

人口問題研究

Journal of Population Problems

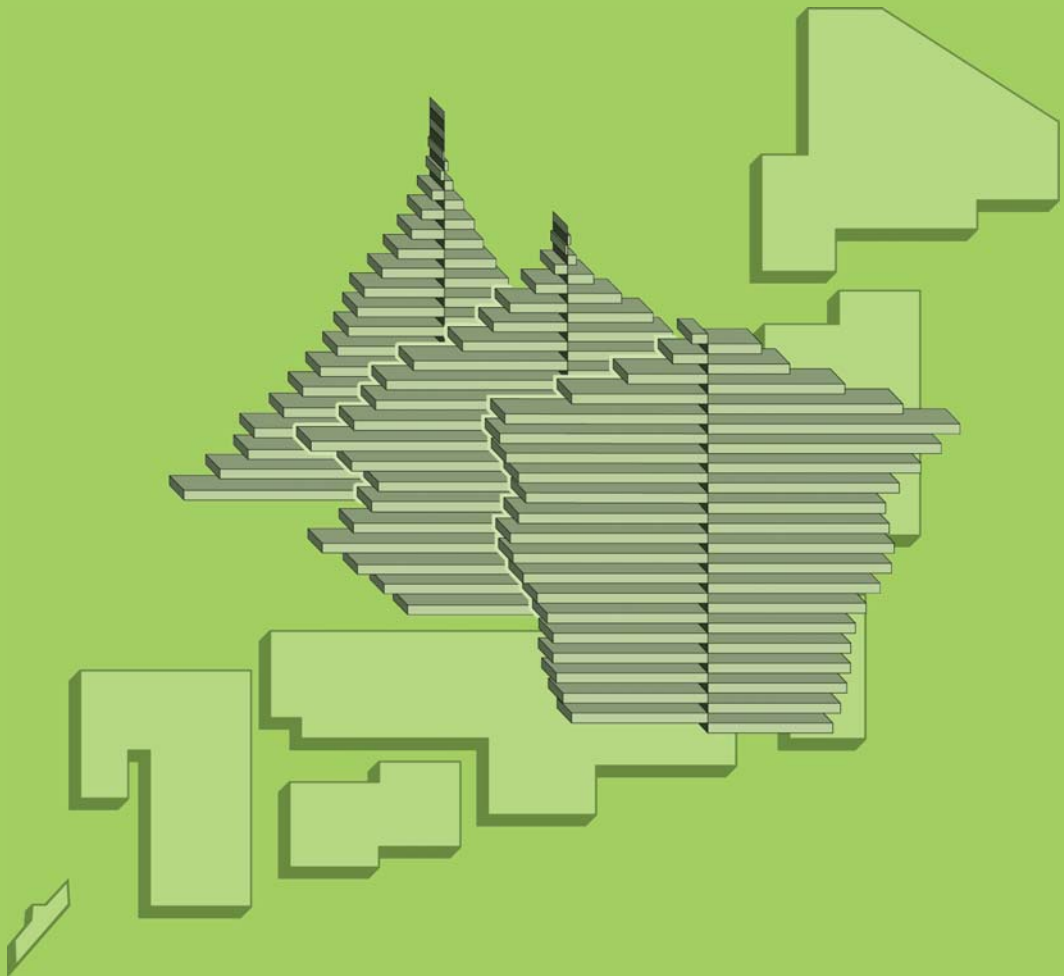
第79巻第4号 2023年

特集Ⅰ：日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究

特集Ⅱ：第8回世帯動態調査（その2）

特集Ⅲ：国際的な視点から見たジェンダー研究の展開（その2）

特集Ⅳ：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究（その3）



国立社会保障・人口問題研究所

『人口問題研究』編集規程

I. 編集方針

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

II. 発行回数および発行形態

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

III. 執筆者

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

IV. 査読制度

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

V. 著作権

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

2013年2月

人口問題研究

第79巻第4号(2023年12月)

特集Ⅰ：日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究

- 特集によせて……………林 玲子・235～236
日中韓の介護制度の多様性の背景と今後の制度展開の方向の検討
……………小島克久・237～255
少子高齢化社会における公的年金制度－日中韓の比較－
……………佐藤 格・256～279
日中韓少子高齢化施策の推移と実態－比較の視座から－
……………林 玲子・280～304

特集Ⅱ：第8回世帯動態調査（その2）

- 単独世帯・夫婦のみの世帯に住む高齢者の世帯変動－介護保険
サービスの供給量と住居移動との関連……………清水昌人・305～330

特集Ⅲ：国際的な視点から見たジェンダー研究の展開（その2）

- 労働市場でスキルはどう評価され男女格差に関連するか？
－性別・学歴・スキル・職業からみた労働市場の構造比較－
……………鈴木恭子・331～359
高学歴女性の出生に関する国際比較分析：両性合計出生率による
ジェンダー公平仮説の検証……………福田節也・360～380

特集Ⅳ：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究（その3）

- 都道府県別の満年齢別・死亡年別死亡数を出生年別に分割する
モデル開発に関する研究……………堀口侑・石井太・381～400

研究論文

- 都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950～2020年
(2) 期間別分解と年齢別人口の分析結果
……………鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和・401～423

統計

- 全国人口の再生産に関する主要指標：2022年……………別府志海・424～439
都道府県別標準化人口動態率：2022年……………別府志海、佐々井司・440～446
都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および
合計特殊出生率：2022年……………別府志海、佐々井司・447～454

書評・紹介

- 山崎 史郎 著
人口戦略法案－人口減少を止める方策はあるのか（貴志匡博）・455～456

研究活動報告

- ……………457～462
第75回数理社会学会大会－数学を用いる生物学－第33回日本家族社会
学会大会－2023年日本数理生物学会年会－オックスフォード滞
在と英国人口学会への参加－日本地理学会2023年秋季学術大会－日本
経済学会2023年秋季大会－日本人口学会2022年度第1回東日本地域部
会－第82回日本人口学会九州地域部会－第96回日本社会学会大会－
南部アメリカ人口学会（Southern Demographic Association）年
次大会

第79巻総目次

- ……………463～464

Special Issue I: Research on the situation and responses to the low fertility and ageing in China, Japan and Korea

- IntroductionHAYASHI Reiko•235-236
- Consideration of the Background of Long-term Care System Diversity and its Possible Future Development Direction under Rapid Population Ageing in Japan, China, and South KoreaKOJIMA Katsuhisa•237-255
- Public Pension Systems in an Ageing Society with Low Fertility:
A Comparison of Japan, China, and KoreaSATO Itaru•256-279
- Policy Trends and Situation of Low Fertility and Population Ageing in Japan, China, and South Korea: A Comparative Perspective
.....HAYASHI Reiko•280-304

Special Issue II: The 8th National Survey on Household Changes (Part2)

- Older Adults' Household Changes: An Analysis of Their Association with Local Care Services and Residential Relocation
.....SHIMIZU Masato•305-330

Special Issue III: Gender Studies in International Perspective (Part2)

- How Are Skills Valued in the Labour Market and Related to Gender Inequality?
- A Comparison of Labor Market Structure in Terms of Gender, Education, Skills, and Occupation.SUZUKI Kyoko•331-359
- A Comparative Study of Fertility of Highly Educated Women: An Examination of The Gender Equity Hypotheses Using The Two-sex TFR
.....FUKUDA Setsuya•360-380

Special Issue IV: Comprehensive Research from a Demographic View point on the Longevity Revolution (Part3)

- Study for a Model Splitting Death Counts by Age and Time into Designating by Birth CohortHORIGUCHI Yu and ISHII Futoshi•381-400

Article

- Demographic Decomposition of Population Growth Rates by Prefectures in Japan: 1950-2020
(2) Decomposition by Time Period and Analysis of Population by Age GroupsKAMATA Kenji, KOIKE Shiro, SUGA Keita and YAMAUCHI Masakazu•401-423

Statistics

- Population Reproduction Rates for All Japan: 2022
.....BEPPU Motomi•424-439
- Standardized Vital Rates by Prefecture: 2022
.....BEPPU Motomi and SASAI Tsukasa•440-446
- Age-Specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Japanese Females by Prefecture: 2022BEPPU Motomi and SASAI Tsukasa•447-454

Book Review

- YAMASAKI Shiro "Jinko Senryaku Hōan" (KISHI Masahiro)•455-456

Miscellaneous News

特 集 I

日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究

特集によせて

林 玲 子

本特集は、2020(令和2)年から2022(令和4)年度まで3年間かけて実施した、「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」の成果をとりまとめたものである。研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金(地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業)を受けて実施された。社人研ではこれまで、アジア、とりわけ東アジアにおける少子高齢化に関する研究を継続的に実施してきた。その皮切りは2002(平成14)年度に開始した「韓国、台湾、シンガポール等における少子化と少子化対策に関する研究」であるが、アジア新興国がNIESと呼ばれていた当時、韓国、台湾、シンガポールの合計特殊出生率は日本と同程度であり、中国は一人っ子政策を堅持、日本も人口減少はまだ始まっておらず、日中韓揃って人口減少社会となった現在とは隔世の感がある。そのプロジェクト以降、社人研のアジア研究は、東アジアの働き方(平成16~20年度)、家族政策(平成21~23年度)、高齢化・介護政策(平成24~26年度)と続き、さらに2015(平成27)年度よりASEAN諸国にも対象を広げ、人口移動(平成27~29年度)、人口統計システム(平成30~令和元年度)といった内容を取り扱った。それらを受けた本研究は、社人研の人口分野と社会保障分野を融合する形で、少子高齢化に関する施策を広義の人口政策ととらえ、出生、死亡、移動に関わる施策の日中韓比較を行う、という枠組みを取った。出生に関わる施策は少子化対策はもとより、出産サービスや住宅対策、死亡に関しては健康・高齢化対策としての医療・介護・年金制度、移動に関しては国内・国際移動に関する施策を取り上げ、それぞれを専門とする所内外研究者が分野を超えて交流した。

国際的な研究は出張による情報収集・意見交換が基本となるが、本研究の実施期間は丁度、新型コロナウイルス感染症の流行と重なっており、2020年のプロジェクト開始当時は途方に暮れたものである。しかしながら、オンライン会議システムが導入され、慣れてくると、逆にその利便性が実感されるようになった。コロナ以前は会議は対面であり、子育て最中の海外出張が難しい研究者者に関与してもらうことは難しかったが、オンライン会議では日本にいながら研究交流に参加できる。また同時通訳を「ワンクリック」で組み入れることができ、日本語、韓国語、中国語の壁が低くなった。現時点では、自動音声認識・翻訳はまだ実用的ではなく、通訳者を通じた方法をとる必要はあるが、オンライン翻訳アプリと合わせ、さながら「ほんやくこんにゃく」のように言語の自動通訳・翻訳は今後進

化が進むと考えられ、コロナを契機に国際的な研究環境は大きく変革したと実感する。この研究プロジェクトでは3年の間に、韓国・中国在住の研究者をつなぎ、合計15回の講演会、ワークショップを行った。今後はコロナ5類移行で可能になった対面での交流を要所で行いながら、これらの会議で培った日中韓研究者ネットワークを維持・拡張することが求められよう。

特集第1回目である本号は、小島克久 情報調査分析部長による日中韓の介護制度比較と展望、佐藤格 社会保障基礎理論研究部第1室長による公的年金制度の日中韓比較と将来予測に関する論文を収録している。それらに続く拙稿は、日中韓の少子高齢化施策を、少子化に至る前の韓国・中国の主要な人口政策であった家族計画政策も含め、三か国の施策の推移と実態について論述したものである。次号以降は少子化対策、出産サービス、育児・介護時間などに関する論文の刊行を予定している。

研究プロジェクトの実施期間に作成した報告書類はすべて厚労科研データベースおよび社人研レポジトリに pdf 形式で掲載し、ダウンロードが可能である。幅広い読者諸兄姉からのご意見をお待ちしている。

特集 I : 日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究

日中韓の介護制度の多様性の背景と 今後の制度展開の方向の検討

小 島 克 久

急速な高齢化が進む東アジアでは、介護制度の構築は重要な政策課題となっている。東アジアの日本、韓国、中国で実際に構築されている介護制度には多様性がある。一方で、社会保険方式の採用などで共通点も見られたり、介護サービスの提供、地域密着の仕組みなどで日本を参考にしたりすることも多い。本稿では、そうした日中韓の介護制度の多様性を、制度構成要素から分析した。その結果、①財政方式など選択肢が限られる部分では共通点が高い、②利用できる介護サービスなどの、各国の実情を反映している、独自の制度内容の決定の余地が大きい部分では、相違点が出やすいことを明らかにした。こうした共通点や相違点が混合することが、日中韓の介護制度の多様性の背景であることを明らかにし、今後の人口高齢化の下であり得る介護制度展開の方向についても考察した。

キーワード：高齢化、高齢化対策、介護制度、東アジア

I. はじめに

東アジアの日本、韓国、中国では今後も高齢化が進むことが見通されており、介護制度の構築はこれらの国々に共通する政策課題である。例えば、わが国では、高齢者福祉の歴史は長いが、2000年に介護保険を実施し、介護サービス利用が大きく広がった。現在は「地域包括ケアシステム」の構築を目指し、より地域に密着し、かつ持続性のある高齢者介護制度の構築を目指している。韓国では2008年に老人長期療養保険（介護保険）が実施された。日本の介護保険を参考にしつつ、韓国独自の制度内容となっている。中国でも「介護保険パイロット事業」が実施されている。

日中韓の介護制度は、共通点がある一方で、相違点も多い。例えば共通点として、介護制度に社会保険方式を採用していること、居宅、施設ケアなどの多様な介護サービスを提供していることを挙げることができる。一方で、保険者（制度運営者）、医療制度との関係、現金給付の有無などでは、日中韓に大きな相違がある。つまり、日中韓の介護制度には、共通点と相違点が伴う「多様性」があるといえる。こうした多様性が生じる背景の検討は、日中韓が今後直面する高齢化への対応に関する知見を得ることができる。

このような問題意識のもと、本稿では日本、韓国、中国の介護制度の多様性とその背景

を現在の制度内容から検討する。そして、人口高齢化の下で展開し得る介護制度構築の方向についても考察する¹⁾。なお、介護制度の多様性はその発展の経緯からの分析も重要であるが、介護制度を含む日中韓の高齢化対策の経緯は本特集の林論文に譲る。

II. 日中韓の介護制度に関する先行研究

そもそも、諸外国の介護制度、特に国際比較研究の歴史は短い。三富（2010）によればその蓄積の開始は1990年代末からとされている。例えば、足立（1998）では、世界の主要国の介護制度を取り上げているが、アジアからは日本にとどまる。鬼塚（2002）では、世界の主要13か国の介護政策を取り上げており、ここでは日本、韓国、中国が含まれている。増田（2014）では、世界各国・地域の介護制度を取り上げ、アジアからは日本、韓国、中国、台湾、シンガポールを取り上げている。さらに、健保連（2020）では、公的介護制度に関する国際比較調査として、ドイツ、フランス、オランダ、韓国、日本を取り上げている。これらの研究では、世界の中で日本や韓国などの介護制度を取り上げている。

東アジアの各国・地域の介護制度を取り上げた先行研究として、韓国では金（2009）が当時実施された韓国の介護保険である老人長期療養保険を取り上げている。金・金・前橋（2013）では、高齢者対策としての医療、介護制度を取り上げている。株本（2017）では、韓国の高齢者ケアとして、医療と介護の連携に焦点を置いている。金・大泉・松江（2017）では、アジアの高齢者の生活保障という視点から、韓国を中心に介護を含む福祉などを取り上げている。また、金（2023）では韓国の介護保険や、地域密着の介護システムや認知諸対策などを取り上げている。

中国の介護制度についても近年研究の蓄積が進んでいる。例えば、沈（2016）は、中国の介護保険パイロット事業実施の背景について、政策立案の面から分析している。郭（2018）は、中国の介護サービス提供システムの多様さを指摘した上で、日本の経験も踏まえた中国の介護保険の全国実施可能性を論じている。袁（2019）は、15か所の介護保険パイロット事業実施都市の事業内容を概観している。片山（2019）も、中国の介護保険パイロット事業の課題として財源確保に注目した分析を行っている。また、包（2020）は、法制度の整備、人材確保などの介護制度の課題について論じている。万・小島（2022）でも、29か所で実施の介護保険パイロット事業の内容を整理したうえで、全国的な介護保険実施の条件を検討している。

このように、日中韓の介護制度に関する研究は蓄積されつつあるが、日中韓を含む東アジア全体を見通すものは少ない²⁾。例えば、西下（2022）では、日本、韓国、台湾の介護システム、特にケアマネジメントに着目している。増田・小島・李（2021）では、東アジ

1) 本稿では、その特集の趣旨から、日本、韓国、中国の介護制度を取り上げる。少子高齢化が顕著でかつ近年介護制度を整備している台湾についても言及する場合がある。

2) 台湾について、本文で挙げた西下（2022）の他、介護制度そのものについては、小島（2015）、小島（2018）、小島（2019）を参照。

アの社会保障制度の中で、介護制度の概要をまとめている。しかし、東アジアとりわけ日中韓の介護制度の共通点や相違点やその背景の詳細な分析は少ない。

このような問題意識から、本稿では日中韓の介護制度の多様性の詳細と今後の課題をとりあげることとした。

Ⅲ. 日中韓の介護制度比較の進め方

介護制度は医療制度と同様に、大まかに言えば財源確保、サービス提供の2つの制度構成要素がある。それぞれの要素がさらに詳細な制度構成要素を持つ。たとえば、サービス提供では、介護サービスを提供する組織、これを支える従事者、介護サービス提供の管理に関わるケアマネジメントなどがある。介護制度の国際比較は、その制度構成要素を細かく分けて、各国・地域の制度内容を整理することで、可能になる。そこで、本稿の土台となった研究事業（厚生労働科研「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」³⁾）では、研究事業期間中に以下のようにこれを進めた。

まず、この厚生労働科研の分担研究者であった筆者は、東アジア（日本、韓国、台湾、中国）の介護制度を各国・地域の資料などから把握する一方、その制度比較のための制度構成要素分類の方法の検討を行った。検討にあたっては、EUの社会保障に関する制度データベースである MISSOC (The EU's Mutual Information System on Social Protection) の分類を参考にした⁴⁾。このデータベースでは、EU加盟国の医療、年金、介護、子育て支援などの社会保障政策について、詳細に情報を整備している。最上位の分類として、法制度、制度の基本的な考え方、カバーされるリスク、対象者、受給条件、サービス提供などの組織、給付、給付の改定、他制度との給付調整、給付への課税の10種類を設定している。これをもとに、医療との関係などの本研究で必要と思われる独自項目も加える形で東アジアの介護制度の制度構成要素の分類を検討した⁵⁾。

次に研究班全体として、日本、韓国、中国の少子高齢化施策要素表の検討を行った。具体的には、少子化・介護・年金の分野について、それぞれの施策を構成する要素を決め、それぞれに日本、韓国、中国の施策をまとめていくものである。要素表の検討にあたっては、各国資料などをもとに原案を作成して、研究班でワークショップを開催して具体的な検討を行った。介護分野については、制度概要、財源、保険者、給付費（介護制度の規模）、被保険者、受給者、サービス内容、サービス事業者、介護従事者、インフォーマル介護者（どのような人がインフォーマル介護者か）、家族介護者（公的支援策など）、要介護認定、ケアマネジメント・ケアプラン、その他関連事項（医療との連携、地域密着、介護の質評

3) この研究事業の概要は以下を参照。

国立社会保障・人口問題研究所 web サイト「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」

<https://www.ipss.go.jp/projects/j/CJK/index.asp>, 最終年度（令和4年度）の報告書は社人研リポジトリ

<https://doi.org/10.50870/00000587> で公開されている。（2023年9月28日最終確認）

4) MISSOCの詳細は小島（2016）を参照。

5) その検討の詳細は小島（2022）を参照。

価、ICTの活用、従事者の安全対策)の14の要素である。要素表は介護制度だけで8ページにわたるため、本稿では、これを要約した表をもとに日中韓の介護制度の共通点や相違点を検討する⁶⁾。

IV. 日中韓の介護制度の多様性

1. 制度概要

日中韓の介護制度の概要をまとめたものが表1である。この表では、わが国に加えて、韓国、中国の介護制度のイメージの他、制度の主な内容をまとめた。この表をもとに日中韓の介護制度を概観することで、本稿での分析の出発点とした⁷⁾。

まず日本の介護保険は、65歳以上の第1号被保険者と40～64歳の第2号被保険者が存在する。つまり、40歳以上の者を対象とした制度である。しかし、主な給付対象者は色の濃い第1号被保険者であり、色の薄い第2号被保険者は、加齢による疾病、末期がんなどの条件に該当する場合に限られる。介護制度の経緯として、1963年の老人福祉法の制定(老人福祉分野が独立した政策分野となる)、1970年代の介護施設の整備、1898年のゴールドプランの制定、実施などを経ている。つまり、わが国の介護制度は、長い歴史を持ち、高齢者を主な対象とした、社会保険方式による制度である。実際に受給者数を見ると、2021年で約638万人が介護保険からの給付を受けており、65歳以上の者では約18%が介護保険の受給者である。その経費である介護給付を表1の規模(給付費)で見ると、2021年度で約11兆円(自己負担を含む)となっている。

次に韓国は介護制度で日本に後続する国である。1981年に老人福祉法が実施され、2008年に老人長期療養保険(介護保険)が実施されている。韓国の介護制度は、わが国と同じ社会保険方式の制度である。給付の対象者が高齢者を中心である点も共通するが、大きな違いは被保険者となる者の範囲が日本よりも広く、0歳からとなっている。これは、韓国の医療保険である国民健康保険の加入者をそのまま老人長期療養保険の加入者としたためである。よって、韓国の介護制度は医療保険活用型の制度である。受給者数を見ると、2021年で約89.9万人が介護保険からの給付を受けており、65歳以上の者の約10.7%が受給者であり、わが国よりおよそ7%ポイント少ない。制度の規模(給付費)も、2021年度で約11.1兆ウォンであるが、日本円換算では約1.2兆円である。

中国は、介護制度構築を目指している後発の国である。2016年に介護保険パイロット事業が15カ所の都市で開始され、2020年には14カ所が追加実施される形で、パイロット事業が拡大された。制度内容は都市により異なるが、都市従業員基本医療保険、都市・農村住民基本医療保険を活用した仕組みとなっている都市が多い。保険料と公費を財源としてい

6) 日中韓の高齢化施策要素表の原本(本稿ではweb appendixに相当するものとして扱う)は以下を参照。厚生労働行政推進調査事業費補助金(地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業)『日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究』令和4年度報告書 日中韓少子高齢化施策要素表(日本語版) <https://ipss.repo.nii.ac.jp/records/614> (2023年9月28日最終確認)

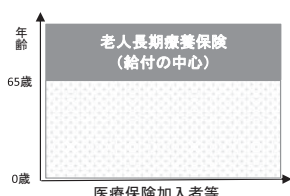
7) 東アジアの介護制度の概要は、増田・小島・李(2021)で触れている。

る点は多くの地域で共通している。一方で要介護認定などは地域による差がある。このように地域の多様性を内包する形で、社会保険方式での制度構築を目指しているのが中国である⁸⁾。この介護保険パイロット事業のもとでの2022年度の受給者数と支出を国家医疗保障局の資料で見ると、受給者数は約120.8万人、支出は104.4億元（約2,090億円）となっている。

この表にはないが、急速な高齢化が進む台湾にも言及しておく。台湾が現在実施している介護制度は「長期照顧十年計画2.0」に基づく制度である。2017年から実施のこの制度は、税財源で運営され、給付対象者は高齢者の他、65歳未満の障害者、50～64歳の認知症患者、55～64歳の原住民族で介護を必要とする者も含まれている。また、「外籍看護工」と呼ばれる外国人介護労働者の家庭での雇用が多い⁹⁾。

このように日中韓の介護制度をごく簡単なイメージで見ただけでも多様性を伺うことができる。

表1 日中韓の介護制度のイメージ

項目	日本	韓国	中国
制度名	介護保険	老人長期療養保険	介護保険パイロット事業(29都市)
制度イメージ	40歳以上を対象者とした制度 	全国民を対象者(給付は高齢者中心) 	29都市で介護保険パイロット(試行)事業(2023年現在) <ul style="list-style-type: none"> ・パイロット事業の詳細は都市により異なる ・都市従業員基本医療保険、都市・農村住民基本医療保険を活用した仕組み
主な沿革	1963年 老人福祉法 1970年代 介護施設の整備 1989年 ゴールドプラン 1994年 新ゴールドプラン 2000年 介護保険	1981年 老人福祉法 2008年 老人長期療養保険	2016年 介護保険パイロット(試行)事業 2020年 同事業拡大
制度の主な特徴	<ul style="list-style-type: none"> ・社会保険方式(市区町村を被保険者) ・65歳以上、40～64歳の住民を被保険者 ・保険料(50%)と公費(50%)を財源 ・要介護認定などを経て介護サービス(居宅、通所、施設)提供 ・現金給付は行わない ・外国人介護労働者を受け入れ 	<ul style="list-style-type: none"> ・社会保険方式(国民健康保険団体を被保険者) ・医療保険加入者が被保険者 ・保険料と公費(介護費用見込みの20%)を財源 ・要介護認定などを経て介護サービス提供(居宅、通所、施設) ・条件付きで現金給付あり 	<ul style="list-style-type: none"> ・社会保険方式(都市従業員基本医療保険を活用) ・都市従業員基本医療保険加入者などが被保険者 ・保険料と公費を財源 ・要介護認定などは地域により異なる
規模(受給者)	6,381,700人(2021年介護給付費等実態統計) ※65歳以上人口(36,213千人)に占める割合は18%	受給者899,113人(2021年老人長期療養保険統計) ※65歳以上人口(8,913千人)に占める割合は10.7%	受給者120.8万人(2022年、2022年全国医疗保障事业发展统计公报)
規模(給付費)	11兆291兆円(2021年介護給付費等実態統計)自己負担を含む	11兆1,146億ウォン(約1.2兆円、2021年老人長期療養保険統計)	介護保険基金からの支出は104.4億元(約2,090億円、2022年、2022年全国医疗保障事业发展统计公报)

出所：小島克久「東アジアにおける高齢者介護制度の構築段階と日本の経験の伝搬に関する研究(平成28～令和元年度)について」『社会保障研究』第16号所収の図を、厚生労働科研(課題番号20BA2001)『令和2～4年度 総合研究報告書』所収の「日中韓少子高齢化施策要素表」の内容を加筆の上で引用。なお、中国は国家医疗保障局『关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见』医保发〔2020〕37号(2020.9)、万・小島(2022)、国家医疗保障局『2022年全国医疗保障事业发展统计公报』を参照。

注：規模(給付費)の邦貨換算は、日本銀行「基準外国為替相場及び裁定外国為替相場(令和5年8月中において適用)」による。

8) 中国の介護保険モデル事業の現状と実施都市の詳細な分析は、万・小島(2022)参照。

9) 前掲2のうち、小島(2015)、小島(2018)、小島(2019)を参照。

2. 日中韓の介護制度の構成要素—共通点と相違点—

次に、日中韓の介護制度について、その構成要素から詳細な検討を行う。具体的には、表2で日中韓の介護制度の内容を、制度概要、財源、受給者、サービス内容などの制度構成要素別にまとめている。この表は、原票となるⅢで述べた介護制度の構成要素表をもとにしている¹⁰⁾。この表2をもとに、日中韓の介護制度の共通点、相違点の有無を検討することができる。

(1) 制度概要・保険者

まず「制度概要」では、介護制度を規定する法制度、適用される地理的範囲をまとめた。日本では介護保険法が全国に適用され、市町村が保険者として運営している。韓国では、韓国では老人長期療養保険法という介護保険の法律があり、これが全国に適用されている。保険者は国民健康保険公団という医療保険の保険者である。中国では老人權益保護法¹¹⁾や地方政府の条例で介護制度が形成されている。その中で、介護保険はパイロット事業として29カ所の地域で実施されている。ここは日中韓の介護制度の基礎情報であるが、社会保険方式を採用する点では共通点が見られる。

(2) 財源

日中韓の共通点として介護保険の実施、つまり財政方式として社会保険方式を採用していることがある。日本の介護保険でも、財源は介護保険料（以下、保険料）だけでなく、税財源や自己負担もある。韓国や中国でも同様に、介護保険料に加えて、税財源からの補助や自己負担がある。

表2の「財源」から保険料について見ると、日本では、後述の第1号被保険者（65歳以上）、第2号被保険者（40～64歳）に対して、収入や賃金に応じて保険料を徴収している。前者の全国平均は月額で6,014円、後者は賃金の1.64%となっている。韓国では、医療保険料の12.81%を保険料として徴収しており、賃金の0.91%に相当する。中国では所得に基づく、医療保険料の一定割合など、パイロット事業実施都市により異なる¹²⁾。

税財源からの補助も日中韓それぞれで仕組みがある。日本では自己負担を除く介護費用の50%を税財源から補助する。その内訳として、国が25%、都道府県が12.5%、市区町村が12.5%の割合で補助する（原則）。韓国では介護保険保険料の予想収入額の20%、医療扶助（日本の生活保護の医療扶助に相当）受給者の給付費、管理運営費の100%を政府が補助する。ただし、中国では税財源からの補助はパイロット事業実施都市により異なる¹³⁾。

自己負担の仕組みも日中韓にある。日本では原則として介護費用の10%（高所得高齢者は20%、30%もある）を利用者が負担する。韓国では居宅サービスが15%、施設サービスが20%の自己負担割合となっているが、低所得者には減免がある。中国でも自己負担が設定されているが、その割合は15～20%とパイロット事業実施都市により異なる¹⁴⁾。

10) 本稿では、日中韓の介護制度の共通点、相違点のまとめのしやすさの関係で、表2の制度構成要素の項目の順序が原本のそれと若干異なる。用語の使い方などは原票に準じた。

11) 同法の基本的な解説は余（2023）参照。

12) 例えば荊門市では、前年度の住民可処分所得の0.4%の保険料率である（万・小島（2022））。

13) 例えば荊門市では、自己負担を含む介護費用の8分の3を税財源から補助する（万・小島（2022））。

14) 例えば青島市では、都市部従業員の個人負担は10%である（万・小島（2022））。

このように、詳細な点での違いはあるが、財源として保険料、税財源、自己負担の構成になっている点は、日中韓で共通している。介護制度が社会保険方式であることで、財源の面でも共通点が見られることがわかる。

表 2 日中韓の介護制度の要素表

制度構成要素		日本	韓国	中国
制度概要	法	介護保険法	老人長期療養保険法	老人權益保護法および地方政府の条例
	地理的範囲	全国	全国	中国の29地域
	制度運営	市町村が保険者として運営、国や都道府県はこれを支援	韓国国民健康保険公団(医療保険の保険者)が運営、国や自治体が支援	省市政府が運営(民間委託もあり得る)
財源	保険者	市区町村	国民健康保険公団	試行事業が展開される市(運営を保険会社など企業に委託する場合もある)
	原則	社会保険方式	社会保険方式	社会保険方式
	税財源補助	あり(自己負担を除く介護費用の50%＝国税25%、都道府県12.5%、市区町村12.5%)	あり(長期療養保険料の予想収入額の20%+医療扶助受給権者の給付費用・管理運営費100%等)	地域により異なる
	保険料率	1号被保険者(65歳以上)は収入に応じて9段階の保険料(全国平均6,014円/月)、2号被保険者(40～64歳)は標準報酬(賃金)の1.64%	医療保険料(2023年で賃金の7.09%、労使折半)の12.81%(給与の0.91%相当)	所得に基づく、医療保険料の一定割合など
受給者	自己負担	あり(定率:原則10%、高所得高齢者は20%、30%)	あり(定率:居宅15%、施設20%、低所得者には減免あり)	地域により異なる(15-20%くらい)
	被保険者	住民基本台帳登録者で、①65歳以上(第1号被保険者)、②40～64歳の者(第2号被保険者)	医療保険加入者(全年齢)および医療扶助受給権者	都市従業員基本医療保険加入者および一部地域では都市・農村住民基本医療保険加入者も対象
	対象	①は要介護(要支援)の認定を受けた者、②はその状態が特定疾病(末期がんや脳筋リウマチ等の老化による病気が原因のもの)によって生じた場合	加入者で、65歳以上若しくは老人性疾患者(64歳未満)の中で要介護認定を受けた者	60歳以上の要介護(要支援)の認定を受けた者で、重度がメイン
	認定基準	心身の状態の喪失度(樹形図モデル)	心身の状態の喪失度(樹形図モデル)	地域により異なる
要介護認定	実施者	介護認定審査会を保険者におく	介護認定審査会は自治体におく	
	要介護の段階等級	7段階(要支援1～2、要介護1～5)	6段階(認知支援等級、5等級～1等級)比較的中度から重度まで	
	有効期間	あり(6か月、原則)	あり(最低1年6ヶ月から最大4年6ヶ月まで(更新申請の場合))	
ケアマネジメント・ケアプラン	ケアマネジメント	あり(ケアプランを作成)	あり(個人別長期療養利用計画書、給付提供計画書)	
	ケアプラン作成者	居宅介護支援事業者(ケアマネージャー)	個人別長期療養利用計画書は保険者、給付提供計画書は介護事業者	例:上海市は介護保険としてはなし
	ケアプラン法的拘束力	あり	あり	

(3) 被保険者

保険料を負担したり、介護サービスを利用したりする被保険者では、日中韓で少し違いがみられる。日本では、住民基本台帳に登録された者で、65歳以上の者を第1号被保険者、40～64歳の者を第2号被保険者とする。「住民」であることを基礎にして、市区町村が保

表2 日中韓の介護制度の要素表(続)

制度構成要素		日本	韓国	中国
サービス内容	サービスの種類	施設、通所(デイサービス・ショートステイ)、居宅	施設、居宅、通所(デイサービス、ショートステイ)、認知活動型訪問療養、特別現金給付(家族療養費)	施設、居宅など地域により異なる。ほとんどの地域は施設を志向
	その他のサービス	福祉用具、住宅改修、移送	福祉用具(居宅給付)、住宅改修・移送	一部の地域で福祉用具
	利用限度枠設定の有無	あり	要介護度別にあり	地域により異なる
	介護報酬体系	あり	あり	サービス利用料を施設が決定し、補助額を自治体が決める
サービス事業者	組織形態	公営および民営(非営利、営利)組織	公営および民営(非営利、営利)組織、個人	公営および民営(非営利、営利)組織
	公的な認定制度	あり(指定事業者)	あり(指定事業者)	あり(指定事業者)
介護従事者	事業者の選択	事業者を選択できる	事業者を選択できる	事業者を選択できる
	資格名称	介護福祉士、社会福祉士、初任者研修修了者(介護ヘルパー)、介護支援専門員(ケアマネージャー)、医師、看護師など	介護福祉士、療養保護士(介護ヘルパー)、医師、看護師など	国家レベルの資格認定が廃止
	外国人従事者	あり(特定活動(EPA)、介護、技能実習、特定技能、(特別)永住者、日本人(永住者)の配偶者等、定住者)	看病人(中国朝鮮族など)	皆無に近い
家族介護者	現金給付	現金給付は行わない	介護サービスが利用できない山間部等に居住などの条件付きで、家族療養費を要介護高齢者に支給。	一部地域で実施
	公的支援	介護休暇・休業制度、介護相談(地域包括支援センターの任意事業)	家族を介護する療養保護士(介護事業所に所属)に条件付きで俸給が支給、自治体・公団の介護相談センターがある。介護休暇は一部自治体でモデル事業が実施	試行事業あり
その他関連事項	家族介護者研修	自治体の任意事業	国民健康保健公団支社の特別事業	研修あり
	医療との連携	あり(積極的に推進)	医療・療養・介護などの統合型体制を導入予定(2023年モデル事業、2025年導入予定)	医養結合を積極的に推進
	地域密着	地域包括ケアシステムの構築(医療、介護、福祉等の連携)	コミュニケーションのモデル事業を実施	模索中
	介護の質評価	複数の評価方法(第三者評価、自己評価、情報公開など)	保険者の基準による評価制度(インセンティブつき)	なし
	ICTの活用	ICT機器、介護ソフトウェア導入の推進、介護ロボット開発、利用促進、介護レセプトと医療レセプトとの連携など	社会保障情報システムによる情報連携(保健福祉部下の韓国社会保険情報院において至国民の社会保障と社会福祉、保健医療に関する情報を統合して運営するシステム)	家庭病床、緊急ベルなど Smart 養老実行事業

出所:厚生労働科研(課題番号20BAY2001)『令和2～4年度 総合研究報告書』所収の「日中韓少子高齢化施策要素表」による。内容の要約の上で作成。中国の下線部は方・小島(2022)による補定。

注:制度の構成要素の並び、用字用語は、「日中韓少子高齢化施策要素表」による。

険者となる「地域保険型」という性格が表れている。韓国では医療保険加入者および医療扶助受給者となっており、年齢の条件はない。医療保険に関わった被保険者の条件となっており、「医療制度活用型」という性格が表れている。中国では、被保険者の範囲はパイロット事業実施都市により異なるが、すべての都市で都市従業員基本医療保険加入者を対象としている。一部の都市では、都市・農村住民基本医療保険加入者も対象としている。中国では居住地（都市か農村か）、職業（雇用されているか否か）で加入する医療保険の種類が異なる。都市の雇用者の医療保険を柱にした、「医療保険活用型」という性格が現れている。

このように、被保険者の範囲では日本の「地域保険型」、韓国、中国は「医療保険活用型」の性格があり、この点では相違点が見られる。

(4) 受給者・要介護認定・ケアプラン

介護保険からのサービス利用には、受給者の範囲、要介護認定や介護サービス提供や利用の仕組みであるケアプランが重要となる。日中韓でそれぞれの仕組みとなっており、項目によっては、相違点の方が顕著である。

まず介護サービスの利用者である「受給者」の範囲は、日中韓すべてで高齢者が中心であり、ここは共通点となる。日本では、第1号被保険者は要介護（要支援）認定を受けた者が受給者の中心である。第2号被保険者の場合、要介護の状態が特定疾病（末期ガン、関節リウマチなどの老化による病気が原因のもの）による場合に限られる。韓国でも、受給者（要介護人認定を者）は65歳以上の者であり、64歳以下の者の場合、老人性疾病患者に限られている。中国では、60歳以上の者で要介護認定を受けた者である。

次に要介護認定は日中韓それぞれに仕組みがある。日本と韓国に共通点がある一方、中国は試験的事業にとどまっている。日本、韓国ともに心身の状態の喪失度（樹形図モデル）をもとに要介護度を判定する。その審査を行う介護認定審査会は、日本では保険者（市町村）、韓国では自治体におかれる。保険者であるか否かの違いはあるが、ともに地方政府で要介護認定を行うことは共通している。ただし、要介護の段階は、日本が7段階（軽い順に要支援1,2および要介護1～5）である一方、韓国は6段階（同、認知症支援等級、5等級～1等級）である。日本が軽度から重度までをカバーするが、韓国は比較的中度から重度までのカバーとなっている。日韓ともに要介護認定の有効期間がある。このように、要介護認定の仕組みには共通点が多いが、その段階、日本は軽度者から対象にする、韓国は比較的中度者から対象とするという対象者の範囲での相違点がある。

そして要介護（支援）と認定された後は、介護サービスの利用計画が必要となる。これが「ケアプラン作成」や「ケアマネジメント」である。その仕組みには日中韓の違いが大きい。日本では介護サービス利用の前にケアプランを作成する必要がある。そのための専門職として介護支援専門員（ケアマネージャー）がいる。ケアプランに従って介護サービスを提供するというケアマネジメントを行う必要がある（法的拘束力あり）。韓国でもケアプランを作成するが、保険者が作成する個人別長期療養利用計画書、介護事業者が作成する給付提供計画書がある。前者は要介護度と利用できるサービスの限度額などを定めた

ものであり、後者は前者に基づく具体的な介護サービス利用計画である。中国では、ケアプラン、ケアマネジメントの仕組みはパイロット事業実施都市により異なり、例えば上海市では、ケアプラン、ケアマネジメントの仕組みは介護保険としては存在しない。このように、ケアマネージャーまで制度化された日本、保険者と介護事業所の二重ケアマネジメントの韓国、制度が固まっていない中国という大きな違いがみられる。

このように、受給者（対象者）、要介護認定、ケアマネジメントで見ると、受給者では高齢者中心という日中韓での共通点の一方、ケアマネジメント・ケアプランでは、日中韓での仕組みの差が見られる。

(5) 利用できる介護サービス・介護報酬

介護保険で利用できるサービスは、日本と韓国では居宅、施設など多様であることが共通する。具体的には、日本、韓国の介護保険ともに、施設、通所（デイサービス、ショートステイなど）、居宅の介護サービスが利用できるほか、福祉用具、住宅改修、移送なども利用できる。ただし、韓国の介護保険では後述するような特別現金給付（家族療養費）があり、ここが大きな違いである。中国でも、居宅、施設など、どのパイロット事業実施都市でも複数のサービスが利用できるが、その状況には都市による違いがある¹⁵⁾。施設を指向する傾向が強い。これらの介護保険からのサービスには無制限で利用できるわけではなく、利用限度枠が設定されている点は各国で共通する。日本と韓国では要介護度別に利用限度枠が設定されている。中国ではパイロット事業実施都市によって異なる。

介護保険から支払われる介護サービスの対価、つまり介護報酬については日本・韓国と中国の間で大きく異なる。日本と韓国では介護保険のもとで介護サービスなどの別に介護報酬が細かく決まっている。ある意味で公定価格の下で、介護事業者は利用者をめぐって競争する「準市場」のような形である。中国では介護サービス利用料は介護事業所が決定し、それに対する補助額を地方政府が決める形であり¹⁶⁾、自由市場的な性格が強い。

(6) 介護サービス提供体制

介護サービスを提供する事業者であるが、日中韓での共通点が多い。日中韓ともに公営と民営（非営利および営利）事業所による介護サービス提供が可能である。公的な認定制度がある一方、利用者には介護事業所の選択が可能である。一方で、その介護事業所を支える従事者には各国での違いがある。日本では、介護福祉士、社会福祉士、初任者研修修了者（介護ヘルパー）、介護支援専門員、医師、看護師など、医療、福祉系のさまざまな人材が、資格（認定）を持った専門職として介護サービスを支えている。韓国でも同様であるが、介護福祉士、介護支援専門員に相当する公的な資格は存在しない。一方で中国では国家レベルでの資格認定が廃止されている。

近年、日本で受け入れが進み始めた外国人介護従事者については、各国での違いが大きい。日本では、特定活動（EPAによるもの）、介護、技能実習、特定技能での在留資格で外国人介護人材を受け入れている。また、日本人の配偶者や永住者などで介護従事者にな

15) 万・小島（2022）による。

16) 例えば、寧波市では介護施設への補助は1日あたり40元の定額である（万・小島（2022））。

る者もいる。韓国では看病人と呼ばれる職種で外国人を受け入れているにとどまる。多くは中国の朝鮮族である。中国では外国人介護従事者は皆無に近い。

このように介護サービス提供体制について、介護人材の面で日中韓の違いが大きい。

(7) 家族介護者支援

介護サービスが充実しても、家族が介護のさまざまな場面で役割を果たすことは多い。介護保険サービスの利用が普及した日本でも在宅の要介護高齢者の主な介護者として、同居の家族が2022年で45.9%を占める¹⁷⁾。そのため、家族介護者への支援は重要であるが、彼らへの支援策でも日中韓の違いが大きい。

日本では、介護保険としての現金給付は行われていない。介護休暇や介護休業制度があり、これに加えて自治体による介護相談、介護者研修などの家族介護者支援が行われている。ただし、自治体の家族介護支援事業は、地域包括支援センターの任意事業であり、事業の内容に地域差があるものと思われる。

韓国では、介護保険に特別現金給付（家族療養費）がある。これは介護サービスが利用できない山間部などに居住している等の条件付きで、家族による介護を受けている要介護高齢者に支給される手当である。条件が厳格であり例外的なものである。その他に、療養保護士（介護ヘルパー）の資格を持つ者が自分の親などを介護する場合に、家族ヘルパーとして介護報酬（給料）が支給される。こちらも介護事業所に所属している、1日当たりの介護時間などの条件がある。地方自治体や国民健康保険公団に介護相談センターが設置されている他、国民健康保険公団による家族介護者研修がある。介護休暇は一部地域でモデル事業が行われている。

中国ではこれらについては試行事業があるにとどまる¹⁸⁾。このように、家族介護者支援策にも各国の違いが大きい。

(8) その他（医療との連携、地域密着など）

日中韓の介護制度の構成要素としてその他の側面をいくつか見てみよう。まず医療との連携の推進は日中韓で共通している。日本では2011年の在宅医療連携拠点事業の開始から積極的に推進している。韓国では、医療・療養・介護などの統合判定体制を導入予定で、療養病院（医療保険）、介護サービス（介護保険）—高齢者オーダーメイド介護サービス（自治体）間の合理的な利用を支援するものである。2023年のモデル事業を経て、2025年の実施を目指している。中国でも「医養結合」の名の下で医療と介護の連携を目指している。

次に、地域密着では日中韓の取り組みに違いがある。日本では「地域包括ケアシステム」の構築を目指している。これは、「高齢者が住み慣れた地域（日本では中学校の校区程度）で、希望する医療、介護、その他の福祉等のサービスを利用できるようにする体制」を意味し、全国で各地域の実情に合わせた取り組みが進んでいる。韓国でも、コミュニティケアのモデル事業が行われている¹⁹⁾。中国では地域密着の介護サービス提供については模索

17) 厚生労働省「国民生活基礎調査」（2022年）による。

18) 例えば、荊門市では家族介護者を対象とした介護従事者養成課程がある（万・小島（2022））。

19) この詳細は、金（2023）参照。

中である。つまり、地域密着の介護サービス提供には、日中韓でその進展の差が大きい。

その他、介護サービスの質の評価では、複数の評価方法がある日本、保険者による評価を行う韓国がある一方で、中国にはこうした制度がない。ICTの活用については、介護サービス提供、管理などで各国それぞれの取り組みが進んでいる。

V. 日中韓の介護制度の多様性の背景と今後の制度展開可能性

1. 日中韓の介護制度の多様性の背景－制度構成要素別の共通点と相違点の現れ方の傾向から－

日中韓の介護制度には、その構成要素で見ると共通点、相違点がそれぞれ顕著な側面がある。両者の存在が日中韓の介護制度の多様性の背景になっていると考えられる。

表3は、日中韓の介護制度の構成要素で共通点、相違点のどちらが顕著かの視点で、上記の分析結果を改めてまとめたものである。共通点が顕著なのは、制度概要、財源、受給者、介護サービス従事者であり、制度構成要素のその他では、医療との連携、地域密着、ICTの活用である。制度概要と財源では、日中韓が社会保険方式で介護制度を構築したため、財源としては保険料があり、対象者すべてが保険料を負担できるようにその水準を抑えるなどの理由から税財源の補助が導入された。そして便益負担として、自己負担も導入された。この点は、2000年に介護保険を実施した日本に対して、韓国、中国も同じ方向を取っている。この点は、介護制度を税方式、社会保険方式のどちらにするかで決まる内容なので、後者を取ったことで日中韓の介護制度の共通点となっている²⁰⁾。

受給者、介護サービス事業者では、前者は日中韓の介護保険が高齢者介護を中心とした制度を目指したこと、後者では多様な主体による介護サービス提供を目指したことが背景として考えられる。その結果、これらの点でも共通点が顕著である。医療との連携、地域密着では、介護は医療との関係が深いこと、地域に住む高齢者への介護サービス提供を重視したことが共通してあったものと思われる。ただし、その進め方には各国の違いがあろう。ICTの活用は、介護人材の負担軽減などの事情から最新技術の活用が各国で重視されたものと思われる。

このように共通点は、財政方式（社会保険方式か税方式）や介護制度の対象者（高齢者のみ、若年障害者を含める）のように選択肢が限られる、医療との関係のように介護制度との関係が深い制度内容などで現れていることがわかる。

同じ表3から相違点が顕著な制度構成要素として、保険者、被保険者、要介護認定、ケアプラン・ケアマネジメント、利用できる介護サービス、介護報酬、介護従事者、外国人介護労働者、家族介護者支援、その他のうち地域密着と介護の質の評価がある。これらの理由を仮説的に分類すると、①各国の既存の制度が背景にあるもの、②政策判断の違いがうかがえるもの、③取り組みの違いが大きいもの、が考えられる。

20) 台湾では、介護制度に税方式を採用した。これは税財源での介護サービスの充実を重視したためである。一時的に介護保険も検討していた。詳細は、前者は小島（2019）、後者は小島（2015）を参照。

表3 日中韓の介護制度の共通点、相違点のまとめ

制度要素	共通点が 顕著	相違点が 顕著	備考
制度概要	○		日中韓で社会保険方式を採用
保険者		○	日本は地域保険, 韓国, 中国は医療保険活用方式
財源	○		日中韓で保険料, 税財源, 自己負担あり
被保険者		○	日本は地域保険, 韓国, 中国は医療保険活用方式
受給者	○		日中韓で高齢者中心
要介護認定		○	日韓で共通, 中国は試験事業にとどまる
ケアプラン・ケアマネジメント		○	日本ではケアマネジャーを制度化, 韓国は保険者と介護事業者の二重ケアマネジメント, 中国は制度が固まっていない
利用できる介護サービス		○	日韓で施設, 居宅など多様, 中国は施設を指向
介護報酬		○	日韓で介護報酬で公定, 中国は価格は介護事業者が決め, 地方政府は一部を補助
介護サービス事業者	○		日中韓で公営と民営の事業者
介護従事者		○	日韓は資格化された介護従事者の種類に差. 中国は国家レベルの資格認定が廃止
外国人介護労働者		○	日中韓で大きな差(日本で受け入れが進み始める)
家族介護者支援		○	韓国で介護保険の現金給付, 日本では介護休暇, 介護休業, 中国は試験事業
その他(医療との連携)	○		各国で推進
その他(地域密着)	○	○	各国で推進, 日本で「地域包括ケアシステム」の構築で先行
その他(介護の質評価)		○	日韓で仕組みに差, 中国には仕組みなし
その他(ICT活用)	○		

出所:筆者作成.

①として、保険者、被保険者が考えられる。日本では、介護制度を含む高齢者福祉は、1963年の老人福祉法の成立から独立した政策分野としての歩みがある。介護は医療的なケアもあるが、1961年に国民皆保険の仕組みが整い、1973年には老人医療費無料化、1982年に老人保健制度の実施など、高齢者が医療サービスを利用するための仕組みを整えてきた。高齢者福祉と医療に分かれていた介護サービスを統合し、介護サービスを利用しやすくなったのが2000年実施の介護保険法であり、保険者も住民に身近な公的機関である市町村とした。こうした経緯があり、日本の介護保険は、住民であることを基礎とした地域保険としての性格がある。一方、韓国の介護保険は、国民健康保険公団という医療保険の保険者、医療保険の仕組み活用している。韓国の医療保険は、ひとの保険者で国民をすべてカバーし、それを運営する国民健康保険公団には、専門性の高い職員を多く抱える。そうした背景から、韓国の介護保険が医療保険活用型となっている。中国も、都市従業員基本医療保険を活用するスタイルを取っている。医療保険の基金を活用、被保険者として雇用されている人を把握しているという側面から中国も医療保険活用型という性格を持っているものと思われる。

②は、要介護認定、ケアプラン・ケアマネジメント、利用できる介護サービス、介護報酬、介護従事者、外国人介護労働者、家族介護者支援が考えられる。その中で日中韓の違いが顕著なものを取り上げると、ケアプラン・ケアマネジメントは、介護支援専門員を制度化することで、介護サービス事業のひとつとした。韓国は保険者による標準ケアプラン作成があったが、それだけでは個別のニーズに対応できないので、介護事業所による介護

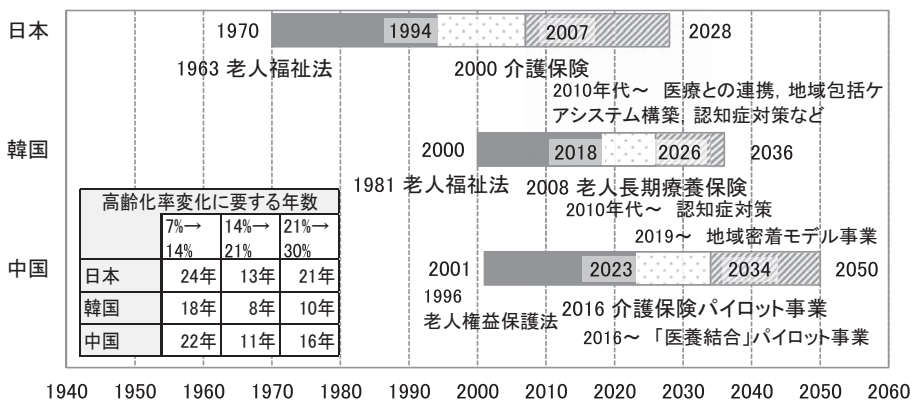
サービス利用計画が必要となり、保険者と介護事業者の二重ケアマネジメントになったものと思われる。外国人介護労働者は、日本は人口高齢者で介護人材が不足する中で、人材確保の必要から、現在の仕組みを構築した。韓国は看病人の受け入れにとどまり、国土が広く人口が多い中国は彼らの必要性を感じなかったものと思われる。家族介護者支援では、日本は介護保険での介護サービス提供で、家族の介護負担軽減で間接的な家族介護者支援を想定したものと思われる。韓国の場合、介護サービスは誰が誰に提供しても同じという考えから、家族療養費や家族ヘルパーの介護報酬が介護保険の給付になったものと思われる。

③は、取り組みは共通して見られるが、その違いが大きいものである、その例として地域密着を挙げると、日本では「地域包括ケアシステム」の構築を全国的に進めている。全国的に地域差を伴う高齢化、介護や医療の人材だけでは、高齢者の介護などのニーズにすべて対応できないことから、医療や介護以外の保健福祉サービスとのつながり、それに住民も含めた地域全体で高齢者を見守る仕組みとなっている。韓国では高齢化が日本ほどの水準でないためか、モデル事業にとどまっている。中国も模索中である。ここは、高齢化の水準の違いが取り組みの差となっているものと思われる。

このように、相違点は各国の実情、政策判断、取り組みの程度の差という、日本のような先行事例を参照しても、各国で制度内容の違いが出やすい側面があるものと思われる。共通点、相違点それぞれが現れやすい制度構成要素があり、これらが混合することで、日中韓の介護制度には多様性があることにつながっていると思われる。

2. 今後の制度展開の可能性—高齢化と政策展開の速度から—

日中韓の介護制度には多様性があるが、今後どのような方向で介護制度展開があり得るか、上記の結果と今後の高齢化の速度から考察する。



出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集2023』，増田（2014），万・小島（2022），各国資料より作成

図1 高齢化率（65歳以上）の水準到達年次と介護制度展開時期（主なもの）

日中韓の高齢化の速度を、高齢化率（65歳以上）が主な水準に達した年次、かかった年数からみるために、図1のようにまとめた。ここには介護制度展開の時期も加えてみた。この図からまず、高齢化の速度を見てみよう。高齢化率が7%から14%に達するまでの期間である「倍加年数」を見ると、日本は1970年から1994年までの24年、韓国は2000年から2018年までの18年、中国は2001年から2023年までの22年である。倍加年数は日本、中国、韓国の順の長さである。

高齢化率が14%から21%に変化するまでの年数を見ると、日本は13年（1994年から2007年）、韓国が8年（2018年から2026年）、中国が11年（2023年から2034年）であり、上記の倍加年数よりも短い。ここでも日本、中国、韓国の順の長さである。さらに高齢化率が21%から30%になるまでにかかる年数は、日本は21年（2007年から2028年）、韓国が10年（2026年から2038年）、中国が16年（2034年から2050年）である。高齢化率が7%に達した時期は、日本、韓国及び中国では30年程度の差があった。しかし、これが30%に達する時期を日本の2028年を基準にすると、韓国、中国でおおむね10年間隔での達成である。つまり、高齢化の速度で日本との差が縮小する見通しである。

日中韓の老人福祉法、介護保険、介護制度の関連施策の実施時期を、日本との差で見ると、高齢化の速度と比べて短い間隔での実施となっている。まず、老人福祉法の制定は日本が1963年、韓国が1981年であり、18年の差である。中国の高齢者関係の法律の代表である老人權益保護法は1996年の実施で、日本とは33年の差がある。次に、介護保険の実施は日本が2000年、韓国が2008年であり、中国はパイロット事業ではあるものの2016年と、各国が8年間隔で実施している。日本では高齢化率が14%から21%に変化する時期に介護保険が実施された。一方で、韓国や中国では14%に達する前に制度が実施されている。つまり、韓国や中国での介護保険実施のテンポは、日本よりも早い。

介護制度の関連施策として、日中韓の地域密着の介護システム、医療との連携、認知症対策の実施時期についてみてみよう。地域密着の介護システムについては、日本では「地域包括ケアシステム」の推進は、2011年の介護保険法の改正で明確に示された。韓国では、2019年に地域社会統合ドルボムモデル事業が16か所の地域で開始された²¹⁾。モデル事業ではあるが、日本より8年の遅れである。医療との連携は、日本での例を挙げると、2011年度からの「在宅医療連携拠点事業」、2013年度から「在宅医療推進事業」を経て、2015年からの「在宅医療・介護連携推進事業」がある。中国では「医養結合」という名のもと、2016年から2回に分けて北京などの90か所の地域を、医療と介護の連携のパイロット事業を実施している²²⁾。日中両国に政策の実施にあまりタイムラグが見られない。

認知症対策では、日本では総合的な認知症対策の例として、2012年の「認知症施策推進5か年計画（オレンジプラン）」、2015年の「認知症施策推進総合戦略～認知症高齢者等にやさしい地域づくりに向けて～（新オレンジプラン）」の策定がある。韓国では、2011年

21) 詳細は、金（2023）を参照。

22) 中国国家衛生健康委員会「关于推广医养结合试点工作典型经验的通知」（国卫办老龄发〔2023〕3号）による。
https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2023-03/17/content_5747306.htm（2023年9月26日最終確認）

に認知症管理法を制定したり、2020年度に第4次改正を行った「国家認知症管理総合計画」を実施したりしている²³⁾。認知症対策では日韓での政策の実施の時期が重なっている。

高齢化の動きは韓国、中国で日本よりも急速であるが、介護保険、介護制度関連施策の実施時期は、日本との差が高齢化のテンポよりも短い、時期が重なるという特徴がある。これは、韓国、中国が高齢化や介護政策で先行する日本をみながら、日本のような高齢化の段階に達する前に、介護制度を構築していることの現れであると言えよう。

今後急速に進む高齢化の中で、韓国や中国の介護制度展開の方向として、①日本の経験の参照を重視する、②各国独自の対応を重視する、のふたつが考えられる。医療との連携、地域密着などの分野は、各国での政策実施は時期の差が小さいか、同時期である。その場合、少しでも参考になる最新例を参照するという意味では①が、先行例が乏しいので独自の判断を優先するという意味で②があり得る。どちらが重視されるにせよ、介護政策の経験の蓄積が厚い日本は参照例となるであろう。一方で、日本に参照できる経験があまりない場合は、各国の判断での制度展開が重視されるであろう。

VI. 考察

日中韓の介護制度は多様であり、それを構成要素別に見ると、共通点、相違点強い側面がそれぞれ見られた。前者が強いのは、制度内容の選択肢が少ない、一度決めると内容も決まりやすい性格のもので多い。その場合、日本のような先行例を参照しやすいことを明らかにした。一方、相違点は各国の既存の制度との関係、政策判断で選択の余地が大き、取り組みの進み具合が異なる制度構成要素で見られた。本稿では、日本の経験を参照しつつも、制度内容に共通点、相違点があり、これらが混合していることが、日中韓の介護制度に多様性の背景になっていることを明らかにした。

今後も日中韓では高齢化が進み、韓国や中国ではその速度は日本よりも速いと見通される。介護制度の展開もそれに対応して進むものと思われる。介護制度の構成要素によっては、日本の経験を追う「経路依存」の一方で、そうではない「脱経路依存」もあり得るだろう。しかも、日中韓は2020年代から人口減少社会に入っている。そのため、人口減少下での日中韓の介護制度の展開が、経路依存、脱経路依存のどちらが強い形で進むかは今後の分析課題であると思われる。日中韓に限らず、介護制度の分析には、制度分析に加え、人口高齢化、要介護者数、介護事業所、従事者などの介護インフラといった統計データによる分析も必要である。本稿では、現在の介護制度の構成内容の分析を重視したため、比較可能な統計データによる分析が課題として残された。

今後はこうした課題に対応しながら、分析を進めていくところである。

23) 詳細は、鄭他(2015)、金(2023)を参照。

付記および謝辞

本稿は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業）「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」（課題番号：20BA2001）の成果をもとに、科学研究費補助金（基盤研究C）「東アジアにおける高齢者介護制度の多様性をもたらす背景に関する研究」（課題番号：20K02229）の成果も参照しつつ、執筆したものである。これらの研究会議およびその他の機会にコメントをくださった方々にこの場を借りて御礼を申し上げる。

参考文献

- 足立正樹編著（1998）『各国の介護保障』法律文化社
- 袁麗暉（2019）「中国における試行中の介護保険：その社会的背景、内容、期待できる効果と課題」、『東亜経済研究』、Vol.77, No.1, 2号, pp.1-17.
- 鬼塚信好他編著（2002）『世界の介護事情』中央法規出版
- 郭芳（2018）「中国の介護サービス供給と介護保険制度の行方」、『Int'lecowk』、第1085号, pp.17-24.
- 片山ゆき（2019）「中国の公的医療保障制度・公的介護保障制度」、『健保連海外医療保障』、第124号, pp.1-14.
- 株本千鶴（2017）「韓国の高齢者ケア—医療と介護の連携を中心に—」、『健保連海外医療保障』第116号, pp.8-20.
<https://knp-digitalbook.libra.jpn.com/#/content/43>（2023年9月17日最終確認）
- 金賢植・金道勲・前橋明（2013）「韓国における高齢者対策の動向」、『健保連海外医療保障』第113号, pp.33-41.
<https://knp-digitalbook.libra.jpn.com/#/content/25>（2023年9月17日最終確認）
- 金貞任（2009）「韓国の介護保険制度」、『海外社会保障研究』第169号, pp.67-78.
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/19052107.pdf>（2023年9月17日最終確認）
- 金貞任（2023）「老人長期療養制度の進展と地域社会統合ケアの普及の模索」、『社会保障研究』第29号, pp.131-145. <https://ipss.repo.nii.ac.jp/records/2000134>（2023年10月3日最終確認）
- 金成垣・大泉啓一郎・松江暁子編著『アジアにおける高齢者の生活保障 持続可能な福祉社会を求めて』明石書店。
- 健康保険組合連合会（2020）『公的介護制度に関する国際比較調査報告書』医療保障総合政策調査・研究基金事業 https://www.kenporen.com/include/outline/pdf/kaigai_r01_03.pdf（2023年9月17日最終確認）
- 小島克久（2015）「台湾における介護保障の動向」、『健保連海外医療保障』第106号, pp.1-12.
<https://knp-digitalbook.libra.jpn.com/#/content/31>（2023年9月17日最終確認）
- 小島克久（2016）「アジアの公的医療および介護制度—台湾—」、『社会保障研究』第1号, pp.15-24.
<https://knp-digitalbook.libra.jpn.com/#/content/51>（2023年9月17日最終確認）
- 小島克久（2018）「国際機関・各国の社会保障情報へのアクセス」、『社会保障研究』第7号, pp.22-224.
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/sh20185015.pdf>（2023年9月17日最終確認）
- 小島克久（2019）「アジアの公的医療および介護制度—台湾—」、『健保連海外医療保障』第124号, pp.15-24.
<https://knp-digitalbook.libra.jpn.com/#/content/51>（2023年9月17日最終確認）
- 小島克久（2022）「東アジアの介護制度の多様性を踏まえた周辺地域への示唆の検討」、『厚生労働行政推進調査事業費補助金（地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業）「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」』令和3年度報告書, pp. 92-115.
<https://doi.org/10.50870/00000344>（2023年9月17日最終確認）
- 沈潔（2016）「中国における介護保険制度の創設を巡って：政策の動向と政策的な要因の整理」、『日本女子大学紀要人間社会学部』、27号, pp.13-21
- 鄭承媛・井上祐介・趙恩暉、斎藤民（2015）「韓国における認知症対策および家族介護者支援の取り組みの現状と課題」、『海外社会保障研究』第192号, pp.46-51.
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/20114706.pdf>（2023年9月26日最終確認）

- 西下彰俊（2022）『東アジアの高齢者ケア—韓国・台湾のチャレンジ』新評論.
- 包敏（2020）「中国における高齢者介護サービスの現状と今後～「国务院弁公庁による高齢者介護サービスの発展推進に関する意見」を中心に～」, 『東京医科歯科大学教養部研究紀要』, 50号, pp.13-29.
- 三富紀敬（2010）「介護保障の国際比較研究における基本的な問題」『静岡大学経済研究』第14巻4号, pp.1-36.
<http://doi.org/10.14945/00004841> （2023年9月17日最終確認）
- 広井良典・駒村康平編著（2003）『アジアの社会保障』東京大学出版会
- 増田雅暢編著（2014）『世界の介護保障【第2版】』法律文化社
- 増田雅暢・小島克久・李忻（2021）『よくわかる社会保障論』法律文化社.
- 余乾生（2023）「中国の高齢者権益保障法について」『社会保障研究』第29号, pp.245-248.
<https://ipss.repo.nii.ac.jp/records/2000143> （2023年10月3日最終確認）
- 万琳静・小島克久（2022）「介護保険パイロット事業等からみる中国の高齢者介護制」『社会保障研究』第23号, pp.454-468. <https://doi.org/10.50870/00000302> （2023年9月17日最終確認）
- 和田勝編著（2007）『介護保険制度の政策過程—日本・ドイツ・ルクセンブルク国際共同研究—』東洋経済新報社

Consideration of the Background of Long-term Care System Diversity and its Possible Future Development Direction under Rapid Population Ageing in Japan, China, and South Korea

KOJIMA Katsuhisa

In East Asia, where the population ageing has been proceeding rapidly, construction of long-term system has become an important policy challenge. Japan, South Korea, and China in East Asia have developed each long-term care system with diversity. But, there are commonalities such as the adoption of a social insurance system among them. Japan experience has been referred in long-term care service provision and community-based care system for South Korea and China.

In this paper, I have analyzed the diversity of long-term care system in Japan, China, and South Korea from the perspective of its system components. I have found the results as follows.

1) There are strong commonalities in system components with limited policy options such as financial methods.

2) There are strong differences in system components such as long-term care provision. It is because that each country can decide its system in detail based on the socio-economic and older person's social welfare development status.

With the combination of these commonalities and differences, the diversity has been brought to long-term care system in Japan, China, and South Korea. At the same time, I have considered the possible directions for the development of the long-term care system in these countries with rapid population ageing in the future.

Keywords: Population ageing, Policy for population ageing, Long-term care system, East Asia

特集 I : 日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究

少子高齢化社会における公的年金制度

—日中韓の比較—

佐 藤 格

日中韓の3か国の公的年金制度について、主に人口変動が年金財政に及ぼす影響を分析した。日本は2019年の財政検証、韓国は2023年の財政再計算といった公式な推計があることからそれらを用い、中国はそのような公式な推計がないことから、簡単なモデルを構築し、機械的な推計を行った。

結果を見ると、日本では基本的に年金財政の健全性は確保されるが、出生低位、あるいは死亡低位の場合に限り、約90年程度先に国民年金の積立金が枯渇する、あるいは所得代替率が50%を下回るという結果が示された。中国の場合は積立金が急速に減少し、企業従業員基本年金では2035年に積立金が枯渇するという結果になった。韓国でも財政状況の悪化が見込まれ、2055年には積立金が枯渇するという結果が示された。この中国・韓国における積立金枯渇のスケジュールは、出生について高位・中位・低位のいずれの仮定をおいてもほとんど変化しない。これは中国および韓国においては積立金の枯渇がかなり近い将来に見込まれていることによるものと考えられる。すなわち、現在出生児数が増加しても被保険者になるまでには一定の期間を要するため、積立金の枯渇が近い将来であれば、出生児数の変化の影響が直近では現れないということになると考えられる。一方日本では、長期的に健全性が確保されていることから、人口の変化が積立金に与える影響を明確に認識できる。

少子高齢化、そして長寿化が進む各国において、引退後の生活を金銭面から支える公的年金は欠かすことのできない制度となっている。財政検証のような制度の健全性の定期的な検証は、各国において今後ますます重要性が高まることになると考えられ、長期的に健全性が保たれることを確認する中では、人口に関する仮定の違いが重要になってくることが改めて示された。

キーワード：財政検証、年金積立金、人口推計、被保険者数

I. はじめに

近年の東アジア諸国では、低出生率を背景に、少子高齢化が急速に進行している。その影響は社会のさまざまな部分に及んでおり、その中の1つに公的年金制度がある。

公的年金制度は社会の人口構成に強く影響を受ける。特に賦課方式の公的年金制度はその影響が直接的である。賦課方式の公的年金制度は、簡単にいえば、現在の現役世代の保険料が現在の引退世代の年金給付に充てられるような制度である。また賦課方式に対置する制度としては積立方式がある。積立方式の公的年金制度は、簡単にいえば、自らの拠出

した保険料が引退したのちに自らの年金給付に充てられるような制度である。2種類の制度がもたらす帰結を簡単にまとめるならば、賦課方式は人口成長率、積立方式は利子率が公的年金からの収益率ということになる。したがって、人口が減少していくような場合には、賦課方式のもとでは現役世代の負担が重くなり、年金給付額も少なくなってしまうというような状況が発生する。

ただし、積立方式であれば人口構成の影響を受けないというわけではない。たとえば Barr (2001) は、賦課方式であっても積立方式であっても、重要なのは生産の水準であり、購入できる生産物がなければ貨幣は無意味であるという観点から、人口減少社会においては積立方式が望ましいということにはならないとしている。また谷内 (2017) が指摘するように、掛金計算における基礎率となる死亡率・脱退率・新規加入の見込み等も人口動態の影響を受けている。このように、どのような方式を採用したとしても、公的年金制度は人口変動の影響からは離れられない。そこで本稿では、急速な少子高齢化が進む日本・中国・韓国の3か国について、公的年金制度の現状を確認するとともに、人口変動が公的年金財政に与える影響について分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。次のII節では、日中韓の公的年金制度がどのようなものなのかということについて整理する。続くIII節では、そのような制度のもとで、将来の公的年金財政がどのようになるのか、主に人口変動の観点から確認する。さらにIV節で3か国の比較を行い、最後のV節では得られた結果をまとめるとともに、若干の考察を行いむすびとする。

II. 日中韓の公的年金制度の現状

日本・中国・韓国では、それぞれ異なった形の公的年金制度が構築されている。まずは各国の公的年金について、制度設計、適用対象、保険料の水準、給付算定式、給付水準、財政状況といった項目を見ていくことにしよう。

1. 日本

日本の公的年金制度は、定額の国民年金と報酬比例の厚生年金の2階建ての構造になっている¹⁾。被保険者は働き方や世帯の構造により第1号から第3号までの3種類に分けられ、負担のあり方もそれぞれ異なる。

第2号被保険者は、民間会社員や公務員などが該当する。また第3号被保険者は、原則として年収が130万円未満で20歳以上60歳未満の、第2号被保険者に扶養されている配偶者が該当する。第1号被保険者は日本国内に居住し、第2号・第3号被保険者ではない20歳以上60歳未満の者が該当する。2021年度末において、1階部分である国民年金の加入者は第1号被保険者1,431万人、第2号被保険者等4,535万人、第3号被保険者763万人の計

1) さらにこの上に、私的年金等が3階部分として上乘せされることがある。

6,729万人である。2階部分の厚生年金保険は、会社員4,065万人、公務員等471万人である。

保険料の負担について見てみると、まず第2号被保険者は賃金に保険料率を乗じた保険料を支払う。2023年度における保険料率は18.3%であり、これを労使で折半する²⁾。次に第3号被保険者は、保険料の拠出は行わない。最後に第1号被保険者は、毎月定額の保険料を拠出する。2023年度においては、第1号被保険者の納付する保険料は1か月あたり16,520円である。

また給付に関しては、定額の基礎年金と報酬比例の厚生年金の給付がある³⁾。すべての受給者は1階部分の給付を受け、現役時代に被用者だった者は、1階部分に加えて2階部分の給付を受けることになる。給付額については、次のような給付算定式に基づいて計算される。

$$\begin{aligned} \text{老齢基礎年金} &= 64,816\text{円} \times \text{保険料納付月数} / 480 \\ \text{老齢厚生年金} &= \text{平均標準報酬} \times 5.481 / 1000 \times \text{被保険者期間月数} \end{aligned}$$

支給開始年齢は、老齢厚生年金の定額部分は65歳であり、報酬比例部分についても、男性は2013年度から12年、女性は2018年度から12年かけて、いずれも65歳まで引き上げられている途中である。2021年度末現在、公的年金の受給数は4,023万人であり、年金給付の総額は国民年金24.5兆円、厚生年金保険31.6兆円の、56.1兆円に達する。

日本においては、国民年金と厚生年金の拠出をもとに、基礎年金と厚生年金の給付を行う。基礎年金の財源は国民年金と厚生年金からの拠出に加えて、国庫負担がある。国庫負担の水準は基礎年金給付の1/2と定められている。また2004年改正による有限均衡方式の導入に伴い、国民年金・厚生年金の積立金の取り崩しもそれぞれ行われている。

これら被保険者や受給者、拠出額、給付額といった要素、さらには将来人口推計や経済前提などをもとに、約100年後までの年金財政の健全性を確認するものが財政検証である。これは少なくとも5年に1回は行うことが法律で定められており、直近では2019年に行われている。この財政検証によって約100年後までの年金財政の見通しが示されるとともに、給付水準の自動調整機能であるマクロ経済スライドの適用期間も決定される。財政検証はデータおよびプログラムが公開されており、この公開されたプログラムを利用することで、誰でも計算結果を確認することができる。本稿においては独自の計算などは行っていないが、財政検証結果レポートでは5年おきにしか示されていない結果についても、ダウンロード可能な詳細結果により、各年の値を確認している。

2) より正確には、賃金をもとに設定された標準報酬にしたがい保険料が決定される。厚生年金の標準報酬月額額は88,000円から650,000円の32階級になる。

3) 老齢年金、障害年金、遺族年金のそれぞれに基礎年金と厚生年金が存在するが、本稿では老齢年金のみを取り上げることとする。

2. 中国

中国の公的年金制度を、于（2022）にしたがってまとめてみよう。中国では、地域や労働形態により3種類の年金制度が存在する。まず都市の企業就労者などは、企業従業員基本年金保険制度に加入する。また公務員であれば、機関事業団体職員年金保険制度に加入する。これらは職域年金制度であり、合わせて就業者基本年金制度と呼ばれる。この就業者基本年金制度に年齢条件はなく、すべての企業や行政機関等に勤める者は強制加入となる。一方職域年金制度に加入していない場合には、都市・農村住民基本年金保険の対象となる。こちらは16歳以上の者が任意で加入する。それぞれの制度に属する人数を見てみると、2021年末現在で就業者基本年金制度の被保険者は約3億4,917万人である。また都市・農村住民基本年金制度の被保険者は約3億8,584万人である。

次の保険料負担について見てみよう。いずれの制度も基礎年金口座と個人年金口座をもち、就業者基本年金制度では基礎年金口座が事業主負担（賃金総額の16%を拠出）、個人年金口座が個人負担（賃金の8%を拠出）となっている。都市・農村住民基本年金制度では基礎年金口座は中央政府と地方政府が拠出を行い、個人年金口座は個人の負担に政府の補助が加えられる。保険料負担額は12段階の設定から加入者が自由に選択できる。また、基礎年金口座は賦課方式であるのに対して、個人年金口座は積立方式に近い方式をとっている⁴⁾。収入総額は企業従業員基本年金保険制度が44,454.0億元、機関事業団体職員年金保険制度が15,742.5億元、都市・農村住民基本年金保険が5,362.4億元であり、そのうち保険料収入はそれぞれ35,079.9億元、9,095.7億元、5,362.4億元である。

給付については、次の給付算定式をもとに行われる。

$$\begin{aligned} \text{個人口座} &= \text{積立残高} / \text{月数係数} \\ \text{基礎年金} &= [I + (C_1/W_1 + \dots + C_n/W_n)/n] / 2 \times \bar{w} \times n \end{aligned}$$

ここで、 C_i ($i = 1, \dots, n$) は第 i 年に納付した保険料の賦課ベース額、 W_i ($i = 1, \dots, n$) は第 i 年の当該地域の平均賃金を表す。なお、都市・農村住民基本年金保険においては、基礎年金額は地域によって異なるものの定額である。

支給開始年齢は、男性はいずれの制度に加入している場合でも60歳であるが、女性は加入している制度によって差がある。具体的には、企業従業員基本年金保険であれば50歳、機関事業団体職員年金保険であれば55歳、農村・都市住民基本年金制度であれば60歳である。また老齢年金の支給は年齢要件に加えて納付期間の要件があり、企業従業員基本年金保険制度と都市・農村住民基本年金制度は15年以上の加入期間、機関事業団体職員年金保険制度では20年以上の勤務年数があることが要件とされている。2021年末現在の受給者数は、就業者基本年金制度では約1億2,762万人で、都市・農村住民基本年金制度では約1

4) 于（2022）によれば、有期の分割支給期間の終了後は、基礎年金口座からの給付が生涯にわたって行われるため、完全な積立方式とは言いがたいとしている。本稿ではこの指摘をもとに、積立方式に「近い」と記述している。

億6,213万人である。

2021年の支出総額は企業従業員基本年金保険制度が40,766.3億元、機関事業団体職員年金保険制度が15,547.5億元、都市・農村住民基本年金保険が3,711.3億元であり、そのうち基礎年金給付にかかる支出はそれぞれ38,784.0億元、15,411.0億元、3,167.7億元である。

中国においては、関係者や専門家による予測や分析が行われているが、公開されたモデルなどは現在のところ存在せず、年金財政の健全性を示すような公的な計算は行われていないのが現状のようである。したがって、本稿では入手可能なデータを用いて、機械的な推計を行う。

3. 韓国

韓国の公的年金制度については、金（2022）をもとにまとめてみよう。韓国の公的年金制度には、一般被用者や自営業者を対象とした国民年金と、特定の職業への従事者を対象とした特殊職域年金があり、またこれらの拠出制年金に加え、税を財源とする低所得者対象の基礎年金がある。国民年金は1階建てだが、その中に均等部分と所得比例部分を持つ制度となっている。

国民年金の加入者は2022年末現在約2,250万人であり、そのうち事業所加入者が約1,479万人、地域加入者は約685万人、任意加入者が約40万人、任意継続加入者が約50万人となっている。なお、事業所加入者は18～59歳の被用者、地域加入者は18～59歳の自営業者と27歳以上の無業者が対象であり、いずれも強制加入である。任意加入者は無所得配偶者や26歳以下の所得のない学生など、任意継続加入者は保険料の最低拠出期間を満たしていない60歳以上の者である。これらの加入者は、標準報酬月額に9.0%の保険料率を乗じた額の保険料を拠出する⁵⁾。なお、事業所加入者に関しては労使折半による負担であるが、地域加入者、任意加入者、任意継続加入者は全額本人負担である。

また受給者は2022年時点で約642万人、そのうち老齢年金の受給者は約541万人である。年金額は次の式により決定される。

$$\begin{aligned} \text{年金額} &= \text{基本年金額} \times \text{支給率} + \text{扶養家族年金額}^{6)} \\ \text{基本年金額} &= [2.4(A + 0.75B) \times P_1/P + 1.8(A + B) \times P_2/P + 1.5(A + B) \times \\ &P_3/P + 1.485(A + B) \times P_4/P + 1.47(A + B) \times P_5/P + 1.455(A + B) \times \\ &P_6/P + \dots + 1.2(A + B) \times P_{23}/P] \times (1 + 0.05n/12) \end{aligned}$$

支給率は加入期間10年基準の50%に、加入期間10年を超える1年ごとに5%を加算することで計算される。またAは年金受給前3年間、全加入者（事業所加入者および地域加入者）の平均所得月額の平均額、Bは加入者個人の加入期間中の基準所得月額の平均額を

5) 2023年7月以降の標準報酬月額は、370,000ウォン～5,900,000ウォンである。

6) 支給率は老齢年金、障害年金、遺族年金でそれぞれ異なるが、ここでは老齢年金についてのみ示している。

前年度の現在価値に換算した後、その合計額を加入者の総加入月数で割って算定した額、 P は加入者の総加入月数、 $P_1 \sim P_{23}$ は加入月数、 n は20年超過月数である⁷⁾。

また所得代替率は段階的に引き下げられており、2007年まで60%であった所得代替率は毎年0.5%ずつ引き下げられることで2023年に42.5%まで低下し、最終的に2028年以降は40%となる見込みである。支給開始年齢は2033年に65歳まで引き上げられている途中であり、2023年においては63歳となっている。さらに前述の無拠出制給付としての基礎年金は、所得下位70%の高齢者に対し、最大30万ウォンが支給される。

年金制度の健全性については、国民年金制度発展委員会が5年ごとに行う財政再計算により確認が行われる。2021年現在においては拠出額が682.6兆ウォン、運用収入が530.8兆ウォン、給付額が264.7兆ウォンあり、積立金残高は948.7兆ウォンに上る。最新の財政再計算は2023年に実施された第5回財政再計算であり、詳細については後述するが、2028年までに所得代替率が40%まで引き下げられていくにもかかわらず、急速な少子高齢化のために、2055年には積立金が枯渇すると計算されている。このスケジュールは、第4回の財政再計算で示された積立金枯渇のスケジュールよりもさらに2年前倒しされている。

III. 日中韓の公的年金制度の将来予測

公的年金の財政状況は、前節までで示した給付や負担をもとに決定される。もちろん、積立金をどのように運用するか、あるいはどのように取り崩すかという問題も存在し、こちらも改めて検討することが必要ではあるが、財政のバランスを検討する上では、給付と負担の大きさが最も重要な要素となる。さらに公的年金に関しては、長期的な観点から財政の健全性を確保することが必要であり、そのためには定期的な見直しも不可欠である。本節ではこれらの点について検討を行う。

将来予測にあたり、日本と韓国については既にも実施されている財政検証や財政再計算をもとに確認する。一方、中国については公式な予測がなされていないため、本稿では独自に簡単なモデルをもとに将来の予測を行う。その際、特に人口変動に着目し、何種類かの人口に関する予測が、年金財政にどのような影響を与えるのかということを検討する。もちろん簡単なモデルによる計算であるため、さまざまな面で粗い推計にならざるを得ない部分はあるが、利用できるデータの範囲において、各国の年金財政の将来像を確認するとともに、人口変動がどの程度の影響を与えるのかを確認しよう。

1. 日本

前述の通り、日本においては年金財政の公式な将来見通しとして、厚生労働省年金局数理課（2019）による財政検証がある。したがって、日本については財政検証の結果を紹介することとしたい。人口や経済に関する前提が変化すれば年金財政にも影響があることは

7) 加入月数が $P_1 \sim P_{23}$ と区別されているが、これは加入時期に依存する。具体的には、 P_1 は1998年以前、 P_2 は1999年から2007年まで、 P_3 は2008年、 P_4 は2009年、以下同様に、 P_{23} は2028年の加入月数を表す。

直観的にも明らかであろうとは考えられるが、財政検証はその影響がどの程度になるのかを数量的に示していることに特徴がある。特に本稿においては、人口の変動の影響について着目し、将来の人口に出生中位・死亡中位を仮定したケースをベースラインとして、出生高位・死亡中位、出生低位・死亡中位、出生中位・死亡高位、出生中位・死亡低位の各ケースについての結果を確認しよう。なお、財政検証は日本の制度を正確に記述した上で示されるものである。したがって、パラメータを変更したとしても、他国の年金財政の計算に適用できるような性質のものではないことに注意されたい。

それでは計算結果の確認である。財政検証では、人口および経済に関する前提、さらには所得代替率50%を維持するか機械的に給付水準を調整するかといった組み合わせで、45通りのケースが示されている。本稿では特に人口の変動に着目し、出生中位・死亡中位の基本ケースのほか、出生高位・死亡中位、出生低位・死亡中位、出生中位・死亡高位、出生中位・死亡低位の各ケースについて見てみよう。

これに先立ち、出生・死亡の各ケースについて、合計特殊出生率と平均寿命を示す。なお、将来推計人口は2023年に最新の結果が公表されているが、財政検証の最新の結果は2019年に公表されたものであり、2017年に公表された将来人口推計の値を用いた計算がなされている。したがってここでも、2017年に公表された将来人口推計の値を示すこととする。2017年の推計において、長期の合計特殊出生率は、中位仮定で1.44、高位仮定で1.65、低位仮定で1.25となっている。また死亡については、2065年における死亡中位仮定が男性84.95年、女性91.35年、死亡高位は男性83.83年、女性90.21年、死亡低位は男性86.05年、女性92.48年となっている。また長期の経済前提として、物価上昇率2.0%、実質賃金上昇率1.6%、実質運用利回り3.0%、2029年度以降の実質経済成長率0.9%を仮定する⁸⁾。

まずは基本となる出生中位・死亡中位のケース1である。このとき所得代替率は基礎年金部分26.7%、報酬比例部分25.3%で、合計51.9%となる。マクロ経済スライドによる給付水準の調整は、基礎年金部分は2046年度まで続くのに対し、報酬比例部分については調整なしとなる⁹⁾。2019年度価格で示した年度末積立金は2042年度に227.9兆円、また積立度合は2047年度に5.0と最大になる。国民年金に目を向けると、2019年度の年度末積立金11.4兆円、積立度合3.3が最大であり、以後は特に積立金は一貫して減少を続ける¹⁰⁾。

前述の通り、2004年改革において有限均衡方式が採用され、年金積立金は約100年後に1年分の給付をまかなうような水準まで取り崩されることになった。両制度について積立金の残高や積立度合が減少していくのは、この有限均衡方式の採用が理由である。

8) 経済前提については、より悲観的なケースについても想定している。参考までに、長期の経済前提についてより悲観的な予想をしているケースVにおいては、出生中位、死亡中位を想定すれば、最終的な所得代替率は44.5%となり、所得代替率が50%未満にならないようにした場合には、国民年金は2066年に積立金が枯渇し、完全な賦課方式に移行する。

9) 調整なしとは、マクロ経済スライドによる給付の調整を行わなくても、約100年後の積立度合が1を下回ることはないことを意味する。

10) なお、積立度合については年度末積立金と支出額との比として計算されるため、積立度合は必ずしも単調な減少とはなっていない。他のケースでも同様である。

表1 2017年推計における合計特殊出生率と平均寿命

		2015年(実績)		2065年	
合計特殊出生率		1.45	出生高位		1.65
			出生中位		1.44
			出生低位		1.25
平均寿命	男性	80.75	死亡高位	男性	83.83
				女性	90.21
	女性	86.99	死亡中位	男性	84.95
				女性	91.35
			死亡低位	男性	86.05
				女性	92.48

出所：厚生労働省年金局数理課（2019）『2019（令和元）年財政検証結果レポート―「国民年金及び厚生年金に係る財政の現況及び見通し」（詳細版）―』をもとに筆者作成。

次に、人口について出生高位・死亡中位を仮定したケース9である。このとき所得代替率は基礎年金部分25.3%、報酬比例部分28.5%で、合計53.8%となる。マクロ経済スライドによる給付水準の調整は、基礎年金部分は2042年度まで続くのに対し、報酬比例部分については調整なしとなる。2019年度価格で示した年度末積立金は2042年度に228.9兆円、積立度合は2115年度に7.6で最大となる。一方国民年金は基本ケースと同様に、2019年度の残高11.4兆円、積立度合3.3が最大となる。

続いて、人口について出生低位・死亡中位を仮定したケース16である。このとき所得代替率は基礎年金部分24.9%、報酬比例部分24.3%で、合計49.2%となる。なお、所得代替率50%を維持するケースについては改めて示すことにする。マクロ経済スライドによる給付水準の調整は、基礎年金部分は2049年度まで、報酬比例部分は2026年度まで続く。2019年度価格で示した年度末積立金は2048年度に251.2兆円、積立度合は2059年度に6.1で最大となる。また国民年金は基本ケースとほぼ同様であり、2019年度に11.4兆円、積立度合は2019年度に3.4となり、その後は減少を続けることになる。

今度は死亡に関する仮定が変化したケースを見てみよう。まずは人口について出生中位・死亡高位を仮定したケース27である。このとき所得代替率は基礎年金部分28.2%、報酬比例部分25.3%で、合計53.4%となる。マクロ経済スライドによる給付水準の調整は、基礎年金部分は2042年度まで続くのに対し、報酬比例部分については調整なしとなる。2019年度価格で示した年度末積立金は2045年度に244.9兆円、積立度合は2075年度に5.6で最大となる。国民年金はこちらも基本ケースとほぼ同様であり、2019年度の11.4兆円、積立度合3.4が最大となる。

最後に人口について出生中位・死亡低位を仮定したケース35である。このとき所得代替率は基礎年金部分25.0%、報酬比例部分24.7%で、合計49.7%となる。マクロ経済スライドによる給付水準の調整は、基礎年金部分は2049年度まで、報酬比例部分については2024年度まで続くことになる。2019年度価格で示した年度末積立金は2042年度に224.4兆円、積立度合は2050年度に5.0で最大となる。国民年金はこちらも基本ケースとほぼ同様であり、2019年度の11.4兆円、積立度合3.4が最大となる。

なお、出生あるいは死亡に低位を仮定したケース16やケース35においては、所得代替率がそれぞれ49.2%、49.7%と計算されており、機械的に調整を続けると、所得代替率が50%を下回ることになる。これについては、所得代替率を50%で維持した場合の計算も行われている。まず出生低位、死亡中位のケースで所得代替率を50%で維持したケース17では、所得代替率は基礎年金部分25.7%、報酬比例部分24.3%で、合計50.0%となる。マクロ経済スライドによる給付水準の調整は、基礎年金部分は2047年度、報酬比例部分は2026年度まで続く。2019年度価格で示した年度末積立金は2047年度に250.9兆円、積立度合は2058年度に5.9で最大となる。なお、国民年金では2104年に積立度合が0となり、積立金が枯渇する¹¹⁾。

また出生中位、死亡低位のケースで所得代替率を50%で維持したケース36では、所得代替率は基礎年金部分25.3%、報酬比例部分24.7%で、合計50.0%となる。マクロ経済スライドによる給付水準の調整は、基礎年金部分は2049年度、報酬比例部分は2024年度まで続く。2019年度価格で示した年度末積立金は2042年度に224.4兆円、積立度合は2049年度に5.0で最大となる。計算の最終年度に当たる2115年度における積立度合は、厚生年金では0.6となり、1を下回る。また国民年金では0.3となり、同様に1を下回る。

出生率の変化と所得代替率の関係を見ると、出生が中位から高位に変化することで所得代替率は1.8%ポイント上昇し、中位から低位に変化することで所得代替率は2.8%ポイント下落する。また死亡率の変化と所得代替率の関係を見ると、死亡が中位から高位に変化することで所得代替率は1.4%ポイント上昇し、中位から低位に変化することで所得代替率は2.3%ポイント下落する。

表2 日本の財政検証におけるケース設定と計算結果¹²⁾

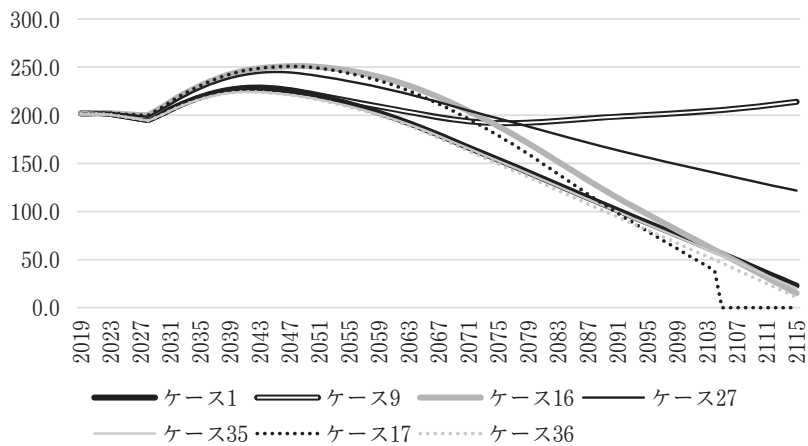
ケース	人口の仮定		所得代替率			調整終了年度		
	出生	死亡	基礎	比例	合計	基礎	比例	合計
1	中位	中位	26.7	25.3	52.0	2046	-	2046
9	高位	中位	28.5	25.3	53.8	2042	-	2042
16	低位	中位	24.9	24.3	49.2	2049	2026	2049
27	中位	高位	28.2	25.3	53.4	2042	-	2042
35	中位	低位	25.0	24.7	49.7	2049	2024	2049
17	低位	中位	25.7	24.3	50.0	2047	2026	2047
36	中位	低位	25.3	24.7	50.0	2049	2024	2049

出所：厚生労働省年金局数理課（2019）『2019（令和元）年財政検証結果レポート―「国民年金及び厚生年金に係る財政の現況及び見通し」（詳細版）―』をもとに筆者作成。

11) 財政検証においては国民年金積立金の枯渇に合わせる形で、2104年度以降は厚生年金の積立金の推移も計算されておらず、完全な賦課方式として保険料と国庫負担のみを財源とした場合の収入や支出が示されている。

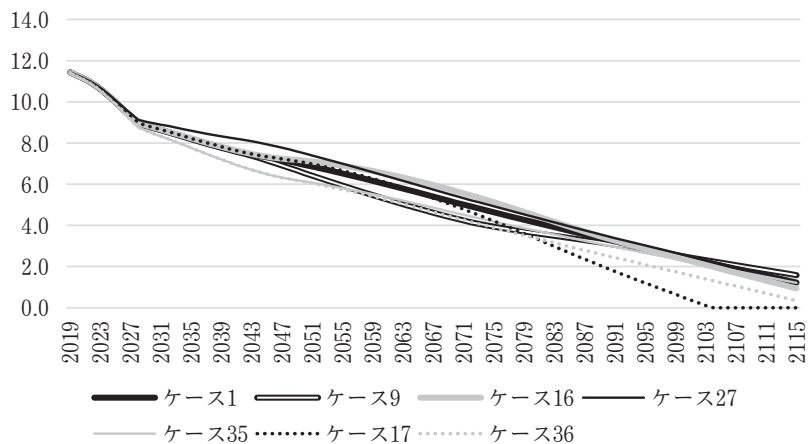
図1のケース17において、2104年度以降は厚生年金積立金も0となっているのは、このような計算によるものである。なお、2104年度時点における厚生年金の積立度合は1.9である。

12) ケース番号は財政検証詳細結果に付与された番号と対応している。ケース16とケース17、あるいはケース35とケース36は人口についてはいずれも同じ仮定を用いているが、マクロ経済スライドについて機械的に調整を進めた場合がケース16と35、所得代替率50%を維持した場合がケース17と36となる。



出所：厚生労働省年金局数理課（2019）『財政検証詳細結果等』をもとに筆者作成。

図1 年度末積立金（2019年度価格）の推移 厚生年金（兆円）



出所：厚生労働省年金局数理課（2019）『財政検証詳細結果等』をもとに筆者作成。

図2 年度末積立金（2019年度価格）の推移 国民年金（兆円）

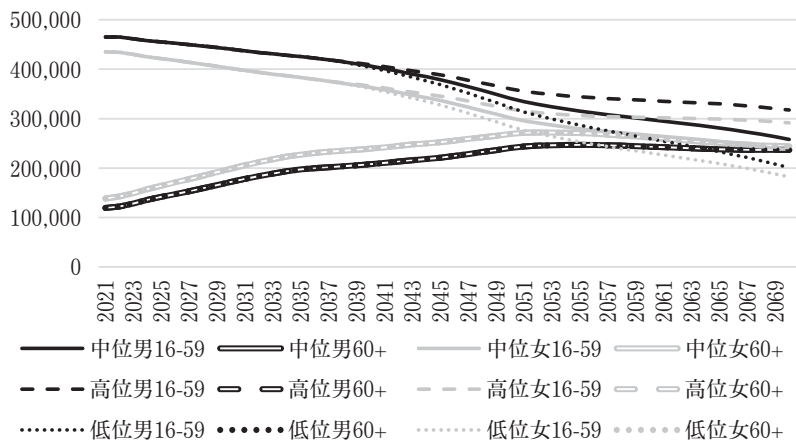
2. 中国

前述の通り、中国については公的年金に関する公式な将来推計が存在しない。したがって、ここで簡単なモデルを作成し、2021年から2070年にかけての人口変動が中国の公的年金財政をどのように変化させるのかをしてみることにしたい。

まずは、計算に当たって必要なデータについて確認してみよう。人口については、United Nations "World Population Prospects 2022" の medium, high-fertility, low-fertility のデータを用いた。また被保険者数、受給者数、収入、支出、残高といった値は、中華人

民共和国国家統計局『中国統計年鑑』2022年版のデータを用いた。本稿では簡単なモデルとこれらのデータを利用して、中国の公的年金制度の将来について将来推計を行った。なお、構築したモデルの詳細については補論にて解説を行う。

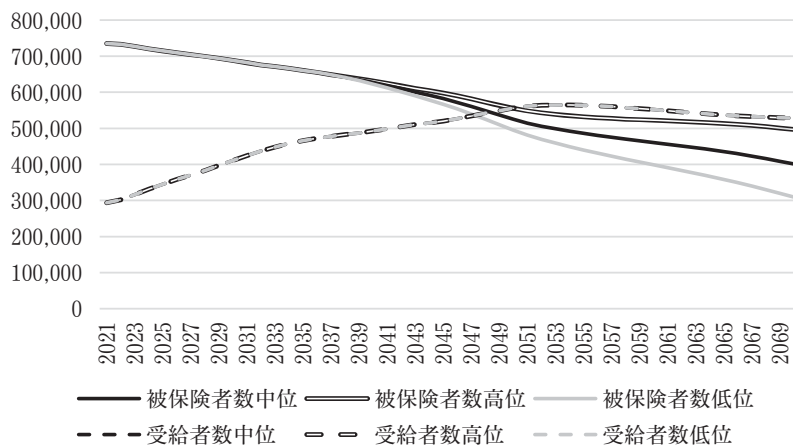
中国では、急速な少子高齢化に伴い、既に16～59歳人口は減少が始まっている一方、60歳以上人口は急増している。図1～3にて2070年までの16～59歳人口と60歳以上人口の推移を見ると、中位推計の女性や低位推計では、2070年には60歳以上人口を16～59歳人口が上回っていることがわかる。公的年金の被保険者と受給者¹³⁾もこの人口変動の影響を受け、図4のように被保険者数は減少し、受給者数は増加している。ただし受給者数については、2070年ではまだ人口推計の違いによる影響は生じないため、いずれの出生に関する仮定においても違いは現れない。



資料：United Nations "World Population Prospects 2022" をもとに筆者作成。

図3 中国の男女別16～59歳人口・60歳以上人口 中位・高位・低位推計

13) 被保険者数と受給者数は筆者の独自推計に基づくものである。計算方法は補論を参照されたい。

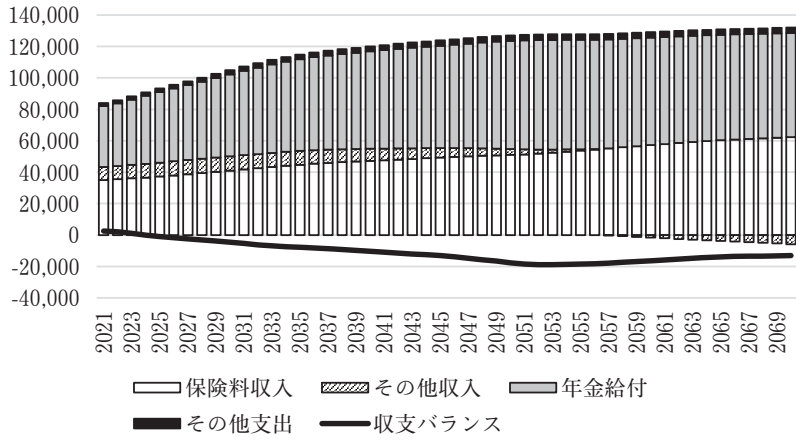


資料：筆者作成。

図4 中国の公的年金制度 受給者数と被保険者数の推移（3制度合計）

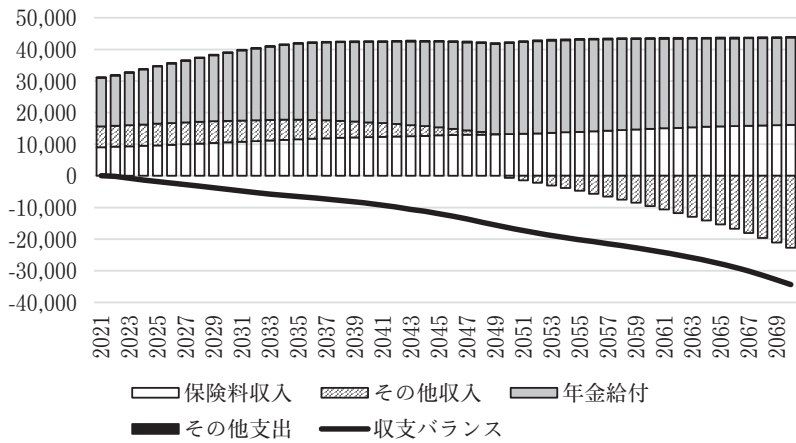
これにより年金財政も急激に悪化し、2021年を出発点とする筆者の計算では、企業従業員基本年金保険制度では2024年、機関事業団体職員年金保険制度では2022年、都市・農村住民基本年金保険制度では2028年に単年度での収支が赤字化し、積立金を見ても、企業従業員基本年金保険制度では2035年、機関事業団体職員年金保険制度では2024年、都市・農村住民基本年金保険制度では2040年に枯渇するという結果になった（図8～10）。なお、『中国養老金精算報告2019～2050』における試算として、2035年に従業員基本年金保険の積立金が枯渇するという結果が示されていることが于（2022）においても指摘されており、『中国養老金精算報告2019～2050』と本稿ではモデルの構造等は全く異なると思われるものの、ほぼ同時期に積立金が枯渇すると計算された。

なお、企業従業員基本年金については、賃金上昇の影響を受け、2050年代から多少収支バランスが好転する動きを見せる。一方で賃金上昇の影響を受けない都市・農村住民基本年金においてはこのような効果が望めず、収支バランスは悪化を続ける。



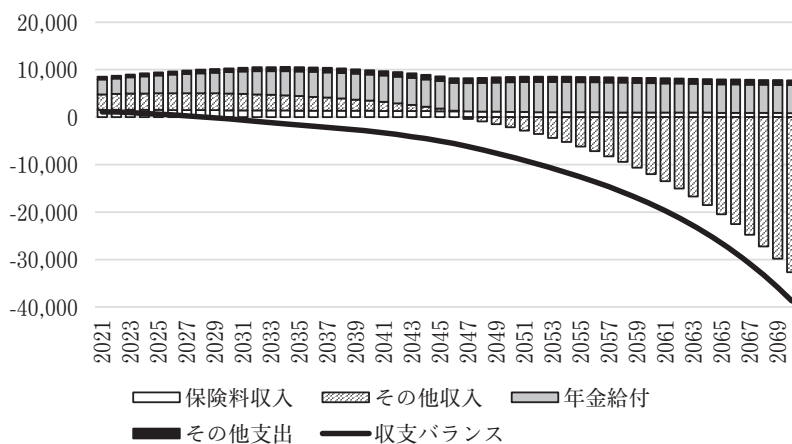
資料：筆者作成.

