

厚生労働行政推進調査事業費補助金
政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)

**国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の
新潮流に対応した人口分析・将来推計と
その応用に関する研究**

(課題番号H29－政策－指定－003)

平成29年度～令和元年度 総合研究報告書
令和元年度 総括研究報告書

研究代表者 小池 司朗

令和2(2020)年3月

目 次

I. 平成 29 年度～令和元年度 総合研究報告書

研究代表者（石井 太・小池 司朗）	1
-------------------------	---

II. 令和元年度 総括研究報告書

研究代表者（小池 司朗）	13
研究分担者（鈴木 透）	21
研究分担者（林 玲子）	23
研究分担者（小島 克久）	27
研究分担者（岩澤 美帆）	31
研究分担者（千年よしみ）	35
研究分担者（守泉 理恵）	39
研究分担者（石井 太）	45

III. 個別研究報告

1. 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した総合的な人口・世帯の動向分析

1 日本における出生子ども数 1 人の女性に関する分析 （守泉理恵）	49
2 出生力関連政策とその効果に関する議論 （岩澤美帆・守泉理恵）	69
3 在宅要介護高齢者に対する家族介護の要因に関する研究—「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析— （小島克久）	83
4 Long-term Care Related Migration （林 玲子）	93

5	Return Migration Intentions of Brazilian Migrants in Japan (千年よしみ)	103
---	---	-----

2. 地域・世帯推計に重点を置いた将来推計モデルの深化に関する基礎的研究

6	日本人の将来仮定値に同調する外国人年齢別出生率の推計 (岩澤美帆・余田翔平・別府志海・金子隆一)	117
7	市区町村別世帯数の将来推計の試み—静岡県市区町を対象として— (小池司朗・小山泰代)	133
8	高齢者の居住状態の将来推計 (鈴木 透)	147
9	都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解 (鎌田健司・小池司朗・菅 桂太・山内昌和)	161
10	2015 年国勢調査を用いた年齢都道府県構造化人口モデルの感度分析 (大泉 嶺)	183

3. 将来推計を活用した政策的シミュレーションに関する研究

11	外国からの介護人材確保と社会保障制度との関係についての将来人口・社会 保障シミュレーション (石井 太・小島克久・是川 夕)	193
----	--	-----

IV. 資 料 編

子育て環境の地域性と出生力：市区町村データからの接近 (岩澤美帆・鈴木貴士)	213
市区町村の夫婦出生力を測る—配偶関係構造を統制した間接標準化 TFR— (岩澤美帆・鎌田健司・余田翔平・菅 桂太・金子隆一)	219
老親介護はどれだけ続くのか？：子世代の視点から (中村真理子)	225

V. 研究成果の刊行に関する一覧表

研究成果の刊行に関する一覧表.....	233
---------------------	-----

厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

総括研究報告書

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の
新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究
(令和元年度)

研究代表者 小池司朗 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

近年、先進諸国のみならず、新興国においても「ポスト人口転換」とも呼ばれる低出生・低死亡の継続や、国際人口移動の活発化など、国際的な人口動向が変化する一方、国内では継続的な低出生力や人口減少と人口の大都市集中、高齢期の長期化やこれに伴う生活・居住形態の多様化等、少子化・高齢化に関する新たな動きが顕在化してきている。本研究では、このような人口や世帯の新潮流について、国際的・地域的視野を踏まえながら的確に捉えるとともに、国立社会保障・人口問題研究所が行う人口・世帯の将来推計の精度改善及びその応用を目的とした人口学的研究を行うものである。

社人研の人口・世帯の将来推計は、公的年金の財政検証を始めとした様々な厚生労働行政の施策立案に活用されており、本研究による人口・世帯に関する一連の将来推計の精度改善は、このような各種施策の定量的な議論に資するとともに、国民の各種制度に対する信頼性の向上に結びつく効果が期待される。さらに、各種人口変動要因に関する動向分析の深化により、わが国の急速な少子化・高齢化の要因を踏まえた、きめ細やかな施策立案が可能となる。また、今後より関心が高まると考えられる、地域・世帯推計や国際人口移動などに重点を置いた将来推計に関する方法論改善により厚生労働行政施策のニーズにマッチした地域・世帯に関する詳細な将来推計結果の提供が可能となる。

本研究は、①国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した総合的な人口・世帯の動向分析、②地域・世帯推計に重点を置いた将来推計モデルの深化に関する基礎的研究、③将来推計を活用した政策的シミュレーションに関する研究の3領域に分けて進める。3年度は、①として、外国人集住地区の地域分布と特性に関する分析、子世代の視点からみた老親介護の継続性、②として、市区町村別世帯数の将来推計の試み、2015年国勢調査を用いた年齢-都道府県構造化人口モデルの感度解析、③として、都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解について、研究代表者が中心となり研究協力者の協力を得ながら研究を進めたほか、各研究分担者においても研究が遂行された。

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

A. 研究目的

近年、先進諸国のみならず、新興国においても「ポスト人口転換」とも呼ばれる低出生・低死亡の継続や、国際人口移動の活発化など、国際的な人口動向が変化する一方、国内では継続的な低出生力や人口減少と人口の大都市集中、高齢期の長期化やこれに伴う生活・居住形態の多様化等、少子化・高齢化に関する新たな動きが顕在化してきている。本研究では、このような人口や世帯の新潮流について、国際的・地域的視野を踏まえながら的確に捉えるとともに、国立社会保障・人口問題研究所が行う人口・世帯の将来推計の精度改善及びその応用を目的とした人口学的研究を行うものである。

社人研の一般会計の将来推計事業は、確立した手法により公的推計を実施・公表するものであるため、これまで厚生労働科学研究費事業の枠組みで将来推計の先端的な手法や理論を科学的に研究開発するための研究を行ってきており、先行研究「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究」において、最先端技術を応用した人口減少期における総合的な人口・世帯の動向分析、地域・世帯に関する推計に重点を置いた次世代将来推計モデルに関する基礎的

研究、将来推計を活用した政策的シミュレーションに関する研究を推進してきた。特に、この先行研究においては、各種推計間の整合性について、多地域モデル指向で推計を行うための方法論に関する基礎的な研究成果が得られたところであり、本研究はこれらの研究成果をさらに発展させる観点から、より本格的な多地域モデルによる将来推計上の課題の抽出等、方法論の深化とともに、実際の将来推計システムに実装するための研究を行い、これを通じて将来推計の精度改善を行うことを目標とする。

B. 研究方法

研究は以下の①～③の3領域に分けて進める。

① 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した総合的な人口・世帯の動向分析

先進諸国等における最新の出生・死亡研究、全国・地域別の出生・死亡・移動とその人口学的メカニズム、離家・結婚・同棲・離婚等の世帯形成・解体行動、外国人人口の分布と移動、移動と世代間関係に関する研究動向や最先端技術のレビュー、データベース整備および基礎的分析を行う。

さらに、結婚・出生動向分析については、人口学的分析に適した結婚・出生データベースの開発及びこのデータベースを利用した人口学的指標の開発と動向分析を行うとともに、出生意欲と現実出生力の差に関する要因及び出生意欲の将来動向に関する分析を行う。

地域と世帯に関しては、日本における地域別の人口構造が各地域の出生・死亡・移動に与える影響、世帯形成・解体行動と地域間移動の関連性に対する分析を行う。

移動に関しては、若年層の進学・就職・結婚過程における移動の実態把握と若年層

の就業と世代間居住関係に関する分析、外国人人口の分布と移動が地域人口変動に与える影響に関する分析、国際人口移動および国内人口移動が地域人口の動向に与える影響に関する研究を行う。

また、高齢者の動向に着目し、高齢者と別居子の居住関係とその要因分析、介護人材の分布・移動に関する基礎的分析、高齢者の健康状態と居住地移動の地域性、介護人材の分布・移動の地域性に関する分析を行う。

② 地域・世帯推計に重点を置いた将来推計モデルの深化に関する基礎的研究

出生・死亡モデルについて、諸外国等の先進的な出生・死亡推計モデルのレビューに基づき推計モデルの精緻化に関する研究を行い、日本の近年の結婚・出生・死亡動向に適合した推計モデルの開発をおこなう。また、国際人口移動について、外国人出生・死亡パターンの解明とストック人口推定の精緻化を行い、外国人将来推計改善モデルの開発と推計結果の評価を行う。

地域推計については、国際人口移動の地域的差異に関する研究や、人口移動調査を用いた都道府県別移動性向に関するデータ整備を行う。

さらに、世帯推計の方法論的考察に基づきつつ、地域別人口推計と世帯推計の統合化に関する研究を、また、人口・世帯変動における都道府県別移動性向の差異に関わる基礎的分析を行い、都道府県別移動性向に基づいた人口・世帯推計に関する総合的研究を行う。

③ 将来推計を活用した政策的シミュレーションに関する研究

将来推計のシミュレーション応用について、日本人・外国人の国際人口移動に関する政策変化と将来の人口規模・構造への影

響、国際人口移動施策の違いが人口動態と将来人口に及ぼす影響の方法論を研究するとともに、外国からの介護人材確保と社会保障制度との関係についての基礎的な分析、外国からの介護人材確保と社会保障制度への影響と課題に関する分析と政策シミュレーションのシナリオ設定に関する検討を行い、外国からの介護人材確保と社会保障制度との関係について政策シミュレーションへのパラメータおよび政策提言の提示と将来人口・社会保障シミュレーションを研究する。

また、地域・世帯に関する応用研究として、人口移動および出生に関する政策効果が発揮された場合の地域別将来推計人口、世帯・居住状態の変化が政策的・行政的ニーズに及ぼす影響に関する研究を行う。

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

本研究にあたっては、統計法 32 条に基づき、人口動態統計、及び出生動向基本調査、並びに、統計法 33 条 1 号に基づき、国勢調査の個票情報の提供を受けている。

C. 研究成果

- (1) 国勢調査基本単位区レベルのデータを用いて、外国人集住地区の地域分布と特性について分析したところ、歴史的に韓国・朝鮮籍人口が多い近畿の大都市部に加えて、ブラジル人の定住化が進む東海・北関東において、集住地区居住外国人の割合が高くなる傾向が確認された。また、集住地区居住外国人の割合は全体的に低下傾向にある一方で、ブラジル人においてその割合が顕著に高く、2000年代以降ほとんど変化していないことが明らかとなった。
- (2) 老親介護の実態を定量的に把握することを目的に、第1回全国家族調査と中高年者縦断調査のデータの分析を行った。1921年～40年生まれで58歳までに母親との死別を経験した男女のうち、母親が介護を必要としなかったか、母親の介護に関わらなかった割合は約5割であった。介護に関わった者についても1か月未満が最も多く、3年を超える者は限られていた。
- (3) 静岡県を対象地域とし、市区町別世帯数の将来推計を試みた。ただし、推計精度を検証するために、2010年国勢調査を基準として2015年の市区町別・男女年齢別・家族類型別の世帯数推計を行い、2015年国勢調査による実績値との比較を行った。また、市区町別・男女年齢別・家族類型別の世帯主率は不安定となることを考慮して、市区町・男女年齢・家族類型をそれぞれ縮約して推計を行い、推計精度が向上するかどうかを確認した。
- (4) 年齢構造と都道府県間の移動を考慮した安定人口モデルを構築し、感度分析と内的自然増加率を計算するための、特性方程式と繁殖価と安定年齢分布を導いた。人口減少社会に対する移住と出生率の影響は年齢に依存する。
- (5) 社人研が2018年に公表した「地域別将来推計人口」（平成30年推計）の都道府県

