス利用者数は増加傾向にある。

この図で新型コロナ前後の介護サービスの種類別の利用者数を見ると、居宅サービスは2019年度の約384万人から2022年度の約413万人へと推移している。つまり、この間の利用者数の減少は見られない。地域密着型サービスも2019年度の約88万人でから、2020年度の約87万人へと減少が見られる。しかし、その後は増加に転じ、2022年度の約90万人に達している。施設サービスは2019年度の約95万人から、2020年度、2021年度の約96万人を経て、2022年度には約95万人となり、安定的に推移している。つまり、地域密着型サービスで利用者の減少が見られたが、介護サービス全体の利用者数は増加傾向を維持続けたことになる。



出所：厚生労働省「介護保険事業状況報告」。

図2 介護サービス利用者数の推移

そして、要介護者に占める介護サービス利用者割合は、2000年度の71.9%から変動を持ちながらも上昇傾向をたどっている。2005年度では78.0%、2010年度では81.6%、2015年度では84.0%であり、2022年度には86.3%にまで上昇している。新型コロナの前後で見ると、2019年度が84.8%であったが、新型コロナの時期に入った2020年度では84.3%に低下している。しかし、2021年度には85.4%、2022年度には86.3%となり、上昇傾向を維持している。

このように、介護サービス利用者数は介護保険実施以降、増加傾向をたどっている。特に新型コロナの前後の時期（2019年度から2022年度）の時期で見ても、一時的には、一部のサービスでの利用者数の減少や、要介護者に占める介護サービス利用者割合の低下が見られた。しかし、介護サービス利用者の増加の傾向は維持されている。この数値だけを見ると、新型コロナの時期も介護サービスは確実に提供され、家族介護者への影響は見られなかったように見える。家族介護者がどのような場面で介護を担っているのか、新型コロナでその担い方に変化があったか否かについては、この統計ではわからない。要介護者と彼らの家族のことを直接調査した統計を見る必要がある。

5. 新型コロナの時期を含むわが国の家族介護者の状況

（介護者の状況の変化）

上記で述べた要介護者と介護者の状況は、厚生労働省「国民生活基礎調査」で3年に1度実施している「介護票」の結果からわかる。この調査票には、家族などの介護者に関する調査項目もあるためである。その結果は、「介護者」に関する結果の概要や統計表でとして公表されている。

その統計表をもとに、主な介護者の同別居・続柄等の別、男女別（同居の家族のみ）の構成比の推移を表1にまとめた。まず、別居の家族、事業者などを含めた主な介護者の同別居・続柄等の構成比を見ると、最も多いのは「同居の家族」であり、2022年で45.9%を占める。その内訳を見ると、配偶者が22.9%、子が16.2%、子の配偶者が5.4%などとなっている。同居の家族の割合は2001年の71.1%から低下傾向にあり、2004年調査から2013年調査までは60%台、2016年と2019年の調査では50%台に低下している。しかし、主な介護者としての割合は依然として高い。特に配偶者、子の割合は2001年以降それぞれ20%台、20%付近で安定的に推移している。一方で子の配偶者の割合は2001年の22.5%から大きく低下し、2022年の5.4%に至っている。なお、別居の家族等の割合は、2022年で11.8%であり、2001年の7.5%から大きく上昇している。事業者の割合も2022年で15.7%であり、2001年の9.3%から上昇している。

同じ表から同居の家族に限られるが、男女別の割合を見ると、女性の割合が高い。2022年では68.9%となっている。2001年には女性の割合は76.4%であったので、同居の家族介護者のうち、女性の割合は低下し、男性の割合が上昇する傾向にある。しかし、女性の割合は2022年でも7割近くを占めるので、同居の女性の家族が家族介護で大きな役割を果たし