図5 財政収支と内訳 企業従業員基本年金 人口中位



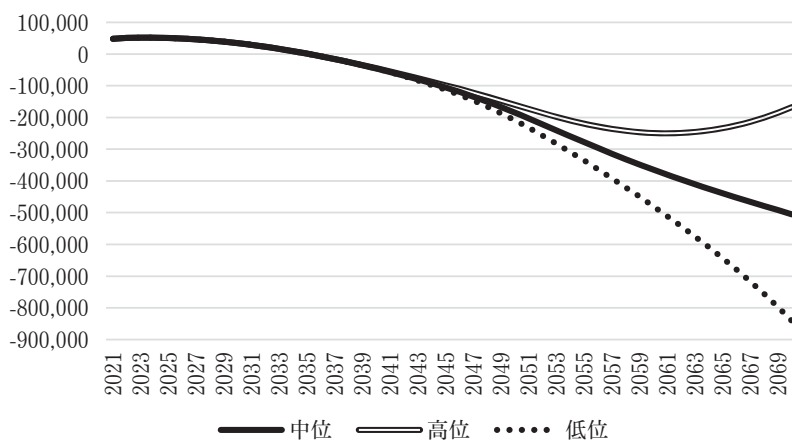
資料：筆者作成.

図6 財政収支と内訳 機関事業団体職員年金 人口中位



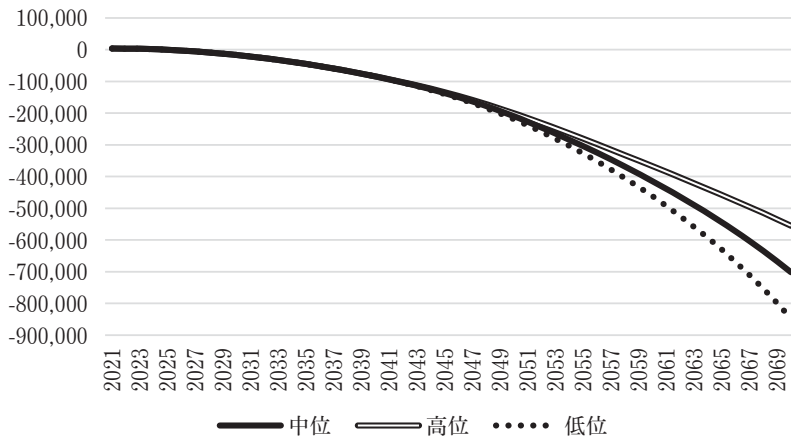
資料：筆者作成.

図7 財政収支と内訳 都市・農村住民基本年金 人口中位



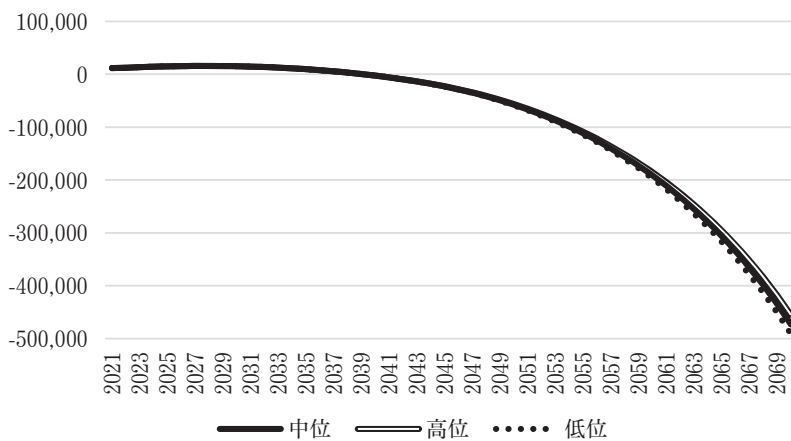
資料：筆者作成.

図8 人口推計の変化による積立金残高の変化 企業従業員基本年金



資料：筆者作成.

図9 人口推計の変化による積立金残高の変化 機関事業団体職員年金



資料：筆者作成.

図10 人口推計の変化による積立金残高の変化 都市・農村住民基本年金

人口については2022年以降の値が中位・高位・低位と変化することを想定しているが、被保険者は16歳以上、受給者は男性60歳以上、女性50歳以上の者しか該当しないため、直近では人口変動の影響は年金財政には反映されず、したがって本稿の計算では、人口変動の効果が積立金の枯渇までに現れることはほぼない。ただしそれ以降、2040年代半ばからは、人口変動の影響も現れ始める。特に出生高位を仮定した場合には、前述の賃金上昇の効果に生産年齢人口の増加による効果も加味されることで、積立金残高も2060年頃から反転するような計算結果となっている。

なお、積立金枯渇後もマイナスの積立金をもとに元利合計の計算を行っているため、この影響を受けて収入総額がマイナスになっている場合が生じている。グラフにおいても、マイナスの積立金から発生するマイナスの収入が、「その他収入」がマイナスになることにより現れている。実際には公費負担の増加などにより対応がなされ、マイナスの積立金が継続することは考えにくいと思われるが、本稿においては公費負担などの追加的な措置は考慮していない。したがって、積立金が枯渇してからの推移については、より悲観的な推計になっている可能性があることに注意されたい。一方で受給者数については近年の被保険者数の急増を反映できていない部分もあるため、こちらはより楽観的な推計になっている可能性がある。

3. 韓国

韓国では5年に1回公式な財政再計算が行われており、最新のものは2023年の第5回である。人口については低位・中位・高位のほかに、COVID-19の影響による超低出生率のケースと、OECD平均の出生率を想定している。また実質経済成長率、実質賃金上昇率、実質金利、物価上昇率といった経済前提については、悲観・中立・楽観の各ケースのほかに、基本仮定からの変動も想定している。これらの想定をもとにした計算結果を、국민연금 재정추계 전문위원회（国民年金財政推計専門委員会）（2023）をもとに確認してみよう¹⁴⁾。

表3 韓国の財政再計算におけるシナリオと各種前提

シナリオ	出生	死亡	国際移動	経済前提
1	低位	低位	低位	中立
2	中位	中位	中位	悲観
基本	中位	中位	中位	中立
3	中位	中位	中位	楽観
4	高位	高位	高位	中立
5	0.98	中位	減少	中立
6	1.61	中位	中位	中立

出所：국민연금 재정추계 전문위원회（国民年金財政推計専門委員会）（2023）『제5차 국민연금 재정계산（第5回国民年金財政計算 財政推計結果）』をもとに翻訳・作成。

まず人口については、合計特殊出生率、平均寿命、国際人口移動の各要素について、次のような仮定をおいている¹⁵⁾。合計特殊出生率は2023年の0.73から上昇し、2050年以降は1.21になると想定されている。また平均寿命は2023年の84.3歳から、2050年には88.9歳、2070年には91.2歳になると想定されている。

このような想定のもとで財政収支の見通しを計算すると、年金積立金は2040年にピークを迎え、その後は急速に減少する。ピークのわずか15年後である2055年には、積立金は枯

14) ただし現時点（2023年9月）で公表されているものは韓国語のプレスリリースだけであり、本稿で示す表以上に詳細な、各年毎の積立金の推移などは明らかにされていない。

15) 国際人口移動の変化については、本稿では取り上げない。

渴すると計算されている。これは前回推計である第4次再計算での予測よりもさらに2年早い値である。積立金の枯渇を防ぐために、たとえば1年分の支出をまかなう積立金を確保するには、現在9.0%である保険料率を2025年に17.9%、あるいは2035年に20.7%まで引き上げることが必要とされている。同様に、収支の均衡を実現するためには、2025年に19.6%、あるいは2035年に22.5%まで保険料率を引き上げることが必要とされている（表6）。

表4 合計特殊出生率と平均余命の仮定

		2023	2030	2040	2050	2060	2070
低位	合計特殊出生率	0.68	0.77	0.95	1.02	1.02	1.02
	平均余命	83.8	84.7	86.3	87.6	88.8	89.8
中位 (基本仮定)	合計特殊出生率	0.73	0.96	1.19	1.21	1.21	1.21
	平均余命	84.3	85.7	87.4	88.9	90.1	91.2
高位	合計特殊出生率	0.88	1.16	1.39	1.4	1.4	1.4
	平均余命	84.8	86.6	88.5	90.1	91.2	92.3
超低出生率	合計特殊出生率	0.62	0.64	0.89	0.98	0.98	0.98
	平均余命	84.3	85.7	87.4	88.9	90.1	91.2
OECD平均	合計特殊出生率					1.61	1.61
	平均余命	84.3	85.7	87.4	88.9	90.1	91.2

出所：국민연금 재정추계 전문위원회（国民年金財政推計専門委員会）（2023）『제5차 국민연금 재정계산（第5回国民年金財政計算 財政推計結果）』をもとに翻訳・作成。

表5 財政目標と保険料率

保険料率引き上げの時期	目標となる積立度合			収支均衡
	1	2	5	
2025	17.9	18.1	18.7	19.6
2035	20.7	21.0	21.9	22.5

出所：국민연금 재정추계 전문위원회（国民年金財政推計専門委員会）（2023）『제5차 국민연금 재정계산（第5回国民年金財政計算 財政推計結果）』をもとに翻訳・作成。

さらに人口や経済前提について、基本的な仮定とは異なる想定をおくシナリオについても計算が行われている。出生および死亡について低位推計を仮定するケースでは、合計特殊出生率は2023年に0.68、2050年以降1.02を、また平均寿命は2023年に83.8歳、2050年に87.6歳、2070年に89.8歳を仮定している。一方高位推計を仮定するケースでは、合計特殊出生率は2023年に0.88、2050年以降1.40を、また平均寿命は2023年に84.8歳、2050年に90.1歳、2070年に92.3歳を仮定している。これらの前提をもとに財政収支が赤字に転じる時点、積立金が枯渇する時点を計算すると、次のようになる。

表6 各シナリオにおける積立金の推移 赤字発生時点と枯渇時点

シナリオ		積立金		
人口	経済	赤字発生	枯渇	金額
基本仮定		2041	2055	-47兆
低位	中立	2041	2055	-132兆
高位	中立	2041	2056	-209兆
中位	楽観	2042	2056	-259兆
中位	悲観	2040	2055	-121兆
超低出生率		2041	2055	-207兆
OECD 平均		2041	2055	-14兆

出所：국민연금 재정추계 전문위원회（国民年金財政推計専門委員会）（2023）『제5차 국민연금 재정계산（第5回国民年金財政計算 財政推計結果）』をもとに翻訳・作成。

人口については、出生について中位・高位・低位のいずれを仮定しても、年金財政の収支が赤字になる年は2041年で変化しない。積立金が枯渇する年を見ても、出生高位を仮定した場合には1年遅れるものの、中位・低位の場合はいずれも2055年となるというように、人口推計の変化にかかわらず、財政収支が赤字になるタイミングや、積立金が枯渇するタイミングにはほとんど差がない。さらにこれらのタイミングは、低位をさらに下回る超低出生率でも変化せず、また高位仮定をさらに上回る出生率である OECD 平均では、枯渇のタイミングは高位仮定よりも早く、中位や低位と同じになる。

IV. 3 国比較

本稿においては、日中韓の3か国の公的年金制度について、その将来像の検討を行った。特に人口の変化に着目し、出生や死亡の変化が年金財政にどのような影響を与えるのかを分析した。日本と韓国については公式な推計が存在していることからそれを利用し、中国については独自に機械的推計を実施した。得られた結果を簡単にまとめると次のようになる。

日本の結果を見ると、少子高齢化の中で所得代替率は低下し、また計画的なものではあるが、積立金も次第に減少していく。しかし想定されたほとんどのケースにおいて、積立金が枯渇するような状況は発生しない。これは有限均衡方式の採用により計画的に積立金を取り崩されていること、また将来的な所得代替率が50%を切らないようにマクロ経済スライドを適用していることなどの効果によるものと考えられる。したがって、年金財政の健全性は基本的には確保できているといえるだろう。また人口変動の影響を見ると、出生の変動の方が死亡の変動よりインパクトが大きいこと、また出生・死亡ともに、低位への変化の方がインパクトが大きいことがわかる。これは出生数が被保険者数に与える影響の方が、死亡数が受給者数に与える影響よりも大きいためと考えられる。

被保険者となりうる可能性の高い15～64歳人口の推移を見ると、2050年における15～64歳人口は出生中位で52,750千人、出生高位で55,082千人、出生低位で50,625千人となって

おり、出生高位は中位と比較して2,332千人多く、低位は中位と比較して2,125千人少ない¹⁶⁾。2115年になれば出生中位で25,924千人、高位で35,213千人、低位で18,769千人であり、それぞれ中位と比較して高位は9,289千人多く、低位は7,154千人少ないということになる。一方受給者となりうる可能性の高い65歳以上人口の推移を見ると、2050年における65歳以上人口は死亡中位で38,406千人、死亡高位で37,026千人、死亡低位で39,782千人となっており、死亡高位は中位と比較して1,380千人少なく、低位は中位と比較して1,376千人少ない。さらに2115年になれば、死亡中位で19,432千人、高位で18,499千人、低位で20,367千人であり、それぞれ中位と比較して高位は933千人少なく、低位は935千人多いということになる。したがって、出生の変動が変化させる被保険者数と、死亡の変動が変化させる受給者数を比較した場合に前者の方が多いことから、出生の方が死亡よりもインパクトが大きいという結果になっているものと考えられる。既に述べたように、年金財政の健全性は基本的には確保できていると考えられるが、経済前提や人口の想定などがより悲観的な方向に変化した場合も念頭に、今後も精度の高い検証を続けることは不可欠である。

中国の場合、急速な少子高齢化が近い将来に積立金の枯渇を発生させると計算される。制度発足から現在までの期間が比較的短かったことを原因として、積立金の額は給付額と比較してもそれほど大きな水準ではなかったこともあり、少子高齢化に対して脆弱であったと考えられる。もちろん、賃金の上昇による保険料拠出額の増加などがあれば、枯渇のタイミングが後ろにずれる可能性もあるだろう。しかし一方で、現役時の拠出が増加すれば、それは将来的には給付の増加として反映されるものでもある。公的年金への加入割合が増加した場合も、短期的には年金財政を好転させるが長期的には年金財政の悪化につながるという意味で、効果は同様である。本稿のモデルではマイナスの積立金からマイナスの運用収入が発生するようになっていることから、積立金枯渇後は財政収支が悪化するスピードがさらに加速するという構造になっているという点はあるものの、現状のままでは近い将来に積立金が枯渇することは不可避である。また公費負担等により対応した際には、財政赤字が拡大することも懸念しなければならない点となるだろう。

韓国の場合、直近の財政再計算では、人口や経済状況の想定によって1年程度のずれは発生するものの、2055年あるいは2056年には積立金が枯渇するという結果が得られている。また仮に財政収支を均衡させたり、一定の積立度合を維持したりすることを考えるのであれば、現在9.0%となっている保険料率を約2倍、あるいはそれ以上に引き上げる必要があるという結果になっている。日本の財政検証で得られた結果と比較すると、人口推計の変化が年金財政に与える影響は驚くほど小さいが、このような結果になった理由としては、年金財政収支が赤字になったり積立金が枯渇したりするタイミングが比較的早いことが考えられる。2023年から見て、2041年は18年後、2055年にしても32年後である。年金の被保険者になるのは生まれてすぐではなく、ある程度の年齢になってからであることを考えれば、比較的近い将来と考えられる2041年、あるいは2055年という時期では、仮に OECD

16) もちろんすべての15~64歳が被保険者になるわけではなく、15歳をすぎても被保険者ではない場合、あるいは65歳をすぎても被保険者である場合などもある。

平均のような高い出生率が実現したとしても、人口変動の年金財政に与える影響は比較的小さなものにとどまるものと考えられる。

したがって、韓国のケースにおいては、人口変動による年金財政の好転はあまり期待できない。また金（2018）によれば、韓国政府は所得代替率の引き下げによって財政悪化への対応を行っているものの、実際の所得代替率が低く、国民年金の給付のみでは老後の生計費をまかなうことは難しいことも指摘されている。したがって、積立金の枯渇をはじめとした年金財政の悪化を防ぐために必要な対策としては、保険料率の引き上げなど、1人当たりの拠出水準を引き上げることが最も重要であると考えられる。

V. むすび

公的年金制度は成立過程や適用対象、制度設計など、同じように少子高齢化に直面する各国においてもさまざまな違いがあり、どの国についても共通して望ましい制度が存在するわけではない。今回取り上げた日本・中国・韓国の3か国だけで見ても、マクロ経済スライドのような自動調整機構は日本のみ、2階部分を積立方式に近い形で運営しているのは中国のみ、低所得者向けに無拠出制の給付を年金として行っているのは韓国のみというように、各国の事情に合わせてさまざまな仕組みが取り入れられている。もちろんこの3か国にとどまらず、広く世界各国を見渡せば、自動調整機構だけでもOECD加盟国の約3分の2がさまざまな形で採用していることをはじめとして、ある程度類似した方法により年金財政の安定化と老後の所得保障を目指していることがわかる。また一方で、この3か国に共通する要素として、支給開始年齢の引き上げなどが挙げられる。OECD（2021）では、高齢化が年金支出額を増加させるものの、雇用の増加が生産能力を強化するとともに年金受給者を減少させるため、OECD諸国の平均で見ると、雇用の増加が年金支出総額の対GDP比を1.1%減少させたことと指摘している。インパクトの大きさは国によって異なるものの、各国における支給開始年齢の引き上げは、いずれも支給総額を抑制し、年金財政を好転させる効果があると考えられる。

少子高齢化、そして長寿化が進む各国において、引退後の生活を金銭面から支える公的年金は欠かすことのできない制度となっている。財政検証のような制度の健全性の定期的な検証は、各国において今後ますます重要性が高まることになると考えられ、長期的に健全性が保たれることを確認する中では、人口に関する仮定の違いが重要になってくることが改めて示された。

（2023年9月24日査読終了）

謝辞

本稿は厚生労働科学研究費補助金（地球規模保健課題推進のための行政施策に関する研究事業）「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」（研究代表者：林玲子、課題番号：20BA2001）の研究成果の一部である。また匿名の査読者からは記述の誤り及び不十分な点をご指摘頂いた。

た。ここに記して感謝申し上げる。もちろん、本稿に残された誤謬はすべて筆者自身の責任である。

参考文献

- Nicholas Barr (2001) *The Welfare State as Piggy Bank: Information, Risk, Uncertainty, and the Role of the State*, Oxford University Press.
- OECD (2021) *Pensions at a Glance 2021: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing.
- The World Bank "World Bank Open Data"
- United Nations "World Population Prospects 2022"
- 于洋 (2022) 「未完の年金制度改革」『社会保障研究』第6巻第4号, pp.389-403.
- 金明中 (2022) 「韓国の年金制度」『年金と経済』Vol.41, No.2, pp.79-84.
- 厚生労働省年金局 (2022) 『令和3年度 厚生年金保険・国民年金事業の概況』.
- 厚生労働省年金局数理課 (2019) 『2019 (令和元) 年財政検証結果レポートー「国民年金及び厚生年金に係る財政の現況及び見通し」(詳細版)ー』.
- 谷内陽一 (2017) 「年金財政議論における「誤解」の検証～企業年金に携わる実務家の視点から～」『日本年金学会誌』第36号.
- 국민연금 재정추계 전문위원회 (国民年金財政推計専門委員会) (2023) 『제5차 국민연금 재정계산 (第5回国民年金財政計算 財政推計結果)』.
- 中華人民共和国国家統計局『中国統計年鑑』各年版.
- 中華人民共和国財政部『中央預決算公開平台』.

補論 中国の年金制度のモデル化

公式な推計が存在しない中国については、本文中で述べた通り、簡単なモデルを用いた機械的な推計を行った。本節ではそのモデルについて解説を行う。

まず、公的年金制度の構造について、式を用いて表現してみよう。

$$F_{t+1} = (1+r_t)F_t + PC_t - PB_t \quad (1)$$

$$PC_t = \tau_t N_t^y \quad (2)$$

$$PB_t = \beta_t N_t^o \quad (3)$$

ここで、 F は年金積立金、 r は利子率、 PC は年金保険料の拠出、 PB は年金の給付を表す。また τ は年金保険料率、 β は 1 人あたり年金給付額、 N^y は被保険者数、 N^o は受給者数を表す。(1)式は年金財政の均衡式である。1 期後の年金積立金の残高は、今期の年金積立金の元利合計に年金保険料の拠出を加え、年金給付を控除することにより求められる。もちろん補助金等があればそれを加えることも必要である。(2)式は年金保険料の拠出を表す式である。年金保険料は現役世代からの拠出によりまかなわれ、拠出水準は τ で与えられる。拠出が定額であるような場合であれば τ は一定の値をとり、賃金に比例するような場合であれば τ は保険料率と賃金の積となる。(3)式は年金給付を表す式である。給付総額は 1 人あたり年金給付額 β に受給者数を乗じることにより計算される。給付が過去

の拠出に依存して決定されるような場合には、過去の賃金等を考慮することが必要である。

以上のような式を想定し、中国の被保険者数等のデータを用いながら機械的な推計を行った手順について説明を行う。まずは被保険者の数を計算しよう。制度により被保険者の要件は異なるが、企業従業員基本年金保険制度や機関事業団体職員年金保険制度を想定した場合には、就業者数を計算することが必要である。就業者数は労働力人口から失業者数を控除することで計算することができる。労働力人口は、人口に労働力率を乗じることで、また失業者数は労働力人口に失業率を乗じることにより計算することができる。ただし筆者が計算を行った際、このように計算された値は『中国統計年鑑』から得られた就業者数とはある程度の乖離が発生した。本来であればこの時点で乖離の補正を行うところであるが、本稿の目的は被保険者数の計算であり、またその際に必要とされるものは都市就業者数であるため、補正は都市就業者数の計算の際に行った。

『中国統計年鑑』では就業者数が都市就業者数と農村就業者数に分けて計上されている。于（2022）によれば企業従業員基本年金保険制度や機関事業団体職員年金保険制度の被保険者はほとんどが都市就業者であるということで、本稿でもその考え方にしたがって、企業従業員基本年金保険制度や機関事業団体職員年金保険制度の被保険者は都市就業者であると想定して計算を行う。都市就業者と農村就業者の比率を計算した上で、この比率を用いて、さきほど計算した就業者数を分割し、さらにこの計算された都市就業者数と実際の都市就業者数の乖離を補正する。また、労働力率や失業率は The World Bank の World Bank Open Data に男女別の値があること、さらに年金の支給開始年齢には男女で差があることから、就業者数は男女別で計算している。なお全就業者に占める都市就業者の割合については男女で差がないと仮定している。

さて、就業者基本年金保険制度の被保険者は、企業従業員基本年金保険制度の被保険者と機関事業団体職員年金保険制度の被保険者に分けることができる。両者の比率を見ると前者が圧倒的に多数であるが、後者も就業者基本年金保険制度の10%程度を占めているため、無視しうる大きさではない。したがって、過去分については実績、将来分については直近の値をもとに按分している。最後に都市・農村住民基本年金保険制度であるが、これは就業者基本年金保険制度に該当しない者の一部が被保険者になると考えられる。したがって、まずは16～59歳の全人口から企業従業員基本年金保険制度や機関事業団体職員年金保険制度の被保険者数を控除した値を計算し、その値と16～59歳の全人口との比を求めることにより、都市・農村住民基本年金保険制度に該当する割合とした。

受給者についても、過去のデータをもとに計算を行っている。まずは都市就業者の男女比をもとに、企業従業員基本年金受給者数を男女別に計算する。もちろん受給資格は過去の就業履歴に基づくものであることから、正確な値を計算するためには過去の性・年齢別の就業者数の値が必要であり、現在の都市就業者の男女比を用いても正確な値を計算することは不可能である。しかし過去、特に現在の受給者が被保険者であったと考えられる時期の性・年齢別就業者数の値は入手不可能であること、また都市就業者の男女比は直近では多少男性が増加傾向ではあるものの、2006年以降ほぼ60%前後で安定していることから、

都市就業者の男女比は直近の値を利用している。さらに、このようにして計算された男女別の企業従業員基本年金の受給者数について、受給者資格を得る男性60歳以上、女性50歳以上の人口との比を求める。将来の受給者数の計算にあたっては、当該比率の直近の値を用いることとする。機関事業団体職員年金受給者についても手順は企業従業員基本年金と同様である。ただし女性の支給開始年齢は企業従業員基本年金と異なり55歳なので、人口との比を求める際には55歳以上の人口を用いる。最後に都市・農村住民基本年金保険受給者である。これについては男女計の都市・農村住民基本年金保険受給者数の60歳以上人口に占める割合を計算し、直近の値をもとに将来の受給者数を計算している。

続いては保険料収入と収入合計額、基礎年金支出額と支出合計額の計算である。前述の通り、保険料は企業従業員基本年金保険制度や機関事業団体職員年金保険制度の場合、事業主が賃金総額の16%、加入者が賃金の8%を拠出する。また都市・農村住民基本年金保険制度は12段階の保険料を加入者が自由に選択する。したがって、企業従業員基本年金保険制度と機関事業団体職員年金保険制度については、既に計算された被保険者数に平均賃金と保険料率を乗じることにより、保険料収入の額を計算することとする。都市・農村住民基本年金保険制度については、保険料収入額を被保険者数で除算することにより1人当たりの保険料拠出額とし、この直近の値が将来にわたって続くと仮定する。また、それぞれの制度について、前期の残高に利子率を乗じたものを運用収入とする。収入は保険料収入と運用収入だけでなく、公費負担等もあるが、こちらについては特別な計算は行わず、保険料収入と運用収入の和と、収入合計との比を用いて、実績値との乖離を調整する。支出合計額も年金給付だけでなく死亡一時金等の支出があるが、これも特別な計算は行わず、年金給付総額と支出合計額との比を用いて、実績値との乖離を調整する。これらの調整に用いる比についても、直近の値が将来にわたって継続すると仮定している。

以上のような手順により得られた収入と支出から、各年の収支を計算し、さらには前年の積立金残高の値も用いることで、当年の積立金残高も計算することができる。

Public Pension Systems in an Ageing Society with Low Fertility: A Comparison of Japan, China, and Korea

SATO Itaru

We analyzed the impact of population change for the public pension systems of three countries: Japan, China, and South Korea. Since there are official estimates such as the 2019 actuarial valuation for Japan and the 2023 financial calculation for South Korea, we used these estimates. Since there are no such official estimates for China, we constructed a simple model and performed mechanical estimation.

The results show that in Japan, only in the case of low fertility or low mortality, the reserve of the national pension will be depleted about 90 years from now, or the replacement ratio will fall below 50%. In the case of China, the reserve is rapidly declining, with the result that the basic corporate employees' pension insurance system will be depleted in 2035. In South Korea, the reserve will be depleted by 2055. This schedule for reserve depletion in China and South Korea remains virtually unchanged regardless of whether high, medium, or low fertility assumptions are made. This may be due to the fact that reserve depletion is expected in the very near future in China and South Korea. In other words, even if the number of live births increases, it will take a certain period of time before they become insured, and if the reserve is depleted in the near future, the effect of changes in the number of live births will not appear in the near term. In Japan, on the other hand, the long-term soundness of the population means that the impact of population changes on reserves can be clearly recognized.

In countries with declining birthrates and aging populations as well as increasing longevity, public pensions are indispensable systems that financially support people in their retirement years. Periodic verification of the health of public pension systems, such as actuarial valuation, is likely to become increasingly important in each country, and differences in assumptions about population will be important in confirming that the health of these systems is maintained over the long term.

Keywords: actuarial valuation, reserve, population projection, insured

特集 I : 日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究

日中韓少子高齢化施策の推移と実態

—比較の視座から—

林 玲 子

日本、中国、韓国は少子高齢化が進行し、人口減少社会となった。いずれの国も現在は少子高齢化に対応する施策をすすめているところであるが、ここに至るまでに過剰人口対策として家族計画等の推進により出生水準を下げる政策がとられ、それが出生率の低下に応じて少子化対策に転換した歴史がある。しかしそのタイミングやスピードは異なっている。一方、出生率低下と死亡率低下(寿命の延伸)に伴って人口高齢化が進み、その対応は早くから始められた。高齢者割合が増加する以前から高齢者福祉、年金制度は開始されていたが、高齢者割合の増加に応じて医療・年金の皆保険制度が達成され、それら既存施策が継続的に改革されると同時に介護制度が構築された。限られた資源をどのように配分するかはいずれの国でも課題であるが、これから高齢者数が大きく増えない日本と比べ、今後激増する韓国、中国では、すべてを公的セクターでまかなうのではなく、民間・個人や家族にシフトする流れもある。人口減少が進む中、既存の人口政策、社会保障政策という枠を再構成し、こどもを産み育てやすい環境の整備、増える高齢者を新たな経済基盤とするような不断の施策構築とその改革が喫緊の課題である。

キーワード: 少子化, 高齢化, 日本, 中国, 韓国

I はじめに

日中韓、つまり日本、中国、韓国では、少子高齢化は着実に進行し、いずれも人口減少社会となった。日中韓は、歴史的には文化の共有基盤があり、国民の風貌は似ているが、こと20世紀において、その文化・社会は多様化した。共通の文字であった漢字の利用も、韓国の若者では書けない、読めない人も少なくない。儒教が共通の倫理観、と言われることもあるが、日本における儒教の意識は中国・韓国よりも低く、韓国では仏教の他、キリスト教が広く受け入れられている。中国においては、共産主義というイデオロギーの下、宗教や慣習は人々の生活をあまり束縛しない。

日本、中国、韓国は、人口規模が大きく違う。2020年では日本人口は126,146,099人(国勢調査)、韓国は51,836,239人(人口総調査)、中国は1,409,778,724人(人口普查)であった。つまり日本は韓国の倍、中国は日本の10倍程度である。三か国の人口推移を、国連による推計値ではなく、各国の統計局が公表している数値でみると、データの揃う1949年以降は韓国・中国の人口増加のスピードが同等で日本よりも目立って早いことがわかる(図

1). 1949年から2020年にかけて韓国・中国は人口がいずれも2.6倍になったが、日本は1.5倍であり、この時期の人口問題は「人口増加」であった。しかしながら、日本では2008年をピークとして人口減少フェーズに入り、韓国では2021年、中国では2022年に人口減少に転じ、今後の人口問題は「人口減少」である。新たな、これまでとは異次元の政策対応が必要になっている。

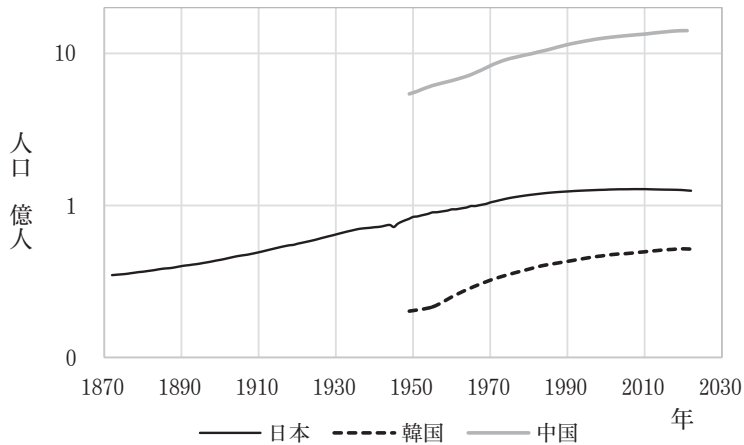


図1 日中韓の人口推移

資料: 日本は内務省戸籍局, 国勢調査・人口推計 (総務省統計局), 韓国は人口推計 (韓国統計庁), 中国は中国統計年鑑 (中国国家統計局)

日中韓の人口ピラミッドを見ると、国によりその凹凸の位置と大きさは異なっている (図2)。人口ピラミッドにはその時点で生きている人の人口史が刻まれている。例えば日本では、74、75歳の大きな窪みはほぼ1945、1946年生まれに相当し、その2年間の出生が抑制されたことを示している。またその下の大きな膨らみは戦後のベビーブーム、団塊の世代によるものだが、その直前の出生控えによる反動もあるだろう。さらにひのえうまにあたる1966年に明らかな窪みがあるが、同じく干支を用いている韓国、中国では同様の窪みはなく、ひのえうまの伝承は日本のみであることがよくわかる。その下の47歳を頂点とするふくらみは、団塊ジュニア世代、つまり、団塊の世代の子ども世代である。日本の凹凸はおおむねこのように説明でき、それ以外はスムーズに数が推移している。

韓国の場合、59歳つまり1961年生まれを頂点とするふくらみは、朝鮮戦争後のベビーブームによるもので、ベビーブームとは1955年以降に生まれた世代のことを指すことが多い (関係部処合同 2020)。しかし日本と違い、出生の増加は徐々に進み、またその後20年程度続く長いブームであった。まさに2020年に、このベビーブーマーが65歳以上になるため、韓国では本格的な人口高齢化期に入るとも言われている。その後の凹凸は、おおむねこの最初のベビーブームから20年後毎の位置に呼応しており、ベビーブームのエコー効果といってもよいものであろう。しかしながら、韓国の20歳以下の窪みは、近年の超低出生率を反

映し著しく細くなっている。この「細い」世代が50～60歳のベビーブーマーという「太い」世代を支えねばならない、という難題がみてとれる。

中国の人口ピラミッドは59～61歳、つまり1959～1961年生まれの大躍進政策時代の大飢饉（「三年困難時期」）による窪みが著しい。その後のふくらみは、その反動によるベビーブーム、さらにその20歳下はそのベビーブーマーたちのジュニア世代と考えられる。中国の一人っ子政策は1979年から開始されており、その年に生まれた人は2020年に41歳であるが、政策の目的に反してそれより下の30歳までは人口は増えている。一方、30歳より下、つまり1991年以降に生まれた人口は大きく減少している。韓国同様、中国の人口ピラミッドの形はギザギザであり、日本のようなスムーズな形となっていない。

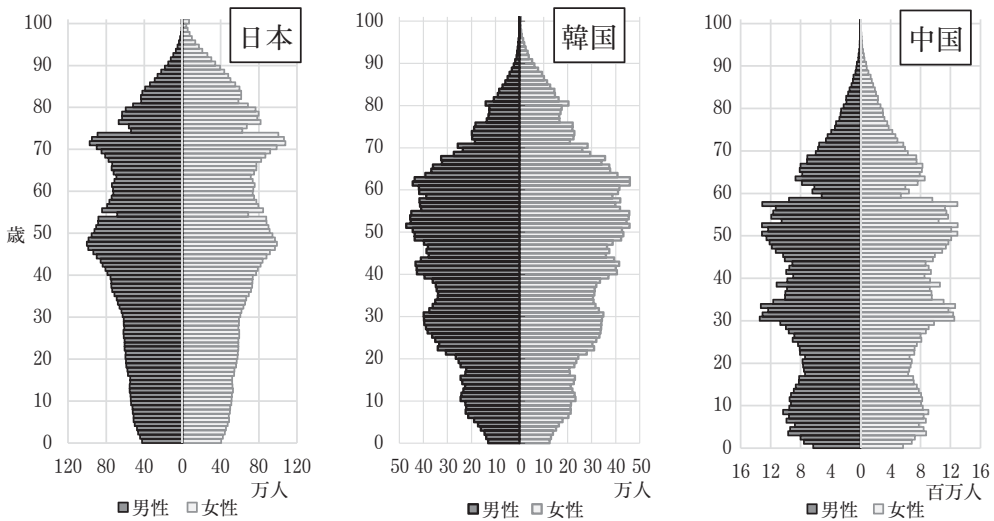


図2 日中韓の人口ピラミッド（2020年）

資料：日本は国勢調査（総務省統計局）、韓国は人口総調査（韓国統計庁）、中国は人口普查（中国国家統計局）

人口推移、人口ピラミッドの形から、過去100年に及ぶ人口はその時々状況により大きく変化したことが伺われるが、それでは少子高齢化政策はそれに応じた、もしくは影響を与えたのだろうか。本稿では日中韓における少子高齢化施策を少子化（出生）に関わる施策、高齢化に関わる施策に区別し、三か国における推移を見たうえで、それらの相違点と類似点を確認し、「少子高齢化施策」という施策構造を比較する。

II 少子化（出生）に関わる施策

出生力の指標として合計特殊出生率、平たく言えば女性が生涯に持つ平均出生児数を、各国統計局公表値や調査に基づく値で示せば図3のようになる。得られる期間は必ずしも同じではなく、日本は1925年から、中国は1949年から、韓国は1970年からであり、母の年

年齢別出生の全数登録，もしくは抽出調査といったデータに基づく公的機関による公表値はそれしかない。合計特殊出生率は，日中韓とも，20世紀の特定の期間に大きく減少し，それは日本の場合は1950年代，韓国・中国は1970年代に起こっている。また三カ国の水準と動向は1990年以降収束しているように見えるが，近年の韓国の低下は著しい。

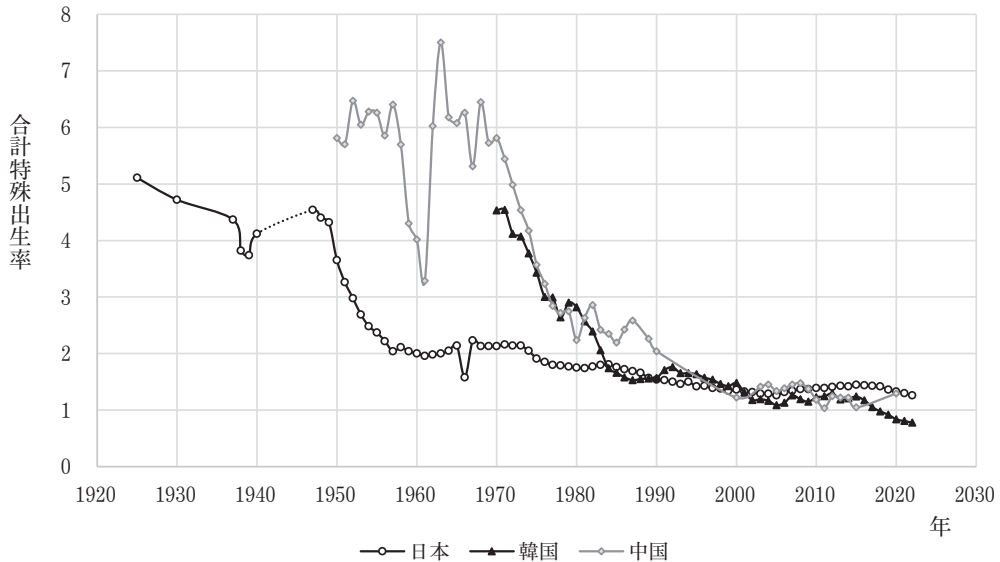


図3 日中韓の合計特殊出生率の推移

資料: 日本は1925年から1940年まで統計局，1947年より厚生（労働）省。韓国は韓国統計庁。中国は1950年から1987年まで黄（1992）（1950年から1981年まで1982年第1回出生力調査，1983年から1987年まで1988年第2回出生力調査），1989年以降は中国統計局（中国統計年鑑もしくは人口普查の女性年齢別出生率を合計したもの）

日中韓の出生に関わる施策の推移を一覧にしたものが表1である。これらについて，さらに国別にみることにする。

表1 出生に関わる施策の推移

年代	日本	韓国	中国
1880	2 旧刑法（墮胎罪） 4 墓地及埋葬取締規則		
1890	9 産婆規則		
1900	7 刑法（墮胎罪）		
1910	1 産後休業（工場法）		
1920	0 扶養控除の導入 7 人口食糧問題調査会，分娩給付・出産手当金（健康保険法） 9 人口統制に関する諸方策		
1930	7 母子保護法		4 蒋介石が新生活運動を提唱

1940	0 国民優生法 1 人口政策確立要綱 8 優生保護法 9 人口問題審議会		
1950	4 人口問題審議会（人口の量的調整に関する決議） 5 国際家族計画会議を日本で開催 5 新生活運動協会発足 9 人口白書		0 婚姻法 2 避妊・中絶制限臨時措置 3 避妊薬・避妊具輸入禁止通知 7 馬寅初「新人口論」 8 「大躍進」による計画生育中断
1960	1 配偶者控除の導入 9 人口問題審議会中間答申	1 国家再建最高会議議決（家族計画事業） 3 家族計画事業10か年計画	2 「大躍進」後のベビーブーム 4 国务院計画生育弁公室の設置 4 計画生育経費の支出問題についての規定 6 文化大革命による計画生育施策の縮小
1970	2 児童手当の導入 4 日本人口会議，人口白書「静止人口を目指して」	0 家族計画研究院設立 3 USAID 撤退と技術移転 6 人口政策審議委員会設置	1 第4次5カ年計画「一人でも少なくない、二人は丁度よい・・・」 9 全国計画生育弁公室主任会議
1980		1 韓国人口保健研究院設立 2 第5次経済社会発展5カ年計画 3 合計特殊出生率2.1	0 婚姻法（晩婚・晩産の奨励等） 1 国家計画生育委員会に改称 2 憲法（計画生育の推進）
1990	0 「1.57」ショック 2 国民生活白書「少子社会の到来」 4 エンゼルプラン策定 6 母体保護法	6 新しい人口政策の国務会議議決（人口増加抑制政策の廃止と人口資質の向上）	4 生育保険の試行開始
2000	0 新エンゼルプラン 5 第1次少子化社会対策大綱	4 大統領諮問高齢化及び未来社会委員会設置，健康家庭基本法 5 低出産・高齢社会基本法 6 第1次低出産・高齢社会基本計画（セロマジプラン2010）	
2010	0 第2次大綱 5 第3次大綱	1 第2次低出産・高齢社会基本計画（セロマジプラン2015） 6 第3次低出産・高齢社会基本計画（ブリッジプラン2020）	6 第13次5カ年計画二人っ子政策
2020	0 第4次少子化社会対策大綱 3 こども家庭庁の発足	0 第4次低出産・高齢社会基本計画	1 第14次5カ年計画「適度生育水平」 出産政策の最適化による人口の均衡且つ長期的な発展の促進に関する決定 人口と計画生育法改正

注: 各項目最初の数字は、その年代の年を示す。
資料: 林他（2023）を加筆修正

1 日本

日本における出生に関わる施策は、さかのぼれば江戸時代の墮胎、間引き、捨て子に対する規制など（高橋 1955）も挙げることができるが、ここでは出生指標が施策により左右されているか、という点に絞り、日本の最初の合計特殊出生率が得られる1925年からの

推移を概観する（図4）。

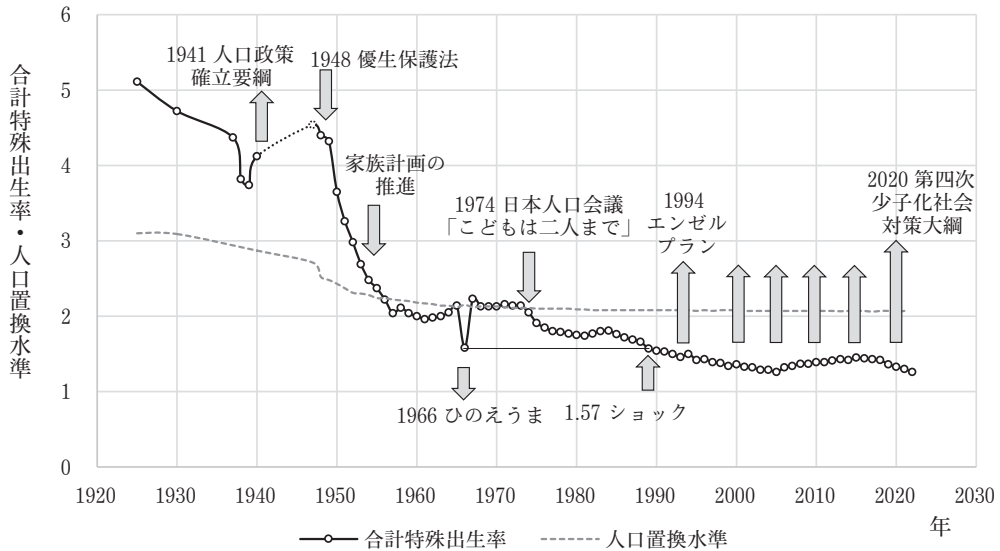


図4 合計特殊出生率の推移と主要な施策（日本）

資料：合計特殊出生率は図3と同じ。人口置換水準は人口統計資料集 表4-3（国立社会保障・人口問題研究所）

1925年に初めて得られる合計特殊出生率は5.11と高水準であるが、以後低下する。1927年に設置された「人口」と名の付く最初の政府会議体である人口食糧問題調査会は、過剰人口に対する調査会ではあったものの、避妊、妊娠中絶及び優生手術を認容する法規についての記述は削除され、相談施設を設けることが答申に記載されたのみであった（人口食糧問題調査会 1930）。これは、旧刑法に墮胎罪が明記され、産児調節はタブー視される社会素地があったためだと考えられる。しかしこの時期にはすでに受胎調節が人々に知られるようになっていた（太田 1976, 人口食糧問題調査会 1928）。受胎調節以外の要因は当然あるとしても、その後出生率はなだらかに低下していたが、1938年、1939年の出生率が大きく低下したことは、戦時体制の中、明示的な出生率を上げる政策がとられるきっかけとなった。その変化は月別、都道府県別に詳細に分析され日中戦争により有配偶兵員が大量に招集されたこと、都市部への労働者の移動が理由とされ（人口問題研究所 1940）、人的資源確保のために、調査に基づく適正な対策を講ずる必要が訴えられた。いち早く1940年に施行された国民優生法は、人口の質向上を目指し優生目的の不妊手術を制度化するという本来の目的よりも、刑法で禁止されていながらも実態として行われていた人工妊娠中絶を取り締まる、という人口増加策としての効果があった（廣嶋 1981）。さらに1941年には人口政策確立要綱が閣議決定され（内閣 1941）、「人口の永遠の発展性を確保するため」に、夫婦の出生数平均五児、「健全なる家族制度」の維持強化、女子の就業を抑制する方針などが掲げられた。合計特殊出生率を確認できるのは1940年が最後であり、その他の指

標、例えば粗出生率や出生数、各歳別人口をみても人口政策確立要綱が実際に出生率向上という効果を上げたとは確認し難いが、「人口政策」イコール戦時中の強制的な国家統制策という認識は確実に日本人に広がった。

戦後は、ベビーブームによる急激な出生数増加に対し、優生保護法の制定と改訂により中絶を許容する政策がとられ、またたくまに出生率は減少し、その後、家族計画施策へと推移した。日本では公式な家族計画政策はなかったとされ (Tsuya et al. 2019), 「受胎調節は本質的には行政の限界を超えており (・・・) 民間からの協力が必要」というのが行政の認識であった (日本家族計画協会 1969)。国として確かに家族計画推進の法律はなかったが、厚生省に設置された人口問題審議会の決議文書 (「人口の量的調整に関する決議」)、日本家族計画連盟、日本家族計画協会などの民間組織を通じた活動、企業を通じた新生活運動 (人口問題研究会 1954)、毎日新聞社人口問題調査会等による調査・広報活動 (毎日新聞社人口問題調査会 2000) などの多くのチャンネルを通じて家族計画の普及が図られた。国家予算としても1952年から1967年の間、年間で最低2,120万円(1952年)から最高7,250万円(1958年)程度の家族計画関係予算が厚生省で計上され、1967年には、母子保健対策予算額の11.8%、6,690万円が家族計画・受胎調節の指導などで計上されている。このような活動・施策により、妊娠抑制における中絶と家族計画の寄与割合は1955年では7:3であったところ、1960年では5:5、1965年では3:7と逆転した (青木 1967)。

戦後の日本において、1970年代に人口置換水準を下回ったという言説が多いが、実際下回ったのはそれよりもずっと前の1956年であった (図4)。これは、1950年代の人口置換水準が通常言われる2.1よりも高かった、ということから生じた誤解であろうか。しかしながら当時、合計特殊出生率が人口置換水準を下回ったことは適切に認識されていた。1969年3月の人口問題研究所報告書 (館 1969)、4月の人口問題審議会中間答申 (上田 1969) において、1956年より純生産率が1を下回る状態が10年間続き、それは世界で最低水準であること、日本の出生率は下がり過ぎており、出生回復のために社会開発の推進が必要であると指摘された。その社会開発の一環として「家庭強化」が挙げられている (館 1969)。1961年に導入された配偶者控除や1986年に導入された国民年金の第3号被保険者制度は、この家族の強化という概念と整合的であり、1920年から導入されていた扶養控除制度と合わせてそれが出生水準にどのように影響を与えたのかはさらなる検証が必要とされる。

出生率はほぼ置換水準に至っていたものの、1974年に開催された日本人口会議およびその基礎文書である日本人口白書 (人口問題審議会 1974) では「こどもは二人まで」、「出生抑制にいつその努力を注ぐべきである」とされた。結果、出生率は低下し続け、それに対する施策は1990年の1.57ショック、つまりその前年1989年の合計特殊出生率がひのえうまに当たる1966年の値を下回ったことによる社会的な衝撃が起こるまで持ち越されることになる。その年、「健やかに子どもを生み育てる環境づくりに関する関係省庁連絡会議」が設置され、1994年に社会全体で子育てを支援していくことを目指したエンゼルプランが策定された (内閣府 2004)。出生率が人口置換水準を下回り、その回復が目された1956年

から1994年まで、政策転換には実に38年かかった。この「無策」は、出生率の回復、出生力増加を国が施策とすることは1941年の人口政策確立要綱を想起させ、それに対する忌避感があったためではないかと考えられる。このことから戦後日本において、出生率を回復させる施策は「人口政策」ではなく、「少子化対策」という用語が使われている。「少子化」とは、平成4(1992)年度の国民生活白書(経済企画庁)で最初に用いられたとされるが(津谷 2007, 守泉 2018), 少子化対策はエンゼルプラン, 新エンゼルプラン(1999年), 次いで少子化社会対策基本法(2003年)に基づいた, 少子化社会対策大綱(2005年)となり, 以降5年毎に更新され2020年の第4次少子化社会対策大綱が最新の施策である。

少子化対策としてどこまでの施策を捉えるか, 一概に線を引けるものではないが, 政策の大枠としての国家政策の有無, および施策の分野は表2に示すように多く挙げることができる。ここには示していないものの, 少子化対策という枠よりも広い保健, 住宅, 教育分野も少子化対策として重要な役割を果たす。総括的にみれば近年結婚支援や不妊治療支援などその種類が増加していることが特徴である。また, 古くから存在している施策, 例えば配偶者控除, 出産給付一時金など, 今後時代に合わせ新たな形に再構築が必要なものも少なくない。

表2 少子化対策の推移

	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2020
国家政策	○					●	●	●	●
出産関連手当	1922								
産前・産後休業	1916								
児童手当				●				●	●
育児休業						●			
保育支援	●						●		
扶養控除	1920		○		●				
雇用支援・WLB					●			●	●
結婚支援								●	
祖父母支援税金控除								●	
不妊治療支援							●		●

資料: 筆者作成

合計特殊出生率は2005年に1.26で底をついた後上昇し, これは少子化対策が功を奏したのではないかと考えられたが, 2016年より再び低下しはじめ, 2022年には1.26となった。2022年の値は, 小数点三位まで見れば史上最低の合計特殊出生率である。

2 韓国

韓国統計庁が公表する合計特殊出生率は1970年以降の数値に限られる（図5）。1945年8月、日本からの解放直後9月に南北が分断され、南朝鮮は米国軍政の支配下に置かれたが、その後1948年に大韓民国として独立し、1949年には第1回総人口調査、つまりセンサスが実施された（統計廳 1992）。1950年6月25日に始まった朝鮮戦争（6.25事変）が1953年に休戦となった後、1955年に人口動態調査令が大統領令として発された。しかしながら、申告漏れは甚だしく、出生・死亡の届出率は1966年で40%未満程度であり（鈴木 2022）、統計として利用することはできない水準であった。そのため、1963年より人口動態標本調査が実施されたが一旦1969年に中止され、1972年に再開し、1987年には55,000世帯を対象とする大規模な調査も行われた。その後過去10年分を集計して公表する形となり、1980年代後半には届出率が95%程度となった（統計廳 1992）。つまり、1970年以降1980年代までの韓国の人口動態統計は標本調査に基づくもので、全数登録によるものではなく、その後の値と比べると代表性や正確性は同様ではないと考えられる。ちなみに、国連人口部による1950年の韓国の合計特殊出生率は5.97で、1957年にかけて6.19まで上昇した後減少に転じる推計となっている（UN 2022a）。同時代の中国の合計特殊出生率は6前後であり、それと同様とみなされたのかもしれない。しかしながら、1960年の人口住宅国勢調査では、既婚女性の平均出生児数は最高でも45～49歳の5.52であるため（経済企画院 1964）、1970年以前の韓国の合計特殊出生率は6まで高くない可能性もある。

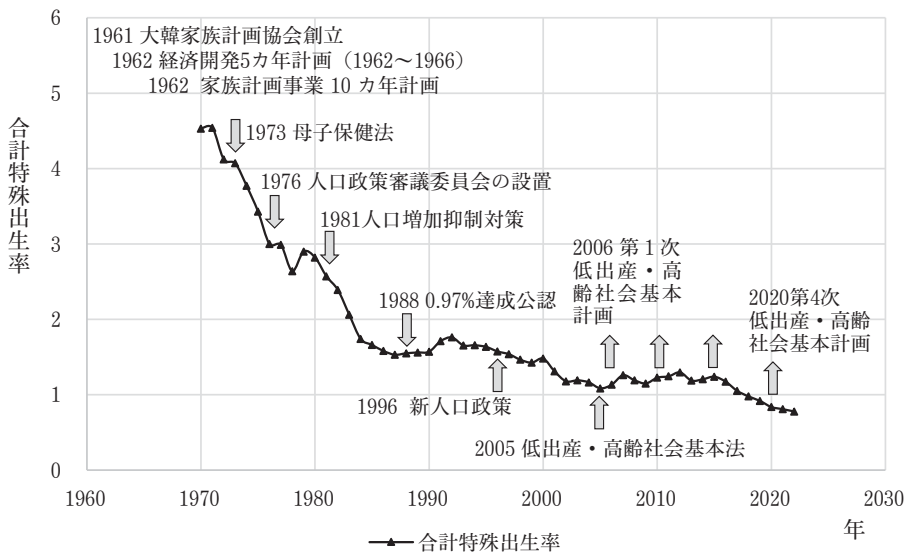


図5 合計特殊出生率の推移と主要な施策（韓国）

資料: 図3と同じ

このような事情で、公的統計としての合計特殊出生率の値は限られるが、出生に関する施策はそれ以前からあった。日帝時代、つまり日本の植民地支配下では労働力の動員のた

めに多産出生政策が強要されたと記されている（保健社会研究院 1991）。独立後、1950年代は米国の援助や宣教師などにより家族計画事業が散発的に行われたが、1961年3月には大韓家族計画協会が創立され、5.16革命後の朴正熙政権のもと策定された第1次経済開発5カ年計画には「適切な人口調節対策が要請される」と明記された（日韓経済協会 1962）。1962年には家族計画事業10カ年計画（1962-1971）が策定され、1971年に避妊実行率45%を目標とし、それに基づき年度別に政府予算が確保された。

韓国における家族計画の推進は、国際家族計画連盟（IPPF）、スウェーデン国際開発協力庁（SIDA）や米国国際開発庁（USAID）、ポピュレーションカウンシルなどの国際援助機関の支援を得ながら行われていたこともあり、早くも1968年には経口避妊薬の供給を開始している。国連人口活動基金（UNFPA）とは1974年に協定を締結し財政支援を受けた。

1973年に制定された母子保健法により、それまでは禁止されていた人工妊娠中絶が一定の要件のもとで可能となった。1976年には企画院長官を委員長とし関係各省、ソウル市長、二人の民間人を委員とする人口政策審議委員会が設置され、各省庁間の連携が図られ、1981年に発表された新たな人口増加抑制対策は、各省庁が担当する49の施策で構成されたものであった。このような政府横断的な施策のもと、1970年に4.53であった合計特殊出生率は急速に低下し、1987年には1.53まで低下し、出生抑制という目標は十分すぎるほど達成された。政策目標であった人口増加率1%も下回り、1988年に0.97%を達成したことが公的に発表された（山地 2005）。

その後、人口政策は転換する。1989年には経済企画院が「人口の資質と生活の質向上」を新たな目標として掲げ、1994年のカイロ国際人口開発会議を契機に、人口の「量的な」削減から人口資質の向上を目指す新人口政策が1996年に策定された。1997年の経済危機による空白期間があるものの、継続する出生率低下に応じて、2004年に大統領諮問高齢化及び未来社会委員会の設置、2005年に低出産・高齢社会基本法が制定された（曹 2022）。韓国の場合、出生率が人口置換水準に至ったのが1983年であり、施策の転換点である新人口政策が出されるまで、わずか13年であったといえる。基本法に基づき、第1次計画（2006～2010）、第2次計画（2011～2015）、第3次計画（2016～2020）が策定・実施され、現在は第4次低出産高齢社会基本計画が実施されている（守泉 2023）。

韓国の少子化対策は、「低出産」対策であり、基本計画を策定するのは大統領府直轄組織である低出産高齢社会委員会であるが、その英語名は“Presidential Committee on Ageing Society and Population Policy”であり、人口政策（population policy）が少子化対策とみなされているようである。2005年の基本法の制定から急速に施策は展開し、2013年に無償保育、2018年には普遍的児童手当、2021年には高校無償教育が開始された（金 2023）。男女雇用平等と仕事・家庭両立支援に関する法律も整備され、産前産後休業はもちろんのこと、育児休業も1988年の男女雇用平等法に明記され、経口避妊薬は薬局で購入可能、妊産婦検診を含め、出産は健康保険でカバーされるなど（林他 2023）、少子化対策として考えられる施策はことごとく整備されている。しかしながら合計特殊出生率は、

2022年で0.78と、日中と比べても一段低い水準となっている。

3 中国

「新生活運動」は、日本では1950年代からはじめられた、「自らの創意と良識により、物心両面にわたって、日常生活をより民主的、合理的、文化的に高めることをめざして行う」(新生活運動協会 1955) 活動で、家族計画の推進も含まれていたが、中国では同じ名称で1934年に蒋介石が南京で開始している。日中の中で認識の共有や連携があったのか、偶然に名称が一緒であったのか、現時点では判然としないが、そのような日中韓地域における一つの思想の流れがあった。

中華人民共和国建国以来の合計特殊出生率は図6に示されるように、1960年前後の大きな変動を経て1963年には7.50という高値を記録し、その後減少に転じている。ちなみに中国では現在でも国家統計局は出生数を総人口で割った粗出生率を公表するのみであり、合計特殊出生率は、出生登録に基くものではなく、出生力標本調査により計算、公表される数字であり、そのためその値の正確性をめぐり議論が多い。また1950年代からの初期の値は、1982年に実施された第1回の出生力調査に基づくもので、標本誤差の他、当事者が過去のことを忘れる、といった誤差要因も含む(黄 1992)。

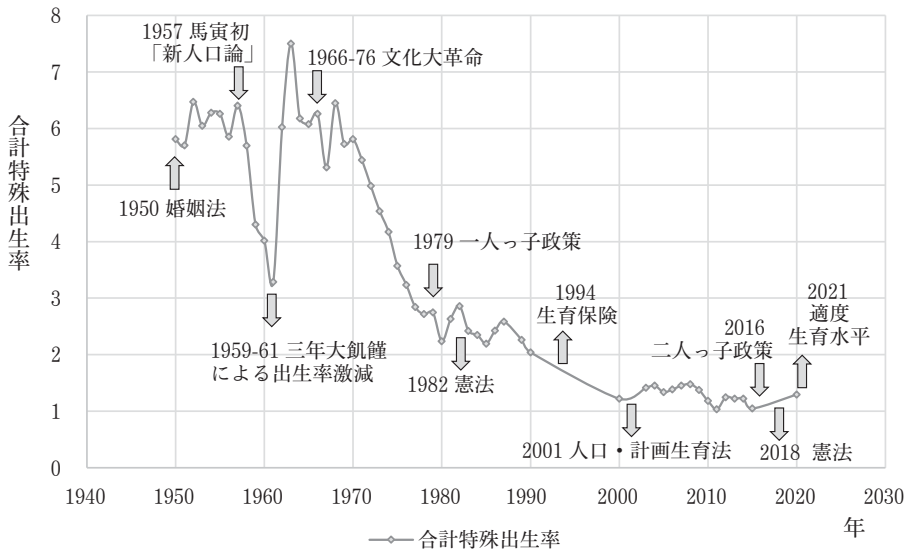


図6 合計特殊出生率の推移と主要な施策(中国)

資料: 図3と同じ

1949年以降、毛沢東の人口資本説という出生促進的な思想、1950年の婚姻法で自由な一夫一妻、男女平等の結婚が可能となり(祝 1999)、高い出生率が続いた。そのような中、1957年に馬寅初が「新人口論」として、出生抑制の重要性を訴えたが、その直後1959年から大躍進政策が食糧分配制度の崩壊をもたらし「三年大飢饉」が起り、多くの餓死者を

出すとともに出生率も激減した（林 2016）。その後、その反動ともいえる出生率高騰が起き、ベビーブームをもたらした。1966年から文化大革命が始まると、翌年大きく出生率は落ち込み、その後1968年の6.45から1978年の2.72まで10年間に3.73ほど減少した。とはいえこの時代には統計機構は解散され、1952年の設立時に611人いた中央統計機構の人員は17人まで減少したため（若林 1989）、統計精度には留意が必要である。

1976年に毛沢東が死去し、新たな最高指導者となった華国鋒は「計画生育」、日本語でいうところの家族計画を施策として推進した。1978年には国务院計画生育指導グループ第一回会議により、一人の子どもが最も望ましく、出産間隔は3年以上あけ、晩婚が望ましい、とする報告書が提出された（田 2009）。そしてその翌年、「一人っ子政策」が開始された。天津市で提出された「一人っ子提議書」を契機に、1979年1月に全国計画生育弁公室主任会議にて全中国レベルの一人っ子政策の基本路線が打ち出された。さらにその年の7月には華国鋒首相が計画生育に力をいれ人口増加を抑制するよう唱えた（人口問題研究所 1979）。1982年に公布された憲法ではその第25条に「国家は、計画生育を推進して、人口の増加を経済及び社会の発展計画に適応させる」と明記され、名実ともに計画生育は国家政策となった。ただし、中国の出生率の大きな低下は1979年以前、文化大革命の最中に起こっており、一人っ子政策がとられた最初の10年間は逆にその低下が止まっている（図6）。人口置換水準を下回りさらに出生率が低下するのは1990年以降である。

1990年代、国家統計局が公表する人口普查（センサス）の結果では、合計特殊出生率は1990年の2.04から2000年の1.22まで低下した。この10年間の出生率については、複数の調査結果、学者の推計があり、2000年は1.72（田 2009）という推計もあるが、センサス個票により女性子ども比を用い推計すれば公的統計と同程度の1.23という学説もある（郭 2006）。この期間に出生率が大きく低下した理由は社会経済の急速な発展、出産意欲の変化と先送り、計画生育の徹底化、出生の届け出漏れといった要因が挙げられている。計画生育という政策が影響しなかったわけではないが、それが出生率低下のすべてを説明するわけではないようである。1990年代は、ロシアを含めた東欧、ベトナムといった社会主義国家で一様に出生率が大きく低下しており、ベルリンの壁崩壊後の激変した社会情勢が出生率低下をもたらしたと考える方が適切ではないかと思われる。

一人っ子政策であれば合計特殊出生率が1.0で目標達成、ということになり、実際、中国統計年鑑に示された値から算出できる合計特殊出生率の値は2011年に1.03、2015年で1.05となった。しかしそれを継続すべきと考えられているわけでもない。一人っ子政策は2013年には夫婦どちらかが一人っ子ならば第2子の出産を認める、と緩和され、2016年の第13次5カ年計画では二人っ子政策となった。さらに2021年の第14次5カ年計画において、政府文書として初めて「適度生育水平」、つまり適度な出生率、という言葉が用いられたことで、出生抑制施策は転換したといえる。この年は中国にとっての「少子化対策元年」といわれることもある（李・張 2022）。現在、少子化対策としての政策枠組みはまだ歴史は浅く、育児休業や児童手当、保育サービスは試行段階で、日本、韓国と比べ、未整備の状態であるが（林他 2023）、産前産後休暇や出産手当については計画生育の要素もあり、

1994年に生育保険制度として整備されている。

III 高齢化施策

日中韓における高齢化のスピードは速い。伝統的に用いられている高齢化のスピードの定義は、65歳以上人口割合が7%から14%になる年数であるが (Kinsella 2009), それに基づき日中韓を他国と比べたものが図7である。1970年に65歳以上割合が7%になった日本の高齢化のスピードは24年間であり、それ以前に高齢化が進んだ欧米諸国と比べて非常に速いスピードであったと言われたが、その後高齢化を迎えている新興国は、日本よりもさらに早いスピードで高齢化が進行する。中国は2001年から2023年の22年と日本同様であるが、韓国は2000年から2018年の18年と、非常に速い。アジア、さらには世界全体を見れば、シンガポール15年、タイ17年は想定範囲内であるが、イラン19年、バングラデシュ20年というのは驚くべきことであり、過去の急激な出生率低下が急激な高齢化をもたらしている。ブラジル22年、メキシコ23年とラテンアメリカでも高速高齢化で、南アフリカ共和国でも28年である。これらは現時点での将来推計を基に計算されたもので、教育水準の向上を考えると今後出生率の低下は想定よりも早い、という見方もあり (Lutz et al. 2014), その場合、高齢化のスピードはさらに速まることとなる。図7を見れば、日中韓は、欧米と新興国のはざまに位置し、今後のアジア、ラテンアメリカ、アフリカに広がっていくグ

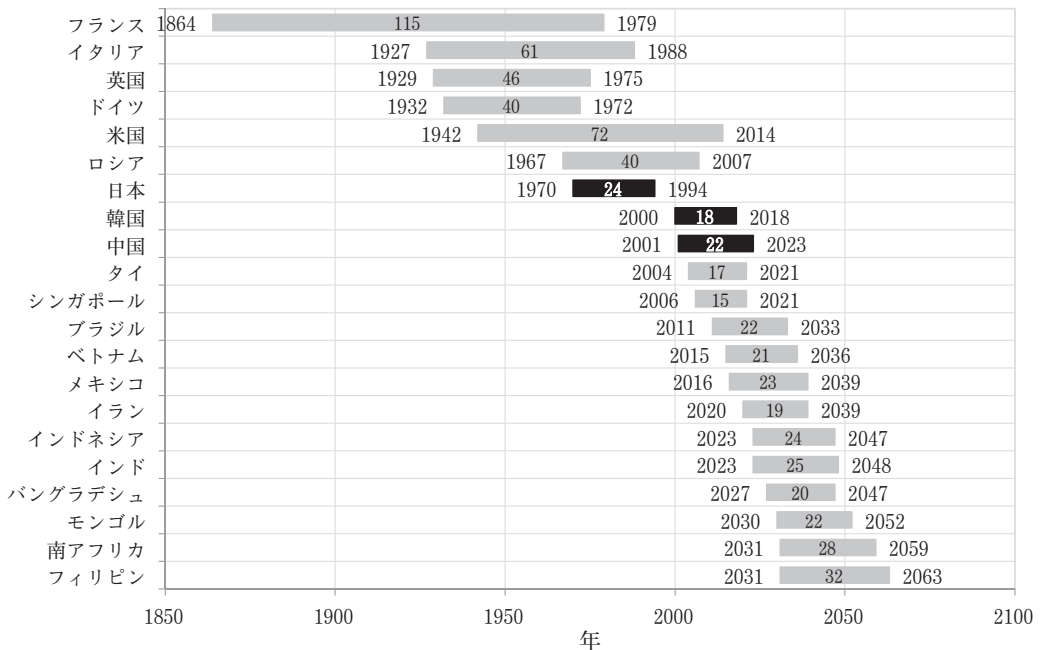


図7 高齢化のスピード (65歳以上人口割合が7%から14%に要する年数)

資料: 国立社会保障・人口問題研究所 人口統計資料集 (2023), UN (2022)

ローバルエイジングに対して一つの先鞭をつけている国であることがわかる。

人口高齢化の指標は、高齢者の割合が通常使われる指標である。高齢者を何歳以上とするかは、多くの議論があるが、高齢化が進んだ高所得国では65歳以上、これから高齢化が進む中低所得国では60歳以上の定義がよく使われる。これは1956年に国連人口部が公表した人口高齢化に関する報告書（UN 1956）で65歳以上の定義が用いられ、国連加盟国全体を対象とし1982年にウィーンで国連が開催した高齢者問題世界会議では60歳以上の定義が用いられたこと（UN 1982）に起因していると考えられる（林・中川 2021）。現在の日本では65歳以上が高齢者というのは違和感があり、すでに高齢者の定義年齢を75歳とするよう関連学会により提言されているが（大内 2022）、いずれにせよ、「高齢者率」として自動的に65歳以上割合を示す習慣は改めた方がよいと思われる。ただ、ここでは伝統的に日本などで使われている「65歳以上割合」の定義を用い、その総人口に対する割合の推移について、日中韓各国統計局が公表している値を示した（図8）。

日本では長らく65歳以上割合が5%前後で一定していたが、1950年以降増加しはじめる。韓国や中国は同様な増加が1980年ごろからはじまり、その増加のスピードは日中韓同様で、おおむね30年平行移動した形になっている。しかしながら、韓国は寿命の伸びが早く、1980年には中国と同程度であったが、2020年には日本と同程度となった（図9）。韓国の速い高齢化は、出生率の低下と同時に、寿命の伸びが大きいことも影響している。合計特殊出生率の推移（図3）と比べ、高齢者割合の推移は単調であり、しばらく一定であった

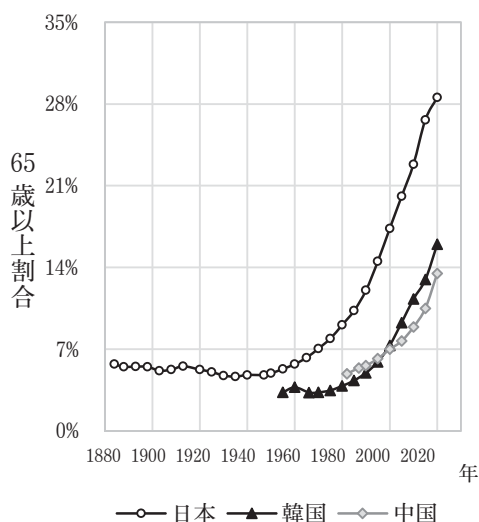


図8 65歳以上割合の推移 (日中韓)

資料: 日本は1884-1893年「全国民籍戸口表」(内務省戸籍局), 1898年「日本帝国人口統計」(内閣統計局), 1903-1913「日本帝国人口静態統計」(内閣統計局), 1920-2020年「国勢調査」(統計局)。韓国は人口センサス(韓国統計庁)。中国は中国統計年鑑(国家統計局)

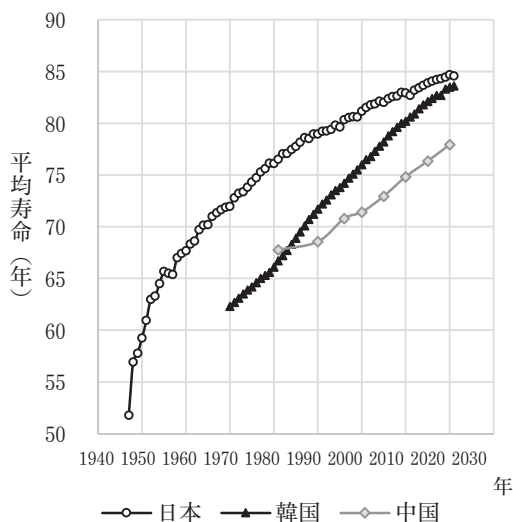


図9 平均寿命の推移 (日中韓)

資料: 日本は日本版死亡データベース(国立社会保障・人口問題研究所), 韓国は人口動態統計(韓国統計庁), 中国は中国統計年鑑(国家統計局)

後上昇を始める、という形である。したがって高齢者割合が低く一定であった時期と、増加が始まってからの時期に、その割合に応じてどのように政策対応をしていたか、というのが比較の一つの要素になる。

高齢「化」施策といった場合、高齢者割合が増加する期間にどのように対応したか、という点が注目される。しかしながら日本の場合を見ても、高齢者割合が増加する前から身寄りのない高齢者は脆弱層として、児童、障害者、寡婦と並び、社会福祉の対象とされ、また政府の資金調達といった観点もあり年金制度が開始された。高齢者の割合が増えてくると、高齢化施策が必要となるが、その中には日本でいうところの高齢社会対策大綱のような、政策全体を調整する政府の方針が必要となる。また、高齢者は有病率が高く、高齢者が増えれば医療ケアニーズが増大し、そのために医療保障制度を構築し、改革しなければならない。さらに介護制度が必要となってくる。日中韓における、高齢者に対する福祉、医療・介護、年金に関する施策の推移を、高齢者大綱のような施策大枠と共に表3に示し、以下、国別に叙述する。しかしながら、「高齢者問題に関するマドリッド国際行動計画」(UN 2002)が示すように、高齢者に対する施策はさらに、社会参加、雇用、再教育、住環境、差別・偏見撤廃など多くの分野にまたがるものである。それらについてはまた別途比較分析する必要がある。

表3 高齢化施策の推移

年代	日本	韓国	中国
1870	4 恤救規則 5 陸軍, 海軍恩給制度		
1880	4 官吏恩給令		
1890	8 民法 (家族の扶養義務)		
1900	5 鐘紡共済組合に年金制度		
1910			
1920	0 鉄道院共済組合に年金制度 3 恩給法 9 救護法		
1930	8 国民健康保険法		
1940	2 労働者年金保険法 6 生活保護法	4 朝鮮救護令	
1950	4 厚生年金保険法全面改正 7 新長期経済計画に医療の国民皆保険, 国民年金制度の必要性が明記		1 労働保険条例 (年金制度を含む) 6 五保制度 「単位」「人民公社」による生活保障
1960	1 国民皆保険・国民皆年金 3 老人福祉法	0 公務員年金 1 生活保護法 3 軍人年金	

1970	3 老人対策本部の設置, 老人医療費無料化	3 私立学校教員年金	8 「人民公社」解体 (改革開放)
1980	3 老人保健法全面施行 5 老人対策本部を廃止し長寿社会対策関係閣僚会議を設置 6 長寿社会対策大綱・老人福祉法改正・年金改革 (基礎年金創設) 9 高齢者保健福祉推進10ヵ年戦略 (ゴールドプラン)	1 老人福祉法 8 国民年金制度の実施 9 皆保険制度 (医療) の達成	2 中国老齡問題全国委員会
1990	4 高齢者保健福祉5ヵ年計画 (新ゴールドプラン) 5 高齢社会対策基本法 6 高齢社会対策大綱 9 ゴールドプラン21	1 老齡手当 7 老人福祉法改正 8 国民皆年金	1 第8次5ヵ年計画に年金制度確立が明記 3 中国養老事業7ヵ年発展要綱 (1994-2000年) 4 農村五保供養工作条例 6 老人權益保障法 7 都市労働者基本養老保険 9 全国老齡工作委員会, 最低生活保障制度
2000	0 介護保険 1 高齢社会対策大綱改訂 6 年金改革 (年金支給開始年齢引上等) 8 後期高齢者医療制度	0 国民健康保険法による統合, 国民基礎生活保障制度 5 低出産・高齢社会基本法 6 第1次低出産・高齢社会基本計画 (セロマジプラン2010) 7 年金改革 (基礎老齡年金制度) 8 介護保険制度	0 中国養老事業発展第10次5ヵ年計画 6 中国養老事業発展第11次5ヵ年計画 9 農村住民基本養老保険
2010	1 介護保険法改正 2 高齢社会対策大綱改訂 5 被用者年金一元化 8 高齢社会対策大綱改訂 9 全世代型社会保障改革	1 第2次低出産・高齢社会基本計画 (セロマジプラン2015) 6 第3次低出産・高齢社会基本計画 (ブリッジプラン2020)	0 社会保険法 1 中国養老事業発展第12次5ヵ年計画, 都市住民基本養老保険 2 皆年金制度達成 5 年金統合 (公務員・都市労働者基本養老保険) 6 介護保険パイロット事業 7 中国養老事業発展第13次5ヵ年計画
2020		0 第4次低出産・高齢社会基本計画	0 介護保険パイロット事業拡大 1 中国養老事業発展第14次5ヵ年計画

注: 各項目最初の数字は, その年代の年を示している。

資料: 林他 (2023) を加筆修正

1 日本

日本において, 高齢者割合が増加し始めたのは前述の通り1950年代以降であるが, それ以前から, 身寄りのない高齢者は脆弱層として保護の対象となっていた (UNESCAP 2015)。また, 年金制度も職種を限ってではあるものの早くから整備された。1874年の恤救規則は, 廃藩置県後の新政府が人心を掌握する必要にかられて成立したとはいえ (小川 1959), 身寄りのない高齢者を, 極貧者, 廢疾者, 孤兒とならび, 救済の対象とし, 年に米1石8斗に相当する金額を支給することとした。身寄りなく収入のない高齢者に対する救済は, その後救護法 (1929年), 生活保護法 (1946年) に引き継がれる。

年金制度は陸軍・海軍の恩給制度が1875年に発足して以来、1923年には恩給法が制定され、公務員に対する恩給制度が確立したが、その後民間企業や鉄道、造幣、警察など現業官庁の共済組合において年金制度が広がった。さらに戦時体制下、社会保険制度の導入による労働力の保全、軍需インフレに対する通貨回収の一翼として1942年には労働者年金保険法が発足した。このように、年金制度が戦前にいち早く発達したのは、高齢化対策というよりも、国家・政権のために尽力した軍隊・公務員への報償、労働力の保全や戦時中の金融政策としての役割が大きかったことによる。

戦後、結核対策が急速に進み、寿命が大きく延伸すると、高齢者割合も増加し始めた(図8, 図9)。日本における人口高齢化は人口問題としても1950年代から取り上げられていた。人口問題研究所の機関誌である『人口問題研究』において、最初に人口高齢化を扱った論文は1955年の黒田によるものであるが、この時は「高年化現象」とされていた(黒田1955)。このころ国連が人口高齢化に関する報告書を出しており(UN 1956)、日本における研究も、国際的な流れを受けたものではないかと思われる。1950年代の終わりには、国民皆保険・皆年金が政府の目標として掲げられ(経済企画庁 1957)、それぞれ法整備が行われ、1961年に達成された。1963年には老人福祉法が制定され、その後、高齢者対策は福祉の視点から年金、保健医療、雇用就業、生活の充実、住宅など広範な分野に拡大していった。

1973年は福祉元年といわれる。この年に高齢者施策も大きく進展した。老人福祉法の改正により70歳以上高齢者の医療費が無料となり、高齢者の医療アクセスは向上した。その結果、医療費は増大し医療保険制度間の負担格差が広がった。1983年より全面施行された老人保健法により、高齢者医療無料化政策は10年で終わり、高齢者の一部負担金が導入され、国民健康保険の過度な高齢者医療の負担は政府の補助金の増加と組合健康保険等の被用者保険の拠出金により軽減された。その後、1990年代にかけて、ゴールドプラン、新ゴールドプラン、ゴールドプラン21と矢継ぎ早に高齢者保健福祉施策が打ち出され、高齢者施設建設やホームヘルパー・デイサービス・ショートステイといった在宅福祉サービス提供が拡充され、病院から高齢者施設・福祉サービスへと高齢者ケアをシフトさせた。この流れは2000年の介護保険への道筋を作った。

1980年代からの制度改革は、年金についても同様に行われた。1986年には基礎年金が導入され、2000年には支給開始年齢が60歳から65歳へ引上げられ、2004年には財政検証による長期的な持続可能性を図る仕組みの導入、2006年には年金積立金管理運用独立行政法人による年金基金の運用開始、2015年には被用者年金が一元化されるなど、常に制度は改革・更新されている。

高齢者施策の大枠の流れを見ると、1973年に総理府に老人対策本部が設置されたが、1985年には「迷惑な老人」から「喜ぶべき長寿」という名前の変更も含め(総務庁 1993)、長寿社会対策関係閣僚会議へと衣替えし、その翌年には長寿社会対策大綱が閣議決定された。さらに10年後の1995年には高齢社会対策基本法が施行され、それに基づく高齢社会対策大綱が閣議決定され、改訂も経ながら現在に至る。人口の3割近くが65歳以上である社

会で、高齢化施策というものはもはや何を指すのか曖昧な状況にもなっているなか、近年は全世代型の施策への流れが強まっている。

2 韓国

韓国における貧困高齢者に対する公的扶助は1944年の朝鮮救護令にはじまり（愼 1983）、1961年に創設された生活保障制度に続く（金・山本 2009）。年金制度は1960年に公務員、1963年に軍人、1973年に私学教職員に対する特殊職年金制度が設けられた。高齢者割合が低い1970年代までに、貧困高齢者の生活保障、対象を限った年金制度があったということは、日本と似た状況であったともいえる。1980年代から高齢者割合が増加しはじめると、高齢化施策が本格化する。1982年には老人福祉法が施行され、1988年には国民年金制度が施行された。1989年には国民皆保険、1998年には皆年金が達成され、全高齢者を対象にする医療・年金制度が整備された。2000年代に入ると高齢者割合の増加と同様、施策も急速に進展する。2005年に低出産・高齢社会基本法が制定された後、2006年には第1次低出産・高齢社会基本計画（セロマジプラン2010）が発表された。ひっ迫する年金収支に対し、その拡大を図るのではなく、税金を財源として、額は少ないがすべての高齢者に対する年金を支出する基礎老齢年金制度が2007年の年金改革で導入された。翌年2008年には介護保険制度が始まった。医療・介護制度の急速な展開により、高齢者医療費は膨張し、韓国の医療費は2008年以降の10年間で世界でもっとも急速に医療費が増加したが（金 2023）、同時に寿命も急速に延伸した。低出産・高齢社会基本計画は第2次（2011～）、第3次（2016～）、第4次（2020～）と続いている。

3 中国

中華人民共和国建国後、共産主義政策により都市部では「単位」という社会組織、農村部では人民公社により、ゆりかごから墓場までの生活保障制度が作られた。特に身寄りのない高齢者は、五保制度により食料、医療、住宅、医療、教育、埋葬を含んだ生活が保障された。そのような制度は1978年の改革開放以来変容し、1999年には最低生活保障制度となった（沈 2014）。

一人っ子政策の必然的な帰結として高齢化が想定されることから、中国における人口高齢化対策は、早い時点で始まっている。1982年には中国老齡問題全国委員会が設置され、1985年からはUNFPAとジョイセフにより中国高齢化プロジェクトが実施された（黒田 1984）。中国老齡問題全国委員会は、国連が開催した1982年ウィーン国連高齢者問題世界会議に参加するために設立された委員会を母体としており、国連による世界会議の影響を受けたものである。しかしながら当時の中国の高齢者割合は低く、1989年に北京で開催された日中高齢化シンポジウムに参加した人口問題研究所人口政策研究部長（当時）の阿藤は「正直のところ、今日の中国で本当に高齢化問題を緊急の政策課題とする意味がどれほどあるのか最後までよくわからなかった」と記している（阿藤 1989）。

1986年に設けられた国家社会科学基金において、高齢人口の調査と高齢者社会保障の研

究がいち早く取り上げられ、1987年には60歳以上高齢者抽出調査が行われた（田 2009）。第八次五カ年計画（1991～1995年）の社会保障制度の項には、それまでもっぱら福祉（福利、社会救済）に関する施策が盛り込まれていたところ、年金（養老保険）制度の確立が明記された。1994年には中国高齢者事業（老齡工作）7カ年發展要綱（1994-2000年）が發布され、その後は国家5カ年計画に合わせて高齢者事業發展計画が發布・実施されている。1996年には高齢者に関する統合的な法律である老人權益保障法が成立・施行され、家族扶養、社会保障・サービス、快適な居住環境、法的責任等について定められた（余 2023）。

年金制度は2012年に農民基本養老保険と都市住民基本養老保険が普遍的に実施され、2015年にはそれらと公務員年金が統合された。医療制度は皆保険が2007年に達成され（馬 2022）、2016年には介護保険のパイロット事業が始まっており、中国の年金・医療・介護といった高齢化社会に必要な制度は一通り整備されたことになる。

IV 日中韓における少子高齢化施策の現状と方向性

少子高齢化は日中韓における現在の人口動向であるが、そこに至るまでの間、出生率と65歳以上割合といった指標の変化に応じ、日中韓いずれも、出生抑制政策から少子化対策への転換、福祉から介護への分化がみられる。しかしながら、出生に関する施策は、出生率が人口置換水準を下回っても政策転換には時間がかかり、またその速度は国により異なっている。高齢化施策の一つと捉えられる年金制度は必ずしも高齢者の増加が施策開始の大きな要因ではなかったことは共通であるが、高齢化に対応した医療制度の改革は三か国の間で濃淡がある。

これらの施策形成過程をみれば、出生率や高齢者割合の増加など実態が施策形成を促した、という点は大いにあるとしても、それ以外の要因も複数挙げられる。沈（2014）が説くように、経路依存性、つまり歴史的な経験・習慣により現在は制約を受け、将来の方向性に影響を与える、ということは無視できない。そのため、過去からどのような施策が行われたか理解することは有用である。次に明瞭に認められる要因は、1919年のILO創設、1970年代を頂点とする国連主導の家族計画推進の流れ、1982年の国連高齢者問題会議といった国際社会の役割である。さらに日中韓でみると似た施策がみられるが、これは三か国の歴史的、文化的、地理的な近接性により、施策がその策定に関わる人々の知識と意識を通して伝播する点も挙げられる。

日中韓いずれも、20世紀の特定の期間、出生率は大きく減少した。その期間は日本で1950年代、中国・韓国で1970年代であった。日本の場合は人工妊娠中絶に次いで避妊、韓国の場合はピルに次いで女性不妊手術、中国の場合は女性不妊手術とIUDの利用が大きく増加しており（UN 2022b）、出生率の減少はそれらの技術が受け入れられたことによりもたらされたのだと考えられる。これは、4～6人の子どもを希望する女性は多くなく、適切な技術と政策というお墨付きがあれば簡単に出生率は低下する、といえるのではない

か。しかしその後継続して低下する出生率については、必ずしもそれが意図に即したのか、反したものはわからない。就学、就業、結婚、子育てという選択肢がある中で、真の女性の希望はどこにあるのか、より丁寧に検証していく必要があるだろう。あるいは結果として現在の低出生率がベストな選択結果であったとすれば、遠い将来に人口が消滅することにはなるが、人口置換水準を目指すべきという発想を変えなければならないだろう。しかしながら、現状で就学、就業、結婚、子育ての希望を叶えやすい社会になったとはいえず、そのための施策は継続して実施する必要がある。

一方、高齢化施策の論理は簡単である。ほとんど誰もが長く健康に生きたいという希望を持っているため、それを実現するために課題を一つずつ解決していけばよい。しかしながら、長く健康に生きるためには費用がかかり、その費用をどのように捻出するか、というのが公共政策としての課題である。

日本においては歴史的に、高齢者に対する多くの社会支出がなされてきたが、それは日本の経済成長のフェーズと高齢化のフェーズが一致していたから可能であった側面もある。韓国、中国においては、急激な高齢化と高齢者数の増加により、妥協せざるを得ない局面がすでに生じている。年金において一番顕著であるが、韓国では公務員年金とそれ以外の国民年金との統合はできておらず、年金基金の枯渇も視野にあるなか、これから年金額を引き上げるような施策は難易度が高い。年金とは現役時代の給料よりも若干少ない額である所得保障ではなく、児童手当のような、生活を若干補助する程度の「高齢者手当」となることが不可避のようである。そのような状況下では、個人レベルでは任意に個人年金に加入するか、高齢になっても継続して就業をするかの選択肢があり、国レベルでは貧困に陥った高齢者を日本でいえば生活保護、韓国でいえば国民基礎生活保障制度、中国でいえば最低生活保障制度といったセーフティネットで保護することになる。

医療・介護についても同様に、公的セクターでは最低水準が保障されたある程度のサービスを提供し、高水準の医療・介護は個人で任意に民間セクターにて提供する、という米国的なモデルも選択肢となるであろうし、実際に中国はその流れであるようにも見える。しかしながら年金と医療・介護の違いは、前者は現金給付であり、後者は現物給付ということである。医療・介護という現物給付、つまりサービスの提供をするためには、人材、病院や介護施設、機材といった保健システムが必要で、逆にそれを巻き込むことで新たな需要が掘り起こされ経済が底上げされる。どこまで公的支出を投入していくのかは匙加減であるが、人口が減り需要が減る中、高齢者の増加による医療・介護サービスの需要増加は特に韓国・中国ではまだまだ続くことが見込まれ、それをうまく活用することは経済成長につながるはずである。

中国は寿命は延びているが、韓国と比べるとその延びは遅い(図9)。寿命が延びなければ高齢者は増えず、その分医療・年金・介護・福祉の社会支出は減ることとなり、社会支出抑制が目的であれば寿命を延ばすインセンティブが弱まることになる。そのため、low-level trap ともいえる、寿命が延びず、医療・介護サービス提供体制も向上しない状況が生じうる。これは、高齢者蔑視にもつながる問題である。しかしながら、若い世代が

どんどん増えていた時代であれば高齢者切り捨て、という選択もあったのかもしれないが、今後は一層寿命の改善に取り組み、高齢者も増える状況にしていかなければ人口減少は加速する。資源配分の判断が試される場所である。

V おわりに

日本における社会保障は、これまで高齢者偏重であったとされており（遠藤 2021）、今後は、全世代型社会保障へ、つまり本稿でいうところの高齢化施策から少子化施策へ重心が移る、もしくは均等化に向かう方向にある（全世代型社会保障構築会議 2022）。このような流れの中、これまで社会保障制度の主要要素とされてきた年金・医療・介護・福祉に付け加え、労働が大きな要素となる。また特に少子化対策においては男女共同参画・ジェンダー施策を範疇に含めねばならない。これは既存の人口政策、社会保障政策といった概念の再構築を促すものである。それは韓国、中国においても、さらにアジア、世界全域についても同様である。

図7に示した高齢化のスピードに関する国際比較において、日中韓は、高齢化が先に進行した欧米と、今後高齢化が進む国々との中間に位置することを見た。日中韓で、その様相と水準は異なるものの、少子高齢化施策の構築が一定の水準に至っていることは、現在少子高齢化が進行するアジア、ラテンアメリカに対し、具体的な事例として示すことができる。また、アフリカにおいて現在の高齢者割合は低いが、高齢者数の増加は著しく、日中韓の20世紀からの施策推移は、比較の視座を提供するものとなるであろう。日中韓でそうであったように、政策は自国のみで形成するのではなく、国際社会や、他国との情報交流を通じてよりよいものが策定・実施されるものである。少子高齢化、さらには人口減少に対する適切な施策が広く共有され、各国の事情に応じた形でよりよい政策群が国際社会に蓄積されていくことが期待される。

現状ではコロナの影響もあり日中韓の出生率は大きく減少している。特に多大な政府支出を行い、考えられる少子化対策をほとんど実施したともいえる韓国において、出生率が下がり続け、世界最低水準を記録したことは、少子化対策の効果を疑わせる要因になる。しかしながら、少子化対策は即効性があるものではなく、韓国の場合は急速な人口増加に社会変化が追い付かないこと、高い人口密度、北朝鮮と休戦状態にあることなど、少子高齢化施策の範囲外の要因も超低出生率に影響を及ぼしていると考えられ、一概に少子化対策は意味がないということとはできない。中韓に先駆けて少子化対策を行ってきた日本では、2021年に実施した第16回出生動向基本調査で、大卒女性45～49歳の子ども数をはじめて上昇に転じ、高卒や短大卒等の女性との差が縮小した（国立社会保障・人口問題研究所 2023）。世界的には社会開発指数の上昇に応じて、低下していた出生率が反転上昇することが知られており（Myrskylä et al. 2009）、日本においてその反転が現在起こりつつあると考えられると、忍耐強く少子化対策を続けていく意義はある。

謝辞

本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金（地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業）「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」（研究代表者：林玲子，課題番号：20BA2001）（期間：令和2～4年度）による研究助成を受けました。関係各位に深く御礼を申し上げます。また本稿の執筆にあたり，韓国保健社会研究院 曹成虎 副研究委員，国立社会保障・人口問題研究所 小島克久 情報調査分析部長，守泉理恵 人口動向研究部第1室長より資料の提供を受け，貴重なご指摘をいただきました。厚く御礼申し上げます。

※図のデータは社人研レポジトリに掲載しています。

参考文献

- 青木尚雄 (1967) 『出生抑制に関する統計資料』厚生省人口問題研究所（研究資料第181号）。
- 阿藤誠 (1989) 「日中高齢化シンポジウム」『人口問題研究』第45巻第2号，pp.88-89。
- 上田正夫 (1969) 「人口問題審議会中間答申」『人口問題研究』第112号，pp.67-70。
- 遠藤久夫 (2021) 「巻頭言 全世代型社会保障への転換」『医療と社会』31巻1号，pp.1-3，
<https://doi.org/10.4091/iken.31-1>
- 大内尉義 (2022) 「医学的観点から見た高齢者の定義」『社会保障研究』第7巻第1号，pp.4-15，
<https://doi.org/10.50870/00000371>
- 太田典礼 (1976) 『日本産児調節百年史』出版科学総合研究所。
- 小川政亮 (1959) 『恤救規則の成立 明治絶対主義救貧法の形成過程』福島正男編『戸籍制度と「家」制度－「家」制度の研究－』東京大学出版会，pp.259-319。
- 郭志剛 (2006) 「第5章 1990年代の合計特殊出生率に関する研究と議論」若林敬子編著/筒井紀美訳『中国 人口問題のいま－中国人研究者の視点から－』ミネルヴァ書房，pp.109-129。
- 関係部処合同（韓国）(2020) 『第4次 低出生率・高齢社会基本計画』
https://www.mohw.go.kr/react/gm/sgm0704vw.jsp?PAR_MENU_ID=13&MENU_ID=13040801&page=1&CONT_SEQ=358262&PAR_CONT_SEQ=356080
- 金成垣・山本克也 (2009) 「韓国の社会と社会保障制度」『海外社会保障研究』第167号，pp.4-17。
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/19052102.pdf>
- 金淵明 (2023) 「韓国の少子高齢化対策－20年の成果と展望－」『社会保障研究』第8巻第2号，pp.92-103。
<https://doi.org/10.50870/0002000131>
- 黒田俊夫 (1955) 「高年化現象の人口学的研究1」『人口問題研究』第61号，pp.8-62。
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/14206703.pdf>
- 黒田俊夫 (1984) 「中国高齢化対策研究開発プロジェクトが発足 - その経緯と今後の方向」『世界と人口』12月号，ジョイセフ（財団法人家族計画国際協力財団），pp.8-13。
- 経済企画院（韓国）(1964) 『第11回韓国統計年鑑』<https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>
- 経済企画庁 (1957) 『新長期経済計画－附 各部会報告－』<https://dl.ndl.go.jp/pid/1884935>
- 黄栄清 (1992) 「中国の人口動態統計の評価」早瀬保子編『中国の人口変動』アジア経済研究所，pp.93-112。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『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－』（調査研究報告資料第40号）。
https://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou16/doukou16_gaiyo.asp
- 祝端开主編 (1999) 『中国婚姻家庭史』学林出版社。
- 新生活運動協会 (1955) 「新生活運動協会規約及び役員名簿 附 参考資料」新生活運動協会資料一，[館文庫]。
- 人口問題審議会 (1974) 『日本人口の動向－静止人口をめざして－』大蔵省印刷局。
- 人口食糧問題調査会 (1930) 『人口食糧問題調査會人口部答申説明』[館文庫]。

- 人口食糧問題調査会 (1928) 『産児制限に関する調査』[館文庫].
- 人口問題研究所 (1940) 『支那事変による出生及死亡の変化』(人口問題研究資料1).
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/Y92ZA1.pdf>
- 人口問題研究会 (1954) 『人口問題解決の基盤としての新生活運動』[館文庫]
- 人口問題研究所 (1979) 『最近の中国の人口政策に関する研究資料』(研究資料第221号).
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/J08402.pdf>
- 愼英弘 (1983) 「朝鮮救護令の制定実施に関する一考察」『社会福祉学』第24巻第2号, pp.153-175.
https://doi.org/10.24469/jssw.24.2_153
- 鈴木透 (2022) 「東アジアにおける人口統計システムの発展」『人口問題研究』第78巻第2号, pp.255-269.
<https://doi.org/10.50870/00000362>
- 全世代型社会保障構築会議 (2022) 『全世代型社会保障構築会議 報告書～全世代で支え合い, 人口減少・超高齢社会の課題を克服する～』https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kodomo_mirai/dai7/sankou3.pdf
- 総務庁長官官房老人対策室 (1993) 『老人対策室20年のあゆみ』
- 高橋梵仙 (1941) 『日本人口史之研究』三友社.
- 館稔 (1969) 『日本の人口問題』厚生省人口問題研究所 (研究資料第190号).
https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/101786_1.pdf
- 曹成虎 (2022) 「韓国における人口の現状と政策の流れ」厚生労働行政推進調査事業費補助金 (地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業) 「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」令和3年度 総括研究報告書, pp.193-203. <https://doi.org/10.50870/00000349>
- 沈潔 (2014) 『中国の社会福祉改革は何を目指そうとしているのか—社会主義・資本主義の調和』ミネルヴァ書房.
- 津谷典子 (2007) 「出生・家族人口学」『人口学研究』第41号, pp.98-106. https://doi.org/10.24454/jps.41.0_98
- 田雪原 (2009) 『中国人口政策60年』社会科学文献出版社.
- 統計廳 (1992) 『韓国統計発展史(I) 時代別発展史』
- 内閣 (1941) 『人口政策確立要綱二関スル件』JACAR (アジア歴史資料センター) Ref.A03023595500, 公文別録・内閣 (企画院上申書類) ・昭和十五年～昭和十八年・第二巻・昭和十六年 (国立公文書館)
<https://www.jacar.archives.go.jp/das/meta/A03023595500>
- 内閣府 (2004) 『平成16年版 少子化社会白書』
https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2004/pdf_h/honpen.html
- 日韓経済協会 (1962) 『韓国第1次経済開発5カ年計画 1962-1966 (全文)』<https://dl.ndl.go.jp/pid/3024875>
- 日本家族計画協会編 (1969) 『夜明け前の若い機関車—日本家族計画協会15年の歩み—』
- 林玲子 (2016) 「寿命停滞・低下をもたらした事象から見る世界の死亡率の動向」『統計』日本統計協会, 6月号, pp.23-30.
- 林玲子, 中川雅貴 (2021) 「高齢化指標の現状と論点」厚生労働行政推進調査事業費補助金地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業「ASEANにおける活動的で健康的な高齢期の推進に関する研究」(20BA2002) 令和2年度 総括・分担研究報告書, pp.106-170.
<https://mhlw-grants.niph.go.jp/project/145645>
- 林玲子, 小島克久, 竹沢純子, 中川雅貴, 佐藤格, 盖若琰, 菅桂太, 守泉理恵 (2023) 『日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究』厚生労働行政推進調査事業費補助金 (地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業) 令和2～4年度 総合研究報告書. <https://doi.org/10.50870/00000599>
- 廣嶋清志 (1981) 「現代日本人口政策史小論(2)—国民優生法における人口の質政策と量政策—」『人口問題研究』第160号, pp.46-61. <https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/14193604.pdf>
- 保健社会研究院 (韓国) (1991) 『人口政策30年』
- 馬欣欣 (2022) 「中国公的医療保険の改革とその評価」『社会保障研究』第6巻第4号, pp.421-437.
<https://doi.org/10.50870/00000300>
- 毎日新聞社人口問題調査会編 (2000) 『日本の人口—戦後50年の軌跡—』(毎日新聞社全国家族計画世論調査報告書)
- 守泉理恵 (2019) 「近年における「人口政策」——一九九〇年代以降の少子化対策の展開」比較家族史学会監修, 小島宏・廣嶋清志編『人口政策の比較史—せめぎあう家族と行政』家族研究の最前線④, 日本経済評論社,

pp.197-221.