の推計結果について、将来の人口増加率を基準人口の年齢構造、出生率、生残率（死亡仮定）、純移動率の4要因に分解した結果、すべての地域で基準人口の年齢構造要因によるマイナスの影響が最も大きいことがわかった。

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

D. 考察

- (1) 分析結果は、1990年以降に増加した外国人の地理的分布と構成の変化が、小地域レベルでみた集住地区の分布にも反映されていることを示すものである。また、非大都市圏においても、近年の外国人留学生や技能実習生の増加が著しい地域などで外国人集住地区が点在しており、こうした若年層を中心とする外国人の局地的・短期的な増加によって、非大都市圏においても外国人集住地区が新たに形成されつつある実態が確認された。
- (2) 第1回全国家族調査（NFRJ98）の分析によって、1921年～40年生まれの者の過半数が50代後半までに母親との死別を経験していること、母親との死別を経験した者の半数は母親に要介護期間がなかったか、介護に関わらなかったこと、介護に関わった者でも介護期間は1か月未満が最も多く、6か月以内が半数程度を占めていることが明らかになった。また、中高年者縦断調査（第1回～第4回調査）の集計からみると、2000年代に50歳代の個人が開始した自身の母親介護が1年後にも継続している確率は4～5割程度（ただし脱落したケースを除外すると約8割）であった。

(3) 県全体の世帯主率および市区町別男女年齢別人口が所与というタイトな条件のもとでは、5年後の市区町別世帯数の推計精度は全体としては良好であった。しかし、平均世帯人員の観点から誤差の傾向を分析すると、実績値ベースでは2010～2015年で平均世帯人員の市区町間較差は縮小していたが、今回の推計では県全体の傾向に合わせて各市区町で一律の仮定を設定したために、2010年時点で平均世帯人員の多い地域と少ない地域で相対的に誤差が拡大することとなった。したがって、世帯主率の仮定設定手法には大いに検討の余地がある。

(4) 地域間移動を含む年齢構造モデルは、各地域の年齢毎の繁殖価と安定年齢分布の密度の偏りに大きく依存する。出生率の内的自然増加率に関する感度は0歳繁殖価の値とその地域の安定年齢分布の積に依存する。出生地を親の居住地を引き継ぐのか、出生数の比を地域別に一定と置くかによって地域別の0歳繁殖価が異なるか同じになるかが、ポイントとなる。前者はより複雑な世代を超えた移住の系譜が人口増加率に影響を与えるため、解析は今後の課題となったが、後者は一世代毎に出生割合が固定されているため、出生率の感度は地域毎の安定年齢分布のみに従う。一方、生存率を含む都道府県への移動率の感度は、安定年齢分布の密度の高い年齢層と地域から、繁殖価の高い次年に繁殖価の高い地域への移住率が高い感度を持つ。これは、出生数一定の仮定によって平均化されるわけではない。これらから、出生率の改善と移住率の変化による効果は年齢に依存すると推察できる。

(5) 2015年時点で65歳以上人口割合が高く、すでに人口減少が始まっている非大都市圏では、ほぼ全年齢で年齢構造要因によって人口減少が構造的に生じる。特に60代前後の第一次ベビーブーム世代が多い地

域ほど人口減少率が高い傾向にある。一方で、大都市圏は年齢構造要因による年少人口・生産年齢人口の減少、老年人口の増加がみられ、今後、高齢化が進んでいく構造が観察される。移動要因は、近年の大都市圏への移動、とりわけ東京一極集中の傾向に基づく仮定値設定を行っていることもあり、若年人口は大都市圏で、中高年人口は非大都市圏でそれぞれプラスの寄与が観察された。また、反事実的仮定において出生率が上昇すると、前述のような移動構造が仮定されていることもあり、大都市圏では移動要因のプラスの寄与が拡大し、非大都市圏ではマイナスの寄与が拡大する。死亡要因については、全地域でほぼ同様に60代から徐々にプラスの寄与が拡大し、90歳以上で最も寄与が大きい結果となった。

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

E. 結論

(1) 本稿における分析によって、非大都市圏の地方都市においても外国人集住地区が形成されつつあることなど、これまで明らかにされることのなかった集住地区の全国的な分布状況が確認された。同様に、インドネシアやベトナム人など、近年増加の著しい東南アジアからの外国人の集住地区居住割合が、中国人や韓国・朝鮮人のそれよりも高い水準にあることが明らかとなった。こうした外国人の局地的な集住や集団間の空間的居住分化は、その地域社会への適応や社会経済的統合状況を反映すると考えられる。本稿で用いた小地域データを個人や世帯単位のデータと組み合わせたうえで、小

地域の特性による効果や地域間の差異を考慮した精緻な分析を進めることが今後の課題である。

(2) 高齢者の介護を扱った研究はこれまでも行われてきたが、「ある個人がライフコースの中で家族（老親）介護を行う確率はどの程度なのか？」「ある個人がどのような関係の相手に対して、どの程度の介護を行うのか？」といった基本的な疑問に答え、個人のライフコースにおける家族介護の実施経験を定量的に把握することは十分には行われてこなかった。また、従来の研究・調査の多くが対象を女性としてきたため、近年注目されている男性による家族介護が近年発生したものなのか、もともと行われていたにも関わらず注目されてこなかったものなのか不明であった。本研究は、戦前生まれの個人のライフコースにおいて、老親介護がどのようなイベントであったのかを定量的に示した。加えて、介護・看病にあたった期間に限ってみれば、男性も自身の親の介護に一定程度関わっていたことを明らかにした。戦後、親世代の平均寿命の延伸とともに、親の介護を行う子世代のきょうだい数の減少が進んだ。その結果、近年の出生コホートでは、戦前の出生コホートと比較して、老親介護はより高い年齢・高い確率で経験する、より長期間にわたるライフイベントになっていると予測される。

(3) 将来の市区町村別世帯数の推計誤差については、社人研が過去に行った都道府県別世帯数の推計値の誤差を人口要因と世帯主率要因に分解して分析することによって、ある程度の見通しが得られると考えられる。世帯主率の仮定設定については、社人研の都道府県別世帯推計と同様、過去 15～20 年程度の時系列的な傾向を踏まえることによって、より投影の観点に即した仮定設定が可能になると考えられる。各種属性を縮

約した推計では、家族類型を無類型とした場合で推計精度は大きく向上した。他地域または他時点でも同様に当てはまる普遍的な現象であるかどうかは今後検証していく必要があるが、市区町村別には家族類型無しでも世帯主の男女年齢別世帯数の推計値があれば政策等への活用が可能な場面も多いと考えられ、地方自治体等が独自に市区町村別の世帯数推計を行う場合には参考となる結果といえよう。

(4) 感度分析は地域別出生率、地域間移動率で構成された安定人口モデルの内的自然増加率に関してこれらのパラメータにおける偏微分係数を数値的に導くものである。従って実データに対してその近傍における摂動に対する応答を考えるので長期的な政策提言には不向きなところがある。一方で、少子高齢化の進む我が国において長期的な課題は、より若い段階で結婚をし、平均 2 人以上の子供がいる社会に近づくことである。この課題は大きなパラダイムの変化を要する為、実現する為の問題は多い。一方で、感度を基にした政策課題は人口の安定化そのものは実現できなくても、人口減少の緩和に一定の役割を果たすものと考えられる。繁殖価は加齢とともに終局的には減少するので、移動の効果は若い年齢層で重要になる。一方、前述より安定年齢分布が高齢に偏る為、出生は高齢層の改善が重要になると結論づけられる。こうして年齢毎に必要な政策が分かれる可能性が生まれる。

(5) 将来の人口増加率に対して基準人口の年齢構造要因のマイナスの影響が最も大きく、出生要因と死亡要因が人口増加率に及ぼす影響は限定的であった。ただし、反事実的仮定において出生率が人口置換水準に達する場合の推計結果では、20～30 代の人口規模が大きい都市部ほどその寄与が大きい。加えて、大都市圏の人口増加率は非大都市圏に比べると低い水準ではあるが、基

準人口の年齢構造の要因は大きくマイナスの影響を示しており、移動要因によってその減少幅が緩和されているに過ぎない。反事実的仮定における出生率による人口増加率へのプラスの寄与は移動の傾向も上乗せされているため、移動の構造が変わらないとすれば、日本全国の少子化を解消するためには大都市圏における対策の必要性を示唆する結果といえる。

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

F. 健康危険情報
なし

G. 研究発表

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

1. 論文発表

- ・小池司朗「人口動態推計の理論と我が国の地域別将来人口の見通し」、『住宅』, 第 68 巻, 第 7 号, pp.9-12 (2019)
- ・小池司朗「2040 年の地域人口の将来像：東京圏一極集中は継続するか?」、『都市問題』, 第 110 巻, 第 9 号, pp.4-25 (2019)
- ・中川雅貴「日本老年人居住地迁移及其内涵養」『张季风 主編 胡澎顺・丁英顺 副主編『少子老龄化社会：日本中国共同应对的路径予未来』中国社会科学文献出版社 pp.72-81 (2019)
- ・小池司朗・菅桂太・鎌田健司・岩澤美帆・石井太・山内昌和「日本の地域別将来推

計人口からみた将来の出生数」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 1 号, ページ未定 (2020)

- ・菅桂太・小池司朗・鎌田健司・石井太・山内昌和「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 1 号, ページ未定 (2020)
- ・鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和「地域別将来推計人口の精度評価一回帰モデルによる推計誤差の空間的特性の検証一」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 1 号, ページ未定 (2020)
- ・大泉嶺「安定人口モデルと感度解析を用いた人口減少の分析～地域間移動を考慮した理論構築への展望～」、『人口問題研究』, 第 76 巻, 第 1 号, ページ未定 (2020)