ている傾向は続いている。

同居の家族介護者の年齢として、65歳以上の者の割合を男女別に見てみた。男性の65歳以上の者の割合は、2001年の51.9%から変動を持ちながら推移してきた。2013年までは50%付近の水準であったが、2016年と2019年には58～59%、2022年には61.5%となっている。女性の65歳以上の者の割合は、2001年で36.0%であり、2004年でも37.2%であった。2007年から2016年までは40%台で上昇傾向をたどり、2019年には58.7%、2022年には62.5%に達している。家族介護者の高齢化は男女ともに見られるが、同居の男性介護者はもともと高年齢者が多いが、より高齢の介護者が増える傾向にある。女性の場合、高年齢者の割合は男性よりも低かった。しかし、介護者の高齢化の速度は男性よりも急速である。高齢の家族が、配偶者や親を介護するケースが多くなっているものと考えられる。

表1 介護者の状況(2001～2022年)

		2001	2004	2007	2010	2013	2016	2019	2022
要介護者との関係	同居の親族	71.1%	66.1%	60.0%	64.1%	61.6%	58.7%	54.4%	45.9%
	配偶者	25.9%	24.7%	25.0%	25.7%	26.2%	25.2%	23.8%	22.9%
	子	19.9%	20.3%	17.9%	20.9%	21.8%	21.8%	20.7%	16.2%
	子の配偶者	22.5%	18.8%	14.3%	15.2%	11.2%	9.7%	7.5%	5.4%
	別居の親族	7.5%	8.7%	10.7%	9.8%	9.6%	12.2%	13.6%	11.8%
	介護サービス事業者	9.3%	13.6%	12.0%	13.3%	14.8%	13.0%	12.1%	15.7%
同居の親族	男性	23.6%	25.1%	28.1%	30.6%	31.3%	34.0%	35.0%	31.1%
	女性	76.4%	74.9%	71.9%	69.4%	68.7%	66.0%	65.0%	68.9%
	65歳以上の割合(男性)	51.9%	48.2%	50.1%	50.3%	51.8%	58.1%	59.1%	61.5%
	65歳以上の割合(女性)	36.0%	37.2%	44.8%	42.3%	49.9%	48.2%	58.7%	62.5%

出所:厚生労働省「国民生活基礎調査」(介護票)

(介護の場面別に家族介護者が担う介護)

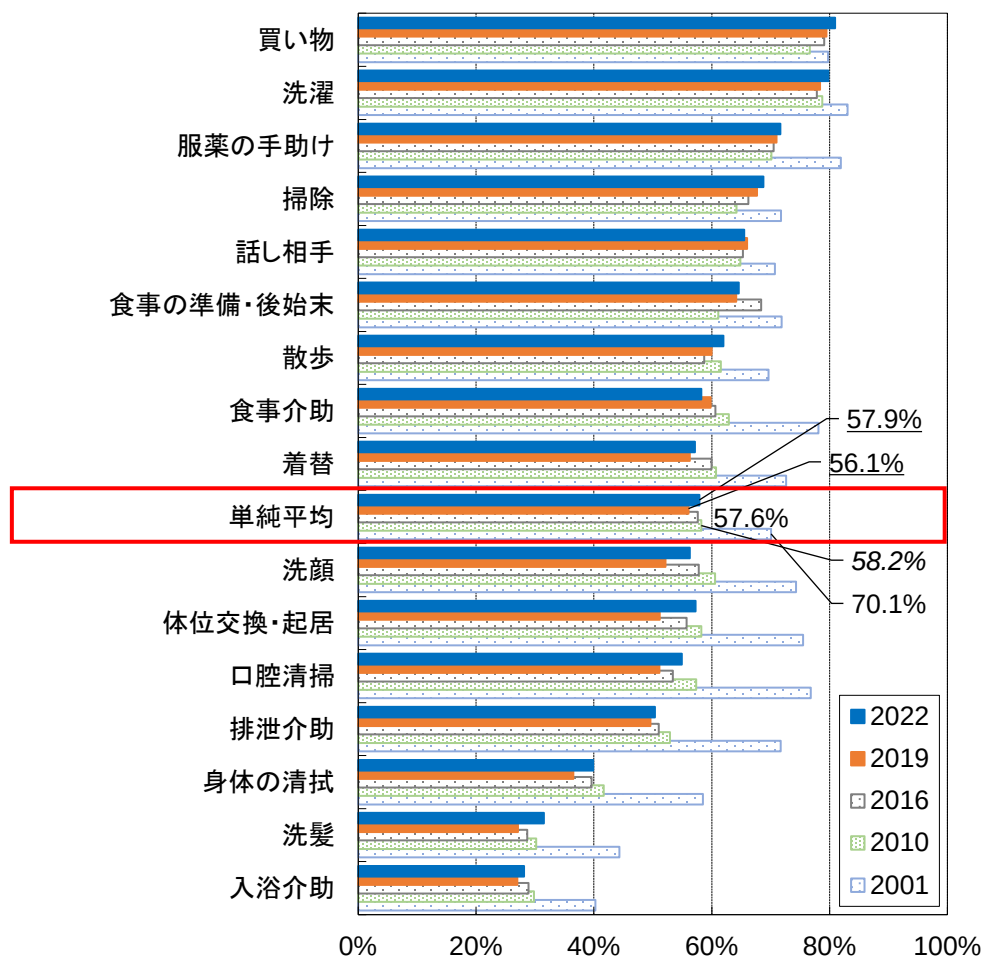
新型コロナの時期に彼らが担う介護の場面にどのような影響があったのか。これを検証するには、介護の場面別に家族介護者が介護を担う割合を見る必要がある。これもこの調査からわかる。