- 守泉理恵 (2023) 「韓国の少子化の進展と第4次低出産・高齢社会基本計画にみる少子化対策」『社会保障研究』第8巻第2号, pp.119-130. <https://doi.org/10.50870/0002000133>
- 山地久美子 (2005) 「韓国の人口政策－人口抑制政策から出生率回復政策へ－」厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究」平成16年度 総括研究報告書, pp.107-139.
- 余乾生 (2023) 「中国の高齢者権益保障法について」『社会保障研究』第8巻第2号, pp.245-248. <https://doi.org/10.50870/0002000143>
- 李蓮花・張継元 (2022) 「中国の少子化対策－日韓との比較を踏まえて－」『社会保障研究』第6巻第4号, pp.439-453. <https://doi.org/10.50870/00000301>
- 若林敬子 (1989) 『中国の人口問題』東京大学出版会.
- Kinsella, Kevin and Wan He (2009) *An Aging World: 2008*, International Population Reports, P95/09-1, U.S. Census Bureau.
- Lutz, Wolfgang, Butz, William P., & KC, Samir (eds.) (2014) *World population and Human Capital in the Twenty-First Century*, Oxford University Press.
- Myrskylä, Mikko, Hans-Peter Kohler, Francesco C. Billari (2009) "Advances in development reverse fertility declines", *Nature*, volume 460, pp.741-743. <https://www.nature.com/articles/nature08230>
- Tsuya, Noriko O., Minja Kim Choe, Feng Wang (2019) *Convergence to Very Low Fertility in East Asia: Processes, Causes, and Implications*, Springer Brief in Population Studies, Population Studies of Japan.
- UN (United Nations. Dept. of Economic and Social Affairs) (1956) *The aging of populations and its economic and social implications*, ST/SOA/Series A/26.
- UN (United Nations) (1982) *Report of the World Assembly on Aging, Vienna, 26 July to 6 August 1982*, A/CONF.113/31. <https://daccess-ods.un.org/tmp/2064598.79875183.html>
- UN (United Nations) (2002) *Political Declaration and Madrid International Plan of Action on Ageing*, <https://social.desa.un.org/issues/ageing/madrid-plan-of-action-and-its-implementation-main/madrid-plan-of-action-and-its>
- UN (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division) (2022a) *World Population Prospects 2022*, Online Edition. <https://population.un.org/wpp/>
- UN (United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division) (2022b) *World Contraceptive Use 2022*. <https://www.un.org/development/desa/pd/data/world-contraceptive-use>
- UN ESCAP (2015) *Long-term Care of Older Persons in Japan*, SDD-SPPS Project Working Papers Series: Long-Term Care for Older Persons in Asia and the Pacific. <http://www.unescap.org/resources/long-term-care-older-persons-japan>

※ url は2023年10月15日にアクセスを確認した。

Policy Trends and Situation of Low Fertility and Population Ageing in Japan, China, and South Korea: A Comparative Perspective

HAYASHI Reiko

Japan, China, and South Korea are all experiencing fertility decline below replacement level, population ageing and decline. The three countries are currently implementing measures to mitigate low fertility and to cope with population ageing. Still, before arriving at this population phase, there was a history of population policy to lower fertility through family planning. The policy shift from reducing to raising fertility was a common path of the three countries, but the timing and speed differed.

The population ageing proceeded steadily due to lowering fertility and mortality, in other words, increasing life expectancy. However, even before the population started to age, elderly welfare and pension systems saw their development. Along with the proportion of older persons began to increase, universal health and pension coverage was established. These policies were constantly reformed, and the long-term care system was derived.

How to allocate limited resources is an issue in every country. In contrast to Japan, where the number of older persons will not increase much in the future, South Korea and China, where the number of older persons will increase dramatically in the near future, seem to shift the task from the public sector to the private sector, individuals, and families. Under the population decline, it is necessary to reconfigure the framework of existing population and social security policies, to create an environment where people feel easy to have and raise children, and constantly construct and reform measures to make the increasing number of older persons a new economic foundation.

Keywords: low fertility, population ageing, Japan, China, South Korea

 特 集 II

第8回世帯動態調査 (その2)

単独世帯・夫婦のみの世帯に住む高齢者の世帯変動

—介護保険サービスの供給量と住居移動との関連—

清 水 昌 人

本研究では単独および夫婦のみの世帯に住んでいた高齢者に焦点をあて、家族等との同居と介護保険サービスの供給量、および住居移動との関連を検討した。2000年以降に実施された世帯動態調査と介護サービス・事業所調査のデータを分析したところ、男性では介護老人福祉施設の定員（75歳以上の人口あたり）が多い都道府県、女性では居宅サービス全体の従事者数（同）が多い都道府県などにおいて、高齢者と家族等との同居が抑制されていた。一方、住居移動の分析によれば、家族等との同居に至り、かつ住居を移動した人の割合が単独世帯に住んでいた女性で低下していた。今回の分析によれば、2000年代以降における分析対象者の世帯変動は、1) 地域の一部の介護サービスが家族等との同居に与える抑制効果と、2) 高齢単身女性の移動パターンの変化によって特徴づけられる。

キーワード：高齢者、世帯変動、住居移動、地域の介護サービス、子との同居

I. 導入

日本では全体に世帯規模の縮小や家族類型の変化が進んでいるが、高齢者の世帯変動はコーホートや地域によりかなりの差があるようである。国勢調査によれば、単独・夫婦のみ・施設等の世帯を除く世帯（以下、「子との同居等」の世帯）に住む人の割合は、1920年代後半生まれの女性では70-74歳（2000年）から80-84歳（2010年）にかけて、日本全体で1.4%低下した（49.4%→48.0%）¹⁾。しかし、1930年代後半生まれの女性では、期首時点での割合が大幅に下がり、加齢による低下幅も拡大している（同42.3%→38.8%）。また、こうした家族類型の変化には地域差があり、例えば山形県では、期首時点の割合は上記の2コーホート間で大きく下がったが、加齢による低下幅はさほど変わらなかった（順に70.7%→68.1%、61.3%→58.2%）。しかし、鹿児島県では期首の割合は変わらないかわ

1) この割合は清水（2013:168）の「同居」世帯の割合に相当する。家族類型のデータは2010年の定義による（遡及集計を含む）。年齢と家族類型の不詳は清水（2023）の方法を用いて案分した。

りに、加齢による変化の向きが逆転した（同27.5%→28.2%，27.8%→25.3%）。

高齢者や彼らの世帯をとりまく社会や人口の状況は、2000年代以降に大きく変化した。最も顕著な変化はおそらく介護保険制度の導入（2000年）である。周知のように、介護保険制度は「家族の負担を軽減し、介護を社会全体で支えることを目的に」（厚生労働省 年不詳）開始されたものであるが、制度の導入以降は民間事業者の参入や介護サービスの供給体制の変化により、高齢者の生活設計に以前とは異なる選択肢がもたらされた。一方、2000年代以降には高齢者自身の人口学的な特性も変わった。とくに目立つのは出生力転換に伴う子ども数の減少であり（国立社会保障・人口問題研究所 2021）、結果として老親が同居相手として選ぶうの子の数は以前より減少した。また、非大都市圏では子どもの流出により地域内で同居可能な子の数がさらに減っており（丸山 2018）、自身や子どもが再同居のために別の場所に移動できるか否かが現在の高齢者の居住状態を決める一つの鍵となっている。

人口学や関連分野では、高齢者の家族類型と地域の介護資源、あるいは住居移動との関連について、これまでに幾つかの知見が得られている。例えば、静態統計を用いた研究によれば、高齢者の家族類型別割合と介護サービスの種類や供給量との間には地域的な相関があるとされている（清水 2004，清水 2023）。また住居移動の研究では、高齢者が子ども等と同居する際には、一般に親よりも子ども等が移動するケースが多いこと、単独世帯の高齢女性では自身が移動する割合も高いこと、などが分かっている（Speare and McNally 1992, Rogerson et al 1997, 清水 2009）。ただ、これらの研究では、前者では家族類型の変化を検討していないか、検討している場合でも家族類型間の個別の推移が考慮されていない。また、後者では2000年代なかば以降の社会の変化や地域の介護サービスの影響を扱っていない。そのため、これまでの研究では、例えば介護保険サービスの導入やその後の制度改定が親子の再同居への移行に与えた影響などはほとんど検討されていない。また、高齢者の成人子が減少した近年の状況下で、家族が再同居する際の住居移動の負担を高齢者と子どものどちらがより多く担ってきたかも不明である。

本研究では主に2000年代以降における高齢者の家族類型間の推移に着目し、そうした推移と地域の介護資源、および住居移動との関連を明らかにする。具体的には、単独世帯および夫婦のみの世帯に住む高齢者に焦点をあて、都道府県別の介護保険サービス供給量と高齢者の住居移動、および「子との同居等」の世帯への移行がそれぞれどのような関係を示すかを「世帯動態調査」と「介護サービス施設・事業所調査」のデータにより検討する。以下、2節で先行研究を整理し、3節でデータと分析手法、具体的な分析課題を示す。4節では分析結果を示し、5節で結果の含意を考察する。

II. 既存研究と分析課題

日本の人口学では、高齢者の家族類型に関する研究として、類型の地域性（西岡 2000，清水 2004，2013，加藤 2009）、人口動態率の変化に伴う親子の同居可能・実現率（廣嶋

1984, 1989), 家族類型間の推移確率(西岡他 2003)などの研究がよく知られている。これに対して、介護サービスとの関連を扱った研究は少ないが、このテーマを直接扱った主な研究としては清水浩昭の分析がある。清水は1990年代後半の統計により家族類型の地域差と介護サービスの利用状況を比較し、親子同居の多い山形県では短期滞在(ショートステイ)、夫婦のみの世帯が多い鹿児島県では訪問介護(ホームヘルプ)や通所介護(デイケア)の利用が多いことを明らかにした(清水 2004, 2013)。また、「介護形態の地域差は家族構造の差異によって生じた現象形態である」とした上で(清水 2004:14)、家族研究における「収斂論」と「拡散論」に応じた「家族構造と介護支援システム」の対応関係を図式化した(清水 2013)。

一方、2000年代以降になると介護サービスの供給側、需要側のいずれにおいても状況は変化した。供給側では介護保険制度が2000年に導入され、以前よりも多くの高齢者が介護サービスを利用するようになった(厚生労働省 2020a)。ただし、新制度のもとでは介護報酬の改定により一部のサービスの利用料が上昇したり(杉浦 2004)、市場原理の導入に応じてサービス供給の地域差が拡大したりするなどの変化が起きた(宮澤 2003, 畠山 2004, 2012)。他方、需要側の高齢者では人口学的な特性、具体的には子どもの数と居住地が変化した。例えば1920年代前半までに生まれた既婚の女性(1995年には70歳以上)では、既往出生児数の平均は2人台後半かそれ以上であった(国立社会保障・人口問題研究所 2021)。また、地域から転出する子は主に後継ぎ以外の「潜在的他出者」(伊藤 1984)であったため、家の後継ぎ要員は全体として地域内に保持されていた(丸山 2018)。しかし、その後の世代では子どもが減るとともに、非大都市圏では1950年代後半に生まれた子を持つ世代以降、流出子の数が後継ぎ要員にまで食い込んだ(大江 1995, 丸山 2018)。その結果、こうした地域では地域内に居住し、高齢者と同・近居しうる成人子の数が以前より減少した²⁾。

こうした変化を受け、最近の研究では都道府県別の介護保険サービスの供給量と高齢女性の家族類型との対応が改めて検討されている(清水 2023)。この研究によれば、2000年以降の集計データにおいては、「子との同居等」の世帯割合と施設サービスや訪問介護の供給量などとの間にやや強い地域相関が見られた。また、相関の程度は時期によって異なり、施設系サービスなどでは2010年ごろにかけて正の相関が強まっていた。一方、当該世帯の割合の変化をコーホート単位で見ると、介護保険サービスの供給量との地域相関は全体に弱いが、時期によっては介護老人保健施設や通所介護の供給などとの間に一定の相関(負)が見られた。家族類型と介護サービスの関係は、介護保険制度の導入前後だけでなく、導入後の期間にもある程度変化したことが示唆されている。

ただし、上記の分析は集計データを使っているため、家族類型の動態面に即した観察は

2) 親から見た子との「同居可能率」は、2000年代の高齢者のほうが1990年代までの高齢者よりも高い(廣嶋 1984, 鈴木 2012)。ただし、この場合の同居可能率は同居しうる子どもがいるかないかを示す指標であり、同居相手として選ぶ子どもの多さを示すものではない。また、計算値は全国ベースの値であって、地域ごとの値ではない。

できていない。世帯の変化を家族類型間の推移の面から見ると、例えば「子との同居等」の世帯の変化は、子ども等と同居していた高齢者の世帯が単独世帯や夫婦のみの世帯などに変わる動きと、その逆の動きにより生じている。この2つの動きは前者が子どもの離家、後者が老親の呼び寄せなどを反映しており、性格は全く異なる。しかし、集計データによる「子との同居等」の割合の変化では、こうした2つの動きが分離不能な形でまとめられており、個々の動きの規模や全体の変化に対する各々の動きの寄与度が分からない。そのため、類型別割合の正味の変化と介護サービスとの関係を集計レベルで分析しても、介護サービスがこれら2つの動きのどちらにどれだけ影響を与えたかは不明である。介護サービスが家族類型の変化を抑制・促進した程度をより直接的に把握するには、国勢調査のような静態統計ではなく、世帯の動態データを分析する必要がある。

次に、家族類型と住居移動の関連については、日本では2000年前後に高齢者の「呼び寄せ」(大場 2001) が話題になったものの、家族類型の変化と移動との関係を扱った研究は鈴木 (1998) や清水 (2009) などにとどまる。ただし、諸外国には幾つかの研究例があるので、それらも踏まえて従来知見を整理すると、第一に家族類型の変化と住居移動の頻度に関しては、単独世帯および夫婦のみの世帯にいた高齢者のうち、2004年の段階で過去5年間に「子との同居等」の世帯に移行した人の割合は男性で4.9%、女性で6.6%だった(清水 2009)。このうち、男性では自身が動かなかった(つまり家族等が移ってきた)ケースが多かったが(全体の3.2%)、女性では自身が移動したケースも半数近くにのぼる(全体の3.2%)。とくに、単独世帯にいた女性では自身が移動した割合のほうが高かった(自身が移動6.0%、家族等が移動4.0%)。これと似たような傾向は前世紀のアメリカでも見られた。すなわち、家族類型が変化する際に高齢者自身が移動するケースは相対的に少なかったが、単独世帯から家族類型が変化する場合は、高齢者自身が移動するケースが比較的多い(Speare and McNally 1992)。

第二に、こうした家族類型の変化と住居移動に個人の属性が及ぼす影響は、清水 (2009) の分析ではサンプル規模が小さいせいか、年齢以外でははっきりしない。しかし、諸外国の研究によると、子との同居確率に対する効果は高齢者の健康状態の悪化(Silverstein 1995, Rogerson et al. 1997, Vergauwen and Mortelmans 2019)、子ども数(Rogerson et al. 1997)、子からの援助開始(Vergauwen and Mortelmans 2019)で正とされる³⁾。また、家族類型が変わった人に絞った分析では、高齢者自身の移動確率に正の効果を持つのは年齢75歳以上と健康状態の悪さ、負の効果を持つのは持ち家「あり」であった(Speare and McNally 1992)。

一方、個人属性の影響については、家族類型の変化よりもそうした変化の結果としての静態的な空間配置(同居・近居・別居の状態)に対する効果を調べる研究が多いが、それ

3) 分析の枠組みは各研究で異なるため、各変数の影響は同等に評価できない。例えば Vergauwen and Mortelmans (2019) では子からの援助を入れると健康状態の効果が消える。Speare and McNally (1992) では健康状態の悪さと子の数は単独世帯から子との同居への移行に正の影響を与えると述べているが、表の係数は逆に見える。

らの研究でも子ども数、あるいは健康状態の効果について似た結果が得られている (Clark and Wolf 1992, Glaser and Tomassini 2000, Malmberg and Pettersson 2007, van den Broek and Dykstra 2016, Bian et al. 1998). また、上記以外の属性では、例えば教育水準が高いと親子間の距離が大きい (Malmberg and Pettersson 2007, Michielin and Mulder 2007, Bian et al. 1998), 子が大都市居住者の場合は親子間の距離が大きく、親が大都市居住者だと距離は小さい (Malmberg and Pettersson 2007), 親が持家住まいなら同居確率は上がる (van den Broek and Dykstra 2016), などの結果が出ている。また、やや例外的だが、消費水準の高い高齢者ほど家族と同居しやすいという報告もある (Park et al. 1999)⁴⁾。

冒頭でも触れたとおり、日本の人口研究では2000年代なかば以降の家族類型の変化と住居移動の関係が十分明らかでない。したがって、上記のような研究に即して最近の動向を検討するなら、家族類型の変化に伴う移動の頻度や属性の影響を把握し、2000年代からその後にかけての変化を明らかにすることが課題となるだろう。また、2000年代の高齢者の特性を踏まえると、子の数が減るなかで親と家族等の同居と移動の関係がどう変化してきたかにも注目する必要がある。一般に、親とその家族らが同居するには誰かが住居を移さなければならないが、子どもの数が減ると移動できる人が減るため、当事者一人あたりの平均的な移動の必要性は増える。つまり、仮に「子との同居等」への移行が以前と同じように発生するなら、親や子等の平均的な移動率は上がり、逆に各自の移動率が同じであれば「子との同居等」への移行は減ると考えられる。分析では2000年代以降の世帯変動のなかで、高齢者と家族等の移動率の水準や両者の比重がどのように変化したかが問われる。

最後に、家族類型と住居移動に介護サービスを加えた3者の関係については、Rogerson et al. (1997) が子との距離と介護サービスの利用には関係があると想定した上で、地域の介護サービス計画は親子の距離関係の動態を考慮すべきと主張している。また、Vergauwen and Mortelmans (2019) はヨーロッパ15カ国とイスラエルの比較研究を行い、親子の同近居確率の違いが各国の公的介護資源と家族規範に対応しており、公的福祉は同・近居を目的とした移動の必要性を下げると述べている。しかし、これらの研究は地域の介護資源量の影響を具体的に検証していない⁵⁾。一方、日本では実証的な研究がいくつかあり、例えば中川・鎌田 (2016) は既存集計を使い、高齢者の転出超過率と単独世帯割合、および介護老人福祉・保健施設の定員との間に市町村レベルの地域相関があることを見いだした。また、中川 (2016) は社会調査の個票データと地域の介護統計を組み合わせて分析し、子との同・近居と高齢者の転居の可能性との関係が居住市町村の介護施設の

4) 属性の効果は親と子のどちらから見るかで変わるだけでなく、先行研究の間で必ずしも一致しないので、解釈には注意を要する。例えば、子どものきょうだい関係 (長子、末子等) は、スウェーデンでは親との近居確率に影響するが (Malmberg and Pettersson 2007), ドイツでは影響しないとされる (van den Broek and Dykstra 2016)。また、親の状況の「有利さ」(年齢, 教育, 持家等の複合指標) と子との同近居との関係は、イギリスとイタリアでは逆転していた (Glaser and Tomassini 2000)。

5) ただし Vergauwen and Mortelmans (2019) は高齢者が外部の介護サービスを利用中か否かを統制変数に入れている (利用中だと子との同居確率は有意 (10%水準) に下がる)。

定員に影響されることを示した。ただし、これらの研究では分析対象となった家族類型や介護サービスの種類が限られている。そのため、例えば個票レベルでの家族類型の変化と居宅介護サービスなどとの関係は扱われておらず、その両者の関係に住居移動がどう関わるかも不明である。

以上の点を踏まえ、本研究の課題は以下の4つとする。第一に、2000年代以降の家族類型間の動態面を社会調査のデータで把握する。ここでは、とくに家族の介護資源が相対的に少ないと考えられる単独世帯や夫婦のみの世帯の高齢者を取り上げ、彼らがどの家族類型にどの程度動いたかを明らかにする。第二に、地域の介護保険サービスが家族類型間の推移、とくに家族等との同居に影響するか確認する。検討対象には施設サービスと居宅サービスの両方を含め、時期による影響の違いも検討する。第三に、家族等との同居への移行と住居移動の関係、および高齢者自身と家族等の移動の大小を検討する。最後に、家族類型の変化に対する介護サービスと住居移動の影響を同時に分析する。ここでは、介護保険サービスの供給量が地域レベルの変数であることを踏まえた検討を行うとともに、個人属性の効果も観察対象に含める。

Ⅲ. データと手法

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が実施した「世帯動態調査」(5～8回)の個票データと厚生労働省の「介護サービス施設・事業所調査」(2000～2018年)の都道府県別の集計表を用いる。

世帯動態調査は、世帯変動の動的な把握を目的として5年に一度行われる全国調査である。本稿で扱う5回から8回の調査は2004年、2009年、2014年、2019年に実施され、いずれも厚生労働省の「国民生活基礎調査」の調査区から抽出された300地区を対象に、その地区に住むすべての世帯を被験者として調査が行われた(基本的に施設等の世帯は除く。配票自計式)。調査の主な項目は世帯の構成員の異動に関するもので、過去5年間の世帯員の出入り(出生・死亡・転出入)や世帯主の交代の有無に関する質問が多いが、その他の情報として住居移動や離家経験、各世帯員の基本属性なども尋ねている。有効回答世帯数は各回とも1万～1.1万世帯程度、有効回収率は62%(8回)～72%(6回)であった。調査の詳しい情報は各回の報告書に記載されている(例えば国立社会保障・人口問題研究所2022)。

一方、「介護サービス施設・事業所調査」では、全国の介護サービスの供給状況を調査票の配布・回収その他の方法により調べている。調査は毎年行われ、各種サービスを提供する施設・事業所の経営主体や施設定員、従事者数、さらに利用者等に関する調査結果が集計表として公表されている。ただ、調査の方法はこれまで何度か変更されている。そのため、調査の結果報告では経年比較に対する注意喚起が繰り返されている(厚生労働省2013, 2014, 2020b)。

今回の分析では、世帯動態調査からは調査前5年間の家族類型の推移、各人の住居移動

および基本属性、「介護サービス施設・事業所調査」からは都道府県別の介護サービス供給量（施設定員，従事者数）のデータを選び，両者を結合して分析した．本稿における「介護サービス」は上記の統計で把握できるサービスを指す．また，世帯動態調査のデータは4回分をまとめて用いる．具体的な分析対象と変数は以下のように設定した．

第一に，分析対象者は世帯動態調査の各調査時点で65歳以上だった人とし，分析単位は世帯ではなく個人とした．また，分析はデータを男女別に分けて行った．ただし，例外的な措置として，同一世帯に同性の高齢者が複数いる場合には，より高齢の人のみを対象者とした．これは，同性の高齢者が複数いる世帯の高齢者をすべて含めると，当該世帯がデータに与える影響が各性別の高齢者が一人の世帯よりも大きくなる可能性を考慮したことによる．

第二に，分析対象の家族類型の変化は，単独世帯ないし夫婦のみの世帯からの変化とした．これは，世帯動態調査において個人単位の世帯変化を細かく再現できるのがこの2類型からの変化に限られるためである（施設等への移動は対象外）．

第三に，住居移動の分析では国勢調査と同様，5年前の居住地と現住地が異なることを「移動」と定義した．ただし，世帯動態調査における5年前の居住地の設問は，世帯主には住所の異同まで訊いているが，非世帯主には都道府県名（か外国名）しか尋ねていない．そのため，非世帯主では移動の判別を世帯主の移動情報をもとに推定した場合がある⁶⁾．

第四に，分析対象の個人属性については，因果の方向を明確にするため，5年前の状態，ないし5年前とほぼ変わらないと考えられるものを選んだ．具体的には年齢，教育歴，生存子の数，5年前の居住地域ブロックを検討対象とした（地域ブロックの内訳は表6の注参照．北海道は「子との同居等」の割合が西日本のそれに近いので（清水 2023），西日本とまとめた）．前章の先行研究では，家族類型の変化に影響する他の変数として，配偶関係，住宅，経済状態，健康状態，あるいは子どもとの空間距離（Rogerson et al. 1997）などが挙げられているが，住宅，健康状態，子どもとの距離は調査時の状態しか分からず，経済状態は調査の項目にない．また，配偶関係は5年前，調査時ともデータがあるが，5年前に単独世帯・夫婦のみの世帯にいた高齢者の配偶関係やその変化は，家族類型の変化そのものと同期するケースが多い．そのため，今回はこれらの変数を検討対象から外している．

第五に，介護サービスの分析対象は，まず供給量の多いサービスとして，施設サービスでは介護老人福祉施設（地域密着型は別立て）と介護老人保健施設，居宅サービスでは訪問介護，通所介護（地域密着型は別立て），短期入所生活介護を選んだ．一方，介護保険制度は度々改定され，サービスの内容もその都度増えてきたため，そうした変化に対応するものとして，施設サービスでは総計（上記2者以外に介護医療院等を含む），居宅サービスでは総計，上記3種以外の居宅サービス計，地域密着型居宅サービス計（順に「居宅

6) 非世帯主が世帯主と5年前に同居していた場合は世帯主の情報を転用する．別居していた場合には，世帯主が移動していなければ非世帯主が移動したとみなす．世帯主が移動していれば，非世帯主の移動の有無は不明とした．

サービスその他」「居宅サービスその他（地域密着）」と表記）も分析に含めた。サービス総計や地域密着型サービス（2006年開始）の供給量を観察することにより、介護保険の制度改定を含めた時系列の変化とその影響を識別しやすくなると思われる。

サービス供給量の指標は以下のように作成した。まず、施設系では供給量を施設定員・病床数、在宅系では常勤換算従事者数の値（各年）で測ることとし、これらの値を各都道府県の75歳以上人口あたりの値に換算した。人口には各年の都道府県別推計人口（男女総数）と国勢調査人口（年齢不詳を各回の方法で案分したもの）を使った。指標の計算に75歳以上の人口を用いたのは、団塊の世代の高齢化と年齢別の要介護認定率を考慮したためである。高齢者の住居移動は、要介護時を想定して健康なうちに実行されることもあるため、今回の分析には比較的低年齢の高齢者も含めている。しかし、今回のように人口規模の大きな集団（すなわち団塊の世代）が途中から65歳以上に入る期間を扱う場合、65歳以上の人口で介護供給量の指標を計算すると、介護需要のまだ低い団塊の世代が入るか入らないかにより、介護指標の時系列変化や地域差が強く影響を受ける可能性がある。介護供給量の多寡の指標には介護需要が高い年齢の人口を用いることがより適切と考えられるので、今回は要介護認定率の上昇が目立ち始める75-79歳⁷⁾を目安として、指標の分母人口を選んだ。

次に、家族類型の変化の期間に対応する指標を作成したが、介護データでは経年比較に注意を要することなので、ここでは各年の値の期間平均を使った。例えば、2019年の世帯動態調査では2014年7月から2019年7月までの世帯動態を扱うので、介護供給量では2014年から2018年（データは各年10月時点）までの平均を計算し、5年前の居住都道府県に合わせる形で個票データに対応させた（5年前に国外にいた人は除く）。ただし、2004年の世帯動態調査については、1999年の介護保険データがないので2000～2003年のデータを当てはめている。

なお、この介護サービス供給量は分析対象者の地域環境を表す変数として使うが、各サービスの現実的な利便性の点でいえば、都道府県は境域として広すぎるきらいがある。とくに地域密着型サービスでは利用がサービスの立地する市町村の住民に限られるので、本来は中川（2016）のように市町村単位で指標を作るのが望ましい。今回は居宅サービスで市町村単位の値が十分に得られないため都道府県単位の指標を用いたが、本稿で得られる家族類型と地域の介護サービスの関係が間接的なものにとどまる可能性は否めない。

最後に、以上のデータは分割表とプロビット回帰分析を使って検討した。プロビット回帰ではマルチレベルの解析を行った。マルチレベル分析は、個票データに地域（集団）レベルの変数を取り込む場合などに使われる手法であり、日本の人口研究でも使用例が増えている（鎌田 2013, 中川 2013）。今回の分析では都道府県の介護サービス供給量を利用するので、このモデルの導入は理論的には妥当と考えられる。ただし、今回のデータでは集団レベルの要素が都道府県以外にも存在する。最も分かりやすいのは対象者の住む調査

7) 厚生労働省（2022:85）によれば、2020年における要介護認定率は65-69歳で2.8%、70-74歳では5.5%だったが、75-79歳では12.4%に上昇する。

区だが（世帯動態調査は調査区ごとの調査）、先行研究によれば地域ブロック（中川 2013）や、プールデータにおける各調査年（福田 2016）なども集団と見なしうるとの見解もある。したがって、以下の分析ではこれらの要素の効果を検討したが、実際に一定以上の効果をもつものは少なかった。そのため、モデルによっては通常のプロビット回帰を使っている。

IV. 結果

1. 家族類型の変化

はじめに家族類型の変化を確認する。調査の5年前に単独世帯および夫婦のみの世帯にいた高齢者について、調査時点の家族類型を示した（表1）。ここでは調査時点の家族類型を「単独」「夫婦のみ」「親と子」「その他」に分けた。後の2類型をまとめた類型は「子との同居等」と呼ぶ。また、集計の期間は2分し、2004年と2009年のデータと2014年と2019年のそれとを分けて集計した。なお、表右列の「標準化」の値は、今回の分析期間の後半に団塊の世代が65歳以上になることを踏まえ、期間前半の年齢構造で後半の値を標準化した参考値である。この表によれば、いずれの家族類型でも5年間で類型を変えなかった人が最も多い。ただし、この同一類型の割合には男女差があり、男性では夫婦のみの世帯、女性では単独世帯にとどまる割合が高い（2014、2019年ではそれぞれ91.2%、92.1%）。一方、家族類型が変化した場合では、男性では単独世帯から夫婦のみの世帯へ（例えば2014、2019年は11.1%）、女性ではその逆で、夫婦のみの世帯から単独世帯へ移る割合が高い（同15.4%）。前者には単身赴任等からの帰還、後者には夫との死別などが多く含まれると考えられる。「子との同居等」（親と子の世帯、三世帯世帯など）への移行割合は男女とも10%を下回る。この割合は単独世帯にいた女性で比較的高かった（2014、2019年に7.1%）。「子との同居等」の内訳では、単独世帯にいた女性で「その他」（三世帯家族など）の割合が高い（同4.1%）。

家族類型の割合を集計期間の前半と後半で比較すると、パーセントポイントの増減が最も大きかったのは男性の「単独→単独」の割合で、前半の80.2%が85.2%に上昇した。一方、絶対値は小さいが、「子との同居等」での割合の低下も目につく。女性計での低下は統計的に有意であった（6.6%→5.3%）。「子との同居等」の内訳では、5年前に夫婦のみの世帯にいた人で「その他」の低下が目立った（男2.4%→1.5%、女2.8%→1.5%⁸⁾。なお、期間後半の「子との同居等」については年齢構造の影響を除いた割合も算出したので、

8) 世帯動態調査は調査区を抽出単位としているので、分割表の検定ではまず調査区をクラスタとしたクラスタ頑健標準誤差を用いた。具体的には表頭の類型の値（例えば表1では当該類型か否か）を被説明変数、表側（同、調査時期。ただし表4では調査年）を説明変数とし、クラスタ頑健標準誤差を用いた二項プロビット回帰ないし単回帰分析を行った。計算にはStata 15.1のprobit, regressコマンドを使用した。次に、この検定結果を基礎的な検定（表1、3、4では母比率の差の検定ないしFisherの正確検定、表2ではWelchの検定）と比べ、有意性がより低い結果を採用した。とくに表2では男性でクラスタ頑健標準誤差による有意性の区分が一段階高く（有意になりやすく）なるケースが目立つため、その場合にはWelchの検定結果を表示した。

表1 家族類型の変化

	計 (人)	調査時点						計	標準化	
		単独	夫婦のみ	子との同居等		計	子と同居等			
				親と子	その他					
5年前										
男 単独	('04, '09)	323	80.2 *	14.9	5.0	2.2	2.8	100	-	
	('14, '19)	542	85.2	11.1	3.7	2.2	1.5	100	3.7	
夫婦のみ	('04, '09)	1,511	4.3	90.9	4.8	2.3	2.4 *	100	-	
	('14, '19)	1,952	4.6	91.2	4.2	2.7	1.5	100	4.3	
計	('04, '09)	1,834	17.7 ***	77.5 **	4.8	2.3	2.5 **	100	-	
	('14, '19)	2,494	22.1	73.8	4.1	2.6	1.5	100	4.1	
女 単独	('04, '09)	820	90.5	0.6	8.9	3.8	5.1	100	-	
	('14, '19)	1,114	92.1	0.8	7.1	3.0	4.1	100	6.9	
夫婦のみ	('04, '09)	1,442	15.8	78.9	5.3	2.5	2.8 **	100	-	
	('14, '19)	1,911	15.4	80.4	4.2	2.7	1.5	100	4.1	
計	('04, '09)	2,262	42.9	50.5	6.6 **	3.0	3.6 **	100	-	
	('14, '19)	3,025	43.7	51.1	5.3	2.8	2.4	100	5.0	

資料：世帯動態調査（5回～8回）

「標準化」は対象期間前半（2004年と2009年の調査）の年齢構造で対象期間後半（2014年と2019年の調査）の結果を標準化した値。「'04, '09」は2004年と2009年の調査、「'14, '19」は2014年と2019年の調査を指す。検定は表頭の類型（当該類型か否か）を被説明変数、表側（調査時期）を説明変数とした二項プロビット回帰分析による（係数の有意水準。調査区を単位としたクラスタ頑健標準誤差を使用）。標準化値は検定の対象外。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

実績値と比べると、両者の差は男性よりも女性で大きかった。表の値からは、年齢構造の変化が女性における期間後半の「子との同居等」の割合をやや押し上げていたことが分かる。ただし、標準化値と実績値の差は最大でも0.2%（女性計、四捨五入前の値）であり、変化の方向も年齢構造の変化に大きな影響は受けていない。

属性別の結果については、紙幅の都合により5年前の地域ブロック別の値にのみ言及する（表は略）。5年前に単独世帯だった人の場合、調査時の世帯が「単独」の割合は東京圏の男性（期間前半、後半の順に85.0%→92.3%）、「子との同居等」の割合は北海道を除く東日本の男女（順に6.0%→7.5%、11.4%→8.9%）で高い傾向がある（ただし、女性の「子との同居等」の割合は、期間後半では「北海道、西日本」で最も高い（9.5%））。5年前に夫婦のみだった世帯では、「子との同居等」に移行した割合はやはり北海道を除く東日本で高かった（男7.3%→5.2%、女6.9%→5.1%）。北海道を除く東日本では一般に高齢者と子との同居割合が高いが（清水 2023）、この割合の高さには伝統的な親子継続同居の多さだけでなく、子の離家後に再同居するケースが多いことも寄与している可能性がある。

2. 家族類型の変化と地域の介護保険サービス供給量

表2に家族類型の変化パターンと都道府県別の介護サービス供給量（75歳以上人口あたりの定員・病床数、常勤換算従事者数）との関係を示した。ここでは5年前の家族類型別に、調査時に単独ないし夫婦のみの世帯にいたケース（単独世帯・夫婦のみの世帯間の推移を含む）と「子との同居等」に移ったケースとを比較した。これによれば、まず5年前

に単独世帯にいた人の場合、全期間の集計による施設サービス計の供給量（平均値）は「子と同居等」に移った人の居住地域のほうが高い。一方、居宅サービス計の供給量の平均値は、「単独・夫婦のみ」の世帯にいる人の居住地域で相対的に高い（表2の(1)）。こうした差は男性よりも女性で目立っており、女性の施設計の定員・病床数は「単独・夫婦のみ」で63.4人、「子との同居等」で65.2人だった。居宅サービス計の従事者数では前者では69.2人、後者では65.6人であり、いずれの差も統計的に有意であった。この結果は、少なくとも単純な分割表のレベルでは、「子との同居等」への移行が施設サービスの供給が多い地域で促進され、居宅サービスの多い地域では抑制される傾向を示すように思われる。

介護サービスの内容別に見ると、介護老人保健施設、通所介護（地域密着）、および居宅サービスその他（地域密着）の供給量は「子との同居等」で多い。また、これとは逆に、訪問介護と居宅サービスその他の供給量は「単独・夫婦のみ」で多い傾向がある。例えば女性の場合、介護老人保健施設の平均定員は「単独・夫婦のみ」で23.0人、「子との同居等」では23.8人であり、後者のほうが多い。また、訪問介護や居宅サービスその他では逆に「単独・夫婦のみ」の値が「子との同居等」よりも大きい（女性では順に13.5人と12.7人、22.0人と20.7人）。一方、こうした家族類型間の差には時期による違いがあり、全体としては期間後半で統計的に有意となったケースが多い。居宅サービス計を除くと、期間後半にはすべてのサービス分類が少なくとも男女どちらかで有意な差を示した。なお、期間後半には期間全体や期間前半とは傾向が大きく異なるサービスもある。すなわち、女性の通所介護では期間の前半・後半ともに平均値の差が有意であったが、家族類型間の値の大小は期間前半と後半で逆転している。

今回の分析では、地域密着型と非密着型のサービスを両方扱っているため、両者の違いを見ておくと、今回対象とした地域密着型サービスの3類型では、家族類型間の差が有意になる頻度が非密着型よりも低かったようである。また、差が有意なケースでは「単独・夫婦のみ」の値が「子と同居等」よりも低かった。地域密着型と非密着型のサービスとの間には開始時期の違いやサービス分類の変更の問題があるため、両者を厳密に比較することはできない。また、先述のとおり密着型のサービス提供範囲は市町村内に限定されているため、地域密着型の特徴の詳細は市町村単位の分析で確認するのが望ましい。が、少なくとも都道府県レベルで見た場合には、地域密着型のサービスが高齢者の世帯変動に与える影響は非密着型のそれとは異なるように見える。

次に、5年前に夫婦のみの世帯にいた人の値を見ると（表2(2)）、家族類型間の差が統計的に有意になったサービスは少ないが、差が有意だったサービスにおいては、家族類型間の値の大小は5年前に単独世帯にいた人の場合と似ている。違うのは男性の介護老人福祉施設の値で、「5年前：単独」の場合とは異なり、全期間と期間前半において「単独・夫婦のみ」の値が有意に高かった。5年前に夫婦のみの世帯にいた人では、介護老人福祉施設の供給量の多さが「子との同居等」への移行を抑制する方向に作用していたようである。ただし、この効果は期間後半には消えている。

表2 調査時の家族類型別、5年前の居住都道府県の介護保険サービス供給量
(75歳以上人口1,000人あたりの定員・病床数(施設), 常勤換算従事者数(居宅サービス)の平均値)

	計* (人)	施設計	介護老人 福祉 施設	介護老人 福祉 施設 (地域 密着)	介護老人 保健 施設	居宅 サー ビス 計	訪問 介護	通所 介護	通所 介護 (地域 密着)	短期入 所生活 介護	居宅 サー ビス その他 (地域 密着)	居宅 サー ビス その他 (地域 密着)
(1) 5年前: 単独世帯 全期間												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	785 34	62.3 63.8	31.5 32.1	1.5 2.0	22.6 22.9	69.6 68.2	13.5 13.1	14.4 13.7	6.1** 6.8	8.9 9.5	22.1* 20.7	12.2 13.6
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,697 145	63.4** 65.2	31.5 31.8	1.5 1.6	23.0* 23.8	69.2** 65.6	13.5** 12.7	14.3 14.0	6.1 6.3	8.8 8.8	22.0*** 20.7	12.6* 13.6
2004, 2009												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	295 16	69.0 67.2	32.9 33.3	0.2 0.2	24.4 22.6	56.2 54.0	13.9 14.0	12.4 11.0	- -	7.5 8.0	19.7 18.9	8.0 6.8
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	707 72	69.8 69.0	33.2 32.5	0.2 0.2	24.7 24.5	55.6* 52.2	13.5 12.8	12.2** 11.3	- -	7.4 7.4	19.8 18.5	8.5 9.5
2014, 2019												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	490 18	58.3** 60.8	30.6 30.9	1.9*** 2.7	21.5*** 23.1	77.7 80.8	13.2 12.3	15.6 16.1	6.1** 6.8	9.8** 10.9	23.6 22.3	13.6* 16.6
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	990 73	58.8*** 61.4	30.3* 31.1	2.0 2.1	21.9*** 23.1	78.9 78.9	13.6* 12.5	15.9* 16.7	6.1 6.3	9.8 10.2	23.6* 22.8	14.1 15.0
(2) 5年前: 夫婦のみの世帯 全期間												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	3,227 151	63.5 63.7	31.6** 31.0	1.4 1.5	23.2* 23.8	68.2 67.2	13.2 12.9	14.1 14.5	6.1 6.0	8.8 8.6	21.8 21.2	12.2 12.4
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	3,102 154	63.4 64.8	31.7 31.8	1.5 1.4	23.2 23.7	68.4* 65.9	13.2 12.7	14.2 14.2	6.1 6.0	8.9 8.8	21.8** 20.9	12.3 11.9
2004, 2009												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,384 71	69.5 68.7	32.9** 32.0	0.2 0.2	24.8 25.3	55.7 55.3	13.6 13.1	12.1 12.4	- -	7.5 7.5	19.7 19.4	8.3 8.3
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,309 75	69.5 70.3	33.0 32.8	0.2 0.2	24.7 25.2	55.6 55.1	13.5 13.0	12.1 12.1	- -	7.5 7.6	19.7 19.4	8.4 8.6
2014, 2019												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,843 80	59.0 59.3	30.7 30.1	2.0 2.2	22.1 22.5	77.6 77.8	13.0 12.8	15.7* 16.4	6.1 6.0	9.8 9.5	23.4 22.7	13.8 14.6
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,793 79	59.0 59.6	30.7 30.9	2.0 2.1	22.1 22.2	77.8 76.1	13.0 12.5	15.7* 16.2	6.1 6.0	9.9 9.9	23.4** 22.4	13.8 13.6
(3) 5年前: 計 全期間												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	4,012 185	63.2 63.7	31.6 31.2	1.4 1.6	23.1* 23.7	68.5 67.4	13.3 13.0	14.2 14.4	6.1 6.2	8.8 8.8	21.9** 21.1	12.2 12.6
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	4,799 299	63.4*** 65.0	31.6 31.8	1.5 1.5	23.1** 23.7	68.7*** 65.8	13.3** 12.7	14.2 14.1	6.1 6.2	8.9 8.8	21.9*** 20.8	12.4 12.6
2004, 2009												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,679 87	69.4 68.4	32.9* 32.2	0.2 0.2	24.7 24.8	55.8 55.1	13.7 13.3	12.2 12.2	- -	7.5 7.6	19.7 19.3	8.3 8.0
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	2,016 147	69.6 69.6	33.1 32.7	0.2 0.2	24.7 24.9	55.6 53.7	13.5 12.9	12.1 11.7	- -	7.5 7.5	19.7 19.0	8.4 9.0
2014, 2019												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	2,333 98	58.8 59.6	30.7 30.3	2.0* 2.3	21.9** 22.6	77.6 78.3	13.0 12.7	15.7** 16.3	6.1 6.2	9.8 9.8	23.4** 22.6	13.8** 14.9
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	2,783 152	58.9*** 60.5	30.6 31.0	2.0 2.1	22.0* 22.6	78.2 77.4	13.2* 12.5	15.8** 16.4	6.1 6.2	9.9 10.0	23.5*** 22.6	13.9 14.3

資料: 世帯動態調査(5回~8回), 介護サービス施設・事業所調査(2000~2018年), 人口推計, 国勢調査
「計(人)」は地域密着型サービス以外の分析対象者の数。地域密着型での人数は表側の順に656,26,1373,100/165,838,27/
2624,121,2532,122/781,41,739,43(介護老人福祉施設(地域密着)と介護サービスその他(地域密着)。2014, 2019は表の値と
同じ。(3)は(1)と(2)の合計なので省略), 247,11,511,32/963,39,941,34(通所介護(地域密着)の全期間(2014, 2019と同じ)。(3)
は省略)。検定は介護供給量を被説明変数, 調査時の家族類型を説明変数とした単回帰分析(係数の有意水準, 調査区を単位と
したクラスタ頑健標準誤差を使用), およびwelchの検定結果のうち, p値が大きい方を表示。有意水準の表記は表1を参照。

5年前の家族類型を合計した結果（表2(3)）は、おおむね5年前に単独世帯にいた人の特徴と似ている。このことは、地域の介護サービスの供給量が主として単独世帯の高齢者の行動に影響することを示唆すると考えられる。

以上の結果を先行研究と比較すると、今回の分析では訪問介護と高齢者の世帯動態との間に清水（2004）の結果（＝夫婦のみの世帯が多い地域で利用が多い）に対応するような関係が見られた。また、居宅サービス全体や「その他」の居宅サービスとの間にも類似の関係があることが示された。一方、上記の文献では通所介護も同様の傾向を示したが、今回は時期によって逆の結果が出ていた。短期入所生活介護との関係については、清水（2004）の指摘（＝親子同居の多い地域で利用が多い）と似た状況は主として施設サービス全体、リハビリなどを行う介護老人保健施設や地域密着型サービスとの間で見られた。また、こうした一連の関係は上記の文献から時間的に近い期間前半よりも期間後半で目立っていた。

3. 家族類型の変化と住居移動

家族類型と住居移動の関係を見るため、はじめに5年前の家族類型別の移動率を観察した（表3）。この表によれば、男女とも5年間の移動率は単独世帯のほうが高い。例えば期間後半（2014、2019年）の移動率は、単独世帯では男12.6%、女9.8%、夫婦のみの世帯では男5.1%、女5.9%だった。男女を比べると、単独世帯では男の移動率のほうが圧倒的に高いが、夫婦のみの世帯では男女差は小さい。

移動者の前住地を見ると、どの家族類型でも「同じ都道府県内」の割合が最も高い。とくに男の単独世帯では割合の高さが目立つ（2014、2019年では9.2%）。一方、夫婦のみの

表3 5年前の居住地

	計 (人)	5年前の居住地						移動者全体の割合		
		同じ	同じ 都道府 県内	他の 都道府 県	国外	移動あり・ 前住地 不詳	計	左記 の計	標準 化	非世帯主 の移動不 明者含む
(%)										
5年前の家族類型										
男 単独	('04, '09) 309	87.1	9.7	2.6	0.0	0.6	100	12.9	-	13.8
	('14, '19) 509	87.4	9.2	1.4	0.2	1.8	100	12.6	12.6	13.1
夫婦のみ	('04, '09) 1,444	94.8	3.5	1.4	0.0	0.3	100	5.2	-	5.7
	('14, '19) 1,912	94.9	3.4	1.4	0.1	0.2	100	5.1	5.4	5.3
計	('04, '09) 1,753	93.4	4.6	1.6	0.0	0.3	100	6.6	-	7.1
	('14, '19) 2,421	93.3	4.6	1.4	0.1	0.5	100	6.7	7.0	6.9
女 単独	('04, '09) 766	90.2	6.9	2.1	0.0	0.8	100	9.8	-	11.3
	('14, '19) 1,045	90.2	6.6	2.3	0.0	0.9	100	9.8	9.6	11.1
夫婦のみ	('04, '09) 1,369	94.4	3.9	1.3	0.1	0.2	100	5.6	-	6.3
	('14, '19) 1,853	94.1	3.7	1.8	0.1	0.2	100	5.9	6.0	6.3
計	('04, '09) 2,135	92.9	5.0	1.6	0.0	0.4	100	7.1	-	8.1
	('14, '19) 2,898	92.7	4.8	2.0	0.1	0.4	100	7.3	7.3	8.0

資料：世帯動態調査（5回～8回）

表中の表記については表1参照。移動者は調査5年前と調査時の居住地が異なる人。最右列の割合は非世帯主で移動の有無が判別できない人を移動者と見なした場合の参考値（本文の注参照）。

世帯では「他の都道府県」の割合が相対的に高い。2014、2019年の値は男1.4%、女1.8%だった。対象期間の前半と後半を比べると、移動率に大きな差はない。男性の単独世帯では「同じ都道府県内」や「他の都道府県」の率がやや低下しているが、表を見る限り、低下の大部分は不詳（「移動あり・前住地不詳」）の増加によって生じたと推測される。年齢を標準化した値（移動者全体の割合）については、男性の夫婦のみ、および男性の計で年齢構造の影響がやや目立つ。ただし、これらのケースでも標準化と実績値の差は最大で0.4%ポイント程度にとどまる。

次に、家族類型の5年間の変化と高齢者の移動との関係を検討した。ここでは家族類型が「子との同居等」に変化した場合に焦点をあてた。まず、調査時の家族類型別に見ると（図1）、男女とも「子との同居等」に移行した人のほうが「単独・夫婦のみ」にいた人よりも移動率ははるかに高い（例えば、期間後半の女性では「単独・夫婦のみ」6.0%、「子との同居等」34.4%）。男女別、期間別に見ると、女性の「子との同居等」で移動率の低下が目立つ（ただし統計的に有意ではない）。次に、移動者に絞って家族類型の変化を示すと、今回の分析対象者のなかで移動した人は男性で6.6%、女性で7.2%だったが、そのうち家族類型が「子との同居等」に変わった人はごく一部であり、分析対象者全体に占める割合は男性0.8%、女性では1.9%にとどまった（表4の(1)）。大半の移動者は調査時点でも単独世帯か夫婦のみの世帯にいたことになる。ただし、移動者のなかで「子との同居等」に移行した人の割合には男女別、5年前の家族類型別に大きな差があり、最も低い割合は5年前に単独世帯にいた男性の8.7%（ $1.1 \div 12.7 \times 100$ ）、最も高い割合は単独世帯の女性の33.9%だった（ $3.3 \div 9.8 \times 100$ ）。

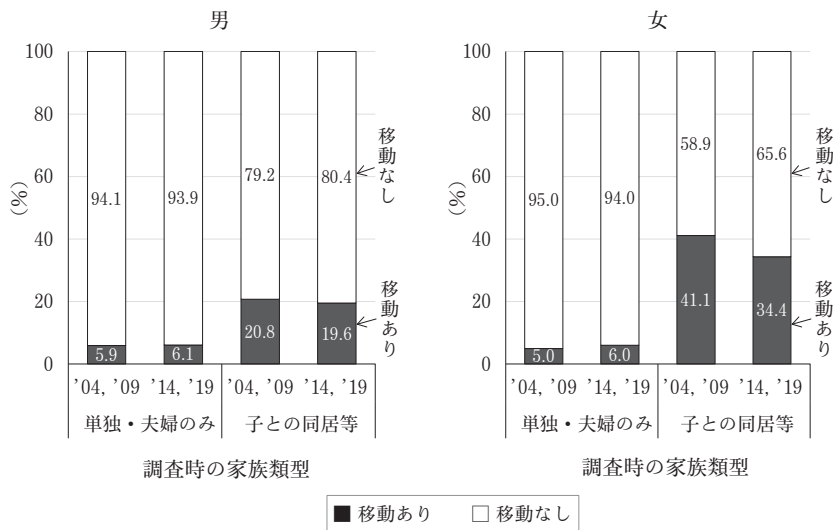


図1 調査時の家族類型と移動の有無

資料：世帯動態調査（5回～8回）
「移動あり」「移動なし」については表3の注を参照。

表4 「子との同居等」への変化と移動の有無

	男				女			
	計 (人)	移動 あり計	家族類型が 「子との同居等」 に変化		計 (人)	移動 あり計	家族類型が 「子との同居等」 に変化	
			移動あり	移動なし			移動あり	移動なし
5年前の家族類型								
単独	816	12.7	1.1	2.5	1,811	9.8	3.3	3.3
夫婦のみ	3,356	5.1	0.7	3.4	3,222	5.7	1.1	3.1
計	4,172	6.6	0.8	3.2	5,033	7.2	1.9	3.2

	男						女					
	2004, 2009			2014, 2019			2004, 2009			2014, 2019		
	計 (人)	家族類型が 「子との同居 等」に変化		計 (人)	家族類型が 「子との同居 等」に変化		計 (人)	家族類型が 「子との同居 等」に変化		計 (人)	家族類型が 「子との同居 等」に変化	
		移動 あり	移動 なし		移動 あり	移動 なし		移動 あり	移動 なし		移動 あり	移動 なし
5年前の家族類型												
単独	307	1.0	3.3	509	1.2	2.0	766	4.3	3.5	1,045	2.6*	3.1
夫婦のみ	1,444	0.9	3.5	1,912	0.6	3.3	1,369	1.3	3.4	1,853	1.0	2.9
計	1,751	0.9	3.5	2,421	0.7	3.1	2,135	2.4	3.4	2,898	1.6**	3.0

資料：世帯動態調査（5回～8回）

表中の表記については表1と表3の注を参照。検定は調査時期を説明変数とした二項プロビット回帰分析による（調査区を単位としたクラスター頑健標準誤差を使用）。

一方、家族類型の変化を家族等の移動の面から考えると、5年前に単独ないし夫婦のみだった世帯が「子との同居等」になるということは、子ども等が世帯に加わったことになるので、高齢者が移動していない場合には自動的に家族等が移動してきたと見なせる（高齢者が移動した場合は、家族等の移動はあり・なしどちらもありえる）。そこで家族類型が「子との同居等」に移行した人に限定して高齢者自身の移動の有無を比べると、ほとんどのケースで「移動なし」（＝家族等が移動してきた）割合のほうが多い。「移動あり」と「移動なし」の割合の差がとくに大きかったのは5年前に夫婦のみの世帯にいた男性であった（順に0.7%と3.4%。両者の比は18:82）。一方、単独世帯にいた女性では移動者の割合に差がなかった（ともに3.3%）。表1で見た「子との同居等」への移行割合の相対的な高さを踏まえると、単独世帯の高齢女性では、家族等と同居するための移動が自身の世帯行動や住居移動のなかで非常に大きな役割を果たしていると推測される。

なお、こうした家族類型の変化と住居移動との関係は時期によって異なる。表4の(2)によれば、「子との同居等」に変化した単独世帯の女性と女性計では、「移動あり」の割合が有意に低下していた（順に4.3%→2.6%、2.4%→1.6%）。今回の分析対象の高齢女性、とくに単独世帯にいた女性の間では、「子との同居等」に移行し、かつ自身が移動する人が減りつつあるといえる。

4. プロビット回帰分析

以上で観察した家族類型の変化，介護サービス，および住居移動の関係を同時に検討するため，マルチレベルの二項プロビット分析を行った⁹⁾。3者の関係ではいずれの変数も被説明変数になりうるが，今回は家族類型の変化を主題としているため，被説明変数は調査時点の家族類型（単独・夫婦のみ=0，子との同居等=1）とした。また，説明変数は介護サービスの内容別の供給量と住居移動の有無とし，統制変数として個人属性も含めた。各変数の分布は表5に示した。

まず，所属集団の効果を帰無モデルで検討した。ここでは地域ブロック（4区分），都道府県，調査年，調査区の4要素を男女別，分析対象期間別（地域密着型サービスにも対応させた期間）のモデルにそれぞれ投入した。その結果，各集団の級内相関係数（ICC）は，調査区を除き，一般にモデルの採用基準とされる0.1ないし0.05（清水 2014）を大き

表5 プロビット分析に用いた変数の分布

変数	調査時の家族類型						変数	調査時の家族類型					
	男			女				男			女		
	計	単独・夫婦のみ	子との同居等	計	単独・夫婦のみ	子との同居等		計	単独・夫婦のみ	子との同居等	計	単独・夫婦のみ	子との同居等
調査時の家族類型 単独・夫婦のみ 子との同居等	95.9 4.1	100.0 0.0	0.0 100.0	94.9 5.1	100.0 0.0	0.0 100.0	5年前の居住地ブロック 東京圏 他大都市圏 東日本 北海道、西日本	27.6 21.9 20.1 30.4	28.1 21.8 19.8 30.4	17.4 23.0 28.0 31.7	26.1 21.7 19.4 32.8	26.4 21.8 19.2 32.7	20.9 19.7 24.2 35.2
調査時の年齢 65-69 70-74 75-79 80-84 85+	30.0 28.0 21.1 13.3 7.6	29.6 28.3 21.2 13.3 7.6	37.9 20.5 18.6 14.3 8.7	29.6 26.5 19.9 13.9 10.1	29.9 26.8 20.1 13.5 9.7	24.2 21.3 17.6 20.1 16.8	調査年 2004 2009 2014 2019	17.7 23.7 28.2 30.5	17.6 23.6 28.2 30.6	18.6 26.1 28.0 27.3	18.0 23.7 27.8 30.5	17.6 23.7 27.8 30.9	25.0 22.5 29.5 23.0
教育 中学 高校 短大・高専・専修 大学 不詳(在卒不詳含む)	23.8 23.3 4.4 18.2 30.3	23.8 23.2 4.3 18.1 30.5	23.6 25.5 5.6 20.5 24.8	27.9 25.7 8.8 3.4 34.2	27.8 25.7 8.7 3.4 34.4	29.9 27.0 10.2 3.7 29.1	介護保険施設 計 介護老人福祉施設 介護老人福祉施設(密着)* 介護老人保健施設	63.2 31.6 1.5 23.1	63.2 31.6 1.4 23.1	63.7 31.1 1.6 23.7	63.4 31.6 1.5 23.1	63.3 31.6 1.5 23.1	64.9 31.8 1.5 23.7
子どもの数 0 1 2 3+	12.0 13.3 53.9 20.7	12.4 13.3 54.1 20.1	2.5 14.3 49.1 34.2	12.1 15.2 50.1 22.6	12.6 15.1 50.4 21.9	4.1 15.6 44.3 36.1	居室サービス 計 訪問介護 通所介護 通所介護(密着)** 短期入所生活介護 その他 その他(密着)*	68.6 13.3 14.2 6.1 8.8 21.9 12.2	68.7 13.3 14.2 6.1 8.8 21.9 12.2	68.1 13.0 14.5 6.2 8.9 21.3 12.6	68.9 13.3 14.3 6.1 8.9 21.9 12.4	69.0 13.3 14.3 6.1 8.9 22.0 12.4	65.8 12.6 14.1 6.0 8.8 20.8 12.6
5年前の家族類型 単独 夫婦のみ	18.0 82.0	18.1 81.9	16.1 83.9	35.0 65.0	34.4 65.6	45.9 54.1	観測数(n) (密着)* (通所介護(密着)**)	3,963 3,262 1,207	3,802 3,131 1,163	161 131 44	4,752 3,897 1,450	4,508 3,714 1,394	244 183 56
5年前からの住居移動 移動なし 移動あり	93.8 6.2	94.4 5.6	80.1 19.9	93.3 6.7	95.0 5.0	62.7 37.3							

資料：世帯動態調査（5回～8回），介護サービス施設・事業所調査（2000～2018年），人口推計，国勢調査
介護保険施設と居室サービスの値は都道府県別の75歳以上人口1,000人当たり定員・病床数，ないし常勤換算従事者数の平均値。観測数(n)は人数。その他の値の単位は%。各変数の不詳値は除く（教育以外）。「(密着)」は地域密着型サービス。

9) プロビット分析には Stata 15.1 の meprobit および probit コマンドを使用した。

く下回った（調査区の ICC は女性の2004-2019年のデータで0.062）。しかし、先行研究では級内相関が0.002のモデルを使用した例もあるので（鎌田 2013）、今回はとりあえず ICC が0.005を超える集団を ICC の高い順に2つまで使用した。ただ、実際の分析では個人レベルの説明変数を入れると ICC が著しく小さくなるケースがあったため、その場合は集団レベルの数を減らすか、通常のプロビット分析を用いた。

説明変数を入れた結果は表6に示した。今回の分析では最も単純な切片モデルを使用した。また、調査年は「介護老人福祉施設（地域密着）」「居宅サービス計」ととくに相関が高いので、該当するモデルには投入していない。男性の結果を見ると、介護サービスでは介護老人福祉施設の効果が負で有意だった（5%水準）¹⁰。属性等を統制すると、表2で見た施設サービスの全体的な傾向とは異なり、居住都道府県内の介護老人福祉施設の定員が少ない人ほど「子との同居等」に移行する確率が高まることを示している。ただし、他のサービスで10%水準まで有意になる変数はなかった。住居移動については、いずれのモデルでも移動者のほうが「子との同居等」の世帯に移行しやすい。その他の個人属性では、大半のモデルで65-69歳（正）、子ども数0（負）、子ども3人以上（正）、東京圏居住（負）が5%水準か1%水準で有意になった。教育歴については、先行研究が親子間の距離に対する正の効果を認めているが（例えば Malmberg and Pettersson 2007）、男性の分析では「子と同居等」への移行に対する効果は確認されなかった。

女性の場合、介護サービスで有意になったのは居宅サービス計と訪問介護であり、符号はいずれも負であった。有意水準は訪問介護が10%、居宅サービス計が1%だった。これらのサービスの供給が多い都道府県ほど、「子との同居等」への移行確率が低いと解釈される。住居移動では「移動あり」がすべてのモデルで正、かつ有意だった。個人属性では大半のモデルにおいて80-84歳（正）、子ども0人（負）、子ども3人以上（正）、5年前に夫婦のみの世帯（負）、東京圏（負）、他大都市圏（負）の効果が有意だった（多くは5%水準か1%水準）。教育水準は居宅サービス計、通所介護（地域密着）、居宅サービスその他のモデルで有意になったが、有意水準はいずれも10%だった。

プロビット分析の結果を表2、表3と比べると、家族類型の変化と住居移動との関係は変わらないが、介護サービスでは施設計や介護老人保健施設など、「子との同居等」への移行を促進するとみられていたサービスとの関係が全て有意でなくなり、かつ全体として統計的に有意な関係が減少した。表2で見られた家族類型間の差は、かなりの程度が個人属性等の影響により生じていたものと考えられる。ただし、居宅サービス計と訪問介護の供給量が高齢女性の「子との同居等」への移行を抑える効果は、他の要因を統制しても比較的安定していたようである。また、地域密着型のサービスは影響が弱いことも表2と整合的であった。なお、分割表で有意だった居住サービスその他の値（女性）は、表6では

10) 男性のモデル1、2、4では、帰無モデルでは都道府県がランダム効果に選ばれるが、説明変数を入れるとレベル2を地域ブロックとしたモデルの ICC が都道府県を使ったモデルのそれを上回るため、レベル2には地域ブロックを使った。都道府県を使用した場合には、施設サービス計の係数は10%で有意だが、地域ブロックを使うと有意ではなくなる。

表6 プロビット回帰分析(被説明変数:調査時の家族類型が「子どもの同居等」=1, 単独・夫婦のみの世帯=0)

説明変数	男										
	モデル1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
固定効果											
調査時の年齢(ref:70-74)											
65-69	0.281***	0.274***	0.253**	0.280***	0.285***	0.287***	0.285***	0.057	0.283***	0.286***	0.245**
75-79	0.090	0.095	0.073	0.088	0.091	0.091	0.091	-0.099	0.092	0.091	0.073
80-84	0.140	0.138	0.092	0.135	0.142	0.143	0.144	-0.418	0.142	0.142	0.090
85+	0.161	0.169	0.085	0.164	0.171	0.171	0.168	-0.078	0.172	0.170	0.082
教育(ref:高校)											
中学	-0.046	-0.052	-0.033	-0.046	-0.049	-0.051	-0.048	0.088	-0.052	-0.052	-0.046
短大・高専・専修	0.123	0.126	-0.076	0.115	0.122	0.121	0.124		0.124	0.120	-0.076
大学	0.024	0.024	-0.028	0.026	0.033	0.036	0.038	-0.115	0.033	0.033	-0.014
不詳	-0.108	-0.111	-0.101	-0.106	-0.101	-0.099	-0.099	0.246	-0.099	-0.101	-0.098
子どもの数(ref:1人)											
0人	-0.768***	-0.763***	-0.843***	-0.770***	-0.773***	-0.771***	-0.772***	-0.446	-0.775***	-0.769***	-0.821***
2人	-0.009	-0.006	-0.031	-0.013	-0.017	-0.018	-0.016	-0.002	-0.016	-0.016	-0.030
3人以上	0.260**	0.260**	0.220	0.256**	0.248**	0.248**	0.248**	0.263	0.248**	0.248**	0.220
5年前の家族類型(ref:単独世帯)											
夫婦のみ	0.031	0.020	0.026	0.028	0.031	0.029	0.031	-0.027	0.027	0.029	0.026
住居移動(ref:移動なし)											
移動あり	0.785***	0.780***	0.742***	0.787***	0.797***	0.797***	0.794***	0.622**	0.793***	0.796***	0.740***
5年前の居住地ブロック(ref:東日本)											
東京圏					-0.394***	-0.373***	-0.371***		-0.431***	-0.350***	
他大都市圏					-0.141	-0.106	-0.145		-0.159	-0.106	
北海道、西日本					-0.140	-0.133	-0.147		-0.155	-0.104	
調査年(ref:2004)											
2009	-0.017	0.003		0.005		0.018	-0.041		0.011	0.098	
2014	-0.107	-0.103		-0.018		-0.012	-0.073		0.017	0.057	-0.078
2019	-0.116	-0.080		-0.032		-0.031	-0.095		0.003	0.064	-0.149
介護保険サービス供給量											
介護保険施設	-0.007										
介護老人福祉施設		-0.029**									
介護老人福祉施設(密着)			0.018								
介護老人保健施設				-0.000							
居宅サービス計					-0.001						
訪問介護						-0.006					
通所介護							0.008				
通所介護(密着)								0.025			
短期入所生活介護									-0.014		
居宅サービスその他										-0.010	
居宅サービスその他(密着)											0.015
定数項	-1.911***	-1.921***	-1.908***	-1.958***	-1.810***	-1.817***	-1.757***	-1.896***	-1.797***	-1.899***	-1.825***
ランダム効果:レベル2	ブロック	ブロック	ブロック	ブロック				ブロック			ブロック
分散	0.023	0.018	0.016	0.013				0.032			0.015
集団数	4	4	4	4				4			4
集団内平均ケース数	990.8	990.8	815.5	990.8				301.8			815.5
icc	0.022	0.018	0.016	0.013				0.031			0.015
対数尤度	-628.5	-626.5	-515.2	-629.1	-624.7	-624.5	-624.5	-178.3	-624.4	-624.3	-514.6
観測数(n)	3,963	3,963	3,262	3,963	3,963	3,963	3,963	1,207	3,963	3,963	3,262

資料:世帯動態調査(5回~8回),介護サービス施設・事業所調査(2000~2018年),人口推計,国勢調査
 ランダム効果が空白のモデルは通常のプロビット回帰分析。それ以外はマルチレベルのプロビット回帰。マルチレベル分析ではレベル3の表記がないモデルはレベル2のみを設定。レベル2と3は入れ子構造(e.g.調査年>調査区)。モデル3と5では調査年と介護保健サービスの変数の相関が高いため調査年を外した。介護保険サービスの変数には全体平均で中心化した値を使用。男のモデル8ではサンプル規模の都合により「短大・高専・専修」と「大学」をまとめた。地域ブロック:東京圏(埼玉県,千葉県,東京都,神奈川県),他大都市圏(岐阜県,愛知県,三重県,京都府,大阪府,兵庫県,奈良県),東日本(大都市圏を除く県のうち,新潟県,長野県,静岡県から東側の本州(当該3県を含む),および北陸3県(富山県,石川県,福井県)),北海道,西日本(大都市圏と東日本以外の県)。「(密着)」は地域密着型サービス,「ブロック」は地域ブロックを指す。

表6 プロビット回帰分析(つづき)

説明変数	女 モデル1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
固定効果											
調査時の年齢(ref:70-74)											
65-69	-0.005	-0.004	0.020	-0.005	-0.007	-0.001	-0.002	-0.088	-0.003	-0.009	0.010
75-79	-0.003	-0.003	0.058	-0.003	-0.005	-0.007	-0.004	-0.222	-0.004	-0.004	0.052
80-84	0.226**	0.228**	0.181	0.227**	0.235**	0.231**	0.228**	0.050	0.229**	0.232**	0.182
85+	0.143	0.144	0.144	0.144	0.164	0.141	0.142	0.190	0.146	0.164	0.146
教育(ref:高校)											
中学	-0.142	-0.148	-0.111	-0.145	-0.157*	-0.142	-0.143	0.068	-0.147	-0.162*	-0.123
短大・高専・専修	0.080	0.076	0.048	0.078	0.086	0.083	0.075	0.097	0.077	0.082	0.055
大学	0.129	0.128	0.132	0.130	0.137	0.126	0.122	0.463*	0.125	0.138	0.162
不詳	-0.127	-0.132	-0.086	-0.130	-0.128	-0.128	-0.131	0.165	-0.132	-0.130	-0.082
子どもの数(ref:1人)											
0人	-0.584***	-0.581***	-0.633***	-0.582***	-0.577***	-0.580***	-0.579***	-0.586	-0.583***	-0.577***	-0.627***
2人	0.137	0.139	0.119	0.138	0.146	0.138	0.137	0.078	0.139	0.145	0.123
3人以上	0.351***	0.352***	0.330***	0.351***	0.352***	0.349***	0.356***	0.321	0.352***	0.351***	0.332***
5年前の家族類型(ref:単独世帯)											
夫婦のみ	-0.201***	-0.198***	-0.143*	-0.199***	-0.198***	-0.202***	-0.200***	-0.130	-0.199***	-0.195**	-0.140*
住居移動(ref:移動なし)											
移動あり	1.347***	1.346***	1.186***	1.346***	1.342***	1.346***	1.347***	1.019***	1.347***	1.341***	1.175***
5年前の居住地ブロック(ref:東日本)											
東京圏	-0.217*	-0.286**		-0.251*	-0.280***	-0.200*	-0.319***	-0.309	-0.308***	-0.223*	
他大都市圏	-0.218*	-0.251**		-0.230**	-0.185*	-0.104	-0.254**	-0.153	-0.253**	-0.180	
北海道、西日本	-0.137	-0.129		-0.120	-0.061	-0.069	-0.131	-0.015	-0.131	-0.062	
調査年(ref:2004)											
2009											-0.052
2014											-0.061
2019											-0.166
介護保険サービス供給量											
介護保険施設	0.005										
介護老人福祉施設		-0.004									
介護老人福祉施設(密着)			-0.001								
介護老人保健施設				0.003							
居宅サービス計					-0.007***						
訪問介護						-0.020*					
通所介護							-0.015				
通所介護(密着)								-0.033			
短期入所生活介護									-0.011		
居宅サービスその他										-0.015	
居宅サービスその他(密着)											0.014
定数項	-1.718***	-1.690***	-1.921***	-1.709***	-1.745***	-1.766***	-1.691***	-1.886***	-1.689***	-1.678***	-1.827***
ランダム効果：レベル2	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区
分散	0.066	0.066	0.058	0.066	0.061	0.061	0.070		0.068	0.058	0.053
集団数	1,056	1,056	849	1,056	1,056	1,056	1,056		1,056	1,056	849
集団内平均ケース数	4.5	4.5	4.6	4.5	4.5	4.5	4.5		4.5	4.5	4.6
icc	0.064	0.068	0.064	0.067	0.057	0.061	0.066		0.067	0.054	0.055
ランダム効果：レベル3	調査年	調査年	ブロック	調査年		調査年	調査年		調査年		ブロック
分散	0.003	0.007	0.010	0.006		0.005	0.001		0.004		0.005
集団数	4	4	4	4		4	4		4		4
集団内平均ケース数	1,188.0	1,188.0	974.3	1,188.0		1,188.0	1,188.0		1,188.0		974.3
icc	0.003	0.007	0.009	0.005		0.004	0.001		0.004		0.005
対数尤度	-817.7	-818.1	-653.9	-818.1	-814.4	-816.4	-817.6	-213.0	-818.0	-813.6	-651.8
観測数(n)	4,752	4,752	3,897	4,752	4,752	4,752	4,752	1,450	4,752	4,752	3,897

有意にならないが、調査年を外したモデルでは1%水準で有意(負)になる(表は略)。この原因の一部は、居住サービスその他と調査年との相関がやや強いことにあると推測される。

V. 考察

本節では家族類型、介護サービス、および住居移動に関する分析結果を整理し、これら3者の関係とその含意について考察する。

まず家族類型に関しては、分析対象者の大多数は5年前と同じタイプの世帯にとどまっていたが、類型を変えた人の中では主として男性で単独→夫婦のみ、女性で夫婦のみ→単独、および単独→「子との同居等」の移行が多かった。単独世帯や夫婦のみの世帯で暮らす高齢者では、1)夫婦で暮らせるうちはそのまま暮らし、2)死別すると（施設等に入らない場合は）多くが単独世帯になり、3)うち一定数は家族等との同居に移行するパターンが多いと考えられる。また、このことは、2000年代以降における高齢者と家族等との同居の分析では、とくに単独世帯の女性の動向に注目する必要があることも示している。

一方、時系列の変化では男女の夫婦のみの世帯で「その他」（三世代世帯など）への移行割合、女性全体で「子との同居等」への移行割合などが低下していた。この原因としては、親子同居への志向の低下（国立社会保障・人口問題研究所 2020）や今回検討した地域の介護サービスの影響などがあげられるだろう。また、人口学的な要因としては子世代で未婚化や少子化が進み、同居対象となる孫の数が減ったことも影響していると考えられる。

属性と「子との同居等」への移行との関係では、年齢（65-69歳、80-84歳）の効果が男女で異なっていたが、子ども数0人と3人、および東京圏居住の効果は男女ともに有意であった。冒頭でも述べたとおり、2000年代の高齢者は子ども数が低下した世代にあたる。具体的には、最近の高齢者では前の世代よりもおおむね未婚者ないし子ども数が0人の人が増え、子ども数が3人の人は減少している（国立社会保障・人口問題研究所 2021）。こうした人口構造の変化は、「子との同居等」への移行確率が高い人が減り、低い人が増えることを意味するので、高齢者全体の「子との同居等」への移行は抑制される。また、東京圏居住の効果についても、2000年代以降の高齢者は高度成長期に多くの人が東京圏を含む大都市圏に移動し、東京圏での居住者が増えた世代なので、やはり構造変化の効果をもたらす。人口学的に言えば、こうした結果は「子との同居等」への移行の鈍化が、人口転換後期から続く一連の過程（初期の出生力低下や第二の人口転換による子ども数の減少、人口ボーナスに伴う経済発展と大都市への人口集中）のなかで、ある程度定型的に出現している現象であることを示唆している。

第二に、介護サービスの影響については分割表（表2）と多変量解析（表6）で結果が異なるが、後者では男性で介護老人福祉施設、女性で居宅サービス全体や訪問介護サービスの供給水準が「子との同居等」への移行に有意に作用していた。先行研究では家族類型の地域差が介護サービスの地域差を規定したとされているが（清水 2004）、今回は介護サービスから家族類型の動態への影響が示されている。全体としては、家族類型の状況が介護サービスの地域分布に影響し、介護サービスの立地が家族類型の変化に影響するという時

系列的な相互規定関係があると考えられる。ただし、今回の分析では効果が有意な介護サービスは多くなかった。介護サービスの立地が与える影響は、逆方向の影響よりも相対的に小さいかもしれない。この理由は別途検討しなければならないが、先行研究では介護保険制度で市場原理が導入されたことにより、採算性などの経済因が介護サービス事業の立地の決定に大きく影響するようになったことが指摘されている（宮澤 2003, 畠山 2012）。高齢者側の世帯行動面での要望と介護サービスの立地が必ずしも対応していないことが、今回の効果の低さに反映された可能性もある¹¹⁾。

多変量解析について一点付言すると、今回のマルチレベル分析ではレベル 2, 3 に使う要素の選択をかなり機械的に行ったため、そうした選択が結果に与える影響を十分に検討できていない。具体的に言うと、表 6 のモデルではスケールが異なる複数の地域的要素をランダム効果と固定変数に同時に入れているものも多いが、それらの要素間の影響関係は必ずしも明らかでなく、説明変数の効果の解釈には曖昧さが残る。ランダム効果に使う地域の選択次第で介護変数の有意性が変わる例もあるので（注10参照）、地域スケールの影響はより丁寧に検討する必要がある。

第三に、住居移動の分析によると、「子との同居等」の世帯への移動率は全体に低いが、単独世帯の女性の移動率は他の対象者に比べて高かった。また、「子との同居等」と移動の有無との関係を見ると、移動者のほうが非移動者よりも「子との同居等」に移行しやすかった。しかし、移動者自体が少ないため、「子との同居等」に移行した高齢者のなかでは移動者よりも非移動者、つまり家族などが移動してきた人のほうが多い。このことは「子との同居等」の実現が家族等の移動により強く規定されていることを意味する。ただし、高齢単独世帯の女性では自身が移動したケースと家族等が移動したケースとが同程度あり、自身が移動する（できる）かどうかは「子との同居等」の実現に大きく影響している。

一方、時系列の変化を見ると、こうした単独世帯の女性では「子との同居等」に移行し、かつ移動した人の割合が分析期間中に有意に低下した（10%水準）。「同居」時における高齢者と家族等の移動の比重については、高齢者（単身女性）の比重のほうが低下したといえる。ただ、高齢者の子ども数との関係に関しては 2 章で想定したような関係は当てはまらず、女性全体では「子との同居等」への移行頻度、および「同居」に移行し、かつ移動した人の割合のいずれも低下した。また、単身女性では上述のとおり、「子との同居等」に移行した人の移動者割合が有意に低下したが、「同居」への移行割合や「同居」に際して本人が移動しなかった割合の変化は（数字の上では下がったものの）有意ではなかった。それゆえ今回の分析では、「子との同居等」への移行やそれに伴う移動の変化は子ども数の減少と矛盾しないものの、それ以上のことは明らかになっていない。この点を解明するには、移動の有無を被説明変数にした分析を行う必要がある。

「子との同居等」へ至り、かつ移動した人の割合が低下したことについては、子ども数

11) 介護サービスの経営体のなかで公共性が高い事業者は社会福祉協議会といわれている（宮澤 2003）。経営体ごとに観察すると、「子との同居等」への移行に対する効果に違いが見られるかもしれない。

以外の規定要因として介護サービスの変化や親子同居規範の衰退なども考えられるが、今回は分析できていない。ただ、この変化に関しては他にもいくつか指摘できることがある。まず地域人口の点から見ると、この移動率の動向は高齢者の子どもの地域分布にも影響されている。すでに述べたとおり、現在の高齢者では子どもの数が減っているが、その子どもたちの居住地はより遠方に広がっている。これはおそらく地域差の拡大や高学歴化による移動の長距離化、後継ぎ要員を含む子どもの流出（丸山 2018）等を反映した現象である。一般に、親子間の距離が大きいと移動は相対的に困難になる。ゆえにこうした地域分布の変化は、高齢単身女性をはじめとする高齢者やその家族等との同居を抑制する方向に作用してきたと推測される。

次に、「子との同居等」のための移動の変化はいわゆる高齢移動転換に影響を与える可能性がある。高齢移動転換論では社会の発展とともに高齢者の移動率が上昇するといわれるが（Rogers 1992, Warnes 1992）、「子との同居等」のための移動率が低下すれば、高齢者の移動率全体の上昇はその分だけ抑制される¹²⁾。また、「子との同居等」の移動の減少分が近居のための移動やその他の移動ですべて置き換えられなければ、全体の移動率は低下する。実際には、こうした置き換えがどの程度起きているかは不明である。しかし、健康寿命の上昇が介護や健康に関連した移動を抑制しうることを踏まえると、現在の日本では高齢移動転換論のとおり移動率が上昇していくとは考えにくい。少なくとも、高齢者の健康が維持されれば、家族等との同居や施設等への入所を目的とした移動はより高齢に先送りされる公算が高い。この場合には、高齢者の年齢別移動確率が描く曲線は生存数曲線のように矩形化から遅延（石井 2016）に向かうに違いない。

VI. まとめ

日本の高齢者をとりまく社会の状況は、高齢者の子ども数の減少や2000年の介護保険制度の導入により、以前とは大きく変化している。本稿では単独世帯と夫婦のみの世帯に住む高齢者に着目し、2000年代以降における彼らの家族類型の動態と介護サービス、および住居移動との関連を検討した。はじめに、世帯動態調査と介護サービス施設・事業所調査のデータを分析したところ、「子との同居等」の世帯への移行に影響する介護サービスの種類は多くなかった。ただし、プロビット分析によれば、男性では居住する都道府県の介護老人福祉施設の定員（75歳以上人口あたり）、女性では居宅サービス計の常勤換算従事者数（同）などが「子との同居等」への移行に負の効果を与えていた。次に、住居移動の分析によると、「子との同居等」に移った人たちの間では全体として高齢者自身が移動するよりも移動しなかったケース、つまり家族等が移動してきたケースのほうが多かった。また、単独世帯にいた女性の場合、分析期間全体では「子との同居等」への移行に伴う移動者が非移動者と同程度存在したが、分析期間の後半には移動者の数が大きく減少してい

12) Litwak and Longino (1987) の高齢移動3段階説でいえば、こうした親子の同居移動の減少は第2段階の移動に影響する。

た。今回の分析によれば、2000年代以降における分析対象者の世帯変動は、少数の介護サービスによる「子との同居等」への移行を抑制する効果、および家族等との同居に移行し、かつ移動する単身女性の減少の2点によって特徴づけられる。

地域の介護サービスは、人口転換の帰結である少子高齢化や人口減少に対応する形で順次増強されてきたが、現在では少子化の進行その他様々な要因により人手不足に見舞われ、地域によってはサービスの水準を維持することが困難になっている。今後の研究では各地の人手不足の状況やそれに伴う介護サービスの変化を踏まえつつ、高齢者の居住状態をめぐる家族類型、介護サービス、住居移動の3要素の相互関係を中長期的な人口変動のなかに位置づけていくことが課題になる。

(2023年11月10日査読終了)

謝辞

『世帯動態調査』は統計法32条の規定に従って利用した。混合効果モデルのプログラム作成や解釈については、明治大学の鎌田健司先生と国立社会保障・人口問題研究所の中川雅貴室長から様々なご教示をいただいた。深く感謝申し上げます。

参考文献

- 石井太 (2016) 「ポスト人口転換期の死亡動向」佐藤龍三郎・金子隆一編著『ポスト人口転換期の日本』原書房。
- 伊藤達也 (1984) 「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動の推移」『人口問題研究』第172号, pp.24-38.
- 大江守之 (1995) 「国内人口分布変動のコーホート分析」『人口問題研究』第51巻第3号, pp.1-19.
- 大場亨 (2001) 「市川市における高齢者の居住移動に施設が与える影響の分析」『2001年度第36回日本都市計画学会学術研究論文集』pp.913-918.
- 加藤彰彦 (2009) 「直系家族の現在」『社会学雑誌』26号, pp.3-18.
- 鎌田健司 (2013) 「地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究 —マルチレベルモデルによる検証—」『人口問題研究』第69巻第1号, pp.42-66.
- 厚生労働省 (2013) 『平成23年 介護サービス施設・事業所調査』。
- 厚生労働省 (2014) 『平成24年 介護サービス施設・事業所調査』。
- 厚生労働省 (2020a) 『令和2年版 厚生労働白書』
- 厚生労働省 (2020b) 『平成30年 介護サービス施設・事業所調査』。
- 厚生労働省 (2022) 『令和4年版 厚生労働白書』
- 厚生労働省 (年不詳) 「介護保険制度について (40歳になられた方へ)」
https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12300000-Roukenkyoku/2gou_leaflet.pdf
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2020) 『第6回全国家庭動向調査 報告書 (2018年社会保障・人口問題基本調査)』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2021) 『人口統計資料集2021』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2022) 『現代日本の世帯変動 第8回世帯動態調査 (2019年社会保障・人口問題基本調査)』。
- 清水浩昭 (2004) 「家族構造と介護形態の地域差」『社会学論叢』第149号, pp.1-17.
- 清水浩昭 (2013) 『高齢社会日本の家族と介護—地域性からの接近—』時潮社。
- 清水裕士 (2014) 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版。
- 清水昌人 (2009) 「単独世帯および夫婦のみの世帯に居住する高齢者の人口移動と世帯変動」『人口問題研究』第

- 65巻第4号, pp.48-62.
- 清水昌人 (2023) 「高齢者の家族類型と介護保険サービスの地域差」『人口問題研究』第79巻第1号, pp.21-36.
- 杉浦真一郎 (2004) 「特別養護老人ホームの立地と入所先選択をめぐる現実と理想的条件—岐阜県東農老人保健福祉園域を事例として—」『地理科学』vol.59 no.1 pp.1-25.
- 鈴木透 (2012) 「直系家族世帯の動向」『人口問題研究』第68巻第2号, pp.3-17.
- 鈴木博志 (1998) 「住居移動による世帯構成の変化と高齢者の住生活課題 (第2報) —移動パターン別移動形態, 移動要因, 居住状況変化, 定住条件」『日本家政学会誌』49-2, pp.139-149.
- 中川雅貴 (2013) 「外国からの移動と定住 —マルチレベル分析による居住地域要因の検証—」『人口問題研究』第69巻第4号, pp.44-64.
- 中川雅貴 (2016) 「高齢者の健康と居住地移動—成人子との居住関係との関連を中心に—」日本人口学会第68回大会報告要旨.
<http://www.paoj.org/taikai/taikai2016/abstract/1099.pdf>
- 中川雅貴・鎌田健司 (2016) 「高齢者ケアの供給状況と高齢者の地域間移動の関連について—地理的加重回帰モデルによるローカル推定による検証—」厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業『都市と地方における地域包括ケア提供体制のあり方に関する総合的研究 平成27年度分担研究報告書』pp.199-211.
- 西岡八郎 (2000) 「日本における成人子と親の関係—成人子と老親の居住関係を中心に—」『人口問題研究』第56巻第3号, pp.34-55.
- 西岡八郎・鈴木透・小山泰代 (2003) 「日本の世帯数の将来推計 (全国推計) —2000 (平成12) 年~2025 (平成37) 年—2003 (平成15) 年10月推計」『人口問題研究』第59巻第4号, pp.19-51.
- 畠山輝雄 (2004) 「介護保険制度導入に伴うデイサービスセンターの立地とサービス空間の変化—藤沢市の事例—」『地理学評論』77-7, pp.503-518.
- 畠山輝雄 (2012) 「介護保険地域密着型サービスの地域差とその要因」『地理学評論』85-1, pp.22-39.
- 廣嶋清志 (1984) 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」『人口問題研究』第169号, pp.31-42.
- 廣嶋清志 (1989) 「低出生力化は核家族化を促進するか?」『人口問題研究』第189号, pp.42-46.
- 福田亘孝 (2016) 「現代日本における子どもの性別選好」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人『日本の家族1999-2009』東京大学出版会, pp.113-128.
- 丸山洋平 (2018) 『戦後日本の人口移動と家族変動』文眞堂.
- 宮澤仁 (2003) 「関東地方における介護保険サービスの地域的偏在と事業者参入の関係—市区町村データの統計分析を中心に—」『地理学評論』76-2, pp.59-80.
- Bian, F., Logan, J. R. and Bian, Y. (1998) "Intergenerational Relations in Urban China: Proximity, Contact, and Help to Parents," *Demography*, vol. 35, No. 1, pp.115-124.
- Clark, R. L. and Wolf, D. A. (1992) "Proximity of Children and Elderly Migration," in Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, London, Helhaven Press, pp.77-96.
- Glaser, K. and Tomassini, C. (2000) "Proximity of Older Women to Their Children: A Comparison of Britain and Italy," *The Gerontologist*, vol. 40, No.6, pp.729-737.
- Litwak, E. and Longino, C. (1987) "Migration Patterns Among the Elderly: A Developmental Perspective," *The Gerontologist*, Vol. 27, pp.266-272.
- Malmberg, G. and Pettersson, A. (2007) "Distance to Elderly Parents: Analyses of Swedish Register Data," *Demographic Research*, Vol. 17, pp.679-704.
- Michielin, F. and Mulder, C. H. (2007) "Geographical Distances Between Adult Children and Their Parents in the Netherlands," *Demographic Research*, Vol. 17, pp. 655-678.
- Park, K.-S., Kim, I. K. and Kojima, H. (1999) "Intergenerational Coresidence and Nearness in Korea and Japan: Unbalanced Aspects of Family Changes," *International Journal of Japanese Sociology*, No.8, pp.93-115.
- Rogers, A. (1992) "Introduction," in Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, London, Helhaven Press, pp.1-15.
- Rogerson, P. A., Burr, J. A. and Lin, G. (1997) "Changes in Geographic Proximity Between Parents and Their Adult Children," *International Journal of Population Geography*, Vol.3, pp.121-136.
- Silverstein, M. (1995) "Stability and Change in Temporal Distance Between the Elderly and Their Children,"

Demography, Vol.32, No.1, pp.29-45.

Speare, A. Jr. and McNally, J. (1992) "The Relation of Migration and Household Change Among Elderly Persons," in Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, London, Helhaven Press, pp.61-76.

van den Broek, T. and Dykstra, P. A. (2016) "The Impact of Siblings on the Geographic Distance Between Adult Children and Their Ageing Parents. Does Parental Need Matter?" *Population, Space and Place*, 23:e2048, pp.1-13.

Vergauwen, J. and Mortelmans, D. (2019) "Parental Health, Informal Support, and Geographic Mobility Between Parents and Adult Children," *Population, Space and Place*, 26:e2301, pp.1-19.

Warnes, A. M. (1992) "Age-Related Variation and Temporal Change in Elderly Migration," in Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, Helhaven Press, London, pp.35-55.