2. 学会発表

- ・小池司朗・菅桂太・鎌田健司・岩澤美帆・山内昌和「地域別出生数の推計手法の比較分析」 日本人口学会第 71 回大会 香川大学 (2019.6.2)
- ・中川雅貴「非大都市圏出生者における U ターン移動の変化と要因」 日本人口学会第 71 回大会 香川大学 (2019.6.1)
- ・大泉嶺「構造化人口モデルと生活史制御」 日本人口学会第 71 回大会 香川大学 (2019.6.2)
- ・大泉嶺 "Continuous Age-State Structured Population Models and A Corresponding Transition Matrix Models" 2019 年度日本数理生物学会年会 東京工業大学 (2019.9.16)
- ・大泉嶺「日本における人口減少の感度分析～地域別出生率と地域間移動の影響～」 第二回デモグラファー会議 東京大学 (2019.11.9) (招待講演)
- ・中村真理子「老親介護はどれだけ続くのか?：子世代の視点から」 日本人口学会第 71 回大会 香川大学 (2019.6.2)

- ・ 中村真理子「初交年齢・性交頻度と結婚力・出生力の関係」 人口学研究会第 618 回定例会 中央大学 (2019.10.19)
- ・ KOIKE Shiro, SUGA Keita and KAMATA Kenji “The Methods and Results of the Regional Population Projections for Japan” 10th International Conference on Population Geographies Loughborough University (2019.7.1)
- ・ KAMATA Kenji, KOIKE Shiro, Suga Keita and YAMAUCHI Masakazu “An evaluation on the Accuracy for the Regional Population Projections in Japan- Investigation on Spatial Dependencies in the age-specific projection error rates” 10th International Conference on Population Geographies Loughborough University (2019.7.1)
- ・ NAKAGAWA Masataka “Migration of Adult Children, Living Arrangements and Geographical Distances to Parents: Analysis of the Japanese National Survey on Migration” 10th International Conference on Population Geographies Loughborough University (2019.7.1)
- ・ NAKAMURA Mariko “A Sexual Behavior Survey in Japan: Focusing on the National Fertility Survey” Technical Consultation on Global Sexual Health Data Needs 京都大学 (2019.11.27) (Invited)
- ・ 小池司朗「近年における外国人の 地域別人口動向」 日本人口学会 2019 年度第 1 回東日本地域部会 札幌市立大学サテライトキャンパス (2019.11.24)

H. 知的財産権の出願・登録状況
なし

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））
分担研究報告書

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の
新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究：
「高齢者の居住状態の将来推計」

研究分担者 鈴木 透 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

65 歳以上高齢者の居住状態別人口の将来推計（2015～40 年）を行った。居住状態は「単独」「夫婦のみ」「子と同居」「その他と同居」「施設」の 5 状態だが、「単独」「夫婦のみ」については近居子の有無の推計も行った。推計結果をみると、「単独」割合の上昇が著しく、男子では 14.0%から 20.8%へ、女子では 21.8%から 24.5%へ上昇することが示された。その要因のひとつは未婚割合の上昇で、これは 1970 年代後半に始まった晩婚化・未婚化の影響が高齢者に及び、65 歳以上人口が晩婚化・未婚化時代に結婚適齢期を迎えたコーホートで次第に置き換えられて行くことによる。最初から家族支援が期待できない未婚の独居老人が増加することから、これらを行政、市場、地域、ボランティア等の家族以外のエージェントでいかに支援するかが課題となる。

A. 研究目的

国立社会保障・人口問題研究所の世帯推計では、65 歳以上または 75 歳以上の世帯主の家族類型が提示されている。しかしそうした世帯には 65 歳未満の世帯員も含まれる反面、世帯主が 65 歳未満である世帯に所属する高齢世帯員は含まれない。世帯主の年齢にかかわらず、高齢者がどのような世帯に所属しているかを示すのが、「高齢者の居住状態」の将来推計である。本稿では 2015 年国勢調査を出発点とした最新の世帯数の将来推計に依拠し、日本全国の高齢者の居住状態の将来推計（2015～40 年）を行う。

B. 研究方法

居住状態は「単独」「夫婦のみ」「子と同居」「その他と同居」「施設」の 5 状態だが、「単独」「夫婦のみ」については近居子の有

無の推計も行った。単独世帯の世帯主数と施設人員数は、男女別・5 歳階級別に世帯推計に示されている。2015 年国勢調査の夫妻の年齢組合せ分布を夫婦のみの世帯主数に適用し、夫婦のみ世帯に暮らす配偶者数を推計した。子との同居割合は、2015 年国勢調査を出発点とし、世帯推計における子が同居している世帯と非核家族世帯のオッズ比の変化に応じて仮定値を設定した。子との近居割合は、2007 年国民生活基礎調査を出発点とし、老年従属人口指数の変化に応じて仮定値を設定した。

C. 研究成果

施設居住割合は高齢者の高齢化（85 歳以上割合の上昇）に応じて上昇すると予想される。2015～40 年の間に、男子では 3.8%から 6.6%へ、女子では 7.6%から 15.4%へ上昇するという結果だった。単独すなわち

独居割合も上昇し、男子では 14.0%から 20.8%へ、女子では 21.8%から 24.5%に達するという結果だった。その要因のひとつは未婚割合の上昇で、1970 年代後半に始まった晩婚化・未婚化の影響が高齢者に及び、65 歳以上人口が晩婚化・未婚化時代に結婚適齢期を迎えたコーホートで次第に置き換えられて行くことによる。配偶関係別に見ると、死離別独居者の増加は男子で 1.02 倍、女子で 1.14 倍にとどまるが、未婚独居者は男子で 2.89 倍、女子で 2.31 倍増加する。男子では「夫婦のみ」が 2.7%ポイントほど減少するが、女子ではほとんど変わらない。「子と同居」は、女子で大幅に減少する。「その他と同居」はもともと少ないが、男女ともさらに減少する。近居割合も、老年従属人口指数に表される近居可能な子の減少とともに低下する。

D. 結果の考察

これまでの独居老人は大部分が死離別者で、別居子がいる可能性があった。ところが今後は、最初から家族支援が期待できない未婚の独居老人の増加が予想される。もちろんそうした高齢者がすべて貧困で要介護になるわけではないが、家族支援が得られない分、経済的・身体的状況の悪化に対して脆弱である可能性が高い。未婚化や少子化に伴い、家族による高齢者の支援機能の低下は確実である。それだけに、中央政府、地方自治体、企業、ボランティア団体といった家族以外の支援経路でどのように分担するか、計画的な対処が必要となろう。

E. 結論

本研究は暫定的に全国の高齢者の居住状態を推計したものであり、最終結果は都道府県別推計の積み上げで得ねばならない。未婚独居者の増加は、東京都を中心とする

大都市圏で特に深刻になると思われる。よりきめ細かい推計結果によって、家族以外のエージェント間の役割分担を計画する必要がある。

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表

Suzuki, Toru “Living Arrangements of Elderly People in Japan,” International Conference and Training Workshop on Household and Living Arrangement Projections for Informed Decision-Making, 9 May 2019, Beijing, China.

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

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））
分担研究報告書

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の
新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究：
「介護関連の移動」

研究分担者 林玲子 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

少子高齢化により介護需要は増大し続けており、十分な介護サービスを提供するための人材も不足している。需要と供給の差を埋めるための人口移動について考えると、介護が必要な高齢者および介護人材について、国内移動と国際移動に分けて考えることができる。

介護人材の国際移動、つまり外国人介護人材は、近年急速に受け入れ態勢が整備されたが、それ以前の 2015 年時点ですでに 1 万人を超える外国人介護人材が日本で働いている。特に 2000 年から急速に増加したが、その増加は日本人介護人材の増加と比べると微々たるものである。

介護が必要な高齢者の国際移動は、退職高齢者の海外滞在はあるものの、介護が必要になると日本に帰国することが想定されており、医療保険における海外療養費制度のように介護保険が外国で適用されるわけではなく、介護のために高齢者が海外に赴き国内の介護需要を減らすことは考えにくい。

国内移動に目を転じれば、介護人材の移動性向は医療人材よりも低いものの、都道府県を超えて移動する介護人材は東京圏に向かうことが多い。

介護が必要な高齢者の側からみると、70 歳を超える頃から移動率が上昇するが、これは施設に移動することによる。ただし、多くは都道府県内の移動であるが、都道府県を超えて移動する割合は、東京都から近郊の埼玉県、神奈川県、千葉県、茨城県への移動が多い。一般世帯に居住している高齢者の移動率は低いが、総数が多いため移動数としては施設居住者の移動数よりも多い。施設、一般居住高齢者のいずれも、非東京圏から非東京圏への移動が一番多く、次いで東京圏から東京圏、東京圏から非東京圏、非東京圏から東京圏の順で少なくなる。つまり、高齢者が東京圏に移動して東京一極集中を加速することはないということである。

A. 研究目的

少子高齢化が進む中、介護が必要な高齢者の数は増加し、介護サービスを提供する介護人材は常に不足している。このように介護の需給がひっ迫する中、高齢者と介護人材の国内・国際人口移動がどの程度ある

のかを把握することを目的とした。

B. 研究方法

本研究プロジェクトおよびその前身の「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総

合的研究」において個別に分析をすすめた内容を、最終年である今年度に統合し、俯瞰した。具体的には平成 28 年度「施設人口と高齢者の移動」、平成 30 年度「介護分野人材の人口学的動向に関する分析」、平成 31 年度「外国人介護人材の人口的側面とその国際比較」にて分析した、介護関連の移動の各要素を比較検討した。平成 31 年度 7 月に英国ラフバラで開催された国際人口地理学会にて発表したものをとりまとめた。

C. 研究成果

介護が必要な高齢者および介護人材について、国内移動と国際移動に分けてそれぞれの特徴を比較分析した。

介護人材の国際移動、つまり外国人介護人材は、近年急速に受け入れ態勢が整備されたが、それ以前の 2015 年時点ですでに 1 万人を超える外国人介護人材が日本で働いている。特に 2000 年から急速に増加したが、その増加は日本人介護人材の増加と比べると微々たるものである。

介護が必要な高齢者の国際移動は、退職高齢者の海外滞在はあるものの、通常介護が必要になると日本に帰国することが想定されており、医療保険における海外療養費制度のように介護保険が外国で適用されるわけではなく、介護のために高齢者が海外に赴き国内の介護需要を減らすことは考えにくい。

国内移動に目を転じれば、介護人材の移動性向は医療人材よりも低いものの、都道府県を超えて移動する介護人材は東京圏に向かうことが多い。

高齢者の移動は、70 歳を超える頃から多くなるが、これは施設に移動することによる。多くは都道府県内の移動であるが、都道府県を超えて移動する割合は、東京都から近郊の埼玉県、神奈川県、千葉県、茨城県への移動が多い。ただし、一般世帯に居