図3は、介護の場面別に家族のみ(事業者以外の主な介護者とその他の介護者の合計)で担っている割合である、この割合が高い順に上から介護の場면을並べている。これらがすべて介護保険からのサービスの対象になるわけではない。主な調査年次として、2001年、2010年、2016年、2019年、2022年として、新型コロナの前後の時期に重点を置いた。

まずこの図からわかることとして、介護の場面によって家族だけで担っている割合に差があり、例えば2022年で見ると、入浴介助で20%台、洗髪、身体的清拭で30%台である。これらは訪問介護、訪問入浴事業者が担う場合が多いためではないかと思われる。一方で、買い物は80%台、洗濯、服薬の手助けは70%台を占める。掃除、話し相手などは60%台を占める。これらは必ずしも介護保険からのサービスではなく、日常生活や健康管理を支援する内容である。そのため、家族が担うことが多くなるものと思われる。この傾向に年次によ

る大きな変化はなく、介護事業者がカバーしない性格を持つ介護の場面を中心に家族が果たす役割が大きい。

次に、家族のみで介護を担っている割合の平均（図 3 では「単純平均」）は、2001 年では 70.1%、2010 年は 58.2%、2016 年では 57.6%、2019 年では 56.1%、2022 年で 57.9%である。この数値から家族介護者の役割は小さくはなっているが、割合の水準自体は依然として高い。つまり、高齢者介護における家族の役割は依然として大きいといえる。



出所: 厚生労働省「国民生活基礎調査」(介護票)

注: 主な介護者とその他の介護者のみで介護を担っている割合

図3 介護の場面別家族介護者等のみで介護を担っている割合

(新型コロナの前後で見る家族介護の役割の変化)

同じ図 3 から新型コロナの前後の時期として、2019 年と 2022 年の加須行く介護者の役割の変化を見てみよう。まず、家族のみで介護を担っている割合の平均（図 3 の「単純平均」）を改めて見ると、2019 年は 56.1%と 2016 年から 1.5%低下の一方で、2022 年は 57.9%と 2019 年から 1.8%上昇している。家族介護者の役割が新型コロナの前と後で大きくなっ