Older Adults' Household Changes: An Analysis of Their Association with Local Care Services and Residential Relocation

SHIMIZU Masato

Due to a decline in the number of adult children per parent and the introduction of the "Long-Term Care Insurance System" in 2000, older adults in Japan are now experiencing a situation in which demographic and societal conditions substantially differ from those in the past. This paper focuses on the household changes of older adults who formerly lived in one-person or married-couple-only households and examines their association with the local provision of care services and residential relocation of older adults. Our analysis of data from the National Survey on Household Changes (conducted in 2004–2019) and the Survey of Institutions and Establishments for Long-Term Care (2000–2018) revealed the following points. First, older women are more likely to switch their family type to "other household" (a household that mainly involves living with one's adult children) when they live in a prefecture with a larger provision of home care services in total. In the case of men, the same household transition tends to occur in prefectures with larger capacities of "special nursing homes." Second, according to a comparison between the 1999–2009 and 2009–2019 periods, the proportion of the older adults undergoing a transition to "other household" who also relocated declined significantly for older women over time, particularly for those who formerly lived in one-person households. These findings suggest that the geographical distribution of certain long-term care services and the relocation behavior of older women have played a role in the recent decline in parent–adult child coresidence among older adults.

keywords: older adults, household change, residential relocation, local care services, coresidence with children

特 集 III

国際的な視点から見たジェンダー研究の展開 (その2)

労働市場でスキルはどう評価され男女格差に関連するか？

一性別・学歴・スキル・職業からみた労働市場の構造比較一

鈴木 恭子

本稿は労働市場において性別・学歴・スキル・職業が賃金に及ぼす影響について、OECDによるPIAAC調査のデータより、イギリスと日本についてその相対的な大きさと経路を比較する。分析の結果、イギリスでは職業が賃金と強く関連するのに対し、日本では性別と賃金の直接の関連が強く、加えて性別は人的資本や職業を介しても賃金と関連している。イギリスでは高いスキルを要する職業につくことが男女賃金格差を縮小するのにに対し、日本ではそうした効果が見られない。さらに日本では、大卒という学歴を伴わない限り、たとえ高いスキルを有していても、職業達成との関連は小さく、賃金との関連もみられない。これらの結果は、労働市場で「スキル」が評価されて「職業達成」や「賃金」を引き上げるための回路が日本では十分確立しておらず、人的資本に投資しても賃金改善への効果は限定的である可能性を示唆する。男女賃金格差の縮小には、スキルと賃金の対応そのものを高めるような、労働市場の制度的改革が欠かせない。

キーワード：ジェンダー、スキル、賃金格差、人的資本、労働市場

I. 背景

近年、労働市場における男女格差是正の取り組みに大きな注目が集まっている。2022年には、女性活躍推進法の厚生労働省令が改正され、常用労働者301人以上の企業を対象に「男女の賃金の差異」の公表が義務化された（厚生労働省 2022a）。各企業は男性の平均賃金に対する女性の平均賃金の割合をパーセントで示す必要があり、こうした情報開示が企業の賃金格差縮小にむけた努力を促すことが期待される。また一方では、政府が労働移動を促すリスキリング支援に5年で1兆円を投じる計画を表明したことで（日本経済新聞 2022年10月3日）、人的資本投資を通じたより良い就業機会への移動や生産性向上に注目が集まっている。こうした取り組みは格差改善への期待をもたらすものであるが、男女格差の縮小や労働移動の推進といった政策課題は長年の取り組みにもかかわらず思うような成果があがっていない。はたしてスキルに投資することは、男女格差縮小に有効なのだろうか？

人的資本への投資は、労働市場における格差の問題を解消する有効な手段とみなされてきた。経済学理論では均衡賃金は限界生産性に等いとされるから、賃金格差は生産性の違いに由来するのであり、したがって賃金が低い労働者の人的資本に投資して労働者の生産性を向上させればより高い賃金を実現できると考えられている。しかし、この「人的資本への投資が低賃金を解消する」という見方に、異を唱える立場もある。いわゆる「分断労働市場」論である (Berger and Piore 1980)。もし労働市場が処遇ルールの異なる複数の異質なセグメントに分かれ、またセグメントの間の自由な移動に障壁があるとすれば、人的資本に投資しても賃金の連続的な上昇は期待できない。そうした状況で求められる政策介入は、制度的障壁の除去である (Doeringer and Piore 1971)。また「社会的閉鎖理論」も、賃金が人的資本に規定されるという見方を批判し、社会集団 (多くの場合は職業集団) が様々な制度的障壁を構築し労働力の移動を制限することで、集団間の賃金格差が生じるとする (Weeden 2002)。

経済学が想定する、「人的資本投資→生産性上昇→賃金」というという関係が各国の労働市場でどの程度成り立っているのかは、経験的な実証に開かれた問いである。欧米ではそうした原則が“プライマリ”なセグメント (一次部門) に成立していればこそ、人的資本が賃金と対応しない“セカンダリ”なセグメント (二次部門) が問題視されたともいえる。日本についてみれば、これまで企業規模間・男女間・雇用形態間など、労働市場内におけるさまざまな分断 (= 処遇の異質性) が観察されてきた (鈴木 2018)。だが「人的資本」がジェンダーとの関連でどのように労働市場に位置づけられ評価されているかは、必ずしも十分な研究の蓄積があるとはいえない。というのも、「人的資本」は測定が難しいためである。

日本の労働研究では、「熟練」という概念が賃金を規定する要因として重要な位置を占めてきたが (小池 1991)、「知的熟練」論はしばしば実証的根拠を欠いていることを批判されてきた (大沢 1993; 濱口 2015)。人的資本投資に巨額の公的資金が投じようとするいま、あらためて労働市場においてジェンダーや人的資本が果たす役割が、日本と他の国とでどのように違うのかを問う必要がある。日本の労働市場において、性別はどのような影響を持つのか。人的資本なかでもスキルは日本の労働市場でどのような位置を占めているのか。スキルを高めることは賃金にどのような影響を及ぼし、それは性別とどのように関わっているのか。本稿では、「性別」「人的資本」「職業」が賃金に及ぼす影響をその経路に注目して明らかにし、スキルへの投資が男女間賃金格差の縮小に有効かを検討する。もし、人的資本を賃金につなげる回路がそもそも目詰まりしているのであれば、人的資本投資が賃金格差を改善する余地は限られるのである。

II. 先行研究

男女間の賃金格差がどのような要因に起因するかについては、これまで多くの研究の蓄積がある。なかでも大きな影響力を持ったのが「人的資本論」で、男性と女性では学歴や

勤続年数など人的資本量に違いがあり、それが生産性の違いとなって賃金格差を帰結するとされる。これに対抗する「分断労働市場論」では、そもそも労働市場はひとつのメカニズムで動くのではなく、複数のセグメントに分断され賃金を決定するメカニズムが異なっていることで賃金格差が生じるとみる。たとえば同じ学歴や勤続年数を有していても、男女でリターンの大きさが異なることで、男女賃金格差に帰結すると評価する（ホーン川嶋 1985, 中田 1997など）。この2つの立場の違いは、格差縮小に向けた政策を検討する際に重要な意味を持つ。ひとつのメカニズムが機能する連続的な労働市場においては、女性は人的資本を蓄積することによって生産性をあげ、漸進的に高い賃金に移動できる。しかし、労働市場が分断されていたら、人的資本を蓄積してもセグメントを移動出来ない限り、賃金が上がらない。したがって、その制度的な断絶を解消する施策がより重要になる（Doeringer and Piore 1971）。「社会的閉鎖理論」もまた、人的資本が賃金を決定するという見方に異を唱える。労働市場には「人的資本」の他に重要な構成要素として「職業」があるが、職業集団はしばしば労働供給制限やライセンスなどの手法を用いてサービス価格を引き上げ、高賃金を実現している（Weeden 2002）。多くの国の労働市場において「職業」は賃金を直接に規定する要因である。

山口一男（2017）は、男女賃金格差の研究においてこれまで日本で職業分離の研究がきわめて少ないことを指摘する。日本の雇用慣行では同一職業内で雇用形態や勤続年数などの違いによって大きな賃金格差があるため、「職業」が賃金を規定する側面が重視されてこなかった（山口 2017: 88）。だが男女間の賃金格差においては、雇用形態がもたらす格差以上に、職業分離がもたらす格差は深刻である。山口（2008）によると男女賃金格差において雇用形態の違いは格差の1/3ほどしか説明せず、格差の半分以上は正規雇用内で生じている。男女の職業分離に注目した山口（2017）の分析によると、とくに女性が事務職とヒューマンサービス系の専門職に集中し、また彼らの賃金が男性に比べて大きく低いことが、正規雇用内部における男女賃金格差の主因である¹⁾。性別と職業がどのように関連しているか、またその性別職域分離を背景に職業と賃金がどのように関連しているかは、男女格差の重要なメカニズムである。

さらに近年、スキルに関する研究も蓄積されている。従来は「人的資本」の代理変数としてしばしば「教育年数」が用いられてきたこともあり、教育を受けることと実際に本人がどの程度の能力を有するかは必ずしも区別されてこなかった。Satoshi Araki（2020）はここに「学歴」と「スキル」の区別を持ち込み、OECDによるPIAACのデータを用いて学歴とスキルがそれぞれ賃金にあたる影響の推移を分析している²⁾。それによると、学歴とスキルはそれぞれ独立して職業達成と賃金を引き上げる影響があるものの、学歴の方がずっと影響が大きいことが明らかにされている。つまり、高学歴の場合はたとえスキルが低くても職業達成が高いが、学歴が低い場合は高いスキルを持っていても職業達成が

1) 山口（2017）によると女性が集中するヒューマンサービス系専門職は、専門職にも関わらず、男性のブルーカラー労働者よりも平均賃金が低い。これは日本の労働市場において、欧米的な職業と賃金との関連（＝専門職は賃金が高い）を、性別による意味づけが上書きしている例（＝女性が担う労働は価値が低い）ともいえる。
2) ここでのスキルは読解力や数的思考力など、おもに教育を通じて獲得される認知的能力を指している。

低い。だが近年は学歴へのリターンが低下しつつある一方、スキルはリターンの水準を維持しており、スキルの重要性が高まりつつあることも示唆した。

こうした研究により、「学歴」「スキル」「職業」といったさまざまな要因が男女賃金格差を生み出すメカニズムが明らかになってきた。だが、これらの要因が及ぼす影響の相対的な大きさや、ある要因が別の要因を経由して影響を及ぼすといった経路の多様性は必ずしも十分に考慮されない。そこで本稿では、性別・スキル・学歴・職業が賃金に及ぼす影響を同時に評価することを試み、各要因が及ぼす影響の相対的な強さや経路の影響を検討する。その際、Araki (2020) で用いられた分析枠組みを採用して、学歴とスキルを区別した上で各要因と賃金との関連を検討する。

Ⅲ. 分析モデルとデータ

1. 基本的な考え方

ある労働市場で、性別・人的資本・職業が賃金に与える影響は、図1のように表現できる。

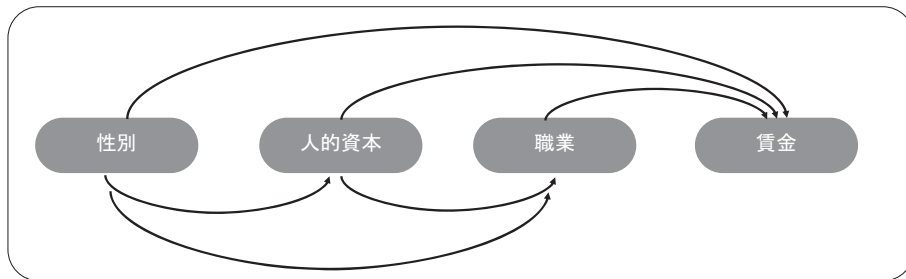


図1 賃金を規定する要因の関係

まず、性別は生得的な属性なので、図中で起点となっている。個人は人的投資を通じて、人的資本を獲得する。このとき、性別により獲得する人的資本に差がある場合があるから、性別と人的資本は関連している。その後、個人は獲得した人的資本を活かして職業につく。どのような職業につくかは人的資本に規定されるが、性別から直接影響を受ける場合もある。最後に、職業は賃金を規定する。しかし、賃金を規定するのは職業だけではなく、人的資本や、場合によっては性別から直接影響される場合もある。本稿では、これらの経路がそれぞれどのような太さで繋がれているのかを推定することで、各要因が労働市場でどのように位置づけられるかを評価したい。

本稿の目的は日本の労働市場の構造的な特徴を明らかにすることにあるが、その際ベンチマーク対象としてイギリスを選択する。小松恭子 (2021) は、本稿と同じ OECD による PIAAC 調査のデータを用いて、各人が有する「スキル」がどのように就業確率および賃金水準に影響するのかを、日本・韓国・イギリス・ノルウェーの4カ国で比較している。それによると、日本では女性は高いスキルを持っていても子供がいると就業確率が低く、

スキルが充分活用されていない。小松によれば、これら4カ国は性別役割分業・両立支援制度・税制・社会保障制度などそれぞれに異なる特徴を持つが、韓国は社会制度・価値観・男女格差の度合いとも日本に類似しており、またノルウェーは多くの点で日本と対照的な社会制度・価値観を有するが、男女格差自体が小さいために日本との比較に難しさがある。一方で、イギリスは社会制度や価値観では日本より男女平等が浸透しているものの、労働市場のアウトカムに男女格差が残る。また小松の分析結果から、イギリスはスキルに対する就業確率や賃金の反応が大きく、労働市場においてスキルが評価される国であることが分かる。つまり図1で想定したモデルに近い事例と考えられることをふまえて、本稿ではイギリスとの比較を通じて日本の労働市場の構造的な特徴を評価する。

2. 使用するデータと変数

本稿は、OECDが2011年に実施した国際成人力調査（PIAAC, Programme for the International Assessment of Adult Competences）のデータを使用する。この調査はOECD加盟国24か国が参加し、16歳～65歳までの男女を対象に成人のスキルに関する多様な情報を収集している。本調査のメリットは、多くの国を同じフレームワークで調査しているため、データ比較が容易なことである。また本分析に用いる、賃金・学歴・スキル・職業に関する情報を幅広く備えている。とくにスキルについては、実際にテストを通じて「読解力」「数的思考力」等の認知的能力を測定している点が貴重である。

分析は、20歳から59歳までの男女、自営業・家族従業者は除いた被雇用者のみを対象とする。予備的な分析によると、本稿の分析に年齢は大きな影響を持っている³⁾。年齢の効果を検証するため、10歳刻みの年齢の変数をコントロール変数としてモデルに投入する。

賃金は、ボーナスを含む賃金を労働時間で割って、時間あたり賃金を計算し、その対数をとる。各国通貨の値を使用し、同じ通貨への換算は行わない⁴⁾。

人的資本については、「学歴」と「スキル」を区別する。まず、「学歴」については大学卒業以上の学歴を1とし、それ未満を0とするダミー変数を作成する。ここでの「大学」とは、ISCED 2011 (International Standard Classification of Education) レベル6以上とし、レベル5は除外した⁵⁾。Araki and Kariya (2022) は、レベル5と6では労働市場のアウトカムに及ぼす影響が異なることを明らかにしている。日本では、短期大学・専門学校・高等専門学校の専攻科がレベル5に、4年制大学がレベル6に該当するが、日本の短期大学は女性に大きく偏る実態があるため、この点はジェンダーの影響を分析するうえで重要である。予備的な分析の結果、本稿のモデルでもレベル5と6で労働市場のアウトカムに大きな影響があることが確認された。

3) 本分析で採用したモデルにおいて年齢は大きな効果を持っており、とくに50歳代においては学歴やスキルが他の年代とは異なる意味合いを持っている。だが本分析は一時点のクロスセクションデータを用いているので、それが年齢を重ねることによる人的資本の価値の高まりなのか、あるいは労働市場の経年的な変化であるかを識別することは難しい。

4) 通貨換算は為替レートの影響を受けること、通貨が異なっても対数をとることで変化率を比較できることから、各国通貨をそのまま用いることとした。

5) PIAACデータではISCED 1997が用いられており、ISCED 2011のレベル5は1997版のレベル5Bに、レベル6はレベル5Aに相当する。

トカムや性別との関連に大きな違いが生じたため、レベル6以上（4年制大学以上）を「高学歴（High Credential）」、レベル5以下（短期大学・専門学校・高校等）を「低学歴（Low Credential）」とする2値変数を採用した。

スキルについては、調査内で測定された個人の「読解力」と「数的思考力」の得点を使用する。得点は0から500点に分布し、得点に応じてProficiency Levelが定められている。ここでは「読解力」と「数的思考力」の平均点を個人ごとに計算し、得点が326点以上を「高スキル（High Skills）」と定義し、それ以下を「低スキル（Low Skills）」とする2値変数を採用した。この326点という閾値より上の値は、Proficiency Level 4および5に相当する⁶⁾。

さらにAraki（2020）のアプローチにならい、上で定義された「学歴」と「スキル」の2軸を組み合わせて、「高学歴・高スキル（HCHS）」「高学歴・低スキル（HCLS）」「低学歴・高スキル（LCHS）」「低学歴・低スキル（LCLS）」の4つのカテゴリーを作成する。「低学歴・低スキル（LCLS）」と比較することにより、それぞれ学歴だけ高い場合、スキルだけ高い場合、学歴もスキルも高い場合の影響を評価できる。この手法の目的は、職業や賃金に及ぼす影響を「学歴」と「スキル」で分けて捉えることである。

職業についても同様に、Araki（2020）で用いられているカテゴリーを採用する。これは、国際職業標準（ISIC）による分類で、職業をスキルレベルに応じた4段階、skilled / semi-skilled white collar / semi-skilled blue collar / elementaryに分類するものである。このうち一番上に位置するSkilled Occupationに分類された職業を「高スキル職」と定義し、それ以外を「低スキル職」と定義する（Araki 2020）⁷⁾。「高スキル職」に1、「低スキル職」に0をわりあてる2値変数を作成する。

さらに、家庭背景も人的資本の獲得・職業達成・賃金に影響することから、交絡因子としてコントロールする。本分析では家庭背景として、両親の学歴を用いることとし、父親もしくは母親のいずれかもしくは両方が大卒だった場合に1を、いずれも大卒でない場合に0をわりあてる2値変数を用いる⁸⁾。

今回は、変数の解釈を容易にする目的で、全体に2値変数を使用する方針とした。しかし、いずれの変数も別の操作化の可能性、とくに連続変数として定義できる可能性がある。たとえばAraki（2020）では、スキル、教育年数、職業などについて、いずれも別の閾値や連続変数を用いてモデルの頑健性を検証している。本稿では紙幅等の都合でこうした

6) 連続変数であるスキルを二値変数に変換する場合、閾値をどう定めるかが問題となる。今回採用したProficiency Levelは各国で共通だが、日本は全般的にスキルの得点が高いため、高スキルに該当する人の割合が高くなる特徴がある。Araki（2020）はPIAAC調査におけるスキルレベルについて異なる閾値を用いた場合の影響を検証している。

7) 職業は、年収のように一直線上に分布する連続変数とは異なり、本来は水平的に分化するカテゴリーであるため、職業カテゴリー間に序列をつけて一直線上に並べることは難しい。そのため、分析にあたって職業を序列化するためには、しばしば年収水準が用いられることがある。本分析においてはこの方法を取らず、「高スキル職」「低スキル職」という2値変数を用いる。

8) これまで日本の労働研究では賃金関数の推定に家庭環境をコントロールすることはあまり行われてこなかったが、出身階層が学歴獲得や職業達成にどのような影響をおよぼすかは階層研究の重要な関心である。本分析では、労働市場における性別・学歴・スキル・職業の相対的な位置関係を明らかにするうえで重要な要因であると考え、すべてのモデルにおいて家庭環境の変数をベースラインとする。

検証を省略するが、さまざまな変数の可能性を探ってモデルをより精緻化していくことは、今後の課題としたい。分析に使用するデータの記述統計を表1に掲げる。

表1 記述統計

	イギリス (UK)						日本 (JP)					
	全体		男性		女性		全体		男性		女性	
	mean	sd	mean	sd	mean	sd	mean	sd	mean	sd	mean	sd
学歴ダミー(大卒以上)	0.367	0.482	0.360	0.480	0.372	0.483	0.313	0.464	0.408	0.492	0.212	0.409
高スキルダミー	0.145	0.352	0.195	0.396	0.109	0.312	0.255	0.436	0.311	0.463	0.196	0.397
読解力点数	285	44	287	45	283	42	304	36	306	37	303	35
数的思考力点数	275	48	283	51	270	46	297	41	303	43	290	38
高学歴・高スキルダミー(HCHS)	0.093	0.291	0.116	0.321	0.077	0.267	0.152	0.359	0.205	0.404	0.095	0.293
高学歴・低スキルダミー(HCLS)	0.274	0.446	0.244	0.430	0.294	0.456	0.162	0.368	0.203	0.402	0.118	0.323
低学歴・高スキルダミー(LCHS)	0.051	0.221	0.078	0.269	0.032	0.177	0.104	0.305	0.106	0.308	0.102	0.302
低学歴・低スキルダミー(LCLS)	0.582	0.493	0.561	0.496	0.596	0.491	0.583	0.493	0.486	0.500	0.686	0.464
高スキル職ダミー	0.450	0.498	0.481	0.500	0.427	0.495	0.381	0.486	0.466	0.499	0.289	0.454
両親学歴ダミー	0.247	0.431	0.263	0.440	0.236	0.424	0.342	0.474	0.351	0.478	0.332	0.471
20歳代ダミー	0.211	0.408	0.208	0.406	0.212	0.409	0.203	0.403	0.216	0.412	0.190	0.392
30歳代ダミー	0.303	0.460	0.308	0.462	0.300	0.458	0.296	0.457	0.297	0.457	0.295	0.456
40歳代ダミー	0.278	0.448	0.279	0.448	0.278	0.448	0.267	0.443	0.256	0.436	0.280	0.449
50歳代ダミー	0.208	0.406	0.205	0.404	0.210	0.408	0.233	0.423	0.231	0.422	0.235	0.424
時間あたり賃金	12.65	16.52	15.49	16.43	10.65	16.30	1,781	1,994	2,350	2,402	1,171	1,158
n	3,589 (100%)		1,479 (59%)		2,110 (41%)		2,670 (100%)		1,380 (48%)		1,290 (52%)	

3. 分析モデル

(1) 要因間の関連のあるべき姿

本稿では性別と賃金との関連に複数の経路を想定し、要因間の関連の強さを検討することを通じて、労働市場において各要因がどのような構造のなかに位置づけられるかを明らかにする。起点となる要因は「性別」(X)、最終的な変数は「賃金」(Y)であり、その間を「人的資本」(M₁)と「職業」(M₂)という2つの要因が媒介すると考える。「賃金」(Y)に直接つながる経路の係数を(θ)で示し、それ以外の要因間の経路の係数を(β)で示す。

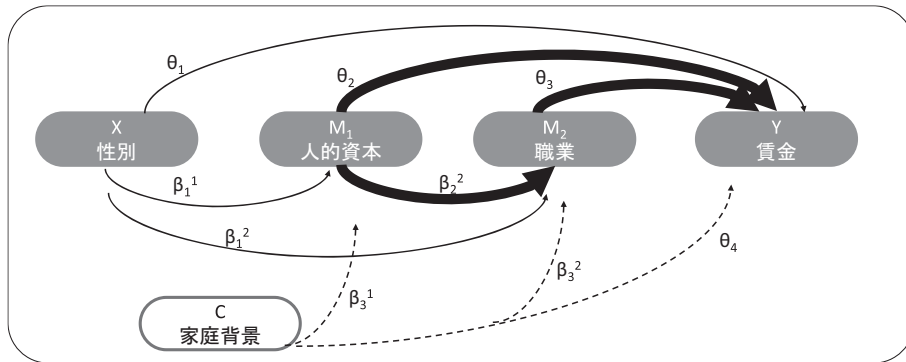


図2 賃金を規定する要因間の関係(あるべき姿)

先に図1において「性別」「人的資本」「職業」が「賃金」の関連を図示したが、図1に示したすべての経路がすべて等しい重みを持つわけではない。図2は要因間の「あるべき姿」を示している。ヨーロッパ型の伝統的な労働市場では、歴史的に労働組合が職業への入職やその賃金を規制してきたこともあり、教育や訓練などの人的資本の蓄積がどのような職業につけるかを規定する面が強い(β₂²)。また労働組合の賃金協約などを通じて職業

ごとに賃金水準が定められる場合も多く、職業が賃金を強く規定する (θ_3)。それに対して、人的資本と賃金との直接の関連 (θ_2) が強い社会も想定できるだろう。たとえば日本では、労働市場横断的な職業の存在感が弱い一方で、企業内での賃金決定が発達しているために、個人の人的資本が職業とは独立して賃金を規定する面が強いことが想定できる。

「性別」は人的資本・職業・賃金にそれぞれ影響を及ぼしうるが ($\beta_1^1, \beta_1^2, \theta_1$)、この経路はいずれも「男女格差」につながりうるという観点からは、望ましくないものといえる。具体的には、「性別」から「人的資本」に影響があることは (β_1^1)、男女によって人的資本 (学歴やスキル) の達成度が異なることを意味する。また、「性別」から「職業」への影響は (β_1^2)、男女によって職業達成に違いがある (=性別職域分離) ことを意味する。そして、「性別」から「賃金」への影響は (θ_1)、男女の違いが賃金に直接関連することを意味する。

家庭背景 (C) は、人的資本・職業・賃金に影響を与えうる交絡因子として考慮するが、その影響の有無が本稿の主要な関心ではないため、図中では点線で表示する。

本稿では、日本とイギリスのデータを用いて実際の労働市場における要因間の構造を推定する。その際、図2で示したあるべき姿をベンチマークにしなが、そこからの違いに注目して両国の労働市場の特徴を明らかにしていく。

(2) 学歴とスキルを区別しない分析

Model1: 基本モデル

以下に図2に示した要因間の関連についての労働市場の構造を定式化する。各要因から別の要因への影響は、以下の3つの方程式で表される (X: 女性ダミー, M₁: 高学歴ダミー, M₂: 高スキル職ダミー, C: 両親大卒ダミー)。

$$Y = \theta_1 X + \theta_2 M_1 + \theta_3 M_2 + \theta_4 C \quad \dots \quad (1)$$

$$\text{logit } P[M_2 = 1 | X, M_1] = \beta_1^2 X + \beta_2^2 M_1 + \beta_3^2 C \quad \dots \quad (2)$$

$$\text{logit } P[M_1 = 1 | X] = \beta_1^1 X + \beta_3^1 C \quad \dots \quad (3)$$

これは3つの式からなる構造方程式で、XからYの関連の間に2つの Mediator (M₁, M₂) を想定する Mediation Model である (VanderWeele & Vansteelandt 2013)。だが本分析では媒介された間接効果 (Indirect Effect) より、要因間の直接の関連 (Direct Effect) に主要な関心がある⁹⁾。性別 (X) から賃金 (Y) への直接効果は θ_1 、人的資本

9) 本モデルは変数同士のあいだに双方向の関係性・ループ・誤差項の相関等を想定しない recursive モデルのため、同時推定は不要で OLS で個別に式を推定する (Paxton et al. 2011)。ただし、モデルに2つ以上の mediator を含む場合、各推定式に関連する変数をすべて含める必要がある。(たとえば、X→M1→Y の推定にも M2 を含め、X→M2→Y の推定にも M1 を含める)。このモデルは mediator 同士に関連があっても使用でき、また mediator に影響を与える共通の観察されない要因があったとしても、推定結果がロバストである (VanderWeele & Vansteelandt 2013)。

(M₁) から賃金 (Y) への直接効果は θ_2 , 職業 (M₂) から賃金 (Y) への直接効果は θ_3 である. Model1 では, 人的資本 (M₁) の変数として「高学歴ダミー」(大卒以上で 1 をとる) を用い, スキルの変数は含まれない. 2 つの媒介変数 M₁ および M₂ は二値変数であるため, (1)(2) は Logit モデルを採用する.

このような非線形式をモデルに含む場合, 媒介変数を経由した間接効果の計算は複雑になる¹⁰⁾. Imai, Keele, and Tingley (2010), Tingley et al. (2014) は, 反実仮想的な枠組みにもとづく causal mediation effect を定義してノンパラメトリックな推定方法を提案しており, そのアプローチは非線形式を含むモデルにも適用できる¹¹⁾. Causal mediation effect は, 先行変数 (本分析における X: 性別) の値を固定したとき, 媒介変数 (M₁: 学歴, M₂: 職業) の値の違いによってアウトカム変数 (Y: 賃金) に生じる差のことを指し, 以下のとおり定義される. (t: 先行変数の値, M_i(t): 先行変数の値を t としたときの個人 i の媒介変数の値)

$$\delta_i(t) \equiv Y_i(t, M_i(1)) - Y_i(t, M_i(0)) \quad (t=0,1) \quad \dots \quad (4)$$

ある個人 i について実際に観察されるのは M_i(1) もしくは M_i(0) のいずれかであるから, 右辺の一方の項は常に観察されない. そこで反実仮想的な潜在アウトカムを想定し, そこから個人 i についての mediation effects を計算する. その値をすべての i について平均したものが Average Causal Mediation Effect (ACME) である. 潜在アウトカムは, 推定された回帰式を用いた予測値として計算される. 推定のアプローチは, 以下の数式で定義される ACME を, ブートストラップ法によるシミュレーションで計算する¹²⁾.

$$\bar{\delta}^j(t) = \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^K \{ Y_i^{jk}(t, M_i^{jk}(1)) - Y_i^{jk}(t, M_i^{jk}(0)) \} \quad \dots \quad (5)$$

(j: bootstrap のサンプル, k: 個人について先行変数の値ごとに, mediator の値をシミュレーションする回数, n:1 サンプルあたりのサイズ, t: 先行変数の値 (0,1))

本稿の分析では, ACME の推定が目的ではないが, 要因間のパスの構造を理解するために ACME の大きさを参考情報として利用する¹³⁾.

10) 仮に M₁ および M₂ が連続変数で 3 つの式が線形回帰式で構成される場合には, 媒介変数を経由する間接効果は, 2 つのパスの係数をかけあわせたものとなる. すなわち, 性別 (X) から人的資本 (M₁) を経由した賃金 (Y) への効果は $\beta_1 \theta_2$, 性別 (X) から職業 (M₂) を経由した賃金 (Y) への効果は $\beta_1 \theta_3$ である.

11) VanderWeele & Vansteelandt (2013) では, 線形構造方程式を Logit モデルの係数推定に拡張した, パラメトリックなモデルが提案されている.

12) 推定は R の “mediation” パッケージを使用した.

13) このモデルは, 先行変数の割当がランダムであること, 媒介変数もランダムであってその後の交絡因子と関連しないという強い仮定をおく. 本モデルでは, これらの仮定が必ずしも満たされるとはいえない (媒介変数である「人的資本」がその後「学歴」という媒介変数に関連することを想定しているため).

Model2：性別によるモデレーションの有無を検証する

上記のモデルは、人的資本や職業が賃金等に及ぼす影響が、すべての人で同一であることを仮定している。だが、人的資本や職業が及ぼす影響は性別によって異なる可能性がある（たとえば同じ学歴でも女性は男性よりもリターンが低い等）。そのため Model2 では、媒介変数および交絡因子の効果に、性別によるモデレーションが存在するかを検証する。具体的には、推定式に M_1 , M_2 , C と性別 (X) との交差項を追加する（以下の太字部分）（ X : 女性ダミー, M_1 : 高学歴ダミー, M_2 : 高スキル職ダミー, C : 両親大卒ダミー）

$$Y = \theta_1 X + \theta_2 M_1 + \theta_3 M_2 + \theta_4 C + \theta_5 M_1 X + \theta_6 M_2 X + \theta_7 CX \quad \dots \quad (6)$$

$$\text{logit } P[M_2 = 1 | X, M_1] = \beta_1^2 X + \beta_2^2 M_1 + \beta_3^2 C + \beta_4^2 M_1 X + \beta_5^2 CX \quad \dots \quad (7)$$

$$\text{logit } P[M_1 = 1 | X] = \beta_1^1 X + \beta_3^1 C + \beta_5^1 CX \quad \dots \quad (8)$$

上記のモデルを推定して、性別との交差項の係数 (θ_5 , θ_6 , θ_7 , β_4^2 , β_5^2 , β_5^1) が有意であれば、性別によるモデレーション効果が存在し、人的資本や職業が賃金に及ぼす影響は男女で違いがあることを意味する。交差項の係数が有意でなければ、性別によるモデレーション効果の仮説は棄却される (Muller et al. 2005)。

Model3：年齢をコントロールする

労働市場の構造はまた、年齢によって大きく異なることも考えられる。とくに日本では男性の正社員について年齢とともに賃金が上昇する傾向が広く観察されることから、年齢によって学歴や人的資本と賃金との関連が異なる可能性がある。一方で、女性正社員については近年勤続年数が伸びて賃金水準も上がるなどの変化がみられることから、性別の効果が年齢によって異なる可能性も想定される。Model3 では、この年齢と性別の関連を検証するため、20歳代を基準として30歳代・40歳代・50歳代のダミー変数とともに、それらと性別との交差項を追加する。

(X : 女性ダミー, M_1 : 高学歴ダミー, M_2 : 高スキル職ダミー, C : 両親大卒ダミー, A_1 : 30歳代ダミー, A_2 : 40歳代ダミー, A_3 : 50歳代ダミー)

$$Y = \theta_1 X + \theta_2 M_1 + \theta_3 M_2 + \theta_4 C + \theta_5 M_1 X + \theta_6 M_2 X + \theta_7 CX + \sum(\theta_{8,l} A_l + \theta_{9,l} A_l X) \quad (l=1,2,3) \quad \dots \quad (7)$$

$$\text{logit } P[M_2 = 1 | X, M_1] = \beta_1^2 X + \beta_2^2 M_1 + \beta_3^2 C + \beta_4^2 M_1 X + \beta_5^2 CX + \sum(\beta_{6,l}^2 A_l + \beta_{7,l}^2 A_l X) \quad (l=1,2,3) \quad \dots \quad (8)$$

$$\text{logit } P[M_1 = 1 | X] = \beta_1^1 X + \beta_2^1 C + \beta_3^1 CX + \sum(\beta_{6,l}^1 A_l + \beta_{7,l}^1 A_l X) \quad (l=1,2,3) \quad \dots \quad (9)$$

(3) 学歴とスキルを区別した分析

Model4：人的資本を学歴とスキルに区別する

ここまでは「人的資本」に学歴の変数を用いてきたが、Model4から「学歴」と区別して「スキル」の変数を追加する。先に説明したとおり、「高学歴・高スキル (HCHS)」「高学歴・低スキル (HCLS)」「低学歴・高スキル (LSHS)」「低学歴・低スキル (LCLS)」の4つのカテゴリーを使用する。このうち「低学歴・低スキル」をベースカテゴリーとし、残りの3つをダミー変数としてモデルに投入する (太字部分)。

(X：女性ダミー， $M_{1,1}$ ：HCHS， $M_{1,2}$ ：HCLS， $M_{1,3}$ ：LCHS， M_2 ：高スキル職ダミー， C：両親大卒ダミー)

$$Y = \theta_1 X + \sum (\theta_{2,k} M_{1,k}) + \theta_3 M_2 + \theta_4 C + \sum (\theta_{5,k} M_{1,k} X) + \theta_6 M_2 X + \theta_7 C X \quad \dots \dots (10)$$

$$(k=1,2,3)$$

$$\text{logit } P[M_2 = 1 | x, m_1] = \beta_1^2 X + \sum (\beta_{2,k}^2 M_{1,k}) + \beta_3^2 C + \sum (\beta_{4,k}^2 M_{1,k} X) + \beta_5^2 C X \quad \dots \dots (11)$$

$$(k=1,2,3)$$

$$\text{logit } P[M_{1,k} = 1 | x] = \beta_1^{1,k} X + \beta_3^{1,k} C + \beta_5^{1,k} C X \quad (k=1,2,3) \quad \dots \dots (12)$$

このとき新たに加えた変数の係数について、 $\beta_{2,k}^2$ が表すものは、「低学歴・低スキル (LCLS)」と比べたときのそれぞれのダミー変数が、高スキル職に付く確率の対数オッズ比である。また $\theta_{2,k}$ が表すのは、「低学歴・低スキル (LCLS)」と比べたときのそれぞれのダミー変数が賃金を高める限界効果である。これらの係数から、ベースカテゴリーと比べて、学歴だけが高い場合、スキルだけが高い場合、学歴もスキルも高い場合のそれぞれが、職業達成や賃金に及ぼす効果を把握できる。また学歴およびスキルの効果に、性別によるモデレーションが存在するかを検証するため、これらの変数と性別との交差項もモデルに追加する。

Model5：学歴とスキルの効果について、年齢によるモデレーションの有無を検証する

最後に、学歴・スキルが及ぼす影響に年齢による違いがあるかを検証するため、Model3と同様に年齢のダミー変数、および性別と年齢ダミーの交差項とともに、学歴・スキル変数と年齢ダミーとの交差項を追加する (太字部分)。

(X：女性ダミー， $M_{1,1}$ ：HCHS， $M_{1,2}$ ：HCLS， $M_{1,3}$ ：LCHS， M_2 ：高スキル職ダミー， C：両親大卒ダミー， A_1 ：30歳代ダミー， A_2 ：40歳代ダミー， A_3 ：50歳代ダミー)

$$Y = \theta_1 X + \sum (\theta_{2,k} M_{1,k}) + \theta_3 M_2 + \theta_4 C + \sum ((\theta_{5,k} M_{1,k} X)) + \theta_6 M_2 X + \theta_7 C X \quad \dots \dots (13)$$

$$+ \sum (\theta_{8,l} A_l + \theta_{9,l} A_l X) + \sum \sum (\theta_{10,k} M_{1,k} A_l) \quad (k=1,2,3) (l=1,2,3)$$

$$\text{logit } P[M_2 = 1 | x, m_1] = \beta_1^2 X + \sum (\beta_{2,k}^2 M_{1,k}) + \beta_3^2 C + \sum (\beta_{4,k}^2 M_{1,k} X) + \beta_5^2 CX \dots \dots (14)$$

$$+ \beta_6^2 A_l + \beta_7^2 A_l X + \sum \sum (\beta_{8,k} M_{1,k} A_l) \quad (k=1,2,3) (l=1,2,3)$$

$$\text{logit } P[M_{1,k} = 1 | x] = \beta_1^{1,k} X + \beta_3^{1,k} C + \beta_5^{1,k} CX \dots \dots (15)$$

$$+ \sum (\beta_{6,l}^{1,k} A_l + \beta_{7,l}^{1,k} A_l X) \quad (k=1,2,3) (l=1,2,3)$$

IV. 分析結果

1. 推定結果の見方

モデルの推定結果は本文の表2～表5および文末の付表1～6に掲載しており、それぞれの表はすべて2つの部分で構成されている。上段の表は各モデルの推定結果を示し、下段の表は各モデルについて媒介変数を経由した平均間接効果（ACME）を推定した結果を示している。図3～図6は、その推定結果を要因間のパスおよび係数として図示したものである。各表の上段部分について、賃金（Y）は「時間あたり賃金」の対数をとっているため、賃金（Y）を被説明変数とする線形回帰式の係数は賃金変化率を示している。ここでは推定された係数bをexp(b)-1に代入して、賃金変化率を計算している（各表中のexp(b)-1の列）。これらの値は図3～図6の上半分に各変数から賃金への直接効果の大きさとして矢印とともに記載している。（M₁、M₂については各ダミー変数が1をとった場合の賃金の変化率をパーセンテージで示している。）

人的資本（M₁）と職業（M₂）はそれぞれ二値変数のため、これらを被説明変数とするモデルはLogitを採用し、推定された係数bは対数オッズ比を示している。それらの係数について解釈を容易にするため、他の変数を平均値に固定したときの限界効果を計算し（Marginal Effect at Mean）、表中のME列に記載している¹⁴。この数値は、各ダミー変数が0から1に変化するときの被説明変数への効果（確率）の差である。これらの値は図3～図6の下半分に、各変数からM₁、M₂への効果として、矢印とともにパーセンテージポイントで表示している。

ここで注意すべきは、図中上半分は賃金の変化率をパーセンテージで示しており、図中の下半分は効果の差をパーセンテージポイントで示しているという違いである。この点を強調するため、図上半分の矢印は実線で、図下半分の矢印は二重線で示すとともに値を下線・斜体によって表示している。パスの太さは係数の大きさに対応しており、太く表示されているパスは効果がより大きいことを示す。

下段の表の、平均間接効果（ACME）の計算においては、各モデルとも性別→職業→賃金、性別→人的資本→賃金、人的資本→職業→賃金という、3つの経路での効果を示している。効果の解釈を容易にするため、推定された効果をexp(b)-1で変換している。こ

14) 限界効果の計算においては、Stataのmarginsコマンドを使用した。

これらの値は図3～図6の右下部に経路とともに示しており、性別から媒介変数を経由した賃金への間接効果を賃金の変化率として表している。

なお、これらの推定表では係数の推定値を点推定で示しているが、実際はサンプルに応じて変動する値である。そのため2つの係数が点推定の値として異なっているが、厳密には一つずつ差の検証を行う必要があるのだが、今回は技術的な問題から係数同士の差を検定する作業は行っていない。

以下の節では、Model1からModel5の推定結果を順に確認する。まず人的資本として「学歴」の変数のみを使用したモデル（Model1～3）の結果を確認し、次に人的資本として「学歴」と「スキル」を区別して投入したモデル（Model4～Model5）の結果を確認する。

2. 学歴・スキルを区別しない分析

(1) イギリス

表2はイギリスのデータにおけるModel1の推定結果で、図3はそれを図示したものである。イギリスでは総じて図2に掲げた「あるべき姿」に近い結果がみられる。

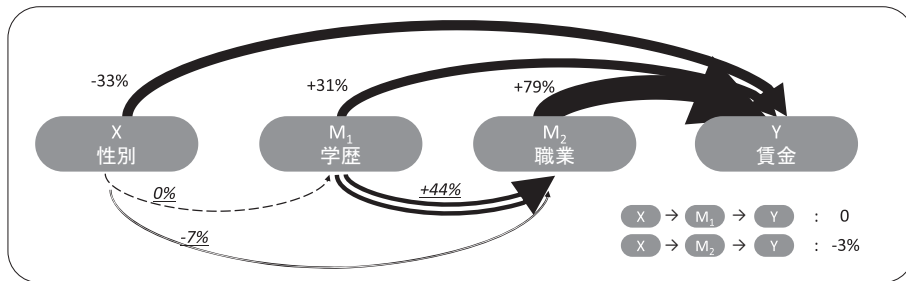


図3 Model1 推定結果（イギリス）の図示

表2 Model1 推定結果表（イギリス）

変数	賃金 (linear)				職業 (logit)				学歴 (logit)							
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	(Marginal Effects at Mean) ME	b	s.e.	p	(Marginal Effects at Mean) ME				
女性ダミー	-0.401 ***	(0.022)	0.000	-0.330	-0.286 ***	(0.076)	0.000	-0.071 ***	(0.019)	0.000	0.097	(0.074)	0.191	0.022	(0.017)	0.189
学歴ダミー	0.268 ***	(0.026)	0.000	0.307	1.885 ***	(0.081)	0.000	0.439 ***	(0.016)	0.000						
親学歴ダミー	0.031	(0.027)	0.245	0.031	0.349 ***	(0.090)	0.000	0.087 ***	(0.022)	0.000	1.416 ***	(0.081)	0.000	0.336 ***	(0.018)	0.000
スキル職ダミー	0.583 ***	(0.025)	0.000	0.791												
定数項	2.087 ***	(0.021)	0.000		-0.820 ***	(0.065)	0.000				-0.982 ***	(0.062)	0.000			
N	3,589				3,589				3,589							

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

ACME（平均媒介効果）の推定結果

	性別 -> 職業 -> 賃金					性別 -> 人的資本 -> 賃金					人的資本 -> 職業 -> 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.029	-0.055	-0.013	-0.028	0.000	0.005	-0.005	0.014	0.005	0.320	0.249	0.226	0.290	0.283	0.000
直接効果	-0.401	-0.448	-0.358	-0.330	0.000	-0.401	-0.435	-0.349	-0.330	0.000	0.268	0.206	0.330	0.307	0.000
総効果	-0.430	-0.484	-0.385	-0.349	0.000	-0.396	-0.438	-0.347	-0.327	0.000	0.517	0.471	0.571	0.677	0.000
媒介割合	7%	3%	12%		0.000	-1%	-4%	1%		0.320	48%	42%	57%		0.000

CI : Confidence Intervals at 95% level

まず、表2の上表・および図3より、賃金(Y)と最も関連が強いのは職業(M₂)であり、高スキル職についている人はそうでない人に比べて賃金が79%高い。学歴(M₁)と職業(M₂)の結びつきも強く、大卒以上の学歴がある人は高スキル職につく確率が44%ポイント高い。学歴(M₁)と賃金(Y)も直接関連があり、大卒以上の学歴の人は他の要因を一定にしても賃金が31%高い。

一方、性別(X)もまた賃金(Y)に直接の関連があり、女性は他の要因を一定にしても賃金が33%低い。しかし、性別(X)と、学歴(M₁)および職業(M₂)との関連は小さい。これは、女性であることが大卒以上の学歴獲得に不利にならず、また高スキル職につく確率も男性と大きくは変わらない(7%ポイント低い)ことを意味する。この性別と学歴や職業との結びつきの小ささは、性別(X)から学歴(M₁)や職業(M₂)を媒介した賃金(Y)への効果がほとんどないことにもつながっている。この点は、表2の下表を確認すると、性別から学歴に媒介されて賃金に与える影響は有意でなく、性別から職業に媒介されて賃金に与える影響も-3%と小さい。この間接効果と直接効果をあわせると、女性の賃金は男性よりも35%低くなっている(ACME表の「総効果」より)。なおModel1には、交絡因子(C)として、育った家庭背景をあらわす変数(親学歴のダミー変数)を加えているが、本分析の焦点ではないため図では省略している。

次に、付表1に掲げたModel2の推定結果から、性別によるモデレーションの効果を確認する。上表より、賃金(Y)への効果をみると、女性ダミーと高スキル職ダミーの交差項が有意であり、職業(M₂)と賃金(Y)との関連に男女差があることを示している。その効果をみると、高スキル職についている人はそうでない人より賃金が60%高いところ、高スキル職の女性はさらにプレミアムがある(効果の大きさは単純に足しあげることではできない)。つまり女性が高スキル職につくことによる賃金上昇率は、男性が高スキル職に付く場合より大きい。そのため、低スキル職・女性の賃金は低スキル職・男性の賃金より40%低いところ、高スキル職についた女性は低スキル・男性の賃金より高く、さらに高スキル職・男性との賃金差も縮めている。このように、イギリスでは高スキル職につくことが女性にとって高賃金を得る重要な手段となっており、その意味で「職業(M₂)」が男女格差を縮小する有効な回路になっている。

その一方で、職業への到達において男女間に格差があることも確認できる。職業(M₂)を被説明変数とするモデルでは、学歴(M₁)と性別(X)の交差項が有意になっている(ただし10%水準)。男性の場合、大卒以上の学歴であれば高スキル職につく確率が47%ポイント高いところ、女性の場合はその効果が低くなる。そもそも女性は男性と比べて高スキル職に就く可能性が5%低いのだが、大卒以上の学歴をとっても高スキル職につく確率は男性ほどには高まらず、むしろ高スキル職へ到達する確率の男女差は高学歴の場合により拡大してしまう。

次に、付表2に掲げたModel3の結果から、年齢のもつ影響を確認しよう。20歳代をベースカテゴリとしたとき、男性の30歳代・40歳代・50歳代の賃金はそれぞれ48%・70%・59%高い。だが性別と年齢の交差項はすべてマイナスである。つまり、女性では年齢に応じ

て賃金が高まる傾向が男性ほどみられない。職業（ M_2 ）を被説明変数とするモデルで、高スキル職につく確率をみると、20歳代と比較して30～50歳代で14～22%ポイント高まる。ここに性別のモデレーションは見られず、年齢の効果は男女で共通である。同じく学歴（ M_1 ）についても、大卒以上の学歴となる確率は30歳代～40歳代で8～9%ポイント高いが、ここにも性別のモデレーションは見られない。

以上よりイギリスの労働市場の特徴をまとめれば、学歴（ M_1 ）から職業（ M_2 ）、職業（ M_2 ）から賃金（ Y ）への効果が大きい。また性別が効果をもっているのは、おもに賃金との直接の関連である。職業から賃金への関連では、女性であることがプラスのモデレーション効果を持つことから、女性が高スキル職につくことがむしろ男女格差を縮小する効果がある。同時にこの高スキル職につく確率は女性においてわずかに低く、また高学歴でその差が拡大する点が課題である。だが全体としては、人的資本を獲得して高スキル職につくことがジェンダー間の賃金格差を縮めることにつながる、労働市場の構造になっているといえる。

(2) 日本

それでは次に、日本についての分析結果をみよう。表3はModel1の推定結果で、図4はその結果を図示したものである。

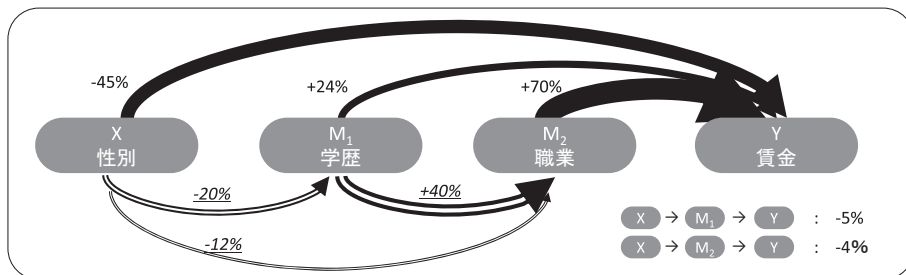


図4 Model1 推定結果（日本）の図示

まず、賃金（ Y ）への各要因の関連をみると、日本でも学歴（ M_1 ）から職業（ M_2 ）、職業（ M_2 ）から賃金（ Y ）への関連はとくに強い。大卒以上の学歴であれば高スキル職につく確率を40%ポイント高め、高スキル職であれば賃金は70%高い。だが、事前の予想に反して、学歴（ M_1 ）から賃金（ Y ）への直接の関連は+24%とそれほど大きくない。

性別（ X ）の影響についてみると、賃金（ Y ）との直接の関連はイギリスと同様に強く、他の要因をコントロールしても女性は男性に比べて賃金が-45%低い。一方で、イギリスと異なるのは、性別（ X ）が人的資本（ M_1 ）と職業（ M_2 ）に直接関連する点である。女性であれば、大卒以上の学歴を持つ確率が20%ポイント低く、高スキル職につく確率も12%ポイント低い。また、学歴や職業に媒介された性別の効果についてみると、表5の結果より、学歴に媒介された性別から賃金への効果は-4%、職業に媒介された性別から賃金への効果は-5%となっている。これらの経路による間接効果を直接効果をあわせると、性別

表3 Model1 推定結果表 (日本)

変数	賃金 (linear)				職業 (logit) (Marginal Effects at Mean)						学歴 (logit) (Marginal Effects at Mean)					
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.598 ***	(0.033)	0.000	-0.450	-0.500 ***	(0.089)	0.000	-0.115 ***	(0.020)	0.000	-0.984 ***	(0.091)	0.000	-0.200 ***	(0.018)	0.000
学歴ダミー	0.217 ***	(0.039)	0.000	0.242	1.703 ***	(0.096)	0.000	0.397 ***	(0.021)	0.000						
親学歴ダミー	-0.045	(0.035)	0.192	-0.044	0.033	(0.095)	0.729	0.008	(0.022)	0.729	1.198 ***	(0.090)	0.000	0.261 ***	(0.020)	0.000
スキル職ダミー	0.533 ***	(0.036)	0.000	0.704												
定数項	7.201 ***	-0.030	0.000		-0.849 ***	-0.073	0.000				-0.815 ***	-0.067	0.000			
N	2,670				2,670						2,670					

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

ACME (平均媒介効果) の推定結果

JP, Model1	性別 → 職業 → 賃金					性別 → 人的資本 → 賃金					人的資本 → 職業 → 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.056	-0.080	-0.033	-0.054	0.000	-0.038	-0.056	-0.027	-0.037	0.000	0.210	0.177	0.252	0.234	0.000
直接効果	-0.598	-0.666	-0.535	-0.450	0.000	-0.598	-0.680	-0.538	-0.450	0.000	0.217	0.154	0.292	0.242	0.000
総効果	-0.654	-0.719	-0.586	-0.480	0.000	-0.636	-0.712	-0.585	-0.471	0.000	0.427	0.344	0.517	0.533	0.000
媒介割合	9%	5%	12%		0.000	6%	4%	9%		0.000	49%	41%	58%		0.000

CI : Confidence Intervals at 95% level

が賃金に及ぼす効果は-48%ほどになる (ACME 表の「総効果」より)。

次に、付表4に掲げた Model2 の推定結果より、性別によるモデレーション効果の有無を確認しよう。まず賃金 (Y) を被説明変数とするモデルをみると、学歴 (M₁) も職業 (M₂) も性別との交差項は有意でなく、学歴と賃金、職業と賃金との関連に、性別によるモデレーションはない。このことは、女性であれば男性より賃金が49%低いのだが、彼女たちがたとえ大卒以上の学歴を獲得しても、また高スキル職についても、同じ属性をもつ男性との格差は縮まらず49%の賃金格差が維持されることを意味する。つまり日本では、学歴 (M₁) も職業 (M₂) も男女間の賃金格差を縮小することに貢献しない。さらに、職業 (M₂) を被説明変数とするモデルをみると、学歴 (M₁) と性別の交差項は負で有意であり、性別による負のモデレーション効果を示唆する。そもそも女性は大卒以上の学歴を獲得する確率も、高スキル職につく確率も男性よりも低いのだが、大卒以上の学歴を獲得したとしても職業達成の男女格差はより拡大し、また高スキル職についても男性との賃金格差は縮まらない。

性別のモデレーション効果でもうひとつ重要な点が、家庭背景と性別との交互作用であり、この点はイギリスと日本で異なっている。イギリスの Model2 (付表1) の結果を確認すると、親の学歴 (C) は本人の学歴 (M₁) および職業 (M₂) に直接の大きな効果を持っている。両親のいずれかが大卒であれば、子供が大卒以上の学歴を達成する確率が31%ポイント増え、また高スキル職につく可能性が9%ポイント増える。だがこの効果には、男女間で違いがない。一方、日本の Model2 (付表4) の結果を確認すると、親の学歴 (C) の影響は次のように理解できる。まず男性の場合、両親のいずれが大卒であれば、自分が大卒以上の学歴となる確率が22%ポイント高まるが、高スキル職につく確率は変わらない。これが女性の場合、自分が大卒以上となる確率はさらに高まり、高スキル職につく

く確率も高まる。つまり、女性の方が家庭背景によるプラスの影響をより強く受ける。こうした男女差がどのようなメカニズムで生じているかは不明だが、もともと男女の学歴・職業達成に格差があり、家庭に十分な資源がある場合にのみ女子がその不利を縮小するという実態の背景には、家庭での資源が限られる場合にはそれが男子に優先的に配分されている可能性がある。

次に、付表5に掲げた Model3 の結果から、年齢が及ぼす影響を確認しよう。男性では、20歳代をベースカテゴリとして、30歳代・40歳代・50歳代でそれぞれ賃金 (Y) が65%・88%・71%高く、この関連はイギリスと比較しても大きい。この年齢ダミーは性別によるモデレーションがあり、女性の場合は年齢の効果がほとんど打ち消されてむしろ年齢とともに賃金が下がる。また、学歴 (M_1) や職業達成 (M_2) に年齢が及ぼす影響も性別によるモデレーション効果があり、男性では30歳代・40歳代・50歳代でそれぞれ高スキル職を達成する確率が上がるものの、女性ではその効果の大部分がうち消される。学歴 (M_1) についてはその傾向が顕著で、男性では年齢とともに大卒以上の学歴を達成する確率が11%・15%・20%ポイント上がるものの、モデレーションを考慮すると女性ではむしろ年齢とともに学歴獲得の確率が下がる。

以上、日本の特徴をまとめると、性別 (X) から賃金 (Y) への直接の効果が大きい事に加えて、性別 (X) から学歴 (M_1) および職業 (M_2) への効果も大きいことがあげられる。高スキル職 (M_2) であることが高い賃金につながる経路は男女ともに開かれているものの、もともとある男女格差を積極的に縮小する機能までは果たさない。また、学歴 (M_1) と職業 (M_2) の関連には性別による負のモデレーションが存在し、女性は大卒以上の学歴を獲得しても高スキル職に就く確率が男性ほどには高まらない。もともと女性は大卒以上の学歴を獲得しにくく、高スキル職につく確率が低いこととあわせると、日本の労働市場では、人的資本や職業達成が男女格差を縮小する有効なメカニズムとして機能しているとは言いがたい。

3. 学歴とスキルを区別した分析

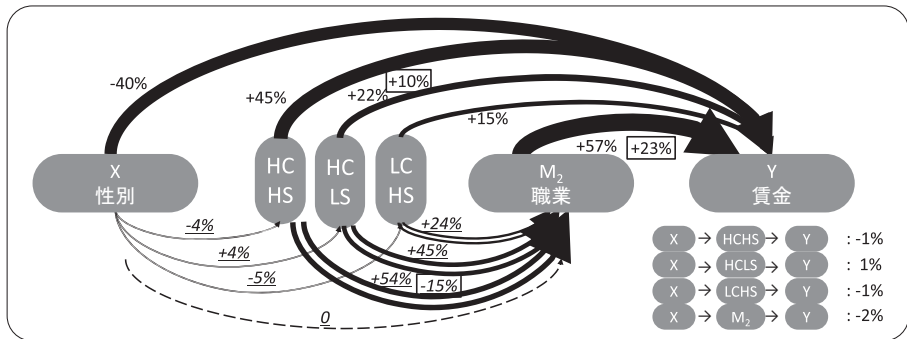
(1) イギリス

ここまでの分析は「人的資本」として「学歴」を用いてきたが、ここからは「学歴」に加えて「スキル」の変数を導入する。具体的には、「高学歴・高スキル」「高学歴・低スキル」「低学歴・高スキル」「低学歴・低スキル」の4つのカテゴリーを用いて、「学歴」と「スキル」が職業や賃金に及ぼす影響を分けて捉える。

まず、イギリスの結果を確認しよう。表4は Model4 の推定結果であり、図5はその結果を図示したものである。人的資本 (M_1) は「高学歴・高スキル (HCHS)」「高学歴・低スキル (HCLS)」「低学歴・高スキル (LCHS)」の3変数に分かれている (ベースカテゴリは「低学歴・低スキル (LCLS)」。これまでと同様に、人的資本 (M_1) →職業 (M_2)、職業 (M_2) →賃金 (Y) の経路がもっとも太い。だが人的資本 (M_1) の3つの変数はそれぞれ影響が異なっており、職業 (M_2) への関連 (高スキル職への達成確率) を

みると、ベースカテゴリーと比較して、「高学歴・高スキル (HCHS)」が54%ポイント高く、「高学歴・低スキル (HCLS)」が45%、「低学歴・高スキル (LCHS)」が24%ポイント高い。またこれらの変数はそれぞれ賃金とも直接関連しており、職業 (M₂) など他の要因をコントロールしても、賃金 (Y) がそれぞれ45%・22%・15%高い。

性別の及ぼす役割に注目しよう。性別 (X) と賃金 (Y) には直接の関連があるものの、その大きさは職業 (M₂) や学歴・スキル (M₁) と賃金との直接の関連と比べて大きくないし、それ以外では性別 (X) の及ぼす効果はほとんどみられない。というのも、性別 (X) から人的資本 (M₁) との関連はどれもごくわずかであり、また性別 (X) から職業 (M₂) との関連は有意でない。



注) 図中の四角で囲っている数値は、性別との交差項の係数を%またはパーセントポイントに変換したもの。ただし正確な効果の計算には、関連する係数を合計したうえでの対数変換が必要。

図5 Model4 推定結果 (イギリス) の図示

Model4 では、人的資本 (M₁)、職業 (M₂)、家庭環境 (C) の、性別によるモデレーション効果の有無についても検証している。まず賃金 (Y) への影響については、高スキル職 (M₂) であれば賃金は57%高いが、女性で高スキル職の場合はそれよりもさらに高くなり、高スキル職につくことが男女格差を縮小していることがわかる。一方、職業 (M₂) 達成への影響をみると、高学歴・高スキル (HCHS) の場合に高スキル職につく確率が男性では54%ポイント高いのに対して、女性はそれより低くなっており、高学歴、高スキルの効果が男性ほど高くないことが分かる。

表4の下表は、人的資本や職業に媒介された性別から賃金への効果を推定している。表より、職業・HCHS・HCLS・LCHSに媒介された効果はそれぞれ-2%、-1%、-1%、-1%であり、性別の影響はほとんどないことが分かる。これはイギリスでは性別 (X) から人的資本 (M₁) や職業 (M₂) への直接のパスがそもそも非常に細いことによる。

さらに付表3に掲げた Model5 では、年齢をコントロールするとともに、学歴・スキルの効果に対する年齢によるモデレーションの有無を検証している。学歴・スキルをあらわす3変数と年齢ダミーとの交差項に注目すると、多くの項目で係数がプラスになっていることから、20歳代と比較するとそれ以上の年齢層で人的資本 (M₁) の変数がより大きな

表4 Model4 推定結果表 (イギリス)

変数	賃金 (linear)				職業 (logit)				高学歴・高スキル(HCHS)							
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.505 ***	(0.033)	0.000	-0.396	-0.124	(0.105)	0.235	-0.031	(0.026)	0.237	-0.469 ***	(0.157)	0.003	-0.037 ***	(0.013)	0.004
高学歴・高スキルダミー (HCHS)	0.374 ***	(0.061)	0.000	0.454	2.973 ***	(0.259)	0.000	0.540 ***	(0.021)	0.000						
高学歴・低スキルダミー (HCLS)	0.196 ***	(0.046)	0.000	0.217	1.976 ***	(0.147)	0.000	0.450 ***	(0.027)	0.000						
低学歴・高スキルダミー (LCHS)	0.135 **	(0.066)	0.041	0.145	0.981 ***	(0.204)	0.000	0.236 ***	(0.045)	0.000						
親学歴ダミー	0.037	(0.041)	0.366	0.038	0.232	(0.143)	0.106	0.057	(0.036)	0.106	1.115 ***	(0.166)	0.000	0.109 ***	(0.020)	0.000
スキル職ダミー	0.450 ***	(0.039)	0.000	0.568												
女性ダミー*高学歴・高スキルダミー (HCHS)	0.021	(0.085)	0.807	0.021	-0.655 **	(0.331)	0.048	-0.153 **	(0.071)	0.031						
女性ダミー*高学歴・低スキルダミー (HCLS)	0.099 *	(0.059)	0.091	0.104	-0.239	(0.184)	0.195	-0.058	(0.044)	0.189						
女性ダミー*低学歴・高スキルダミー (LCHS)	-0.002	(0.106)	0.982	-0.002	0.102	(0.324)	0.754	0.025	(0.080)	0.755						
女性ダミー*スキル職ダミー	0.204 ***	(0.051)	0.000	0.226												
女性ダミー*親学歴ダミー	-0.031	(0.054)	0.563	-0.031	0.061	(0.187)	0.742	0.015	(0.046)	0.743	0.093	(0.235)	0.694	0.007	(0.019)	0.701
定数項	2.144 ***	(0.026)	0.000		-0.994 ***	(0.081)	0.000				-2.420 ***	(0.111)	0.000			
N	3,589				3,589				3,589							

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

変数	高学歴・低スキル (HCLS)				低学歴・高スキル (LCHS)							
	b	s.e.	p	ME	b	s.e.	p	ME				
									(Marginal Effects at Mean)	(Marginal Effects at Mean)		
女性ダミー	0.223 **	(0.096)	0.020	0.043 **	(0.018)	0.019	-0.923 ***	(0.192)	0.000	-0.045 ***	(0.010)	0.000
高学歴・高スキルダミー (HCHS)												
高学歴・低スキルダミー (HCLS)												
低学歴・高スキルダミー (LCHS)												
親学歴ダミー	0.894 ***	(0.129)	0.000	0.190 ***	(0.029)	0.000	0.467 **	(0.204)	0.022	0.023 **	(0.011)	0.041
スキル職ダミー												
女性ダミー*高学歴・高スキルダミー (HCHS)												
女性ダミー*高学歴・低スキルダミー (HCLS)												
女性ダミー*低学歴・高スキルダミー (LCHS)												
女性ダミー*スキル職ダミー	0.234	(0.168)	0.164	0.047	(0.035)	0.179	-0.011	(0.334)	0.975	0.000	(0.015)	0.975
女性ダミー*親学歴ダミー												
定数項	-1.404 ***	(0.076)	0.000				-2.605 ***	(0.120)	0.000			
N	3,589				3,589							

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

ACME (平均媒介効果) の推定結果

UK, Model4	性別→職業→賃金				性別→人的資本(HCHS)→賃金				性別→人的資本(HCLS)→賃金				性別→人的資本(LCHS)→賃金							
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.025	-0.045	-0.004	-0.024	0.020	-0.010	-0.023	-0.003	-0.010	0.000	0.014	0.005	0.023	0.014	0.000	-0.006	-0.011	-0.003	-0.006	0.020
直接効果	-0.391	-0.443	-0.353	-0.323	0.000	-0.391	-0.431	-0.361	-0.324	0.000	-0.393	-0.433	-0.365	-0.325	0.000	-0.392	-0.434	-0.356	-0.324	0.000
総効果	-0.415	-0.463	-0.372	-0.340	0.000	-0.402	-0.446	-0.369	-0.331	0.000	-0.379	-0.421	-0.346	-0.315	0.000	-0.398	-0.438	-0.363	-0.328	0.000
媒介割合	6%	1%	10%		0.020	3%	1%	6%		0.000	-4%	-6%	-1%		0.000	2%	1%	3%		0.020

UK, Model4	人的資本(HCHS)→職業→賃金				人的資本(HCLS)→職業→賃金				人的資本(LCHS)→職業→賃金						
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	0.271	0.230	0.297	0.311	0.000	0.227	0.201	0.257	0.255	0.000	0.125	0.083	0.154	0.133	0.000
直接効果	0.386	0.321	0.476	0.472	0.000	0.254	0.200	0.315	0.289	0.000	0.134	0.035	0.234	0.143	0.020
総効果	0.658	0.584	0.729	0.930	0.000	0.481	0.427	0.543	0.617	0.000	0.259	0.134	0.358	0.296	0.000
媒介割合	41%	35%	46%		0.000	47%	42%	56%		0.000	48%	32%	77%		0.000

CI : Confidence Intervals at 95% level

効果を持つ傾向にあることが分かる。とくに「高学歴・低スキル (HCLS)」は傾向が明確であり、年齢があがるにつれて賃金がより高く、また高スキル職につく確率も高くなっている。こうした結果の背景としては、大卒以上という学歴がキャリアをかさねるにつれて賃金 (Y) や職業達成 (M₂) にプラスの影響を強く及ぼすようになっていく可能性、あるいは若い世代においてそうした効果が小さくなってきている可能性が考えられる。

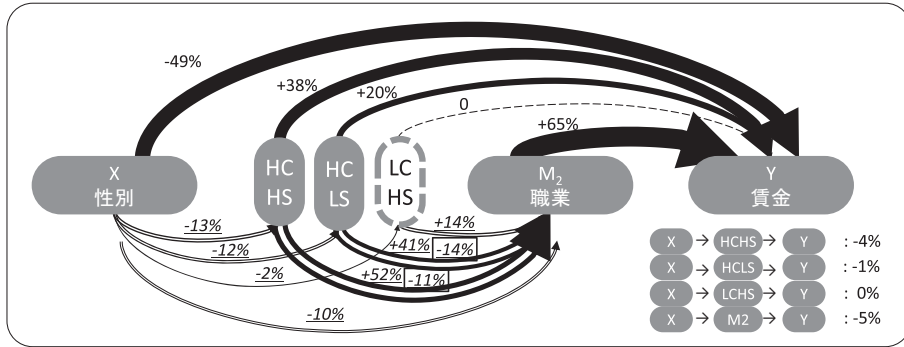
以上をまとめると、イギリスでは「学歴」も「スキル」もともに、賃金 (Y) や職業達成 (M₂) を高める効果がある。その大きさは、「低学歴・低スキル (LCLS)」を基準にとると、「低学歴・高スキル (LCHS)」 < 「高学歴・低スキル (HCLS)」 < 「高学歴・高スキル (HCHS)」の順に大きくなる。「スキル」は「学歴」から独立した効果を有するものの、「スキル」より「学歴」の方がより大きな効果を持っているのだ。

(2) 日本

次に日本の結果をみよう。表5はModel4の推定結果で、図6はその結果を図示している。職業 (M_2) との関連をみると、人的資本 (M_1) のうち「高学歴・高スキル (HCHS)」および「高学歴・低スキル (HCLS)」は高スキル職につく確率がそれぞれ52%ポイント・41%ポイント高いが、「低学歴・高スキル (LCHS)」の場合は高スキル職につく確率は14%ポイント高いにすぎない。一方、賃金 (Y) への影響をみると、「高学歴・高スキル (HCHS)」および「高学歴・低スキル (HCLS)」はそれぞれ賃金が38%・20%ポイント高いのだが、「低学歴・高スキル (LCHS)」では賃金 (Y) との関連は有意ではない。つまり、ベースカテゴリーの「低学歴・低スキル (LCLS)」と比較して、「低学歴・高スキル (LCHS)」では職業達成の優位性は小さく、賃金に対する影響は見られない。このことは日本では大卒以上の学歴を有することは職業達成や賃金を高める一方で、高いスキルを持っていてもそれが大卒以上の学歴を伴わなければ労働市場で評価されていないことを示唆する。

同じく表5より、人的資本 (M_1) の性別 (X) によるモデレーションを確認しよう。まず賃金 (Y) を被説明変数としたモデルでは、いずれの交差項も有意になっていないことから、学歴およびスキルと賃金との関連には性別による違いがみられない。一方、職業 (M_2) 達成への影響では、「高学歴・高スキル (HCHS)」 「高学歴・低スキル (HCLS)」の女性は、高スキル職につく確率が同じ属性の男性と比べて相対的に低くなる。つまり、日本の労働市場には、そもそも女性は学歴達成・職業達成・賃金のそれぞれが低いという構造があるのだが、女性がたとえ学歴やスキルを獲得したとしても、それが元からある男女格差を縮小する効果は限定的である。それどころか高学歴層で高スキル職につく確率の男女格差はむしろ拡大し、そして仮に高スキル職につけたとしても賃金における男女格差の大きさは縮まらない。

付表6に掲げたModel5では、年齢をコントロールするとともに、人的資本 (M_1) の効果への年齢によるモデレーションの有無を検証している。年齢と性別の交互作用の効果はModel3の結果と同じで、男性では30歳代・40歳代と年齢があがるにつれ賃金が高くなるが、女性ではそうした傾向はほとんど見られない。人的資本 (M_1) と賃金との関連をみると、年齢をコントロールしない場合「低学歴・高スキル (LCHS)」は賃金への効果がみられなかったのが、50歳代のみ賃金に対して大きな効果をもつ。職業達成 (M_2) への影響をみると、「高学歴・高スキル (HCHS)」 「高学歴・低スキル (HCLS)」で年齢とのモデレーション効果があり、年齢が高くなるほど高スキル職につく確率が高まる。だが、女性では逆に年齢が上がるほど高スキル職につく確率が下がるという関係がみられ、学歴やスキルが50歳代で賃金を高めるのは男性に限られることが分かる。



注) 図中の四角で囲っている数値は、性別との交差項の係数を%またはパーセントポイントに変換したもの。

図6 Model4 推定結果 (日本) の図示

表5 Model4 推定結果表 (日本)

変数	賃金 (linear)				職業 (logit)						高学歴・高スキル(HCHS) (logit)					
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.674 ***	(0.048)	0.000	-0.490	-0.434 ***	(0.130)	0.001	-0.100 ***	(0.030)	0.001	-1.098 ***	(0.174)	0.000	-0.126 ***	(0.019)	0.000
高学歴・高スキルダミー (HCHS)	0.321 ***	(0.065)	0.000	0.379	2.394 ***	(0.175)	0.000	0.525 ***	(0.027)	0.000						
高学歴・低スキルダミー (HCLS)	0.185 ***	(0.062)	0.003	0.203	1.769 ***	(0.158)	0.000	0.412 ***	(0.031)	0.000						
低学歴・高スキルダミー (LCHS)	0.059	(0.075)	0.430	0.061	0.569 ***	(0.192)	0.003	0.137 ***	(0.047)	0.004						
親学歴ダミー	-0.150 ***	(0.047)	0.001	-0.139	-0.185	(0.132)	0.161	-0.042	(0.030)	0.156	0.868 ***	(0.136)	0.000	0.111 ***	(0.019)	0.000
スキル職ダミー	0.501 ***	(0.049)	0.000	0.650												
女性ダミー*高学歴・高スキルダミー (HCHS)	0.040	(0.106)	0.702	0.041	-0.506 *	(0.275)	0.066	-0.109 **	(0.054)	0.044						
女性ダミー*高学歴・低スキルダミー (HCLS)	-0.084	(0.097)	0.389	-0.081	-0.650 ***	(0.246)	0.008	-0.136 ***	(0.046)	0.003						
女性ダミー*低学歴・高スキルダミー (LCHS)	0.058	(0.107)	0.588	0.060	0.041	(0.281)	0.883	0.010	(0.066)	0.884						
女性ダミー*スキル職ダミー	0.027	(0.072)	0.704	0.027												
女性ダミー*親学歴ダミー	0.209 ***	(0.069)	0.003	0.232	0.418 **	(0.193)	0.030	0.100 **	(0.047)	0.033	0.359	(0.238)	0.131	0.045	(0.032)	0.161
定数項	7.231 ***	(0.036)	0.000		-0.983 ***	(0.093)	0.000				-1.711 ***	(0.093)	0.000			
N	2,670				2,670						2,670					

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

変数	高学歴・低スキル (HCLS) (logit)					低学歴・高スキル (LCHS) (logit)						
	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.972 ***	(0.160)	0.000	-0.122 ***	(0.019)	0.000	-0.170	(0.158)	0.282	-0.016	(0.015)	0.283
高学歴・高スキルダミー (HCHS)												
高学歴・低スキルダミー (HCLS)												
低学歴・高スキルダミー (LCHS)												
親学歴ダミー	0.598 ***	(0.136)	0.000	0.080 ***	(0.019)	0.000	-0.113	(0.186)	0.544	-0.010	(0.017)	0.539
スキル職ダミー												
女性ダミー*高学歴・高スキルダミー (HCHS)												
女性ダミー*高学歴・低スキルダミー (HCLS)												
女性ダミー*低学歴・高スキルダミー (LCHS)												
女性ダミー*スキル職ダミー												
女性ダミー*親学歴ダミー	0.668 ***	(0.224)	0.003	0.098 ***	(0.037)	0.008	0.356	(0.266)	0.181	0.036	(0.030)	0.222
定数項	-1.603 ***	(0.089)	0.000				-2.096 ***	(0.107)	0.000			
N	2,670					2,670						

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

ACME (平均媒介効果) の推定結果

JP, Model4

	性別 → 職業 → 賃金					性別 → 人的資本(HCHS) → 賃金					性別 → 人的資本(HCLS) → 賃金					性別 → 人的資本(LCHS) → 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.049	-0.068	-0.025	-0.048	0.000	-0.038	-0.051	-0.026	-0.038	0.000	-0.012	-0.023	-0.002	-0.012	0.020	0.000	-0.003	0.002	0.000	0.860
直接効果	-0.594	-0.680	-0.518	-0.448	0.000	-0.593	-0.652	-0.533	-0.447	0.000	-0.593	-0.659	-0.525	-0.447	0.000	-0.593	-0.653	-0.520	-0.447	0.000
総効果	-0.643	-0.732	-0.558	-0.474	0.000	-0.632	-0.688	-0.572	-0.468	0.000	-0.605	-0.667	-0.543	-0.454	0.000	-0.593	-0.653	-0.521	-0.447	0.000
媒介割合	8%	4%	11%		0.000	6%	4%	9%		0.000	2%	0%	4%		0.020	0%	0%	1%		0.860

	人的資本(HCHS) → 職業 → 賃金					人的資本(HCLS) → 職業 → 賃金					人的資本(LCHS) → 職業 → 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	0.233	0.199	0.272	0.262	0.000	0.154	0.115	0.192	0.167	0.000	0.066	0.021	0.093	0.069	0.000
直接効果	0.341	0.255	0.406	0.406	0.000	0.145	0.042	0.238	0.156	0.000	0.087	-0.020	0.189	0.091	0.160
総効果	0.574	0.484	0.633	0.775	0.000	0.299	0.207	0.392	0.348	0.000	0.153	0.035	0.259	0.166	0.020
媒介割合	41%	35%	50%		0.000	52%	36%	81%		0.000	43%	19%	154%		0.020

CI : Confidence Intervals at 95% level

V. 考察

本稿の分析には幾つか課題が残されている。まず、本稿の分析は労働市場の多面的な構造を、きわめて単純な変数に操作化しているという限界がある。学歴・スキル・職業達成といった変数については、今回すべて二値変数を用いたが、異なる操作化の方法も考えられる。スキルについては、得点を連続変数として用いたり、あるいはカテゴリー化する場合でも異なる閾値を用いることが考えられる。またそもそも PIAAC 調査におけるスキルは、読解力や数的思考力など認知的な面に焦点をあてているが、仕事に用いるスキルは多面的でありまったく異なる要素も考えられる。職業もまた、職業威信スコアなどを用いて連続変数に操作化する方法も考えられるし、本来は一元的な尺度に操作化することにも難しさがある。こうした可能性をふまえて、人的資本や職業と賃金との関連について今後よりきめ細かい分析が求められる。

そうした限界をふまえながら、本稿の分析で明らかになったことをまとめよう。まずイギリスでは、あるべき姿で想定したとおりに、「学歴」と「職業」、および「職業」と「賃金」の関連が強い。「性別」の影響をみると、女性では他の要因をコントロールしても「賃金」が33%低いという関連がみられる。女性であっても「学歴」獲得への不利な影響はみられないが、「職業」との関連をみると、女性は高いスキルを要する職業につく確率が男性よりもやや低い。しかしながらいったん女性が高スキル職につけば、低スキル職に比べて賃金が高くなる程度は男性よりも大きく、イギリスでは「職業」が男女賃金格差を縮小するメカニズムとして機能しているという点が重要である。また、人的資本として「学歴」と「スキル」を分けて影響をみた分析では、「スキル」が「学歴」とは独立して職業達成や高い賃金と関連していることが明らかになった。つまりイギリスでは高い「スキル」を持つものは、たとえ「学歴」が低くても、職業達成や賃金水準が高まるのだ。

これに対して日本では、まず「性別」が「賃金」に直接与える影響が大きく、女性であれば他の要因をコントロールしても賃金が45%低い。さらに、日本では女性であることが大卒以上の「学歴」を得る確率を下げ、高いスキルを要する職業につく確率をも下げる。こうした要因を経由した間接的な影響も加味すると、女性であることで賃金は一層低くなる。また仮に大卒以上の「学歴」を取得したとしても、高スキル職につく確率は男性ほどには高まらず、むしろ高学歴層で「職業」達成の男女格差がより拡大する。また、日本ではイギリスのように「職業」が男女賃金格差を緩和する効果がみられず、高スキル職においても低スキル職と同じ大きさで男女賃金格差が存在している。もともと女性は男性よりも高スキル職につく確率が低いこととあわせて考えると、むしろ「学歴」や「職業」が男女賃金格差を維持あるいは拡大する役割をはたしている。さらに「スキル」を加えた分析からは、日本で大卒の学歴があれば、高いスキルを持つ人が高スキル職につく確率が高く賃金もより高いのだが、もし大卒の学歴がなければ、たとえ高いスキルを持っていても、高い職業達成や高賃金につながっていないことが明らかになった。このことは、日本の労

働市場で「学歴」とは独立して「スキル」が十分に評価されていないことを意味する。さらに「年齢」の影響をみると、男性ではイギリスでも日本でも年齢とともに「学歴」や「スキル」と「職業達成」や「賃金」の関連が強くなり、日本では「年齢」とともに「賃金」が高くなる直接の関連が特に強い。だが女性は大きく状況が異なり、特に日本では女性にとって「年齢」を重ねることが「学歴」「スキル」「職業達成」「賃金」を高める効果はほぼないかもしくはマイナスである。

本稿の分析結果は、日本の労働市場で人的資本投資を行っても、男女格差縮小に対して限定的な効果しか持ちえない可能性を示す。学歴達成・スキル獲得・あるいはその先の企業の人材育成において男女間で格差が存在する現状は、もちろんすみやかに改善されねばならない。だが仮に人的資本の差がなくなったとしても、日本では「スキル」から「職業達成」や「賃金」を高める経路がごく細いために、男女間の格差が解消されない可能性がある。したがって、労働市場のアウトカムにおける男女格差を解消するためには、これまで先行研究がたびたび指摘してきたように、「勤続」や「雇用形態」という労働市場の制度に起因する要因へのアプローチが欠かせない。具体的には、「勤続」に対するリターンを男女で等しくし、さらには勤続そのもののリターンを小さくしていくこと、また雇用形態と性別の結びつきを解消し、雇用形態間の処遇格差を小さくしていくことなどが該当する。そして何より、人的資本の蓄積がよりよい仕事（職業）へと繋がり、また仕事その内容にみあった賃金へとつながる回路を、しっかりと太くつなげることが重要である。

急速に変化する仕事の内容や労働需要に対応するには、リスクリングをはじめとする人的資本投資の重要性は高まる。しかし人的資本投資の重要性もさることながら、獲得されたスキルをきちんと評価し、それを仕事や賃金へきちんと反映できるような労働市場の構造へと作り変えていくことの必要性を、本稿の分析結果は示している。

(2023年7月31日査読終了)

謝辞

本稿の改訂にあたって、匿名の査読者から2度にわたって詳細なコメントを数多く頂戴し、内容を改善することが出来た。また、山口一男氏からも原稿に多くの有益で詳細なコメントを頂いた。深く感謝申し上げます。お二人から頂いたコメントの全てに応えることは叶わなかったが、今後の課題としたい。残された誤りはすべて筆者の責任である。

【付表】

付表1 Model2 推定結果表 (イギリス)

UK, Model2

変数	賃金 (linear)				職業 (Marginal Effects at Mean)					学歴 (Marginal Effects at Mean)						
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.509 ***	(0.032)	0.000	-0.399	-0.182 *	(0.099)	0.067	-0.045 *	(0.025)	0.068	0.043	(0.087)	0.620	0.010	(0.020)	0.620
学歴ダミー	0.222 ***	(0.041)	0.000	0.249	2.073 ***	(0.131)	0.000	0.474 ***	(0.024)	0.000						
親学歴ダミー	0.053	(0.041)	0.195	0.054	0.349 **	(0.140)	0.013	0.086 **	(0.035)	0.013	1.308 ***	(0.123)	0.000	0.311 ***	(0.029)	0.000
スキル職ダミー	0.471 ***	(0.039)	0.000	0.602	.	(.)	.	.	(.)	.						
女性ダミー*学歴ダミー	0.080	(0.053)	0.132	0.083	-0.308 *	(0.167)	0.065	-0.075 *	(0.040)	0.061						
女性ダミー*スキル職ダミー	0.192 ***	(0.050)	0.000	0.212												
女性ダミー*親学歴ダミー	-0.039	(0.054)	0.466	-0.038	0.004	(0.183)	0.980	0.001	(0.045)	0.980	0.190	(0.164)	0.246	0.045	(0.039)	0.254
定数項	2.152 ***	(0.025)	0.000		-0.878 ***	(0.075)	0.000				-0.950 ***	(0.068)	0.000			
N	3,589				3,589					3,589						

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

ACME (平均媒介効果) の推定結果

UK, Model2

	性別 -> 職業 -> 賃金					性別 -> 人的資本 -> 賃金					人的資本 -> 職業 -> 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.027	-0.053	-0.012	-0.026	0.000	0.010	-0.006	0.016	0.010	0.300	0.252	0.225	0.283	0.286	0.000
直接効果	-0.402	-0.444	-0.360	-0.331	0.000	-0.404	-0.441	-0.365	-0.332	0.000	0.270	0.218	0.319	0.310	0.000
総効果	-0.429	-0.478	-0.388	-0.349	0.000	-0.394	-0.443	-0.358	-0.325	0.000	0.521	0.471	0.571	0.684	0.000
媒介割合	6%	3%	12%		0.000	-3%	-4%	1%		0.300	48%	42%	55%		0.000

CI : Confidence Intervals at 95% level

付表2 Model3 推定結果表 (イギリス)

UK, Model3

変数	賃金 (linear)				職業 (Marginal Effects at Mean)					学歴 (Marginal Effects at Mean)						
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.267 ***	(0.053)	0.000	-0.234	-0.213	(0.200)	0.286	-0.053	(0.049)	0.285	0.222	(0.177)	0.209	0.050	(0.040)	0.204
学歴ダミー	0.225 ***	(0.041)	0.000	0.252	2.073 ***	(0.133)	0.000	0.476 ***	(0.025)	0.000						
親学歴ダミー	0.136 ***	(0.041)	0.001	0.146	0.432 ***	(0.146)	0.003	0.107 ***	(0.036)	0.003	1.326 ***	(0.127)	0.000	0.314 ***	(0.029)	0.000
スキル職ダミー	0.418 ***	(0.038)	0.000	0.519	.	(.)	.	.	(.)	.						
女性ダミー*学歴ダミー	0.088 *	(0.052)	0.092	0.092	-0.297 *	(0.170)	0.079	-0.073 *	(0.041)	0.075						
女性ダミー*スキル職ダミー	0.227 ***	(0.050)	0.000	0.255				-0.006	(0.047)	0.900				0.027	(0.039)	0.490
女性ダミー*親学歴ダミー	-0.104 *	(0.054)	0.054	-0.099	-0.024	(0.190)	0.900				0.118	(0.168)	0.485			
年齢30代ダミー	0.395 ***	(0.048)	0.000	0.484	0.879 ***	(0.174)	0.000	0.216 ***	(0.042)	0.000	0.394 **	(0.161)	0.014	0.092 **	(0.038)	0.015
年齢40代ダミー	0.531 ***	(0.050)	0.000	0.701	0.777 ***	(0.179)	0.000	0.192 ***	(0.043)	0.000	0.345 **	(0.168)	0.040	0.080 **	(0.040)	0.042
年齢50代ダミー	0.466 ***	(0.053)	0.000	0.594	0.566 ***	(0.192)	0.003	0.140 ***	(0.047)	0.003	0.127	(0.184)	0.489	0.029	(0.043)	0.492
女性ダミー*年齢30代ダミー	-0.280 ***	(0.063)	0.000	-0.244	0.015	(0.226)	0.948	0.004	(0.056)	0.948	0.037	(0.209)	0.861	0.008	(0.048)	0.862
女性ダミー*年齢40代ダミー	-0.360 ***	(0.064)	0.000	-0.302	0.039	(0.232)	0.866	0.010	(0.057)	0.866	-0.315	(0.217)	0.148	-0.070	(0.046)	0.132
女性ダミー*年齢50代ダミー	-0.285 ***	(0.069)	0.000	-0.248	0.100	(0.249)	0.687	0.025	(0.062)	0.688	-0.416 *	(0.239)	0.082	-0.091 *	(0.049)	0.064
定数項	1.789 ***	(0.041)	0.000		-1.506 ***	(0.154)	0.000				-1.201 ***	(0.139)	0.000			
N	3,589				3,589					3,589						

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

ACME (平均媒介効果) の推定結果

UK, Model3

	性別 -> 職業 -> 賃金					性別 -> 人的資本 -> 賃金					人的資本 -> 職業 -> 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.019	-0.050	-0.011	-0.018	0.000	0.000	-0.002	0.014	0.000	0.340	0.228	0.203	0.263	0.256	0.000
直接効果	-0.399	-0.441	-0.362	-0.329	0.000	-0.402	-0.439	-0.361	-0.331	0.000	0.277	0.227	0.329	0.319	0.000
総効果	-0.418	-0.475	-0.389	-0.341	0.000	-0.402	-0.435	-0.357	-0.331	0.000	0.505	0.474	0.551	0.657	0.000
媒介割合	4%	3%	11%		0.000	0%	-4%	1%		0.340	45%	39%	54%		0.000

CI : Confidence Intervals at 95% level

付表3 Model5 推定結果表 (イギリス)

UK, Model5

変数	賃金 (linear)				職業 (logit)						高学歴・高スキル(HCHS) (logit)					
					(logit)			(Marginal Effects at Mean)			(logit)			(Marginal Effects at Mean)		
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.191 ***	(0.048)	0.000	-0.174	-0.182	(0.185)	0.327	-0.041	(0.042)	0.325	0.021	(0.290)	0.941	0.002	(0.022)	0.941
高学歴・高スキルダミー (HCHS)	0.291 ***	(0.075)	0.000	0.338	2.540 ***	(0.267)	0.000	0.484 ***	(0.032)	0.000						
高学歴・低スキルダミー (HCLS)	0.190 ***	(0.034)	0.000	0.209	1.103 ***	(0.113)	0.000	0.249 ***	(0.026)	0.000						
低学歴・高スキルダミー (LCHS)	0.010	(0.084)	0.909	0.010	1.212 ***	(0.277)	0.000	0.269 ***	(0.055)	0.000						
観学歴ダミー	0.061 **	(0.027)	0.023	0.063	0.319 **	(0.146)	0.029	0.073 **	(0.033)	0.030	1.145 ***	(0.172)	0.000	0.112 ***	(0.021)	0.000
スキル職ダミー	0.520 ***	(0.025)	0.000	0.682												
年齢30代ダミー	0.288 ***	(0.057)	0.000	0.334	0.385 *	(0.200)	0.055	0.088 *	(0.046)	0.058	0.512 **	(0.238)	0.031	0.042 *	(0.022)	0.053
年齢40代ダミー	0.409 ***	(0.056)	0.000	0.505	0.203	(0.204)	0.318	0.046	(0.047)	0.323	0.401	(0.257)	0.118	0.033	(0.024)	0.157
年齢50代ダミー	0.378 ***	(0.059)	0.000	0.459	-0.004	(0.220)	0.985	-0.001	(0.050)	0.985	0.369	(0.279)	0.186	0.031	(0.027)	0.237
女性ダミー*年齢30代ダミー	-0.215 ***	(0.062)	0.001	-0.193	-0.076	(0.223)	0.731	-0.017	(0.050)	0.731	-0.291 *	(0.319)	0.361	-0.021	(0.022)	0.335
女性ダミー*年齢40代ダミー	-0.304 ***	(0.064)	0.000	-0.262	-0.102	(0.235)	0.664	-0.023	(0.053)	0.662	-0.583 *	(0.349)	0.095	-0.038 *	(0.020)	0.056
女性ダミー*年齢50代ダミー	-0.255 ***	(0.068)	0.000	-0.225	-0.044	(0.256)	0.863	-0.010	(0.058)	0.863	-1.168 ***	(0.421)	0.006	-0.062 ***	(0.016)	0.000
高学歴・高スキルダミー (HCHS)*年齢30代ダミー	0.185 **	(0.093)	0.046	0.203	0.050	(0.342)	0.883	0.011	(0.078)	0.883						
高学歴・高スキルダミー (HCHS)*年齢40代ダミー	0.185 *	(0.098)	0.059	0.203	0.710 *	(0.383)	0.064	0.162 *	(0.085)	0.057						
高学歴・高スキルダミー (HCHS)*年齢50代ダミー	0.037	(0.119)	0.754	0.038	0.673	(0.482)	0.163	0.154 *	(0.108)	0.154						
高学歴・低スキルダミー (HCLS)*年齢30代ダミー	0.104 **	(0.050)	0.037	0.110	1.051 ***	(0.169)	0.000	0.241 ***	(0.036)	0.000						
高学歴・低スキルダミー (HCLS)*年齢40代ダミー	0.153 ***	(0.051)	0.003	0.165	1.354 ***	(0.177)	0.000	0.305 ***	(0.035)	0.000						
高学歴・低スキルダミー (HCLS)*年齢50代ダミー	0.162 ***	(0.057)	0.004	0.176	1.576 ***	(0.201)	0.000	0.344 ***	(0.036)	0.000						
低学歴・高スキルダミー (LCHS)*年齢30代ダミー	0.195	(0.137)	0.154	0.215	0.103	(0.445)	0.817	0.023	(0.102)	0.818						
低学歴・高スキルダミー (LCHS)*年齢40代ダミー	0.265 *	(0.137)	0.053	0.303	-0.326	(0.443)	0.462	-0.072	(0.095)	0.449						
低学歴・高スキルダミー (LCHS)*年齢50代ダミー	0.308 *	(0.177)	0.081	0.361	-0.543	(0.589)	0.357	-0.118	(0.120)	0.326						
女性ダミー*観学歴ダミー					-0.073	(0.188)	0.696	-0.017	(0.042)	0.696	-0.042	(0.241)	0.860	-0.003	(0.018)	0.858
定数項	1.781 ***	(0.041)	0.000		-1.342 ***	(0.154)	0.000				-2.786 ***	(0.221)	0.000			
N	3,589				3,589						3,589					

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

変数	高学歴・低スキル (HCLS) (logit)				低学歴・高スキル (LCHS) (logit)							
					(Marginal Effects at Mean)							
	b	s.e.	p	ME	b	s.e.	p	ME				
女性ダミー	0.207	(0.189)	0.273	0.040	(0.036)	0.269	-1.240 ***	(0.369)	0.001	-0.063 ***	(0.023)	0.005
高学歴・高スキルダミー (HCHS)												
高学歴・低スキルダミー (HCLS)												
低学歴・高スキルダミー (LCHS)												
観学歴ダミー	0.891 ***	(0.133)	0.000	0.188 ***	(0.030)	0.000	0.434 **	(0.210)	0.039	0.021 *	(0.011)	0.061
スキル職ダミー												
年齢30代ダミー	0.171	(0.172)	0.320	0.034	(0.035)	0.328	-0.277	(0.263)	0.292	-0.012	(0.011)	0.284
年齢40代ダミー	0.188	(0.181)	0.298	0.037	(0.036)	0.306	0.033	(0.262)	0.901	0.001	(0.012)	0.901
年齢50代ダミー	-0.063	(0.202)	0.755	-0.012	(0.038)	0.753	-0.695 **	(0.339)	0.040	-0.026 **	(0.011)	0.019
女性ダミー*年齢30代ダミー	0.195	(0.221)	0.378	0.039	(0.045)	0.391	0.601	(0.436)	0.168	0.032	(0.028)	0.252
女性ダミー*年齢40代ダミー	-0.093	(0.231)	0.688	-0.018	(0.043)	0.683	0.224	(0.445)	0.614	0.011	(0.022)	0.639
女性ダミー*年齢50代ダミー	-0.046	(0.257)	0.859	-0.009	(0.049)	0.857	0.407	(0.558)	0.465	0.021	(0.034)	0.531
高学歴・高スキルダミー (HCHS)*年齢30代ダミー												
高学歴・高スキルダミー (HCHS)*年齢40代ダミー												
高学歴・高スキルダミー (HCHS)*年齢50代ダミー												
高学歴・低スキルダミー (HCLS)*年齢30代ダミー												
高学歴・低スキルダミー (HCLS)*年齢40代ダミー												
高学歴・低スキルダミー (HCLS)*年齢50代ダミー												
低学歴・高スキルダミー (LCHS)*年齢30代ダミー												
低学歴・高スキルダミー (LCHS)*年齢40代ダミー												
低学歴・高スキルダミー (LCHS)*年齢50代ダミー												
女性ダミー*観学歴ダミー	0.199	(0.172)	0.247	0.040	(0.036)	0.261	-0.029	(0.340)	0.932	-0.001	(0.015)	0.932
定数項	-1.498 ***	(0.149)	0.000				-2.408 ***	(0.216)	0.000			
N	3,589				3,589							

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

ACME (平均媒介効果) の推定結果

UK, Model5

	性別 -> 職業 -> 賃金					性別 -> 人的資本(HCHS) -> 賃金					性別 -> 人的資本(HCLS) -> 賃金					性別 -> 人的資本(LCHS) -> 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.027	-0.035	0.000	-0.027	0.060	-0.014	-0.021	-0.004	-0.014	0.000	-0.013	-0.017	-0.005	-0.013	0.000	-0.009	-0.014	-0.002	-0.009	0.020
直接効果	-0.391	-0.427	-0.349	-0.323	0.000	-0.391	-0.440	-0.347	-0.323	0.000	-0.391	-0.438	-0.341	-0.323	0.000	-0.391	-0.435	-0.346	-0.323	0.000
総効果	-0.418	-0.452	-0.366	-0.342	0.000	-0.404	-0.455	-0.359	-0.332	0.000	-0.404	-0.449	-0.352	-0.332	0.000	-0.400	-0.442	-0.358	-0.330	0.000
媒介割合	7%	0%	9%		0.060	3%	1%	5%		0.000	3%	1%	4%		0.000	2%	0%	4%		0.020

	人的資本(HCHS) -> 職業 -> 賃金					人的資本(HCLS) -> 職業 -> 賃金					人的資本(LCHS) -> 職業 -> 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	0.256	0.223	0.281	0.292	0.000	0.218	0.182	0.234	0.243	0.000	0.096	0.055	0.133	0.101	0.000
直接効果	0.373	0.299	0.448	0.452	0.000	0.268	0.215	0.319	0.307	0.000	0.163	0.052	0.263	0.177	0.000
総効果	0.629	0.547	0.697	0.876	0.000	0.486	0.424	0.526	0.625	0.000	0.259	0.142	0.363	0.296	0.000
媒介割合	41%	35%	47%		0.000	45%	37%	50%		0.000	37%	23%	67%		0.000

CI : Confidence Intervals at 95% level

付表4 Model2 推定結果表 (日本)

JP, Model2

変数	賃金 (linear)				職業 (logit) (Marginal Effects at Mean)					学歴 (logit) (Marginal Effects at Mean)						
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.670 ***	(0.046)	0.000	-0.488	-0.454 ***	(0.120)	0.000	-0.104 ***	(0.027)	0.000	-1.172 ***	(0.125)	0.000	-0.235 ***	(0.023)	0.000
学歴ダミー	0.236 ***	(0.051)	0.000	0.266	1.941 ***	(0.127)	0.000	0.445 ***	(0.025)	0.000						
親学歴ダミー	-0.145 ***	(0.047)	0.002	-0.135	-0.146	(0.131)	0.265	-0.033	(0.030)	0.261	1.029 ***	(0.116)	0.000	0.221 ***	(0.026)	0.000
スキル職ダミー	0.512 ***	(0.049)	0.000	0.669												
女性ダミー*学歴ダミー	-0.043	(0.079)	0.587	-0.042	-0.588 ***	(0.196)	0.003	-0.126 ***	(0.038)	0.001						
女性ダミー*スキル職ダミー	0.036	(0.072)	0.617	0.037												
女性ダミー*親学歴ダミー	0.209 ***	(0.069)	0.003	0.232	0.412 **	(0.191)	0.030	0.098 **	(0.046)	0.033	0.417 **	(0.184)	0.023	0.091 **	(0.042)	0.029
定数項	7.237 ***	(0.034)	0		-0.882 ***	(0.084)	0				-0.751 ***	(0.072)	0			
N	2,670				2,670					2,670						

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

ACME (平均媒介効果) の推定結果

JP, Model2

	性別 -> 職業 -> 賃金					性別 -> 人的資本 -> 賃金					人的資本 -> 職業 -> 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.052	-0.076	-0.030	-0.051	0.000	-0.040	-0.062	-0.026	-0.039	0.000	0.189	0.167	0.232	0.208	0.000
直接効果	-0.599	-0.669	-0.540	-0.451	0.000	-0.599	-0.673	-0.533	-0.450	0.000	0.216	0.141	0.277	0.241	0.000
総効果	-0.651	-0.726	-0.583	-0.479	0.000	-0.638	-0.713	-0.579	-0.472	0.000	0.404	0.339	0.480	0.498	0.000
媒介割合	8%	5%	12%		0.000	6%	4%	10%		0.000	47%	40%	60%		0.000

CI : Confidence Intervals at 95% level

付表5 Model3 推定結果表 (日本)

JP, Model3

変数	賃金 (linear)				職業 (logit) (Marginal Effects at Mean)					学歴 (logit) (Marginal Effects at Mean)						
	b	s.e.	p	exp(b)-1	b	s.e.	p	ME	s.e.	p	b	s.e.	p	ME	s.e.	p
女性ダミー	-0.268 ***	(0.079)	0.001	-0.235	0.261	(0.247)	0.290	0.058	(0.055)	0.284	-0.231	(0.231)	0.316	-0.046	(0.046)	0.318
学歴ダミー	0.219 ***	(0.050)	0.000	0.245	1.901 ***	(0.131)	0.000	0.422 ***	(0.027)	0.000						
親学歴ダミー	-0.040	(0.048)	0.405	-0.039	0.159	(0.140)	0.256	0.036	(0.032)	0.257	1.202 ***	(0.124)	0.000	0.250 ***	(0.026)	0.000
スキル職ダミー	0.409 ***	(0.049)	0.000	0.505												
女性ダミー*学歴ダミー	-0.030	(0.078)	0.698	-0.030	-0.532 ***	(0.200)	0.008	-0.113 ***	(0.039)	0.004						
女性ダミー*スキル職ダミー	0.137 *	(0.071)	0.055	0.147												
女性ダミー*親学歴ダミー	0.098	(0.070)	0.163	0.103	0.146	(0.201)	0.466	0.033	(0.046)	0.471	0.123	(0.193)	0.522	0.025	(0.040)	0.528
年齢30代ダミー	0.499 ***	(0.062)	0.000	0.647	0.700 ***	(0.183)	0.000	0.160 ***	(0.041)	0.000	0.551 ***	(0.167)	0.001	0.114 ***	(0.035)	0.001
年齢40代ダミー	0.633 ***	(0.065)	0.000	0.883	1.347 ***	(0.192)	0.000	0.307 ***	(0.039)	0.000	0.727 ***	(0.175)	0.000	0.152 ***	(0.037)	0.000
年齢50代ダミー	0.538 ***	(0.068)	0.000	0.713	1.489 ***	(0.198)	0.000	0.339 ***	(0.039)	0.000	0.948 ***	(0.180)	0.000	0.202 ***	(0.038)	0.000
女性ダミー*年齢30代ダミー	-0.419 ***	(0.090)	0.000	-0.342	-0.324	(0.265)	0.221	-0.071	(0.055)	0.202	-0.616 **	(0.253)	0.015	-0.113 ***	(0.042)	0.007
女性ダミー*年齢40代ダミー	-0.648 ***	(0.094)	0.000	-0.477	-0.899 ***	(0.276)	0.001	-0.183 ***	(0.048)	0.000	-1.154 ***	(0.272)	0.000	-0.193 ***	(0.036)	0.000
女性ダミー*年齢50代ダミー	-0.545 ***	(0.098)	0.000	-0.420	-1.358 ***	(0.292)	0.000	-0.254 ***	(0.041)	0.000	-1.537 ***	(0.294)	0.000	-0.232 ***	(0.031)	0.000
定数項	6.821 ***	(0.053)	0.000		-1.886 ***	(0.170)	0.000				-1.390 ***	(0.149)	0.000			
N	2,670				2,670					2,670						

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

ACME (平均媒介効果) の推定結果

JP, Model3

	性別 -> 職業 -> 賃金					性別 -> 人的資本 -> 賃金					人的資本 -> 職業 -> 賃金				
	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p	b	CI下限	CI上限	exp(b)-1	p
間接効果	-0.043	-0.071	-0.035	-0.042	0.000	-0.035	-0.057	-0.022	-0.035	0.000	0.167	0.140	0.209	0.182	0.000
直接効果	-0.619	-0.675	-0.555	-0.462	0.000	-0.617	-0.674	-0.540	-0.460	0.000	0.204	0.125	0.283	0.227	0.000
総効果	-0.662	-0.726	-0.596	-0.484	0.000	-0.652	-0.712	-0.586	-0.479	0.000	0.371	0.300	0.460	0.449	0.000
媒介割合	6%	5%	11%		0.000	5%	3%	9%		0.000	45%	35%	58%		0.000

CI : Confidence Intervals at 95% level

参考文献

- Araki, Satoshi. (2020) "Educational Expansion, Skills Diffusion, and the Economic Value of Credentials and Skills." *American Sociological Review*, 85 (1), 128-175.
- Araki, Satoshi. (2023) "Beyond 'Imagined Meritocracy': Distinguishing the Relative Power of Education and Skills in Intergenerational Inequality." *Sociology*, 57 (4), 975-992.
- Araki, Satoshi and Takehiko Kariya. (2022) "Credential Inflation and Decredentialization: Re-Examining the Mechanism of the Devaluation of Degrees." *European Sociological Review* 38 (6), 904-919.
- Berger, Suzanne, Michael J. Piore, and Berger Suzanne. (1980) *Dualism and Discontinuity in Industrial Societies*, Cambridge University Press.
- Doeringer, Peter B., Michael J. Piore, and United States Dept of Labor, Manpower Administration. (1971). *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Heath.
- Imai, Kosuke, Luke Keele, and Dustin Tingley. (2010) "A General Approach to Causal Mediation Analysis." *Psychological Methods*, 15 (4), 309-334.
- Muller, Dominique, Charles M. Judd, and Vincent Y. Yzerbyt. (2005). "When Moderation is Mediated and Mediation is Moderated." *Journal of Personality and Social Psychology*, 89 (6), 852-863.
- Tingley, Dustin, Teppei Yamamoto, Kentaro Hirose, Luke Keele, and Kosuke Imai. (2014) "Mediation: R Package for Causal Mediation Analysis." *Journal of Statistical Software*, 59 (5).
- VanderWeele, Tyler J. (2016) "Mediation Analysis: A Practitioner's Guide." *Annual Review of Public Health*, 37, 17-32.
- VanderWeele, Tyler and Stijn Vansteelandt. (2014) "Mediation Analysis with Multiple Mediators." *Epidemiologic Methods*, 2 (1), 95-115.
- Weeden, Kim A. (2002). "Why do some Occupations Pay More than Others? Social Closure and Earnings Inequality in the United States." *American Journal of Sociology*, 108 (1), 55-101.
- 大沢真理 (1993) 『企業中心社会を超えて: 現代日本を「ジェンダー」で読む』時事通信社.
- 厚生労働省 (2022a) 「男女の賃金の差異の算出及び公表の方法について」(雇均発 0708 第2号 令和4年7月8日, (<https://www.mhlw.go.jp/content/11900000/000962287.pdf>))
- 厚生労働省 (2022b) 「第49回労働政策審議会雇用環境・均等分科会 議事録」(令和4年6月17日) (<https://www.mhlw.go.jp/content/11909500/000964557.pdf>)
- 小松恭子 (2021) 「日本女性のスキル活用と男女賃金格差—piaacを用いた日・韓・英・ノルウェー比較」『生活社会科学研究』, 27, pp.41-57.
- 小池和男 (1991) 『仕事の経済学』東洋経済新報社.
- 鈴木恭子 (2018) 「労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響: Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析」『日本労働研究雑誌』, 698, pp.73-89.
- 濱口桂一郎 (2015) 『働く女子の運命』文藝春秋.
- 中田喜文 (1997) 「日本における男女賃金格差の要因分析-同一職種に就く男女労働者間に賃金格差は存在するか?-」『雇用慣行の変化と女性労働』
- ホーン川嶋瑤子 (1985) 『女子労働と労働市場構造の分析』日本経済評論社.
- 山口一男 (2008) 「男女の賃金格差解消への道筋—統計的差別の経済的不合理の理論的・実証的根拠」『日本労働研究雑誌』, 574, pp.40-68.
- 山口一男 (2017) 『働き方の男女不平等: 理論と実証分析』日本経済新聞出版社.