住している高齢者の移動率は低い、総数が多いため移動数としては施設居住者の移動数よりも多い。施設、一般居住高齢者のいずれも、非東京圏から非東京圏への移動が一番多く、次いで東京圏から東京圏、東京圏から非東京圏、非東京圏から東京圏の順で少なくなる。つまり、高齢者が東京圏に移動して東京一極集中を加速することはない。

D. 考察

外国人介護人材の受け入れは大きな政策の流れとなっているが、日本国内での介護人材の移動に関しては対応策が少ないのではないだろうか。東京都の高齢者が介護を求めて近隣県の施設に移動しており、地域包括ケアを進めるうえで東京都の介護提供体制を拡充することが急務である。

E. 結論

高齢者、介護人材の国際移動、国内移動のうち、高齢者の介護を求めた国際移動を除くと、介護に関連した移動は少なからず起こっている。今後、東京圏など都市圏で高齢者は増え、非東京圏では高齢者が減る自治体も増えてくるなか、地域間の介護需要の格差を考えて、適切な介護提供体制を構築する必要がある。

G. 研究発表

1. 論文発表

林玲子「外国人介護人材の人口的側面とその国際比較」『人口問題研究』第 75 巻第 4 号、pp.365-380 (2019)

2. 学会発表

Reiko Hayashi “Health and long-term care workforce shortage and the role of migration”, International Conference on Population Geographies (ICPG), Loughborough

University, UK (2019.7.1)

H. 知的財産権の出願・登録状況
なし

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））
分担研究報告書

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の
新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究：
「在宅要介護高齢者に対する家族介護の要因に関する研究
－「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析－」

研究分担者 小島克久 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

わが国は「介護保険」下で介護サービスの利用は多い。しかし高齢者の主な介護者の約 60%は同居家族であり、家族介護の役割は依然として大きい。そこで、介護保険実施下で家族介護を行う要因を検討するため、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析を行った。その結果、要介護高齢者への介護の種類が多くなる要因として、高齢者の要介護度、認知症での通院ダミー、主介護者の女性、配偶者ダミーが正の有意な結果を示した。高齢者の年齢は下に凸の有意な二次関数の係数となった。これより、一定以上の年齢で重度、特に認知症の要介護者であること、主介護者が女性で配偶者であることが、家族介護の程度をより大きくさせることが明らかになった。このように、介護保険があるわが国でも、家族介護の役割は依然として大きい、家族介護者支援策を個人のニーズや地域の実情に応じて進めることが必要であろう。

A. 研究目的

わが国では「介護保険」が実施されてから 19 年が経過するが、この間に要介護認定者数、介護サービス利用者数は大きく増加した。しかし、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年）によると、在宅の要介護高齢者の主介護者のうち 58.7%は同居家族であり、家族介護の果たす役割は依然として大きい。そこで、介護保険実施下で家族介護を行う要因を検討するため、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析を行った。

B. 研究方法

本研究では、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年調査）の個票データである。

この調査は、全国の世帯や世帯員を対象に、「保健、医療、福祉、年金、所得等国民生活の基礎的事項を調査し、厚生労働行政の企画及び運営に必要な基礎資料を得るとともに、各種調査の調査客体を抽出するための親標本を設定すること」を目的として毎年行われている。ただし 3 年に一度大規模な調査を実施し、毎年行われる「世帯票」、「所得票」に加えて、「健康票」、「介護票」、「貯蓄票」（世帯票に含まれる形）が加わる。2016 年は大規模調査の年であり、調査対象世帯数は、世帯票と健康票で 28 万 9,470 世帯、所得票と貯蓄票で 3 万 4286 世帯、介護票で 7,573 人であった。これに対して有効回収数（回収されたもののうち、集計不能なものを除く）はそれぞれ、22 万 4,208

世帯、2万4604世帯、6,790人であった。

本稿では介護票の有効回収数6,790人のうち65歳以上の者について、世帯票と健康票をマッチングさせた上で、家族が主介護者で、以下で述べる分析モデルの被説明変数、説明変数の両方でデータに不詳がない3,312人を対象とした。

本研究では、「家族介護者が主介護者として行っている介護の種類」を設定した。本稿の分析では同居家族が主介護者として行っている介護の種類（洗顔、口腔清潔など16種類）を被説明変数とした。説明変数として要介護高齢者の属性（性、年齢、年齢の二乗、世帯員数）、健康状態（健康意識、こころの状態、通院の状況など）、介護サービスの利用（介護サービス利用種類数、介護サービス費用額など）、家族介護者の属性（性別、続柄、同別居）を設定した。モデルは多重回帰分析モデルを用いた。

（倫理上の配慮）

「国民生活基礎調査」の個票データの利用は、統計法第32条に規定に基づいて、厚生労働省に対して利用申出を行い、その承認のもとで行った。この個票データには、世帯や個人を識別する変数の中に、直接に世帯や個人を特定できる情報は含まれていない。そのため、個票データ利用の上で懸念される、個人情報流出、毀損などの倫理上の問題は発生しなかった。

C. 研究成果

要介護高齢者に対して家族介護者が介護を行う程度が大きくなる要因として、女性ダミーや世帯人員が有意な正の係数をとる。つまり、要介護高齢者が女性であれば家族が介護する程度は少なくなる。世帯人員については、同居している世帯人員が多いほど、介護を担う者を決めやすいと言える。

要介護高齢者の年齢は、下に凸となる二次関数の係数が5%水準で優位な形で推定

された。とくに80歳頃で家族介護の種類が最も少なくなる形となった。これは65歳以上の者について、家族介護の程度が最も低くなる年齢が現れ、その年齢より高い者では家族介護が増えることを意味する。また、要介護度は5%水準で有意な正の係数が得られ、要介護度が重いほど、家族が介護を担う場面が増える、その他に、日常生活への影響、こころの状態（K6指標）、認知症での通院ダミーが5%水準で有意な正の係数をとる。

介護サービス利用に関する説明変数は、介護サービス利用種類数、介護費用支払額、介護費用負担者ダミーすべて5%水準で有意な正の係数をとる。介護サービスの利用が増えるほど、家族が担う介護の種類はむしろ増えていることが分かる。

家族介護者に関する説明変数を見ると、家族介護者女性ダミー、家族介護者配偶者ダミー、家族同別居ダミーがいずれも5%水準で有意な正の係数をとる。

D. 結果の考察

家族が担う介護の種類数を左右する要因、とくにこれを増加させる要因として、①80歳代以上の高齢者であること、②要介護度が重いこと、③こころの状態が良くなく、認知症を患っていること、④介護サービスの利用種類数が多いこと、⑤家族介護者が女性または配偶者で要介護高齢者と同居していること、とさまざまな要因があることが明らかになった。

E. 結論

わが国では介護保険が実施されて19年が経過し、介護サービスも普及している。しかし、家族介護が担う役割は依然として大きく、特により高齢で重度の要介護度などではその傾向が顕著である。また、介護サービス利用が多いほどかえって家族介護

の手間が増える。つまり、介護ニーズが大きくなるほど、介護保険などの高齢者福祉制度から提供されるサービスと家族介護などのインフォーマルケアがそれぞれ補完し合う形になっていると言えよう。よって、「介護の社会化」とはフォーマルケアとインフォーマルケアが代替的な関係にあるのではないと言えよう。

近年推し進められている「地域包括ケアシステム」の構築は、医療や福祉サービスに従事する介護人材による連携は当然重要である。しかし、家族も含めた一般の人々の役割も重要であり、要介護高齢者のことをよく知る家族の役割も重視して、彼らをその連携の中に取り込むことも重要である。そして、家族介護者自身が何を必要としているか、困っていることは何かを的確に把握し、地域の実情も考慮しながら家族介護者支援策を推し進める必要がある。そのためには市区町村は「地域包括支援センター」では任意事業となっているが家族介護者支援策を地域の実情に応じて、国や都道府県も好事例の提供などでこれを支援する必要がある。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

小島克久「在宅要介護高齢者に対する家族介護の要因に関する研究－「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析－」日本老年社会学会第 61 回大会（仙台東北福祉大学仙台駅東口キャンパス）、令和元年 6 月 7 日.

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

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））

分担研究報告書

- 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の
新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究：
「(1) 市区町村別間接標準化出生率と夫婦出生力指標の推計
(2) 日本人出生率の動向に同調した外国人女性年齢別出生率の推計」

研究分担者 岩澤美帆 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本研究では、昨年度に引き続き、出生力の地域格差を分析する際に有効な方法論開発の精緻化を進めるとともに、外国人の出生率の将来仮定設定に関するモデル開発を行った（なお出生力関連政策とその効果に関する議論に関する研究は分担研究者守泉理恵による成果報告に含まれる）。

(1) 市区町村別間接標準化出生率と夫婦出生力指標の推計

昨年度は都道府県の年齢 5 歳階級別出生率を用いる間接標準化法を用いて市区町村別の合計出生率を算出した。また合計出生率が再生産に有効な有配偶率と標準的な有配偶出生力指標、そして有配偶出生力に関する市区町村格差を示す指標（相対夫婦出生力指数）に規定されるモデルを考案し、各要素の分解を試みた。本年度は有効有配偶率の年齢層の検討および外れ値の処理を検討し、モデルの説明力・安定性の改善を試みた。

(2) 日本人出生率の動向に同調した外国人年齢別出生率の推計

この研究は、昨年度の全国出生率に同調する都道府県別年齢別出生率のモデルの応用として、外国人出生率の推計を行ったものである。全国将来推計人口（国立社会保障・人口問題研究所 2017）で仮定された日本人女性の年次別出生順位別年齢別出生率（中位仮定値）を基準出生率とし、実績部分で見られるモーメント（平均、分散、合計値）に関する外国人女性と日本人女性との格差を格差係数としてもとめ、直近（基準年過去 10 年）のモーメント格差が将来にわたって一定になるよう、外国人の年齢別出生率を推定し、日本人女性出生率仮定値の推移に同調する外国人年齢別出生率の仮定値を得るものである。

以上の結果により、夫婦の出生力に関する市区町村別の相対指標が安定して得られ、出生率の地域別水準格差についての理解を進めることができた。また日本人の将来出生率の仮定設定に整合的な外国人の出生率の仮定設定を行うために有効なツールを得ることができた。

A. 研究目的

以下では(1) 市区町村別間接標準化出生率と夫婦出生力指標の推計、(2) 日本人出生率の動向に同調した外国人年齢別出生率の推計、の2つの課題について報告する。なお(1)は鈴木貴士氏(筑波大学)の協力を得た。また(2)は余田翔平、別府志海(社人研)、金子隆一(明治大学)の各氏の協力を得た。