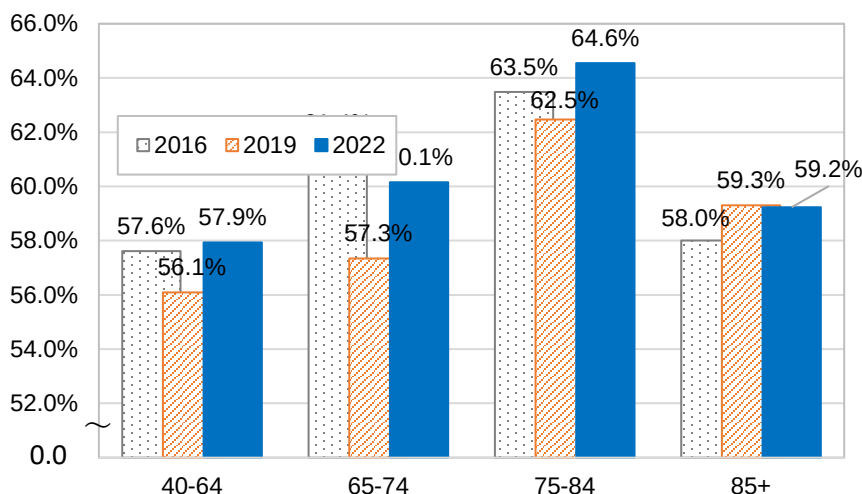
たことがわかる。

次に介護の場面別で見ると、家族のみで介護を担っている割合の2019年から2022年の間の変化が最も大きいのは、体位交換・起居の6.1%であり、洗髪の4.4%、洗顔の4.2%がこれに次ぐ。また、航空清掃、身体の清拭、散歩がそれぞれ3.8%、3.4%、2.0%と単純平均の1.8%を超える。散歩や体位交換・起居のように、家族だけで担っている割合が60～50%台の者がある一方、身体の清拭や洗髪のようにこの割合が30%台のものもある。単純平均よりも家族のみで介護を担っている割合の変化が小さい介護の場面で見ても、マイナスを記録しているのは食事介助（-1.5%）と話し相手（-0.5%）だけである。その他の介護の場面ではプラスを記録している。

この結果から、新型コロナの影響により、要介護者の自宅で訪問介護などの利用を減らす一方で、家族がその代替を担っているのではと考えられる。介護サービスの利用を減らしたとは言っても一時的にサービスの量を減らす一方で、何らかの方法で介護サービスの利用の数量そのものは維持されたのではと考えられる⁶。

（家族介護者の年齢・要介護者の家族類型別に見る新型コロナの前後で見る家族介護の役割の変化）

図3の元データの統計表は、家族介護者の年齢階級、要介護者の世帯の家族類型別でも見られる。家族介護者の負担が家族介護者のどの世代、どの家族構成の世帯で見られるかを検討する。