How Are Skills Valued in the Labor Market and Related to Gender Inequality? - A Comparison of Labor Market Structure in Terms of Gender, Education, Skills, and Occupation.

SUZUKI Kyoko

To what extent is an investment in skills effective in reducing the gender wage gap in Japan? Recent studies have shown that diverse factors such as occupation and skills contribute to the gender wage gap. In this paper, I estimate the relative size of the impact of gender, credentials, skills, and occupation on wages, considering different pathways, and compare the structure of the labor market in the U.K. and Japan. I distinguish between credentials and skills and focus on the functions of these factors in the labor market. The data used in the study are the Programme for the International Assessment of Adult Competencies (PIAAC) by OECD, and the moderated mediation model is employed. The results are presented as follows: first, occupation has a strong relationship with wages in the U.K., whereas gender has a strong direct effect on wages in Japan. Gender also has a significant effect on wages through human capital and occupation in Japan; second, in the U.K., having an occupation requiring high skills reduces the gender wage gap, while no such effects can be observed in Japan; third, in Japan, having high skills increases the probability of attaining an occupation requiring high skills and increasing wages, specifically if it is accompanied with university degrees. However, without university degrees, having high skills has little effect on occupational attainment and no effect on wages. This indicates that the skills are not properly evaluated and linked to occupation and wages in the Japanese labor market, which suggests that investment in human capital may have a limited effect on improving wages. Institutional reform of the labor market such as enhancing the linkage between skills and wages is essential to reduce the gender wage gap in Japan.

Keyword: gender, skills, wage gap, human resources, labor market

特集Ⅲ：国際的な視点から見たジェンダー研究の展開（その2）

高学歴女性の出生に関する国際比較分析： 両性合計出生率によるジェンダー公平仮説の検証

福 田 節 也

ジェンダー役割の変容が出生に与える影響は、近年における学界・政策立案の中心的なテーマのひとつであり、先進国のみならず途上国からも高い関心が寄せられている。人口減少過程に入った日本においては、政策的に極めて重要なテーマであるが、科学的なエビデンスは十分とは言えない。今日多くの先進・新興諸国で女性の大学進学率（あるいはその伸び率）が男性を上回るようになり、成年人口における学歴構成の変化が、ジェンダー役割に変容をもたらすと共に、パートナー選択や出生にも新たな行動パターンをもたらす可能性が指摘されている。本論文では、ジェンダーの公平性と出生に関する理論であるジェンダー公平理論とジェンダー均衡理論についてレビューを行い、それぞれの理論に対応する2つの仮説からなる「ジェンダー公平仮説」を導出した。さらに、実証においてはSchoen（1985）が提示した出生指標である両性合計出生率 $TFR2$ を用いて、高学歴女性の出生率の期間変動に関する分析を行った。高学歴女性の出生率の期間変動は、女性の高学歴化に起因する結婚難による影響（=birth squeeze）を受けているが、この点について着目した研究は少ない。 $TFR2$ は birth squeeze による影響を補正した合計出生率であることから、高学歴女性の行動変化を基調とした出生力変動を示すことができる。本研究では、日本、ポルトガル、アメリカ、フランスのセンサス個票データを用いて、1980年から2010年までの4時点における $TFR2$ を計算し、その期間変動がジェンダー公平仮説と整合的であるのか分析を行った。分析の結果、2010年時点の $TFR2$ を比較すると、ジェンダー公平が進んでいる国ほど高学歴女性の出生率が高いとする仮説1が支持され、ジェンダー公平理論と整合的な結果を得た。また、各国における $TFR2$ の動きは、ジェンダー公平の改善に伴い、高学歴女性の $TFR2$ が上昇するとする仮説2を支持し、ジェンダー均衡理論と整合的であった。西欧諸国のみならず、わが国においても、ジェンダー公平の改善と高学歴女性の出生が正の関連を持つ可能性があるとの分析結果は、今後のわが国の政策を考える上で重要な知見であるといえる。

キーワード：ジェンダー、出生、学歴、両性合計出生率、両性出生モデル、センサスデータ

1. はじめに

ジェンダーの変化が出生に与える影響は、近年における学界・政策立案の中心的なテーマのひとつであり、先進国のみならず途上国からも高い関心が寄せられている。人口減少過程に入った日本においては、政策的に極めて重要なテーマであるが、科学的なエビデンスは十分とは言えない。今日多くの先進・新興諸国で女性の大学進学率（あるいはその伸

び率)が男性を上回るようになり、成年人口における学歴構成の変化が、ジェンダーに変容をもたらすと共に、パートナー選択や出生にも新たな行動パターンをもたらす可能性が指摘されている (Van Bavel 2012)。

本論文では、ジェンダーの公平性 (gender equity) と出生に関する理論であるジェンダー公平理論 (McDonald 2000) とジェンダー均衡理論 (Esping-Andersen and Billari 2015; Goldin 2006; Goldscheider et al. 2015) についてレビューを行う。さらに、実証においては Schoen (1985) が提示した出生指標である両性合計出生率 (Two-sex Total Fertility Rate, *TFR2*) を用いて、高学歴女性の出生率の期間変動に関する分析を行う。高学歴女性の出生率の期間変動は、女性の高学歴化に起因する結婚難による影響 (=birth squeeze) を受けているが、この点について着目した研究は少ない。後述するように、*TFR2* は birth squeeze による影響を補正した合計出生率として解釈できることから、高学歴女性の行動変化を基調とした出生力変動を示すことができる。本研究では、日本、ポルトガル、アメリカ、フランスのセンサス個票データを用いて1980年から2010年までの4時点における *TFR2* を計算し、その水準や期間変動がジェンダー公平理論やジェンダー均衡理論から導かれる仮説と整合的であるかについて検証を行う¹⁾。

2. ジェンダー公平理論とジェンダー均衡理論

多くの先進工業国において、女性の高学歴化が進み、女性の労働市場における地位が男性に追いつきつつある中、労働領域と家庭領域の双方において高いジェンダーの公平性を達成することは、重要な政策目標となりつつある。このことは、個人が直面するワーク・ファミリー・コンフリクトを軽減し、人々の Well-being を向上させると共に、世帯における収入の安定を図り、出生力を維持・上昇させる上で重要であると考えられる。とりわけ、人口減少過程に入ったわが国においては、女性就業を促進しつつも、希望子ども数の達成を通じて出生率を維持・上昇させていくことが喫緊の課題であり、ジェンダーと出生に関する理論的・実証的研究の重要性が増している。以下では、ジェンダーの公平性と出生に関する理論であるジェンダー公平理論とジェンダー均衡理論について整理し、実証分析のための仮説を提示する。

出生力理論にジェンダー公平の概念を取り入れた初期の研究として McDonald (2000) が挙げられる。McDonald (2000) は、国別の出生力の違いを説明する要因として、教育や就業におけるジェンダーの公平性と、家族や社会制度におけるジェンダーの公平性とのギャップを挙げている。出生力が *TFR1.5* を下回る水準にまで低下している国においては、教育や労働におけるジェンダーの公平性が比較的高いのに対し、家族領域においてはジェンダーの公平性が低い場合が多い。このような社会では、女性の人的資本が高まり、女性

1) 本研究は、日本学術振興会・国際共同研究加速基金 (国際共同研究強化 (A)) 「両性出生モデルを用いた学歴別出生力の分析: センサスデータによる大規模国際比較」 (研究代表者: 福田節也, 研究課題番号 18KK0374) による成果の一部である。

は男性と同じようなキャリアを追求することができるようになった反面、家庭においては規範や制度的な要因により、依然として男性よりも多くの役割を担わなくてはならない。そのため、職業キャリアの達成を重視する女性は、結婚や出生を抑制することで家族生活における負担を回避する傾向にある。一方で、出生力が比較的高い国々（典型的には北欧諸国）においては、教育や労働におけるジェンダーの公平性が高く、女性の社会進出が進んでいるが、女性の高い人的資本投資が家族形成の妨げとならないよう、公的保育や税・給付による子育て世帯への所得移転、育児休業制度等の家族政策が充実している。そのため、女性はキャリアの追求と家族形成を両立することが可能であり、妻や母親となっても比較的高いジェンダーの公平性が担保されている。したがって、教育・労働領域と家族領域の双方におけるジェンダー公平のギャップが小さい国々では出生力が比較的高い傾向にある。

McDonald (2000) の理論は、国別の出生力の違いを説明することを目的に提示されている。この理論においては、ジェンダーの公平性と出生力について、因果推論を行っているのではないため、例えば、ある国で家族領域におけるジェンダーの公平性が上昇した場合に、出生力が上昇するののかについては必ずしも自明ではない。また、出生に直接かわる要因としてジェンダー平等 (gender equality) ではなくジェンダー公平 (gender equity) が挙げられている点にも特徴がある。McDonald (2013) の解説によれば、ジェンダー平等とは教育、就業、賃金、政治参加、健康等の領域における男女の成果 (output) を比較することによって測定されるものであり、比較的単純な概念である。一方で、ジェンダー公平は、より繊細な概念であり、男女で異なる結果をもたらすため、その測定にやや問題を含む概念である。具体的には、ジェンダー公平とは、ある社会における文化・制度的なジェンダー状況において男女に与えられている機会とそれに対するカップル、とりわけ女性の公平性 (fairness) についての認識を意味する。McDonald (2013) は、両者のうち出生力に直接かわる概念として重要なのはジェンダー公平であることを強調している。例えば、ジェンダー平等とジェンダー公平の違いを説明する例として、オランダとオーストラリアにおける女性就業が挙げられている (McDonald 2013)。両国においては、母親の多くがパートタイムで働いており、父親はほとんどがフルタイムで働いているため、就業時間に関してジェンダー平等とは言えない。しかし、両国では就業におけるジェンダーの公平性は高く、出生率も比較的高い。なぜならば、両国では就業者が比較的自由に就業時間や就業日数を調整することが可能であり、パート就業であってもキャリアを追求することが可能で、かつ就業に付随する各種の福利厚生 (社会保険料の事業者負担等) についても就業時間に比例して享受することができるためである。そのため、パートかフルタイムかは就業者本人が選べる上、就業時間による待遇面の差がほとんどない。さらに、両国では子育て期の女性はパート就業を望む傾向が強いため、こうした制度は女性が就業と家庭役割の両立を図る上で理に叶っており、かつジェンダー公平な制度であると認識されている。また、両国における高い最低賃金も母親のパートによる就業継続の選好を支える背景要因となっている。McDonald (2000) が提唱したジェンダー公平理論においては、

このように女性たちの選好に合致した社会制度か否かが、社会における出生力の水準と重要な関連を持つことが指摘されている。ただし、実証においてジェンダーの公平性をどのように測定するのかについてはいまだ確定した方法はなく、多くの場合において、便宜的にジェンダー平等に関する指標が用いられているのが実情である (Esping-Andersen and Billari 2015)²⁾。

McDonald のジェンダー公平理論を一步進めて、一国における出生力の変動とジェンダーとの関係について説明を試みたのがジェンダー均衡理論である³⁾ (Esping-Andersen and Billari 2015; Goldin 2006; Goldscheider et al. 2015)。1970年代以降、多くの先進諸国において、高等教育への進学率が男女で逆転し、女性の方が男性よりも高い教育を受けるようになった (Esteve et al. 2016; Van Bavel 2012)。高等教育への進学における男女差の逆転は、労働参加率や賃金率における男女差の縮小として顕在化することとなった (Goldin 2006; Mandel and Semyonov 2014)。また、高等教育への進学や就業が女性の標準的なライフコースとなるにつれて、ジェンダーや家庭生活における性別役割分業に対する態度もより平等的なものへと変化していった (Goldin 2006)。このような一連のジェンダー関係の変容を「ジェンダー革命」という (文献により「女性革命 (female revolution)」や「静かなる革命 (quiet revolution)」とも言われる)。

近年新たに観察されるようになった一連の家族形成における変化は、「男性稼ぎ手—女性家庭役割」(male-breadwinner, female-homemaker) を特徴とするカップル形態からジェンダー平等的な共働き (gender-egalitarian, dual-earner) を特徴とするカップル形態へと社会の均衡 (equilibrium) がシフトしていく過程を反映している (Esping-Andersen and Billari 2015)。先進国における出生力の水準については、ジェンダー革命の進展とともにU字型の変化を辿ると説明されている。ジェンダー革命の初期においては、伝統的な性別役割分業に基づくカップル形態が常態であり、安定した婚姻関係の下、高い出生率が観察される。その後、ジェンダー革命が進展するものの、社会がまだ対応できていない状態においては、女性の社会経済的地位の向上が結婚や婚姻関係の安定にネガティブに作用するため、出生率は低下する。しかし、ジェンダー革命が成熟段階に入ると、就業や家庭生活におけるジェンダー平等主義が支配的な規範となるため (注：社会における諸制度もそれに準じたものとなっている前提)、共働きや平等な家事・育児分担に基づく役割分業の下、再び婚姻やカップル関係が安定し、出生率が上昇する。このように、ジェンダー均衡理論においては、ひとつの社会において規範となるカップルの役割分業の形が変わりうることを想定している。新たな規範の出現とそれに対応する社会制度が合わさることで、その社会の規範に準じた生き方をする男女間の関係が安定し、女性の希望出生児数に対する充足率が上昇するため出生率も上昇すると論じられている (Esping-Andersen

2) McDonald (2013) では、ジェンダーの公平性を測る指標の例として、時間当たり賃金の男女差、希望者に対する公的保育の充足率、夫妻の家事・育児時間、出産・育児の機会費用に対する許容度などが挙げられているが、同時にこれらが出生に影響するジェンダー公平指標であるのかについてはさらなる検討が必要であると述べられている。

3) ジェンダー均衡理論は、複数の理論的考察からなる一群の枠組みであり、各研究の詳細は若干異なるが、ここではその要約を述べる。

and Billari 2015).

Goldscheider et al. (2015) においても同様の議論が展開されているが、ここではジェンダー革命を、出生率の低下を伴う第1段階と出生率の上昇を伴う第2段階に分けて議論している。第1段階の開始は、女性の高等教育への進学率や労働参加率の劇的な上昇であり、第2段階の開始は、男性の家庭領域における関与の上昇によって定義されている。この二つの段階は、それぞれ McDonald のジェンダー公平理論における教育・労働領域と家族領域におけるジェンダー公平に対応している点は興味深い。ただし、McDonald (2000, 2013) は家族領域におけるジェンダーの公平性について、(税・社会保障を含む広義の) 家族政策の役割を強調しているが、Goldscheider et al. (2015) では男性の家庭役割への関与をより直接的な要素として試みているという点で違いがある⁴⁾。Goldscheider et al. (2015) によれば、多くの国において男性の家庭領域への関与は始まったばかりであるが、アメリカにおいては共働きの父親の子育て時間はカップルの合計子育て時間の40%を超えており、20年間で5時間増加している (Bond et al. 1998; Yeung et al. 2001)。また、ヨーロッパを対象とした研究においては、若い世代の教育水準の高い父親において家事・育児時間の増加が顕著である (Sullivan, Billari and Altinas 2014)。一方で、育児に比べて家事に対する男性の関与の度合いは未だに低いとの知見もある (Bonke & Esping-Andersen 2008)。いずれにせよ、男性の家庭領域における関与については、進行中かつ向上の余地があるため、より平等な男女関係をベースとした新たな均衡が見出されるのではないかとの予測が提示されている (Goldscheider et al. 2015)。

先進諸国におけるジェンダーの変容は、一国全体の出生率の変動に関係するのみならず、従来観察されてきた出生やその他の家族行動における社会経済的差異を弱めるもしくは逆転させるという形で表出する点に大きな特徴がある。例えば、結婚については、従来、学歴が高い女性ほど晩婚であり、生涯未婚率も高いという傾向がみられた。しかし、今日多くの先進諸国において、学歴が高い女性は晩婚であるが、必ずしも生涯未婚率は高くない。むしろ一部の国では学歴が高い女性ほど婚姻率が高いという傾向に変化している (オーストラリア・ニュージーランド: Heard 2011, ヨーロッパ諸国: Goldscheider et al. 2001, アメリカ: Goldstein & Kenney, 2001; Schoen & Cheng, 2006; Torr, 2011, 東アジア: Cheng, 2014; Park & Lee, 2017; Zhou et al. 2017)。日本においても2005年以降、大学卒・短大卒の女性の婚姻率が高校卒の女性の婚姻率を上回るようになったことが示されている (Fukuda et al. 2020)。このような変化は、ジェンダー革命のプロセスにおいて、稼働能力の高い女性が結婚市場において高く評価されるようになったためであると解釈することができる⁵⁾ (Goldscheider et al. 2015)。

4) その他に挙げられる違いとして、Goldscheider et al. (2015) においては、ジェンダー平等とジェンダー公平についての区別はされておらず、ジェンダー平等 (gender equality) の語を用いて議論が展開されている。一方、Esping-Andersen & Billari (2015) においては、ジェンダー公平の方がジェンダー平等よりも出生との関連性が高いとしているが、両者の高い相関を前提としてジェンダー平等主義 (gender-egalitarianism) の語を使用している。

5) Fukuda et al. (2020) は、グローバル化により雇用の非正規化が進んだことで、男性の経済的地位が低下したことも一因として挙げている。

出生については、タイミングに加えて、パリティ（出生児数）の要素があるため、結婚よりもプロセスが複雑である（Goldscheider et al. 2015）。そのためまだ知見は限られているが、北欧諸国（フィンランドを除く）では女性の学歴別の無子割合について、コーホート間で逆転する傾向がみられる。Jalovaara et al. (2019)によると、1940-60年代出生コーホートまでは学歴が高い女性において無子割合が最も高かったが、1960年代後半もしくは1970年代初めの出生コーホートでは、学歴が低い女性において無子割合が最も高くなっている。他のヨーロッパ諸国においては、依然として学歴が高い女性において無子割合が高い傾向にあることから（Sobotka et al. 2017）、今のところ無子割合における学歴差の逆転は一部の北欧諸国に限られた現象といえるが、今後理論が予測するようにジェンダー革命の進展とともに他国にも広がっていくのが注目されている。

ジェンダー公平理論、ジェンダー均衡理論ともに、出生やパートナーシップ形成における女性の経済的役割の変化に着目している。また、その際に最も着目されているのが女性の学歴である。学歴は人的資本の代理変数であり、個人の稼得能力を反映している。また、学歴はジェンダー平等主義的な価値観とも正の相関をもっている。そのため、ジェンダー革命の進展により教育・労働領域と家庭領域のジェンダー公平ギャップに最も直接的に影響を受けるのは高学歴女性であるといえる。同時に、家庭領域におけるジェンダー公平の改善により最も恩恵を受けるのも、稼得能力が高く、ジェンダー平等意識の高い女性、つまり高学歴女性である。そのため、ジェンダー均衡理論が想定するような出生力の変動を牽引するのは高学歴女性の出生行動であると目されている（Esping-Andersen and Billari 2015）。同様の理由により、McDonald (2013)は、高学歴女性の出生力水準の国際比較を通じてジェンダー公平理論の検証が可能であることを指摘している（McDonald 2013, p. 989）。本研究においては、上記のジェンダー公平理論並びにジェンダー均衡理論から導かれる仮説を「ジェンダー公平仮説」として、以下のように整理する。

仮説1：ジェンダーの公平性が高い国ほど高学歴女性の出生率が高い

仮説2：ジェンダーの公平性の改善に伴い、高学歴女性の出生率は上昇する

以下では、高学歴女性の期間出生率の国際比較及び時系列変動に関する分析を行い、これらの仮説について検証を行う。次節では、分析を行うための方法論上の課題について述べる。

3. 女性の高学歴化と高学歴女性の出生：構造要因と行動要因

1970年以降、多くの先進・新興諸国において、女性の高学歴化が男性よりも早いペースで進みつつある（Van Bavel 2012; Esteve et al. 2016）。2010年の時点の欧米諸国ではスイスを除き、すべての国で男性よりも女性の方が高等教育卒業者の割合が高くなっている（Van Bavel 2012）。女性の高学歴化が男性よりも早いペースで進む場合、結婚市場にお

ける男女の学歴構成に変化が生じる。このような変化は、ジェンダーに変容をもたらし、人々の出生行動に影響を与えるのみならず、人口学的には高学歴女性が配偶者と出会うチャンスに影響を与えることで出生率に影響を与えている。

男女の婚姻率は潜在的な結婚相手に出会う機会の多さと配偶者に対する個人の選好に依存している (Kalmijn 1998)。古典的な結婚難の理論では、結婚難の度合いは性比によって測られる。結婚可能な異性が少なくなれば結婚の機会は減少し、これが多くなれば結婚の機会が上昇する。配偶者に対する選好は個人によって異なるが、伝統的な性別役割分業が仮定される社会においては、一般に女性は自分と同等かそれよりも高い社会経済的地位の男性との結婚を望む傾向がある。これを女性の同類婚・上方婚志向という。学歴に関しても同様に、高学歴女性が自分と同等の学歴の男性との結婚(学歴同類婚)を望むと仮定すると、高学歴女性の急速な増加は、高学歴男性との出会いのチャンスを相対的に少なくする方向に働くため、婚姻率を低下させる方向に働く。Raymo and Iwasawa (2005) は、日本のデータを用いて1980-1995年における大卒女性の婚姻率の低下のおよそ3割前後が結婚難、すなわち潜在的な結婚相手(大卒男性)が相対的に減少したことによって説明されることを示している。Schoen (1985) は、このような結婚難による出生抑制効果を birth squeeze と呼んでいる。ここでは婚姻によるパートナーシップを例としたが、欧米においては同棲や同棲パートナーとの婚外出生が増加していることから、結婚難の概念は結婚に限らずパートナー形成(mating)全般に適用し得るものであるといえる (Van Bavel 2012)。

女性の同類婚・上方婚志向を前提とした場合、高学歴女性における birth squeeze は、高学歴女性の同類婚における出生力を低下させうる人口構造的要因であるといえる。したがって、ジェンダー革命の第1段階における高学歴女性の期間出生力の低下は、必ずしも理論が仮定するような「ジェンダー伝統的な結婚からの高学歴女性の逃避」によるものばかりではなく、女性の高学歴化に起因する birth squeeze による非意図的なケースも含まれていることが想定される。

一方で、高等教育への進学において女性が男性を上回り、女性の経済的地位が高くなると、結婚相手の学歴や稼得能力は従来ほど重要な要件ではなくなる可能性もある (Van Bavel et al. 2018 for review)。女性の方が男性よりも高等教育を受けている国々においては、すでに女性の学歴上方婚よりも女性の学歴下方婚の方が多く観察されるようになってきている (Esteve et al. 2016; Grow & Van Bavel 2015)。高学歴化のさらなる進展により高学歴女性の結婚行動が「結婚難による未婚化」から「学歴下方婚の増加」へと転ずるのであれば、高学歴女性の出生率も上昇に転じる可能性がある。実際に、日本においても、大卒女性の学歴下方婚が、女性の高学歴化による構造変化のみでは説明できないペースで進みつつあることが指摘されており (Fujihara & Uchikoshi 2019; Fukuda et al. 2020; Fukuda et al. 2021)、その出生率への影響を解明することはわが国の出生率の動向を占う上で重要なテーマとなりつつある。

ジェンダー革命の第2段階における出生率の上昇メカニズムには、このような「結婚難

による未婚化」から「学歴下方婚の増加」へのシフトによる婚姻率（同棲も含む）の上昇が関与している可能性がある。また、理論においては、よりジェンダー平等的な社会への移行を通じて高学歴女性の出生率、具体的には高学歴同類婚ペアと高学歴女性の学歴下方婚ペアの出生率の両方もしくはいずれか、が上昇することが想定される。しかし、ここにおいても男女の高学歴化のペースの違いによって、その出生率の変動は birth squeeze による人口構造的な影響を受けることとなる。具体的には、女性の高学歴化が男性よりも早いペースで進んでいる場合には、高学歴同類婚ペアにおける期間出生率は birth squeeze によって下方に押し下げられる力が働く。高学歴女性の学歴下方婚ペアにおいても同様の影響がみられるものと思われるが、birth squeeze の影響の大きさは、高学歴女性の数と高等教育を受けていない男性の数の比率により決まる。また逆に、ジェンダー革命の第2段階における出生率の上昇には、女性の高学歴化のペースが落ち着き、結婚市場における学歴構成割合の変化がないこと、すなわち birth squeeze による追加的な負の影響が作用しないことが関係している可能性もある⁶⁾。

ジェンダー均衡理論およびジェンダー公平理論においては、出生力の指標についてそれが期間指標であるかコーホート指標であるかについて明確な区別は行われていない⁷⁾。しかしそれがいずれの指標であるとしても、上記で述べたような人口構造要因による影響は想定されておらず、理論において想定している出生率の変動はすべて女性の行動変化による影響のみが仮定されている。先行研究において、この点について言及している研究は皆無であるが、birth squeeze による出生率の歪みを修正した上で分析を行うことで、男女の学歴構成比が異なる国や時点間でジェンダー公平仮説の検証をより精緻に行うことが可能となる。本研究では、Schoen (1985) が提示した両性出生モデルを用いることによって、高学歴女性の期間出生率を学歴ペアごとに分解し、各ペアにおける期間出生率の変化について、birth squeeze の大きさを検証するとともに、birth squeeze による影響を補正した両性合計出生率を計算し、ジェンダー公平仮説の検証を行う。

4. 両性出生モデルによる期間合計出生率と birth squeeze 指標の算出

高学歴女性の出生率の変動は、結婚（パートナーシップ形成）可能な男性の数の変化による影響を受けている。出生は男女双方による同時決定行動であるが、通常の女性の年齢別人口を用いた出生率においては、期間率、コーホート率ともに、男性人口の質的・量的情報が明示的に反映されておらず、男女の人口構造の違いに起因するミスマッチ、すなわち birth squeeze による影響を排除することができない。この問題に対処するため、Schoen (1985) は、結婚の分析に用いる調和平均両性モデル (harmonic mean two-sex

6) birth squeeze は結婚難による出生抑制を想定しているため、すでに結婚しているカップルの出生力（特に、高順位出生率）が高い（または上昇する）場合には、仮に birth squeeze が強く作用している男女の組み合わせであっても出生率は高くなる（上昇する）ため、birth squeeze の変化が必ずしも期間出生率の変化にダイレクトに同調するわけではない点に留意する必要がある。

7) 期間指標については出生タイミングの変化、いわゆるテンポ効果 (tempo effect) による影響を受けるため、その解釈には注意が必要である (McDonald 2013)。

model) を出生に拡張することを提案している。この方法により、birth squeeze の大きさを測る指標である birth squeeze 指標ならびに birth squeeze の影響を排除した合計出生率である両性合計出生率 ($TFR2$) の算出が可能となる。以下に Schoen (1985) を引用しつつ、その方法について述べる。

学歴 i の x 歳男性と学歴 j の y 歳女性から生じた出生についての出生率は、男性人口をベースとする率では式(1)、女性人口をベースとする率では式(2)として表される。

$$F^m(xi, yj) = \frac{B(xi, yj)}{P^m(xi)} \quad (1)$$

$$F^f(xi, yj) = \frac{B(xi, yj)}{P^f(yj)} \quad (2)$$

$P^m(xi)$ は学歴 i , x 歳の男性人口, $P^f(yj)$ は学歴 j , y 歳の女性人口を表しており, $B(xi, yj)$ は学歴 i , x 歳の男性と学歴 j , y 歳の女性から生じた年間出生数を表している。

この時, 連続時間を仮定したモデルにおいて, $B(xi, yj)$ を男女の誕生日年齢 (exact age) ベースに置き換えて $\beta(xi, yj)$ と表す。年間を通じて $\beta(xi, yj)$ の出生ペースが一定であるとすると, 連続時間における $\beta(x, y)$ の瞬間的な変化は以下の式によって表される。

$$d\beta(xi, yj) = \frac{\partial\beta(xi, yj)}{\partial l_{xi}^m} \Delta l_{xi}^m + \frac{\partial\beta(xi, yj)}{\partial l_{yj}^f} \Delta l_{yj}^f \quad (3)$$

l_{xi}^m は学歴 i , 誕生日年齢 x 歳の男性の数を, l_{yj}^f は学歴 j , 誕生日年齢 y 歳の女性の数を意味する。この式では, 学歴 i , 年齢 x の男性と学歴 j , 年齢 y の女性との間に生じる瞬間出生率が年間を通して男女で一定であるとすると, $\beta(xi, yj)$ の瞬間的な変化量は l_{xi}^m および l_{yj}^f の変化量のみ依存することがわかる。

ここで, 学歴 i , 年齢 x の男性と学歴 j , 年齢 y の女性のカップル数の瞬間的な変化量を $\Delta\lambda(xi, yj)$ とすると, $\Delta\lambda(xi, yj)$ は以下の式で表すことができる。

$$\Delta\lambda(xi, yj) = \Delta l_{xi}^m = \Delta l_{yj}^f \quad (4)$$

式(4)を式(3)に代入すると, 式(3)は以下のように変換することができる。

$$\frac{d\beta(xi, yj)}{d\lambda(xi, yj)} = \frac{\partial\beta(xi, yj)}{\partial l_{xi}^m} + \frac{\partial\beta(xi, yj)}{\partial l_{yj}^f} \quad (5)$$

式(5)においては, 左辺は学歴 i , 年齢 x の男性と学歴 j , 年齢 y の女性からなるカップル数の変化量あたりの出生数の変化量を意味しており, この値はすなわちこのカップルにおける fertility magnitude として解釈できる。一方, 式(5)の右辺は, 学歴 i , 年齢 x の男性と学歴 j , 年齢 y の女性との間に生じた出生の「男性人口をベースとした瞬間出生力 (force of fertility)」と同じ出生に対する「女性人口をベースとした瞬間出生力」の和を

表している。この式で重要なことは、右辺で表される男女の瞬間出生力は、それぞれ異性の学歴・年齢構造による影響を受けるのに対し、その和である左辺の fertility magnitude はこのような人口構造による影響を受けないということである。

ここで、瞬間出生力が離散的な occurrence-exposure 率で近似できるという人口学における伝統的な仮定を置くと、式(5)は以下に変換することができる。

$$J(xi, yj) = F^m(xi, yj) + F^f(xi, yj) \quad (6)$$

$J(xi, yj)$ は離散的な年齢モデルにおける fertility magnitude を表している。右辺は式(1)と(2)より、それぞれ実際のデータより作成可能である。男性率(式(1))と女性率(式(2))を使った合計出生率 TFR の計算はそれぞれ以下により表すことができる。

$$TFR_{ij}^m = \sum_x \sum_y F^m(xi, yj) \quad (7)$$

$$TFR_{ij}^f = \sum_x \sum_y F^f(xi, yj) \quad (8)$$

式(5)に明らかなように、fertility magnitude は男性率と女性率の和である。 TFR_{ij}^m と TFR_{ij}^f の和は、以下の式により fertility magnitude の和として表すことができる。

$$TFR_{ij}^m + TFR_{ij}^f = \sum_x \sum_y [F^m(xi, yj) + F^f(xi, yj)] = \sum_x \sum_y J(xi, yj) \quad (9)$$

最後に、以下の式によって、学歴 i の男性と学歴 j の女性のペアにおける両性合計出生率 $TFR2_{ij}$ を定義することができる。

$$TFR2_{ij} = \frac{1}{2} (TFR_{ij}^m + TFR_{ij}^f) = \frac{1}{2} \sum_x \sum_y J(xi, yj) \quad (10)$$

以上をまとめると、男女の学歴・年齢組み合わせ別出生率 $F^m(xi, yj)$ と $F^f(xi, yj)$ は、それぞれ異性の学歴・年齢構造の違いによる影響を受けるが、その和である fertility magnitude は異性の人口構造による影響を受けない(式(5))。ある学歴ペアの両性合計出生率 $TFR2_{ij}$ は、そのペアから生じた出生に対する女性人口をベースとした合計出生率 TFR_{ij}^f と男性人口をベースとした合計出生率 TFR_{ij}^m の平均として表すことができる(式(10))。 $TFR2_{ij}$ は fertility magnitude の和として計算することができる(式(9))、「年齢、学歴別人口構成に性比の不均衡がなかった場合に達成される合計出生率」を表している。 $TFR2_{ij}$ の水準や変化は、人口構成による影響(birth squeeze)を取り除いた「行動ベースの」合計出生率として解釈することができる。また、大学卒女性について、学歴同類婚と学歴下方婚の組み合わせにおける $TFR2_{ij}$ を足し上げることで、大卒女性全体の両性合計出生率 $TFR2_j$ を得た。

次に、同様に Schoen (1985) から引用しつつ、両性出生モデルから導かれる birth

squeeze 指標について述べる。上記で定義した $TFR2_{ij}$, TFR_{ij}^m , TFR_{ij}^f は、人口ピラミッドが長方形である場合、すなわちある男女の学歴組み合わせにおいて、全年齢において男女別人口が同じである場合に一致するという特徴を持つ。このような長方形人口 (rectangular population) においては、男女の年齢組み合わせにおいて不均衡が発生しないため、birth squeeze が発生しない。そのため、 TFR_{ij}^m と TFR_{ij}^f が一致する。ここで仮に男性の w 歳において人口を人為的に追加すると、 w 歳の男性と各歳女性とのマッチングに不均衡が発生し、その不均衡は $F^m(w, y)$ と $F^f(w, y)$ に反映されることとなる。具体的には、 w 歳の男性は分母人口が増加するため、 $F^m(w, y)$ が低下する。一方で、 y 歳女性の分母人口は不変であるが、従来よりも w 歳の男性とマッチングすることが容易となるため、このペアからの出生数が増加して $F^f(w, y)$ は上昇する⁸⁾。その結果、 TFR_{ij}^m は低下するが TFR_{ij}^f は上昇する。この時、 w 歳男性人口の追加前後で、fertility magnitude (=男性率と女性率の和) には変化がなかったとすると、両者の平均である $TFR2_{ij}$ も不変である。つまり、 TFR_{ij}^m の低下分と TFR_{ij}^f の上昇分の値は等しくなる (Schoen 1985, Table 1)。そのため、以下の式(11)によって、 $TFR2_{ij}$ に対する TFR_{ij}^m と TFR_{ij}^f の差の割合を birth squeeze の程度を表す指標とみなすことができる。

$$U_{ij} = \frac{TFR_{ij}^m - TFR_{ij}^f}{TFR2_{ij}} \quad (11)$$

式(11)から明らかなように、 TFR_{ij}^m と TFR_{ij}^f が同じであれば U_{ij} は 0 である。 TFR_{ij}^m が TFR_{ij}^f よりも大きい場合に $U_{ij} > 0$ となり、当該学歴組み合わせにおいて、女性が男性よりも相対的に多いことを意味しており、女性の出生率に birth squeeze が発生している。逆に、 TFR_{ij}^f が TFR_{ij}^m よりも大きい場合は $U_{ij} < 0$ となり、当該学歴組み合わせでは男性が女性よりも相対的に多いため、男性の出生率に birth squeeze が発生していることを意味する。そして U_{ij} がプラスやマイナス方向に大きいほど当該学歴組み合わせにおける性比の不均衡が大きく、男性率や女性率が、学歴・人口構成による影響を取り除いた「行動ベースの」出生力である fertility magnitude から大きく乖離していることを意味する。

以上が、Schoen (1985) の両性出生モデルにおける両性合計出生率 $TFR2_{ij}$ と birth squeeze 指標 U_{ij} の計算方法及び考え方である。本研究においては、高学歴女性の合計出生率に着目するため、学歴については男女ともに大学卒業 (university completed) か否かの 2 区分とした。その上で、大学卒女性と大学卒男性 (学歴同類婚)、大学卒女性と大学非卒業男性 (学歴下方婚) の組み合わせについて $TFR2_{ij}$ ならびに U_{ij} を得た。大卒女性全体の Birth squeeze 指標 U_j については、以下の式により計算した。

$$U_j = \frac{\sum_i (TFR_{ij}^m - TFR_{ij}^f)}{\sum_i TFR2_{ij}} \quad (12)$$

8) w 歳男性の追加による出生数の増加によって、男性率 $F^m(w, y)$ の分子である出生数も増加するが、 w 歳男性追加後の男性率が元の男性率である $F^m(w, y)$ を超えることはないため、相対的に分母人口が過大である性の出生率はこれが過少である性の出生率よりも常に低くなる。

5. データ

両性合計出生率の算出には、分母として性、年齢、学歴別人口、分子として父親と母親の年齢・学歴組み合わせ別出生数が必要となる。本研究では、日本、ポルトガル、アメリカ、フランスの4カ国のセンサス個票データに同居児法 (own-child method) (Cho et al. 1986) を適用し、これらの情報を得た⁹⁾。具体的には、これらのセンサス個票データから、まず分母データである性、年齢、学歴別人口を得た。さらに、0歳児がいる世帯を限定し、世帯内における続き柄情報を用いて新生児の父母を特定し、その父母の年齢及び学歴の情報をもとに、父母の年齢・学歴組み合わせ別出生数を算出した。これらの分母・分子情報をもとに、男女の双方の分母人口をベースとして学歴 (大卒/非大卒の2区分) ・年齢 (5歳階級) 組み合わせ別期間出生率を計算した。女性は15-49歳、男性は15-59歳までを再生産年齢とし、これより若いもしくは年長における出生はそれぞれ再生産年齢の上限・

表1 各国データにおける欠損値の割合 (%) : 性、年齢、学歴のいずれかについて

分子 (出生) における欠損割合 (%)		1980	1990	2000	2010
母親の情報	日本	0.3	1.3	2.1	9.7
	ポルトガル	0.3	0.3	0.9	0.5
	アメリカ	2.3	1.5	2.4	3.1
	フランス	0.3	0.2	0.8	0.9
父親の情報	日本	1.3	2.4	3.9	12.2
	ポルトガル	4.2	5.5	7.0	12.9
	アメリカ	15.6	18.0	19.6	25.5
	フランス	4.6	7.3	8.7	10.2
分母 (人口) における欠損割合 (%)		1980	1990	2000	2010
男	日本	0.3	1.5	3.8	12.9
	ポルトガル	-	-	-	-
	アメリカ	-	-	-	-
	フランス	3.1	2.8	-	-
女	日本	0.2	1.3	2.8	11.3
	ポルトガル	-	-	-	-
	アメリカ	-	-	-	-
	フランス	3.8	3.2	-	-

注: 「-」は欠損値なしを意味する。各国データの年次については、日本とアメリカについては表中の通り。フランスは1982年、1990年、1999年、2011年、ポルトガルは1981年、1991年、2001年、2011年。以後の図表においても同様。

9) 日本の国勢調査の個票データについては、総務省に統計法第33条に基づく二次利用申請を行い入手した。アメリカ、ポルトガル、フランスのセンサス個票データについては、ミネソタ大学が運営する IPUMS International (<https://international.ipums.org/international/index.shtml>) への利用申請を行い入手した。

下限年齢における出生として処理した。なお、国によっては、年齢や学歴に欠損値が発生しているケースがある。また、シングルペアレントや孤児などのケースでは、新生児と同居していない父母の年齢や学歴の情報を得ることができない。このようなケースについては、国、年次、性別、パートナーの有無、出生の有無、本人もしくはパートナーの年齢（5歳階級）、学歴（初等未満、初等、中等、高等）について同時分布を求め、この分布に従って按分することにより欠損値の補完を行った。各国データにおける分子・分母情報の欠損割合については、表1を参照されたい。

分析にあたり、これらの4カ国を選んだ理由は、①1980年から2010年までの30年間について10年ごとの4時点でデータが得られること、②日本と同等の先進諸国でありながらも、高等教育における男女比やジェンダー状況が異なるため、ジェンダー公平と高学歴女性の出生率との関係を検証するのに都合が良いことが挙げられる。次節では、分析対象の4カ国について、高等教育における性比とジェンダー公平の状況を整理して、仮説の操作化について述べる。

6. 対象国の特徴と仮説の操作化

はじめに、分析対象4カ国の高等教育における性比について確認する。各国における大学卒業者（25～34歳）の性比（＝男性の大卒者数／女性の大卒者数）をデータより計算して、その年次推移を表2に示した。各国とも大卒者の性比が低下していることから、女性の大学卒業者が男性よりも早いペースで増えていることが分かる。フランスとポルトガルでは1990年、アメリカでは2000年より、性比が1を下回り、男性よりも女性の大学卒業者が高くなっている。一方、日本では欧米と比べて大卒者の性比が高いことが大きな特徴である。大卒者の性比は低下傾向にあり、女性大卒者の比率が男性にキャッチアップしつつあるが、直近の2010年においても性比が1を上回っている。前述のように、ここで確認した女性の高学歴化は、birth squeezeにより高学歴女性の出生率を低下させる効果をもたらす。

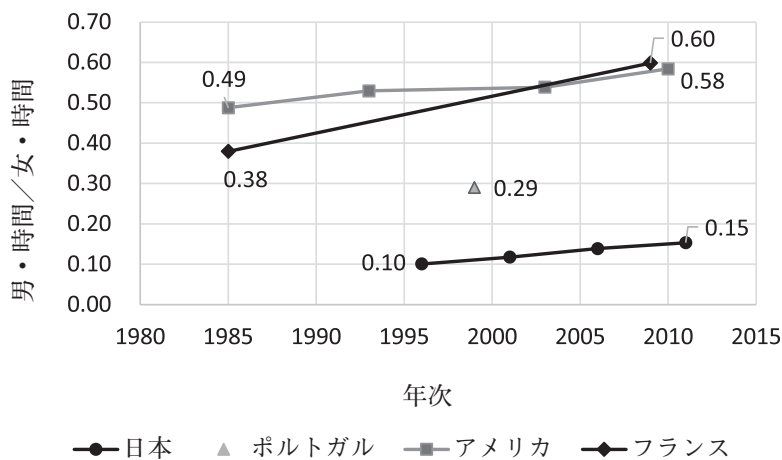
表2 各国における大学卒業者（25～34歳）の性比
（＝男性の大卒者数／女性の大卒者数）

	1980	1990	2000	2010
日本	3.77	2.89	2.12	1.42
ポルトガル	1.22	0.75	0.58	0.58
アメリカ	1.26	1.01	0.89	0.78
フランス	1.11	0.90	0.84	0.77

注：各国データの年次については、表1の注を参照。

次に、各国におけるジェンダー公平の水準について確認する。ジェンダー公平は主観的な概念であり、その測定方法については未だ学術的なコンセンサスが得られていない。そこで本研究では、ジェンダー革命の第2段階においては、家庭領域におけるジェンダー公

平が重要であるとの理論に基づき (Goldscheider et al. 2015), 世帯における無償労働時間の男女比をジェンダーの公平性を表す尺度として用いる¹⁰⁾。図1は、各国における15歳から64歳の男女の無償労働時間の男女比 (=男性の平均時間/女性の平均時間) の推移を表している。各国とも女性の無償労働時間に対する男性の無償労働時間の比率が上昇しており、直近の年次では日本 (2011年) 0.15, ポルトガル (1999年) 0.29, アメリカ (2010年) 0.58, フランス (2009/10年) 0.60となっている。本研究では、この比率が大きい国ほど、男性の家庭における関与が大きい、すなわち家庭領域におけるジェンダーの公平性が高いと仮定する。そのため、仮説1が支持されるならば、高学歴女性の直近年次の $TFR2_j$ は、フランス、アメリカ、ポルトガル、日本の順に高いと予測される。



資料：日本：総務省統計局（各年）生活時間「第1表 曜日、男女、年齢、行動の種類別総平均時間」より筆者作成、ポルトガル：OECD (2021) より引用、アメリカ・フランス：IPUMS Time Use (<https://timeuse.ipums.org/>) より個票データを入手して筆者作成。

図1 世帯における無償労働時間の男女比の推移：
(男性の平均時間/女性の平均時間)

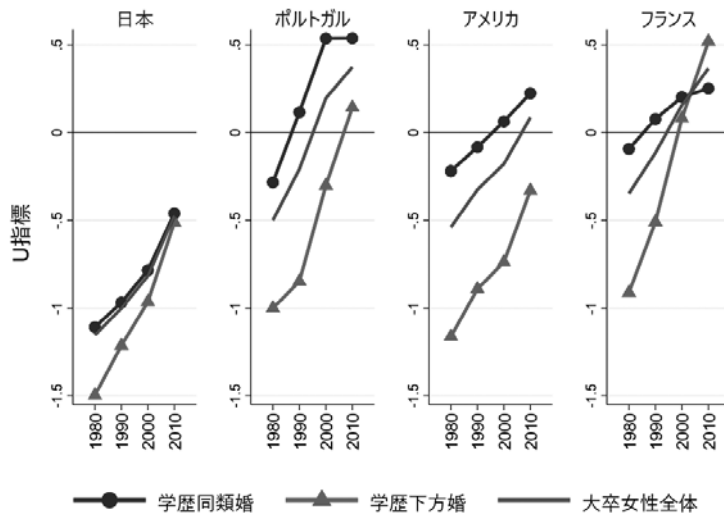
また、各国における無償労働時間の男女比の年次推移についてみると、フランスでは1985年から2009年までに、この比率が22%ポイント上昇しており、同時期にアメリカでは11%ポイント上昇している。日本では1995年から2011年までに約5%ポイントの上昇がみられる。ポルトガルについては、1999年以降の生活時間データを入手することができず、男女の無償労働時間比率の年次変化を知ることができない。そのため、正確な比較は難しいが、無償労働時間の男女比が大きく上昇した国ほど、ジェンダーの公平性が大きく改善したと解釈することができる。仮説2が支持される場合、高学歴女性の $TFR2_j$ の上昇幅は、フランス、アメリカ、日本の順に大きいものと予測される。

10) 無償労働時間には、家事、育児、介護、ボランティア活動に費やされた時間の合計値が用いられている。

分析では、上記4カ国を対象として、両性合計出生率 TFR_{2ij} を計算し、上記で確認した高等教育における性比の水準の違いを統制した上で、大卒女性の出生力の水準と年次推移を描き出し、これらがジェンダー公平仮説と整合的であるのかについて検証を行う。

7. 分析結果

はじめに、各国の大卒女性の学歴同類婚（大学卒女性×大学卒男性）ならびに学歴下方婚（大学卒女性×大学非卒業男性）の組み合わせにおける birth squeeze 指標 U_{ij} の推移について示す（図2）。



注：各国データの年次については、表1の注を参照。

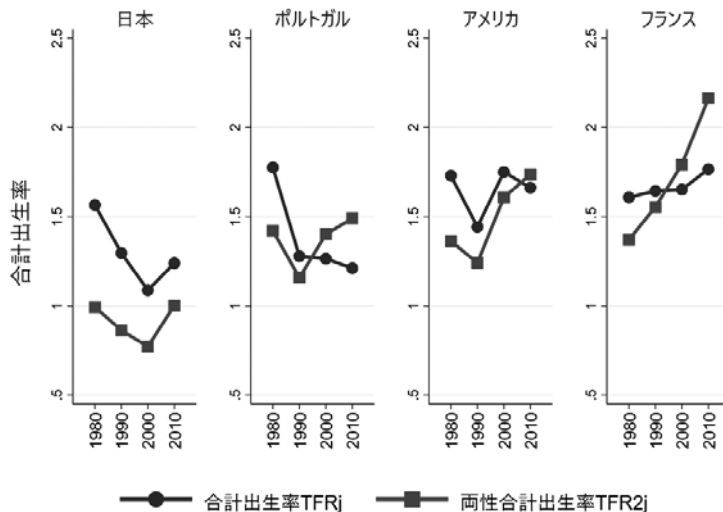
図2 学歴組み合わせ別 birth squeeze 指標 U_{ij} の推移：
日本、ポルトガル、アメリカ、フランス 1980-2010年

U_{ij} の値については、この値が0よりも大きい場合は、当該学歴組み合わせにおいて男性よりも女性が多いこと（女性余剰）を意味しており、 U_{ij} が0未満である場合は、男性よりも女性が少ないこと（女性不足）を意味している。したがって U_{ij} が上昇している場合は、対象となる学歴組み合わせの男女について女性の比率が上昇しており、近年になるほど TFR_j に birth squeeze がより強く作用することとなる。

U_{ij} の推移をみると、各国とも総じて右上がりの傾向を示しており、分析期間中、大卒女性の合計出生率には birth squeeze が強まる方向に男女の学歴構成が変化していることが分かる。これは表2で確認した通り、各国における女性の（男性よりも早いペースの）高学歴化を反映している。ただし、日本ではまだ女性よりも男性の方が大学卒の人口が多いため、 U_{ij} の値は0よりも低い水準で推移している。一方、学歴同類婚についてみると、フランス、ポルトガル、アメリカの3カ国では、分析期間中に性比が逆転し、大学卒女性

の方が大学卒男性より多くなったことが分かる。また、学歴下方婚の組み合わせにおいても、1980年時点ではかなり U_{ij} の値が低かったものの、ポルトガルでは2010年に、フランスでは2000年以降にこれが正の値に転じ、大学卒女性の数が大学非卒業男性を上回るようになってきている。このことは、ポルトガルおよびフランスでは、同類婚・学歴下方婚のいずれの組み合わせにおいても大学卒女性がパートナーとなる男性に対して過剰となっていることを意味しており、大学卒女性の出生率には大きな birth squeeze が発生していることを表している。

次に、大卒女性の学歴組み合わせ別合計出生率 TFR_{ij} を足し上げた大卒女性全体の合計出生率 TFR_j とこの値から birth squeeze の影響を取り除いた両性合計出生率 $TFR2_j$ の推移についてみる。ここで両性合計出生率 $TFR2_j$ の値は、学歴・人口構成による影響を取り除いた場合に実現する「行動ベースの」出生力であり、通常の合計出生率よりもジェンダーの公平性と強い関連をもつ出生指標と解釈することができる。図3によると、2010年における大卒女性の $TFR2_j$ の水準は、フランス、アメリカ、ポルトガル、日本の順に高い値を示している。これは図1で確認した各国における無償労働時間の男女比の水準と整合的であり、家庭役割における男性の関与が高い国ほど高学歴女性の出生力が高い関係が認められる。したがって、本研究における仮説1を支持する結果であるといえる。



注：各国データの年次については、表1の注を参照。

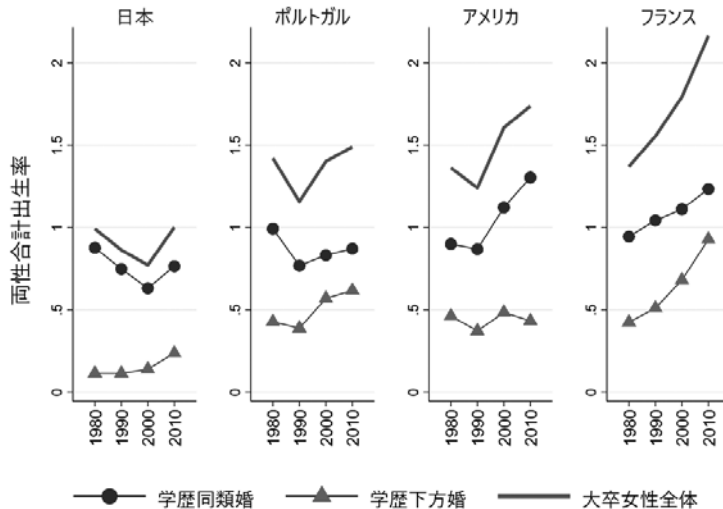
図3 大卒女性の合計出生率 TFR_j と両性合計出生率 $TFR2_j$ の推移：
日本、ポルトガル、アメリカ、フランス 1980-2010年

一方、 $TFR2_j$ の時系列変化をみると、日本、ポルトガル、アメリカではU字型、フランスでは一意に上昇する傾向がみられた。 $TFR2_j$ が上昇に転じるタイミングには差があり、フランスは1980年あるいはそれ以前、ポルトガルとアメリカは1990年、日本は2000年であった。また反転後の上昇幅についても、日本<ポルトガル<アメリカ<フランスの順

で大きくなっている。各国における TFR_{2j} の推移は、必ずしも図1で確認した無償労働時間の男女比の推移と一致するものではない。また、データの制約によりポルトガルについては検証することができないが、概ね、家庭領域における男性の参加が大きく上昇した国ほど高学歴女性の TFR_{2j} の上昇も大きい傾向が認められた。このことは、留保付きではあるが、ジェンダー状況の改善と共に高学歴女性の出生率が上昇するというジェンダー公平仮説の仮説2と整合的であるといえる。

また、 TFR_{2j} と TFR_j の推移を比較すると、各国とも両指標の水準や推移はかなり異なる。水準については、大卒女性がペアとなる男性と比べて過剰となった時に TFR_{2j} が TFR_j よりも大きい値を示している。 TFR_j に比べて TFR_{2j} では近年における出生率の上昇が強調される傾向があるが、これは各国において進展している女性の高学歴化により TFR_j に作用する birth squeeze が増大しているためである。特に、ポルトガルとフランスでは、 TFR_j と TFR_{2j} では傾向の解釈が全く異なることから、高学歴化による birth squeeze を除去することが、ジェンダー公平仮説の検証においては重要であるといえる。

さらに、大学卒女性の学歴組み合わせ別合計出生率に分解して、 TFR_{2j} の反転の構造をより詳細に検討してみよう。図4によると、日本、ポルトガル、フランスにおいては、学歴同類婚と学歴下方婚の双方において TFR_{2ij} が上昇している。こうした動きは、高学歴カップルほどジェンダー革命による恩恵を受けやすく希望出生率が達成されやすい、またジェンダー革命により高学歴女性は従来よりも男性の経済力に頼らないカップル形成を行うとするジェンダー均衡理論と一致する傾向といえる。特に、日本では近年、学歴下方婚による大卒女性の婚姻率の上昇が報告されているが (Fukuda et al. 2020)、大卒の学



注：各国データの年次については、表1の注を参照。

図4 大卒女性の学歴組み合わせ別両性合計出生率 TFR_{2j} の推移：日本、ポルトガル、アメリカ、フランス 1980-2010年

歴下方婚女性の増加はこの組み合わせにおける出生数の増加及び出生率の上昇をもたらしていることが明らかとなった。図2で U_{ij} の推移をみると、日本の学歴下方婚の U_{ij} がマイナスであるが0に向かって上昇している。このことは大卒女性の学歴下方婚には、マイナスの birth squeeze、つまり男性過剰による女性の出生促進効果があるものの、その効果は年々弱まっていることを意味している。したがって、このような Birth squeeze のトレンドを除去した場合、大卒女性の学歴下方婚の両性合計出生率 $TFR2_{ij}$ は近年になるほど大きく上昇している。

一方で、アメリカにおいては学歴同類婚の女性のみが大卒女性の $TFR2_j$ の上昇を牽引している。アメリカにおいては、高学歴層の同類婚の安定性は高いものの、規範や経済的な理由等により、大卒女性の学歴下方婚における出生は未だに限定的である可能性がある。

8. まとめ

本論文では、ジェンダーの公平性と出生に関する理論について考察し、Schoen (1985) が提示した出生指標である両性合計出生率を用いて、日本、ポルトガル、アメリカ、フランスにおける高学歴女性の出生力の変動がジェンダー公平理論ならびにジェンダー均衡理論と整合的であるのかについて仮説検証を行った。

高学歴女性の期間出生率の変化には、女性の高学歴化による人口構造上の変化と行動面での変化の両方が関係している。両性合計出生率の変化は、このような人口構造上の変化を取り除いた行動面の変化による出生力の動きを表しており、ジェンダーと出生力との関係を検証する上で新たな視点を提示するものであるといえる。行動変化を基調とした両性合計出生率の動きは、1) ジェンダーの公平性が高い国ほど高学歴女性の出生率が高い、2) ジェンダーの公平性の改善に伴い、高学歴女性の出生率は上昇するとする2つの仮説と概ね整合的な結果を得た。西欧諸国のみならず、わが国においても、ジェンダー公平の改善と高学歴女性の出生が正の関連を持つ可能性があるとの分析結果は、今後のわが国の政策を考える上で重要な知見であるといえる。また、ジェンダー公平仮説の検証において、女性の高学歴化による birth squeeze の影響に着目した研究は、おそらく本研究が最初であり、両性合計出生率の利用は人口学における方法論上の重要な貢献であるといえる。

一方で、両性合計出生率は期間指標であり、コーホートベースでの計算はデータの制約上ほぼ不可能であるという制約がある。そのため、両性合計出生率は期間 TFR と同じように出生ペースの変化いわゆるテンポ効果による影響を受ける。そのため、 $TFR2$ の上昇がテンポ効果によるものか、それとも実質的な出生力水準の上昇によるものかについては、十分に注意して判断する必要がある。とりわけ、2020年以降、コロナ禍による行動制限により各国とも出生行動は攪乱を受けており、合計出生率をはじめとする期間出生指標にも一時的な落ち込みやその後の反発等が報告されている (Sobotka et al. 2023)。コロナ禍の影響が落ち着くまでは、今回のような期間出生指標を用いたジェンダー公平仮説の検証は難しいものと思われる。

最後に、今回の分析においては、4か国の比較に留まったが、今回利用した IPUMS International では60数か国のセンサス個票データの利用が可能である。今後は、分析対象国を増やし、両性合計出生率を従属変数としたパネル分析なども検討したい。これらの分析を通じて、ジェンダー公平に関する指標と両性合計出生率の変化との関連についてより精緻な分析ができるものと思われる。

(2023年8月24日査読終了)

謝辞

本論文の執筆に際し、バルセロナ自治大学人口研究所所長 Albert Esteve Palós 教授、オーストラリア国立大学人口学部学部長 Vladimir Canudas Romo 教授、Wittgenstein Centre for Demography and Global Human Capital ポスドク研究員 Ester Lazzari 博士より有益なコメントをいただいた。また、矢頭春香氏には、IPUMS データの整理・集計をお手伝いいただいた。ここに記して感謝申し上げる。

参考文献

- Bond, J. T., Galinsky, E., & Swanberg, J. E. (1998). *The 1997 national study of the changing workforce*.
- Bonke, J., & Esping-Andersen, G. (2009). Family investments in children--productivities, preferences, and parental child care. *European Sociological Review*, 27(1), 43-55.
- Cheng, Y. A. (2014). Changing partner choice and marriage propensities by education in post-industrial Taiwan, 2000-2010. *Demographic Research*, 31, 1007-1042.
- Cho, L.J., Retherford, R.D., & Choe, M.K. (1986). *The Own-Children Method of Fertility Estimation*. Honolulu: The East-West Center.
- Esping-Andersen, G., & Billari, F. C. (2015). Re-theorizing family demographics. *Population and Development Review*, 41(1), 1-31.
- Esteve, A., Schwartz, C. R., Van Bavel, J., Permanyer, I., Klesment, M., & García-Román, J. (2016). The end of hypergamy: Global trends and implications. *Population and Development Review*, 42(4), 615-625.
- Fujihara, S. & Uchikoshi, F. (2019). Declining association with persistent gender asymmetric structure: Patterns and trends in educational assortative marriage in Japan. *Research in Social Stratification and Mobility*, 60, pp. 66-77.
- Fukuda, S., Raymo, J. M., & Yoda, S. (2020). Revisiting the educational gradient in marriage in Japan. *Journal of Marriage and Family*, 82(4), 1378-1396.
- Fukuda, S., Yoda, S. & Mogi, R. (2021). Educational Assortative Mating in Japan: Evidence from the 1980–2010 Census. *The Journal of Population Studies* 57: 1-20.
- Goldin, C. (2006). The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family. *American Economic Review*, 96(2), 1-21.
- Goldscheider, F., Bernhardt, E., & Lappegård, T. (2015). The gender revolution: A framework for Understanding changing family and demographic behavior. *Population and Development Review*, 41(2), 207-239.
- Goldscheider, F., Turcotte, P. & Kopp, A. (2001). The changing determinants of women's first Union formation in industrialized countries: The U.S., Canada, Italy, and Sweden. *Genus* 57(2): 107-134.
- Goldstein, J. R., & Kenney, C. T. (2001). Marriage delayed or marriage forgone? New cohort forecasts of first marriage for U.S. women. *American Sociological Review*, 66(4), 506.

- Grow, A., & Van Bavel, J. (2015). Assortative mating and the reversal of gender inequality in education in Europe: An agent-based model. *PLOS ONE*, *10*(6), e0127806.
- Heard, G. (2011). Socioeconomic marriage differentials in Australia and New Zealand. *Population and Development Review*, *37*(1), 125-160.
- Jalovaara, M., Neyer, G., Andersson, G., Dahlberg, J., Dommermuth, L., Fallesen, P. & Lappegård, T. (2019). "Education, Gender, and Cohort Fertility in the Nordic Countries," *European Journal of Population* 35: 563-586.
- Kalmijn, M. (1998). Inter-marriage and homogamy: Causes, patterns, trends. *Annual Review of Sociology*, *24*(1), 395-421.
- Mandel, H., & Semyonov, M. (2014). Gender pay gap and employment sector: Sources of earnings disparities in the United States, 1970–2010. *Demography*, *51*(5), 1597-1618.
- McDonald, P. (2000). Gender equity, social institutions and the future of fertility. *Journal of Population Research* 17(1): 1-16.
- McDonald, P. (2013). Societal foundations for explaining fertility: Gender equity. *Demographic Research*, *28*, 981-994.
- Park, H., & Lee, J. K. (2017). Growing educational differentials in the retreat from marriage among Korean men. *Social Science Research*, *66*, 187-200.
- OECD. (2021). *OECD Gender Data Portal 2021: Time Use Across the World*.
URL: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=54757> (accessed 2022/10/20)
- Raymo, J. M., & Iwasawa, M. (2005). Marriage market mismatches in Japan: An alternative view of the relationship between women's education and marriage. *American Sociological Review*, *70*(5), 801-822.
- Schoen, R. (1985). Population growth and the birth squeeze. *Social Science Research*, *14*(3), 251-265.
- Schoen, R., & Cheng, Y. A. (2006). Partner choice and the differential retreat from marriage. *Journal of Marriage and Family*, *68*(1), 1-10.
- Sobotka, T., Beaujouan, É., & Van Bavel, J. (2017). Introduction: Education and fertility in low-fertility settings. *Vienna Yearbook of Population Research*, *1*, 1-16.
- Sobotka, T., Zeman, K., Jasilioniene, A., Winkler-Dworak, M., Brzozowska, Z., Alustiza-Galarza, A., Németh, L., & Jdanov, D. (2023). Pandemic rollercoaster? Birth trends in higher-income countries during the COVID-19 pandemic. *Population and Development Review* (published online).
- Sullivan, O., Billari, F. C., & Altintas, E. (2014). Fathers' changing contributions to child care and domestic work in very low-fertility countries. *Journal of Family Issues*, *35*(8), 1048-1065.
- Torr, B. M. (2011). The changing relationship between education and marriage in the United States, 1940–2000. *Journal of Family History*, *36*(4), 483-503.
- Van Bavel, J. (2012). The reversal of gender inequality in education, Union formation and fertility in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research*, *10*, 127-154.
- Van Bavel, J., Schwartz, C. R., & Esteve, A. (2018). The reversal of the gender gap in education and its consequences for family life. *Annual Review of Sociology*, *44*(1), 341-360.
- Yeung, W. J., Sandberg, J. F., Davis-Kean, P. E., & Hofferth, S. L. (2001). Children's time with fathers in intact families. *Journal of Marriage and Family*, *63*(1), 136-154.
- Zhou, M., Wu, X., & He, G. (2017). Marriage in an immigrant society: Education and the transition to first marriage in Hong Kong. *Demographic Research*, *37*, 567-598.

A Comparative Study of Fertility of Highly Educated Women: An Examination of The Gender Equity Hypotheses Using The Two-sex TFR

FUKUDA Setsuya

The relationship between gender equity levels and fertility rates has emerged as a central focus in recent academic and policy discussions, drawing significant attention not only from advanced nations but also from developing countries. In Japan, where the population is undergoing a continuous decline, this is a critically important policy issue, yet scientific evidence remains scarce. In many advanced and emerging countries, the enrollment rate of women in higher education (or its growth rate) surpasses that of men in the past decades. The evolving educational composition of the childbearing population is considered one of the important forces of the shifts in societal norms, attitudes and gender roles among younger generations, potentially leading to new patterns of partnership and fertility behaviors.

This paper reviews two theoretical frameworks, namely, Gender Equity Theory and Gender Equilibrium Theory, which illustrate how gender context relates to fertility across time and space. Based on these two theoretical frameworks, this paper proposed the "Gender Equity Hypotheses" consisting of two corresponding hypotheses for each theory. Furthermore, in empirical analysis, we examined the period fluctuations in the birth rates of highly educated women using the two-sex total fertility rate (TFR2) as proposed by Schoen (1985). Notably overlooked in previous research, these fluctuations in birth rates among highly educated women are influenced by a phenomenon known as the "birth squeeze," arising from the difficulty of forming a union due to the relative decline/increase in the availability of potential partners. By utilizing TFR2, our study effectively mitigates the impact of the birth squeeze on the total fertility rate, allowing us to uncover fertility fluctuations attributable to shifts in other behavioral factors related to highly educated women.

This study calculates TFR2 for four distinct time points from 1980 to 2010 using census microdata from Japan, Portugal, the United States, and France. We analyze whether the period fluctuations in TFR2 are consistent with the Gender Equity Hypotheses. The results unveiled through our analysis are twofold: First, when comparing TFR2 in 2010, we find substantial support for Hypothesis 1, suggesting that countries characterized by greater gender equity exhibit higher fertility rates among highly educated women. Furthermore, the dynamics of TFR2 within each country lend credence to Hypothesis 2, affirming that as gender equity advances, TFR2 among highly educated women rises, in accordance with the tenets of Gender Equilibrium Theory.

These findings, which underscore a positive association between enhancements in gender equity and fertility among highly educated women, resonate not only in Western countries but also notably in the Japanese context. These implications hold substantial significance for informing policy deliberations in Japan.

Keywords: gender, fertility, education, two-sex TFR, two-sex model, census data

 特 集 IV

長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究 (その3)

 都道府県別の満年齢別・死亡年別死亡数を
 出生年別に分割するモデル開発に関する研究

堀口侑*・石井太**

国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」(JMD)は、国際的な死亡データベースである Human Mortality Database (HMD) と整合性をもち、わが国の生命表を死亡研究に最適化して総合的に再編成した死亡データベースである。HMD では、満年齢別・死亡年別・出生年別である「レキシストライアングル (Lexis triangle)」別死亡数を基礎データとして生命表を作成しており、JMD でも同様であるが、都道府県別のレキシストライアングル別死亡数は1947~50年を除き、人口動態調査の個票が利用可能である1972年以降しか得られないことから、現在、1975年以降の生命表のみの作成を行っているところである。

一方、HMD の方法論の中では、満年齢別・死亡年別の死亡数しか得られない場合、これをさらに出生年別のレキシストライアングル別死亡数に分割するための方法が述べられており、基礎データとしてレキシストライアングル別死亡数が得られない国や時代の生命表の推計を行うために用いられている。これは、乳児死亡率や隣接するコーホートサイズの比などを説明変数とし、満年齢別・死亡年別の死亡数に含まれる隣接する2つの出生コーホートのうち年少コーホートの死亡数の割合である「下方レキシストライアングル割合」を被説明変数とする線形回帰モデルを構築し、これを用いて年次別・年齢別死亡数を出生年別に分割するものである。

本研究では、このHMDの方法を基礎とし、わが国の1971年以前の都道府県別・満年齢別・死亡年別死亡数を出生年別に分割し、レキシストライアングル別死亡数を推計するためのモデルを開発することを目的として研究を行った。研究の結果から、検討対象とした6種類のモデルのうち、1947~1975年のデータに基づいて、 $\log \text{IMR}(t)$ と全ての年齢階級のダミー変数との交差項を考え、ここから交差項以外を保持したまま、AICを基準とする変数減少法によって変数を選択したModel VIが最も有効であることが明らかとなった。本研究で提案したモデルは、これまでJMDで提供が行われていなかった1975年以前の都道府県生命表の作成に応用可能なものであり、JMDのさらなる拡張に資するものと考えられる。

キーワード: 都道府県別死亡, レキシストライアングル, 日本版死亡データベース

* 慶應義塾大学・院

** 慶應義塾大学

I. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」(Japanese Mortality Database, 以下, JMD という)は, 国際的な死亡データベースである Human Mortality Database (以下, HMD という)と整合性をもち, わが国の生命表を死亡研究に最適化して総合的に再編成した死亡データベースである. JMD ではその作成にあたり, HMD の方法論 (Wilmoth et al. 2021) を基本としつつ, 比較可能性を阻害しない範囲で, 日本の死亡状況により適合させるための改善を行っている (石井 2015).

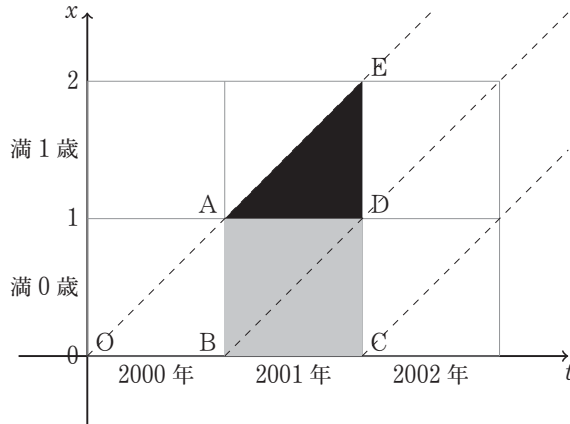
HMD では, 満年齢別・死亡年別・出生年別である「レキシストライアングル (Lexis triangle)」別死亡数を基礎データとして生命表を作成する. JMD でも同様に, レキシストライアングル別死亡数を用いて生命表を作成しているが, 都道府県別のレキシストライアングル別死亡数は1947~50年を除き, 人口動態調査の個票が利用可能である1972年以降しか得られないことから, 現在, 1975年以降の生命表のみの作成を行っているところである.

一方, HMD の方法論の中では, 満年齢別・死亡年別の死亡数しか得られない場合, これをさらに出生年別のレキシストライアングル別死亡数に分割するための方法が述べられており, 基礎データとしてレキシストライアングル別死亡数が得られない国や時代の生命表の推計を行うために用いられている. これは, 乳児死亡率や隣接するコーホートサイズの比などを説明変数とし, 満年齢別・死亡年別の死亡数に含まれる隣接する2つの出生コーホートのうち年少コーホートの死亡数の割合である「下方レキシストライアングル割合」を被説明変数とする線形回帰モデルを構築し, これを用いて年次別・年齢別死亡数を出生年別に分割するものである. そこで, 本研究は, この方法を基礎とし, わが国の1971年以前の都道府県別・満年齢別・死亡年別死亡数を出生年別に分割し, レキシストライアングル別死亡数を推計するためのモデルを提案する.

II. 先行研究と本研究の位置付け

HMD では, 統一的な方法で生命表を作成する観点から, 作成手順書である Method Protocol を策定している (Wilmoth et al. 2021). それによれば, HMD の生命表は, おおまかに以下の6段階の手順に基づいて作成される (石井 2015).

- 出生数: 可能な限り長期間の性別年間出生数を収集する.
- 死亡数: 可能な限り詳細なレベルの死亡数を収集し, 生データがまとめられている場合, 統一的な手法によって, 満年齢別・死亡年別・出生年別の死亡数を推定する.
- 人口規模: 各年1月1日現在推計人口を, 統計データから得るか, またはセンサスと出生・死亡数に基づいて推計する.
- リスク対応生存延べ年数 (exposure): ある年齢×時間区間において, 死亡リスクに



資料: 筆者作成

図1 レキシス図による年齢別死亡数と出生コーホート別死亡数の模式図

さらされる生存延べ年数を推計する。

- 死亡率: 死亡率は、ある年齢×時間区間に属する死亡数の、対応する区間の生存延べ年数に対する比として計算する。
- 生命表: 生命表を作成するため、まず死亡確率が死亡率より計算され、これにより生命表が求められる。

このように、HMDでは各国の様々な形式から成る基礎統計に対して、最初に「満年齢別・死亡年別・出生年別死亡数」、すなわち、「レキシストライアングル別死亡数」を統一的手法によって推計することがその基礎となっている。そして、その後、各年1月1日現在の人口を推計し、さらにある年齢×時間区間において死亡リスクにさらされる生存延べ年数であるリスク対応生存延べ年数 (exposure) を推計して、ここから死亡率を推定して生命表を作成するという方法が採られている。

このようにHMDの手順書においては、どのようなケースにおいてもまずレキシストライアングル別死亡数を作成することが前提となっているが、生データの死亡数が満年齢別・死亡年別にしか得られず、出生年別に分かれていない場合もある。そこで、このような場合、Wilmoth et al. (2021)では、これを出生年別に分割し、レキシストライアングル別死亡数を推計するための線形回帰モデルを提案している。そこで、まずここではその方法論についてレビューすることとする。

最初に、レキシストライアングルの概念について整理しておく。図1は、レキシス図を用いて、満年齢別・死亡年別死亡数と出生年との関係を示したものである。灰色で示された正方形ABCDは、2001年における満0歳死亡数を表す。ここで、2000年生まれコーホートはOBを始点とする生命線、2001年生まれコーホートはBCを始点とする生命線で表されることから、正方形ABCDにおける死亡点は、三角形ABDに含まれる2000年生まれ

コーホートと三角形 BCD に含まれる 2001 年生まれコーホートという隣接する二つの出生コーホートの死亡点から成る。このように、レキシス図における満年齢別・死亡年別の正方形領域は、隣接する二つの出生コーホートの生命線が通過する二つの直角三角形領域に分けることができる。そのそれぞれの三角形が満年齢別・死亡年別・出生年別の領域、すなわちレキシストライアングルを表しているが、このうち、年長のコーホートに対応する左上の直角三角形領域を上方レキシストライアングル (upper Lexis triangle)、年少のコーホートに対応する右下の直角三角形領域を下方レキシストライアングル (lower Lexis triangle) と呼ぶ。2001 年における満 0 歳を表す正方形 ABCD では、三角形 ABD が上方レキシストライアングル、三角形 BCD が下方レキシストライアングルに相当する。

なお、2001 年における 2000 年生まれコーホートの死亡点は満 0 歳だけではなく、満 1 歳にも存在する。図 1 の三角形 ADE は 2001 年における満 1 歳の 2000 年生まれコーホートの生命線が通過する領域を示したものである。従って、年次別・出生年別死亡数は図の平行四辺形 ABDE という領域内の死亡点に相当することから、年次別に出生コーホート別の死亡数を得たい場合にも、レキシストライアングル別死亡数が必要となる。

正方形領域の死亡数をレキシストライアングル別死亡数に分割する方法として最も単純なものは、上方レキシストライアングルと下方レキシストライアングルに半数ずつの死亡数を割り当てるものである。しかしながら、Wilmoth et al. (2021) によれば、全年齢の死亡数を期間・コーホート両方の形式で整備するためには、少なくとも以下の二つの理由からより精密な方法が必要であるとされている。一点目は、0 歳では死亡数が下方レキシストライアングルに集中していて、半数ずつを割り当てるべきではないことである。また二点目は、2 回の大戦による出生数の急激な上下などの歴史的イベントによる顕著な変動による隣接するコーホートの相対的サイズの違いによって、上方・下方トライアングルの死亡数分布が影響を受けることである。

そこで、以上の二点を考慮し、Wilmoth et al. (2021) では、下方レキシストライアングル死亡数の正方形領域の死亡数に対する割合である $\pi_d(x, t)$: 下方レキシストライアングル割合を被説明変数とする線形回帰モデルを推定し、これを用いて、満年齢別・死亡年別死亡数からレキシストライアングル別死亡数を推計する方法を提案している。ここで、

$$\pi_d(x, t) = \frac{D_L(x, t)}{D(x, t)} = \frac{D_L(x, t)}{D_L(x, t) + D_U(x, t)}$$

である。ただし、 x は満年齢、 t は年次、 $D(x, t)$ は、 t 年 x 歳の死亡数であり、 $D_L(x, t)$ 、 $D_U(x, t)$ は、それぞれ、年次 t 、満年齢 x 歳の下方、上方レキシストライアングルの死亡数である。

そして、線形回帰モデルによって $\pi_d(x, t)$ の推計値 ($\hat{\pi}_d(x, t)$) が得られたとすれば、

$$\begin{aligned} \hat{D}_L(x, t) &= \hat{\pi}_d(x, t) \cdot D(x, t) \\ \hat{D}_U(x, t) &= [1 - \hat{\pi}_d(x, t)] \cdot D(x, t) \end{aligned}$$

によって、満年齢別・死亡年別死亡数からレキシストライアングル別死亡数を推計することができる。

Wilmoth et al. (2021) による回帰モデルは以下の式(1)で表されるものである。ただし、記法については本研究のモデルに合わせている。

$$\begin{aligned}
 \pi_d(x, t) = & \text{constant} + \sum_{i=0}^{22} \beta_i A_i + \beta_{23} \cdot [\pi_b(x, t) - 0.5] \\
 & + \beta_{24} \cdot I(t=1918) + \beta_{25} \cdot I(t=1919) \\
 & + \beta_{26} \cdot \log \text{IMR}(t) \\
 & + \beta_{27} \cdot \log \text{IMR}(t) \cdot A_0 \\
 & + \beta_{28} \cdot \log \text{IMR}(t) \cdot A_1 \\
 & + \beta_{29} \cdot [\log \text{IMR}(t) - \log(0.01)] \cdot A_0 \cdot I(\text{IMR}(t) < 0.01)
 \end{aligned} \tag{1}$$

ここで、 x : 年齢、 t : 年次であり、 A_i は、 $A_i = I(x \in C_i)$ で定義される年齢（階級）のダミー変数である。ただし、

$$(C_0, C_1, C_2, C_3, C_4, \dots, C_{22}) = (\{0\}, \{1\}, \{2,3,4\}, \{5, \dots, 9\}, \dots, \{100, \dots, 104\})$$

であり、 A_i の回帰係数 β_i , ($i = 0, \dots, 22$) の総和は 0 となる ($\sum_{i=0}^{22} \beta_i = 0$) ように正規化されているため、レファレンスカテゴリーは存在しない。また、 $I(\cdot)$: 指示関数は、括弧内の命題が真であるとき 1 を、偽であるとき 0 を取る関数を表す。

ここで注意が必要なのは、この回帰モデルは、生命表などの詳細な指標の推計前の段階において、その作成のための基礎データを得るために使用されるモデルであることである。したがって、ここで説明変数として利用できるデータは出生数と死亡数という限られたデータだけであり、これらのみから得られる単純な変数であることが求められる。

まず、説明変数の一つとして投入されているのが $\pi_b(x, t)$: 年少コーホートサイズ割合、すなわち、 $B(t)$ を t 年の出生数として、

$$\pi_b(x, t) = \frac{B(t-x)}{B(t-x) + B(t-x-1)} \tag{2}$$

で定義される変数である。これは、分割対象となる満年齢 x 歳、年次 t 年の正方形領域について、下方レキシストライアングルの対象となる年少コーホートのサイズが、上方・下方両者の対象となるコーホートサイズに占める割合を、出生時のコーホートサイズを用いて求めたものである。これは、先述した精密な方法が必要となる二点目の理由である、顕著な変動による隣接するコーホートの相対的サイズの違いを考慮するための変数である。

一方、 $\pi_d(x, t)$ の年次変化に関してもいくつかの単純な説明変数が用いられている。一つは、 $I(t=1918)$, $I(t=1919)$ という、それぞれ1918年と1919年に 1、それ以外の年次で

0を取るダミー変数であり、これらはスペイン・インフルエンザの影響を反映させるための変数である。

また、多くの年齢で、 $\pi_d(x, t)$ が年次を追って増加する傾向が観察されていることから、年次 t における乳児死亡率 (Infant Mortality Rate, 以下、IMR という) $IMR(t)$ の自然対数値である $\log IMR(t)$ が、このような年次変化に関する死亡水準やパターンの変化を代表する変数として投入されている。また、 $\log IMR(t)$ と全ての年齢階級のダミー変数との交差項を検討したところ、0歳と1歳のみ統計的な有意性が認められたことから、0歳と1歳の交差項を説明変数に含めたとされている。さらに、0歳の $\pi_d(0, t)$ については、 $IMR(t)$ が0.01を下回ると逆に低下する傾向を示すことが観察されたことから、 $IMR(t)$ が0.01を下回る場合のみ $\log IMR(t) - \log(0.01)$ を説明変数とするため、これと $I(IMR(t) < 0.01)$, $\log IMR(t) - \log(0.01)$, A_0 との交差項を説明変数として投入したとされている。

ここで、 $IMR(t)$ については、限られたデータから推定を行う観点から、Pressat (1972) により提案された単純な推定式である式(3)が用いられている。

$$IMR(t) = \frac{D(0, t)}{\frac{1}{3}B(t-1) + \frac{2}{3}B(t)} \quad (3)$$

ただし、 $D(0, t)$ は t 年における0歳死亡数を、 $B(t)$ は t 年の出生数を表す。

回帰係数の推定にあたっては、スウェーデン (1901~1999年)、日本 (1950~1998年)、フランス (1907~1997年) の0~104歳の死亡データを用い、以下のウェイトを用いた加重最小二乗法によって行っている。

$$\omega(x, t) = \frac{D(x, t)}{\sum_x D(x, t)} \quad (4)$$

ここで $D(x, t)$ は、 t 年 x 歳の死亡数である。以上のような手法に基づき、Wilmoth et al. (2021) では、限られた単純な変数のみを用いてレキシストライアングル別死亡数を推計するためのモデルを提案している。

一方、わが国において、下方レキシストライアングル割合を用いた先行研究として林他 (2021) が挙げられる。これは人口動態統計などで得られる各年の出生数、各年・各歳の死亡数に基づいて生年コーホート別の人口の再構成を行った研究であり、この中で日本全体に関する下方レキシストライアングル割合を用いた出生コーホート別死亡数推計が行われている。ただし、この研究で推計が行われているのは出生コーホート別死亡数の公表値が存在しない1919~1936年の日本全体のみについてであり、また対象期間が限定されていることから、1917年と1937年の $\pi_d(x, t)$ の平均値を用いて推計が行われている。

しかしながら、JMD で必要となる、都道府県別のレキシストライアングル別死亡数が存在しない第二次大戦後の1951~1971年の推計にあたっては、林他 (2021) の研究と異なる

り対象期間が短くないことや、都道府県のレキシストライアングルの推計が目的であることから、HMD で用いているようなモデルを構築することが効率的と考えられる。しかしながら、わが国の都道府県別死亡に関して、このような研究はこれまで行われていない。

そこで、本研究は、JMD の都道府県別生命表の構築に必要な基礎データを作成する観点から、Wilmoth et al. (2021) で行われているような、満年齢別・死亡年別死亡数を出生年別に分割してレキシストライアングル別死亡数を推計するためのモデルを、わが国の1971年以前の都道府県別死亡に適用可能な形として提案することを目的とするものである。

III. データと方法

1. データ

本研究では、死亡データとして、厚生労働省「人口動態調査」による、全国（1947～2021年）および都道府県別（1972～2021年）の男女別レキシストライアングル別死亡数（0～109歳）を用いた¹⁾。また、出生データとしては全国（1873～2021年）および都道府県別（1947～2021年）の男女別出生数を用いた（1899年以降は厚生労働省「人口動態調査」、1898年以前は内閣府統計局「帝国統計年鑑」による）。

2. 方法

本研究で提案する線形回帰モデルは、以下の式(5)によって表される。

$$\begin{aligned} \pi_d(x, t) = & \text{constant} + \sum_{i=0}^{22} \beta_i A_i \\ & + \beta_{23} \cdot [\pi_b(x, t) - 0.5] + \beta_{24} \cdot \log \text{IMR}(t) \\ & + \sum_{i=25}^{47} \beta_i A_{i-25} \cdot \log \text{IMR}(t) \\ & + \beta_{48} \cdot [\log \text{IMR}(t) - \log(0.01)] \cdot A_0 \cdot I(\text{IMR}(t) < 0.01) \end{aligned} \quad (5)$$

Wilmoth et al. (2021) による式(1)との違いとして、 C_i について、

$$\begin{aligned} & (C_0, C_1, C_2, C_3, C_4, C_5, C_6, \dots, C_{22}) \\ & = (\{0\}, \{1\}, \{2, 3, 4\}, \{5, \dots, 9\}, \{10, \dots, 14\}, \\ & \quad \{15, \dots, 19\}, \{25, \dots, 29\}, \dots, \{105, \dots, 109\}) \end{aligned}$$

とし、20-24歳階級はレファレンスカテゴリとして C_i に含まず、 A_i の回帰係数 β_i ,

1) 本研究で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。また、死亡票の独自集計であるため、分析結果が公表数値とは一致しない場合がある。

($i = 0, \dots, 22$) の総和が 0 となる ($\sum_{i=0}^{22} \beta_i = 0$) という制約を外した点、また、0 歳、1 歳以外の年齢階級に関する交差項も説明変数としている点がある。

一方で、 $\pi_b(x, t)$: 年少コーホートサイズ割合、 $\text{IMR}(t)$ については、Wilmoth et al. (2021) によるものと同じ定義によるものであり、式(2)、(3)により計算される。なお、本研究においては、 $\pi_b(x, t)$ については安定性の観点から都道府県別の値ではなく全国値を用い、出生数データが得られない $t - x - 1 < 1873$ については $\pi_b(x, t) = 0.5$ とした。一方、 $\text{IMR}(t)$ については都道府県別出生数を用いて計算を行ったが、1947年については1946年の出生数が得られないため、 $\text{IMR}(1947) = \frac{D(0, 1947)}{B(1947)}$ とした。

推計は、Wilmoth et al. (2021) と同様、式(4)によるウェイトを用いた加重最小二乗法によった。

本研究では、式(5)によるモデルとして、以下の Model I~VI の 6 通りのモデルを全国のデータに基づいて推定して検討した。

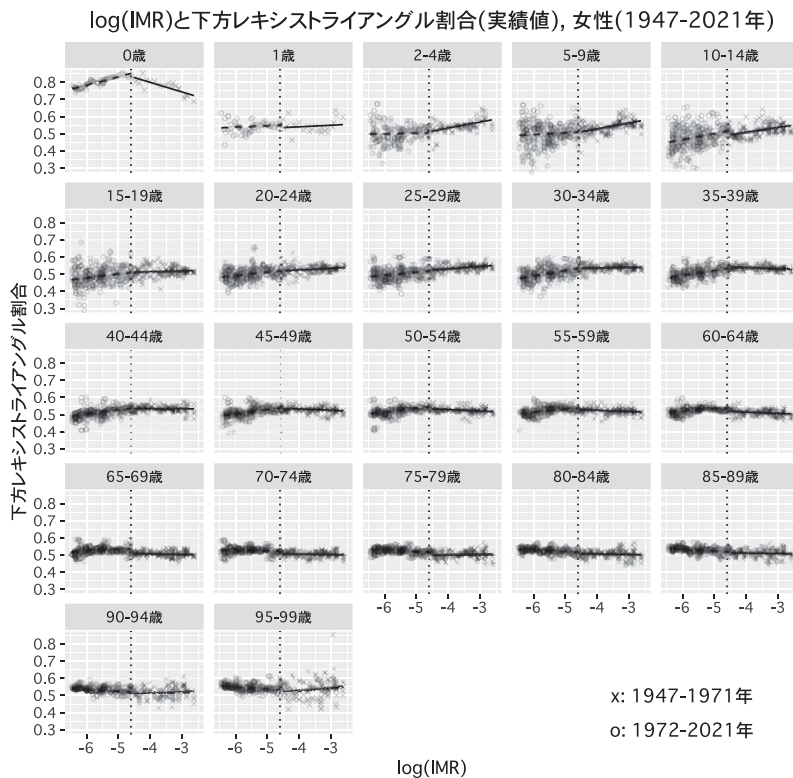
- Model I: $\log \text{IMR}(t)$ との交差項として 0 歳と 1 歳の項のみと、 $\log \text{IMR}(t) - \log(0.01)$, A_0 , $I(\text{IMR}(t) < 0.01)$ の交差項を説明変数とした HMD モデルと同じ説明変数を用い、1947~2021年の全年次のデータを用いて推定するモデル
- Model II: Model I で1947~1975年のデータを用いて推定するモデル
- Model III: $\log \text{IMR}(t)$ と全ての年齢階級のダミー変数との交差項を考え、1947~2021年の全年次のデータを用いて推定するモデル
- Model IV: Model III で1947~1975年のデータを用いて推定するモデル
- Model V: Model III から交差項以外を保持したまま、AIC を基準とする変数減少法によって変数を選択したモデル
- Model VI: Model IV から交差項以外を保持したまま、AIC を基準とする変数減少法によって変数を選択したモデル

これらのモデルを検討対象とした理由について述べる。Model I, III, V と II, IV, VI は対象とする年次をそれぞれ1947~2021年、1947~1975年としたものであり、それ以外の内容は同じであることから、まず、Model I, III, V について述べる。Model I は Wilmoth et al. (2021) と同じ説明変数を日本のデータに適用した場合の評価を示すものである。一方、Wilmoth et al. (2021) では $\log \text{IMR}(t)$ との交差項として、 $\log \text{IMR}(t)$ と全ての年齢階級のダミー変数との交差項を検討したところ、0 歳と 1 歳のみ統計的な有意性が認められたことから、0 歳と 1 歳の交差項を説明変数に含めたとしており、同様の検討を行うものが Model III となる。ここで $\log \text{IMR}(t)$ は、本来、乳児の死亡水準であり、直接的に高齢の下方レキシストライアングル割合に影響を与えるものではないが、先述の通り、このモデルは生命表などの詳細な指標の推計前の段階において、その作成のための基礎データを得るために使用されるモデルであり、利用可能な説明変数は出生数と死亡数しかなく、両者のみから得られる $\log \text{IMR}(t)$ を、その時点における全体的な死亡水

準を代表する変数として用いる考え方に立っている。このため、全体的な死亡水準と下方レキシストライアングル割合の間について、高齢部分も含めた全ての年齢階級との関係を想定したものである。ただし、Wilmoth et al. (2021) が最終的に0歳と1歳の交差項のみを用いたのと同様、わが国のデータに適用した場合にも、全体的な死亡水準と年齢階級ごとの下方レキシストライアングル割合の関係の強さは異なることが考えられることから、AICを基準とする変数減少法によって変数を選択したのが Model V ということになる。