(1)第1の研究は、出生行動に影響をあたえられと考えられる生活圏の子育て環境とその出生力の関係を検証するために必要な市区町村の出生力指標の開発を目的としている。厚労省によるベイズ推定による市区町村別合計出生率は、人口の少ない地域の地域特性を反映しにくい点、また有配偶率による影響を識別できないという難点があり、その点を改善する指標算出に取り組んだ。

(2)第2の研究の目的は、日本における外国人女性の人口および年齢構造が今後大きく変化することが予想されることをふまえ、外国人女性の年齢構造を反映した出生数の将来推計を行うために、外国人女性の年齢別出生率の将来仮定値を設定する方法の開発である。外国人女性の実績データを個別に投影するのではなく、国立社会保障・人口問題研究所が全国将来推計を行う際に設定する全国の年齢別出生率の中位仮定に同調するように外国人女性の年齢別出生率の仮定値を設定することを試みた。

B. 研究方法

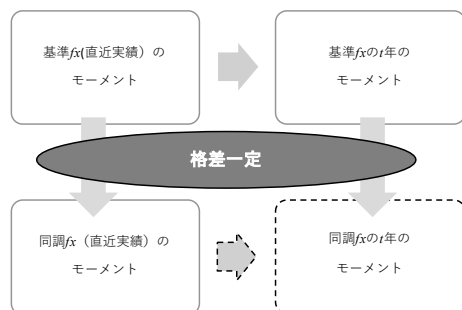
(1) 本研究では、市区町村別出生率を算出するにあたり、標準人口集団として、当該市町村が属する都道府県の年齢別出生率を用いる間接標準化法を用いる。すなわち、都道府県別年齢別出生率を、当該市区町村に適用し、仮説的 hypothetical な出生数を

求める。その次に、市区町村の水準調整係数を算出する。これは、市区町村の実際の出生数と仮説的出生数との比として得られる。市区町村水準調整係数は、当該市区町村の出生率がどの程度、所属する都道府県出生率よりも高いか、あるいは低いか、と表すものとなる。求められた水準調整係数を標準合計出生率に乘じれば、各市区町村の合計出生率の推計値となる。

後半では、合計出生率が出生力に有効な配偶関係構造(20~39歳女性の有配偶率)、標準的有配偶出生力および市区町村の相対夫婦出生力指数に規定されるモデルを考案し、配偶関係構造の違いに依存しない市区町村別の夫婦出生力を議論した。また市区町村別の合計出生率の算出にあたり、再生産年齢女性500人未満の場合には、2010年、2015年の平均値を使用し、かつ、500人以上の自治体の合計出生率分布の 2σ の値を上限下限として用い、指標の安定化を図った。

(2)出生率の将来仮定値については、国立社会保障・人口問題研究所が全国将来推計を行う際に、全国の年齢別出生率の仮定設定を行っている。全国出生率の仮定値は、コーホートの年齢別出生率を一般化対数ガンマ分布モデルより当てはめて行われる。そこでこの全国の中位仮定値のモーメントと外国人女性の年齢別出生率のモーメントが同調するようモーメントを推定し、その変化分を用いて将来の年齢別出生率を構築した。具体的には、推計年次より過去10年分の $\bar{f}_x$ 平均値を用い、日本人女性と外国人女性のモーメント格差係数を求める。格差は、年齢の標準偏差の比、分散調整後の年齢平均値の差、水準の比を用いる。続いて、将来 t 年における全国モーメントと基準年における格差が一定と仮定し、外国人女性の t 年のモーメントを求める。

図1 日本人女性 f_x と外国人女性 f_x のモーメント同調関係



C. 研究成果

(1) 2010 年の合計出生率をベイズ推定の形で求められた厚生労働省による同年の市区町村別合計特殊出生率(2014)との比較を行ったところ、概ね整合的であるが、ベイズ推定方式よりも分散が大きくなり、人口の少ない地域の特徴を反映できる。なお得調整の指標を用いると偶然変動による異常値が算出されるため、上述の再生産年齢女性 500 人以上の自治体の合計出生率の分布を使い上限と下限を設定し、異常値の発生を抑制した。さらにこの合計出生率を有効有配偶率と有配偶出生力指標に分解するモデルにより、各市区町村の相対夫婦出生力指数を算出することができた。

図2 市区町村の相対的夫婦出生力の模式

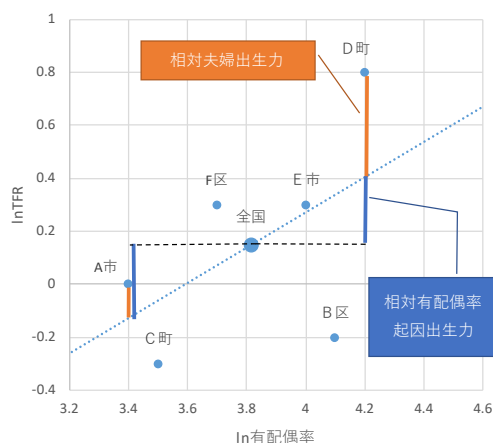
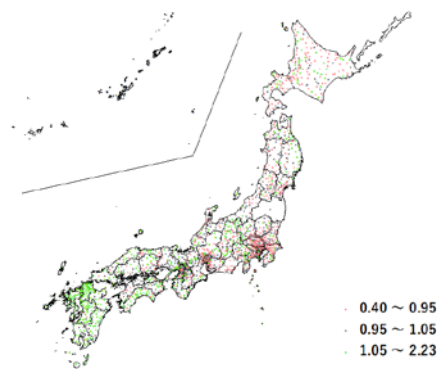
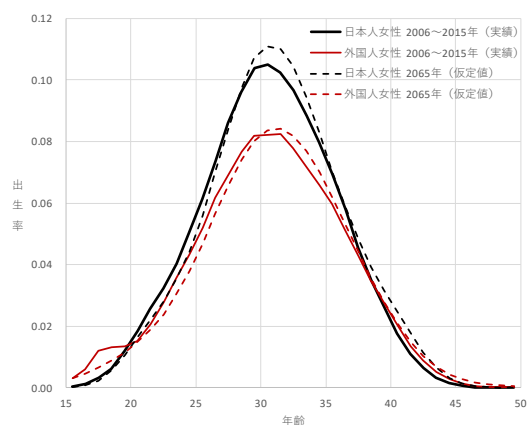


図3 有配偶率効果を統制した相対夫婦出生力指数



(2)(1)の間接標準化による市区町別出生率の推計において都道府県の将来出生率を推計した方法を外国人女性に应用することで、全国出生率の中位仮定に同調する 2016 年～2045 年までの、出生順位総数、出生順位別の外国人女性の年齢別出生率の将来値を推計することができた。

図4 日本人女性出生率と外国人女性出生率の実績値と推計値



D. 結果の考察

(1)間接標準化合計出生率は、人口の少ない地域の地域特性を反映できる一方で、偶然

変動による異常値の統制が必要である。今回は15～49歳女性人口500人を閾値とし、二時点の平均値および500人以上地域の分布の 2σ を上限・下限として利用するなどして一定の安定性を得ることができた。

(2) 今回は、最新実績の直近10年の平均値から得られる日本人女性と外国人女性の格差を将来にわたって一定とする仮定をおいた。こうした仮定が妥当かを判断するためには国籍別の出生率の違いおよび国籍別人口の構造変化など実態について把握する必要がある。

E. 結論

(1) 都道府県を標準とした市区町村別間接標準化出生率は、比較的少ない情報で妥当な市区町村指標を算出できる利点がある。都道府県別の将来年齢別出生率の仮定値があれば、それに基づき将来の市区町村別出生率や出生数の推計に活用できる。今回は人口の少ない地域における指標の不安定性を抑制するしくみを導入することができた。また、配偶関係構造の違いに拠らない夫婦出生力指数の算出は、夫婦の意思決定に影響すると思われる市区町村の子育て環境の影響評価などに活用できることが期待できる。

(2) 将来人口推計を行う際、出生パターンが異なる日本人と外国人については、それぞれ異なる年齢別出生率の仮定を設定する必要がある。本研究では、日本人女性の将来出生率仮定値をベースラインとし、外国人女性の年齢別出生率を推計する方法を示した。具体的には、日本人女性の出生年齢スケジュールと外国人女性のそれとの相対的差異を保持したまま、出生率の変化の傾

向のみを日本人女性の出生率と同調させることで、外国人女性の年齢別出生率を推計する。同調には、両集団の年齢別出生率のモーメント（平均、分散、水準）の相対格差を活用し、推計時点での相対格差が将来にわたって保持されるよう出生率を変化させる。この方法は、基準となる集団と同調させる集団の出生率の実績値、そして基準となる集団の将来仮定値が得られれば適用可能であり、異質性が想定される様々なサブグループの将来人口推計に応用できることが期待できる。

G. 研究発表

1. 論文発表

岩澤美帆(2019)「低出生力と政策－政策効果に関する論点－」Working Paper Series (J) No.21, 国立社会保障・人口問題研究所

2. 学会発表

岩澤美帆・鈴木貴士「子育て環境の地域性と出生力：市区町村データからの接近」日本家族社会学会（神戸学院大）(2019.9.14)

H. 知的財産権の出願・登録状況
なし

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））
分担研究報告書

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の
新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究：
「ブラジル人の帰還意向に関する分析」

研究分担者 千年よしみ 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本稿は、ブラジル人の母国への帰還意向について、2016年静岡県多文化実態調査と2015年磐田市外国人調査の合併データを用いてその規定要因を分析した。

分析の結果、個人の収入・送金金額が高いほど帰還意向は高い傾向にあり、母国へ送金するために日本に仕事目的で来日し、目標額を達成すれば帰国する出稼ぎ型の労働者がいることを示唆している。その一方、日本での統合の度合いが高いほど帰還意向は低い傾向にあり、これは、欧米での先行研究と一致する。また、受入国との結び付きに関しては、自宅を保有していること、及び比較的年齢の低い同居子数が多くなる等、結び付きが強まるほど帰還意向は低くなっており、先行研究と整合的である。

2015-2016年のデータを分析した限り、あくまでも出稼ぎ先として日本に働きに来ている層と、自宅を取得して家族とともに居住し、日本に滞在することを考え始めた層とが混在しているように見受けられる。また、人的資源が高いブラジル人で帰還意向が高い傾向にあることが判明したが、人口減少に直面している受入国にとっては、大きな人的資源の損失を意味しており、学歴や意欲に見合った職業や労働環境を整備する必要があることを示唆している。

A. 研究目的

本稿は、ブラジル人の母国への帰還意向について、その規定要因を分析する。2000年代後半の経済危機により、多くの南米人が派遣切りの憂き目に会い、母国へ帰国したことは記憶に新しい。しかし、欧州や米国の経験を振り返ると、移住労働者は経済危機に際して真っ先に解雇の対象とはなっても、受入国が想定しているほどには帰国しないのが常である。日本の南米人、特にブラジル人の特異な点は、帰国のペースの速さとその量である。