出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」（介護票）

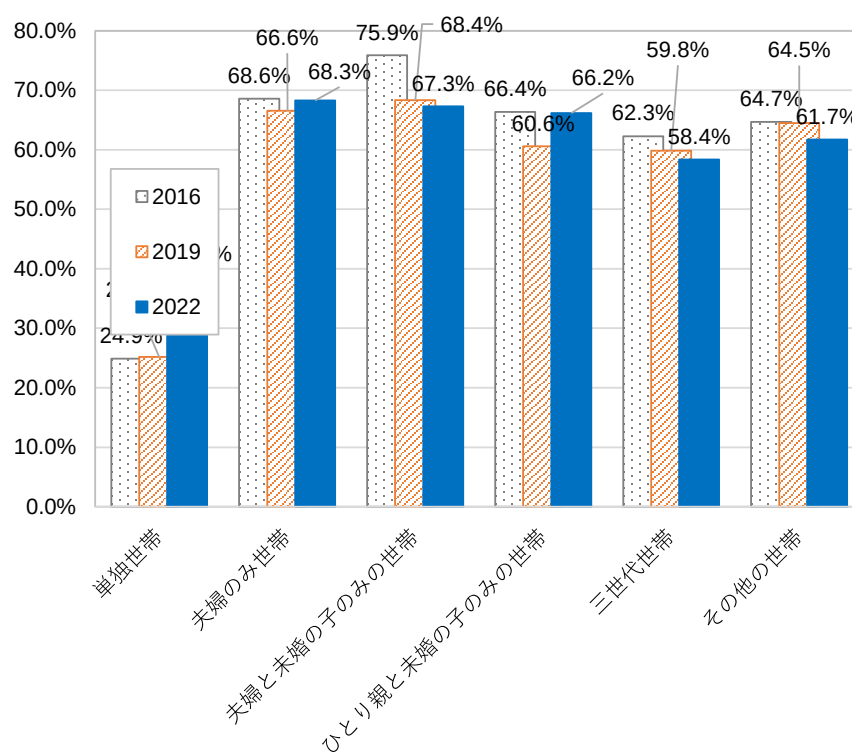
図4 家族介護者等のみで介護を担っている割合
（要介護者の年齢別）

⁶ これについて篠原（2021）では、「サービスが受けにくくなったので、サービスが受けられる時にはより長時間でという方向になっていたこと」を指摘している。

図4は、家族のみで介護を担っている割合の平均（図3の「単純平均」）を要介護者の年齢階級別に見たものである。この図から、家族介護者等だけで介護を担っている割合を2022年の数値で見ると、75～84歳が64.6%と最も高く、65～74歳の60.1%、85歳以上の59.2%、40～64歳の57.9%が続く。85歳以上を除くとより高齢の要介護者に対して家族だけで介護を担っていることがわかる。

2019年から2022年の変化を見ると、要介護者の年齢階級の40～64歳、65～74歳、75～84歳で上昇している。その上昇幅を見ると、65～74歳で2.8%と最も大きい。75～84歳で2.1%、40～64歳で1.8%の上昇であり、85歳以上は-0.1%とほぼ横ばいとも言える変化である。また、40～64歳、75～84歳では2016年の水準を上回っている。もともと家族だけで介護を担っている事が多い高齢層、特に84歳までの後期高齢者の介護のために家族の負担が増えていることがわかる。

図5は、家族のみで介護を担っている割合の平均（図3の「単純平均」）を、要介護者の世帯の家族類型別に見たものである。この図からわかる特徴として、単独世帯でこの割合が顕著なくらいに低く、2022年では33.3%である。一方、夫婦のみ世帯、夫婦と未婚の子のみの世帯、ひとりの親と未婚の子のみの世帯ではこの割合が高く、それぞれ68.3%、67.3%、66.2%となっている。



出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」（介護票）

図5 家族介護者等のみで介護を担っている割合（要介護者の世帯の家族類型別）

2019 年から 2022 年のこの割合の変化を見ると、もともと割合が低い単独世帯で変化が最も大きく、2019 年から 2022 年の間に 8.1%の上昇となっている。ひとり親と未婚の子の世帯がこれに次ぐ 5.6%の上昇であり、夫婦のみ世帯でも 1.7%の上昇となっている。夫婦と未婚の子の世帯、三世帯世帯、その他の世帯ではマイナスを記録している。つまり、世帯規模が明らかに小さな世帯で家族介護負担が増加している。単独世帯では近くに住む子ども、夫婦のみ世帯では配偶者、ひとり親と未婚の子のみの世帯では同居の子の介護負担が増えたのではと考えられる。

6. 考察

本稿で明らかにしたことをまとめると以下の通りである。

- ① わが国では介護保険などの介護制度があり、これらは直接、間接に家族介護者を支援している。
- ② 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。
- ③ 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。

新型コロナが介護に与えた影響の検証は容易ではない。しかし、公表済の政府統計だけを使った分析でも、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。その影響は、要介護者の年齢、世帯構成によって異なり、後期高齢者、小規模な世帯を中心に家族介護負担の増加が顕著という、影響が大きな集団を推定することもできた。後期高齢者が要介護者になる場合、家族介護者は配偶者、子が想定される。介護者の側も高齢であることを考えると、「仕事と介護の両立」が想定する若年層の支援策ではカバーされない可能性がある。高齢でリタイアした家族介護者には介護休業は機能しない。むしろ、レスパイトケアのような家族介護者に休息を与える機能のある介護サービスの提供が有効であろう。高齢の男性介護者が孤立しないような、介護などに関する各種相談サービスも有効であろう。

大規模感染症や災害時に、最も影響を受け、最も困っている人を把握し、その人に合った支援を提供できるような体制の構築、運営が重要であることが、今般の新型コロナによって明らかになったと考えられる。

今回の分析では、公表済の政府統計のみで行った。その分析は集計された統計表の範囲に限られる。介護負担が増えた家族介護者の属性のより精緻な特定、彼らの生活や健康への影響の分析のためには、個票レベルでの分析が不可欠である。本稿での分析も今後の分析の基礎とした上で、今後の分析を行う必要がある。