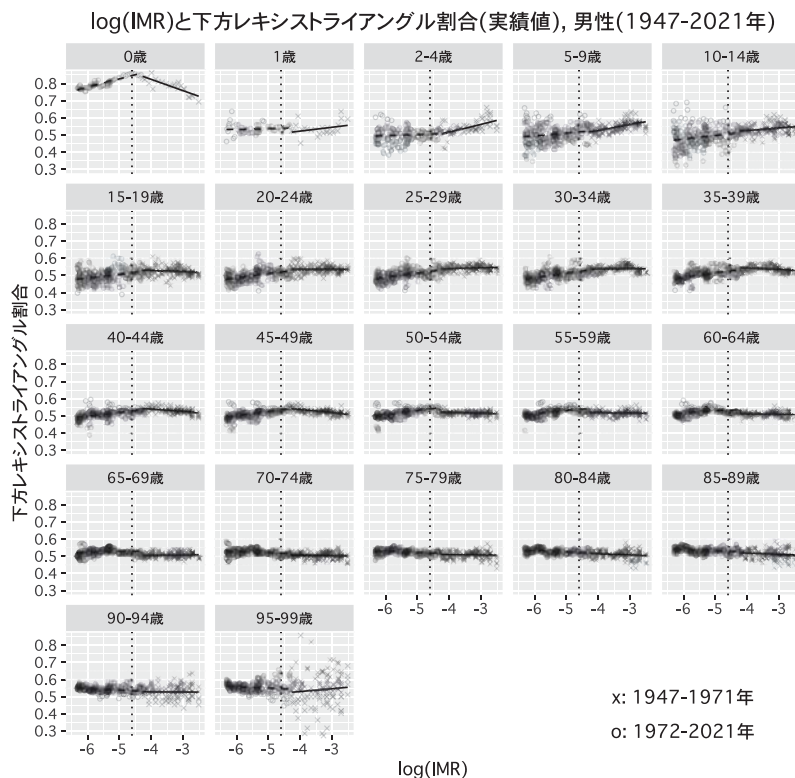
そこで、実際に図2、3から、年齢階級別に $\log\text{IMR}(t)$ と下方レキシストライアングル割合 $\pi_d(x, t)$ との関係を観察してみることにする。図の横軸は $\log\text{IMR}(t)$ を示し、年次推移によって低下することから、概ね右から左に向かって古い年次から新しい年次へと推移することとなる。下方レキシストライアングル割合は1971年以前は×のマーカ、1972年以降は○のマーカで示されており、縦の点線は $\log\text{IMR}(t) = \log 0.01$ を示している。

この図を観察すると、今回の対象となる年次である1971年以前は $\log\text{IMR}(t) > \log 0.01$ に多くの点が存在しており、縦の点線の右側の関係をモデリングすることが重要であることがわかる。また、Wilmoth et al. (2021) では多くの年齢で、 $\pi_d(x, t)$ が年次を追って



資料: 筆者推計

図2 IMR($\log\text{IMR}(t)$) と下方レキシストライアングル割合 ($\pi_d(x, t)$) (女性, 1947~2021年)



資料: 筆者推計

図3 IMR($\log\text{IMR}(t)$)と下方レキシストライアングル割合($\pi_d(x, t)$)(男性, 1947~2021年)

増加する傾向が観察されていることから $\log\text{IMR}(t)$ をこのような年次変化に関する死亡水準やパターンの変化を代表する変数として投入したとあり、年次を追って $\log\text{IMR}(t)$ は概ね低下することに注意すると、このことはグラフを回帰した直線の傾きが負であることに対応する。図には1971年以前と1972年以降のデータ対する回帰直線をそれぞれ実線・破線で示したが、これを見ると、わが国でも50歳代後半から80歳代までは全年次で概ねそのような傾向が観察されるものの、年齢階級によっては正の傾きを持つものや、縦の点線の左右で傾向が違うものも存在していることがわかる。

Wilmoth et al. (2021) のモデルでは、0歳と1歳には交差項が投入されており、他の年齢階級とは異なる動きをすることが假定されていることと、また、0歳については、 $\log\text{IMR}(t) < \log 0.01$ となる場合に傾きが変わることがモデルに含められており、わが国のデータをみても1歳では全年次で正の傾きとなっていること、また、0歳については縦の点線の左右で傾きが正と負で逆転していることから、0歳と1歳についてはHMDのモデルと共通する動きが確認されるものの、他の年齢階級の動きは1971年の前後で変わるものもあること、さらに、本研究の対象となる1971年以降の動きのみを見ても年齢階級ごとにその傾きは異なっており、0歳と1歳以外の年齢階級についても交差項の必要性が

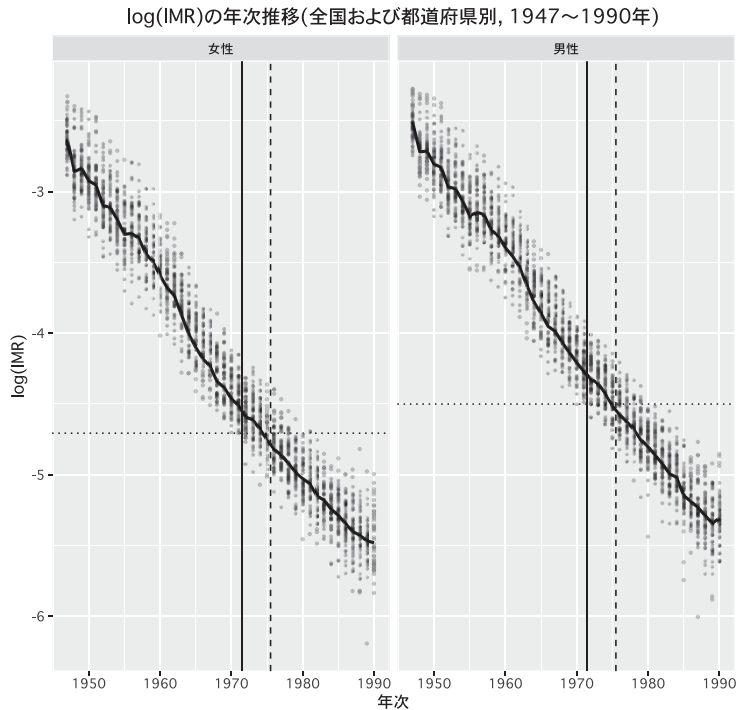
示唆されているといえ、Model I, III, V を検討対象とする必要性が理解できる。

次に、Model I, III, V に対して、Model II, IV, VI として、対象とする年次を1947～1975年に限定したモデルを検討対象とした理由について述べる。

先述の通り、都道府県別のレキシストライアングル別死亡数は1947～50年を除き、人口動態調査の個票が利用可能である1972年以降しか得られないため、本研究では1971年以前の都道府県別出生年別死亡数の推計に資するモデル構築が最大の目的となる。一般には、より多くの年次に対して適用可能なモデルがよいと考えられるが、実際には1972年以降の都道府県別・レキシストライアングル別死亡数は個票から直接得られるため、モデルを用いて推定する必要はなく、本研究の目的に照らせば、1971年以前をより効率的に推定できるモデルが望ましいことになる。

もちろん、利用可能な説明変数と下方レキシストライアングル割合の関係性が時系列的に変化しないのであれば、年次を限定したモデルを検討する必要性は高くないと考えられるが、図2、3の観察からは、1971年以前と1972年以降では $\log IMR(t)$ と $\pi_d(x, t)$ との関係が異なっていることが示唆される。これが対象とする年次を1975年以前に限定した Model II, IV, VI を検討対象に加えた理由である。

なお、Model II, IV, VI において、限定の最終年次を1975年としたのは以下の理由に



資料: 筆者推計

図4 $\log IMR(t)$ の年次推移 (全国および都道府県別, 1947～1990年)

よる。図4は男女別の $\log\text{IMR}(t)$ の年次推移 (1947~1990年) を示したものである。図で○のマーカで示されているのは各都道府県の値を示したもので、実線は全国値を示したものである。また、垂直な実線は1971年と1972年の間を、垂直な破線は1975年と1976年の間を示しており、水平な点線は1947~1971年における都道府県別 $\log\text{IMR}(t)$ の最小値を示している。これを見ると、男女とも全国値の $\log\text{IMR}(t)$ の1975年における値が水平な点線を下回っており、1947~1971年における都道府県別 $\log\text{IMR}(t)$ の下限が1975年以前の全国値の範囲内に入っていることがわかる。これより、全国値の年次の限定について、1947~1975年とすることとしたものである。

なお、以上の全国データによる回帰モデル以外に、都道府県別データによる回帰モデルも検討したが、後述する通り、全国データによる回帰モデルでは、全年次によるモデル (Model I, III, V) よりも1947~1975年によるモデル (Model II, IV, VI) の方が当てはまりがよく、連続的にデータが得られる1972年以降のみの都道府県別データを用いた回帰モデルでは、特に0歳の $\pi_d(0, t)$ の推定にバイアスを生じるなど有効な結果が得られなかった。このため、本研究では、以降、全国データによる回帰モデルのみを検討の対象とする。

IV. 結果と考察

1. 記述統計量

表1は、線形回帰モデル(5)の各変数に関する記述統計量をまとめたものである。

表1 記述統計量

	女性				男性			
	全期間		1975年以前		全期間		1975年以前	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
π_d	0.5262	0.0740	0.5316	0.0861	0.5248	0.0782	0.5294	0.0887
A_0	0.0092	0.0955	0.0093	0.0962	0.0093	0.0959	0.0095	0.0969
A_1	0.0092	0.0955	0.0093	0.0962	0.0093	0.0959	0.0095	0.0969
A_2	0.0276	0.1639	0.0280	0.1651	0.0279	0.1646	0.0284	0.1662
A_3	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_4	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_5	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_6	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_7	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_8	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_9	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{10}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{11}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{12}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{13}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{14}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{15}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{16}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{17}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{18}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{19}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{20}	0.0460	0.2095	0.0467	0.2111	0.0465	0.2105	0.0474	0.2125
A_{21}	0.0458	0.2090	0.0461	0.2097	0.0440	0.2051	0.0408	0.1979
A_{22}	0.0339	0.1809	0.0197	0.1388	0.0269	0.1618	0.0118	0.1078
π_b	0.5004	0.0148	0.5016	0.0128	0.5004	0.0139	0.5016	0.0120
IMR	0.0134	0.0165	0.0291	0.0176	0.0157	0.0189	0.0343	0.0192
N	8149		3104		8072		3061	

資料:筆者推計

男女とも年齢は0～109歳で110通りあるため、全期間75年分の標本の大きさは8250、1975年以前29年分の標本の大きさは3190となるべきところであるが、全期間では女性の100-104歳に2、105-109歳に99、男性の100-104歳に20、105-109歳に158の π_d の欠測値があり、1975年以前では女性の100-104歳に2、105-109歳に84、男性の100-104歳に20、105-109歳に109の欠測値があることから、全期間の女性は8149、男性は8072、1975年以前の女性は3104、男性は3061となっている。

また、IMRの平均値を見ると、全期間では女性で0.0134、男性で0.0157であるのに対して、1975年以前については女性で0.0291、男性で0.0343となっており、図4で観察した通り、全期間と1975年以前ではIMRの水準に大きな違いがあることが理解できる。

2. モデル推定結果

表2、3は、全国のデータに基づき、回帰式(5)によって回帰分析を行った結果である。ここでは、Model I, II, IV, VIの結果のみを示している。

まず女性の結果である表2を見ると、どのモデルにおいても $\pi_b - 0.5$ の係数は有意となっていて、年少コーホートサイズ割合が下方レキシストライアングル割合の推定において有効であることが理解できる。また、Model I, IIの A_i ($i \geq 2$)の係数は、レファレンスカテゴリである20-24歳の下方レキシストライアングル割合との相対的格差を示している。例えば、35-39歳、40-44歳の A_8 、 A_9 の符号はModel Iではマイナス、Model IIではプラスとなっているが、これは図2の35-39歳、40-44歳の下方レキシストライアングル割合が○のマーカーでは低いことに対応していると見ることができる。

一方、LIやこれとの交差項の係数から、 $\log \text{IMR}(t)$ に対する下方レキシストライアングル割合の反応についてもモデルごとの違いを見ることができる。Model IではLI ($\log \text{IMR}(t)$)の係数が -0.0073 と負であり、これはWilmoth et al. (2021)で得られた観察である、多くの年齢で $\pi_d(x, t)$ が年次を追って増加、すなわち、 $\log \text{IMR}(t)$ の低下に対して $\pi_d(x, t)$ が増加することに対応するものと見ることができる。また、 $\text{LI} \cdot A_0$ の係数が -0.0543 と負であり、 $\text{LIC}([\log \text{IMR}(t) - \log(0.01)] \cdot A_0 \cdot I(\text{IMR}(t) < 0.01))$ の係数が 0.0966 と正であることは、図2の0歳の回帰直線で観察した通り、 $\text{IMR}(t) < 0.01$ の範囲では傾きが正、 $\text{IMR}(t) < 0.01$ の範囲では負になることと整合している。

ただし、図2で観察した通り、 $\log \text{IMR}(t)$ と下方レキシストライアングル割合との関係は年齢階級別に見ると一様ではなく、また、1971年以前に限定した場合の動きは全年次とは異なっていた。Model Iにおいて基礎データを1975年以前に限定したModel IIの結果を見ると、LIの係数は -0.0031 とその絶対値はModel Iと比較して小さいものとなっている。また、LICについては1975年以前では $\text{IMR}(t) < 0.01$ となる年次が少ないため、有意な変数ではなくなっていることがわかる。

次に、自由度調整済決定係数を見ると、Model Iが0.8798であったのに対してModel IIでは0.9274となっており、当てはまりが改善していることが理解できる。なお、表には示していないが、Model III, Vの自由度調整済決定係数はどちらも0.8981であり、基礎デー

表2 回帰モデル推定結果 (女性, Model I, II, IV, VI)

	Model I			Model II			Model IV			Model VI		
	coef	se	p 値	coef	se	p 値	coef	se	p 値	coef	se	p 値
const	0.4999	0.0021	0.000	0.5211	0.0031	0.000	0.5605	0.0132	0.000	0.5617	0.0085	0.000
A ₀	0.0611	0.0068	0.000	0.0482	0.0084	0.000	0.0089	0.0153	0.560	0.0074	0.0112	0.505
A ₁	0.1323	0.0106	0.000	0.1637	0.0174	0.000	0.1244	0.0213	0.000	0.1231	0.0188	0.000
A ₂	0.0346	0.0028	0.000	0.0330	0.0033	0.000	0.1195	0.0199	0.000	0.1183	0.0171	0.000
A ₃	0.0236	0.0033	0.000	0.0268	0.0039	0.000	0.0832	0.0233	0.000	0.0820	0.0210	0.000
A ₄	-0.0063	0.0039	0.106	-0.0033	0.0047	0.481	0.0167	0.0274	0.541	-0.0032	0.0046	0.495
A ₅	-0.0127	0.0032	0.000	-0.0121	0.0038	0.002	-0.0475	0.0216	0.028	-0.0487	0.0191	0.011
A ₆	0.0037	0.0027	0.175	0.0068	0.0033	0.042	0.0086	0.0186	0.643	0.0074	0.0032	0.023
A ₇	0.0002	0.0027	0.928	0.0043	0.0033	0.196	-0.0185	0.0187	0.320	-0.0198	0.0157	0.208
A ₈	-0.0032	0.0026	0.215	0.0019	0.0033	0.552	-0.0437	0.0182	0.017	-0.0450	0.0152	0.003
A ₉	-0.0051	0.0025	0.037	0.0016	0.0032	0.618	-0.0451	0.0178	0.011	-0.0463	0.0146	0.002
A ₁₀	-0.0073	0.0023	0.002	-0.0049	0.0030	0.108	-0.0623	0.0171	0.000	-0.0635	0.0139	0.000
A ₁₁	-0.0081	0.0022	0.000	-0.0083	0.0029	0.004	-0.0785	0.0165	0.000	-0.0797	0.0130	0.000
A ₁₂	-0.0090	0.0022	0.000	-0.0123	0.0028	0.000	-0.0701	0.0159	0.000	-0.0713	0.0123	0.000
A ₁₃	-0.0144	0.0021	0.000	-0.0229	0.0027	0.000	-0.0889	0.0153	0.000	-0.0901	0.0115	0.000
A ₁₄	-0.0170	0.0021	0.000	-0.0264	0.0026	0.000	-0.0818	0.0148	0.000	-0.0830	0.0108	0.000
A ₁₅	-0.0201	0.0021	0.000	-0.0301	0.0026	0.000	-0.0760	0.0145	0.000	-0.0773	0.0104	0.000
A ₁₆	-0.0209	0.0020	0.000	-0.0299	0.0026	0.000	-0.0609	0.0144	0.000	-0.0621	0.0103	0.000
A ₁₇	-0.0192	0.0020	0.000	-0.0285	0.0026	0.000	-0.0621	0.0148	0.000	-0.0633	0.0108	0.000
A ₁₈	-0.0148	0.0021	0.000	-0.0232	0.0027	0.000	-0.0631	0.0161	0.000	-0.0644	0.0125	0.000
A ₁₉	-0.0057	0.0021	0.007	-0.0140	0.0033	0.000	-0.0473	0.0209	0.024	-0.0486	0.0184	0.008
A ₂₀	0.0070	0.0022	0.002	-0.0013	0.0061	0.830	-0.0227	0.0428	0.595	0.0076	0.0062	0.219
A ₂₁	0.0216	0.0030	0.000	0.0178	0.0208	0.391	-0.0271	0.1494	0.856	0.0270	0.0204	0.185
A ₂₂	0.0349	0.0076	0.000	0.0560	0.1044	0.592	0.2656	0.6442	0.680	0.0636	0.1020	0.533
$\pi_b - 0.5$	0.9295	0.0159	0.000	0.8236	0.0279	0.000	0.8263	0.0274	0.000	0.8266	0.0273	0.000
LI	-0.0073	0.0002	0.000	-0.0031	0.0006	0.000	0.0086	0.0038	0.026	0.0089	0.0024	0.000
LI · A ₀	-0.0543	0.0019	0.000	-0.0556	0.0024	0.000	-0.0672	0.0045	0.000	-0.0677	0.0032	0.000
LI · A ₁	0.0271	0.0030	0.000	0.0403	0.0053	0.000	0.0286	0.0064	0.000	0.0283	0.0057	0.000
LI · A ₂							0.0273	0.0059	0.000	0.0270	0.0051	0.000
LI · A ₃							0.0170	0.0068	0.013	0.0166	0.0061	0.007
LI · A ₄							0.0059	0.0080	0.462			
LI · A ₅							-0.0104	0.0063	0.098	-0.0108	0.0056	0.052
LI · A ₆							0.0004	0.0054	0.945			
LI · A ₇							-0.0069	0.0053	0.194	-0.0073	0.0044	0.099
LI · A ₈							-0.0134	0.0052	0.010	-0.0138	0.0042	0.001
LI · A ₉							-0.0136	0.0050	0.006	-0.0140	0.0040	0.001
LI · A ₁₀							-0.0165	0.0048	0.001	-0.0169	0.0038	0.000
LI · A ₁₁							-0.0199	0.0046	0.000	-0.0203	0.0036	0.000
LI · A ₁₂							-0.0165	0.0045	0.000	-0.0169	0.0034	0.000
LI · A ₁₃							-0.0187	0.0043	0.000	-0.0190	0.0032	0.000
LI · A ₁₄							-0.0159	0.0042	0.000	-0.0162	0.0030	0.000
LI · A ₁₅							-0.0134	0.0041	0.001	-0.0137	0.0029	0.000
LI · A ₁₆							-0.0094	0.0041	0.022	-0.0098	0.0029	0.001
LI · A ₁₇							-0.0102	0.0042	0.015	-0.0105	0.0029	0.000
LI · A ₁₈							-0.0118	0.0045	0.008	-0.0121	0.0033	0.000
LI · A ₁₉							-0.0101	0.0055	0.066	-0.0105	0.0046	0.024
LI · A ₂₀							-0.0073	0.0105	0.488			
LI · A ₂₁							-0.0130	0.0358	0.717			
LI · A ₂₂							0.0504	0.1584	0.751			
LIC	0.0966	0.0058	0.000	-0.0067	0.0752	0.928	-0.0072	0.0734	0.921			
N	8149			3104			3104			3104		
調整 R ²	0.8798			0.9274			0.9307			0.9308		

注: LI は $\log\text{IMR}(t)$, LIC は $[\log\text{IMR}(t) - \log(0.01)] \cdot A_0 \cdot I(\text{IMR}(t) < 0.01)$ を表す。
 資料: 筆者推計

タを1975年以前に限定したモデルより低いものとなっていることから、ここでは基礎データを1975年以前に限定した Model IV, VI についてのみ考察を行っている。

次に交差項について検討するため $\log\text{IMR}(t)$ と全ての年齢階級のダミー変数との交差項を投入した Model IV を見ると、 $LI \cdot A_0$ の係数は年齢階級ごとに異なる係数となっており、特に、2-4 歳、5-9 歳に対応する $i=2, 3$ で正であるのに対し、30 歳以上に対応する $i \geq 7$ の多くで負になっていることはここでの LI の係数は、レファレンスカテゴリーである 20-24 歳について、図 2 の 1971 年以前の回帰直線の傾きが図 2 で 2-4 歳、5-9 歳の実線の傾きが 20-24 歳のそれより大きく、30 歳以上の多くの年齢階級では小さくなっていることと整合的である。

ただし、Model IV では交差項のいくつかに p 値が大きいものが含まれており、特に年齢階級が 100 歳以上のところでは推定結果の安定性に影響を及ぼすことが考えられる。

表3 回帰モデル推定結果 (男性, Model I, II, IV, VI)

	Model I			Model II			Model IV			Model VI		
	coef	se	p 値	coef	se	p 値	coef	se	p 値	coef	se	p 値
const	0.5086	0.0019	0.000	0.5247	0.0029	0.000	0.5363	0.0118	0.000	0.5294	0.0033	0.000
A ₀	0.0527	0.0063	0.000	0.0309	0.0076	0.000	0.0196	0.0136	0.149	0.0265	0.0075	0.000
A ₁	0.1187	0.0108	0.000	0.1691	0.0174	0.000	0.1577	0.0203	0.000	0.1646	0.0169	0.000
A ₂	0.0307	0.0027	0.000	0.0276	0.0031	0.000	0.1698	0.0184	0.000	0.1767	0.0145	0.000
A ₃	0.0229	0.0031	0.000	0.0231	0.0035	0.000	0.1111	0.0209	0.000	0.1179	0.0176	0.000
A ₄	0.0005	0.0037	0.899	0.0024	0.0043	0.573	0.0366	0.0255	0.152	0.0434	0.0229	0.058
A ₅	-0.0099	0.0027	0.000	-0.0103	0.0033	0.002	-0.0579	0.0188	0.002	-0.0511	0.0150	0.001
A ₆	0.0037	0.0025	0.137	0.0063	0.0030	0.035	0.0124	0.0171	0.469	0.0063	0.0029	0.028
A ₇	-0.0048	0.0024	0.051	-0.0020	0.0030	0.510	0.0085	0.0174	0.624	-0.0019	0.0029	0.526
A ₈	-0.0075	0.0023	0.001	-0.0048	0.0029	0.105	-0.0131	0.0167	0.431	-0.0045	0.0028	0.111
A ₉	-0.0113	0.0022	0.000	-0.0091	0.0028	0.001	-0.0492	0.0159	0.002	-0.0424	0.0112	0.000
A ₁₀	-0.0124	0.0021	0.000	-0.0120	0.0027	0.000	-0.0762	0.0153	0.000	-0.0694	0.0103	0.000
A ₁₁	-0.0132	0.0020	0.000	-0.0206	0.0026	0.000	-0.0589	0.0147	0.000	-0.0521	0.0095	0.000
A ₁₂	-0.0127	0.0019	0.000	-0.0221	0.0024	0.000	-0.0349	0.0140	0.013	-0.0218	0.0024	0.000
A ₁₃	-0.0159	0.0019	0.000	-0.0295	0.0024	0.000	-0.0470	0.0135	0.001	-0.0402	0.0075	0.000
A ₁₄	-0.0170	0.0018	0.000	-0.0316	0.0023	0.000	-0.0333	0.0132	0.012	-0.0313	0.0022	0.000
A ₁₅	-0.0172	0.0018	0.000	-0.0322	0.0023	0.000	-0.0435	0.0131	0.001	-0.0318	0.0022	0.000
A ₁₆	-0.0164	0.0018	0.000	-0.0294	0.0023	0.000	-0.0389	0.0134	0.004	-0.0290	0.0023	0.000
A ₁₇	-0.0127	0.0018	0.000	-0.0263	0.0024	0.000	-0.0487	0.0144	0.001	-0.0419	0.0089	0.000
A ₁₈	-0.0061	0.0019	0.001	-0.0211	0.0028	0.000	-0.0533	0.0175	0.002	-0.0465	0.0134	0.001
A ₁₉	0.0030	0.0020	0.134	-0.0090	0.0043	0.037	-0.0311	0.0288	0.281	-0.0083	0.0042	0.047
A ₂₀	0.0138	0.0026	0.000	-0.0050	0.0106	0.636	0.0252	0.0740	0.734	-0.0043	0.0103	0.679
A ₂₁	0.0273	0.0056	0.000	0.0211	0.0401	0.600	0.0606	0.2657	0.820	0.0218	0.0388	0.574
A ₂₂	0.0467	0.0224	0.037	0.0278	0.1636	0.865	-0.3160	0.8548	0.712	0.0283	0.1581	0.858
$\pi_b - 0.5$	0.8261	0.0171	0.000	0.7529	0.0290	0.000	0.7615	0.0283	0.000	0.7636	0.0282	0.000
LI	-0.0050	0.0002	0.000	-0.0030	0.0006	0.000	0.0004	0.0035	0.899	-0.0016	0.0008	0.039
LI · A ₀	-0.0616	0.0018	0.000	-0.0653	0.0022	0.000	-0.0687	0.0041	0.000	-0.0666	0.0022	0.000
LI · A ₁	0.0260	0.0031	0.000	0.0468	0.0056	0.000	0.0433	0.0064	0.000	0.0454	0.0054	0.000
LI · A ₂							0.0459	0.0057	0.000	0.0479	0.0045	0.000
LI · A ₃							0.0273	0.0063	0.000	0.0293	0.0053	0.000
LI · A ₄							0.0103	0.0076	0.174	0.0124	0.0068	0.069
LI · A ₅							-0.0142	0.0055	0.010	-0.0121	0.0043	0.005
LI · A ₆							0.0018	0.0050	0.725			
LI · A ₇							0.0029	0.0050	0.561			
LI · A ₈							-0.0026	0.0048	0.595			
LI · A ₉							-0.0115	0.0046	0.012	-0.0095	0.0031	0.002
LI · A ₁₀							-0.0184	0.0044	0.000	-0.0164	0.0028	0.000
LI · A ₁₁							-0.0111	0.0043	0.010	-0.0090	0.0026	0.001
LI · A ₁₂							-0.0038	0.0041	0.348			
LI · A ₁₃							-0.0051	0.0039	0.195	-0.0031	0.0020	0.129
LI · A ₁₄							-0.0007	0.0039	0.849			
LI · A ₁₅							-0.0034	0.0038	0.377			
LI · A ₁₆							-0.0029	0.0039	0.456			
LI · A ₁₇							-0.0064	0.0041	0.121	-0.0043	0.0023	0.062
LI · A ₁₈							-0.0089	0.0049	0.067	-0.0069	0.0035	0.049
LI · A ₁₉							-0.0062	0.0077	0.415			
LI · A ₂₀							0.0073	0.0190	0.701			
LI · A ₂₁							0.0097	0.0678	0.886			
LI · A ₂₂							-0.0942	0.2293	0.681			
LIC	0.1360	0.0063	0.000									
N	8072			3061			3061			3061		
調整 R ²	0.8871			0.9406			0.9443			0.9444		

注: LI は $\log\text{IMR}(t)$, LIC は $[\log\text{IMR}(t) - \log(0.01)] \cdot A_0 \cdot I(\text{IMR}(t) < 0.01)$ を表す。
 資料: 筆者推計

Model VI は Model IV から AIC によって変数選択を行ったものであり, LI · A_i (i=4, 6, 20, 21, 22) が除かれるとともに, LIC も除かれている。また自由度調整済決定係数も Model IV, VI は 0.9307, 0.9308 と Model II よりも大きく, さらに Model VI が Model IV を上回ったことから, 本研究では Model VI を最終的なモデルとして採用することとした。

男性の結果である表 3 でも概ね女性と同様の結果が得られている。ただし, 男性では, Model II について, 1975 年以前に $\text{IMR}(t)$ が 0.01 を下回る年次がないことから, LIC の係数は推定ができなかった。また, Model VI では, 最終的に残された交差項は女性よりも少なく, LI · A_i (i=6, 7, 8, 12, 14, 15, 16, 19, 20, 21, 22) が除かれた。

自由度調整済決定係数を見ると, Model I は 0.8871 であるのに対して, 1975 年以前による Model II は 0.9406 と女性同様大きいものとなっている。表には示していないが, Model

III, V の自由度調整済決定係数はどちらも0.9042であり、女性と同様、基礎データを1975年以前に限定したモデルより低いものとなっている。また、全てのモデルの中で自由度調整済決定係数が最も高いのは Model VI の0.9444であり、男性についても Model VI を最終的なモデルとして採用することとした。

次に、これらのモデルから推定される下方レキシストライアングル割合を評価するため、全てのモデルについて、年齢階級別に実績値と推計値の差の平均値を示したものが図5, 6, 表4である。

これを見ると、男女とも Model I では10~49歳で推計値が過小推定となっているのに対して、60~89歳で過大推定となっていることがわかる。Model II では Model I に比べて特に若年層での過小推定はなくなるが、2-4歳, 5-9歳で過大推定となっていることが観察できる。Model III, V では男女とも50歳代付近で過大推定があるとともに、80歳以上では大きく過小推定がある。Model IV, VI は全体的にバイアスが小さく、概ね同程度の差となっているが、90歳以上でも男性の95-99歳以外はバイアスが小さいことが観察できる。

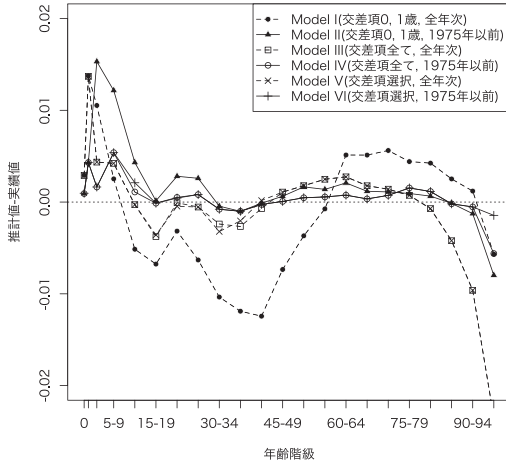
次に、モデルによって推定された都道府県別下方レキシストライアングル割合を評価する。ただし、1971年以前（1947~50年を除く）については都道府県別下方レキシストライアングル割合の実績統計は存在しないため、各モデルによる都道府県別下方レキシストライアングル割合の推計値を実績値と直接比較することはできない。しかしながら、下方レキシストライアングル割合の都道府県別の値は、全国の実績値の周りに分布すると考えられることから、都道府県別下方レキシストライアングル割合の推計値と全国の実績値を比較することによって評価が可能であると考えられる。ただし、全国値でも下方レキシストライアングル割合の変動は激しいため、実績値との直接比較からは必ずしも有効な評価が得られない可能性があると考えられる。

そこで、男女別・年齢階級別に、下方レキシストライアングル割合の全国実績値を $\log\text{IMR}(t)$ を説明変数とする単回帰を行い、その回帰直線に基づく「全国実績単回帰推計値」に対して、各モデルによる都道府県別推計値がどの程度乖離があるかによって評価を行うこととした。ただし、回帰を行う年次は1947~1975年とし、年少コーホート割合が他のコーホートと大きく異なる1966, 1967年生まれば除外した。

表5は、Model II, V, VI による下方レキシストライアングル割合の都道府県推計値と全国実績単回帰推計値の乖離について、男女別・年齢階級別に RMSE（平均二乗誤差の平方根）で示したものである。

Model II と VI は交差項の違いを示し、Model V と VI は対象期間（全期間、1975年以前）の違いを示すことから、表には Model II と VI の RMSE の差 (II - VI), Model V と VI の RMSE の差 (V - VI) を示している。これを見ると、Model VI の RMSE が II, V より大きい箇所は、女性の1歳の V - VI で-0.0007である以外は-0.0002以下であり、ほぼ全ての年齢階級で Model VI の RMSE が Model II, V よりも小さいものとなっていることがわかる。

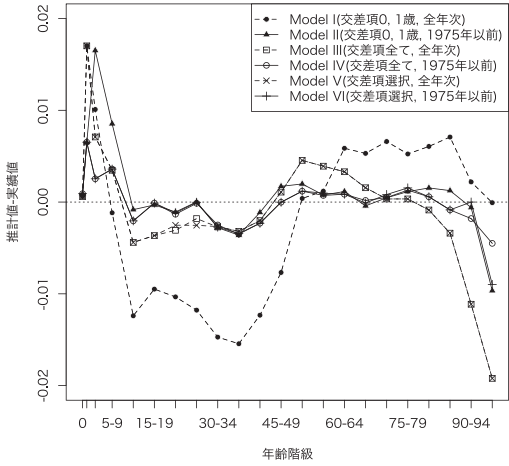
下方レキシストライアングル割合(全国)の推計値と実績値の差の平均
女性(1947-71年)



資料:筆者推計

図5 下方レキシストライアングル割合(全国)の推計値と実績値の差の平均(女性, 1947-71年)

下方レキシストライアングル割合(全国)の推計値と実績値の差の平均
男性(1947-71年)



資料:筆者推計

図6 下方レキシストライアングル割合(全国)の推計値と実績値の差の平均(男性, 1947-71年)

表4 下方レキシストライアングル割合(全国)の推計値と実績値の差の平均(1947-71年)

年齢階級	女性						男性					
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
0	0.0029	0.0009	0.0029	0.0009	0.0029	0.0010	0.0006	0.0009	0.0006	0.0009	0.0006	0.0009
1	0.0137	0.0043	0.0137	0.0043	0.0137	0.0043	0.0170	0.0065	0.0170	0.0065	0.0170	0.0065
2-4	0.0105	0.0153	0.0044	0.0016	0.0044	0.0016	0.0101	0.0165	0.0071	0.0025	0.0071	0.0025
5-9	0.0025	0.0122	0.0042	0.0054	0.0042	0.0054	-0.0012	0.0085	0.0035	0.0036	0.0035	0.0036
10-14	-0.0051	0.0043	-0.0003	0.0011	-0.0003	0.0021	-0.0124	-0.0008	-0.0044	-0.0020	-0.0044	-0.0021
15-19	-0.0068	0.0001	-0.0038	-0.0001	-0.0036	-0.0001	-0.0095	-0.0003	-0.0037	-0.0001	-0.0037	-0.0001
20-24	-0.0032	0.0028	-0.0001	0.0005	-0.0005	0.0004	-0.0103	-0.0011	-0.0031	-0.0013	-0.0025	-0.0012
25-29	-0.0063	0.0026	-0.0005	0.0008	-0.0005	0.0008	-0.0118	0.0000	-0.0018	-0.0001	-0.0025	0.0000
30-34	-0.0104	-0.0004	-0.0024	-0.0008	-0.0032	-0.0008	-0.0147	-0.0028	-0.0027	-0.0025	-0.0027	-0.0027
35-39	-0.0119	-0.0010	-0.0027	-0.0010	-0.0020	-0.0010	-0.0154	-0.0036	-0.0032	-0.0035	-0.0032	-0.0034
40-44	-0.0124	-0.0001	-0.0007	-0.0003	0.0002	-0.0003	-0.0123	-0.0011	-0.0020	-0.0023	-0.0020	-0.0023
45-49	-0.0073	0.0006	0.0011	0.0001	0.0011	0.0001	-0.0077	0.0017	0.0011	0.0000	0.0011	0.0000
50-54	-0.0037	0.0017	0.0018	0.0005	0.0018	0.0005	0.0004	0.0020	0.0045	0.0012	0.0045	0.0012
55-59	-0.0007	0.0014	0.0025	0.0006	0.0025	0.0006	0.0012	0.0008	0.0039	0.0007	0.0039	0.0010
60-64	0.0051	0.0021	0.0027	0.0008	0.0027	0.0008	0.0059	0.0011	0.0033	0.0009	0.0033	0.0009
65-69	0.0051	0.0012	0.0018	0.0003	0.0018	0.0003	0.0053	-0.0004	0.0016	0.0002	0.0016	-0.0001
70-74	0.0056	0.0011	0.0014	0.0007	0.0014	0.0007	0.0066	0.0005	0.0003	0.0005	0.0003	0.0008
75-79	0.0044	0.0009	0.0007	0.0015	0.0007	0.0015	0.0052	0.0011	0.0003	0.0013	0.0003	0.0015
80-84	0.0042	0.0006	-0.0007	0.0012	-0.0007	0.0012	0.0061	0.0015	-0.0009	0.0006	-0.0009	0.0006
85-89	0.0025	-0.0001	-0.0042	-0.0002	-0.0042	-0.0002	0.0071	0.0012	-0.0034	-0.0009	-0.0034	-0.0009
90-94	0.0012	-0.0013	-0.0096	-0.0005	-0.0096	-0.0005	0.0022	-0.0006	-0.0111	-0.0018	-0.0111	0.0000
95-99	-0.0057	-0.0080	-0.0235	-0.0056	-0.0235	-0.0014	-0.0001	-0.0097	-0.0192	-0.0045	-0.0192	-0.0090

資料: 筆者推計

表5 下方レキシストライアングル割合の都道府県推計値と全国実績単回帰推計値のRMSE (1947-71年)

年齢階級	女性					男性				
	Model II	Model V	Model VI	II - VI	V - VI	Model II	Model V	Model VI	II - VI	V - VI
0	0.0108	0.0130	0.0109	0.0000	0.0021	0.0094	0.0098	0.0095	-0.0001	0.0002
1	0.0174	0.0167	0.0174	0.0000	-0.0007	0.0164	0.0162	0.0164	0.0000	-0.0002
2-4	0.0243	0.0109	0.0093	0.0149	0.0016	0.0277	0.0118	0.0083	0.0194	0.0035
5-9	0.0218	0.0119	0.0111	0.0107	0.0008	0.0180	0.0103	0.0096	0.0084	0.0007
10-14	0.0155	0.0130	0.0120	0.0035	0.0011	0.0131	0.0121	0.0104	0.0027	0.0017
15-19	0.0109	0.0137	0.0109	0.0000	0.0028	0.0106	0.0141	0.0100	0.0006	0.0041
20-24	0.0133	0.0111	0.0101	0.0032	0.0010	0.0104	0.0104	0.0101	0.0002	0.0003
25-29	0.0129	0.0113	0.0101	0.0027	0.0012	0.0103	0.0109	0.0101	0.0002	0.0008
30-34	0.0097	0.0114	0.0094	0.0004	0.0021	0.0099	0.0102	0.0097	0.0002	0.0006
35-39	0.0068	0.0101	0.0069	-0.0001	0.0032	0.0068	0.0085	0.0067	0.0001	0.0018
40-44	0.0097	0.0132	0.0097	0.0000	0.0035	0.0084	0.0117	0.0073	0.0010	0.0044
45-49	0.0102	0.0123	0.0099	0.0003	0.0024	0.0108	0.0136	0.0072	0.0036	0.0063
50-54	0.0103	0.0116	0.0090	0.0014	0.0026	0.0076	0.0093	0.0062	0.0014	0.0031
55-59	0.0104	0.0115	0.0099	0.0004	0.0015	0.0073	0.0087	0.0075	-0.0002	0.0012
60-64	0.0116	0.0122	0.0108	0.0007	0.0014	0.0083	0.0094	0.0083	0.0000	0.0011
65-69	0.0095	0.0102	0.0091	0.0003	0.0011	0.0078	0.0091	0.0078	0.0000	0.0013
70-74	0.0089	0.0107	0.0089	0.0000	0.0018	0.0076	0.0091	0.0077	-0.0001	0.0014
75-79	0.0089	0.0110	0.0089	0.0000	0.0022	0.0076	0.0086	0.0078	-0.0002	0.0008
80-84	0.0070	0.0095	0.0070	0.0000	0.0025	0.0059	0.0066	0.0057	0.0002	0.0008
85-89	0.0054	0.0092	0.0054	0.0000	0.0038	0.0049	0.0064	0.0045	0.0004	0.0019
90-94	0.0050	0.0149	0.0041	0.0009	0.0107	0.0030	0.0135	0.0029	0.0002	0.0107
95-99	0.0134	0.0305	0.0039	0.0094	0.0266	0.0147	0.0259	0.0137	0.0010	0.0122

資料: 筆者推計

このように、Model VI を用いて推計した都道府県別下方レキシストライアングル割合推計値は、男女別・年齢階級別に見ても全国値との整合性が高く、本モデルの有効性を示しているといえよう。

V. おわりに

本研究では、Wilmoth et al. (2021) で提案された、下方レキシストライアングル割合 ($\pi_d(x, t)$) に関する線形回帰モデルをわが国の死亡データに応用し、都道府県別下方レキシストライアングル割合推計のためのモデル開発を行った。

冒頭でも述べた通り、JMD の都道府県生命表は、現在、1975年以降のみの提供となっている (石井 2015)。都道府県別の年次別・年齢別・生年別死亡数は、個票が利用できない1971年以前については直接実績値が得られないことから、これ以前の生命表を作成するにあたっては、満年齢別・死亡年別死亡数を出生年別に分割してレキシストライアングル別死亡数を推計する必要があるが、本研究で提案したモデルを用いることによって、1975年以前の都道府県生命表の作成・提供を行うことが可能となる。

一方、本研究で提案したモデルについては残された課題も存在している。本研究では、1947年以降のデータに対してモデル開発を行った。これは、第二次世界大戦後とそれ以前

では、死亡率水準が大きく異なることが考えられること、また、都道府県別生命表の提供についても、まずは全国と同様、1947年以降の優先度が高いと考えられたことによるものである。

しかしながら、今後、全国の生命表とともに、都道府県別生命表についても第二次大戦前の作成の検討が必要と考えられ、その際には第二次大戦前についても同様のモデルが必要と考えられる。このような点については今後の課題としたい。

(2023年10月4日査読終了)

謝辞

本論文の草稿をお読み頂き、貴重なご指摘を頂いた匿名の査読者に感謝申し上げます。なお、残された誤謬は筆者らの責任である。

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」の研究成果であり、本稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。また、死亡票の独自集計であるため、分析結果が公表数値とは一致しない場合がある。

参考文献

石井太 (2015) 「日本版死亡データベースの構築に関する研究」, 『人口問題研究』, 第71巻, 第1号, pp.3-27. 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」.

<https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp> (2023年8月31日最終アクセス)

林玲子・別府志海・石井太・山内昌和 (2021) 「日本人生年コホートからみた出生・死亡指標の変曲点について」, 『厚生労働省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・世帯推計の方論的發展と応用に関する研究」令和2年度総括研究報告書』, pp.131-148.

Human Mortality Database. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany), University of California, Berkeley (USA), and French Institute for Demographic Studies (France). Available at www.mortality.org (2023年8月31日最終アクセス)

Pressat, R. (1972) *Demographic Analysis : Methods, Results, Applications*, London: Edward Arnold.

Wilmoth, J. R., K. Andreev, D. Jdanov, D. A. Gleijeses, and T. Riffe (2021) “Methods Protocol for the Human Mortality Database (Version 6)”, available at

<https://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf> (2023年8月31日最終アクセス)

Study for a Model Splitting Death Counts by Age and Time into Designating by Birth Cohort

HORIGUCHI Yu and ISHII Futoshi

The Japanese Mortality Database (JMD) is a database of life tables in Japan, which is compatible with the Human Mortality Database (HMD). The life tables in the HMD are constructed based on deaths by the *Lexis triangle*, namely, by age, time, and birth cohort, which is similar to the JMD. In Japan, however, the number of deaths by prefecture and by the Lexis triangle is available only after 1972 (excluding 1947–1950), which resulted in the availability of prefectural life tables in the JMD only after 1975.

In the HMD protocol, a method for splitting death data by age and time into the Lexis triangle is used for constructing life tables in countries or time periods in which death counts by the Lexis triangle are unavailable. This method proposes a linear model for "the proportion of the lower Lexis triangle" with infant mortality rate and ratio of adjacent cohorts, among others, as the explanatory variables and is used to estimate death counts by the Lexis triangle.

This study aims to develop a model for estimating death counts by the Lexis triangle from the data by age and time in Japan before 1972 based on the HMD method. On the basis of results, the study concluded that Model VI of the six models is the most efficient one, which is based on data from 1947 to 1975 with interaction terms for the logarithm of infant mortality rates and dummy variables for age classes. Moreover, it presents variables derived using the backward selection method with AIC. The study posits that the proposed model is applicable to the estimation of prefectural life tables prior to 1975, enabling further extension of the JMD.

Keywords: deaths by prefecture, Lexis triangle, the Japanese Mortality Database

研 究 論 文

都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950～2020年

(2) 期間別分解と年齢別人口の分析結果

鎌田健司*・小池司朗・菅桂太・山内昌和**

本稿は、Bongaarts and Bulatao (1999) の方法を用い、1950-2020年の都道府県別人口の人口増加率を年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4要因に分解することによって、地域人口変動の構造を分析した。

分析した結果、第一に2020年を追加した分析では、沖縄県を除く全ての都道府県で年齢構造要因がマイナスとなるなど人口減少が着実に進行していることが確認された。第二に1950-2020年の人口増加率を人口変化が特徴的な5つの期間に分解した結果、年齢構造要因、死亡要因、出生要因は近年の期間になるほど高い寄与度を示し、移動要因は近年になるにしたがい徐々に小さくなる結果であった。第三に、1950-2020年の人口増加率の人口学的要因の年齢別寄与度の分布では、年齢構造要因、死亡要因、出生要因は低年齢ほど年齢別寄与度が高い分布が得られた。最後にコーホート別に死亡・移動要因の年齢別寄与度を観察した結果、死亡要因は1950-1970年代生まれコーホートでは0-4歳の寄与度が高く、40歳代以降に徐々に寄与度が高くなる死亡力転換過程が観察された。移動要因では、三大都市圏は10歳代後半から20歳代前半にかけて大きくプラスの寄与度が観察され、20歳代後半から30歳代にかけてマイナスになる年齢別寄与度のパターンが観察された。

キーワード：都道府県別人口、人口増加率、要因分解、人口学的要因

I. はじめに

2020年の全国の総人口は1億2,614万6千人であり、2015年から94万9千人の人口減少であった（総務省統計局 2021）。2015-2020年の人口増加率は-0.7%であり、2010-2015年の-0.8%よりも人口減少は若干緩和された。その要因として、日本人人口は178万3千人減少（人口増加率-1.4%）したのに対して、外国人人口が83万5千人増加（同43.6%）したことなどが挙げられる。

都道府県別にみると（同 2021）、2015-2020年では8都県（東京都・沖縄県・神奈川県・埼玉県・千葉県・愛知県・福岡県・滋賀県）で総人口が増加し、それ以外の39道府県では

* 明治大学政治経済学部専任講師

** 早稲田大学教育・総合科学学術院教授

総人口が減少した。同期間に人口増加率が最も高いのは東京都（3.9%）であり、沖縄県（2.4%）、神奈川県（1.2%）と続く。特に東京圏¹⁾と福岡県は2010-2015年に比べて人口増加数が増えていた。一方、人口減少率が最も高いのは秋田県（-6.2%）であり、岩手県（-5.4%）、青森県（-5.4%）と宮城県（-1.4%）を除く東北地方や高知県（-5.0%）、徳島県（-4.8%）、長崎県（-4.7%）などで人口減少率が高い。

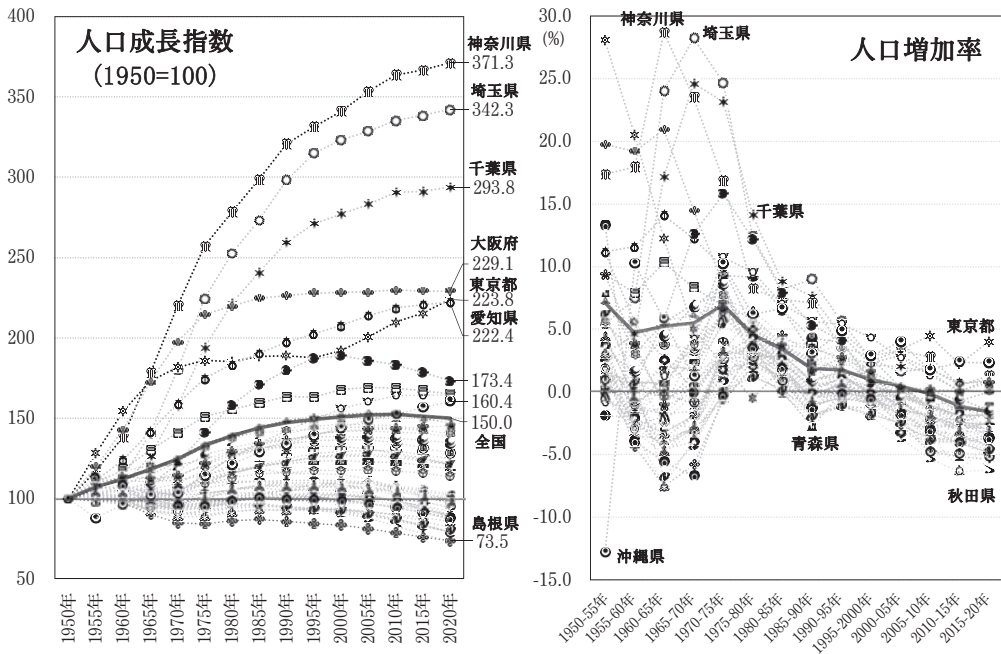


図1 都道府県別、人口成長指数（1950年=100）・人口増加率の推移

資料：総務省統計局「国勢調査報告」、厚生労働省「人口動態調査」、国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」。

注：人口成長指数とは1950年の総人口を100としたときの各時点の指数。左図の数値は2020年の指数。1950～55年、右図の1955～60年の自然増加数は、5年間の出生数及び死亡数について期首年は3/12、期末年は9/12を年間動態数に乗じて算出した。1960～65年以降は、期首年10月～期末年9月の自然増加数を用いて、期首人口で除した率。社会増加率は人口増加率から自然増加率を減じた率。1950-55年、1955-60年の自然・社会増加率は沖縄県を含まない。太線は全国値。

図1には、1950年の総人口を100とした場合の各時点の人口成長指数と5年間の人口増加率を示している。全国の人口成長指数は2020年時点で150.0と1950年の総人口の1.5倍に増加した。都道府県で最も人口成長指数が高いのは神奈川県（371.3）であり、埼玉県（342.3）、千葉県（293.8）と東京圏の3県が突出している。これらの地域の人口増加率が高かった時期は1950-1955年から1975-1980年あたりの非三大都市圏から三大都市圏への移

1) 東京都・埼玉県・千葉県・神奈川県を東京圏、愛知県・岐阜県・三重県を名古屋圏、大阪府・京都府・兵庫県・奈良県の全体を大阪圏とし、これら3つの圏域を三大都市圏とし、それ以外の道県をまとめて非三大都市圏とする。三大都市圏の定義は総務省『住民基本台帳人口移動報告』に準じた。

動が生じた時期であった。その後は、多くの都道府県で人口増加率が低下する傾向となっている。非三大都市圏には1950年代後半から人口成長指数が100を割っている県もあり、山形県・徳島県は1955年から、島根県・高知県・大分県は1960年から、秋田県・佐賀県・長崎県は1965年から、それぞれ2020年まで一貫して1950年の総人口を下回っている状況にある。

本稿は、このような都道府県別の人口変化を人口動態の要因と年齢構造の要因に分解することによって、その構造を明らかにすることを目的とする。人口増加率の人口学的要因分解の手法には、人口学的方程式にしたがった粗出生率、粗死亡率、転入率、転出率への分解や、自然増加率と社会増加率への分解などがあるが、人口変化に対する期首人口の年齢構造の影響が大きいことが知られており（高橋 1990, 石川 2002a; 2002b, 小池 2014, 山内ほか 2017, 石井 2008, 2020), その影響を組み込んだ要因分解法を用いる必要がある。

本稿では Bongaarts and Bulatao (1999) の方法を用いることにより、年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4要因に分解する。具体的には、1950-2020年の都道府県別人口の人口増加率を全期間での要因分解といくつかの期間に分けた要因分解とを行う。II では、要因分解法と分析枠組みについて説明し、III では分析結果を示す。分析結果には、2020年までの要因分解結果、1950-2020年の人口学的要因の寄与度を期間別分解した結果、年齢別・コーホート別にみた人口学的要因の寄与度の分布についての分析結果を示す。IV は結論と今後の課題について示す。

なお、本稿で用いる人口増加率は、当該期間の人口増減の期首人口に対する「比率」であり、対象とするイベントを経験する可能性のあるリスク人口を分母にとった単位時間あたりのイベントの発生頻度を測る人口学的「率」(demographic rate) ではない。本稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条に基づき調査票情報を二次利用したものが含まれる。

II. 分析枠組

1. 人口増加率の要因分解法

Bongaarts and Bulatao (1999) の要因分解法は、年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4要因の寄与に分解する。その基本的な考え方は、出生率・生残率であれば要因分解を行おうとする期間の期首から直近5年間の水準で一定、純移動率であれば一律ゼロとすることでそれぞれの影響を段階的に除去したシナリオ別の人口を計算し、シナリオ間で人口を比較することで各要因の効果に分解する。本手法を用いた研究には、国連の世界人口推計結果 (Andreev et al. 2013, United Nations 2017) や英国の地域別将来人口推計結果 (Rees et al. 2013), 日本の地域別将来推計人口を対象とした分析結果 (鎌田ほか 2020a, 2020b, Kamata et al. 2021, 2022) や1950-2015年までの都道府県別の総人口に対する分析結果 (鎌田ほか 2022) などがある。

要因分解に用いるシナリオは以下の4通りである。(1) 標準シナリオ $P_{s,x}(t, t_0)_i$: 人口動態率が実績値どおりに適用される人口。(2) 自然増減シナリオ $P_{n,x}(t, t_0)_i$: (1)のうち、純移動率が一律ゼロとして自然増減の変化によって計算される人口。(3) 寿命伸長シナリオ $P_{r,x}(t, t_0)_i$: (2)に加え、出生率を一定として、生残率のみが実績通りに計算される人口。(4) 年齢構造シナリオ $P_{m,x}(t, t_0)_i$: (3)に加え、生残率を一定として人口動態率の変化がななく計算される人口。これら4通りのシナリオ推計に加えて(5) 期首人口 $P(t_0)_i$ を加えた5種類の人口を用いる。

標準シナリオと自然増減シナリオの差を「移動要因」、自然増減シナリオと寿命伸長シナリオの差を「出生要因」、寿命伸長シナリオと年齢構造シナリオの差を「死亡要因」、年齢構造シナリオと期首時点の人口の差を「年齢構造要因」として人口増加率を人口学的要因に分解する。さらに、各要因による人口変化の期首人口に対する比を各要因の「寄与度」に変換して分析結果の解釈を行う。各要因の寄与度の合計は、当該期間の人口増加率に等しくなる。なお、年齢別寄与度の算出では、分母は当該年齢の人口ではなく、総人口とすることで年齢別寄与度の合計は総人口の人口増加率に等しくなるように標準化した。

年齢構造要因の寄与度(%) : $CR_{m,x}(t, t_0)_i = (P_{m,x}(t, t_0)_i - P_x(t_0)_i) / \sum P_x(t_0)_i \times 100$

出生要因の寄与度(%) : $CR_{b,x}(t, t_0)_i = (P_{n,x}(t, t_0)_i - P_{r,x}(t, t_0)_i) / \sum P_x(t_0)_i \times 100$

死亡要因の寄与度(%) : $CR_{d,x}(t, t_0)_i = (P_{r,x}(t, t_0)_i - P_{m,x}(t, t_0)_i) / \sum P_x(t_0)_i \times 100$

移動要因の寄与度(%) : $CR_{mg,x}(t, t_0)_i = (P_{s,x}(t, t_0)_i - P_{n,x}(t, t_0)_i) / \sum P_x(t_0)_i \times 100$

x : 年齢, i : 都道府県, t_0 : 期首時点, t : 期末時点

本手法の限界は、各要因の効果は分析期間内に生じた各要因により変化した人口の影響のみであり、分析対象期間より前の出生・死亡・移動が期首時点の年齢構造に及ぼした影響は年齢構造要因に含まれる点である(石井 2020)。とりわけ出生要因は分析期間の影響を大きく受ける。他の要因がすべての年齢の変化を対象にするのに対して、出生要因は当該期間に生じた出生数(0-4歳人口)の蓄積のみが評価されるため、分析期間が短い場合はその寄与度は極めて小さくなり、分析期間が長くなるにつれてその寄与度が大きくなる。一方で移動要因は短期的には大きな変動が観察されるが、長期的には相対的に小さくなる。適切な分析期間を定めることは困難であり、分析目的に応じて分析期間を設定することが求められる。なお、沖縄県は1950-75年について月別出生数を得ることができなかったため、1975年以後を分析期間とする。

2. 分析期間

本研究では、1950年から2020年までを1つの期間とする分析のほか、5年間隔に分けて10期間とした分析、10ないしは15年間隔で5期間(1950-1960年, 1960-1975年, 1975-1990年, 1990-2005年, 2005-2020年)とした分析を行い、その他に2015-2020年の期間に限定した分析を行う。

3. 人口動態率の定義

本研究では、国勢調査における1950-2020年の5年ごとの5歳階級別に都道府県別人口動態率を作成する。女性の年齢別出生率および男女年齢別生残率は、国勢調査時点の人口を再現するために補正した人口動態率を作成して用いる。純移動率には国勢調査から得られる男女年齢別コーホート変化率から上記の補正した男女年齢別生残率を除いた値を用いる。補正方法は鎌田ほか（2022）と同様である。

補正前の女性の年齢別出生率は、1950-1960年までは厚生省人口問題研究所『都道府県別標準化出生率』の「都道府県別、女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率および粗再生産率：昭和5年・25年・30年・35年」、1965年以降は旧厚生省・厚生労働省「人口動態統計」の都道府県別及び総務省統計局「国勢調査」により算出される公表値を用いた。また、国勢調査間の出生数（ $t-5$ 年10月～ t 年9月）を作成し、1979年までは人口動態統計に記載されている月別出生数を足し上げ、1980年以降は人口動態統計から集計した外国人を含む出生数の総数を用いた。

補正前の男女年齢別生残率は、1947-1948年、1950-1955年は水島治夫「府県別生命表集」（大正10-昭和31年）、1960年は水島治夫・重松峻夫「都道府県別生命表」（昭和34-36年）、1965年は旧厚生省「昭和40年地域別生命表」、1970年は旧厚生省「昭和45年地域別生命表」、1975年以降は国立社会保障・人口問題研究所の日本版死亡データベース（JMD）を用いて算出した。出生数と同様に、国勢調査間の死亡数（ $t-5$ 年10月～ t 年9月）を作成して用いた。

III. 分析結果

1. 人口増加率の要因分解結果：1950-2020年

表1には、1950-2020年、2005-2020年、2015-2020年における都道府県別にみた総人口の人口増加率を人口学的要因に分解した寄与度を示している。

(1) 1950-2020年

1950-2020年の全期間でみた人口増加率の中央値は2.3%の右に歪んだ分布であり（平均値31.2%、標準偏差66.5%）、最大値は神奈川県の上271.3%、最小値は秋田県の-26.7%である。東京圏を中心に三大都市圏の人口増加率が顕著に高く、非三大都市圏では相対的に低い水準であり、21県で人口増加率は負の値である。

全期間において平均的に大きな変化量をもつのは出生要因である（中央値-298.2%、平均値-288.0%）。出生要因は非三大都市圏においてマイナスの寄与度が高い傾向にあり、北海道・東北地方、九州地方など1950年時点で出生力が高かった地域において大きなマイナスとなっている（最小値は北海道の-470.3%、最大値は奈良県の-170.9%）。なお、本分析では出生要因の寄与度は2020年65-69歳コーホートまでの観察となっているため、1950

表1 期間別、都道府県別人口増加率と人口学的要因の寄与度

(%)

	1950-2020年					2005-20年					2015-20年				
	人口増加率					人口増加率					人口増加率				
	年齢構造	出生	死亡	移動		年齢構造	出生	死亡	移動		年齢構造	出生	死亡	移動	
北海道	21.6	286.6	-470.3	245.8	-40.4	-7.2	-6.6	0.8	1.1	-2.4	-2.9	-2.9	-0.1	0.1	-0.1
青森県	-3.5	240.6	-440.1	290.7	-94.6	-13.8	-7.6	0.2	1.5	-8.0	-5.4	-4.0	0.1	0.3	-1.8
岩手県	-10.1	193.0	-335.0	230.3	-98.4	-12.6	-7.4	0.0	1.1	-6.3	-5.4	-3.6	-0.1	0.0	-1.8
宮城県	38.4	212.3	-337.6	194.5	-30.8	-2.5	-4.0	0.4	1.3	-0.2	-1.4	-1.8	-0.2	0.2	0.4
秋田県	-26.7	200.6	-367.9	240.1	-99.6	-16.2	-11.1	0.1	1.6	-6.8	-6.2	-5.1	0.0	0.2	-1.3
山形県	-21.3	143.6	-241.8	174.5	-97.6	-12.2	-7.9	-0.2	1.6	-5.7	-5.0	-3.7	0.0	0.1	-1.4
福島県	-11.1	222.4	-327.2	204.1	-110.5	-12.3	-5.5	-0.1	1.4	-8.2	-4.2	-3.0	-0.1	0.1	-1.2
茨城県	40.6	195.9	-301.7	179.2	-32.9	-3.6	-4.6	0.5	1.4	-0.9	-1.7	-2.2	-0.1	0.1	0.4
栃木県	24.7	228.6	-354.1	201.7	-51.4	-4.1	-4.7	0.5	1.3	-1.2	-2.1	-2.1	-0.1	0.2	-0.1
群馬県	21.1	200.4	-313.6	180.5	-46.1	-4.2	-5.0	0.4	1.1	-0.7	-1.7	-2.4	-0.1	0.2	0.6
埼玉県	242.2	192.9	-326.9	188.2	188.0	4.1	-2.9	0.9	1.3	4.8	1.1	-1.2	-0.1	0.3	2.2
千葉県	193.8	175.0	-289.7	163.6	145.0	3.8	-3.9	0.9	1.6	5.2	1.0	-1.4	-0.2	0.2	2.4
東京都	123.8	84.7	-175.6	104.8	109.9	11.7	-5.7	1.5	1.6	14.4	3.9	-0.9	0.0	0.3	4.6
神奈川県	271.3	150.0	-242.2	128.3	235.3	5.1	-3.2	1.2	1.5	5.6	1.2	-0.9	-0.1	0.2	2.1
新潟県	-10.6	194.8	-316.4	196.6	-85.6	-9.5	-7.3	0.4	1.2	-3.8	-4.5	-3.1	0.0	0.1	-1.4
富山県	2.6	168.7	-335.7	219.0	-49.4	-6.9	-7.3	0.7	1.1	-1.4	-3.0	-3.1	0.1	0.2	-0.2
石川県	18.3	168.9	-313.8	200.7	-37.5	-3.5	-4.9	0.9	1.2	-0.8	-1.9	-2.0	0.0	0.2	-0.1
福井県	1.9	124.9	-235.5	178.3	-65.8	-6.7	-5.0	0.9	1.1	-3.6	-2.5	-2.2	-0.1	0.1	-0.3
山梨県	-0.2	189.6	-269.0	151.4	-72.2	-8.4	-5.1	0.6	1.1	-5.0	-3.0	-2.7	0.0	0.3	-0.7
長野県	-0.6	128.1	-192.4	123.0	-59.2	-6.7	-6.2	0.6	1.4	-2.5	-2.4	-2.8	-0.1	0.2	0.3
岐阜県	28.1	156.1	-276.3	176.4	-28.1	-6.1	-4.8	1.0	1.4	-3.7	-2.6	-2.1	-0.1	0.2	-0.6
静岡県	47.0	203.0	-294.6	159.4	-20.8	-4.2	-4.8	1.0	1.2	-1.6	-1.8	-2.1	-0.2	0.2	0.3
愛知県	122.5	162.1	-265.6	154.4	71.6	4.0	-2.4	1.3	1.5	3.5	0.8	-0.6	-0.1	0.2	1.3
三重県	21.2	127.2	-223.3	149.3	-32.1	-5.2	-5.5	1.0	1.4	-2.1	-2.5	-2.2	-0.1	0.2	-0.5
滋賀県	64.1	105.7	-191.7	144.6	5.6	2.4	-1.6	1.2	1.5	1.2	0.0	-0.6	-0.1	0.2	0.5
京都府	40.7	99.9	-198.5	124.4	14.9	-2.6	-4.7	1.3	1.6	-0.7	-1.2	-1.7	0.0	0.3	0.1
大阪府	129.1	89.2	-186.9	125.4	101.4	0.2	-4.4	0.9	1.7	2.1	0.0	-1.5	-0.1	0.3	1.3
兵庫県	65.1	119.5	-220.1	141.3	24.5	-2.2	-4.9	1.3	1.8	-0.5	-1.3	-1.7	-0.1	0.4	0.2
奈良県	73.4	82.8	-170.9	123.4	38.1	-6.8	-4.6	1.1	1.6	-4.9	-2.9	-2.2	0.0	0.4	-1.2
和歌山県	-6.1	110.6	-183.2	120.1	-53.5	-10.9	-8.3	0.8	1.4	-4.8	-4.3	-3.4	-0.1	0.3	-1.0
鳥取県	-7.8	131.5	-219.6	154.5	-74.2	-8.8	-6.9	0.7	1.4	-4.2	-3.5	-3.0	0.0	0.2	-0.8
島根県	-26.5	191.7	-308.4	190.8	-100.5	-9.6	-8.5	0.8	1.2	-3.0	-3.3	-3.6	-0.1	0.2	0.1
岡山県	13.7	144.6	-245.0	151.8	-37.8	-3.5	-5.4	0.8	1.6	-0.5	-1.7	-2.0	-0.1	0.3	0.1
広島県	34.5	135.8	-228.9	141.8	-14.3	-2.7	-5.1	1.4	1.4	-0.4	-1.6	-1.6	-0.2	0.2	0.0
山口県	-12.9	172.2	-294.5	173.8	-64.4	-10.1	-8.8	1.1	1.5	-3.9	-4.5	-3.5	0.0	0.3	-1.3
徳島県	-18.1	188.4	-344.1	216.7	-79.0	-11.2	-8.6	1.1	1.7	-5.4	-4.8	-3.4	0.1	0.2	-1.7
香川県	0.4	183.1	-294.5	164.9	-53.1	-6.1	-6.9	1.1	1.5	-1.7	-2.7	-2.7	-0.1	0.2	-0.1
愛媛県	-12.3	237.5	-361.1	191.4	-80.2	-9.1	-7.9	1.1	1.4	-3.6	-3.6	-3.1	-0.1	0.1	-0.5
高知県	-20.9	138.6	-228.9	135.1	-65.7	-13.2	-9.7	0.9	1.5	-5.8	-5.0	-4.1	0.1	0.3	-1.3
福岡県	45.5	184.9	-323.6	188.3	-4.1	1.7	-4.3	1.6	1.5	2.8	0.7	-1.3	-0.1	0.2	1.8
佐賀県	-14.1	190.5	-313.2	212.2	-103.7	-6.3	-4.6	0.8	1.4	-4.0	-2.6	-2.1	0.0	0.2	-0.7
長崎県	-20.2	237.8	-355.2	218.6	-121.5	-11.2	-6.0	1.3	1.4	-7.9	-4.7	-2.7	0.1	0.2	-2.3
熊本県	-4.9	209.8	-317.3	186.8	-84.3	-5.6	-5.3	1.2	1.3	-3.0	-2.7	-2.0	0.0	0.1	-0.8
大分県	-10.3	177.0	-310.5	200.2	-77.0	-7.1	-7.3	1.3	1.8	-2.9	-3.6	-2.7	0.0	0.2	-1.2
宮崎県	-2.0	265.6	-390.3	223.3	-100.6	-7.2	-5.3	1.3	1.3	-4.5	-3.1	-2.4	0.0	0.1	-0.8
鹿児島県	-12.0	213.3	-314.9	200.5	-110.8	-9.4	-6.4	1.3	1.3	-5.6	-3.6	-2.8	0.0	0.2	-1.1
沖縄県						7.8	4.5	1.4	0.7	1.1	2.4	1.1	-0.1	0.1	1.2
最小値	-26.7	82.8	-470.3	104.8	-121.5	-16.2	-11.1	-0.2	0.7	-8.2	-6.2	-5.1	-0.2	0.0	-2.3
中央値	2.3	180.1	-298.2	178.8	-52.3	-6.3	-5.3	0.9	1.4	-2.5	-2.6	-2.2	-0.1	0.2	-0.2
最大値	271.3	286.6	-170.9	290.7	235.3	11.7	4.5	1.6	1.8	14.4	3.9	1.1	0.1	0.4	4.6
平均値	31.2	173.0	-288.0	177.5	-31.4	-5.3	-5.6	0.9	1.4	-1.9	-2.3	-2.4	-0.1	0.2	-0.1
標準偏差	66.5	47.3	67.8	38.6	78.9	5.9	2.4	0.4	0.2	4.1	2.2	1.1	0.1	0.1	1.3

年以前の出生コーホートの影響は年齢構造要因に含まれている。したがって、分析期間をさらに延長した場合には、出生要因の寄与度は今以上にマイナス方向に高く観察される可能性がある。

次に平均的に高い寄与度を示すのは年齢構造要因（中央値180.1%，平均値173.0%）と死亡要因（中央値178.8%，平均値177.5%）である。年齢構造要因はすべての地域においてプラスの寄与度であり、1950年時点の人口構造がほとんどの地域で安定人口に近い「富士山型」の人口ピラミッドであることから、人口動態率が一定であったとしても人口を増加させるモメンタムを持っていたことを示している。死亡要因は年齢構造要因と同水準のプラスの寄与度であり、現在の高齢化率が高い非三大都市圏の地域ほどプラスの寄与度が高い傾向にある。その背後には、死亡力転換過程において、乳児死亡率の改善から中高年死亡率の改善へと年齢別死亡率が改善したこと、その効果は高齢化率の高い地域ほど顕在化しやすいことがある。年齢構造要因と死亡要因の関係については後述する。

移動要因は東京圏に属する都県、愛知県、大阪圏に属する府県のみがプラスの寄与度であり、その他の道県ではマイナスとなっている（中央値-52.3%，平均値-31.4%）。とりわけ東京圏の3県でプラスの寄与度が高く、最も移動要因が低かったのは長崎県（-121.5%）である。

(2) 2005-2020年

この期間における人口増加率の中央値は-6.3%（平均値-5.3%，標準偏差5.9%）であり、非大都市圏を中心にほとんどの地域で人口は減少し、人口増加率の最小値は秋田県の-6.2%，最大値は東京都の11.7%である。これまで多くの地域でプラスであった年齢構造要因が沖縄県（4.5%）を除きマイナスに転じた（中央値-5.3%，平均値-5.6%）。年齢構造要因がマイナスであるということは、人口動態率の変化によらず人口減少（主に「自然減」）の生じやすい人口構造であるほどに高齢化したことを示す。出生要因は2015年まで出生率は上昇し、その後も2005年より相対的に高い水準であったことから、プラスの寄与度となっているが、分析期間が短いこともあり、寄与度自体は1%程度である（中央値と平均値はともに0.9%）。死亡要因は、中高年死亡の改善が継続したこともあり、依然としてプラスの寄与度を示し、沖縄県が0.7%と比較的小さいことを除くと、地域差はさほどみられない（中央値と平均値はともに1.4%）。移動要因は、東京圏の転入超過と都心回帰の傾向が続いたことを反映し、東京都が14.4%と突出して高い寄与度であり、その他では東京圏の3県、愛知県、滋賀県、大阪府、福岡県、沖縄県のみがプラスの寄与度であった（中央値-2.5%，平均値-1.9%）。

(3) 2015-2020年

この期間における人口増加率の中央値は-2.6%（平均値-2.3%，標準偏差2.2%）であり、最小値は秋田県の-5.1%，最大値は東京都の3.9%であった。年齢構造要因の中央値は-2.2%（平均値-2.4%）であり、沖縄県を除く道府県でマイナスの寄与度であり、非三大都市

圏ほどマイナスの寄与度が大きい。出生要因は2016年以降の出生率低下の影響を受けて、多くの地域でマイナスの寄与度に転じた（中央値と平均値はともに-0.1%）。死亡要因は安定してプラスの寄与度である（中央値と平均値はともに0.2%）。移動要因は19都府県においてプラスの寄与度となっており（中央値-0.2%、平均値-0.1%）、群馬県、長野県、静岡県などで移動要因がプラスになるなど、この間の外国人人口の増加や2020年の新型コロナウイルス感染症による人口移動の抑制などの一部の影響が出ているものと推察される。

(4) 人口増加率と人口学的要因の相関関係：地域差の検出

1950-2020年の全期間における、人口増加率と人口学的要因の相関係数は、年齢構造要因-0.271、出生要因0.245、死亡要因-0.390、移動要因0.978であり、移動要因が人口増加率の地域差と強い関係性をもつことがわかる。2005-2020年における相関係数をみると、年齢構造要因0.827、出生要因0.546、死亡要因0.005、移動要因0.941であり、移動要因が最も高い値であることは変わらないが、年齢構造要因も高い値を示した。年齢構造要因の相関係数は1975年以降の期間では徐々に高くなっており（鎌田ほか 2022）、人口高齢化によって人口減少の生じやすい人口構造が地域差を伴いながら形成されたことで、年齢構造要因の違いが人口増加率の違いとなって表れやすくなっていることを示唆している。

2. 1950-2020年の人口増加率の5期間別寄与度への分解

Bongaarts and Bulatao (1999) の要因分解法は、対象となった分析期間の出生要因・死亡要因・移動要因を算出するため、短期的には移動要因の影響が大きくなり、長期的には出生要因の影響が大きくなるなど、分析期間によってその要因の影響が大きく変動する。

期間別に要因分解結果を示すことの利点は、各期間にみられる特徴的な人口動態の変化の影響を詳細に観察できる、あるいは期首時点の異なる複数の分析期間を比べることで高齢化の進展度合いの違いが及ぼす影響を観察できる、といったことがある。しかし、年齢構造要因には期首時点以前の人口学的要因によって変化した部分が含まれていることから、人口学的要因による影響（特に出生要因）を適切に評価するためには、長期的な観察を行う必要がある。

ここで示す分析結果は、1950年から2020年までを5つの期間（1950-1960年～2005-2020年）に分解したものである。このうちの年齢構造要因は、1950年を期首とした2020年までの年齢構造シナリオ結果と1950年の総人口の差を期首人口で標準化して、5期間の寄与度に分解している。なお、1950年を期首とした年齢構造シナリオは、高い出生力、低い生残率、純移動率ゼロが2020年まで継続するシナリオである。出生・死亡・移動要因については、自然増減シナリオと寿命伸長シナリオの差を出生要因、寿命シナリオと年齢構造シナリオの差を死亡要因、標準シナリオと自然増減シナリオの差を移動要因とする分解を各期間で別途計算することによって得られる。詳しい定式化は以下の通りである。

年齢構造要因の期間別寄与度(%)

$$\begin{aligned}
 & \frac{P_{m,x}(2020, 1950)_i - P_x(1950)_i}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &= \frac{[P_{m,x}(1960, 1950)_i - P_x(1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &+ \frac{[P_{m,x}(1975, 1950)_i - P_{m,x}(1960, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &+ \frac{[P_{m,x}(1990, 1950)_i - P_{m,x}(1975, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &+ \frac{[P_{m,x}(2005, 1950)_i - P_{m,x}(1990, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &+ \frac{[P_{m,x}(2020, 1950)_i - P_{m,x}(2005, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100
 \end{aligned}$$

出生要因の期間別寄与度(%)

$$\begin{aligned}
 & \frac{[P_{n,x}(2020, 1950)_i - P_{r,x}(2020, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &= \frac{[P_{n,x}(1960, 1950)_i - P_{r,x}(1960, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &+ \frac{[P_{n,x}(1975, 1950)_i - P_{r,x}(1975, 1950)_i] - [P_{n,x}(1960, 1950)_i - P_{r,x}(1960, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &+ \frac{[P_{n,x}(1990, 1950)_i - P_{r,x}(1990, 1950)_i] - [P_{n,x}(1975, 1950)_i - P_{r,x}(1975, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &+ \frac{[P_{n,x}(2005, 1950)_i - P_{r,x}(2005, 1950)_i] - [P_{n,x}(1990, 1950)_i - P_{r,x}(1990, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100 \\
 &+ \frac{[P_{n,x}(2020, 1950)_i - P_{r,x}(2020, 1950)_i] - [P_{n,x}(2005, 1950)_i - P_{r,x}(2005, 1950)_i]}{\sum P_x(1950)_i} \times 100
 \end{aligned}$$

死亡要因の場合は n を r, r を m に読み替え, 移動要因の場合は, n を s, r を n に読み替える. x は 5 歳年齢階級とする.

ここで北海道を例に期間別分解の構造についてみてみたい. 図 2 には, 1950-2020年の北海道のシナリオ別総人口の推移(左図)と 5 期間別にみた人口学的要因の寄与度(右図)を示している. 1950年を期首人口とすると, 最も総人口が増加するシナリオは寿命伸長シナリオである. 同シナリオは, 人口移動がなく, 高い出生力が継続するため, 総人口は急激に増加する(430万人[1950年]→2,716万人[2020年]). 次に総人口が増加するシナリオは年齢構造シナリオであり, 寿命伸長シナリオに加えて, 乳幼児死亡率が高い水準にある

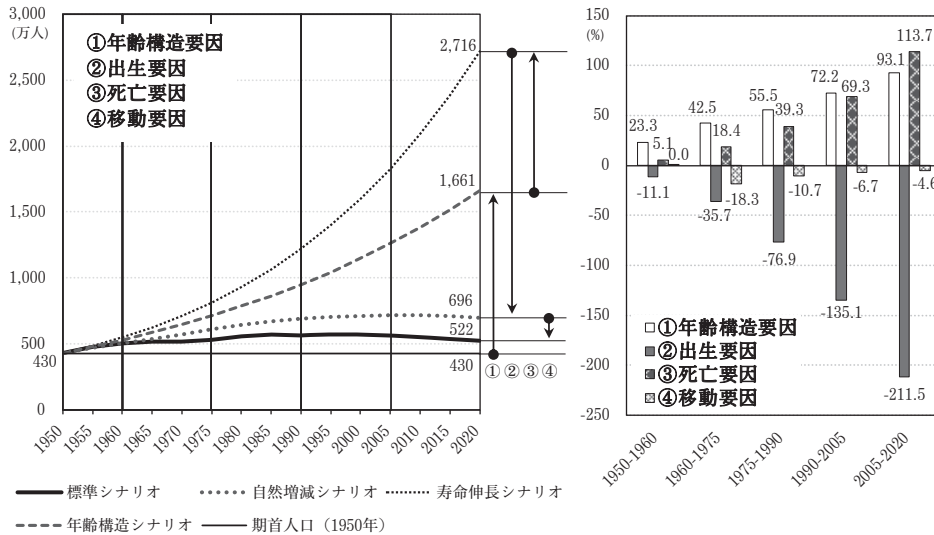


図2 1950-2020年の人口増加率の期間別分解の例（北海道）

死亡構造が固定されることで2020年時点の総人口は1,661万人まで抑えられる。寿命伸長シナリオ・年齢構造シナリオが時間経過に従って急激に増加する構造にあるのは、両シナリオでは高い出生力が継続することの効果時間が経過とともに累積的に高まっていくからである。自然増減シナリオは、人口移動がなく、出生・死亡は実績値通りに推移するシナリオであり、人口移動がないことで総人口は2020年時点で696万人となる。移動要因の効果は観察期間内の短期的変動を捉えるため、長期的な人口変動に対する蓄積される効果はこの分析上はみられないが、人口移動が10歳代後半から30歳代で生じることを考えると、出生要因との相互作用効果などが含まれていると考えられる。したがって、人口移動によって増加した出生数の増加分は出生要因として評価される。人口学的要因の各期間別寄与度についてみると（右図）、年齢構造要因、出生要因、死亡要因は、時間変化に伴い拡大する傾向が観察される。一方で移動要因は各期間における短期的変動をとらえるため、1960-1975年が最も高く、それ以降は寄与度が低下している。

沖縄県を除く都道府県について、1950-2020年の人口増加率を5期間に分解した結果を図3に示した。北海道の例でみたように、年齢構造要因、死亡要因、出生要因は、主に高い出生率が継続することによる蓄積された構造効果によって、近年の期間になるほど高い寄与度を示すといった結果がみられる。移動要因は1970年代までの三大都市圏への急激な人口移動の影響や、その後の少子高齢化による移動しやすい若年人口の相対的な減少により、直近の期間に近づくほど寄与度は小さくなっている。東京都・神奈川県・愛知県・大阪府は1950-1960年から移動要因がプラスであるが、埼玉県・千葉県は1960-75年以降に移動要因がプラスに寄与するなど、三大都市圏の都道府県でも移動要因の寄与度の大小は時期によって異なっており、都市化や郊外化や都心回帰といった人口移動状況の変化が見て取れる。

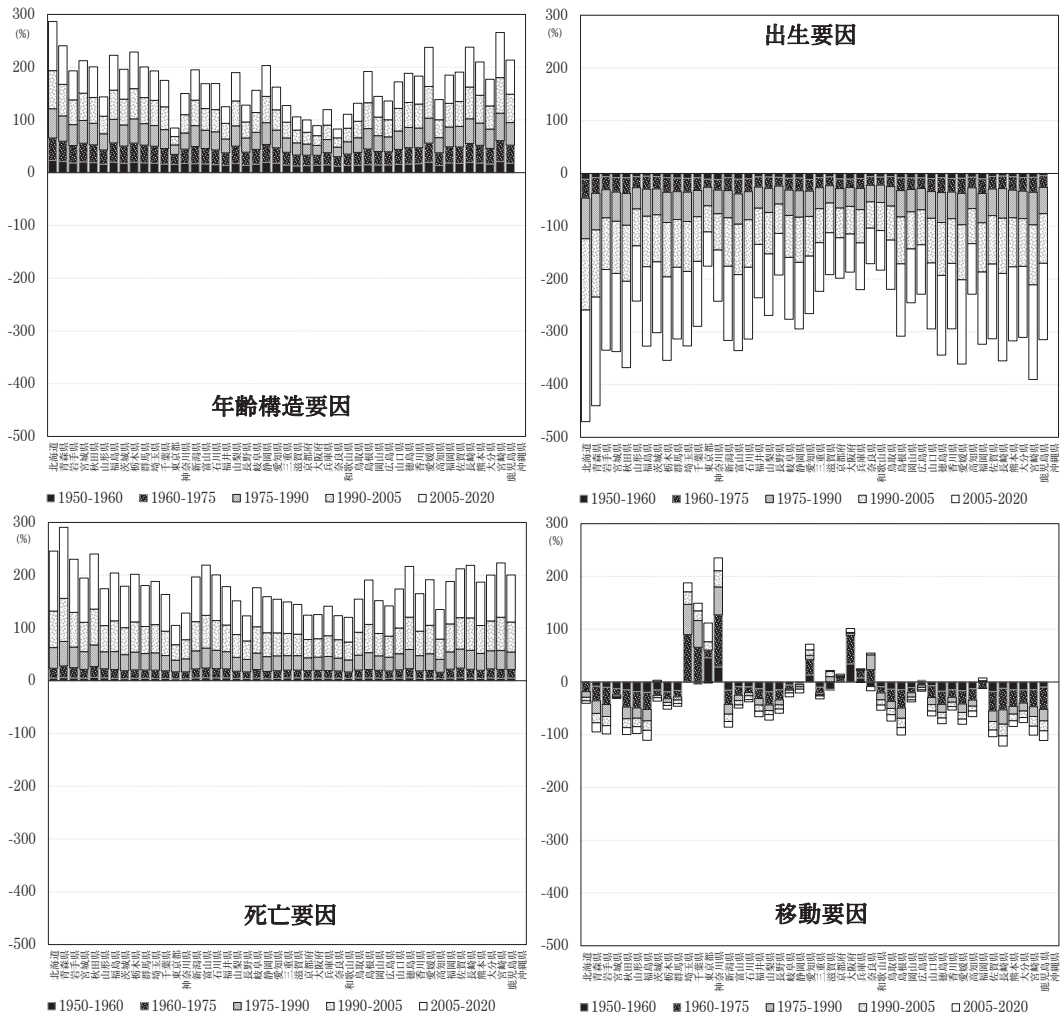


図3 1950-2020年の人口増加率について、人口学的要因を5期間に分解した寄与度

表2 1950-2020年の人口増加率の期間別要因分解結果について、5期間別にみた年齢構造要因とその他の人口学的要因との相関係数

		出生要因					死亡要因					移動要因				
		1950-1960	1960-1975	1975-1990	1990-2005	2005-2020	1950-1960	1960-1975	1975-1990	1990-2005	2005-2020	1950-1960	1960-1975	1975-1990	1990-2005	2005-2020
年齢 構造 要因	1950-60	-0.021					-0.022					-0.133				
	1960-75	-0.873					0.559					-0.364				
	1975-90	-0.913					0.749					-0.319				
	1990-05	-0.949					0.819					-0.446				
	2005-20	-0.952					0.856					-0.432				

表2には1950-2020年の人口増加率を5期間に分解した人口学的要因間の相関係数を示している。年齢構造要因と出生要因については、1960-75年以降、一貫して高い負の相関関係にある。これは、年齢構造要因がプラスとなっている地域ほど出生要因はマイナスとなっていることを表しており、人口増加が生じやすい人口構造の地域ほど出生率の効果でかえって人口減少がしやすくなっていることを示している。このような状況は近年ほど明瞭であり2005-2020年の両者の相関係数は-0.952である。年齢構造要因と死亡要因については、1960-1975年以降、1960-1975年の0.559から2005-2020年の0.856へと次第に相関係数は高まっている。これは、年齢構造要因が大きい地域ほど死亡要因も大きくなる傾向が近年ほど明確になっているからであり、人口増加が生じやすい人口構造の地域ほど高い出生率の累積効果による出生数の増加と乳幼児死亡率の低下を通じた人口増加が生じやすくなっていることを示している。年齢構造要因と移動要因の関係については、1960-1975年以降、-0.301から-0.451の範囲で推移しており、負の関係が見いだされる。移動要因がプラスの地域は三大都市圏が中心であり、その他の地域は移動要因がマイナスである。移動要因がマイナスの道県の分布をみると、年齢構造要因が大きい地域ほど移動要因が小さくなる比較的強い負の相関が観察され、人口増加が生じやすい人口構造の地域ほど、移動要因は人口減少を抑制する方向に作用することを示唆している。

3. 年齢／コーホート別、人口学的要因の寄与度

これまでは総人口の人口増加率の要因分解結果について、2020年までの分解結果や期間分解の結果を示してきた。本節では、年齢別人口変化の要因分解ならびにコーホート別集計による死亡要因・移動要因の変化について観察していきたい。

(1) 1950-2020年の人口増加率に対する人口学的要因の年齢別寄与度

図4には、1950-2020年の人口増加率について、総人口の人口増加率の要因分解結果と整合的な年齢別人口について各要因の年齢別寄与度を示した。年齢別人口の変化を独立して分解した結果ではないことに留意が必要である。選択された都府県は、人口増加率の分布が最小値（秋田県）、四分位に近い府県（25%：新潟県、50%：富山県、75%：京都府）、最大値（神奈川県）、特異値として東京都を示した。なお、年齢別人口学的要因を合計すると総人口の人口増加率になるように標準化されている。

秋田県の総人口の人口増加率は-26.7%（年齢構造要因200.6%、出生要因-367.9%、死亡要因240.1%、移動要因-99.6%）である。まず出生要因の大きなマイナスの寄与度が人口増加率を押し下げていることがわかる。年齢別にみた寄与度は低年齢になるほど高くなり、再生産年齢にある女子人口が減少していること、すなわち人口構造が高齢化していることを端的に示している。また移動要因が全年齢でマイナスであり、年齢別にみた寄与度は20歳代から60歳代前半で比較的マイナスの寄与度が高い。移動要因と出生要因との合計は1950年時点の人口構造の効果である年齢構造要因や死亡要因のプラスの寄与度の合計よりも大きいため人口減少が生じているとみることができる。年齢構造要因の年齢別寄与度

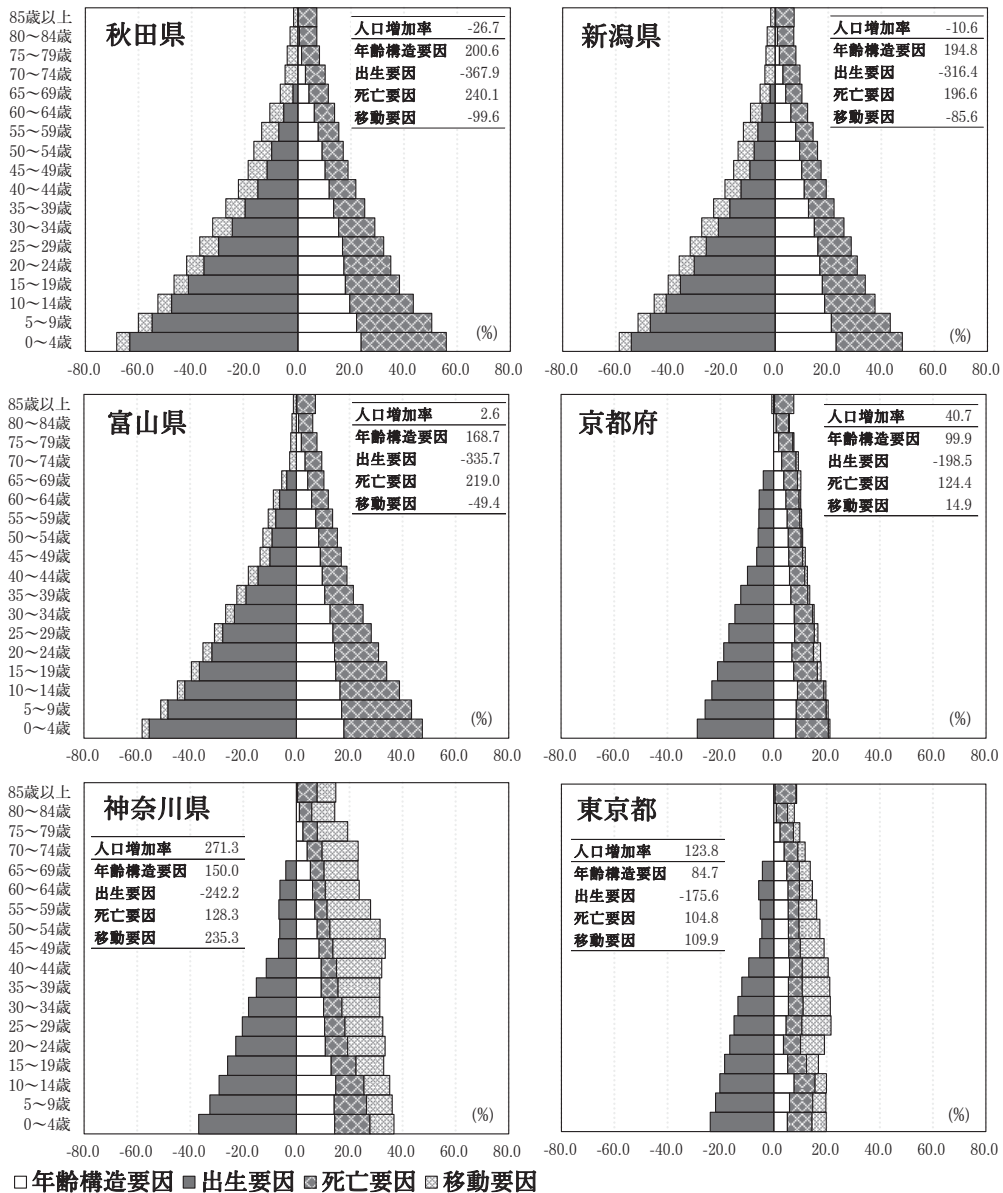


図4 1950-2020年の人口増加率について、5歳階級別にみた人口学的要因の寄与度

注：図内の表は総人口の人口増加率と人口学的要因の寄与度を示す。年齢階級別人口学的要因の寄与度は合計すると総人口の寄与度と一致するように算出した。年齢別人口の変化を独立して分解した結果ではないことに留意が必要である。

は低年齢ほどプラスの寄与度が高く、死亡要因も同様であるが、中高年部分での死亡率改善の効果もあり、高齢部分でも比較的高いプラスの寄与度がある。

新潟県も秋田県と同様の構造であり、総人口の人口増加率は-10.6%（年齢構造要因194.8%，出生要因-316.4%，死亡要因196.6%，移動要因-85.6%）である。秋田県よりも

出生要因・移動要因のマイナスの寄与度が小さいことが両県の差となっている。新潟県の死亡要因は秋田県に比べれば相対的に小さいものの高い水準にあり、死亡要因が高いことは高齢化がより進展していることを示すため、中長期的には人口減少が進む地域である。

富山県は中央値に近く、総人口の人口増加率は2.6%（年齢構造要因168.7%、出生要因-335.7%、死亡要因219.0%、移動要因-49.4%）である。基本的な構造自体は秋田県や新潟県と同様であるが、移動要因のマイナスの寄与度が比較的小さく、年齢構造要因や死亡要因によるプラスの寄与度と相殺されて結果的に人口増加率は正となっている。

これ以降の京都府、神奈川県、東京都では上記の3県とは様相が異なる。京都府の総人口の人口増加率は40.7%（年齢構造要因99.9%、出生要因-198.5%、死亡要因124.4%、移動要因14.9%）である。三大都市圏内の地域であって年齢構造要因によるプラスの寄与度は小さく、高齢化率も非三大都市圏に比べれば高くないため死亡要因の寄与度も高くない。もともと出生率が低いことから出生要因によるマイナスの寄与度も大きくなく、移動要因は僅かながらプラスの寄与を示すことから人口増加率は正となる。

神奈川県は最も人口増加率が高く、総人口の人口増加率は271.3%（年齢構造要因150.0%、出生要因-242.2%、死亡要因128.3%、移動要因235.3%）である。とりわけ移動要因のプラスの寄与度が大きく、その背景には他道府県から東京大都市圏への人口移動と東京大都市圏における郊外化による人口移動による影響があった。移動要因の年齢分布をみると、40歳代後半が比較的高く、第二次ベビーブーム世代の人口移動の影響が大きいと考えられる。年齢構造要因や死亡要因は京都府と同水準であり、出生要因のマイナスの寄与度は比較的大きいにも関わらず、移動要因の大幅なプラスの寄与があるために大きな人口増加が生じている。

最後に、東京都の総人口の人口増加率は123.8%（年齢構造要因84.7%、出生要因-175.6%、死亡要因104.8%、移動要因109.9%）であり、全都道府県の中で最も出生要因のマイナスの影響が小さいものの、神奈川県に比べ、人口増加率と移動要因が小さい。東京都の移動要因の寄与度が神奈川県に比べて小さくなっている背景には、特に1975年から1995年の期間に東京大都市圏の郊外地域に相当する神奈川県などへの人口移動の影響があった。

次に1950-2020年の人口増加率と人口学的要因について、年齢別寄与度を三大都市圏別・非三大都市圏別に示したのが図5である。三大都市圏・非三大都市圏の寄与度をすべて合計すると、全国の人口増加率になるように寄与度を算出した結果である。

1950-2020年の人口増加率の変化は0-4歳から20-24歳までの年齢層の減少、25-29歳以上の増加によって特徴づけられる。とりわけ45-49歳以降の2つのベビーブーム世代前後を含む中高年齢層の増加が大きい。三大都市圏・非三大都市圏別にみると、東京圏は0-4歳人口・5-9歳人口は減少しているものの、10-14歳人口以降では増加している。大阪圏と名古屋圏は0-4歳人口から15-19歳人口までは減少、20-24歳以上人口では増加している。非三大都市圏では0-4歳人口から30-34歳まで減少、35-39歳以上は増加となっている。非三大都市圏では20-24歳以下の減少と65-69歳以上の増加が大きい。

年齢構造要因は年齢別寄与度でみると低年齢になるにしたがって大きい効果があり、非

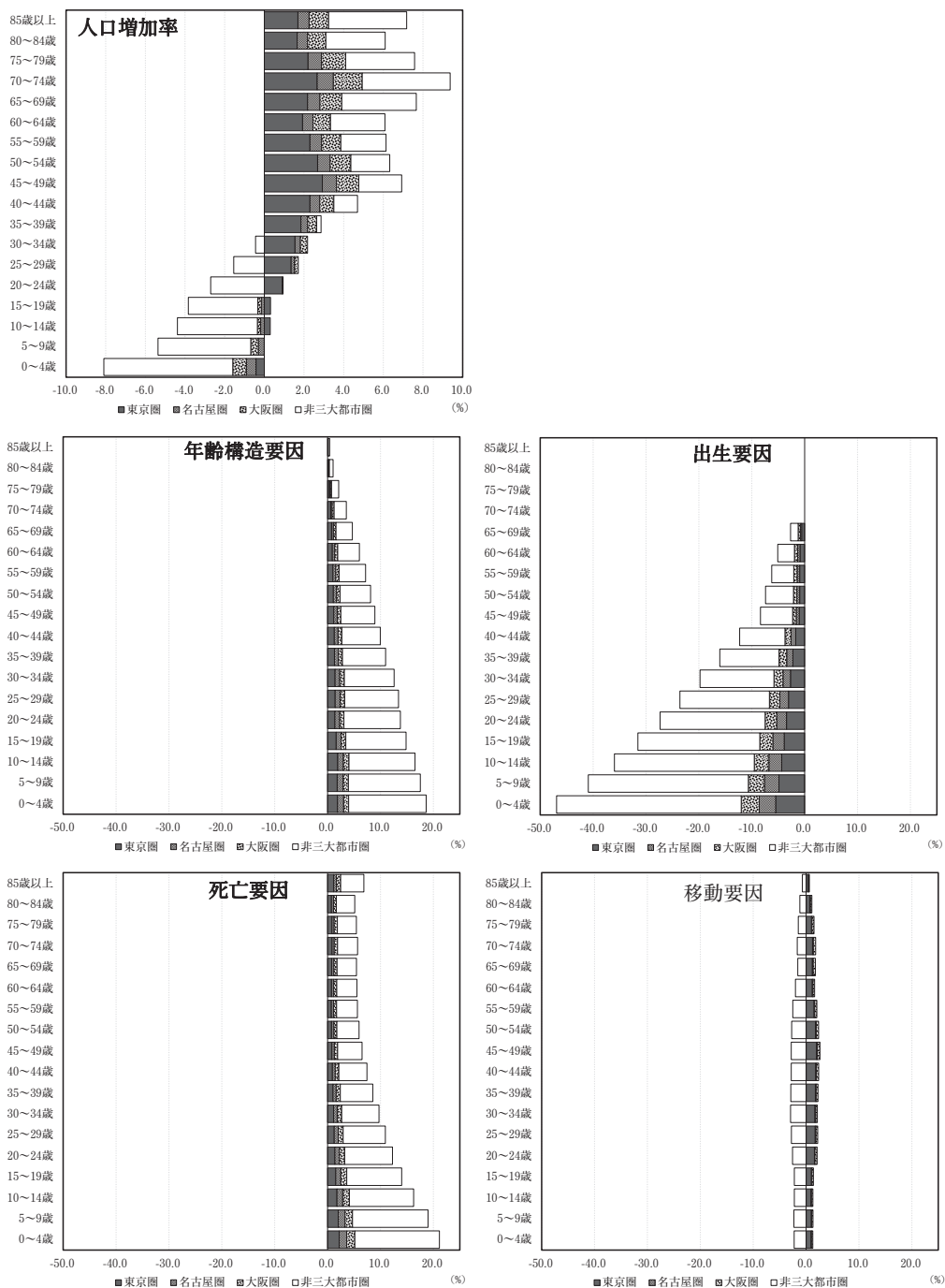


図5 1950-2020年の人口増加率について、三大都市圏別・非三大都市圏別、5歳階級別、人口学的要因の寄与度

注：三大都市圏・非三大都市圏の寄与度をすべて合計すると、全国の人口増加率になるように寄与度を算出した。年齢階級別人口学的要因の寄与度は合計すると総人口の寄与度と一致するように算出した。年齢別人口の変化を独立して分解した結果ではないことに留意が必要である。