本稿の目的は、ブラジル人に焦点を絞り、

帰還意向の規定要因を解明することである。移民のプロセスを説明する理論は、(1) 移動の発生、(2) 移動の継続性、(3) 移民労働力の利用、(4) 受入国における移民の統合の4分野について説明を試みてきた。しかし、帰還移動や近年みられる複数国を行き来するトランスナショナルな移動に関しては、あまり適用されていない。本稿は、理論的枠組みとして新古典派経済学、新しい労働移動の経済学をベースに、受入国における社会的統合の度合い、そして受入国・出身国との社会的結びつきについても考慮に入れながら、どのような要因がブラジル

人の帰還意向を左右するのか分析し、ブラジル人の移動戦略について考察を行う。

B. 研究方法

本稿は、2016 年静岡県多文化共生に関する基礎調査・外国人調査と 2015 年磐田市多文化共生推進プラン基礎調査・外国人調査からブラジル人のみを抽出し、調査時点における帰還意向について多変量解析を行った。

C. 研究成果

分析の結果、個人の収入が高いほど、そして送金額が高いほど、ブラジルへの帰還意向は強く、在学した最後の学校が日本であること、日本に自宅を持っていること、そして 0-15 歳の同居子数が多いほど帰還意向は低いことが判明した。

個人の収入・送金額と帰還意向のプラスの関係は新しい労働移動の経済学の観点から説明がつく。新しい労働移動の経済学では、世帯のリスク分散化を計るため、世帯員の中で最も外部収入を得る可能性の高い世帯員を外部に送り出し、そこから送金を受けることを目的に移動が発生すると説明する。海外へ出た移民は、受入国で目標金額が稼げれば、母国へ戻ることが前提とされている。従って、収入が高いほど、目標金額に早く達成することが可能となるため、帰還意向は高くなる。また、送金額が多いということは、移動が世帯の戦略として着実に実行されており、世帯の目標が達成されつつあることを示している。更に、統計的に有意とはなっていないものの、大学卒で中学校卒業よりも帰還意向が高い傾向がみられる。これも新しい労働移動の経済学の説明と矛盾しない。なぜなら、学歴が高いほど生産性が高く、収入の高い職を見つける可能性は高まると考えられるためである。日本のブラジル人の場合、学歴はほと

んど職業選択と関連しない構造になっていることから、高学歴者は帰還意向が強いと思われる。

統合に関する指標では、日本語能力や日本人の友人の有無と帰還意向の関連性はみられなかった。しかし、在学した最後の学校が日本であるか否か、については、日本の学校である場合に帰還意向は有意に低くなっていた。在学した最後の学校が日本である場合には、日本の友人はもちろん、日本社会への統合状況はかなり高まることが予想される。従って、受入国の統合状況と帰還意向にはマイナスの関係があり、これは先行研究の結果と一致する。

受入国との結び付きに関しては、結び付きが強いほど、帰還意向が低くなる傾向が観察された。受入国における比較的年齢の低い同居子の存在は海外における先行研究でも、マイナスの効果があることが指摘されている。本稿では、同居子の存在だけでなく、その人数も帰還意向に影響することが確認された。また、日本においては、住宅を保有することが、帰還意向に大きなマイナスの影響を及ぼしている。海外における先行研究では、自宅の保有自体が帰還意向にマイナスの影響を及ぼす事例は少なく、受入国でのビジネス関連の投資の影響の方が大きい。これは、日本におけるブラジル人で自営業や経済的な投資を行っている者が極端に少ないこと、日本における住宅購入の経済的負担の大きさによるところが大きいと考えられる。

また、今回の研究では、帰還意向と規定要因と帰還意向不明の規定要因が異なることも判明した。「帰還するか否かわからない」と回答したブラジル人は、「日本に住む」と回答したブラジル人と比べ、日本語能力が低く、日本人との結び付きが弱い傾向にある。また、日本で住宅を保有していること、そして比較的年齢の低い同居子がいる

場合、「日本に住む」と回答する傾向が高くなることが判明した。

D. 結果の考察

受入国における統合の度合いと帰還意向との関係は、欧米における先行研究の結果と整合的であった。一方、受入国における経済的・社会的結び付き（住宅の保有と比較的低い年齢層の同居子数）と帰還意向の関係についても、欧米における先行研究とやはり整合的である。ただし、本分析では、住宅保有の影響が非常に大きいこと、また、同居子数も帰還意向に影響を及ぼすことが判明したが、これは新しい知見である。収入および送金金額と帰還意向との関係は、新しい労働移動の経済学から説明出来る。しかし、欧米の先行研究において、ここまではっきりとこの観点から説明できた事例はあまり見られない。

経済危機後のブラジル人残留者には滞在の長期化傾向が観察されるという報告もあるが、本報告で用いた 2015-2016 年のデータを分析する限り、自宅を取得して家族とともに居住し、日本に滞在することを考え始めた層と、あくまでも出稼ぎ先として日本に働きに来ている層とが混在しているように見受けられる。

経済危機最中の EU では、EU 域内出身の移民労働者は移動に制限が無いため、自国に帰国する傾向がみられたが、域外出身の移民労働者は再入国に困難が伴うため、帰国する傾向は低かった。同様に日本で働くブラジル人についても、出稼ぎタイプが多ければ、日本への入国には支障が無いため、経済危機で失業状態が長く継続することが予想されれば、早々に帰国し、状態が落ちたついた頃を見計らって、再び入国すると思われる。

しかし、本分析からは、大卒者や収入が高いなど、人的資源の高いブラジル人で帰

還意向が強かった。これは、人口減少に直面している受入国にとっては人的資源の大きな損失を意味しており、日本社会において学歴や意欲に見合った職業や労働環境を整備する必要があることを示唆している。

E. 結論

本報告で用いた 2015-2016 年のデータを分析した限り、自宅を取得して家族とともに居住し、日本に滞在することを考えている層と、あくまでも出稼ぎ先として日本に働きに来ている層とが混在しているように見受けられる。また、人的資源が高いブラジル人で帰還意向が高いことが判明したが、人口減少に直面している受入国にとっては、人的資源の損失であり、学歴や意欲に見合った職業や労働環境を整備する必要があることを示唆している。

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

H. 知的財産権の出願・登録状況 なし

厚生労働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））

分担研究報告書

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した

人口分析・将来推計とその応用に関する研究：

「日本における出生行動に関する定量的ならびに政策研究」

研究分担者 守泉理恵（国立社会保障・人口問題研究所）

研究要旨

本研究では、出生意図と現実出生力の差に関する定量的分析として、昨年度の無子分析に続き、「出生子ども数 1 人」の女性について分析を行った。出生動向基本調査のデータを用いて、1960～70 年代出生コーホートにおける変化を中心に、「出生子ども数 1 人」の女性割合の動向を観察し、それらの女性の類型化（理想・予定子ども数データを用いたタイプ分類）も行い、それぞれの特徴を探った。

また、少子化においては、女性の就業と出生のトレードオフの緩和が政策目標の一つとして大きく取り上げられてきたが、今年度は雇用・労働政策にかかわる少子化対策と出生行動の関連について実証分析を行った文献に注目し、サーベイを行った。そして、時系列での研究成果の進展という視点だけでなく、各研究で分析された対象者の年齢から、コーホートごとにどのような知見が見出されてきたかという視点も取り入れて先行研究の知見を取りまとめた。

出生子ども数 1 人の女性の分析では、無子女性の増加に次いで出生子ども数 1 人の女性が時系列で増加していること、コーホートでみても若いコーホートほど構成比を高めていることがわかった。一方で、理想・希望子ども数が 1 人という女性は増加傾向がほとんど見られず、理想と現実のギャップが拡大している。出生子ども数 1 人の女性のタイプ分類では、5 タイプが識別され、最終的な状況がみられる 45～49 歳の女性では、不妊・健康理由で子どもが 1 人の女性と、身体要因以外の経済的要因などにより出産を先延ばしにして 1 人にとどまったタイプが多く、次いでカップル解消型（離死別）であり、理想子ども数自体が 1 人という少子志向型の女性はもともと少なかった。有配偶女性について、出生子ども数 1 人の少子志向型、身体要因型、出生延期型と、出生子ども数が 2 人以上の女性を比較する形で多項ロジスティック回帰分析を行ったところ、全体として初婚年齢の影響が強く見られた。結婚が早いほうが、出生子ども数が 1 人にはとどまりにくい。また、少子志向型や出生延期型は都市居住で多く、経済的要因が有意に影響しているのは出生延期型であるといった特徴もみられた。

出生行動に対する政策効果に関する研究では、日本について分析した論文の知見を中心に整理した。女性の出生と就業に関するトレードオフに注目した研究では、1960～70 年代生まれの女性のデータを分析したものが多数存

在し、おおむねこの世代では就業と出生にはトレードオフの関係がみられること、むしろトレードオフは高まっていることが指摘される一方、育児休業制度や保育サービスが出産を乗り越えた就業継続や出生促進効果があることも見出されていた。さらに若いコーホートについては、非正規雇用者の急増という就業環境悪化の中で、そもそも結婚にたどりつけない若年者が増えているという問題が生じていること、ただし有配偶かつ高学歴・大企業勤務・正規職などの属性を持つ人々については、出生と就業の両立支援策が効果を持ち始めていることが指摘され、問題が複雑化していることがわかった。なお、海外文献を含めた政策効果に関する議論全体についてまとめた成果については、岩澤美帆による分担研究報告で言及されている。

A. 研究目的

本プロジェクトにおいて、筆者は出生意図と現実出生力の差の要因解明を目的とした出生行動の定量的分析と、出生行動に影響を及ぼす政策に関する研究の2つの課題を担当している。本年度は、第一の定量的分析として、日本における出生子ども数1人の女性の増加に注目し、その長期的動向や、タイプ分類と各タイプの女性の属性に関して、特徴がみられるかどうかの分析を行った。これにより、昨年度行った無子女性の分析結果と合わせて、出生意図と現実の出生力の差の要因、およびその結果から示唆される政策提言について考察を行う。

第二の政策研究では、出生行動に影響を及ぼす政策要因のうち、女性の就業に関連する実証研究論文のサーベイを行い、この分野においてどのような知見が得られているのか明らかにする。

B. 研究方法

①日本における出生子ども数1人の女性に関する分析

本研究では、3つの課題を設定し、それぞれ次のような分析方法を用いることとした。

第一の課題は、日本における出生子ども数の分布について、その時系列の動向を調

べることである。独身者のデータも含めて女性全体の子ども数を観察するため、出生動向基本調査（第10回、13～15回）の個票データを用い、40～49歳の女性の出生子ども数データを集計した。