付記・謝辞

本稿は、2024 年 6 月に京都で行われた EASP (East Asian Social Policy) & FISS (The Foundation for International Studies of Social Security) Joint Conference 2024 で行った報告 Katsuhisa KOJIMA” Family caregiver support policy measures and their caregiving burden change including the Covid-19 pandemic period in Japan”を土台に、加筆修正を行ったものである。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

篠原拓也 (2021) 「コロナ禍での介護費用額の動向 感染拡大は、介護サービス受給者の行動にどう影響したか?」『基礎研レター』 2021-12-21

https://www.nli-research.co.jp/files/topics/69733_ext_18_0.pdf?site=nli

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>

Andrea Budnick, Christian Hering, Simon Eggert, Christian Teubner, Ralf Suhr, Adelheid Kuhlmeier, Paul Gellert (2021) “Informal caregivers during the COVID-19 pandemic perceive additional burden: findings from an ad-hoc survey in Germany”, BMC Health Services Research (2021) 21:353

<https://doi.org/10.1186/s12913-021-06359-7>

Elliane Irani, Atsadaporn Niyomyart, Ronald L. Hickman Jr., (2021) “Family Caregivers’ Experiences and Changes in Caregiving Tasks During the COVID-19 Pandemic”, Clinical Nursing Research 2021, Vol. 30(7) 1088–1097.

DOI: <https://doi.org/10.1177/10547738211014211>

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>

Stephen Gallagher and Mark A. Wetherell (2020) “Risk of depression in family caregivers: unintended consequence of COVID-19”, BJPsych Open (2020) 6, e119, 1–5.

DOI: <https://doi.org/10.1192/bjo.2020.99>

Steven A. Cohen, Zachary J. Kunicki, Megan M. Drohan, Mary L. Greaney (2021) “Exploring Changes in Caregiver Burden and Caregiving Intensity due to COVID-19”, Gerontology & Geriatric Medicine Volume 7: 1–9

<https://doi.org/10.1177/2333721421999279>

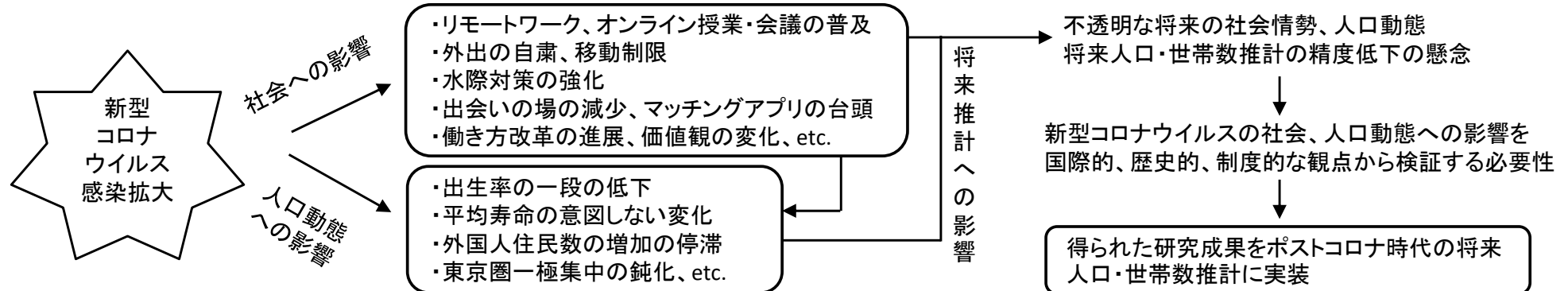
Yuta Taniguchi, Atsushi Miyawaki, Yusuke Tsugawa, Hiroshi Murayama, Nanako Tamiya, Takahiro Tabuchi (2022) “Family caregiving and changes in mental health status in Japan during the COVID-19 pandemic” *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 98(online).