三大都市圏によるプラスの寄与度が多くを占める。死亡要因も同様の傾向であるが、高齢部分のプラスの寄与度が比較的大きい点が異なる。出生要因は65-69歳までの観察であるが、全ての年齢でマイナスの寄与度となり、低年齢ほど寄与度が大きく、非三大都市圏の比重が大きい。移動要因は全年齢において三大都市圏はプラス、非三大都市圏はマイナスの寄与度となり、20歳代～50歳代後半で寄与度が比較的高い傾向にある。これらの人口学的要因の合計が人口増加率の分布になっている。

(2) コーホート別、死亡・移動要因の年齢別寄与度（三大都市圏・非三大都市圏別）

人口変化をコーホート別に観察するために、1950-2020年の期間について5年間ごとの人口増加率の要因分解を行い、コーホート変化の成分である死亡要因と移動要因について、コーホート別に集計した。対象となるコーホートは、1951-55年生まれコーホートから2016-2020年生まれコーホートである。三大都市圏・非三大都市圏別に死亡要因について示したのが図6である。死亡要因については、全体の変化を示した上図と40歳代以上の寄与度を観察するために寄与度のスケールを拡大した下図を示している。移動要因について同様に示したのが図7である。移動要因については、東京圏・大阪圏・名古屋圏別の結果

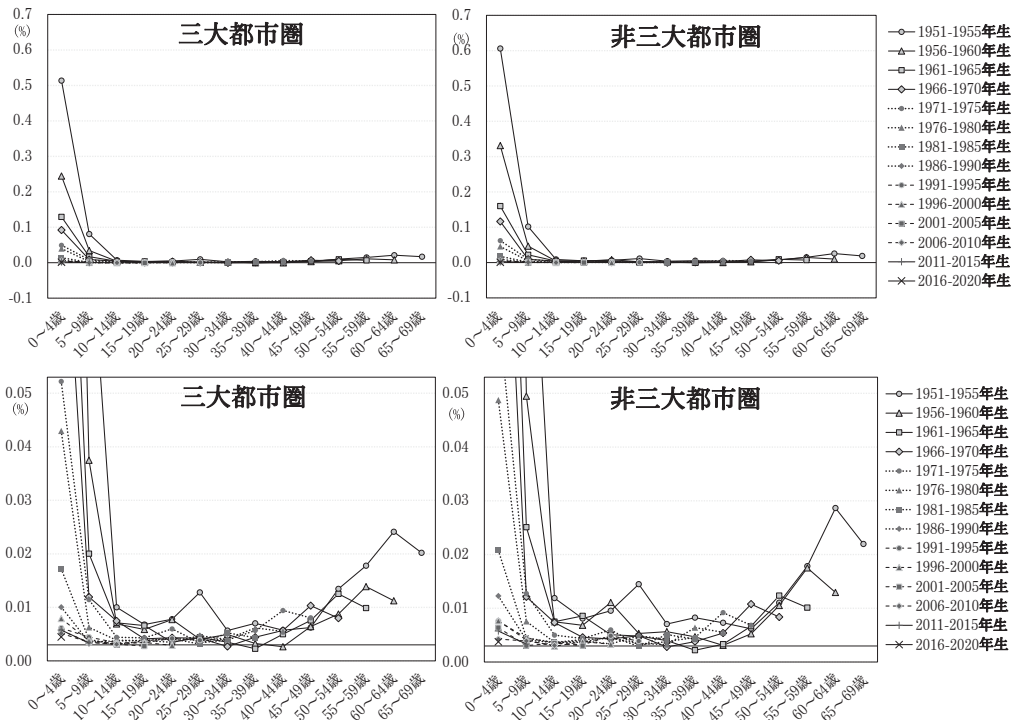


図6 1950-2020年における5年間人口増加率をコーホート別に集計した死亡要因の年齢別寄与度（三大都市圏・非三大都市圏別）

注：下図は上図の寄与度（Y軸）のスケールを上限0.08・下限-0.03に拡大したもの。この集計は年齢別人口のコーホート変化を人口学的方程式に基づいて算出したものではなく、5年間の期間変化をコーホート別に集計したものである点に留意が必要である。

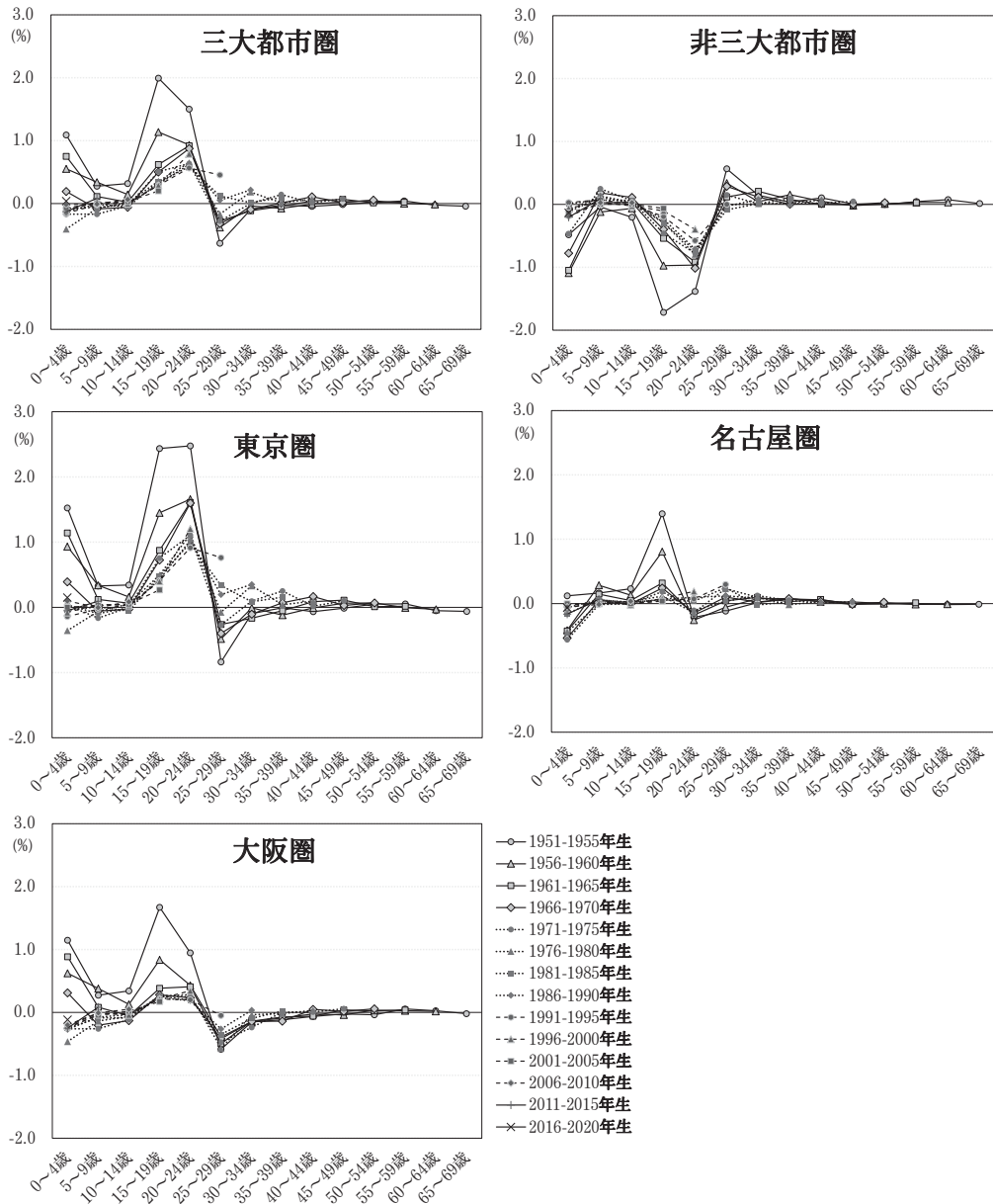


図7 1950-2020年における5年間人口増加率をコーホート別に集計した移動要因の年齢別寄与度
(三大都市圏(東京圏・大阪圏・名古屋圏)・非三大都市圏別)

注：この集計は年齢別人口のコーホート変化を人口学的方程式に基づいて算出したものではなく、5年間の期間変化をコーホート別に集計したものである点に留意が必要である。

も併せて示した。なお、ここでは1950年と1955年国勢調査の間に生まれた1950年10月から1955年9月生まれを「1951-1955年生まれコーホート」と略記する。

コーホート別、三大都市圏・非三大都市圏別に死亡要因の年齢別寄与度をみると(図6)、1951-1955年生まれコーホートから1966-1970年生まれコーホートにおいて0-4歳の寄与度

が高くなっている。これは乳幼児死亡率の急激な低下効果を示すものである。1971-1975年生まれコーホート以後のコーホートでは、0-4歳の寄与度は徐々に低下しており、乳幼児死亡率が低下したことでその改善効果も縮小したことを表している。一方で40歳前後を境として、それよりも高齢になると死亡要因は大きくなる傾向にある（図6下図）。三大都市圏と非三大都市圏では、非三大都市圏の方が若年部分でのプラスの寄与度が比較的高いが、高齢部分ではさほど差はみられない。

コーホート別、三大都市圏・非三大都市圏別に移動要因の年齢別寄与度をみると（図7）、非三大都市圏から三大都市圏への移動が年齢別パターンとして明確に表れている。15-19歳から20-24歳までは三大都市圏の移動要因の寄与度が高くなり、25-29歳以降でUターン移動などによりマイナスの寄与度となり、40-44歳以降では寄与度が0付近で安定する。非三大都市圏はその裏返しの年齢パターンとなる。

三大都市圏のコーホート別にみた移動要因の年齢別寄与度では、1951-1955年生まれコーホートから1961-1965年生まれコーホートの移動では15-19歳から20-24歳の顕著な移動要因のプラスの寄与度の他に0-4歳でもプラスの寄与度が観察される点が特徴的である。移動要因の寄与は近年のコーホートになるにしたがって小さくなっている傾向が見て取れる。これは総人口に占める若年人口が減少していることや大都市圏出身者の割合が高まっていることなどの影響である。

三大都市圏内のパターンの違いをみると、東京圏は20-24歳の移動要因の寄与度が顕著に高い点で他の大都市圏とは違いがある。25-29歳では1951-1955年生まれコーホートから1976-1980年生まれコーホートまではマイナスの寄与度であるが、1981-1985年生まれコーホート以降はプラスの寄与度に転じている。東京圏では20歳代後半以降にUターンに代表される人口移動が卓越する状況はみられなくなったと推測される。大阪圏は東京圏と同様のパターンであるが、25-29歳では全てのコーホートでマイナスの寄与度となっている点が異なる。30-34歳でも1981-1985年生まれコーホートまでマイナスの寄与度であり、15-19歳や20-24歳での転入超過が25-29歳や30-34歳での転出超過で純減となっている。名古屋圏はやや独特のパターンとなっており、15-19歳のプラスの寄与度は全てのコーホートで観察されるが、20-24歳では1976-1980年生まれコーホートまではマイナスであるものの、その後のコーホートではプラスの寄与に転じており、25-29歳から40-44歳までは概ねほとんどのコーホートでプラスの寄与度となっている。

IV. 結論と展望

本稿は、Bongaarts and Bulatao (1999)の方法を用い、1950-2020年の都道府県別人口の人口増加率を年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4要因に分解することによって、地域人口変動の構造を分析した。具体的には、(1)2020年を追加した分析期間を更新、(2)1950-2020年を5つの分析期間に分解、(3)人口学的要因の年齢別寄与度の分布、(4)コーホート別に人口学的要因の年齢別寄与度の分布について分析を行った。

分析結果は以下の通りであった。第一に2020年を追加した分析では、2015年以降の外国人人口の急激な増加や2020年初頭から確認された新型コロナウイルス感染症の世界的パンデミックの影響を受けた国際・国内人口移動の停滞の影響の一部が主に移動要因で観察された。出生要因や死亡要因は2021年以降の分析でその影響が観察されるものと推察される。

第二に、1950-2020年の人口増加率を人口変化が特徴的な5つの期間に分解した結果、年齢構造要因、死亡要因、出生要因は近年の期間になるほど高い寄与度を示し、移動要因は逆に非大都市圏から三大都市圏への移動が顕著であった1960-1970年代まで寄与度が高くなり、その後は徐々に移動要因は小さくなる結果であった。期間別に分解した人口学的要因間の相関係数については、年齢構造要因と出生要因については、1960-75年以降、一貫して高い負の相関関係、年齢構造要因と死亡要因では、相関係数は正の方向に高まる傾向となっている。年齢構造要因と移動要因の関係は、負の関係であった。

第三に、1950-2020年の人口増加率の人口学的要因の年齢別寄与度の分布では、年齢構造要因、死亡要因、出生要因は低年齢ほど年齢別寄与度が高い分布となる。1950年の安定人口に近い人口構造から人口減少を生じる人口構造への変化をみているため、人口を増加させるポテンシャルを持つ期首人口のプラスの要因と、低年齢から中高年の死亡率改善により人口増加を促進する死亡要因のプラスの寄与度が観察される。さらに人口高齢化・人口減少へと導く出生要因の圧倒的なマイナスの寄与度によって説明できる。移動要因では、三大都市圏は概ね全年齢でプラスの寄与が観察された。移動要因は期間別に分解すると、短期的な人口変動に対する影響が大きく観察されるため、期間別の分析からの観察も必要である。

最後にコーホート別に死亡・移動要因の年齢別寄与度を観察した結果、死亡要因は1950-70年代生まれコーホートでは0-4歳の寄与度が高く、40歳代以降に徐々に寄与度が高くなる死亡力転換過程が観察された。それ以降のコーホートでは中高年で寄与度の上昇のみが観察される。移動要因では、三大都市圏は10歳代後半から20歳代前半にかけて大きくプラスの寄与度が観察され、20歳代後半から30歳代にかけてマイナスになる年齢別寄与度を示す。東京圏は1980年代生まれコーホートからは20歳代後半以降のマイナスが解消されていること、名古屋圏は20歳代前半でマイナスの寄与のコーホートが多く、20歳代後半から40歳代前半まではプラスの寄与度が観察され、三大都市圏内でも異なる年齢別の傾向が観察された。

以上の結果をまとめると、1950-2020年の都道府県別の人口増加率を要因分解した結果、長期的な観察において、出生要因による大きなマイナスの寄与度が、1950年時点の人口増加を内包した安定した人口構造のプラスの寄与度と乳幼児死亡率の低下から中高年の死亡率低下に至る死亡要因のプラスの寄与度を打ち消すほどの影響を及ぼしている。そこに、移動要因によって主に三大都市圏にプラスの寄与度を及ぼすことによって、人口変化の地域差を形成した。ただし、このような地域差はあるものの、長期的な少子高齢化の影響により、沖縄県を除く全ての都道府県の年齢構造要因はマイナスとなり、人口動態率によらずとも人口減少が進行する負の人口モメンタムに到達したといえる。

2022年の全国の総人口の対前年人口変化は55.6万人の減少であった（総務省統計局 2023）。新型コロナウイルス感染症による世界的なパンデミックは日本の人口動態に大きな影響を及ぼしたが（岩澤ほか 2021）、社会増減に対しては外国人の出入国の動向はコロナ前の状況に戻りつつある一方で、自然増減は2021年以降死亡者数の増加と出生数の急激な落ち込みの影響が依然として継続している。

都道府県別人口の動向についてみると、2022年は東京都のみが人口増加（人口増加率0.20%）であり、その他の道府県では人口が減少した（総務省統計局 2023）。とくに沖縄県は1972年以降で初めての人口減少となった（同-0.01%）。唯一人口が増加した東京都も2021年の人口増加率は-0.27%であり、1995年以来の人口減少であった。コロナ禍において人口移動が制限されたことによる国際・国内人口移動の停滞化による影響であるとみられる（阿向 2021, 永井 2021, 2022）。さらに東京都も自然減少を内包する人口構造であり、人口増加は社会増加に依存しているため、移動傾向の停滞化は人口減少に直結する（鎌田ほか 2020a, 2022）。一方、2023年3・4月の人口移動の動向は、東京都はコロナ禍以前の水準に戻りつつあるが（斎藤 2023）、これらの動向に関する分析は今後の課題としたい。

その他の研究課題については、(1)年齢別人口の変化を独立に要因分解すること、(2)コーホート変化を人口学的方程式に基づいて算出すること、(3)人口学的要因どうしの相互作用効果の検討、(4)1990年代以降の外国人人口の増加を評価するために日本人人口と外国人人口を分けて要因分解を行うこと、(5)2020年の国勢調査ならびに全国の将来推計人口の公表を受けた地域別将来推計人口について分析することなどがある。次期の地域別将来推計人口の目標年は2050年であることが想定されるため、1950年から2050年までの100年間を用いた年齢別人口増加率の要因分解法を試算することも検討してみたい。

2023年に入り、「異次元の少子化対策」など人口減少対策が政府の重点課題に上り、各種会議体、地方自治体、メディアやSNSで議論が活発になされている。少子化対策でできること、できないことを分けて分析するためにも、本分析のような人口学的メカニズムによるマクロ変動に関する知見を踏まえることも重要であろう。引き続き本分析の深化に努めていきたい。

（2023年11月6日査読終了）

謝辞

※ 本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「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，課題番号20AA2007）（2020～2022）ならびに同「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」（研究代表者：小池司朗，課題番号23AA2005）（2023～2025）による助成を受けた。

参考文献

- Andreev, K., Kantorová, V. and Bongaarts, J. (2013) "Demographic Components of Future Population Growth", United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, Technical Paper, No. 2013/3.
- Bongaarts, J. and Bulatao, R. A. (1999) "Completing the Demographic Transition", *Population and Development Review*, 25(3), pp. 515-529.
- Kamata K., Koike S., Suga K. and Yamauchi M. (2021) "Demographic Components of Future Population Growth Rates by Prefectures in Japan: Supplementary Materials", Working Paper Series (E), No.32, March 2021.
- Kamata K., Koike S., Suga K. and Yamauchi M. (2022) "Demographic Components of Future Population Growth Rates by Municipalities in Japan: Supplementary Materials", Working Paper Series, No.60, pp. 1-25, 2022-03.
- Rees, P., Wohland P. and Norman P. (2013) "The Demographic Drivers of Future Ethnic Group Populations for UK Local Areas 2001-2051", *The Geographical Journal*, Vol. 179, No.1, pp. 40-60.
- United Nations (2017) "The Impact of Population Momentum on Future Population Growth", Population Facts, No. 2017/4, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- 阿向泰二郎 (2021) 「新型コロナウイルス感染症の流行と2020年度の国内移動者数の状況(1)－住民基本台帳人口移動報告の結果<全国>－」統計 Today No.171, 総務省統計局.
- 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号, pp.1-20.
- 石井太 (2020) 「出生水準が長期的な人口動向に及ぼす影響について」津谷典子・菅桂太・四方理人・吉田千鶴『人口変動と家族の実証分析』慶応大学出版会, pp.27-46.
- 石川晃 (2002a) 「わが国における人口高齢化の要因分析」『人口問題研究』第58巻第3号, pp.45-62.
- 石川晃 (2002b) 「地域における人口高齢化の要因分析」『人口問題研究』第58巻第4号, pp.47-64.
- 岩澤美帆, 小池司朗, 林玲子, 別府志海, 是川夕 (2021) 「新型コロナウイルス感染拡大と人口動態：何が分かり、何が起きるのか」国立社会保障・人口問題研究所 Working Paper Series, No.51.
- 鎌田健司, 小池司朗, 菅桂太, 山内昌和 (2020a) 「都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解」『人口問題研究』第76巻第2号, pp.240-264.
- 鎌田健司, 小池司朗, 菅桂太, 山内昌和 (2020b) 「市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解」『人口問題研究』第76巻第4号, pp.488-509.
- 鎌田健司, 小池司朗, 菅桂太, 山内昌和 (2022) 「都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950-2015年(1)総人口の分析結果」『人口問題研究』第78巻第1号, pp.156-176.
- 小池司朗 (2014) 「都道府県別高齢者人口変化の人口学的要因」『人口問題研究』第70巻第2号, pp.97~119. 厚生省「昭和40年地域別生命表」.
- 厚生省 (1975) 「昭和45年地域別生命表」『第13回生命表』補章.
- 厚生省人口問題研究所 (1966) 『都道府県別標準化出生率 [昭和5年全国人口標準] 昭和5年・25年・30年・35年』人口問題研究所研究資料第167号.
- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」,
<https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp> (2022年6月29日ダウンロード)
- 齊藤宣哉 (2023) 「2023年春の東京都の転入超過の状況 ～住民基本台帳人口移動報告2023年3月及び4月の結果から～」統計 Today No.194, 総務省統計局.
- 総務省統計局 (2021) 「令和2年国勢調査 人口等基本集計結果」結果の概要 (2021年11月30日).
- 総務省統計局 (2023) 「人口推計 (2022年(令和4年)10月1日現在)」結果の概要 (2023年4月12日).
- 高橋重郷 (1990) 「出生・死亡変数の変化とその人口構造への影響－年齢別人口成長率を用いた分析」『人口問題研究』第46巻第3号, pp.1-15.
- 永井恵子 (2021) 「新型コロナウイルス感染症の流行と2020年度の国内移動者数の状況(2)－住民基本台帳人口移動報告の結果<東京都>」統計 Today No.172, 総務省統計局.

- 永井恵子（2022）「東京都特別区部の転出超過の状況～住民基本台帳人口移動報告2021年の結果から～」統計 Today No.181, 総務省統計局.
- 中川雅貴, 山内昌和, 菅桂太, 鎌田健司, 小池司朗（2018）「都道府県別にみた外国人の自然動態」『人口問題研究』第74号第4号, pp.293-319.
- 水島治夫（1961）『府県別生命表集』生命保険文化研究所.
- 水島治夫, 重松峻夫（1964）「都道府県別生命表 1959～1961」, 寿命学研究会年報10周年記念特別編集『寿命と老年問題』別冊.
- 山内昌和・小池司朗・江崎雄治（2017）「人口学的要因からみた地域人口の変化と将来像」森田朗監修, 国立社会保障・人口問題研究所編『日本の人口動向とこれからの社会』一般社団法人東京大学出版会, pp.33-59.

Demographic Decomposition of Population Growth Rates by Prefectures in Japan: 1950-2020

(2) Decomposition by Time Period and Analysis of Population by Age Groups

KAMATA Kenji, KOIKE Shiro, SUGA Keita and YAMAUCHI Masakazu

This study decomposes the population growth rates of the population by age group by prefecture in Japan into four demographic factors: age structure, fertility, mortality and migration. We performed the factor decomposition for the period from 1950 to 2020; this period was then divided into five scenarios. We evaluate the contributions of these factors to the population growth rates of the prefectures using the method of Bongaarts and Bulatao (1999).

As a result of the analysis, first, the analysis with the year 2020 added confirmed the steady decline of the population, with all prefectures except Okinawa Prefecture showing a negative age structure. Second, the population growth rate for the period 1950-2020 was divided into five periods characterized by population growth, and the results showed that the age structure factors, the mortality factors and the fertility factors had higher contributions in the more recent periods. On the other hand, the migration factor showed a higher contribution in the 1960s and 1970s, when migration from non-metropolitan areas to the three major metropolitan areas was more pronounced, and gradually declined thereafter. Thirdly, the distribution of the contribution of demographic factors to the population growth rate between 1950 and 2020 by age group shows that the contribution of age structure, mortality and fertility factors is higher for younger age groups. Finally, the age-specific contributions of the mortality and migration factors were examined by cohort, and a mortality transition process was observed in which the contribution of the mortality factor was high in the 0-4 age group for the cohort born in the 1950s-1970s and gradually increased after the 40s. For the migration factor, the three major metropolitan areas showed a large positive contribution from the late teens to the early 20s and a negative contribution from the late 20s to the 30s, indicating an age-specific contribution.

keywords: demographic transition of prefectures, population growth rates, decomposition method, contributions of demographic factors

 統 計

全国人口の再生産に関する主要指標：2022年

(別府志海)

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

本稿では2022年における日本の人口再生産率に関する主要指標について、2022年1月から12月までの出生・死亡統計¹⁾(確定数)、2022年10月1日現在の日本人人口²⁾および2022年簡易生命表³⁾の数値に基づき算出した。その内容は、1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女性の人口再生産率ならびに安定人口諸指標⁴⁾である。

以下、これら諸指標の概況を説明した後、2022年の特徴について述べる。

主要結果

2022年の出生数は770,759人であり、前年(2021年)の811,622人から40,863人減少した。出生数は1973年の209万人をピークに減少し、1990年代には120万人前後で推移していたが、2000年以降再び減少傾向が顕著になり、2005年には106万人と戦後最少を記録した。その後2006年から08年にかけては109万人へと若干増加し、2009年から10年までは107万人程度で推移していたが、2011年から再び減りはじめ、2016年は戦後初めて100万人を下回った。また、普通出生率もほぼ同様の傾向を示し、1973年の19.3%から多少の変動はみられるが、一貫した低下傾向が続き2005年には8.4%まで低下した。しかし、2006年には8.7%と前年に比べ0.3ポイント上昇し、2008年まで緩やかに上昇した後再び低下に転じ、2022年は2021年より0.3ポイント低い6.3%で戦後最低の水準となった。

一方、2022年の死亡数は1,569,050人で、前年の1,439,856人に比べ129,194人増加し、普通死亡率は12.9%と前年(11.7%)に比べ1.2ポイント上昇した。死亡数および率ともに1980年代中葉以降短期的な変動はみられるが、概ね増加傾向を示し2003年に実数で100万人を上回り、2011年には戦後(1947年以降)初めて120万人を、2016年には130万人を突破し、2022年には150万人を超えて戦後最多を更新した。普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、2005年に初めてマイナス(-0.2%)になったが2006年はプラス(0.1%)となった。2007年以後はマイナスが続くとともに水準も拡大して2022年には-6.5%となり、人口減少が徐々に加速している状況を裏付けている。

1) 厚生労働省政策統括官(統計・情報システム管理、労使関係担当)『令和4年 人口動態統計』, 2023年9月公表。

2) 総務省統計局『人口推計』, 2023年4月公表。

3) 厚生労働省政策統括官(統計・情報システム管理、労使関係担当)『令和4年 簡易生命表』, 2023年7月公表。

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

各指標の定義および詳細については、次の文献を参照されたい。

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

2. 岡崎陽一『人口統計学〔増補改訂版〕』古今書院, 1999年5月。

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

標準化人口動態率をみると、2022年の出生率は8.1‰、死亡率は1.6‰となり、前年に比べ出生率は0.4ポイントの低下、死亡率は同水準となった。これにより2022年の自然増加率は6.5‰となり、前年と比べ0.4ポイント低下した。標準化人口動態率を普通動態率と比べると、1930年以前は出生率・死亡率とも水準にほとんど差はないが、1940～1970年代では標準化出生率が上回り、1980年代半ばから2000年代半ばまではほぼ同一の水準であった。それ以降は標準化出生率がほぼ横這いであるのに対し、普通出生率は低下続けているために乖離が広がったのち、2015年頃からは両者がほぼ平行に低下している。死亡率では標準化死亡率が特に1950年代半ばから現在まで低下傾向であるのに対し、普通死亡率は低下が緩やかであり、さらに1980年代からは上昇に転じて両者の差は年を追って拡大している。この両者の差は標準化人口動態率算出に用いた標準人口と普通動態率算出に用いた人口における年齢構造の相違によるものであり、特に死亡率における両者の差は人口の高齢化に起因する（表1、図1）。

人口再生産率をみると、合計特殊出生率は、1940年以前に4.1～5.1の水準にあり、1947～49年に4.3を超える水準であった（表2、表4、図2）。しかし1950年代に入ると急速に低下し、1966年は「ひのえうま」の迷信による影響から1.58まで低下した。1967年以降の出生率は2.1を上回って推移したが、1974年は2.05となり人口置換水準を下回った。この後は長期的な低下傾向となり、1990年に公表された1989年の合計特殊出生率が「ひのえうま」を下回ったことは「1.57ショック」として大きな話題となった。その後の2005年には1.26となったが、2006年以降は若干の上昇傾向を示し、2015年に1.45となった後に低下傾向へ転じている。2022年の合計特殊出生率は1.26であり、前年（1.30）と比べ0.04低下して戦後最低となった。総再生産率は、戦前から戦後直後まで2を上回る水準にあったが、1950年に2.0の水準を割り込み1950年代半ばから1970年代半ばまで1.0の水準付近にあった。しかし1974年に1.0を下回ってから2005年の0.61までほぼ持続的に低下し、その後やや上昇したが再び低下して2022年は再び0.61の水準にある。純再生産率は、1940年以前でも1.3～1.6に留まり、1947～49年も1.7であった。1950年代半ばから1970年代前半まで概ね1.0の水準で推移した後に低下を始め、1990年に0.74、2005年に0.61まで低下して反転したが、2022年は0.61となっている。総再生産率と比べると純再生産率は1950年以前ではかなり低い水準にあるが、近年では低死亡率を反映し、純再生産率と総再生産率がほぼ同一の水準となっている。合計特殊出生率を純再生産率で除した指標である人口置換水準は、1940年以前は当時の死亡率が高かったことから2を大きく超えていたが、戦後の急激な死亡率低下を受けて1960年に2.18へ低下した後も低下の傾向が続き、1980年には2.09と2.10を割り込んだ。その後は2000頃まで概ね2.08で推移していたが、2001年以降は2017年と2020年を除いて2.07で推移している。この間の細かな上下動は主に出生性比の変動に起因する。

安定人口⁵⁾における諸指標をみると、増加率は1950年頃まで10%を超える水準にあったが、1950年代の前半に急速に低下し、1950年代後半から1960年代前半は-1～-3%程度であった（表3）。1960年代後半から1970年代前半は、「ひのえうま」の影響から1966年が-11.1%となった後は0～1%の水準であり、静止人口（人口増減がない安定人口）に近かったと言える。しかし1970年代後半から増加率はマイナスになっており、2022年には増加率-15.5%、出生率5.3‰、死亡率20.8‰となっている。これを前年（2021年）と比べると、増加率は1.1、出生率は0.3ポイントそれぞれ低下したのに対し、死亡率は0.8ポイント上昇している。また、安定人口平均世代間隔は32.1年となり前年より0.1年の伸びを示している。これは晩産化の影響によるものである（表9）。安定人口の65歳以上割合は2005年の40.8%をピークに若干減少したが2015年以降は上昇しており、2022年は41.5%となった。

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

安定人口における65歳以上割合に比べ実際人口におけるそれが32.5%と低いのは、現実に観察された過去の出生・死亡の影響に他ならない（表10）。

次に、上記諸率の算出に用いた出生率ならびに死亡率について、少し詳細に触れたい。年齢別出生率はいずれの年次も単峰曲線を描いているが、その水準は、とりわけ1970年の前後で大きく異なっている（表5、図3）。年次別にみると、1930年は他の年次と比較して特に10歳代と30歳代後半の出生率が高い。1950年は1930年と比べて特に30歳以上での出生率が低下しており、1970年は1930年、1950年と比べ25歳以上の出生率低下が著しい。ところが1990年以降になると出生率低下が新たな局面に入ったことを伺わせる。1990年以降の変化の特徴は、30歳未満における出生率の大きな低下と30歳以上での出生率上昇であり、したがって出生タイミングの遅延である。1990年以降、30歳代における出生率の上昇を20歳代の低下が上回る傾向が続いていたが、2006年以降になると20歳代の出生率低下は小幅になる一方で30歳以上の出生率がそれを上回って上昇しており、このことが合計特殊出生率を押し上げていた。2022年を2021年と比べると、30歳未満では0.026低下しているのに対し、30歳以上でも0.020の低下と年齢層による低下幅の相違が小さくなっており、全体として0.046低下している。

出生順位別合計特殊出生率をみると、第1子および第2子出生率は1960年代後半にかけて上昇した後、1990年頃まで緩やかに低下する（表6、表7、図4）。その後、第1子出生率はほぼ一定で推移するが、第2子出生率は2005年頃にかけて低下を続け、その後若干上昇している。これに対し、第3子以上の出生率は1950～60年代にかけて大きく低下し、1970年代前半を除けば低い水準を保っている。2005年からは第1～3子の出生率が若干ながら上昇していたが、2015年からは再び低下傾向となっている。

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

年齢別死亡率は、前年（2021年）と比べて男女とも65～69歳まではほぼ同水準だが、70歳以上になると特に男性で死亡率が高くなっており、さらに90歳以上では男女とも上昇傾向が顕著である。最も変化幅の大きな年齢は男女とも90歳以上であり、男性は0.0184、女性は0.0138の上昇であった（表8）。この背景には人口高齢化にともなう上昇に加えて新型コロナ（COVID-19）による影響も考えられる。

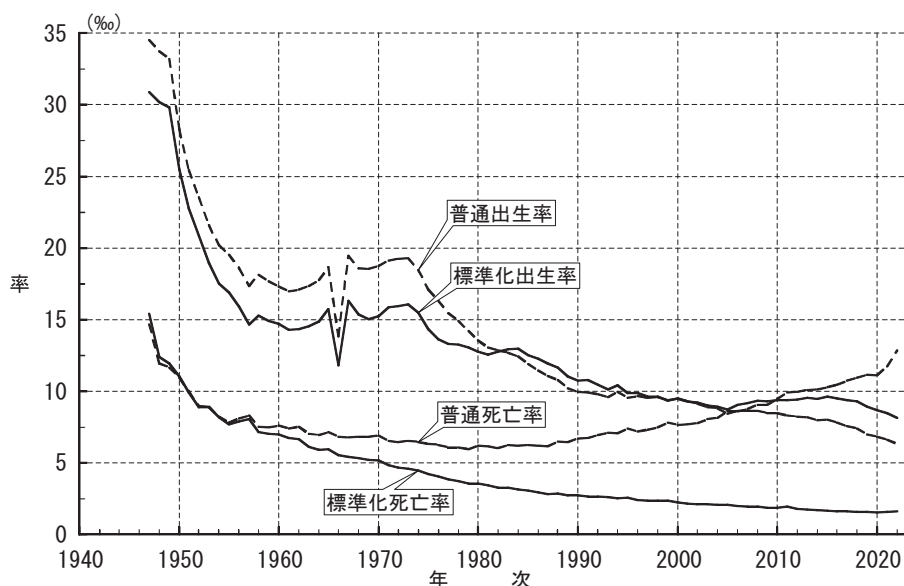


図1 年次別人口動態率の普通率および標準化率：1947～2022年

が、ここでは死因を含めた詳細な分析は行わないことから可能性を指摘するにとどめる。

2022年について男女計の安定人口年齢構造を求めると、年少（0～14歳）人口割合は9.5%、老年（65歳以上）人口割合は38.1%であった（表11）。これを実際人口における年齢構造と比較すると、安定人口年齢構造の年少人口割合は2.2ポイント小さく、老年人口割合は8.6ポイント大きい。この差は、前述のように過去における出生・死亡の影響である。

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

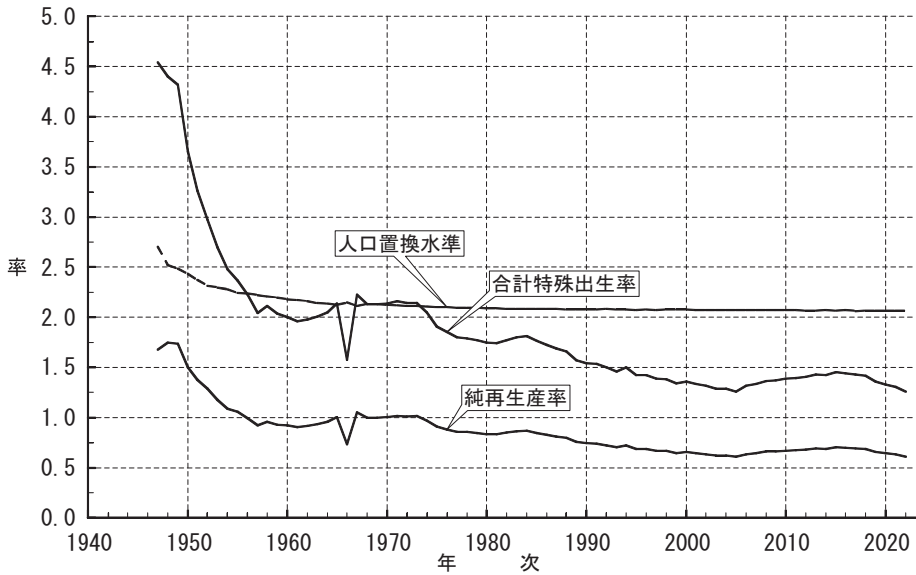


図2 女性の人口再生産に関する主要指標：1947～2022年

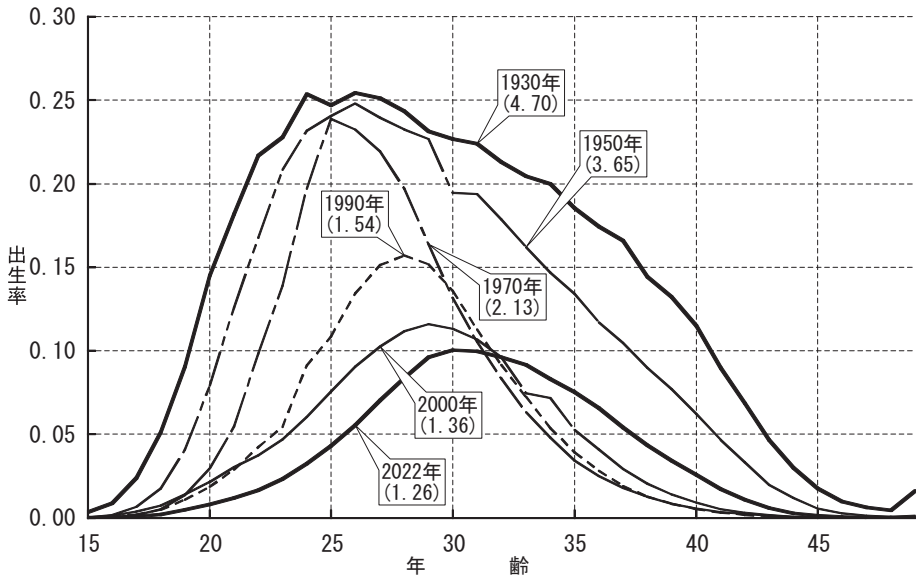


図3 女性の年齢別出生率：1930、50、70、90、2000、22年

表1 年次別標準化人口動態率：1925～2022年
Table 1. Standardized and Crude Vital Rates: 1925-2022

年次 Year	標準化人口動態率(%) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数(%) Index of standardized vital rates (1930=100)			[参考] 普通動態率(%) Crude vital rates		
	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate
1925	35.27	20.28	14.99	109.01	111.47	105.85	34.9	20.3	14.6
1930	32.35	18.17	14.19	100.00	100.00	100.00	32.4	18.2	14.2
1940	27.75	15.89	11.87	85.78	93.35	76.09	29.4	16.5	12.9
1947	30.87	15.41	15.46	95.42	84.79	109.02	34.5	14.7	19.8
1948	30.20	12.38	17.82	93.35	68.16	125.61	33.7	12.0	21.8
1949	29.83	11.95	17.88	92.20	65.76	126.05	33.2	11.6	21.6
1950	25.47	11.02	14.45	78.74	60.68	101.86	28.3	10.9	17.3
1955	16.88	7.70	9.18	52.18	42.40	64.70	19.5	7.8	11.7
1960	14.69	7.01	7.69	45.42	38.57	54.20	17.3	7.6	9.7
1965	15.74	5.96	9.77	48.64	32.83	68.89	18.7	7.2	11.5
1970	15.26	5.19	10.07	47.18	28.57	71.00	18.8	6.9	11.8
1971	15.87	4.83	11.04	49.06	26.59	77.83	19.1	6.5	12.6
1972	15.96	4.66	11.30	49.35	25.67	79.66	19.2	6.5	12.8
1973	16.07	4.62	11.46	49.68	25.40	80.77	19.3	6.5	12.7
1974	15.47	4.46	11.02	47.82	24.53	77.66	18.5	6.5	12.0
1975	14.32	4.21	10.11	44.25	23.18	71.25	17.1	6.3	10.8
1976	13.65	4.06	9.59	42.19	22.34	67.61	16.3	6.3	10.0
1977	13.31	3.85	9.46	41.15	21.18	66.72	15.5	6.1	9.4
1978	13.25	3.74	9.51	40.94	20.56	67.05	14.9	6.1	8.8
1979	13.07	3.57	9.50	40.41	19.66	66.98	14.2	6.0	8.3
1980	12.76	3.58	9.18	39.43	19.71	64.69	13.5	6.2	7.3
1981	12.55	3.45	9.10	38.79	18.98	64.17	13.0	6.1	6.9
1982	12.75	3.29	9.46	39.40	18.09	66.69	12.8	6.0	6.8
1983	12.95	3.28	9.67	40.02	18.03	68.17	12.7	6.2	6.5
1984	12.96	3.16	9.80	40.05	17.40	69.07	12.5	6.2	6.3
1985	12.53	3.06	9.47	38.73	16.87	66.73	11.9	6.3	5.6
1986	12.26	2.95	9.31	37.90	16.23	65.66	11.4	6.2	5.2
1987	11.95	2.83	9.12	36.94	15.58	64.30	11.1	6.2	4.9
1988	11.66	2.85	8.81	36.04	15.67	62.14	10.8	6.5	4.3
1989	11.02	2.74	8.28	34.06	15.09	58.36	10.2	6.4	3.7
1990	10.74	2.73	8.01	33.20	15.03	56.46	10.0	6.7	3.3
1991	10.78	2.67	8.11	33.33	14.71	57.18	9.9	6.7	3.2
1992	10.48	2.67	7.81	32.38	14.68	55.06	9.8	6.9	2.9
1993	10.14	2.63	7.51	31.35	14.49	52.93	9.6	7.1	2.5
1994	10.42	2.54	7.88	32.22	14.00	55.56	10.0	7.1	2.9
1995	9.90	2.58	7.32	30.59	14.21	51.57	9.5	7.4	2.1
1996	9.89	2.43	7.47	30.58	13.35	52.65	9.7	7.2	2.5
1997	9.65	2.37	7.28	29.83	13.06	51.30	9.5	7.3	2.2
1998	9.63	2.37	7.25	29.75	13.06	51.13	9.6	7.5	2.1
1999	9.35	2.37	6.98	28.91	13.06	49.21	9.4	7.8	1.6
2000	9.51	2.25	7.26	29.40	12.39	51.18	9.5	7.7	1.8
2001	9.29	2.18	7.11	28.72	12.00	50.12	9.3	7.7	1.6
2002	9.21	2.13	7.09	28.47	11.72	49.98	9.2	7.8	1.4
2003	8.99	2.11	6.88	27.79	11.61	48.50	8.9	8.0	0.9
2004	8.95	2.06	6.89	27.66	11.34	48.57	8.8	8.1	0.7
2005	8.72	2.07	6.66	26.95	11.39	46.95	8.4	8.6	-0.2
2006	9.06	2.00	7.06	28.00	11.01	49.77	8.7	8.6	0.1
2007	9.16	1.96	7.20	28.31	10.79	50.76	8.6	8.8	-0.1
2008	9.34	1.94	7.40	28.87	10.68	52.17	8.6	9.0	-0.4
2009	9.31	1.88	7.43	28.78	10.35	52.38	8.5	9.0	-0.6
2010	9.40	1.87	7.53	29.06	10.29	53.08	8.5	9.5	-1.0
2011	9.40	1.94	7.47	29.06	10.68	52.66	8.3	9.9	-1.6
2012	9.43	1.81	7.62	29.15	9.96	53.72	8.2	10.0	-1.7
2013	9.53	1.76	7.77	29.46	9.69	54.78	8.2	10.1	-1.9
2014	9.47	1.72	7.75	29.27	9.47	54.63	8.0	10.1	-2.1
2015	9.62	1.67	7.94	29.74	9.19	55.97	8.0	10.3	-2.3
2016	9.51	1.64	7.86	29.40	9.03	55.41	7.8	10.5	-2.6
2017	9.36	1.61	7.75	28.93	8.86	54.63	7.6	10.7	-3.2
2018	9.24	1.60	7.65	28.56	8.81	53.93	7.4	11.0	-3.6
2019	8.84	1.57	7.27	27.32	8.64	51.25	7.0	11.1	-4.2
2020	8.69	1.55	7.14	26.86	8.53	50.33	6.8	11.1	-4.3
2021	8.46	1.57	6.89	26.15	8.64	48.57	6.6	11.7	-5.1
2022	8.14	1.63	6.51	25.16	8.97	45.89	6.3	12.9	-6.5

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

表2 年次別女性の人口再生産率：1925～2022年
Table 2. Reproduction Rates for Female: 1925-2022

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総 再生産率 GRR (2)	純 再生産率 NR (3)	再生産 残存率 (3)/(2) (4)	人口 置換水準 (1)/(3) (5)	(1)-(5) (6)	1930年を基準とした指数		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NR
1925	5.10	2.51	1.65	0.66	3.10	2.00	108.4	109.3	108.2
1930	4.70	2.29	1.52	0.66	3.09	1.61	100.0	100.0	100.0
1940	4.11	2.01	1.43	0.71	2.87	1.24	87.4	87.5	94.2
1947	4.54	2.21	1.68	0.76	2.71	1.84	96.6	96.3	110.4
1948	4.40	2.14	1.75	0.82	2.52	1.88	93.5	93.3	114.9
1949	4.32	2.11	1.74	0.82	2.48	1.83	91.7	91.9	114.2
1950	3.65	1.77	1.50	0.85	2.43	1.22	77.6	77.3	98.6
1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.24	0.13	50.4	50.2	69.4
1960	2.00	0.97	0.92	0.94	2.18	-0.18	42.6	42.5	60.4
1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.01	45.5	45.4	66.2
1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.4	44.9	66.0
1971	2.16	1.04	1.02	0.98	2.12	0.04	45.9	45.5	66.9
1972	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.5	45.2	66.6
1973	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.5	45.3	66.7
1974	2.05	0.99	0.97	0.98	2.11	-0.06	43.5	43.3	63.8
1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.19	40.6	40.4	59.6
1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.4	39.2	57.9
1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.3	38.1	56.4
1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.1	37.9	56.2
1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.6	37.4	55.5
1980	1.75	0.85	0.83	0.98	2.09	-0.35	37.1	37.0	54.8
1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	37.0	36.9	54.8
1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.6	37.6	55.8
1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.3	38.2	56.8
1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.5	38.4	57.2
1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.32	37.5	37.4	55.7
1986	1.72	0.84	0.83	0.99	2.08	-0.36	36.6	36.5	54.3
1987	1.69	0.82	0.81	0.99	2.08	-0.39	35.9	35.8	53.4
1988	1.66	0.81	0.80	0.99	2.08	-0.42	35.2	35.1	52.3
1989	1.57	0.76	0.76	0.99	2.08	-0.51	33.4	33.3	49.7
1990	1.54	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.54	32.8	32.7	48.8
1991	1.53	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.55	32.6	32.5	48.5
1992	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.9	31.8	47.4
1993	1.46	0.71	0.70	0.99	2.08	-0.62	31.0	30.9	46.1
1994	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.9	31.8	47.4
1995	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.2	30.2	45.0
1996	1.43	0.69	0.69	0.99	2.08	-0.65	30.3	30.2	45.1
1997	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.5	29.5	44.0
1998	1.38	0.67	0.67	0.99	2.08	-0.69	29.4	29.4	43.8
1999	1.34	0.65	0.65	0.99	2.08	-0.73	28.5	28.5	42.5
2000	1.36	0.66	0.65	0.99	2.08	-0.72	28.9	28.8	43.0
2001	1.33	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.4	28.3	42.3
2002	1.32	0.64	0.64	0.99	2.07	-0.76	28.0	28.0	41.8
2003	1.29	0.63	0.62	0.99	2.07	-0.78	27.4	27.4	40.9
2004	1.29	0.63	0.62	0.99	2.07	-0.78	27.4	27.4	40.9
2005	1.26	0.61	0.61	0.99	2.07	-0.81	26.8	26.8	40.0
2006	1.32	0.64	0.64	0.99	2.07	-0.75	28.0	28.0	41.8
2007	1.34	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.4	28.3	42.4
2008	1.37	0.67	0.66	0.99	2.07	-0.70	29.1	29.0	43.4
2009	1.37	0.67	0.66	0.99	2.07	-0.70	29.1	29.0	43.4
2010	1.39	0.67	0.67	0.99	2.07	-0.69	29.5	29.4	44.0
2011	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.6	29.6	44.2
2012	1.41	0.68	0.68	0.99	2.07	-0.66	29.9	29.9	44.7
2013	1.43	0.70	0.69	0.99	2.07	-0.64	30.3	30.3	45.4
2014	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.2	30.2	45.1
2015	1.45	0.71	0.70	0.99	2.07	-0.62	30.8	30.8	46.1
2016	1.44	0.70	0.70	0.99	2.07	-0.63	30.6	30.6	45.7
2017	1.43	0.70	0.69	0.99	2.06	-0.64	30.3	30.4	45.5
2018	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.1	30.1	45.0
2019	1.36	0.66	0.66	0.99	2.07	-0.70	28.9	28.9	43.3
2020	1.33	0.65	0.64	0.99	2.06	-0.73	28.3	28.3	42.3
2021	1.30	0.64	0.63	0.99	2.07	-0.76	27.7	27.7	41.4
2022	1.26	0.61	0.61	0.99	2.07	-0.81	26.7	26.7	39.9

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

表3 年次別女性の安定人口動態率、平均世代間隔および年齢構造係数：1925～2022年
 (付 女性の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Population for Female: 1925-2022

年次 Year	安定人口動態率(%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔 (年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数(%) Age composition of stable population			[参考] 実際人口年齢構造係数(%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
1925	17.11	35.90	18.80	29.18	38.10	57.37	4.53	36.54	57.73	5.73
1930	14.23	32.76	18.54	29.52	35.76	58.75	5.49	36.45	58.11	5.44
1940	11.93	28.59	16.67	30.21	33.58	60.36	6.06	35.71	58.84	5.45
1947	17.34	31.46	14.12	29.91	36.05	58.60	5.34	34.03	60.50	5.47
1948	18.87	30.54	11.67	29.61	36.34	58.18	5.48	34.09	60.44	5.48
1949	18.80	30.30	11.50	29.39	35.93	58.40	5.67	34.23	60.24	5.53
1950	13.88	25.85	11.97	29.23	32.03	60.80	7.17	34.11	60.25	5.64
1955	1.90	15.84	13.94	28.77	22.20	64.07	13.73	32.11	61.88	6.02
1960	-3.01	12.68	15.69	27.86	18.74	64.45	16.81	28.81	64.79	6.39
1965	0.25	13.84	13.60	27.68	20.28	63.89	15.82	24.63	68.43	6.94
1970	0.14	13.47	13.33	27.73	19.87	63.25	16.88	22.94	69.26	7.80
1971	0.65	13.59	12.94	27.72	19.98	62.76	17.26	22.94	69.14	7.92
1972	0.47	13.43	12.96	27.65	19.79	62.60	17.61	23.06	68.81	8.13
1973	0.52	13.41	12.90	27.62	19.77	62.52	17.71	23.26	68.41	8.33
1974	-1.06	12.54	13.60	27.54	18.72	62.38	18.90	23.32	68.12	8.56
1975	-3.54	11.25	14.79	27.47	17.13	61.95	20.93	23.32	67.81	8.87
1976	-4.58	10.70	15.28	27.50	16.43	61.62	21.95	23.30	67.56	9.14
1977	-5.53	10.19	15.72	27.60	15.77	61.14	23.09	23.21	67.34	9.44
1978	-5.66	10.08	15.74	27.67	15.62	60.90	23.48	23.06	67.20	9.74
1979	-6.09	9.82	15.91	27.73	15.27	60.48	24.25	22.82	67.10	9.97
1980	-6.50	9.62	16.12	27.79	15.02	60.35	24.62	22.52	67.11	10.37
1981	-6.54	9.55	16.09	27.88	14.92	60.08	25.00	22.43	66.89	10.68
1982	-5.83	9.78	15.61	27.98	15.20	59.83	24.96	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.03	15.25	28.06	15.53	59.91	24.56	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.09	15.04	28.17	15.60	59.67	24.72	21.11	67.37	11.52
1985	-5.86	9.64	15.50	28.32	15.02	59.25	25.73	20.61	67.38	12.00
1986	-6.69	9.22	15.91	28.45	14.46	58.69	26.85	20.03	67.58	12.39
1987	-7.28	8.91	16.19	28.60	14.03	58.17	27.80	19.40	67.77	12.83
1988	-7.92	8.66	16.58	28.76	13.71	58.08	28.21	18.72	68.01	13.26
1989	-9.68	7.90	17.59	28.92	12.68	57.06	30.25	18.04	68.24	13.71
1990	-10.26	7.67	17.93	29.03	12.36	56.76	30.88	17.47	68.29	14.23
1991	-10.44	7.57	18.01	29.10	12.23	56.52	31.26	16.92	68.31	14.76
1992	-11.19	7.28	18.48	29.20	11.83	56.11	32.06	16.45	68.26	15.29
1993	-12.07	6.93	19.00	29.32	11.34	55.44	33.22	16.00	68.19	15.82
1994	-11.07	7.22	18.30	29.41	11.73	55.45	32.83	15.63	68.01	16.36
1995	-12.80	6.63	19.44	29.51	10.91	54.72	34.36	15.30	67.79	16.92
1996	-12.69	6.58	19.27	29.63	10.82	54.13	35.05	14.99	67.50	17.51
1997	-13.49	6.28	19.77	29.70	10.40	53.50	36.10	14.70	67.20	18.10
1998	-13.62	6.22	19.83	29.75	10.30	53.19	36.50	14.42	66.89	18.69
1999	-14.62	5.90	20.52	29.80	9.86	52.76	37.38	14.15	66.61	19.24
2000	-14.23	5.95	20.18	29.81	9.91	52.36	37.72	13.96	66.15	20.09
2001	-14.78	5.74	20.52	29.82	9.61	51.77	38.62	13.74	65.72	20.53
2002	-15.17	5.59	20.76	29.87	9.38	51.25	39.37	13.58	65.27	21.15
2003	-15.80	5.39	21.19	29.99	9.09	50.79	40.11	13.41	64.88	21.70
2004	-15.74	5.37	21.12	30.08	9.07	50.58	40.35	13.27	64.55	22.18
2005	-16.47	5.19	21.66	30.17	8.81	50.39	40.80	13.16	63.95	22.89
2006	-14.95	5.59	20.54	30.27	9.37	50.84	39.79	13.05	63.36	23.59
2007	-14.44	5.73	20.16	30.40	9.57	50.98	39.45	12.94	62.75	24.31
2008	-13.61	5.98	19.59	30.46	9.92	51.39	38.69	12.86	62.18	24.96
2009	-13.54	5.96	19.50	30.60	9.89	51.08	39.03	12.75	61.60	25.65
2010	-13.11	6.12	19.23	30.68	10.12	51.52	38.36	12.57	61.43	26.00
2011	-12.87	6.24	19.11	30.78	10.29	51.83	37.89	12.49	61.24	26.27
2012	-12.48	6.32	18.80	30.96	10.39	51.81	37.79	12.39	60.46	27.15
2013	-11.90	6.49	18.39	31.11	10.63	51.98	37.38	12.29	59.62	28.09
2014	-12.03	6.42	18.45	31.24	10.52	51.70	37.77	12.19	58.78	29.04
2015	-11.29	6.66	17.95	31.35	10.86	52.02	37.12	11.98	58.26	29.76
2016	-11.57	6.54	18.12	31.45	10.69	51.74	37.57	11.88	57.73	30.39
2017	-11.80	6.45	18.25	31.53	10.56	51.56	37.88	11.77	57.33	30.90
2018	-12.16	6.33	18.48	31.61	10.38	51.29	38.32	11.67	57.01	31.32
2019	-13.44	5.89	19.33	31.69	9.77	50.45	39.78	11.54	56.81	31.66
2020	-13.84	5.74	19.57	31.78	9.54	49.96	40.49	11.40	56.62	31.99
2021	-14.42	5.57	19.99	31.96	9.31	49.76	40.93	11.26	56.44	32.30
2022	-15.53	5.29	20.83	32.07	8.92	49.56	41.52	11.10	56.38	32.52

表4 女性の年齢（各歳・5歳階級）別人口，出生数，出生率および生残数ならびに人口再生産率：2022年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female: 2022

年齢 x (1)	女性人口 P_x^F (2)	出生数			出生率		生残率 (静止人口) L_x^F (8)	期待女兒数 $\frac{(7) \times (8)}{100,000}$ (9)
		総数 B_x (3)	男 B_x^M (4)	女 B_x^F (5)	出生率 (3)/(2) (6)	女兒出生率 (5)/(2) (7)		
15	521,764	88	40	48	0.00017	0.00009	99,706	0.00009
16	518,008	187	87	100	0.00036	0.00019	99,691	0.00019
17	517,426	522	233	289	0.00101	0.00056	99,673	0.00056
18	538,871	1,130	596	534	0.00210	0.00099	99,654	0.00099
19	540,998	2,631	1,352	1,279	0.00486	0.00236	99,633	0.00236
20	558,066	4,450	2,318	2,132	0.00797	0.00382	99,609	0.00381
21	565,662	6,770	3,436	3,334	0.01197	0.00589	99,583	0.00587
22	569,623	9,498	4,973	4,525	0.01667	0.00794	99,557	0.00791
23	573,968	13,330	6,820	6,510	0.02322	0.01134	99,530	0.01129
24	582,705	18,802	9,670	9,132	0.03227	0.01567	99,503	0.01559
25	581,895	25,008	12,758	12,250	0.04298	0.02105	99,477	0.02094
26	580,835	32,150	16,576	15,574	0.05535	0.02681	99,451	0.02667
27	588,349	41,303	21,113	20,190	0.07020	0.03432	99,424	0.03412
28	586,710	49,098	25,259	23,839	0.08368	0.04063	99,397	0.04039
29	571,984	54,946	28,124	26,822	0.09606	0.04689	99,368	0.04660
30	580,254	58,315	29,912	28,403	0.10050	0.04895	99,337	0.04863
31	578,388	57,692	29,550	28,142	0.09975	0.04866	99,305	0.04832
32	589,633	56,596	29,096	27,500	0.09599	0.04664	99,272	0.04630
33	603,247	55,184	28,452	26,732	0.09148	0.04431	99,238	0.04398
34	624,120	51,730	26,574	25,156	0.08289	0.04031	99,202	0.03999
35	643,498	48,373	24,791	23,582	0.07517	0.03665	99,163	0.03634
36	654,936	42,949	21,886	21,063	0.06558	0.03216	99,120	0.03188
37	682,890	36,843	18,771	18,072	0.05395	0.02646	99,074	0.02622
38	707,277	30,601	15,545	15,056	0.04327	0.02129	99,025	0.02108
39	716,877	24,561	12,774	11,787	0.03426	0.01644	98,972	0.01627
40	716,827	18,516	9,487	9,029	0.02583	0.01260	98,916	0.01246
41	725,237	12,596	6,433	6,163	0.01737	0.00850	98,854	0.00840
42	759,110	8,188	4,137	4,051	0.01079	0.00534	98,787	0.00527
43	777,666	4,719	2,460	2,259	0.00607	0.00290	98,715	0.00287
44	810,726	2,319	1,185	1,134	0.00286	0.00140	98,636	0.00138
45	832,864	987	502	485	0.00119	0.00058	98,552	0.00057
46	873,112	357	188	169	0.00041	0.00019	98,460	0.00019
47	911,326	162	86	76	0.00018	0.00008	98,357	0.00008
48	963,354	67	31	36	0.00007	0.00004	98,243	0.00004
49	983,155	85	39	46	0.00009	0.00005	98,116	0.00005
総数	23,131,361	770,759	395,257	375,502	1.25655	0.61212	—	0.60766
15～19	2,637,067	4,558	2,308	2,250	0.00173	0.00085	498,357	0.00085
20～24	2,850,024	52,850	27,217	25,633	0.01854	0.00899	497,782	0.00895
25～29	2,909,773	202,507	103,831	98,676	0.06960	0.03391	497,117	0.03372
30～34	2,975,642	279,519	143,585	135,934	0.09394	0.04568	496,354	0.04535
35～39	3,405,478	183,328	93,768	89,561	0.05383	0.02630	495,354	0.02605
40～44	3,789,566	46,338	23,702	22,636	0.01223	0.00597	493,908	0.00590
45～49	4,563,811	1,658	846	812	0.00036	0.00018	491,728	0.00017

本表の数値は、前掲表1～表3の各指標の2022年分算定に用いたものである。

女性人口は、総務省統計局『人口推計』による2022年10月1日現在の日本人人口。出生数は、厚生労働省政策統括官（統計・情報システム管理、労使関係担当）の2022年『人口動態統計』。生残率は、厚生労働省政策統括官（統計・情報システム管理、労使関係担当）の『令和4年簡易生命表』による L_x^F 。なお、出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数については、既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

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

表5 女性の年齢（各歳）別出生率：1930～2022年
Table 5. Age Specific Fertility Rates: 1930-2022

年齢 x	1930年	1947年	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	2022年
15	0.00358	0.00045	0.00032	0.00006	0.00012	0.00006	0.00012	0.00033	0.00036	0.00038	0.00034	0.00022	0.00017
16	0.00869	0.00183	0.00171	0.00039	0.00032	0.00051	0.00060	0.00132	0.00132	0.00122	0.00104	0.00055	0.00036
17	0.02397	0.00734	0.00663	0.00165	0.00152	0.00204	0.00195	0.00384	0.00344	0.00313	0.00303	0.00172	0.00101
18	0.05111	0.02154	0.01770	0.00517	0.00531	0.00503	0.00467	0.00732	0.00666	0.00611	0.00555	0.00324	0.00210
19	0.09062	0.04561	0.04097	0.01350	0.01360	0.01124	0.01071	0.01411	0.01354	0.01237	0.01060	0.00661	0.00486
20	0.14506	0.08746	0.07900	0.02987	0.02966	0.02175	0.01873	0.02161	0.02072	0.01943	0.01658	0.01098	0.00797
21	0.18164	0.13086	0.12578	0.06219	0.05465	0.03878	0.02891	0.03025	0.02865	0.02715	0.02244	0.01639	0.01197
22	0.21677	0.16890	0.16773	0.10810	0.09815	0.06393	0.04223	0.03732	0.03605	0.03363	0.02795	0.02160	0.01667
23	0.22790	0.21890	0.20849	0.14808	0.13886	0.10718	0.05451	0.04696	0.04361	0.04283	0.03547	0.02884	0.02322
24	0.25379	0.24405	0.23176	0.18328	0.19712	0.15368	0.09134	0.06033	0.05330	0.05507	0.04505	0.03703	0.03227
25	0.24709	0.26404	0.24064	0.19839	0.23885	0.18564	0.10862	0.07569	0.06415	0.06531	0.05707	0.04845	0.04298
26	0.25451	0.28203	0.24807	0.20233	0.23242	0.20511	0.13451	0.09044	0.07597	0.07740	0.07034	0.06066	0.05535
27	0.25106	0.26166	0.23950	0.19253	0.21945	0.19683	0.15120	0.10263	0.08603	0.08878	0.08523	0.07588	0.07020
28	0.24336	0.27662	0.23228	0.16955	0.19718	0.17636	0.15697	0.11178	0.09516	0.09859	0.09854	0.08914	0.08368
29	0.23151	0.26768	0.22676	0.14585	0.16376	0.14974	0.15183	0.11613	0.10152	0.10548	0.11036	0.10024	0.09606
30	0.22677	0.25921	0.19468	0.11992	0.13156	0.12051	0.13572	0.11320	0.10172	0.10571	0.11182	0.10445	0.10050
31	0.22381	0.24723	0.19375	0.09665	0.10529	0.08772	0.11277	0.10664	0.09597	0.10465	0.11041	0.10466	0.09975
32	0.21304	0.23772	0.17867	0.07521	0.08339	0.06606	0.09157	0.09598	0.08717	0.09822	0.10529	0.09935	0.09599
33	0.20455	0.22007	0.16191	0.05983	0.06334	0.04432	0.07255	0.07446	0.07748	0.09021	0.09853	0.09224	0.09148
34	0.20002	0.20803	0.14676	0.04631	0.04787	0.03414	0.05369	0.07175	0.06620	0.08013	0.09126	0.08704	0.08289
35	0.18545	0.19444	0.13406	0.03575	0.03435	0.02450	0.03924	0.05267	0.05562	0.06984	0.08169	0.07735	0.07517
36	0.17438	0.17266	0.11701	0.02896	0.02509	0.01696	0.02833	0.04100	0.04511	0.05794	0.07006	0.06641	0.06558
37	0.16600	0.15598	0.10473	0.02221	0.01808	0.01159	0.01911	0.02913	0.03379	0.04464	0.05625	0.05489	0.05395
38	0.14432	0.13733	0.08974	0.01740	0.01250	0.00799	0.01274	0.02044	0.02276	0.03419	0.04485	0.04396	0.04327
39	0.13219	0.12080	0.07704	0.01352	0.00840	0.00548	0.00845	0.01394	0.01885	0.02522	0.03357	0.03514	0.03426
40	0.11506	0.09468	0.06228	0.00909	0.00553	0.00346	0.00528	0.00892	0.01078	0.01716	0.02431	0.02528	0.02583
41	0.08970	0.07501	0.04642	0.00711	0.00356	0.00227	0.00303	0.00528	0.00678	0.01083	0.01533	0.01715	0.01737
42	0.06850	0.05345	0.03302	0.00475	0.00225	0.00146	0.00174	0.00293	0.00373	0.00623	0.00906	0.01016	0.01079
43	0.04659	0.03564	0.01975	0.00285	0.00122	0.00076	0.00086	0.00153	0.00192	0.00300	0.00478	0.00573	0.00607
44	0.03004	0.02138	0.01204	0.00156	0.00071	0.00039	0.00040	0.00076	0.00096	0.00153	0.00219	0.00267	0.00286
45	0.01740	0.01183	0.00539	0.00084	0.00043	0.00020	0.00016	0.00031	0.00044	0.00054	0.00090	0.00108	0.00119
46	0.00968	0.00608	0.00271	0.00038	0.00018	0.00007	0.00007	0.00011	0.00016	0.00023	0.00028	0.00040	0.00041
47	0.00607	0.00333	0.00119	0.00027	0.00009	0.00004	0.00002	0.00004	0.00007	0.00007	0.00014	0.00015	0.00018
48	0.00450	0.00225	0.00075	0.00010	0.00005	0.00001	0.00001	0.00002	0.00004	0.00006	0.00005	0.00007	0.00007
49	0.01626	0.00738	0.00134	0.00024	0.00007	0.00001	0.00001	0.00002	0.00007	0.00005	0.00011	0.00010	0.00009
合計	4.70499	4.54344	3.65059	2.00390	2.13494	1.74582	1.54265	1.35918	1.26010	1.38734	1.45046	1.32981	1.25655

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

表6 女性の年齢別出生順位別出生率：2022年

Table 6. Age Specific Fertility Rates by Live Birth Order for Female: 2022

年齢 x	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
15	0.00017	0.00017	0.00000	—	—	—
16	0.00036	0.00036	0.00001	—	—	—
17	0.00101	0.00095	0.00006	0.00000	—	—
18	0.00210	0.00189	0.00020	0.00001	—	—
19	0.00486	0.00421	0.00059	0.00006	0.00000	—
20	0.00797	0.00645	0.00138	0.00014	0.00001	—
21	0.01197	0.00891	0.00269	0.00034	0.00003	—
22	0.01667	0.01110	0.00476	0.00072	0.00008	0.00001
23	0.02322	0.01496	0.00673	0.00135	0.00018	0.00002
24	0.03227	0.02072	0.00911	0.00209	0.00031	0.00005
25	0.04298	0.02748	0.01165	0.00316	0.00057	0.00012
26	0.05535	0.03469	0.01542	0.00426	0.00084	0.00014
27	0.07020	0.04350	0.02020	0.00526	0.00098	0.00026
28	0.08368	0.04987	0.02538	0.00666	0.00140	0.00036
29	0.09606	0.05385	0.03195	0.00808	0.00166	0.00053
30	0.10050	0.05172	0.03647	0.00972	0.00195	0.00064
31	0.09975	0.04594	0.03932	0.01132	0.00235	0.00082
32	0.09599	0.03950	0.04000	0.01299	0.00264	0.00085
33	0.09148	0.03453	0.03889	0.01419	0.00292	0.00094
34	0.08289	0.02904	0.03502	0.01470	0.00310	0.00103
35	0.07517	0.02541	0.03092	0.01441	0.00325	0.00119
36	0.06558	0.02142	0.02649	0.01309	0.00327	0.00130
37	0.05395	0.01672	0.02206	0.01110	0.00294	0.00113
38	0.04327	0.01340	0.01753	0.00877	0.00248	0.00108
39	0.03426	0.01061	0.01386	0.00687	0.00200	0.00093
40	0.02583	0.00844	0.01019	0.00482	0.00156	0.00081
41	0.01737	0.00589	0.00674	0.00309	0.00110	0.00054
42	0.01079	0.00376	0.00410	0.00185	0.00067	0.00041
43	0.00607	0.00214	0.00230	0.00099	0.00041	0.00024
44	0.00286	0.00100	0.00112	0.00042	0.00019	0.00012
45	0.00119	0.00047	0.00039	0.00018	0.00009	0.00006
46	0.00041	0.00018	0.00013	0.00006	0.00002	0.00003
47	0.00018	0.00007	0.00005	0.00003	0.00001	0.00001
48	0.00007	0.00003	0.00002	0.00001	0.00000	0.00000
49	0.00009	0.00007	0.00002	0.00000	—	0.00000
合計	1.25655	0.58941	0.45578	0.16074	0.03699	0.01364
平均年齢	31.89	30.60	32.56	33.76	34.58	35.62
15～19	0.00173	0.00154	0.00018	0.00001	0.00000	—
20～24	0.01854	0.01250	0.00497	0.00094	0.00012	0.00002
25～29	0.06960	0.04186	0.02089	0.00548	0.00109	0.00028
30～34	0.09394	0.03993	0.03791	0.01263	0.00260	0.00086
35～39	0.05383	0.01729	0.02192	0.01074	0.00277	0.00112
40～44	0.01223	0.00413	0.00475	0.00217	0.00076	0.00041
45～49	0.00036	0.00015	0.00012	0.00005	0.00002	0.00002

表4の注参照。

平均（出生）年齢は、年齢別出生率（ f_x ）を用い次のように求めた。

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

なお、表中‘—’は出生数が0を示す。

表7 女性の出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：1950～2022年
 Table 7. Total Fertility Rates and Mean Age at Birth by Live Birth Order for Female: 1950-2022

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

表7 女性の出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：1950～2022年（つづき）

Table 7. Total Fertility Rates and Mean Age at Birth by Live Birth Order for Female: 1950-2022 (Con.)

年次 Year	合計特殊出生率						平均出生年齢（歳）					
	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
2010	1.39	0.68	0.50	0.17	0.03	0.01	30.52	29.26	31.24	32.65	33.78	35.16
2011	1.39	0.68	0.50	0.17	0.03	0.01	30.63	29.37	31.34	32.66	33.72	34.98
2012	1.41	0.68	0.51	0.17	0.03	0.01	30.81	29.58	31.51	32.73	33.71	34.92
2013	1.43	0.69	0.52	0.18	0.04	0.01	30.96	29.75	31.68	32.80	33.74	34.87
2014	1.42	0.69	0.51	0.18	0.04	0.01	31.09	29.88	31.83	32.89	33.75	34.91
2015	1.45	0.71	0.52	0.18	0.04	0.01	31.20	30.01	31.95	33.02	33.81	34.94
2016	1.44	0.70	0.52	0.18	0.04	0.01	31.30	30.08	32.04	33.13	33.91	35.01
2017	1.43	0.68	0.52	0.18	0.04	0.01	31.38	30.13	32.12	33.21	33.94	35.10
2018	1.42	0.67	0.51	0.18	0.04	0.01	31.45	30.17	32.22	33.27	34.05	35.19
2019	1.36	0.65	0.49	0.17	0.04	0.01	31.51	30.22	32.26	33.38	34.18	35.34
2020	1.33	0.63	0.48	0.17	0.04	0.01	31.61	30.30	32.37	33.51	34.35	35.47
2021	1.30	0.61	0.47	0.17	0.04	0.01	31.79	30.50	32.46	33.63	34.47	35.55
2022	1.26	0.59	0.46	0.16	0.04	0.01	31.89	30.60	32.56	33.76	34.58	35.62

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

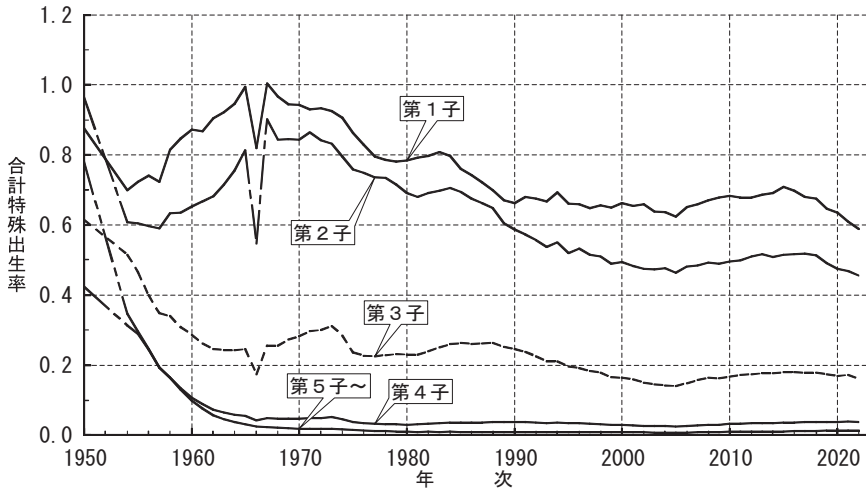


図4 出生順位別合計特殊出生率：1950～2022年

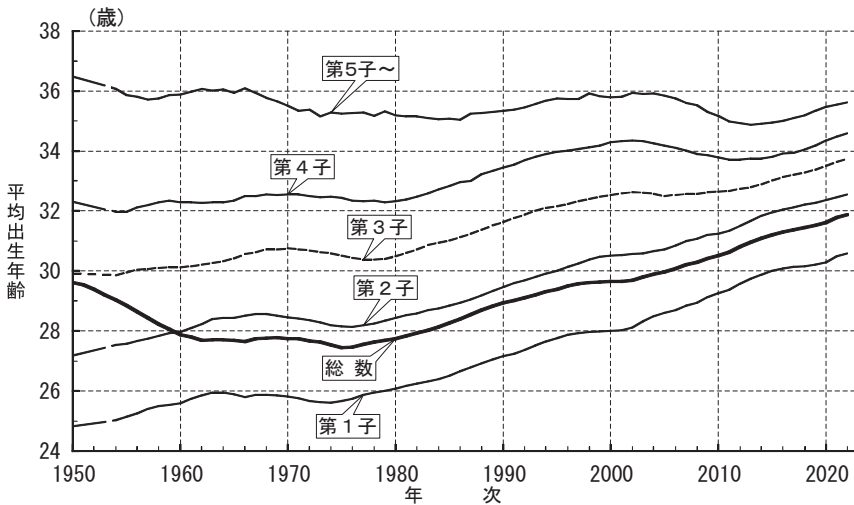


図5 出生順位別平均出生年齢：1950～2022年

表8 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：2022年
 Table 8. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates
 by 5-Year Age Group and Sex: 2022

年齢階級 x	総数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人口 P_x	死亡数 D_x	死亡率 m_x	人口 P_x^M	死亡数 D_x^M	死亡率 m_x^M	人口 P_x^F	死亡数 D_x^F	死亡率 m_x^F
総数	122,030,523	1,569,050	0.01286	59,313,678	799,420	0.01348	62,716,845	769,630	0.01227
0～4	4,163,262	1,852	0.00044	2,130,887	995	0.00047	2,032,375	856	0.00042
5～9	4,865,411	311	0.00006	2,492,060	167	0.00007	2,373,351	144	0.00006
10～14	5,238,905	422	0.00008	2,684,286	233	0.00009	2,554,619	189	0.00007
15～19	5,418,488	1,265	0.00023	2,781,421	777	0.00028	2,637,067	488	0.00019
20～24	5,837,233	2,147	0.00037	2,987,209	1,402	0.00047	2,850,024	745	0.00026
25～29	5,937,571	2,258	0.00038	3,027,798	1,452	0.00048	2,909,773	806	0.00028
30～34	6,073,564	2,820	0.00046	3,097,922	1,798	0.00058	2,975,642	1,022	0.00034
35～39	6,934,949	4,415	0.00064	3,529,471	2,755	0.00078	3,405,478	1,660	0.00049
40～44	7,712,346	7,273	0.00094	3,922,780	4,552	0.00116	3,789,566	2,721	0.00072
45～49	9,275,917	13,848	0.00149	4,712,106	8,676	0.00184	4,563,811	5,173	0.00113
50～54	9,257,018	21,808	0.00236	4,685,081	14,075	0.00300	4,571,937	7,733	0.00169
55～59	7,935,088	28,651	0.00361	3,980,251	19,164	0.00481	3,954,837	9,487	0.00240
60～64	7,347,433	41,987	0.00571	3,643,562	28,882	0.00793	3,703,871	13,105	0.00354
65～69	7,463,197	68,728	0.00921	3,633,808	47,858	0.01317	3,829,389	20,870	0.00545
70～74	9,283,953	141,385	0.01523	4,380,766	97,056	0.02216	4,903,187	44,329	0.00904
75～79	6,993,898	170,246	0.02434	3,135,568	110,003	0.03508	3,858,330	60,244	0.01561
80～84	5,718,890	247,561	0.04329	2,383,231	144,791	0.06075	3,335,659	102,771	0.03081
85～89	3,942,151	320,735	0.08136	1,425,087	159,673	0.11204	2,517,064	161,061	0.06399
90歳以上	2,631,249	491,337	0.18673	680,384	155,112	0.22798	1,950,865	336,224	0.17235

本表の数値は、前掲表1の標準化死亡率の2022年分算定に用いたものである。

人口は、総務省統計局『人口推計』による2022年10月1日現在の日本人人口。死亡数は、厚生労働省政策統括官（統計・情報システム管理、労使関係担当）の2022年『人口動態統計』による。なお、死亡数は年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

表9 女性の安定人口増加率、出生率、および死亡率ならびに平均世代間隔
 : 2022年, 2021年

Table 9. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of
 Stable Population for Female: 2022, 2021

安定人口指標		2022年	2021年	差
安定人口増加率	γ	-0.01553	-0.01442	-0.00112
安定人口出生率	b	0.00529	0.00557	-0.00028
安定人口死亡率	d	0.02083	0.01999	0.00084
安定人口平均世代間隔	\bar{T}	32.06778	31.96389	0.10390
静止人口平均年齢	u	44.46139	44.70072	-0.23934
静止人口平均世代間隔	α	31.88057	31.78630	0.09427

表10 女性の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：2022年
Table 10. Age Composition of Stable Population for Female: 2022

年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F
0	0.00533	25	0.00783	50	0.01137	75	0.01495	0～4	0.02748
1	0.00541	26	0.00795	51	0.01153	76	0.01498	5～9	0.02968
2	0.00549	27	0.00807	52	0.01169	77	0.01500	10～14	0.03207
3	0.00558	28	0.00819	53	0.01185	78	0.01498	15～19	0.03464
4	0.00567	29	0.00832	54	0.01201	79	0.01493	20～24	0.03739
5	0.00575	30	0.00845	55	0.01218	80	0.01484	25～29	0.04036
6	0.00584	31	0.00858	56	0.01234	81	0.01470	30～34	0.04355
7	0.00593	32	0.00871	57	0.01250	82	0.01451	35～39	0.04697
8	0.00603	33	0.00884	58	0.01267	83	0.01426	40～44	0.05062
9	0.00612	34	0.00898	59	0.01283	84	0.01393	45～49	0.05446
10	0.00622	35	0.00911	60	0.01300	85	0.01353	50～54	0.05845
11	0.00631	36	0.00925	61	0.01316	86	0.01305	55～59	0.06252
12	0.00641	37	0.00939	62	0.01332	87	0.01249	60～64	0.06659
13	0.00651	38	0.00953	63	0.01348	88	0.01183	65～69	0.07041
14	0.00661	39	0.00968	64	0.01364	89	0.01108	70～74	0.07352
15	0.00672	40	0.00982	65	0.01379	90	0.01025	75～79	0.07484
16	0.00682	41	0.00997	66	0.01394	91	0.00933	80～84	0.07224
17	0.00693	42	0.01012	67	0.01409	92	0.00836	85～89	0.06199
18	0.00703	43	0.01027	68	0.01423	93	0.00735	90～94	0.04160
19	0.00714	44	0.01043	69	0.01437	94	0.00631	95～99	0.01719
20	0.00725	45	0.01058	70	0.01449	95	0.00526	100～	0.00343
21	0.00736	46	0.01074	71	0.01461	96	0.00425		
22	0.00748	47	0.01089	72	0.01472	97	0.00333	総数	1.00000
23	0.00759	48	0.01105	73	0.01481	98	0.00251	0～14	0.08923
24	0.00771	49	0.01121	74	0.01489	99	0.00183	15～64	0.49555
						100～	0.00343	65～	0.41522

表11 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：2022年
Table 11. Age Composition of Stable Population and Actual Population: 2022 (%)

年齢 Age x	安定人口年齢構造 Age composition of stable population			実際人口年齢構造 Age composition of actual population		
	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female
	総数	100.00	48.19	51.81	100.00	48.61
0～4	2.92	1.50	1.42	3.41	1.75	1.67
5～9	3.16	1.62	1.54	3.99	2.04	1.94
10～14	3.41	1.75	1.66	4.29	2.20	2.09
15～19	3.68	1.89	1.79	4.44	2.28	2.16
20～24	3.97	2.04	1.94	4.78	2.45	2.34
25～29	4.29	2.20	2.09	4.87	2.48	2.38
30～34	4.62	2.37	2.26	4.98	2.54	2.44
35～39	4.98	2.55	2.43	5.68	2.89	2.79
40～44	5.37	2.74	2.62	6.32	3.21	3.11
45～49	5.76	2.94	2.82	7.60	3.86	3.74
50～54	6.17	3.14	3.03	7.59	3.84	3.75
55～59	6.57	3.33	3.24	6.50	3.26	3.24
60～64	6.94	3.49	3.45	6.02	2.99	3.04
65～69	7.23	3.58	3.65	6.12	2.98	3.14
70～74	7.37	3.56	3.81	7.61	3.59	4.02
75～79	7.22	3.34	3.88	5.73	2.57	3.16
80～84	6.59	2.85	3.74	4.69	1.95	2.73
85～89	5.22	2.01	3.21	3.23	1.17	2.06
90～94	3.15	0.99	2.16	1.63	0.46	1.17
95～99	1.17	0.28	0.89	0.46	0.09	0.37
100～	0.21	0.03	0.18	0.07	0.01	0.06
0～14	9.49	4.87	4.62	11.69	5.99	5.70
15～64	52.36	26.69	25.68	58.78	29.80	28.98
65～	38.15	16.64	21.51	29.53	12.82	16.71

安定人口年齢構造係数のうち男性の求め方は岡崎陽一（1999）『人口統計学〔増補改訂版〕』古今書院を参照。実際人口年齢構造係数は、総務省統計局『人口推計』による2022年10月1日現在の日本人人口。

参考表1 2022年出生率, 死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率(%)			人口総数 (1,000人)	年齢構造係数(%)				人口 ¹⁾ 性比
	増加率	出生率	死亡率		0~14歳	15~64歳	65歳以上	75歳以上	
2022	-6.34	6.50	12.84	124,947	11.61	59.39	29.00	15.50	94.65
2030	-8.70	6.39	15.09	117,749	10.54	58.97	30.49	18.38	94.26
2040	-11.01	6.13	17.14	106,711	10.19	55.45	34.36	18.67	93.92
2050	-12.20	5.75	17.95	95,087	9.91	53.35	36.74	21.89	93.79
2060	-14.72	5.60	20.32	83,256	9.48	53.14	37.38	23.56	92.94
2070	-15.45	5.73	21.18	71,431	9.48	52.75	37.78	22.81	92.98
2080	-15.01	5.65	20.66	61,393	9.59	52.09	38.32	23.34	93.24
2090	-15.66	5.56	21.22	52,690	9.46	52.38	38.16	23.96	92.94
2100	-15.67	5.67	21.34	45,022	9.43	52.56	38.01	23.45	92.90
2110	-15.41	5.66	21.07	38,529	9.55	52.28	38.18	23.33	93.06
2120	-15.46	5.59	21.04	33,043	9.50	52.25	38.25	23.72	93.03
2130	-15.68	5.64	21.31	28,271	9.44	52.50	38.06	23.64	92.94
2140	-15.50	5.66	21.16	24,184	9.51	52.36	38.13	23.37	93.03
2150	-15.44	5.61	21.05	20,724	9.51	52.26	38.23	23.60	93.05
2160	-15.62	5.62	21.24	17,744	9.46	52.43	38.11	23.67	92.97
2170	-15.55	5.65	21.20	15,180	9.49	52.40	38.11	23.45	93.00
2180	-15.46	5.63	21.08	13,001	9.51	52.29	38.20	23.53	93.04
2190	-15.56	5.62	21.18	11,134	9.47	52.38	38.15	23.64	92.99
2200	-15.57	5.64	21.21	9,528	9.48	52.41	38.11	23.51	92.99
2210	-15.49	5.63	21.12	8,157	9.50	52.32	38.17	23.51	93.03
2220	-15.53	5.62	21.15	6,986	9.49	52.35	38.16	23.61	93.01
2230	-15.57	5.64	21.20	5,980	9.48	52.40	38.12	23.55	92.99
2240	-15.51	5.64	21.15	5,119	9.50	52.35	38.15	23.51	93.02
2250	-15.52	5.62	21.14	4,384	9.49	52.34	38.16	23.58	93.01
2260	-15.56	5.63	21.19	3,753	9.48	52.38	38.14	23.57	93.00
2270	-15.53	5.64	21.16	3,212	9.49	52.36	38.15	23.52	93.01
2280	-15.52	5.63	21.15	2,751	9.49	52.35	38.16	23.56	93.01
2290	-15.54	5.63	21.17	2,355	9.48	52.37	38.14	23.57	93.00
2300	-15.54	5.63	21.17	2,016	9.49	52.37	38.14	23.54	93.01
2310	-15.52	5.63	21.15	1,726	9.49	52.35	38.16	23.55	93.01
2320	-15.54	5.63	21.17	1,478	9.49	52.36	38.15	23.57	93.01
2330	-15.54	5.63	21.17	1,265	9.49	52.37	38.14	23.55	93.01
2340	-15.53	5.63	21.16	1,083	9.49	52.36	38.15	23.54	93.01
2350	-15.53	5.63	21.16	927	9.49	52.36	38.15	23.56	93.01
2360	-15.54	5.63	21.17	794	9.49	52.37	38.15	23.55	93.01
2370	-15.53	5.63	21.16	680	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2380	-15.53	5.63	21.16	582	9.49	52.36	38.15	23.56	93.01
2390	-15.54	5.63	21.17	498	9.49	52.37	38.15	23.56	93.01
2400	-15.53	5.63	21.16	426	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2410	-15.53	5.63	21.16	365	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2420	-15.53	5.63	21.16	313	9.49	52.36	38.15	23.56	93.01
2430	-15.53	5.63	21.16	268	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2440	-15.53	5.63	21.16	229	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2450	-15.53	5.63	21.16	196	9.49	52.36	38.15	23.56	93.01
2460	-15.53	5.63	21.16	168	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2470	-15.53	5.63	21.16	144	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2480	-15.53	5.63	21.16	123	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2490	-15.53	5.63	21.16	105	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2500	-15.53	5.63	21.16	90	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2600	-15.53	5.63	21.16	19	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2700	-15.53	5.63	21.16	4	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2800	-15.53	5.63	21.16	1	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
2900	-15.53	5.63	21.16	0	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01
3000	-15.53	5.63	21.16	0	9.49	52.36	38.15	23.55	93.01

2022年男女年齢(各歳)別人口(総人口)を基準人口とし, 2022年における女性の年齢別出生率(合計特殊出生率: 1.26), 出生性比(105.3)および生命表による死亡率(平均寿命男: 81.05年, 女: 87.09年)が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり, 安定人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

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

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

1) 女性人口総数に対する男性人口総数。

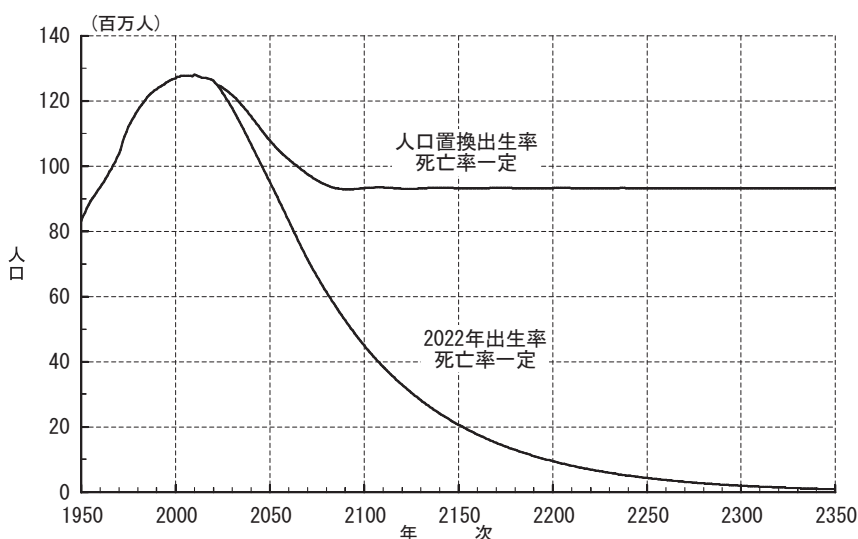
参考表2 2022年以降人口置換出生率，死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率(‰)			人口総数 (1,000人)	年齢構造係数(%)				人口 ¹⁾ 性比
	増加率	出生率	死亡率		0~14歳	15~64歳	65歳以上	75歳以上	
2022	-2.14	10.68	12.82	124,947	11.61	59.39	29.00	15.50	94.65
2030	-4.43	10.14	14.57	121,783	13.50	57.02	29.48	17.77	94.60
2040	-6.51	9.33	15.84	115,282	15.53	52.67	31.80	17.28	94.72
2050	-6.32	9.49	15.81	107,843	14.66	52.95	32.40	19.30	95.07
2060	-4.76	11.80	16.55	102,093	15.81	53.71	30.48	19.21	95.08
2070	-4.17	11.37	15.54	97,542	17.97	54.37	27.66	16.71	96.07
2080	-2.52	11.12	13.64	94,198	17.36	57.67	24.98	15.21	97.13
2090	-0.14	12.39	12.54	92,856	17.33	59.50	23.17	13.59	97.74
2100	0.57	12.13	11.56	93,211	18.37	57.42	24.21	12.64	98.19
2110	-0.20	11.42	11.62	93,434	17.83	57.91	24.26	14.15	98.04
2120	-0.33	12.05	12.37	93,084	17.39	59.11	23.50	13.78	97.76
2130	0.38	12.18	11.80	93,127	18.07	57.95	23.98	12.87	98.09
2140	-0.02	11.62	11.64	93,371	17.97	57.82	24.21	13.77	98.08
2150	-0.26	11.88	12.14	93,181	17.53	58.74	23.73	13.84	97.85
2160	0.18	12.14	11.95	93,117	17.89	58.26	23.85	13.14	98.00
2170	0.08	11.78	11.70	93,302	17.99	57.88	24.14	13.53	98.07
2180	-0.18	11.82	12.00	93,231	17.65	58.48	23.87	13.80	97.92
2190	0.06	12.06	12.00	93,139	17.79	58.39	23.82	13.34	97.96
2200	0.10	11.88	11.78	93,250	17.95	58.00	24.05	13.43	98.05
2300	0.01	11.88	11.88	93,229	17.84	58.20	23.96	13.53	98.00
2400	-0.00	11.90	11.90	93,218	17.82	58.25	23.94	13.53	97.99
2500	-0.00	11.90	11.91	93,215	17.81	58.25	23.93	13.53	97.99
3000	0.00	11.91	11.91	93,214	17.82	58.25	23.93	13.52	97.99

2022年男女年齢（各歳）別人口（総人口）を基準人口とし，2022年における人口置換水準（合計特殊出生率：2.07），出生性比（105.3）および生命表による死亡率（平均寿命男：81.05年，女：87.09年）が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり，静止人口に到達する経過ならびにその状態を示す。
 なお，人口動態率は，当年10月～翌年9月間について平均人口を分母とした率である。国際人口移動はゼロとしている。

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

1) 女性人口総数に対する男性人口総数。



参考図 2022年以降出生率，死亡率一定による人口総数

統 計

都道府県別標準化人口動態率：2022年

(別府志海・佐々井司)

わが国の都道府県別標準化人口動態率は、1925年、1930年、1950年以降5年ごとの国勢調査年次、1985年以降は毎年、算出・公表されており¹⁾、今回は2022年の結果について概説する。

標準化人口動態率の算出に用いた資料は次の通り。

出生数・死亡数（日本人のみ）：厚生労働省政策統括官（統計・情報システム管理、労使関係担当）『令和4年人口動態統計確定数』2023年9月15日公表値

人口（日本人人口）：総務省統計局『人口推計』2023年4月12日公表値

標準化の手法は Newsholeme-Stevenson の任意標準人口標準化法の直接法²⁾であり、標準人口として1930年、および2022年の全国人口を用いた。

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

主要結果

1930年の全国人口を標準とした出生率は、2022年全国人口標準化率と比べすべての都道府県で高くなっている（表1）。出生率における両者の差は、1930年人口と2022年人口における男女および年齢構成の違いによって生じている。都道府県別にみると、両者の差が最も小さいのは東京都で1.09、次いで神奈川県1.49、京都府の1.57と、大都市圏に位置する都府県が並ぶ。逆に、両者の乖離が最も大きいのは宮崎県で、続いて沖縄県、長崎県、鳥取県、佐賀県、山口県、島根県等、九州・中国地方各県が並んでいる。出生数を日本人の総人口で除した普通出生率は沖縄県で最も高く（9.40%）、秋田県で最も低くなっている（4.31%）。他方、2022年標準化率をみると、沖縄県が最上位であることに変わりはないが、最も低い地域は東京都となり、その他の都道府県も普通出生率の順位とは概ね異なっている。普通出生率に比べて2022年標準化率の水準が低くなる地域は、東京都、沖縄県、大阪府など10都府県であり、なかでも2022年標準化率が最も低い東京都は、普通率との差が1.41ポイントと、他の46都府県と比べ際だって大きくなっている。ちなみに、1930年標準化率が普通率を下回るのは東京

1) 前年（2021年）の結果については、別府志海・佐々井司「都道府県別標準化人口動態率：2021年」『人口問題研究』第78巻第4号、2022年12月、pp.603～609を参照のこと。

2) 各都道府県における人口の年齢構成が標準人口と同じと仮定し、各都道府県の年齢別出生率、死亡率を適用した場合に得られる出生数、死亡数を標準人口総数で割ったものである。ただし、出生率は女性についてのみに算出する。これによって、人口の年齢構成の影響を除いた出生率、死亡率および自然増加率の水準が示されている。

3) 女性の年齢別出生率の詳細については、本号掲載の、別府志海・佐々井司「都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2022年」を参照のこと。

都だけである。2022年標準化率と普通率を比べると、38の道県で標準化率が普通率を上回っており、両者の乖離は秋田県で最も大きく、島根県、山口県がそれに続いている。都道府県ごとに観測される標準化率と普通率との差異は、分母である人口における人口構造、とりわけ年齢構成の違いに起因するものである。

次に死亡率についてみてみよう（表1）。普通死亡率は、秋田県で最も高く（18.64‰）、東京都で最も低くなっているが（10.36‰）、1930年全国人口を標準とした死亡率は、すべての都道府県において普通率を大幅に下回ると同時に、都道府県間格差が極めて小さくなっている。次に2022年全国人口標準化率をみると、1930年標準化率に比べ、すべての都道府県において死亡水準が顕著に高くなると同時に、都道府県間のばらつきも大きくなっている。総じて、年齢別にみた死亡率自体には地域間の違いがさほどないにもかかわらず、人口構造の違いを反映する普通率では都道府県間格差が鮮明になる。さらには、1930年標準化率に比して2022年標準化率における都道府県間のばらつきが大きくなっていることから、人口高齢化により高年齢における死亡率の違いが顕在化していることも確認できる。また、秋田県、高知県、島根県等において顕著であるように、普通率が2022年標準化率に比して高くなる要因として、これらの地域における人口の年齢構成が全国平均と比べてかなり“高齢化”していることが挙げられる。他方、沖縄県、東京都、愛知県等11の都府県では、全国平均と比して年齢構成が“若い”ことなどを反映して、普通率が2022年標準化率よりも低くなっている。