第二の課題は、増加している出生子ども数1人の女性について、どのようなタイプに分けられるのかを探ることである。第10回、第13～15回の出生動向基本調査の個票データを用いて、配偶関係および理想・予定子ども数、理想・予定子ども数の差の理由のデータでタイプ分類を行い、各タイプの構成変化を年齢およびコーホート別に比較した。

第三の課題は、出生子ども数1人の女性に特徴的な属性があるかどうかを検討することである。このため、第二の課題で分類したデータを用い、タイプ別に社会経済属性をクロス集計して特徴がみられるか探索的分析を行い、さらに2人以上の出生子ども数を持つ女性と比較して、出生子ども数1人の女性の各タイプに特徴がみられるかどうか、多項ロジスティック回帰分析により検討した。

②出生に関する政策研究サーベイ

昨年度、文献情報一覧の作成を行ったが、今年度は海外文献および日本の文献のうち、少子化の重要な要因である女性の就業

と出生にかかわる問題を取り上げた研究について詳細に検討した。雇用・労働政策は少子化対策において重要な柱であると同時に、本プロジェクトで筆者が行ってきた定量的研究の結果から得られる政策的示唆においても重要な分野であるため、このテーマの研究に着目した。

C. 研究成果と結果の考察

①日本における出生子ども数1人の女性に関する分析

日本における出生子ども数1人の女性は、増加傾向にある。最終的な子ども数とみなせる45～49歳の出生子ども数分布をみると、第10回（1942～47年生まれ）では10.2%、第13回（1955～60年生まれ）では12.3%、第14回（1960～65年生まれ）では14.0%、第15回（1965～70年生まれ）では16.4%であり、若いコーホートほど構成比を高めている。第15回では、出生子ども数1人の女性の割合が、出生子ども数3人の女性の割合を上回った。一方、子ども数1人を選好する考え方は明確に増加はしておらず、理想や希望と現実のギャップが広がっていることが推測される。

増加傾向にある出生子ども数1人の女性グループについて、出生意図の変数等を用い、類型化を試みた。その結果、「カップル解消型」「少子志向型」「身体要因型」「出産延期型」「出生途上型」の5つが識別された。カップル解消型は、未婚または離死別で出生子ども数が1人の女性である。少子志向型は、理想子ども数が1人で、予定子ども数（40代ではこれはほぼ最終的な現実出生子ども数）も1人という女性である。身体要因型は、理想子ども数は2人以上だが予定子ども数が1人であり、その差の理由として「(子どもが)ほしいけれどもできないから」「身体上の理由から」を選択している女性である。出産延期型は、理想子ど

も数2人以上で予定子ども数が1人であり、その差の理由に不妊・健康要因以外を選択した女性である。出生途上型は理想子ども数も予定子ども数も2人以上であり、現在の状態は出生子ども数が2人以上になる途上にいる女性である。出生途上型は、40歳代になるとごく少数にとどまる。

これらのタイプ構成について、出生途上型がごく少数になり、最終的なタイプ構成がはっきりする40歳代を見ると、不妊・健康理由で子どもが1人の女性が最も多かった。次いで多いのは出産延期型であった。そしてカップル解消型の女性が続き、もっとも構成割合が少ないのは理想子ども数が1人という少子志向型の女性であった。こうした構成の状況は、1940年代、50年代、60年代生まれを通じてあまり変化がない。第15回調査時点で40～44歳であった1970年代前半生まれをみると、40代前半でもまだ約15%の女性が「出生途上型」であり、40歳代後半になったときの動向は推測が難しい。

有配偶女性のタイプである少子志向型、身体要因型、出産延期型について、社会経済的・文化的変数とのクロス集計をしてみると、少子志向型については少子志向型は、妻のきょうだい数が少ない、東京圏で多いといった特徴がみられる一方、社会経済的な特徴はあまり浮き彫りにならなかった。身体要因型は、高学歴、正規職員、専門職が多いという傾向がみられ、初婚年齢の平均値は他のカテゴリに比べて遅いということもなかったため、先送りの結果、不妊や健康問題に直面して2人目を生み逃したパターンが多いのかもしれない。出生延期型は、夫の所得や世帯所得が低めで、妻も小売業やパートが多く、理想・予定子ども数の差の理由でも過半数が子どもにかかるコストがネックであると回答していることから、経済的理由により2人目を延期してい

るうちに2人目を生み逃したパターンが多いとみられる。

第15回調査データで、出生子ども数が1人以上の40歳代・有配偶女性について、出生子ども数2人以上の有配偶女性に対し、出生子ども数1人の3タイプの女性（少子志向型、身体要因型、出産延期型）に特徴がみられるかどうか、多項ロジスティック回帰分析により探った。その結果、全体として、初婚年齢が出生子ども数1人にとどまる確率に強く影響していた。どのタイプを見ても、30歳以下で結婚するほうが31歳以上で結婚するより子ども1人となる確率が低かった。また、タイプ別にみると、少子志向型や出生延期型は都市居住で多く、経済的要因が有意に影響しているのは出生延期型であるといった特徴もみられた。

全体の総括としては、出生子ども数1人の女性は増加しているが、必ずしも子どもは1人が理想だと考えている女性が増えていくわけではなく、1子にとどまる理由として、いわゆる「2人目不妊」の問題が想起される身体要因が大きく、次いで社会的経済的要因により出産を先送りする出生延期要因が大きいことが分かった。

②出生に関する政策研究サーベイ

日本のデータを扱った女性の就業と出生についての研究は、少子化との関連で女性の就業が議論の中心を占め始めた1990年代以降、数多く行われてきた。分析に用いられているデータがどの出生コホートを分析したものかに注目して、その研究知見を整理したところ、1950年代生まれの女性の分析では、まだ仕事と家庭の両立は限られた職種（教員、看護師、保育士など）の女性にだけ問題となる状況であったことが見出されていた。1960～70年代前半生まれの女性については数多くの実証分析が行われており、これらの世代でも女性の就業と出生にはトレードオフがみられ、むしろ

その状況は悪化しているとの指摘もなされていた。育児休業制度や保育サービスなどは女性の出産を乗り越えての就業継続や出生行動に促進効果があるとの分析結果を見出していたものの、それらの制度は特定層に対してのみ作用していて、女性全体に効果を持つわけではないとも指摘された。その後の世代については、まだ年齢が若いために就業と出生のトレードオフについてはっきりとした結果が出ていないが、新たな問題として、そもそも結婚できない層が形成されていることが明らかになってきている。学卒後の初期キャリアは、その後の結婚・出産に影響を与えており、結婚できた層（初期キャリアが順調だった層）では、長年取り組まれてきた政策の効果を享受できるようになって、仕事と子育ての両立ができる事例が増えているが、初期キャリアでつまづいた層は、結婚できなかったり、結婚が遅くなったりする確率が高く、子どもを持ちにくい状況になっていると指摘されていた。

D. 結論

政策提言にかかわる研究結果からの示唆としては、出生子ども数1人にとどまる理由として、不妊・健康要因と経済的要因が挙げられたことが注目される。20～30歳代の層に向けた雇用・労働政策の充実、第2子の出生に正の効果を持つと考えられる。無子の分析結果からも、雇用・労働政策の重要性は見出されており（守泉 2019a）、正規雇用機会の拡大と収入の安定化、非正規雇用の労働条件の改善、仕事と家庭の両立支援の実効性の引き上げといった政策は、少子化対策として柱になる重要分野であり、引き続きメインの政策課題として取り組むことが望ましい。また、第2子への移行の阻害要因について、不妊・健康問題が見出されたが、不妊治療への支援といった事後

対応的な政策だけでなく、仕事と家庭の両立可能性を高めて早期に子どもが持てる状況を作ること、妊娠・出産に関する科学的・総合的な情報提供を進めること（性教育の充実）が求められるだろう。仕事と家庭の両立支援は長年の取り組み実績もあり、効果も出始めているが、性に関する情報提供や健康意識の喚起については、今の少子化対策の枠組みでは遅れている分野である。2010年代以降、妊娠・出産に関する科学的知識の提供という施策は、有識者会議で指摘されて市第3次少子化社会対策大綱にも取り入れられたが、重要施策として強力に進められているとはいえない状況である（守泉 2019b）。性教育の充実については、国レベルではこれまでほとんど政策議論も取り組みもなされていない状況である。少子化対策において、改めてこうした教育・保健分野にかかわる施策についても注目し、取り組んでいくことが必要である。

H. 知的財産権の出願・登録状況
なし

G. 研究発表

1. 論文発表

守泉理恵（2019b）「近年における『人口政策』—1990年代以降の少子化対策の展開」比較家族史学会慣習、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。

2. 学会発表

守泉理恵「1960年代出生コーホートの女性のライフコース：結婚・出産とキャリア形成の観点から」日本人口学会第71回大会（自由論題報告）、香川大学（2019.6.2）

守泉理恵「日本における無子の長期的動向とその特性に関する研究」人口学研究会第621回例会、中央大学（2020.1.11）

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））

分担研究報告書

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の
新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究：
「外国からの介護人材確保と社会保障制度との関係についての
将来人口・社会保障シミュレーション」

研究分担者 石井 太 慶應義塾大学

研究要旨

本研究は、外国人介護労働者の社会保険加入シナリオについて新たに「特定技能 1 号」にどのような社会保険が適用されるかについても考慮を加えた設定を行うとともに、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動したとした場合の外国人女性の出生率推計モデルを構築し、将来人口への影響及び公的年金財政影響に関するシミュレーションを行うことを目的としたものである

2019 年 4 月の新たな在留資格の創設に伴い、わが国の外国人労働者受入れは新たなフェーズに入ったと考えられ、今後、さらなる外国人の日本への移入の拡大が見込まれる。このような状況を踏まえ、外国人が円滑に日本人と共生できる社会を構築する観点からも、受け入れた外国人介護労働者に関する社会保険制度の対応や、滞在期間の長期化に伴う出生力変動などについて具体的なシナリオを設定し、人口や年金に関する長期シミュレーションを行って検討することが重要である。

A. 研究目的

わが国ではこれまで、外国人人口受入れに関しては比較的保守的な政策を採ってきたことから、これら少子・高齢化がもたらす問題の解決策としての外国人人口受入れに関する本格的な定量分析が十分に行われてきたとは言い難い状況にある。このような分析を行った先行研究として、著者らの一部は石井・是川(2015)との研究を行ったが、そこで用いた手法はやや機械的な複数の前提条件の下でシミュレーションを行ったものであった。そこで、筆者らはこれを発展させ、より現実的な外国人受入れ政策に対応した影響を考察する観点から、介護労働者の受入れのシナリオについて諸外国の例などを参考により具体的に設定し、外