<https://doi.org/10.1016/j.archger.2021.104531>

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の研究
- ・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。

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書 籍 名	出版社名	出版地	出版年	ページ
小池司朗	東京出生率0.99の衝撃 基本から知る低出生の現実	中公新書・人口戦略会議編著	地方消滅2 加速する少子化と新たな人口ビジョン	中央公論新社	東京都	2024	pp.148-166
小島克久	高齢者の生活と社会	『社会福祉学習双書』編集委員会	社会福祉学習双書 2025 第3巻 高齢者福祉論	全国社会福祉協議会出版部	東京都	2025	297ページ

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	地域別将来人口推計の観点から国勢調査に期待すること	統計	76巻第1号	pp.20-27	2025
小池司朗	東京出生率0.99の衝撃 基本から知る低出生の現実	中央公論	138巻第9号	pp.114-121	2024
Hayashi R, Imanaga T, Marui E, Kinoshita H, Ishii F, Shinohara E, Beppu M	Senility deaths in aged societies: The case of Japan	Global Health & Medicine	Vol.6 Issue 1	pp.40-48	2024
Christina von Hodenberg, Kerstin Brückweh, Eva Maria Gajek, Reiko Hayashi, et al.	Social Science Data as a Challenge for Contemporary History	Journal of Modern European History	Vol.22(4)	pp.460-474	2024
林玲子	アジアの人口高齢化と介護制度構築における課題	保健医療科学	73巻3号	pp.174-184	2024
小島克久	日本社会保障面临的挑战—基于人口减少社会的视角	社会保障评论	第8巻2期	pp.39-55	2024

岩澤美帆・鈴木貴士	人口・子育て環境の地域性と出生力	人口問題研究	80巻1号	pp.3-25	2024
岩澤美帆・余田翔平	結婚からの解放か、結婚の剥奪か、結婚からの離脱か？－1982年～2021年における未婚状態の類型化とその変化－	人口問題研究	80巻2号	pp.161-185	2024
石井太	結婚の多相生命表：基礎的概念と手法	人口問題研究	80巻3号	pp.301-325	2024
石井太・別府志海・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑	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	80巻3号	pp.365-384	2024
別府志海・石井太・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑	年次別およびコホート別の結婚の多相生命表：1980～2021年および1965～1985年生まれの結婚をめぐる日本人のライフコース	人口問題研究	80巻3号	pp.326-343	2024
守泉理恵	日本・中国・韓国の少子化の進展とその政策対応に関する国際比較	人口問題研究	80巻2号	pp.227-257	2024
菅桂太・小池司朗・藤井多希子・小山泰代・貴志匡博・久井情在・中川雅貴・大泉嶺・井上希・山内昌和・鎌田健司	団塊世代、団塊ジュニア世代、団塊孫世代の三世代にわたる地域人口分布の変化と特徴	Estrela	366号	pp.2-21	2024
小池司朗・菅桂太・藤井多希子・小山泰代・貴志匡博・久井情在・中川雅貴・大泉嶺・井上希・西岡八郎・江崎雄治・山内昌和・丸山洋平	地域人口の将来見通し：日本の地域別将来推計人口(令和5年推計)より	厚生の指標	71巻6号	pp.34-41	2024
小池司朗・藤井多希子・小山泰代・菅桂太・清水昌人・中川雅貴・大泉嶺・貴志匡博・久井情在・鈴木透・西岡八郎・石井太・山内昌和	日本の世帯数の将来推計（全国推計）（令和6（2024）年推計）—令和2（2020）～32（2050）年—	人口問題研究	80巻2号	pp.258-292	2024

藤井多希子・小池司朗・小山泰代・菅桂太・清水昌人・中川雅貴・大泉嶺・貴志匡博・久井情在	世帯の将来見通し：日本の世帯数の将来推計(全国推計)(令和6(2024)年推計)より	厚生指標	71巻14号	pp.31-37	2024
小池司朗・小山泰代・藤井多希子・菅桂太・清水昌人・中川雅貴・大泉嶺・貴志匡博・久井情在・鈴木透・西岡八郎・石井太・山内昌和	日本の世帯数の将来推計(都道府県別推計) 令和6(2024)年推計—令和2(2020)～32(2050)年—	人口問題研究	81巻1号	pp.85-99	2025
吉田航(研究協力者)	結婚・出産がもたらす女性内賃金格差の規定要因—働き方の分布と報酬による要因分解—	人口問題研究	80巻2号	pp.205-226	2024

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6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。

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6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。

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6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 副所長
- （氏名・フリガナ）小島 克久（コジマ カツヒサ）

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3）	☐ 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。

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6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。

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6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6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。

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6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6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。