出生率と死亡率の差である自然増加率は、普通率でみると、前年まで唯一プラスであった沖縄県がマイナスに転じたことにより、47都道府県すべての地域でマイナスとなった（表1、図1）。ただし、都道府県による相違は依然大きく、最高の沖縄県（-1.01‰）と最低の秋田県（-14.33‰）の間には、

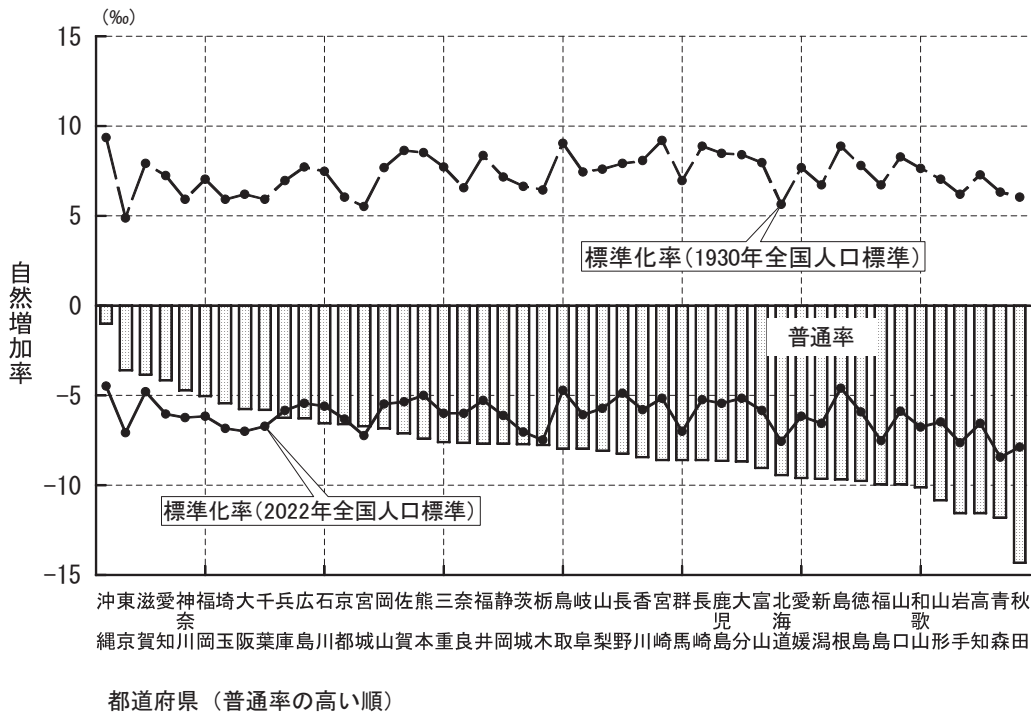


図1 都道府県別自然増加率の普通率と標準化率の比較：2022年

10%（1%）以上の差異がみられる。他方、1930年全国人口を標準とした場合、都道府県間の標準偏差は普通率のそれと比べ明らかに小さくなる。また2022年全国人口標準化率でも、普通率ほどの差はみられない。今日の人口減少は、現状の人口構造に依るところが少なくないことを示唆している。

1930年の全国人口を標準とした各指標の推移をみると、出生率は1950年以降すべての都道府県において低下傾向にある（表2）。1960年から1970年の間では神奈川県、愛知県、京都府、大阪府などの大都市を抱える都道府県を中心に上昇が観測された。1970年以降はすべての地域で再び低下するが、2005年から2010年の間ではほとんどの地域で上昇に転じている。また2010年から2015年においても、5県を除くほとんどの地域で依然上昇傾向が続いていたものの、2015年から2022年にかけてはすべての都道府県で低下した。死亡率については、1950年以降すべての都道府県においてほぼ一貫して低下傾向が続いているものの、近年下げ止まりの兆候がみられる（表3）。自然増加率の推移は上述の出生率、死亡率双方の動向を反映したものであるが、寄与度の関係から、近年では出生率の動向が反映されやすくなっている（表4）。時系列的には、2005年頃まではすべての都道府県において増加率が低下し、その後一転してほとんどの地域で上昇傾向がみられたものの、2015年から2022年にかけては再びすべての都道府県で低下基調が続いている。

表1 都道府県別、標準化人口動態率：2022年

(‰)

都道府県	1930年全国人口標準			2022年全国人口標準			[参考]普通率		
	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率
全 国	8.14	1.63	6.51	6.32	12.86	-6.54	6.32	12.86	-6.54
1 北海道	7.42	1.79	5.63	5.63	13.21	-7.57	5.18	14.60	-9.42
2 青森	8.26	1.94	6.32	6.16	14.59	-8.43	5.00	16.79	-11.79
3 岩手	8.05	1.86	6.19	6.05	13.68	-7.64	4.94	16.49	-11.56
4 宮城	7.12	1.61	5.52	5.51	12.75	-7.24	5.70	12.43	-6.73
5 秋田	7.84	1.79	6.05	5.91	13.79	-7.89	4.31	18.64	-14.33
6 山形	8.70	1.66	7.04	6.62	13.08	-6.46	5.49	16.34	-10.85
7 福島	8.54	1.82	6.72	6.35	13.86	-7.50	5.47	15.42	-9.96
8 茨城	8.38	1.76	6.63	6.38	13.43	-7.05	5.75	13.47	-7.72
9 栃木	8.17	1.75	6.42	6.21	13.70	-7.49	5.64	13.40	-7.76
10 群馬	8.66	1.69	6.96	6.60	13.60	-7.00	5.78	14.38	-8.60
11 埼玉	7.56	1.64	5.91	5.93	12.75	-6.82	6.09	11.52	-5.43
12 千葉	7.58	1.65	5.92	5.95	12.68	-6.73	6.06	11.85	-5.79
13 東京都	6.46	1.58	4.88	5.37	12.46	-7.08	6.78	10.36	-3.58
14 神奈川県	7.47	1.56	5.90	5.98	12.20	-6.22	6.28	10.99	-4.71
15 新潟	8.35	1.62	6.73	6.38	12.95	-6.57	5.49	15.13	-9.64
16 富山	9.55	1.59	7.95	7.31	13.14	-5.83	6.03	15.08	-9.05
17 石川	9.00	1.53	7.48	6.91	12.52	-5.60	6.42	13.00	-6.57
18 福山	9.90	1.53	8.37	7.52	12.79	-5.28	6.59	14.26	-7.67
19 岡山	9.17	1.58	7.59	7.03	12.77	-5.74	6.07	14.15	-8.08
20 山梨	9.37	1.45	7.93	7.21	12.07	-4.87	6.12	14.37	-8.25
21 岐阜	9.00	1.57	7.42	6.80	12.90	-6.10	5.89	13.86	-7.97
22 静岡県	8.76	1.60	7.16	6.67	12.80	-6.12	5.90	13.58	-7.68
23 愛知	8.82	1.57	7.25	6.79	12.82	-6.03	7.08	11.23	-4.15
24 三重	9.23	1.53	7.71	7.00	13.01	-6.01	6.21	13.82	-7.61
25 滋賀	9.33	1.40	7.92	7.19	11.97	-4.79	7.11	10.96	-3.84
26 京都	7.59	1.55	6.04	6.02	12.35	-6.33	6.06	12.67	-6.61
27 大阪	7.95	1.74	6.20	6.19	13.18	-6.99	6.72	12.47	-5.74
28 兵庫県	8.51	1.54	6.97	6.58	12.40	-5.82	6.35	12.59	-6.24
29 奈良	8.10	1.53	6.57	6.28	12.27	-5.99	5.66	13.29	-7.63
30 和歌山	9.33	1.71	7.62	6.91	13.67	-6.76	5.85	15.97	-10.12
31 鳥取	10.64	1.59	9.05	8.04	12.74	-4.70	6.96	14.91	-7.94
32 島根	10.44	1.55	8.88	7.87	12.46	-4.59	6.42	16.10	-9.68
33 岡山	9.20	1.53	7.67	6.94	12.43	-5.49	6.75	13.59	-6.84
34 広島	9.28	1.54	7.74	7.00	12.46	-5.45	6.61	12.90	-6.29
35 山口	9.87	1.61	8.26	7.29	13.16	-5.86	5.98	15.95	-9.97
36 徳島	9.42	1.63	7.80	7.08	13.00	-5.92	5.94	15.72	-9.77
37 香川	9.65	1.57	8.08	7.22	13.03	-5.81	6.30	14.73	-8.42
38 愛媛	9.33	1.65	7.67	6.94	13.12	-6.18	5.85	15.45	-9.60
39 高知	9.03	1.76	7.28	6.84	13.40	-6.56	5.55	17.11	-11.56
40 福岡	8.70	1.65	7.05	6.68	12.83	-6.15	7.15	12.19	-5.04
41 佐賀	10.24	1.59	8.65	7.66	13.04	-5.38	7.00	14.13	-7.13
42 長崎	10.45	1.59	8.86	7.84	13.10	-5.26	6.57	15.17	-8.60
43 熊本	10.13	1.61	8.52	7.63	12.64	-5.01	6.99	14.38	-7.39
44 大分	9.95	1.55	8.39	7.42	12.57	-5.16	6.23	14.90	-8.67
45 宮崎	10.94	1.74	9.20	8.10	13.27	-5.17	6.83	15.43	-8.59
46 鹿児島	10.21	1.74	8.47	7.69	13.14	-5.46	6.80	15.44	-8.64
47 沖縄	11.23	1.87	9.37	8.59	13.08	-4.49	9.40	10.41	-1.01
平均	8.95	1.64	7.32	6.81	12.95	-6.14	6.20	14.08	-7.88
標準偏差	1.06	0.11	1.08	0.73	0.52	0.94	0.79	1.86	2.41
変動係数(%)	11.84	6.88	14.76	10.67	3.99	-15.31	12.66	13.21	-30.60

諸率算出に用いた分母人口は、日本人女性人口。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別、標準化出生率：1950～2022年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	2022年	順位
全 国	25.33	14.69	15.26	12.76	10.74	9.51	8.72	9.40	9.62	8.69	8.14	-
1 北海道	31.56	16.03	14.30	11.99	10.15	8.65	8.04	8.65	8.83	7.99	7.42	45
2 青森	33.73	18.25	16.75	13.73	11.18	10.39	9.05	9.55	9.68	8.87	8.26	35
3 岩手	31.45	16.86	15.52	14.42	12.27	10.94	9.87	10.09	10.13	8.82	8.05	38
4 宮城	29.78	15.59	15.10	13.67	11.11	9.69	8.57	8.87	9.10	7.90	7.12	46
5 秋田	30.34	15.65	14.08	13.26	11.23	10.19	9.33	9.01	9.10	8.20	7.84	40
6 山形	27.47	15.06	14.70	14.20	12.44	11.40	10.14	10.14	9.94	9.03	8.70	29
7 福島	30.83	17.63	15.92	14.63	12.79	11.67	10.53	10.54	10.78	9.34	8.54	31
8 茨城	27.60	16.58	16.81	13.75	11.69	10.27	9.19	9.84	9.95	8.90	8.38	33
9 栃木	28.34	15.91	16.02	13.65	11.91	10.38	9.69	9.85	10.02	8.80	8.17	36
10 群馬	25.85	14.46	15.56	13.22	11.55	10.56	9.66	9.96	9.96	9.13	8.66	30
11 埼玉	26.71	15.40	16.95	12.58	10.47	8.91	8.37	8.86	9.13	8.23	7.56	43
12 千葉	24.94	15.40	16.58	12.63	10.30	8.94	8.34	9.03	9.07	8.23	7.58	42
13 東京都	18.82	12.18	13.92	10.17	8.41	7.16	6.62	7.30	7.89	7.01	6.46	47
14 神奈川県	22.35	13.62	16.09	12.28	10.11	8.71	8.04	8.70	9.03	8.07	7.47	44
15 新潟	27.40	15.49	15.33	13.74	11.98	10.55	9.21	9.72	9.57	8.80	8.35	34
16 富山	25.70	14.46	14.53	13.18	11.24	10.18	9.47	9.65	10.03	9.38	9.55	13
17 石川	25.30	15.39	15.52	13.93	11.48	10.15	9.27	9.77	10.23	9.58	9.00	24
18 福山	25.76	16.14	15.63	14.34	12.56	11.17	10.42	10.94	10.84	10.25	9.90	10
19 山梨	24.87	15.08	15.62	12.66	11.37	10.46	9.46	9.86	9.91	9.69	9.17	22
20 長野	22.14	13.71	14.94	13.57	11.90	10.93	10.00	10.31	10.52	9.56	9.37	15
21 岐阜	25.01	15.12	15.62	13.25	11.16	10.24	9.46	10.09	10.39	9.34	9.00	25
22 静岡県	25.86	15.46	15.58	13.19	11.36	10.29	9.62	10.50	10.34	9.17	8.76	27
23 愛知	22.93	13.95	16.14	13.33	11.13	10.04	9.26	10.27	10.38	9.41	8.82	26
24 三重	23.40	14.52	15.08	13.52	11.62	10.41	9.49	10.37	10.41	9.36	9.23	20
25 滋賀	22.77	14.70	15.95	14.36	12.45	10.60	9.58	10.42	10.64	9.78	9.33	17
26 京都	19.62	12.48	14.52	12.01	10.29	8.74	7.95	8.53	8.76	8.07	7.59	41
27 大阪	20.14	13.27	15.77	12.17	10.27	9.10	8.30	8.99	9.18	8.54	7.95	39
28 兵庫	21.69	13.97	15.49	12.84	10.80	9.56	8.56	9.52	9.78	9.10	8.51	32
29 奈良	21.75	13.79	15.21	12.34	10.49	8.95	8.08	8.66	9.07	8.35	8.10	37
30 和歌山	21.88	14.47	15.53	13.38	11.21	10.25	9.24	10.15	10.41	9.59	9.33	16
31 鳥取	24.56	15.23	14.46	14.23	12.97	11.39	10.27	10.62	11.11	10.09	10.64	3
32 島根	27.47	15.80	14.82	14.74	13.21	11.51	10.41	11.51	11.97	10.59	10.44	5
33 岡山	22.80	14.16	15.08	13.79	11.93	10.60	9.49	10.29	10.33	9.77	9.20	21
34 広島	22.95	14.25	15.30	13.56	11.63	9.85	9.34	10.68	10.74	9.77	9.28	19
35 山口	25.76	14.33	14.61	13.17	11.17	10.34	9.64	10.83	10.88	9.91	9.87	11
36 徳島	28.03	15.10	14.65	13.06	11.60	10.25	8.80	9.77	10.29	9.80	9.42	14
37 香川	24.13	13.80	14.60	13.49	11.52	10.84	9.96	10.87	11.06	9.82	9.65	12
38 愛媛	28.27	15.47	14.86	13.19	11.44	10.19	9.48	10.40	10.45	9.41	9.33	18
39 高知	24.59	14.69	14.67	12.10	10.96	10.20	9.19	9.71	10.19	9.42	9.03	23
40 福岡	27.25	14.10	14.13	12.62	10.66	9.39	8.64	9.80	10.16	9.27	8.70	28
41 佐賀	29.65	16.99	15.50	14.09	12.38	11.68	10.27	11.09	11.17	10.61	10.24	6
42 長門	31.00	19.50	16.79	13.55	11.96	10.95	10.02	11.07	11.24	10.75	10.45	4
43 熊本	28.19	16.42	14.56	13.47	11.73	10.94	10.16	11.11	11.37	10.68	10.13	8
44 大分	27.37	15.08	14.48	13.37	11.22	10.54	9.74	10.74	10.78	10.32	9.95	9
45 宮崎	30.24	17.89	15.87	14.26	11.97	11.37	10.38	11.67	11.64	11.11	10.94	2
46 鹿児島	28.71	18.98	15.92	14.19	12.21	11.03	10.30	11.13	11.47	10.73	10.21	7
47 沖縄	…	…	…	17.12	13.71	12.83	11.95	12.82	13.27	12.24	11.23	1
平 均	26.02	15.27	15.33	13.40	11.47	10.28	9.38	10.05	10.24	9.38	8.95	
標 準 偏 差	3.42	1.52	0.77	1.01	0.93	0.99	0.90	0.98	0.96	0.98	1.06	
変 動 係 数 (%)	13.16	9.95	5.00	7.56	8.12	9.67	9.59	9.73	9.39	10.40	11.84	

1930年全国人口標準による。

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別、標準化死亡率：1950～2022年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	2022年	順位
全 国	10.97	7.02	5.22	3.61	2.79	2.25	2.07	1.87	1.67	1.55	1.63	-
1 北海道	10.78	6.92	5.36	3.77	2.85	2.28	2.16	1.96	1.78	1.67	1.79	5
2 青森	14.15	8.37	5.77	4.10	3.08	2.61	2.49	2.27	2.01	1.88	1.94	1
3 岩手	13.60	8.02	5.78	3.85	2.80	2.24	2.22	2.07	1.85	1.66	1.86	3
4 宮城	11.41	6.93	5.21	3.66	2.73	2.19	2.07	1.84	1.61	1.51	1.61	24
5 秋田	14.04	8.38	5.92	3.90	2.88	2.36	2.23	2.08	1.85	1.70	1.79	6
6 山形	12.45	7.78	5.68	3.80	2.67	2.21	2.04	1.80	1.70	1.62	1.66	15
7 福島	11.92	7.78	5.68	3.81	2.82	2.38	2.18	1.99	1.82	1.69	1.82	4
8 茨城	11.80	7.48	5.70	3.85	2.91	2.34	2.15	1.97	1.81	1.68	1.76	8
9 栃木	12.03	7.34	5.77	3.90	3.01	2.39	2.21	1.97	1.77	1.64	1.75	9
10 群馬	11.22	7.19	5.53	3.61	2.72	2.23	2.12	1.93	1.69	1.59	1.69	14
11 埼玉	12.35	7.58	5.40	3.59	2.75	2.20	2.05	1.89	1.68	1.57	1.64	19
12 千葉	11.46	7.20	5.20	3.49	2.67	2.20	2.04	1.83	1.68	1.56	1.65	16
13 東京都	9.82	6.22	4.74	3.36	2.74	2.25	2.01	1.83	1.62	1.50	1.58	30
14 神奈川県	9.77	6.52	4.76	3.34	2.67	2.14	1.97	1.77	1.60	1.48	1.56	35
15 新潟	11.86	7.12	5.53	3.62	2.59	2.15	2.01	1.83	1.64	1.54	1.62	21
16 富山	12.54	7.60	5.49	3.64	2.73	2.16	1.98	1.84	1.67	1.45	1.59	26
17 石川	12.38	7.51	5.21	3.64	2.65	2.10	1.99	1.83	1.62	1.44	1.53	44
18 福井	11.72	7.05	5.09	3.48	2.60	2.04	1.94	1.70	1.54	1.53	1.53	43
19 福山	10.34	6.68	5.28	3.69	2.75	2.14	1.99	1.85	1.65	1.50	1.58	31
20 山梨	10.12	6.73	5.09	3.42	2.50	2.04	1.88	1.64	1.48	1.43	1.45	46
21 岐阜	10.73	6.67	5.14	3.64	2.70	2.23	2.02	1.83	1.64	1.45	1.57	32
22 静岡県	10.00	6.56	4.93	3.43	2.64	2.14	1.99	1.83	1.64	1.56	1.60	25
23 愛知県	10.35	6.77	5.02	3.55	2.73	2.24	2.04	1.83	1.63	1.50	1.57	34
24 三重	10.52	6.87	5.16	3.57	2.81	2.22	2.01	1.84	1.67	1.53	1.53	45
25 滋賀	10.96	7.20	5.33	3.61	2.66	2.11	1.91	1.70	1.51	1.35	1.40	47
26 京都	9.72	6.57	4.82	3.42	2.74	2.21	1.95	1.77	1.58	1.41	1.55	38
27 大阪	10.29	7.13	5.18	3.80	3.07	2.40	2.18	1.97	1.76	1.64	1.74	10
28 兵庫	10.20	6.90	5.01	3.67	2.88	2.29	2.10	1.88	1.65	1.49	1.54	40
29 奈良	10.97	7.31	5.07	3.66	2.74	2.10	2.00	1.76	1.55	1.42	1.53	41
30 和歌山	9.95	6.78	5.29	3.79	2.94	2.35	2.19	1.99	1.78	1.59	1.71	13
31 鳥取	10.12	6.90	5.30	3.67	2.83	2.33	2.15	2.03	1.76	1.46	1.59	28
32 島根	10.94	6.78	5.26	3.67	2.68	2.18	2.04	1.85	1.64	1.54	1.55	37
33 岡山	10.14	6.69	4.74	3.38	2.73	2.16	1.97	1.80	1.59	1.44	1.53	42
34 広島	9.81	6.81	5.04	3.53	2.78	2.18	1.98	1.81	1.61	1.45	1.54	39
35 山口	10.49	7.09	5.27	3.71	2.83	2.36	2.18	1.98	1.73	1.59	1.61	22
36 徳島	11.98	7.22	5.66	3.96	2.91	2.30	2.15	1.92	1.74	1.63	1.63	20
37 香川県	10.66	6.91	5.08	3.43	2.75	2.25	2.04	1.88	1.66	1.59	1.57	33
38 愛媛	10.06	6.75	5.32	3.53	2.81	2.32	2.16	1.93	1.74	1.60	1.65	17
39 高知	10.27	6.96	5.73	3.77	2.92	2.36	2.20	1.98	1.70	1.64	1.76	7
40 福岡	10.84	7.05	5.22	3.73	2.91	2.32	2.11	1.90	1.66	1.54	1.65	18
41 佐賀	11.87	7.52	5.41	3.74	2.90	2.32	2.08	1.90	1.67	1.52	1.59	27
42 長門	11.58	7.43	5.81	3.82	2.89	2.32	2.17	1.99	1.71	1.66	1.59	29
43 熊本	10.73	7.18	5.44	3.57	2.67	2.10	1.95	1.77	1.59	1.47	1.61	23
44 大分	11.79	7.40	5.53	3.75	2.83	2.22	1.96	1.78	1.59	1.47	1.55	36
45 宮崎	11.36	6.95	5.65	3.81	2.90	2.26	2.06	1.85	1.72	1.66	1.74	12
46 鹿児島	11.37	6.91	5.63	3.91	2.88	2.33	2.20	1.95	1.80	1.67	1.74	11
47 沖縄	3.19	2.69	2.28	2.09	1.96	1.77	1.69	1.87	2
平 均	26.02	15.27	15.33	3.66	2.79	2.25	2.08	1.88	1.68	1.56	1.64	
標 準 偏 差	3.42	1.52	0.77	0.18	0.12	0.11	0.11	0.11	0.10	0.10	0.11	
変 動 係 数 (%)	13.16	9.95	5.00	5.04	4.44	4.87	5.37	5.96	5.91	6.60	6.88	

1930年全国人口標準による。

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県別、標準化自然増加率：1950～2022年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	2022年	順位
全 国	14.36	7.68	10.04	9.14	7.96	7.26	6.66	7.53	7.94	7.14	6.51	-
1 北海道	20.77	9.11	8.94	8.22	7.30	6.37	5.89	6.69	7.05	6.32	5.63	45
2 青森	19.58	9.88	10.98	9.62	8.09	7.78	6.56	7.29	7.67	6.99	6.32	37
3 岩手	17.85	8.84	9.74	10.57	9.46	8.70	7.65	8.02	8.28	7.16	6.19	39
4 宮城	18.37	8.66	9.89	10.01	8.38	7.50	6.51	7.03	7.49	6.38	5.52	46
5 秋田	16.30	7.27	8.17	9.35	8.34	7.83	7.09	6.94	7.24	6.50	6.05	40
6 山形	15.02	7.28	9.01	10.40	9.77	9.18	8.10	8.33	8.24	7.41	7.04	29
7 福島	18.91	9.85	10.24	10.82	9.97	9.29	8.35	8.55	8.96	7.65	6.72	33
8 茨城	15.80	9.10	11.12	9.90	8.77	7.92	7.04	7.87	8.14	7.21	6.63	34
9 栃木	16.31	8.58	10.25	9.75	8.90	7.99	7.48	7.88	8.25	7.17	6.42	36
10 群馬	14.63	7.27	10.03	9.61	8.83	8.33	7.54	8.03	8.28	7.54	6.96	31
11 埼玉	14.36	7.82	11.56	8.99	7.72	6.72	6.32	6.98	7.45	6.66	5.91	43
12 千葉	13.48	8.21	11.39	9.15	7.63	6.74	6.30	7.20	7.39	6.68	5.92	42
13 東 京	9.00	5.96	9.18	6.81	5.66	4.91	4.62	5.47	6.28	5.51	4.88	47
14 奈 良	12.58	7.10	11.33	8.94	7.44	6.57	6.07	6.93	7.44	6.59	5.90	44
15 新 潟	15.55	8.38	9.80	10.12	9.39	8.40	7.20	7.89	7.93	7.26	6.73	32
16 富 山	13.16	6.86	9.05	9.53	8.51	8.02	7.49	7.81	8.36	7.94	7.95	13
17 石 川	12.92	7.88	10.31	10.30	8.83	8.06	7.28	7.94	8.61	8.14	7.48	23
18 福 山	14.04	9.09	10.54	10.86	9.95	9.14	8.48	9.24	9.30	8.71	8.37	10
19 山 梨	14.53	8.40	10.34	8.97	8.61	8.32	7.47	8.01	8.26	8.18	7.59	22
20 長 野	12.02	6.98	9.84	10.15	9.40	8.90	8.13	8.68	9.04	8.13	7.93	14
21 岐 阜	14.28	8.46	10.48	9.61	8.46	8.01	7.44	8.25	8.75	7.89	7.42	24
22 静 岡	15.87	8.90	10.66	9.76	8.72	8.15	7.63	8.67	8.70	7.61	7.16	27
23 愛 知	12.58	7.17	11.12	9.78	8.40	7.80	7.22	8.44	8.75	7.90	7.25	26
24 三 重	12.89	7.66	9.91	9.95	8.81	8.18	7.49	8.53	8.74	7.83	7.71	18
25 滋 賀	11.80	7.50	10.62	10.75	9.79	8.49	7.67	8.72	9.13	8.44	7.92	15
26 京 都	9.90	5.92	9.70	8.59	7.55	6.54	5.99	6.76	7.18	6.66	6.04	41
27 大 阪	9.85	6.14	10.59	8.37	7.20	6.70	6.12	7.02	7.42	6.91	6.20	38
28 兵 庫	11.49	7.07	10.48	9.17	7.92	7.27	6.47	7.64	8.13	7.61	6.97	30
29 奈 良	10.78	6.48	10.14	8.68	7.75	6.84	6.08	6.90	7.51	6.93	6.57	35
30 和 歌 山	11.93	7.69	10.24	9.60	8.27	7.90	7.05	8.16	8.64	8.00	7.62	21
31 鳥 取	14.45	8.33	9.15	10.57	10.14	9.07	8.12	8.59	9.34	8.64	9.05	3
32 島 根	16.54	9.01	9.56	11.07	10.53	9.33	8.37	9.66	10.33	9.05	8.88	4
33 岡 山	12.66	7.47	10.34	10.41	9.21	8.45	7.53	8.49	8.74	8.33	7.67	20
34 広 島	13.14	7.45	10.26	10.03	8.86	7.67	7.35	8.88	9.14	8.32	7.74	17
35 山 口	15.27	7.24	9.34	9.46	8.35	7.98	7.47	8.85	9.15	8.32	8.26	11
36 徳 島	16.06	7.88	8.98	9.09	8.69	7.95	6.65	7.85	8.55	8.17	7.80	16
37 香 川	13.46	6.89	9.52	10.06	8.77	8.59	7.92	8.99	9.40	8.23	8.08	12
38 愛 媛	18.22	8.71	9.54	9.66	8.63	7.87	7.32	8.46	8.71	7.82	7.67	19
39 高 知	14.32	7.73	8.94	8.33	8.04	7.84	6.99	7.72	8.49	7.77	7.28	25
40 福 岡	16.41	7.05	8.92	8.90	7.74	7.07	6.54	7.90	8.50	7.73	7.05	28
41 佐 賀	17.78	9.48	10.09	10.35	9.48	9.35	8.19	9.19	9.50	9.09	8.65	6
42 長 崎	19.42	12.07	10.98	9.73	9.07	8.63	7.86	9.09	9.53	9.08	8.86	5
43 熊 本	17.46	9.24	9.13	9.90	9.07	8.84	8.21	9.35	9.78	9.21	8.52	7
44 大 分	15.57	7.68	8.94	9.62	8.40	8.32	7.78	8.96	9.18	8.85	8.39	9
45 宮 崎	18.88	10.94	10.23	10.45	9.08	9.11	8.31	9.81	9.92	9.45	9.20	2
46 鹿 児 島	17.34	12.07	10.29	10.28	9.33	8.70	8.10	9.18	9.67	9.06	8.47	8
47 沖 縄	…	…	…	13.93	11.02	10.55	9.86	10.86	11.50	10.55	9.37	1
平 均	26.02	15.27	15.33	9.75	8.69	8.04	7.30	8.16	8.55	7.82	7.32	
標 準 偏 差	3.42	1.52	0.77	1.03	0.96	0.99	0.90	0.98	0.96	0.98	1.08	
変 動 係 数 (%)	13.16	9.95	5.00	10.52	11.01	12.37	12.35	12.04	11.25	12.48	14.76	

1930年全国人口標準による。

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。

変動係数(%)=標準偏差/平均×100

 統 計

都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率 および合計特殊出生率：2022年

（別府志海・佐々井司）

わが国の都道府県別出生力に関する指標の一つとして、国勢調査年次、および1970年以降は毎年、女性の年齢別出生率および合計特殊出生率を算出・公表している¹⁾。今回は2022年の結果について概説する。

女性の年齢別出生率および合計特殊出生率の算出に用いた資料は次の通り。

出生数（日本人のみ）：厚生労働省政策統括官（統計・情報システム管理、労使関係担当）『令和4年人口動態統計確定数』2023年9月15日公表値

人口（日本人人口）：総務省統計局『人口推計』2023年4月12日公表値

年齢別出生率は、全国、各都道府県とも、5歳階級別に算出した。ただし、母の年齢別出生数の15歳未満は15～19歳に、50歳以上は45～49歳に含めたうえで、15～19歳、45～49歳の出生率の分子とした。なお、出生数の年齢不詳分は、既知の（不詳を除く）年齢階級別の分布に応じて按分した。

また、出生数および分母となる女性人口ともに日本人人口を用いている。

主要結果

今回算出された全国における2022年の合計特殊出生率は1.25である（年齢各歳別に算出した場合は1.26）。都道府県別にみると、出生率の最も高い沖縄県（1.70）と最も低い東京都（1.04）との差は0.66ポイントである。概して、九州・中国地方の各県を中心に西日本の出生率が相対的に高く、大都市を抱える地域で顕著に低いという傾向がみられる（表1）。

母の年齢別出生率のパターンには、地域間で特徴的な違いが観測される（表1）。総じて、比較的若い年齢、とりわけ20歳代における出生率が高い地域では、合計特殊出生率が高くなる傾向がみられる。合計特殊出生率の水準をもとに6つの地域を選定し、年齢別出生率のパターンの特徴を考察すると（図1）、2022年合計特殊出生率の高い3県（沖縄県、宮崎県、鳥取県）はいずれも、20歳代と30歳代前半における出生率が全国水準と比して顕著に高くなっている。とりわけ合計特殊出生率が1.70と最も高い沖縄県では、すべての年齢における出生率が全国値を上回っている。宮崎県と鳥取県の合計特殊出生率はそれぞれ1.63、1.60と比較的高い水準にあるが、宮崎県では30歳代の前半の出生率が最も高く、鳥取県では20歳代後半の出生率が最も高くなっており、出生水準の近い両者間にも、年齢構成上の違いがみられる。他方、出生率の低い地域においても同様に、年齢別出生率のパターンに特

1) 厚生省人口問題研究所（石川晃）「都道府県別人口の出生力に関する主要指標昭和45年～60年」研究資料第246号、1987年2月。

前年（2021年）の結果については、別府志海・佐々井司「都道府県別女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2021年」『人口問題研究』第78巻第4号、2022年12月、pp.610～617を参照のこと。

徴的な差異が認められる。東京都では20歳代における出生率が全国値に比して顕著に低く、その一方で30歳代後半以降における出生率が全国水準よりも高くなっている。また、宮城県と北海道の合計特殊出生率はそれぞれ1.09、1.12と、東京都に次いで低いが、この2道県における差は主として20代女性の出生率の差に依るところが大きい。

次に、平均出生年齢と合計特殊出生率との関係を見たものが図2である。概して、平均出生年齢と合計特殊出生率との間には負の相関関係がみられる。ただし、各都道府県が直線上に分布しているわけではなく、全国水準を基準として合計特殊出生率が高く、かつ平均出生年齢が低い象限にほとんどの県が分布しており、出生率が低く出生年齢が高い象限には大都市を抱える6都府県が、そして出生率、出生年齢ともに低い象限には北海道と東北の4県等が分布している。他方、出生率、出生年齢がともに高い象限に位置する都道府県は皆無となっている。

都道府県別に合計特殊出生率の時系列変化をみると(表2)、概ね全国値の推移に即した動きが観測される。すなわち、2005年ごろまで低下を続けていた出生率は、2006年以降ほぼすべての地域において回復基調に転じた。しかし近年、全国の出生率上昇傾向が鈍化するなか、各都道府県における出生率にも2015年国調年次をピークとして低下する地域が散見され始める。そして2022年の合計特殊出生率は、2015年比ですべての都道府県において大幅に低下した。女性の平均出生年齢は、1980年以降全国的に上昇傾向が続いているが、標準偏差や変動係数が2000年以降大きくなっていることに示唆される通り、各都道府県において出生パターン等が徐々に変化している可能性がある(表3)。

合計特殊出生率について出生順位別の内訳を示したものが図3、表4である。出生率について都道府県間の変動係数をみると高出生順位ほど大きくなっていることから、高順位の出生率ほど地域間格差が大きいことが示唆される。ただし、都道府県格差が比較的小さい第1子出生率をみても、出生水準の最も高い福井県(0.69)と最も低い宮城県(0.51)との間に0.18ポイントの差が観測される。出生順位別出生率の特徴が合計特殊出生率の違いを明確に説明し得るのが、沖縄県と東京都である。沖縄県の高出生率は第3子以上の出生率の高さに、東京都の低出生率は第2子および第3子以上の出生率の低さに起因していることが明確にみとれる。併せて、出生順位別に出生時の母の平均年齢をみると(図4、表4)、概して、出生年齢の高い地域ほど出生率が低くなる傾向がある。しかし、出生年齢と出生率とは必ずしも直線的な相関関係にあるわけではない。例えば、北海道や東北の数県においては、平均出生年齢が比較的若いにもかかわらず合計特殊出生率は相対的に低くなっている。他方で、北陸甲信越地方の各県においては、平均出生年齢が相対的に高いところが多いにもかかわらず、合計特殊出生率は全国水準よりも高いといった傾向がみられる。

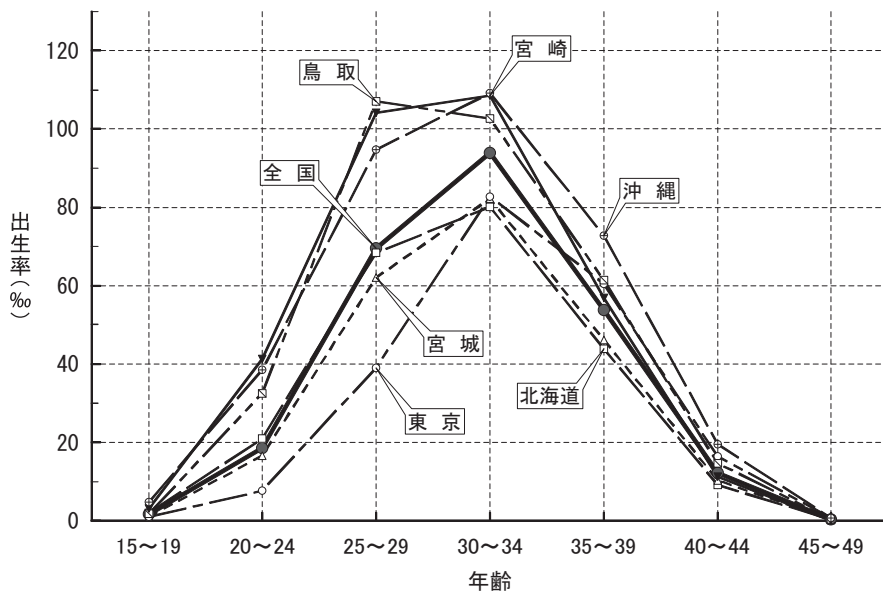


図1 特定地域の年齢別出生率：2022年

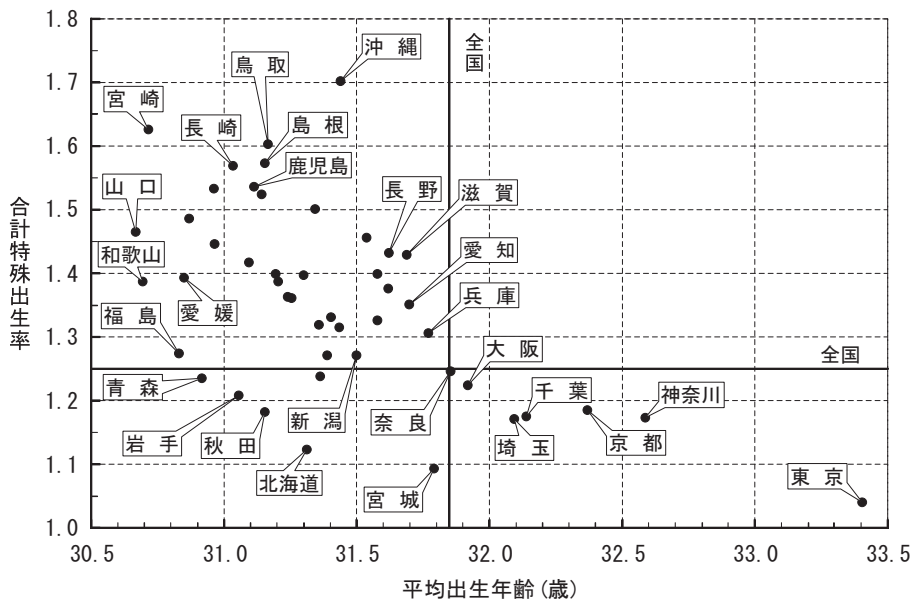


図2 平均出生年齢と合計特殊出生率：2022年

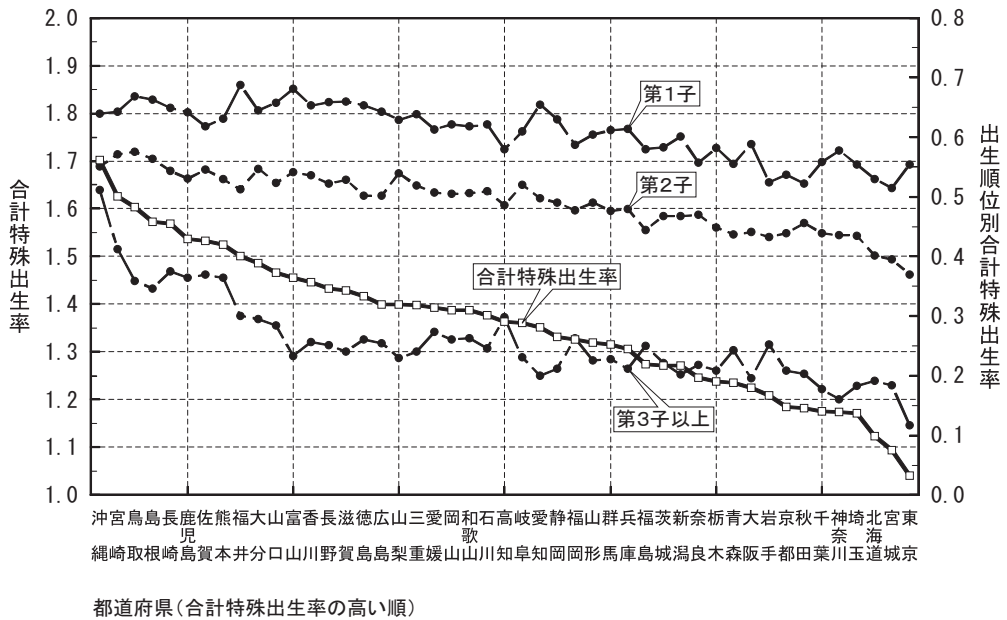


図3 合計特殊出生率と出生順位別合計特殊出生率：2022年

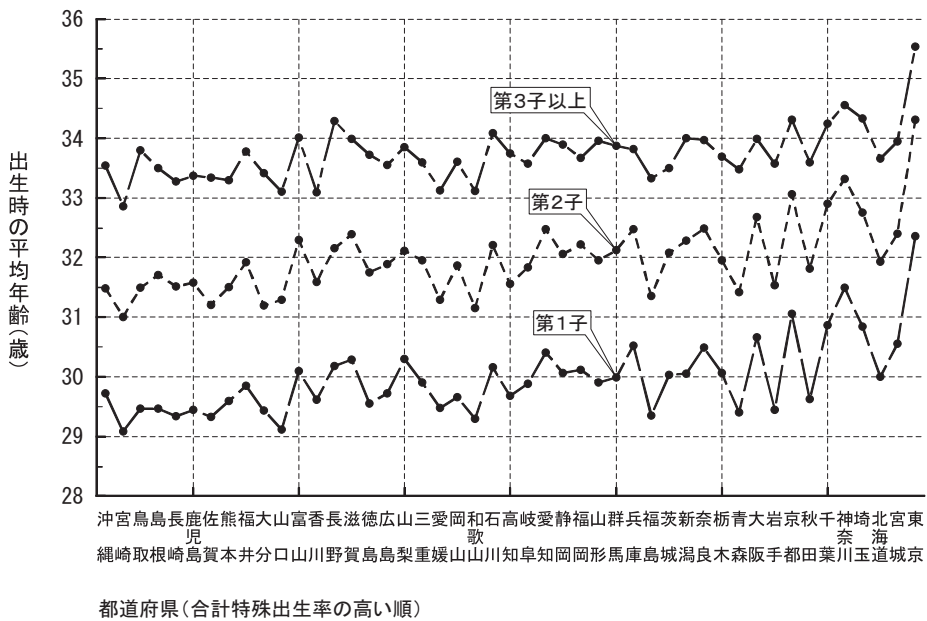


図4 出生順位別平均出生年齢：2022年

表1 都道府県別，女性の年齢別出生率および合計特殊出生率：2022年

都道府県	女性の年齢別出生率(%)								合計特殊出生率	平均年齢(歳)
	総数	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49		
全 国	33.32	1.73	18.54	69.59	93.92	53.84	12.23	0.36	1.25	31.85
1 北海道	28.92	1.97	20.98	68.35	80.09	43.83	9.13	0.25	1.12	31.31
2 青森	30.38	1.63	27.85	80.10	84.79	43.03	9.37	0.24	1.24	30.92
3 岩手	30.15	1.50	26.50	76.90	82.50	44.31	9.79	0.23	1.21	31.06
4 宮城	29.21	1.06	16.67	62.00	82.23	46.18	10.27	0.28	1.09	31.79
5 秋田	28.72	1.18	21.31	77.64	84.94	42.50	8.77	0.03	1.18	31.15
6 山形	33.38	1.41	23.22	83.06	94.27	50.58	11.20	0.15	1.32	31.36
7 福島	32.58	1.89	31.03	81.35	86.33	44.54	9.43	0.20	1.27	30.83
8 茨城	32.39	1.74	23.40	76.73	91.85	49.40	10.84	0.36	1.27	31.39
9 栃木	31.40	1.69	21.13	78.24	88.29	47.73	10.28	0.31	1.24	31.36
10 群馬	32.79	1.88	21.69	81.27	95.13	52.30	10.65	0.19	1.32	31.43
11 埼玉	31.37	1.12	14.44	63.24	91.31	52.20	11.63	0.33	1.17	32.09
12 千葉	31.51	1.63	14.30	61.99	91.38	53.61	11.79	0.42	1.18	32.14
13 東京都	30.60	1.02	7.73	39.06	82.71	60.37	16.47	0.65	1.04	33.41
14 神奈川県	31.63	1.23	11.66	55.72	93.79	58.25	13.63	0.43	1.17	32.59
15 新潟	32.23	0.98	19.88	79.93	93.02	49.44	10.78	0.25	1.27	31.50
16 富山	36.06	0.81	23.06	91.21	105.30	58.00	12.43	0.30	1.46	31.54
17 石川	34.85	1.28	19.42	83.54	104.48	55.68	10.61	0.29	1.38	31.62
18 福井	38.28	1.35	25.46	94.40	111.06	55.84	11.86	0.15	1.50	31.34
19 山梨	35.25	1.44	20.29	87.00	103.47	55.26	12.00	0.37	1.40	31.58
20 長野	36.14	1.55	22.34	86.16	104.31	59.20	12.60	0.27	1.43	31.62
21 岐阜	33.51	1.36	20.73	90.78	100.68	48.96	9.43	0.26	1.36	31.26
22 静岡県	33.84	1.71	21.85	81.93	99.04	51.26	10.16	0.26	1.33	31.40
23 愛知県	36.15	1.61	17.27	80.66	105.66	53.61	11.05	0.35	1.35	31.70
24 三重	35.20	1.87	24.91	87.68	100.78	52.81	11.06	0.37	1.40	31.30
25 滋賀	36.71	1.61	19.76	85.48	108.42	57.72	12.45	0.27	1.43	31.69
26 京都府	31.00	1.42	13.65	58.83	93.08	56.34	13.24	0.44	1.18	32.37
27 大阪府	33.30	2.18	17.93	65.77	92.05	54.41	12.12	0.35	1.22	31.92
28 兵庫県	33.53	1.72	17.25	76.59	99.79	53.93	11.62	0.32	1.31	31.77
29 奈良	31.13	1.57	15.32	73.00	95.96	51.09	11.84	0.44	1.25	31.85
30 和歌山	34.69	2.79	33.50	92.71	90.58	48.04	9.60	0.22	1.39	30.69
31 鳥取	40.78	1.83	32.50	107.10	102.67	61.36	14.69	0.44	1.60	31.17
32 島根	39.63	0.93	31.27	102.00	111.38	55.88	12.61	0.52	1.57	31.15
33 岡山	36.17	2.49	24.84	88.93	99.21	49.98	11.70	0.28	1.39	31.21
34 広島	35.88	2.33	25.20	89.98	99.71	51.27	11.12	0.27	1.40	31.20
35 山口	35.94	3.25	34.92	98.29	97.46	48.19	10.69	0.28	1.47	30.67
36 徳島	35.45	2.64	26.86	92.23	99.64	49.94	11.95	0.13	1.42	31.09
37 香川県	35.60	2.48	30.82	93.00	100.25	52.29	10.14	0.23	1.45	30.96
38 愛媛	34.26	2.71	29.57	92.13	97.15	46.88	9.87	0.28	1.39	30.85
39 高知県	33.52	2.00	26.83	88.75	89.77	51.06	13.89	0.29	1.36	31.24
40 福岡	35.68	2.60	23.73	75.30	95.43	55.08	12.89	0.29	1.33	31.58
41 佐賀	39.10	2.53	34.69	98.13	103.78	54.50	12.63	0.33	1.53	30.96
42 長崎	39.27	1.86	33.41	101.48	108.19	55.97	12.46	0.33	1.57	31.03
43 熊本	39.45	2.24	31.63	96.14	105.03	56.86	12.58	0.40	1.52	31.14
44 大分	36.95	1.57	32.80	101.60	97.91	52.25	10.88	0.29	1.49	30.87
45 宮崎	40.09	3.13	41.22	104.05	108.55	56.86	11.28	0.11	1.63	30.71
46 鹿児島	39.48	1.91	31.07	99.03	106.80	55.60	12.34	0.47	1.54	31.11
47 沖縄	46.08	4.71	38.62	94.72	109.23	72.85	19.52	0.66	1.70	31.44
平均	34.69	1.86	24.35	83.49	97.22	52.71	11.65	0.31	1.36	31.41
標準偏差	3.59	0.72	7.35	14.21	8.36	5.53	1.92	0.12	0.15	0.52
変動係数(%)	10.35	38.68	30.17	17.02	8.60	10.49	16.46	39.31	10.96	1.65

諸率算出に用いた分母人口は，日本人女性人口。

平均(出生)年齢 = $\sum \{(x+2.5) \times {}_5f_x\} / \sum {}_5f_x$

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別、合計特殊出生率：1950～2022年

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	2022年	順位
全 国	3.64 (3.65)	2.02 (2.00)	2.09 (2.13)	1.75 (1.75)	1.52 (1.54)	1.37 (1.36)	1.27 (1.26)	1.39 (1.39)	1.45 (1.45)	1.33 (1.33)	1.25 (1.26)	- -
1 北海道	4.59	2.17	1.93	1.64	1.43	1.23	1.15	1.26	1.31	1.20	1.12	45
2 青森	4.81	2.48	2.25	1.85	1.56	1.47	1.29	1.38	1.42	1.32	1.24	37
3 岩手	4.48	2.30	2.11	1.95	1.72	1.56	1.41	1.46	1.49	1.32	1.21	39
4 宮城	4.29	2.13	2.06	1.86	1.57	1.39	1.24	1.30	1.36	1.20	1.09	46
5 秋田	4.31	2.09	1.88	1.79	1.57	1.45	1.34	1.31	1.35	1.23	1.18	41
6 山形	3.93	2.04	1.98	1.93	1.75	1.62	1.45	1.48	1.48	1.36	1.32	29
7 福島	4.47	2.43	2.16	1.99	1.79	1.65	1.49	1.52	1.58	1.38	1.27	32
8 茨城	4.02	2.31	2.30	1.87	1.64	1.47	1.32	1.44	1.48	1.34	1.27	33
9 栃木	4.14	2.22	2.21	1.86	1.67	1.48	1.40	1.44	1.49	1.32	1.24	36
10 群馬	3.80	2.03	2.16	1.81	1.63	1.51	1.39	1.46	1.49	1.38	1.32	30
11 埼玉	3.92	2.16	2.35	1.73	1.50	1.30	1.22	1.32	1.39	1.26	1.17	44
12 千葉	3.59	2.13	2.28	1.74	1.47	1.30	1.22	1.34	1.37	1.26	1.18	42
13 東京都	2.73	1.70	1.96	1.44	1.23	1.07	1.00	1.12	1.24	1.12	1.04	47
14 神奈川県	3.25	1.89	2.23	1.70	1.45	1.28	1.19	1.31	1.39	1.25	1.17	43
15 新潟	3.99	2.13	2.10	1.88	1.69	1.51	1.34	1.43	1.44	1.33	1.27	34
16 富山	3.57	1.91	1.94	1.77	1.56	1.45	1.37	1.42	1.51	1.42	1.46	12
17 石川	3.56	2.05	2.07	1.87	1.60	1.45	1.35	1.44	1.54	1.46	1.38	23
18 福井	3.65	2.17	2.10	1.93	1.75	1.60	1.50	1.61	1.62	1.55	1.50	9
19 山梨	3.71	2.16	2.20	1.76	1.62	1.51	1.38	1.46	1.50	1.47	1.40	18
20 長野	3.25	1.94	2.09	1.89	1.71	1.59	1.46	1.53	1.58	1.45	1.43	14
21 岐阜	3.55	2.04	2.12	1.80	1.57	1.47	1.37	1.48	1.56	1.41	1.36	25
22 静岡県	3.74	2.11	2.12	1.80	1.60	1.47	1.39	1.54	1.54	1.38	1.33	27
23 愛知県	3.27	1.90	2.19	1.81	1.57	1.44	1.34	1.52	1.56	1.43	1.35	26
24 三重	3.33	1.95	2.04	1.82	1.61	1.48	1.36	1.51	1.55	1.41	1.40	19
25 滋賀	3.29	2.02	2.19	1.96	1.75	1.53	1.39	1.54	1.60	1.49	1.43	15
26 京都	2.80	1.72	2.02	1.67	1.48	1.28	1.18	1.28	1.34	1.25	1.18	40
27 大阪府	2.87	1.81	2.17	1.67	1.46	1.31	1.21	1.33	1.38	1.31	1.22	38
28 兵庫県	3.08	1.90	2.12	1.76	1.53	1.38	1.25	1.41	1.47	1.39	1.31	31
29 奈良	3.08	1.87	2.08	1.70	1.49	1.30	1.19	1.29	1.38	1.27	1.25	35
30 和歌山	3.09	1.95	2.10	1.80	1.55	1.45	1.32	1.47	1.53	1.43	1.39	22
31 鳥取	3.45	2.05	1.96	1.93	1.82	1.62	1.47	1.54	1.64	1.51	1.60	3
32 島根	3.87	2.13	2.02	2.01	1.85	1.65	1.50	1.68	1.78	1.59	1.57	4
33 岡山	3.18	1.89	2.03	1.86	1.66	1.51	1.37	1.50	1.54	1.47	1.39	21
34 広島	3.22	1.92	2.07	1.84	1.63	1.41	1.34	1.55	1.60	1.47	1.40	17
35 山口	3.62	1.92	1.98	1.79	1.56	1.47	1.38	1.56	1.60	1.47	1.47	11
36 徳島	3.97	2.02	1.97	1.76	1.61	1.45	1.26	1.42	1.53	1.47	1.42	16
37 香川県	3.38	1.84	1.97	1.82	1.60	1.53	1.43	1.57	1.63	1.46	1.45	13
38 愛媛	4.03	2.10	2.02	1.79	1.60	1.45	1.35	1.50	1.53	1.40	1.39	20
39 高知県	3.39	1.94	1.97	1.64	1.54	1.45	1.32	1.42	1.50	1.42	1.36	24
40 福岡	3.91	1.92	1.95	1.74	1.52	1.36	1.26	1.44	1.52	1.40	1.33	28
41 佐賀	4.28	2.35	2.13	1.93	1.75	1.67	1.48	1.61	1.64	1.58	1.53	7
42 長門	4.49	2.72	2.33	1.87	1.70	1.57	1.45	1.61	1.66	1.60	1.57	5
43 熊本	4.06	2.25	1.98	1.83	1.65	1.56	1.46	1.62	1.68	1.60	1.52	8
44 大分	3.90	2.05	1.97	1.82	1.58	1.51	1.40	1.56	1.59	1.54	1.49	10
45 宮崎	4.35	2.43	2.15	1.93	1.68	1.62	1.48	1.68	1.70	1.64	1.63	2
46 鹿児島	4.19	2.66	2.21	1.95	1.73	1.58	1.49	1.62	1.70	1.61	1.54	6
47 沖縄	2.38	1.95	1.82	1.72	1.87	1.96	1.83	1.70	1
平均	3.73	2.09	2.09	1.83	1.62	1.47	1.36	1.47	1.53	1.41	1.36	
標準偏差	0.51	0.22	0.12	0.14	0.12	0.13	0.12	0.13	0.13	0.14	0.15	
変動係数(%)	13.71	10.58	5.53	7.39	7.72	9.03	8.91	9.00	8.60	9.64	10.96	

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。
 全国の（ ）内の数値は、分母人口に日本人女性人口を用い、年齢各歳別に算出した合計特殊出生率。
 変動係数（%）＝標準偏差／平均×100

表3 都道府県別、平均出生年齢：1950～2022年

(歳)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	2022年	順位
全 国	29.65	27.86	27.84	27.78	28.98	29.67	29.99	30.51	31.17	31.59	31.85	-
1 北海道	30.14	27.48	27.31	27.63	28.81	29.24	29.53	30.04	30.71	31.10	31.31	25
2 青森	29.52	27.56	27.08	27.21	28.50	29.04	29.39	29.72	30.29	30.80	30.92	41
3 岩手	29.45	27.72	27.52	27.38	28.55	29.17	29.30	29.76	30.25	30.81	31.06	37
4 宮城	29.77	27.68	27.54	27.55	28.89	29.41	29.67	30.32	30.95	31.36	31.79	8
5 秋田	29.35	26.88	26.78	27.17	28.54	29.18	29.43	30.01	30.59	30.92	31.15	33
6 山形	29.50	27.36	27.23	27.41	28.63	29.21	29.42	29.99	30.69	31.09	31.36	23
7 福島	30.00	28.01	27.51	27.44	28.48	28.96	29.13	29.59	30.16	30.60	30.83	44
8 茨城	30.17	28.46	27.79	27.56	28.69	29.39	29.65	30.12	30.65	31.06	31.39	21
9 栃木	30.28	28.48	27.94	27.61	28.64	29.28	29.64	30.12	30.73	31.04	31.36	22
10 群馬	30.48	28.59	28.14	27.78	28.83	29.35	29.69	30.24	30.79	31.16	31.43	19
11 埼玉	30.38	28.61	28.14	27.99	29.24	29.97	30.16	30.79	31.43	31.76	32.09	5
12 千葉	29.71	28.15	27.90	27.88	29.17	29.99	30.21	30.69	31.37	31.77	32.14	4
13 東京都	29.96	28.54	28.81	28.80	30.07	30.85	31.25	31.87	32.59	33.06	33.41	1
14 神奈川	30.05	28.23	28.25	28.17	29.48	30.31	30.62	31.21	31.82	32.21	32.59	2
15 新潟	30.10	27.92	27.70	27.62	28.76	29.43	29.85	30.35	31.11	31.19	31.50	17
16 富山	28.50	26.45	26.82	26.99	28.29	29.21	29.70	30.38	31.01	31.40	31.54	16
17 石川	29.00	26.83	26.84	26.96	28.40	29.27	29.88	30.37	31.02	31.41	31.62	13
18 福山	29.15	27.18	27.06	27.10	28.33	29.41	29.60	30.30	30.95	31.32	31.34	24
19 山梨	30.98	29.37	28.70	28.24	29.19	29.76	30.09	30.57	31.27	31.45	31.58	15
20 長野	30.36	28.80	28.53	28.33	29.33	29.84	30.06	30.55	31.08	31.44	31.62	12
21 岐阜	29.24	27.32	27.39	27.35	28.60	29.36	29.82	30.29	30.92	31.15	31.26	27
22 静岡	29.83	27.74	27.54	27.58	28.77	29.39	29.65	30.20	30.80	31.17	31.40	20
23 愛知	29.34	27.55	27.45	27.42	28.66	29.51	29.87	30.44	31.14	31.51	31.70	10
24 三重	29.26	27.16	27.27	27.11	28.24	29.14	29.49	30.01	30.75	31.14	31.30	26
25 滋賀	29.77	27.96	27.87	27.68	28.68	29.56	29.95	30.47	31.15	31.42	31.69	11
26 京都	29.38	27.92	28.27	28.17	29.34	30.15	30.59	31.10	31.66	32.15	32.37	3
27 大阪	29.39	27.74	27.91	27.88	28.99	29.71	30.05	30.47	31.22	31.65	31.92	6
28 兵庫	29.27	27.57	27.82	27.78	28.89	29.65	30.08	30.52	31.15	31.53	31.77	9
29 奈良	29.14	27.39	27.68	27.82	28.99	29.95	30.26	30.78	31.38	31.56	31.85	7
30 和歌山	29.03	27.31	27.40	27.17	28.20	28.92	29.36	29.81	30.38	30.73	30.69	46
31 鳥取	28.88	27.22	27.31	27.42	28.58	29.23	29.50	29.95	30.57	31.03	31.17	31
32 島根	28.94	27.32	27.64	27.58	28.50	29.39	29.53	30.00	30.71	30.99	31.15	32
33 岡山	28.58	26.81	27.07	27.22	28.39	29.19	29.62	30.10	30.77	31.09	31.21	29
34 広島	28.82	27.22	27.37	27.41	28.52	29.31	29.61	29.97	30.69	31.09	31.20	30
35 山梨	28.95	27.10	27.36	27.41	28.49	29.01	29.32	29.68	30.29	30.66	30.67	47
36 徳島	29.17	27.05	27.07	27.18	28.28	29.08	29.46	30.04	30.70	30.95	31.09	36
37 香川	28.74	26.89	27.17	27.17	28.17	28.96	29.42	29.71	30.39	30.72	30.96	39
38 愛媛	29.47	27.48	27.47	27.44	28.40	29.06	29.19	29.72	30.20	30.62	30.85	43
39 高知	28.25	26.56	27.12	27.39	28.58	29.23	29.64	30.08	30.53	31.10	31.24	28
40 福岡	29.64	27.67	28.01	27.91	29.08	29.69	29.98	30.39	30.90	31.32	31.58	14
41 佐賀	29.89	28.16	27.90	27.70	28.83	29.32	29.58	29.97	30.39	30.74	30.96	40
42 長崎	30.02	28.60	28.30	28.00	29.02	29.49	29.67	29.94	30.56	30.83	31.03	38
43 熊本	29.83	27.87	27.46	27.48	28.64	29.18	29.56	29.95	30.55	30.92	31.14	34
44 大分	29.44	27.59	27.46	27.51	28.70	29.30	29.58	30.02	30.54	30.85	30.87	42
45 宮崎	29.79	27.63	27.35	27.42	28.68	29.16	29.36	29.58	30.17	30.46	30.71	45
46 鹿児島	30.33	28.70	28.22	27.95	28.93	29.45	29.69	30.06	30.54	30.93	31.11	35
47 沖縄	28.37	29.16	29.25	29.63	30.26	30.64	31.02	31.44	18
平均	29.55	27.69	27.62	27.60	28.75	29.42	29.74	30.22	30.83	31.20	31.41	
標準偏差	0.58	0.64	0.49	0.39	0.38	0.38	0.40	0.44	0.47	0.47	0.52	
変動係数(%)	1.97	2.33	1.77	1.43	1.31	1.30	1.34	1.45	1.52	1.50	1.65	

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。

平均(出生)年齢 = $\sum \{(x+2.5) \times {}_5f_x\} / \sum {}_5f_x$

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県、出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：2022年

都道府県	合計特殊 出生率	出生順位			平均年齢 (歳)	出生順位		
		第1子	第2子	第3子 以上		第1子	第2子	第3子 以上
全 国	1.25	0.59	0.45	0.21	31.85	30.56	32.52	33.99
1 北海道	1.12	0.53	0.40	0.19	31.31	30.00	31.93	33.66
2 青森	1.24	0.56	0.44	0.24	30.92	29.40	31.42	33.47
3 岩手	1.21	0.52	0.43	0.25	31.06	29.45	31.54	33.57
4 宮城	1.09	0.51	0.39	0.18	31.79	30.56	32.40	33.95
5 秋田	1.18	0.52	0.46	0.20	31.15	29.63	31.81	33.59
6 山形	1.32	0.60	0.49	0.23	31.36	29.90	31.96	33.95
7 福島	1.27	0.58	0.44	0.25	30.83	29.35	31.36	33.32
8 茨城	1.27	0.58	0.47	0.22	31.39	30.03	32.08	33.50
9 栃木	1.24	0.58	0.45	0.21	31.36	30.07	31.96	33.70
10 群馬	1.32	0.61	0.48	0.23	31.43	29.99	32.12	33.87
11 埼玉	1.17	0.55	0.44	0.18	32.09	30.85	32.75	34.33
12 千葉	1.18	0.56	0.44	0.18	32.14	30.87	32.90	34.25
13 東京都	1.04	0.55	0.37	0.12	33.41	32.36	34.31	35.54
14 神奈川県	1.17	0.58	0.44	0.16	32.59	31.49	33.32	34.55
15 新潟	1.27	0.60	0.47	0.20	31.50	30.05	32.28	34.00
16 富山	1.46	0.68	0.54	0.23	31.54	30.10	32.29	34.01
17 石川	1.38	0.62	0.51	0.25	31.62	30.16	32.21	34.09
18 福井	1.50	0.69	0.51	0.30	31.34	29.85	31.92	33.77
19 山梨	1.40	0.63	0.54	0.23	31.58	30.29	32.11	33.85
20 長野	1.43	0.66	0.52	0.25	31.62	30.18	32.15	34.29
21 岐阜	1.36	0.61	0.52	0.23	31.26	29.88	31.84	33.57
22 静岡県	1.33	0.63	0.49	0.21	31.40	30.06	32.06	33.89
23 愛知	1.35	0.65	0.50	0.20	31.70	30.41	32.47	34.00
24 三重	1.40	0.64	0.52	0.24	31.30	29.91	31.95	33.60
25 滋賀	1.43	0.66	0.53	0.24	31.69	30.29	32.39	33.98
26 京都	1.18	0.54	0.44	0.21	32.37	31.05	33.06	34.31
27 大阪	1.22	0.59	0.44	0.20	31.92	30.66	32.68	33.99
28 兵庫県	1.31	0.61	0.48	0.21	31.77	30.52	32.47	33.82
29 奈良	1.25	0.56	0.47	0.22	31.85	30.49	32.49	33.97
30 和歌山	1.39	0.62	0.51	0.26	30.69	29.29	31.15	33.11
31 鳥取	1.60	0.67	0.58	0.36	31.17	29.47	31.50	33.79
32 島根	1.57	0.66	0.56	0.35	31.15	29.46	31.71	33.50
33 岡山	1.39	0.62	0.50	0.26	31.21	29.66	31.87	33.61
34 広島	1.40	0.64	0.50	0.25	31.20	29.72	31.88	33.55
35 山口	1.47	0.66	0.52	0.28	30.67	29.12	31.29	33.11
36 徳島	1.42	0.65	0.50	0.26	31.09	29.55	31.74	33.72
37 香川	1.45	0.65	0.54	0.26	30.96	29.62	31.59	33.09
38 愛媛	1.39	0.61	0.51	0.27	30.85	29.47	31.29	33.13
39 高知	1.36	0.58	0.49	0.30	31.24	29.68	31.56	33.75
40 福岡	1.33	0.59	0.48	0.26	31.58	30.12	32.22	33.67
41 佐賀	1.53	0.62	0.55	0.37	30.96	29.32	31.21	33.34
42 長崎	1.57	0.65	0.54	0.38	31.03	29.34	31.51	33.27
43 熊本	1.52	0.63	0.53	0.36	31.14	29.59	31.51	33.30
44 大分	1.49	0.65	0.55	0.29	30.87	29.43	31.19	33.41
45 宮崎	1.63	0.64	0.57	0.41	30.71	29.08	31.01	32.86
46 鹿児島	1.54	0.64	0.53	0.36	31.11	29.45	31.58	33.37
47 沖縄	1.70	0.64	0.55	0.51	31.44	29.72	31.48	33.55
平均	1.36	0.61	0.49	0.26	31.41	29.98	31.99	33.73
標準偏差	0.15	0.05	0.05	0.07	0.52	0.64	0.63	0.45
変動係数(%)	10.96	7.47	9.85	28.27	1.65	2.13	1.96	1.35

表1の注参照。

書 評・紹 介

山崎 史郎 著

『人口戦略法案—人口減少を止める方策はあるのか』

日本経済新聞出版, 2021年11月, 557ページ

本書は、人口減少を止める方策としてフィクションの「人口戦略法案」の成立を目指し奮闘する官僚の姿を、実際の研究論文や公的統計、公開されている資料を交えて書かれた小説である。フィクションではあるが、社人研の「日本の将来推計人口（「全国推計」）, 「日本の地域別将来推計（地域推計）」や、「出生動向基本調査」、社人研研究者による多数の論文、公的な調査結果など実際に公開されている実在の資料が多数引用されており、本書は日本の人口減少とその対策をテーマとした新書であるといえる。

本書の特徴は、小説形式を採用している点にあり、筆者自身もあとがきにおいて「人口減少問題は様々な要素が複雑に絡み合うため、論文形式の記述では趣旨が十分に伝わらないのではないかと考えたからです。」と述べている。登場人物に「移民」、「結婚」、「出産」、「ライフプラン」、「妊娠前ケア」、「結婚や出産に政府の介入を許すのか」などといったセンシティブなテーマに対する様々な考え方を語らせ、意見交換を行わせることを通じて、広範囲に及ぶ人口問題に現実感と関心を読者に持たせる意図もあると思われる。

本書は第1章～第6章で構成されている。各章において大学教授などの専門家が登場し、人口問題の重要さや、各国の事例や比較、最新の研究成果などについて官僚に解説やレクチャーする場面が盛り込まれている。とくに、第1章～第4章では、「朝食勉強会」と題された日本のこれまでの人口動態や政策の推移を概観した基礎的な内容に始まり、「出生率低下の構造・要因分析」、「制度をめぐる議論」、「子ども保険」、「不妊治療・ライフプラン」、「結婚支援」、「地方創生」、「移民政策」といった人口をテーマとした入門書の内容を網羅するような形で節が設けられている。第5章以降は、フィクションとして法案成立への官僚としての奮闘や、与野党への法案の趣旨説明、国会対策といった内容も多くなるが、こうした場面は人口減少問題への対策の必要性を読者にわかりやすく訴えかけることを意図した内容であろう。

また、本書において、筆者は出生率の上昇のために、労働政策と家族政策の両方を融合させた「子ども保険」と名付けた制度を掲げている。この制度は、雇用保険の対象に含まれない非正規雇用の女性に育児休業手当が支給されない問題を解決し、国民負担は年間約4万円となることを財源も含め試算している。評者の知識ではこの制度について、論じることはできないが、人口減少対策として制度の在り方を詳細かつ現実的に検討しているようである。少なくとも筆者はこうした実際の負担額を示すことで、国民の間で広く人口減少に関する議論が起ることを期待しているのであろう。奇しくも2024年度に1人当たり所得税ほか4万円の減税が行われることが大きく報道されているが、評者としても同じ4万円の使途について、国民的な議論を期待したいと思うところである。

本書の最も大きな意義は、人口減少への対策という国民の合意と理解が必要なテーマに、小説形式をとって幅広い理解と合意を促そうとした点である。研究者の書く専門的な論文や専門書などと異なり、複雑な問題を丁寧かつ分かりやすい文章でまとめていることから、筆者の官僚としての経験とその知見を多分に生かし、国民への理解を得ようとする熱意が溢れていると感じる。その他にも、日

本における政策や法案が官僚によってどのように形作られてゆくのかを、わかりやすく記したという点で大きな意義もある。官僚が大学教授や専門家を招いて勉強会と称した場を設け、関係者に丁寧なヒアリングを重ねる様子が写實的に描写されている。こうした描写は小説の部分となるが、筆者の経歴から単にフィクションとは言い切ることができないであろう。日本の政策や法律が、特定の人物によって恣意的に定められものではなく、官僚の真摯な働きにより形成されることが理解できるようになっている。

これらの意義から、人口減少に少しでも関心のある人には、ぜひ本書を読んでいただきたいとの印象を持った。とくに、出生に関して労働政策と家族政策から取り組みを検討されている方には、一読の価値があると思う。また、官僚の働き方や役割に関心のある方にも、お薦めしたい。

本書のやや不満な点は、非大都市圏から東京圏へ移動することを考え始める年齢層や、出生行動が始まるまでに少し時間的余裕のある年齢層に当たる10歳代の声が十分ではないことである。こうした若い世代の人口減少に対する不安や不満を把握することも、持続的な出生率の上昇を考える上では不可欠であろう。

なお、周知のように本書の刊行後となる2023年4月には、2020年国勢調査を基にした新たな「全国推計」が公表された。外国人の入国超過数を年間約16万人と仮定したことや平均寿命の伸長により、2015年国勢調査を基にした前回の「全国推計」よりも、人口減少は幾分緩やかとなった。しかし、自然増加に寄与する出生数、出生率の低下は深刻さを増しており、本書の内容よりもより厳しい状況となっている現実がある。人口減少問題を扱った優れた本書を通じて、国民の間に広く人口問題に対する理解と認識が深まることを強く期待したい。

(貴志匡博)

研究活動報告

第75回数理社会学会大会

第75回数理社会学会大会 (JAMS75) は、2023年8月25日 (金)・26日 (土) の2日間、愛知大学名古屋キャンパスを会場として開催された。会員80名 (うち学生14名)、非会員33名 (うち学生18名) の参加申し込みがあり、活発な議論がセッション後も各所で展開されていたのが印象的であった。自由報告 (口頭発表) は3部会11件で、とくに第1部会「ジェンダーと家族」では、日本の結婚市場におけるミスマッチのメカニズムを探るサーベイ実験 (打越文弥会員) や、性交渉の頻度と家事分担が幸福度に及ぼす影響についての計量分析 (石橋拳会員) など、研究所で行われる調査研究とも深く関わる内容の報告が複数なされていた。

国立社会保障・人口問題研究所からは、毛塚和宏会員が以下の報告を行った。

毛塚和宏・鈴木遼「大学進学選択と経済的資産の関連：損失回避傾向の異質性に注目して」

萌芽セッション (ポスター報告) は45件を数え、これまでの大会と同様に、幅広い研究対象やトピック、手法が扱われていた。著者個人としては、サーベイ実験やオンライン調査、係留ヴィネット法や欠測・測定誤差に基づくバイアスなど、比較的新しい手法や問題系に関する方法論について新たな知見を得ることができ、非常に勉強になった。

今回の JAMS76 は、2024年3月に大阪大学で開催予定である。

(吉田 航 記)

数学を用いる生物学

統計数理研究所にてワークショップ「数学を用いる生物学」は、2023年8月28日から29日までで開催された。数理モデル研究者と統計を主に用いる実証研究者との交流会である。数理モデルの研究という演繹的な方法を用いた、生態学、進化、個体群動態および人文科学の研究と統計学とう帰納的手法によるこれらの研究テーマのそれぞれ研究者達が自身のテーマに沿って講演を行った。筆者は「多地域レスリー行列の理論と応用～日本の人口減少社会における国内・国際移動の影響～」というタイトルで招待講演を行った。数理モデルの研究者は数学の解析の主張する事が多々あり、実際のデータを知る機会として有意義なものである。一方、統計を用いる実証研究者にとってその背後にある数理モデルの実態や仮定を知る機会となったはずである。こうした交流の場が定期的に設けられる事はより洗練された研究を考える上で必要であると感じた。

(大泉 嶺 記)

第33回日本家族社会学会大会

家族に関する社会学的理論や法制度、質的調査、量的調査などに関心のある研究者が集う第33回日本家族社会学会大会が、2023年9月2日 (土)、9月3日 (日) に神戸大学 (神戸市) を開催校として完全対面の形で開催された。

初日には、ラウンドテーブル「学会事業としての NFRJ にいま何が求められるのか？」が開催され、オーガナイザーや中堅・若手会員を中心に、学術的公共財としての NFRJ (全国家族調査) の

意義やプロジェクト体制の充実化（ワークショップの定期開催、公的統計の利活用）などについて提案・議論がなされた。その他①就業と家族、②若者、③教育・階層、④ケア・家事、⑤女性と役割、⑥子ども、⑦国際比較の自由報告セッションが開催された。

二日目は、⑧男性と家族、⑨結婚・夫婦、⑩制度・政策についての自由報告セッションが開催された。その他、開催校企画テーマセッションとして「地方社会で生きる外国人住民の暮らし・仕事・学校—地域研究から迫る兵庫県豊岡市の事例—」が企画され、シンポジウムでは「若者の地方暮らしから考える新時代の家族」について議論がなされた。

自由報告では2、30分の全体討論の時間が設けられたものが多く、報告内容の理解を深めたり、発展可能性が論じられるなど有意義であった。また社人研からはオーガナイザーや司会での参加者が多く、進行や活発な議論の取りまとめに貢献していた。（岩澤美帆 記）

2023年日本数理生物学会年会

2023年9月4日～同年9月6日に奈良女子大学で開催された「2023年度日本数理生物学会年会」に参加した。この会は筆者が所属する日本数理生物学会の年会である。コロナ禍後、初の対面による大会である。久しぶりの対面大会となって参加者も例年より多く盛況であった。筆者は、「多状態年齢構造化人口モデルに現れる Fredholm 方程式」というタイトルで講演を行った。内容は筆者らが考案した状態遷移の経路の和として人口動態のモデルの固有システムを再解釈する方法についてである。数理生物学会において若手会員もまだまだ増えていることから、しばらくはこの分野は安泰と感じている。しかし、研究内容が実験とのコラボが増えたため、特定の現象に関するケーススタディが散見され、進化や個体群動態の本質に関わるようなダイナミックな研究が減ってきていることが危惧される。こうしたケーススタディの増加は検証可能なモデルを生み出す一方、数学的な奥深さを伴わない事が多いからだ。とはいえ、対面形式の学会が復活したことは今後の研究活動を活性化させるに喜ばしいことである。（大泉 嶺 記）

オックスフォード滞在と英国人口学会への参加

2023年9月7日から11日まで、オックスフォード大学ワダム校（Wadham college）に滞在し、同大学インターネット研究所（Oxford Internet Institute）のエカテリーナ・ヘルトグ（Ekaterina Hertog）准教授との共同研究を行った。同准教授とは、科学技術振興機構（JST）社会技術研究開発センター（RISTEX）の研究開発事業「AI等テクノロジーと世帯における無償労働の未来：日英比較から（令和2年1月～令和5年12月）」（代表：お茶の水女子大学大学院・永瀬伸子教授）にて共同研究を行っており、共同論文の執筆にかかる作業を行った。オックスフォードへの滞在は、2020年1月以来、約4年ぶりであったが、街の様子は変わっておらず、ヘルトグ氏が手配してくれたワダム校のゲストハウスにて快適かつ生産的に過ごすことができた。

同11日より列車にてヘルトグ氏と共にキール（Keele）に移動し、同日午後よりキール大学（Keele University）にて開催された英国人口学会（British Society for Population Studies）の年次大会に参加した。同学会では、上記共同研究プロジェクトのこれまでの成果を報告するパネルセッション「Revolutionizing home life: Exploring the impacts, opportunities of domestic automation across cultures, generations」が企画されており、筆者は「Intergenerational Transfer of Care Work:

How Technology would Meet with Future Care Demand in Japan and the UK?」と題する共同研究について報告した。人口研究を主とする同学会にあってはやや趣が異なるテーマではあったが、ジェンダーや家事労働に関心のある研究者を中心に20名ほどの参加があり、活発な意見交換が行われた。筆者の他に、日本からは、お茶の水女子大学大学院の永瀬伸子教授、その院生の江天瑤さんが参加し、同じパネルで報告を行った。また、南デンマーク大学の茂木良平氏も参加しており、数年ぶりに旧交を温めた。

英国人口学会は、米人口学会と比べるとかなり小規模であり、アットホームな雰囲気であった。参加者は英国からの研究者が主ではあるが、他のヨーロッパ諸国からの参加者も多く、オープンで気さくな雰囲気であったことも印象的である。また、今次大会では、キャンパスにある宿泊施設（学期中は学生寮となっているものと思われる）に滞在する形であったため、経済的であり会場までの往復も非常に楽であった。また、昼食はもとより、朝食や夕食も会場で提供されたため、参加者との交流に多くの時間を割くことができた。

今回の英国出張にあたり、英国人口学会でのパネルセッションを企画し、オックスフォードでの滞りに便宜を図ってくださったヘルトグ准教授にこの場を借りて感謝申し上げる。（福田節也 記）

日本地理学会2023年秋季学術大会

日本地理学会2023年秋季学術大会は、2023年9月16日（金）～19日（火）に関西大学千里山キャンパス（大阪府吹田市）で行われた（9/16はミニ・エキスカージョンと公開講演会、9/17と9/18はシンポジウム、口頭発表、ポスター発表ほか、9/19は巡検）。9/17の「人口・行動」セッションでは下記6本の報告が行われ、筆者は前半3本の座長を務めた。

蔣 宏偉*・佐藤廉也（大阪大）：日本における食事摂取動機の地域差—私たちはなぜ、私たちが食べているものを食べるのか

村越貴光（駒澤大・院）：大学生による東京都市区町村の名称認知と位置認知

井上 孝*（青山学院大）・井上 希（国立社会保障・人口問題研）：東京西郊の私鉄沿線における将来推計人口の時空間分析

野村侑平（早稲田大・院）：JR 西川口駅周辺におけるエスニック・タウンの COVID-19による空間変容

宋 弘揚（梅光学院大）：労働力送り出し転換期における促進の取り組みと送り出し機関の対応と課題—中国の労働力海外送り出しプログラムを中心に

阿部康久*（九州大）・李春嬌（日本 IBM）：中国の出稼ぎ労働者にみる近年の出稼ぎ先の変化と将来の定住希望地域—河南省三門峡市盧氏県の農村出身者を事例として

「人口・行動」セッション以外においても、今後いっそうの人口減少が確実な状況のなかで、いかに持続可能な地域社会を構築していくかというテーマに焦点を当てた報告が多くみられた。とりわけ下記は、様々な観点からの過疎地域再生の試みがうかがえる興味深い報告であった。

中澤高志（明治大）：表出する関係性と日常—大分県佐伯市船頭町・大手前地区の変容について

荒井良雄（帝京大）：離島における ICT を利用した生活・産業インフラの改善の試み—山形県飛島の事例

作野広和（島根大）：過疎地域のコミュニティが目指す「縮充」とその方策
櫛引素夫（青森大）：JR 津軽線の試練（第2報）—沿線の地域活動を交えて
本多広樹（山形大）：先端技術活用による中山間地域の変化—長野県伊那市の事例

（小池司朗 記）

日本経済学会2023秋季大会

2023年9月16、17日開催された、日本経済学会2023秋季大会@関西大学千里山キャンパスに参加した。私は Fudan University の Mingyu Jiang 氏の論文 “Working from home, job tasks and productivity during the COVID-19 pandemic” の討論者を務めた。

本大会でも多種多様な研究があったが、テレワークや会議室の在り方、育休制度など、いわゆる「柔軟で生産性の高い働き方」というテーマが例年よりも多かったように思う（私の討論論文もこのテーマだ）。個人的には会議室をクローズドにするよりも、オープンにした方がより生産性が高まる、という実証をした浅川慎介氏の論文が面白かった。また、郭秋薇氏の、出産・育児期のどのような就業支援が、女性のキャリアに有効な施策かを考察した研究も興味深い。単一の制度の効果を見た研究は多くあるが、複数の制度を組み合わせた効果をみた研究は、筆者の記憶の中では初めてであった。非常に政策的・企業人事の示唆に富む発表で、研究者だけで共有するにはもったいないと感じた。

本大会で最も印象に残ったのはチャールズ＝ユウジ＝ホリオカ氏による日経学会会長講演だ。ホリオカ氏（当時なんと24歳！）がハーバード大学のマーティン＝フェルドシュタイン教授と1980年に発表した “Feldstein, M., & Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flows. *The economic journal*, 90(358), 314-329.” は「フェルドシュタイン＝ホリオカのパズル」と呼ばれ、国際金融の分野で最も有名な論文の一つとされている（2023年10月25日時点で、Google Scholar での引用数は5345件である）。これは、「資本移動が自由化されているならば、資本の限界生産性は各国で同一になるように国内貯蓄が海外投資に振り向けられるはずだが、なぜデータ上では国内貯蓄の大半は国内投資に向かうのか」という内容である。講演はこのパズルが解けた、という報告だ。この議論は学部4年生の時に初めて知ったが、あまり覚えていなかった。当時の理解力と知識では、その意義をあまり理解できなかったということだろう。改めて発表を聞くといろいろな教訓が入っているように感じた。

これがなぜパズルなのか？（例えば、金融機関に勤める）一般の人には理解できないだろうと思う。ただ経済理論を学んだ人ならば、理論が予測する結果と現実が食い違い、不思議な現象であることが理解できる。理論に基づいて現象を予測し、データという現実で整合性を確かめ、理論の妥当性を問う。理論が反証されるとまたデータを説明できる理論を考える、という科学の発展のプロセスを感じる。また、論文内の分析は学部1年生レベルのもので、そこにも驚いた。テクニカルな分析ではなく、やはり問題意識と着眼点が重要であると改めて認識した。パズルの解答は、財市場を考慮すれば現象が説明可能になる、という実にシンプルなものだった（もちろん分析やその結果の解釈には、議論の余地はあると思われる）。難題の解答も意外と身近なところにある場合も多い、ということに気づかされた。いたずらにテクニックに走るのではなく、様々なデータを虚心坦懐に観ることの重要性である。私自身が実証研究者であるため、今後の教訓にしたいと思えた。

私が最後に対面の学会に参加したのは、2019年夏であったため、対面学会は実に4年ぶりであった。知り合いの研究者と久々に話し、論文などで名前は知っていたがお会いしたことのない方に挨拶できたのは良かった。しかし、対面学会のデメリットも痛感した。まずは費用である。昨今の物価高騰か

らホテル代などは高く、研究所のサポートがあったとはいえ、規定の費用から足が出たため、費用の一部は自腹となった。少しでも安いホテルを探す機会費用も意外と大きい。

しかし、一番の痛手は育児についてだ。一人娘がいるが、土日が学会ということで、妻一人に娘を見てもらうこととなった。妻は平日フルタイムで就労しており、土日は身体を休める貴重な休日だが、負担をかけてしまった。オンラインだとこれらのデメリットは基本ない。テレワーク研究の報告をいくつか聞き、討論を務めた。テレワークは生産性を高めるという研究結果があったが、必ずしもそうではないのではないかと思う。一方で、n=1の個人の感想に過ぎないが、テレワークの育児への効果は正に有意であろう。(茂木洋之 記)

日本人口学会2022年度第1回東日本地域部会

2023年9月20日(水)午後及び9月21日(木)午前の2日間の日程で、東日本地域部会が札幌市立大学サテライトキャンパスにおいて、対面とZoomによるオンラインのハイブリッド形式で開催された。昨年度の東日本部会では、11の口頭報告が行われるという近年開催された地域部会のなかでも最も報告数の多い部会となり、ほとんどの報告において質疑を途中で打ち切るようなやや忙しい進行となった。地域部会は人口学会・年次大会と比べて萌芽的な課題や技術的な側面を含む報告についても詳細な議論ができる場という性格があることから、今回の部会は余裕をもったスケジュールで開催されたものである。

今回の部会では、対面参加者による5報告とオンライン参加者による3報告とを合わせた8の口頭報告が行われた。社人研からは、清水室長と菅が報告を行った。そのほか、オンライン参加者の出席総数は正確に把握していないが、常時20名前後の参加があったように思う。当初計画された日程から急遽開催日程が変更になったことや大学に所属する学会員は学事等の事情があったためと推察されるが、昨年度と比べると小規模な開催となった。一方で、報告時間に余裕をもったプログラムであったため、すべての報告について技術的な側面も含む濃密な討論が行われたことが印象的であった。来年度以降も、十分な討論時間が確保され、各参加者が相互に刺激を受ける有意義なものとなることを期待したい。

なお、プログラムは日本人口学会のホームページ(「2023年度第1回東日本地域部会開催のお知らせ(第2報)」)に掲載されているため割愛する。(菅 桂太 記)

第82回日本人口学会九州地域部会

2023年9月24日(日)午後、佐賀県佐賀市西九州大学佐賀キャンパスにて、第82回日本人口学会九州地域部会がハイブリッド形式で開催された。佐賀出身の山本和子琉球大学第一内科教授による「新型コロナウイルスのプラネタリーヘルス」と題する特別講演に続き、佐藤龍三郎 中央大学経済研究所、原俊彦 札幌市立大学名誉教授により近著の紹介報告がなされた。その後、筆者による「1920年前後の乳児死亡率と出生率の低下要因—非嫡出出生割合に注目して」、有馬久富 福岡大学医学部衛生・公衆衛生学講座教授による「長崎県壱岐市における慢性腎臓病(CKD)予防の取り組み」の二報告が行われた。

今回の日本人口学会九州地域部会は第82回であり、今年が第75回であった全国大会よりも回数が多いが、これは一年に複数回行うことがあったからのようである。九州部会は医学・保健関係者が多く、

日本人口学会創設時からの会員である生命表研究で著名な水島治夫九州大学名誉教授（1896～1975）の影響であろうか。日本人口学会の地域部会にはそれぞれ特色があり、その特徴を生かしながら地域の人口研究ネットワークが拡充されることが期待される。来年の日本人口学会九州地域部会は今年と同時期に、福岡大学で開催されることが予定されている。（林 玲子 記）

第96回日本社会学会大会

第96回日本社会学会大会が、10月8日（日）～9日（月・祝）にかけて、立正大学品川キャンパスで開催された。同大会は、社会学における国内最大規模の研究者組織である日本社会学会が主催となり、年に1度開催している。同学会は、社会学が扱うすべての分野を対象とした学会であるため、大会ではセッションが多数設定される。今大会では、通常セッションとして50、テーマセッションとして24、ポスター報告として1のセッションが設けられ、家族、教育、歴史、階層、意識、都市、理論、研究法・調査法などのトピックについて最新の研究成果が報告された。会期中はそれぞれのセッションにおいて、報告者とフロアの間で活発な議論が展開された。また、研究報告に加えて、学会奨励賞の授与式・受賞者講演と、3つのシンポジウムも行われた。国立社会保障・人口問題研究所からは、中村真理子（情報調査分析部研究員）と竹内麻貴（国際関係部室長）が以下の報告を行った。

【一般報告】

- ・ 中村真理子、「未婚者の学歴と性交渉経験——1980年代以降の変遷に注目して」
- ・ 竹内麻貴、「インフォーマル雇用に立ち向かう社会政策の構想 3）自営は育児と両立しやすいのか——ワーク・ファミリー・コンフリクトの就業形態間・内比較」

（竹内麻貴 記）

南部アメリカ人口学会（Southern Demographic Association）年次大会

2023年10月18日（水）から10月20日（金）にかけて南部アメリカ人口学会の年次大会が開催された。本大会では全29のセッションが設置され、出生や死亡、移動といった一般的なセッションから、近年関心の高いCOVID-19や環境問題についてのセッション、あるいは米国南部の人口に焦点を当てたセッションや南部アメリカ人口学会が発行している“Population Research and Policy Review”のためのセッションなど本学会ならではのセッションも設置されていた。

報告内容についても様々であり、一般的な定量分析やモデル研究に関する報告から、先行研究のレビュー報告や近年増加している機械学習による人口推計に関する報告、データ紹介の報告など、他の人口学会と比較して多様な報告形態が容認されている印象を受けた。

著者も“Comparison of Future Projections and Simulation Results of Household Energy Consumption in Japan, 2020-2040”と題し報告を行ったが、人口学に限らず、エネルギー学や家族社会学など様々な分野の専門家から意見を聞くことができた。

次年度の大会は開催地が未定であるが本年と同様に10月に開催予定である。関心のある読者は南部アメリカ人口学会の公式ページ（<https://sda-demography.org/>）より確認されたい。

（井上 希 記）

『人口問題研究』第79巻総目次（2023年）

著者	論文タイトル	号[通巻]	発行	掲載頁
特集：第8回世帯動態調査				
小池司朗	特集によせて	1[324]	3.25	1-2
小山泰代	地域における人口減少下の世帯変動	1[324]	3.25	3-20
清水昌人	高齢者の家族類型と介護保険サービスの地域差	1[324]	3.25	21-36
菅桂太	世帯動態調査における非標準誤差の動向：50歳未満離家経験者は減少しているのか？	1[324]	3.25	37-63
特集：第8回世帯動態調査（その2）				
清水昌人	単独世帯・夫婦のみの世帯に住む高齢者の世帯変動 —介護保険サービスの供給量と住居移動との関連—	4[327]	12.25	305-330
特集：国際的な視点から見たジェンダー研究の展開（その1）				
笹野美佐恵	韓国社会におけるジェンダー革命と少子化 —世界最低出生率の背後で何が起きているのか—	2[325]	6.25	107-132
中野円佳	「教育する母親」の仕事に対するアスピレーション維持は可能か —シンガポール人のミドルクラス母親に対する質的調査から—	2[325]	6.25	133-156
特集：国際的な視点から見たジェンダー研究の展開（その2）				
鈴木恭子	労働市場でスキルはどう評価され男女格差に関連するか？ —性別・学歴・スキル・職業からみた労働市場の構造比較—	4[327]	12.25	331-359
福田節也	高学歴女性の出生に関する国際比較分析：両性合計出生率によるジェンダー公平仮説の検証	4[327]	12.25	360-380
特集：第8回人口移動調査の結果から（その8）				
貴志匡博	人口移動調査と国勢調査から得られる5年間移動率の差異の検討	2[325]	6.25	157-170
特集：地方創生に関連した研究				
貴志匡博	特集によせて	3[326]	9.25	181-182
井上希・鈴木茂允・中山敬太	福井県庁における住民生活向上に向けたGISの活用 —防災事業と子育て支援事業に着目して—	3[326]	9.25	183-191
特集：日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究				
林玲子	特集によせて	4[327]	12.25	235-236
小島克久	日中韓の介護制度の多様性の背景と今後の制度展開の方向の検討	4[327]	12.25	237-255
佐藤格	少子高齢化社会における公的年金制度—日中韓の比較—	4[327]	12.25	256-279
林玲子	日中韓少子高齢化施策の推移と実態—比較の視座から—	4[327]	12.25	280-304
特集：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究（その3）				
堀口侑・石井太	都道府県別の満年齢別・死亡年別死亡数を出生年別に分割するモデル開発に関する研究	4[327]	12.25	381-400

研究論文

斉藤知洋	離婚に伴う女性の経済状況の変化—長期パネルデータを用いた再検討—	1[324]	3.25	64-84
鎌田健司・小池司朗 ・菅桂太・山内昌和	都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950～2020年 (2)期間別分解と年齢別人口の分析結果	4[327]	12.25	401-423

資料

今井博之	新聞記事で振り返る2022年の人口問題	1[324]	3.25	85-88
岩澤美帆・守泉理恵 ・釜野さおり・余田 翔平・吉田航・斉藤 知洋・別府志海・是 川夕	日本における結婚と出産の動向 —第16回出生動向基本調査（2021年社会保障・人口問題基 本調査）の結果より—	1[324]	3.25	89-99
岩澤美帆・別府志海 ・余田翔平・是川夕 ・守泉理恵・吉田航 ・釜野さおり・大泉 嶺・石井太	日本の将来推計人口（令和5年推計）について —令和3（2021）年～令和52（2070）年，附：長期参考推 計（令和53（2071）年～令和102（2120）年）—	3[326]	9.25	192-205

統計

別府志海・佐々井司	主要国における合計特殊出生率および関連指標：1950～ 2021年	3[326]	9.25	206-213
別府志海	主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料	3[326]	9.25	214-223
別府志海	全国人口の再生産に関する主要指標：2022年	4[327]	12.25	424-439
別府志海・佐々井司	都道府県別標準化人口動態率：2022年	4[327]	12.25	440-446
別府志海・佐々井司	都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および 合計特殊出生率：2022年	4[327]	12.25	447-454

書評・紹介

吉田航	Sawako Shirahase ed. <i>Social Stratification in an Aging Society with Low Fer- tility: The Case of Japan</i>	1[324]	3.25	100-101
大泉嶺	稲葉寿 数理人口学入門	2[325]	6.25	171
林玲子	Charles Goodhart and Manoj Pradhan <i>The Great Demographic Reversal</i>	3[326]	9.25	224-225
貴志匡博	山崎史郎著 人口戦略法案—人口減少を止める方策はある のか	4[327]	12.25	455-456

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

江崎 雄治 専修大学文学部
加藤 彰彦 明治大学政治経済学部
黒須 里美 麗澤大学国際学部
小西 祥子 東京大学医学部
佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員
中澤 港 神戸大学大学院保健学研究科
和田 光平 中央大学経済学部

所内編集委員

田辺 国昭 所長
林 玲子 副所長
矢野 正枝 企画部長
是川 夕 国際関係部長
小島 克久 情報調査分析部長
小池 司朗 人口構造研究部長
岩澤 美帆 人口動向研究部長

編集幹事

清水 昌人 企画部室長
大泉 嶺 国際関係部室長
竹内 麻貴 国際関係部室長
布施 香奈 情報調査分析部室長
別府 志海 情報調査分析部室長
釜野さおり 人口動向研究部室長
吉田 航 人口動向研究部研究員
久井 情在 人口構造研究部主任研究官
貴志 匡博 人口構造研究部主任研究官

人 口 問 題 研 究

第79巻第4号
(通巻第327号)

2023年12月25日発行

編 集 者 国立社会保障・人口問題研究所
発 行 者 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011
日比谷国際ビル6階
電話番号：東京(03)3595-2984
F A X：東京(03)3591-4816

印 刷 者 大和綜合印刷株式会社
東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号
電話番号：東京(03)3263-5156

本誌に掲載されている個人名による論文等の内容は、すべて執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

目次 第79巻第4号 (2023年12月刊)

特集Ⅰ：日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究	
特集によせて……………林 玲子・235～236	
日中韓の介護制度の多様性の背景と今後の制度展開の方向の検討 ……………小島克久・237～255	
少子高齢化社会における公的年金制度—日中韓の比較— ……………佐藤 格・256～279	
日中韓少子高齢化施策の推移と実態—比較の視座から— ……………林 玲子・280～304	
特集Ⅱ：第8回世帯動態調査（その2）	
単独世帯・夫婦のみの世帯に住む高齢者の世帯変動—介護保険 サービスの供給量と住居移動との関連—……………清水昌人・305～330	
特集Ⅲ：国際的な視点から見たジェンダー研究の展開（その2）	
労働市場でスキルはどう評価され男女格差に関連するか？ —性別・学歴・スキル・職業からみた労働市場の構造比較— ……………鈴木恭子・331～359	
高学歴女性の出生に関する国際比較分析：両性合計出生率による ジェンダー公平仮説の検証……………福田節也・360～380	
特集Ⅳ：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究（その3）	
都道府県別の満年齢別・死亡年別死亡数を出生年別に分割する モデル開発に関する研究……………堀口侑・石井太・381～400	
研究論文	
都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950～2020年 (2) 期間別分解と年齢別人口の分析結果 ……………鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和・401～423	
統計	
全国人口の再生産に関する主要指標：2022年……………別府志海・424～439	
都道府県別標準化人口動態率：2022年……………別府志海、佐々井司・440～446	
都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および 合計特殊出生率：2022年……………別府志海、佐々井司・447～454	
書評・紹介	
山崎 史郎 著 人口戦略法案—人口減少を止める方策はあるのか（貴志匡博）・455～456	
研究活動報告 ……………457～462	
第79巻総目次 ……………463～464	