国人介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価する研究を行ったところである(石井[等] 2018)。

本研究は、これらの先行研究をさらに発展させ、外国人介護労働者の社会保険加入シナリオについて新たに「特定技能 1 号」にどのような社会保険が適用されるかについても考慮を加えた設定を行うとともに、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動したとした場合の外国人女性の出生率推計モデルを構築し、将来人口への影響及び公的年金財政影響に関するシミュレーションを行うことを目的としたものである。

B. 研究方法

外国人介護労働者社会保険加入シナリオの追加検討と移民女性の定住化の影響を考慮した将来人口シミュレーションについて、外国人介護労働者の社会保険加入シナリオについて新たに「特定技能1号」にどのような社会保険が適用されるかについても考慮を加えた設定を行うとともに、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動したとした場合の外国人女性の出生率推計モデルを構築し、将来人口への影響及び公的年金財政影響に関するシミュレーションを行った。

C. 研究成果

将来人口への影響に関して、公的年金財政に大きく影響を与える老年従属人口指数をみると、基本ケースでは、2050年において0.811、2100年において0.885まで上昇するものと見込まれるのに対し、介護外国人労働者等の受入れを行う場合、2050年において0.719と0.098ポイントの低下、2100年において0.676と0.210ポイントの低下となった。

また、厚生年金の最終的な所得代替率による財政影響評価結果では、外国人受入れケースA（全て厚生年金で適用）では代替率は52.6%と基本ケースに対して10.6%ポイント上昇するのに対し、受入れケースB（厚生年金と国民年金に50%ずつ適用）では50.0%と8.0%ポイントの上昇に留まるとの結果が得られた。

D. 結果の考察

基本ケースで老年従属人口指数が2050年以降も上昇基調が続いているのに対して、介護外国人労働者等の受入れを行う場合には2050年以降には概ね横ばいかやや低下傾向に変化しており、外国人労働者と

その第二世代が老年従属人口指数の上昇を大きく緩和していることが観察される。

なお、先行研究である石井[等] (2018)では外国人女性の出生率をフィリピン人女性の1.33で固定していたことから、本研究と直接の比較を行うことはできないが、石井[等] (2018)で外国人労働者の受け入れを行った場合の老年従属人口指数は、2050年で0.716と本研究結果の0.719よりも低いのに対して、2100年では0.688と本研究結果の0.676よりも高いものとなっている。このように、滞在期間に応じた外国人出生率の変化を織り込んだ場合、外国人出生率を一定とした場合に対して、老年従属人口指数は異なる様相を示しており、より実態に則したシミュレーションを行うためにはこのような複雑な人口学的要因の考慮が必要である。

厚生年金の最終的な所得代替率による財政影響評価結果において、受入れを行なった場合の代替率上昇の内訳を見てみると、ケースAでは報酬比例部分で2.6%ポイント、基礎年金部分で7.9%ポイント、ケースBでは報酬比例部分で2.4%ポイント、基礎年金部分で5.6%ポイントであり、基礎年金部分の上昇によるところが大きい。特に厚生年金で適用を行うケースAでは、基礎年金の所得代替率がより大きく上昇することから、基礎年金水準低下問題に対応する効果が強いことが明らかとなった。

受入れ外国人女性の出生力が滞在期間に応じて変動することは、第二世代以降の将来人口に大きな影響を及ぼしていることから、外国人受入れが公的年金財政に与える影響についてより現実的なシミュレーションを行うためには、具体的なシナリオ設定の検討に加え、滞在期間に応じて受入れ外国人女性の出生力が変動することを考慮するのも重要な点である。

E. 結論

2019 年 4 月の新たな在留資格の創設に伴い、わが国の外国人労働者受入れは新たなフェーズに入ったと考えられ、今後、さらなる外国人の日本への移入の拡大が見込まれる。このような状況を踏まえ、外国人が円滑に日本人と共生できる社会を構築する観点からも、受け入れた外国人介護労働者に関する社会保険制度の対応や、滞在期間の長期化に伴う出生力変動などについて具体的なシナリオを設定し、人口や年金に関する長期シミュレーションを行って検討することが重要である。

G. 研究発表

1. 論文発表

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

石井 太(2020)「将来人口推計と財政検証」,『社会保障研究』,第 4 巻第 4 号(刊行予定)。

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

日本における出生子ども数 1 人の女性に関する分析

守泉 理恵

はじめに

2000 年代以降、完結出生子ども数の分布において、出生子ども数 1 人の夫婦の割合が増加している。国立社会保障・人口問題研究所が実施している「出生動向基本調査」によると、初婚同士で結婚持続期間 15～19 年の夫婦の出生子ども数（完結出生児数）の分布で、2002 年の第 12 回調査までは長らくおおむね 10%未満であったが、2005 年の第 13 回調査で 11.7%と 1 割を超えた。そして、最新の第 15 回調査では 18.6%と 2 割近いシェアを占め、子ども 3 人の夫婦の割合 17.9%を上回った（国立社会保障・人口問題研究所 2017 : 40）。

この「一人っ子」の増加は、コーホートの夫婦出生力について分析した金子（2004）においてすでに予測されており、この論文では 1961 年以降のコーホートで第 2 子以降の出生の逸失が起こっていることが示されている。1990 年代の出生率低下については、未婚化の影響に加えて夫婦出生力の低下も見られるが（国利社会保障・人口問題研究所 2002 : 2）、これは 1960 年代出生コーホートで出生子ども数 1 人の女性が増え始めた影響が表出していたと解釈できる。

多くの先進諸国で、理想子ども数では「2 人」という規範が維持されている（Sobotka and Veaujouan 2014）にもかかわらず、第 2 子出生率は低下している。そのために出生子ども数が 1 人にとどまる夫婦が増えている。その要因について分析した先行研究では、「2 人目の子どもの出生を妨げる／促進する要因は何か」といった視点で分析されてきた。家族政策の充実（保育サービス、家族手当、仕事と家庭の両立支援による両立可能性の上昇）は第 2 子出生を促進する（Oláh 2003; Köppen 2004; Bavel and Rózańska-Putek 2010; Wood et al. 2016）ことや、第 1 子出生後の就業と第 2 子出生リスクのトレードオフ（Ma 2016 ; 平松 2007）、失業・臨時雇用が第 2 子出生リスクを低下させること（Wood et al. 2016）、男性の家事育児参加や家庭でのジェンダー平等が第 2 子出生を促進すること（山口 2005 ; Nagase and Brinton 2017）、社会的圧力や社会的資本が第 2 子出生意図に影響すること（Balbo and Mills 2011）、女性の配偶関係や第 1 子出生年齢の遅延が第 2 子出生リスクに影響すること（Parr 2007）などが指摘されている。

上述のように、これまでの研究では、「出生子ども数 1 人」という属性で一つのグループとして分析がされているが、本研究では、「出生子ども数 1 人」のグループ内にいくつかのサブグループが存在するという視点で一人っ子の増加について分析を行い、知見の蓄積に貢献したい。ここでは、サブグループの識別に出生意図の変数を用いる。こうした分析により、出生子ども数 1 人の女性がなぜその状態で再生産を終えたのかについて実態を把握し、さらに、見出された分析結果から、どのような政策提言ができるのか考察してみたい。なお、本研究の枠組みは、守泉（2019a）を参考としている。

I. 研究課題と利用データ、分析方法

第一の課題は、日本における出生子ども数の分布について、その長期動向を調べるこ

とである。独身者のデータも含めて女性全体の子ども数を観察するため、出生動向基本調査（第10回、13～15回）の個票データを用い、40～49歳の女性の出生子ども数データを集計した。初婚同士の夫婦だけでなく、未婚・離死別（独身者票）、再婚者を含む夫婦について集計を行った。

第二の課題は、増加している出生子ども数1人の女性について、どのようなタイプに分けられるのかを探ることである。このため、第10回、第13～15回の出生動向基本調査の個票データを用いて、配偶関係および理想・予定子ども数、理想・予定子ども数の差の理由のデータでタイプ分類を行い、各タイプの構成変化を年齢およびコーホート別に比較した。

第三の課題は、出生子ども数1人の女性に特徴的な属性があるかどうかを検討することである。このため、第二の課題で分類したデータを用い、タイプ別に社会経済属性をクロス集計して特徴がみられるか探索的分析を行う。さらに2人以上の出生子ども数を持つ女性と比較して、出生子ども数1人の女性の各タイプに特徴がみられるかどうか、多項ロジスティック回帰分析により検討した。

本稿で用いる第10回、第13～15回出生動向基本調査の概要は表1に示した。

表1 出生動向基本調査の概要：第10回、第13～15回

独身者調査

調査回	調査年	調査地区数	配布数	回収数	有効回収数	回収率	有効回収率
第10回	1992	490	12,394	10,873	9,636	87.7%	77.7%
第13回	2005	700	12,482	9,900	8,734	79.3%	70.0%
第14回	2010	840	14,248	11,487	10,581	80.6%	74.3%
第15回	2015	900	11,442	9,674	8,752	84.5%	76.5%

夫婦調査

調査回	調査年	調査地区数	配布数	回収数	有効回収数	回収率	有効回収率
第10回	1992	490	10,878	10,296	9,908	94.6%	91.1%
第13回	2005	700	7,976	7,296	6,836	91.5%	85.7%
第14回	2010	840	9,050	8,252	7,847	91.2%	86.7%
第15回	2015	900	7,511	6,867	6,598	91.4%	87.8%

出生動向基本調査は、国民生活基礎調査の後続調査として実施され、国民生活基礎調査の調査地区を親標本としている。具体的には、国民生活基礎調査の調査地区（国勢調査の調査地区から無作為抽出されたもの）から層化無作為抽出法により出生動向基本調査の調査地区を抽出し、その地区内にあるすべての世帯に居住する18歳以上50歳未満の独身男女（独身者調査対象）、妻の年齢が50歳未満の夫婦（回答者は妻、夫婦調査対象）を調査客体としている。調査期日は各調査年の6月で、調査票は6月1日現在の事実を記入することになっている。本研究で用いた第10回、第13～15回の調査データでは、独身・有配偶両方の女性の調査時点までの生涯出生子ども数が把握できる。独身者には調査時点までの出生歴をたずねており、妻には現在の結婚より前も含めて出生歴をたずねている。本研究では、配偶関係にかかわらず、調査時点までに出生した子ども数により分類を行うため、これらの調査回のみ分析に使用した。なお、夫婦調査データに

において前婚以前を含めた出生子ども数のデータは不詳が多いため、初婚同士の夫婦については、現婚より前の出生子ども数不詳の場合は、現婚の出生子ども数を妻の生涯出生子ども数とした。再婚の妻については、前婚以前を含めた出生子ども数のデータをそのまま使用した。

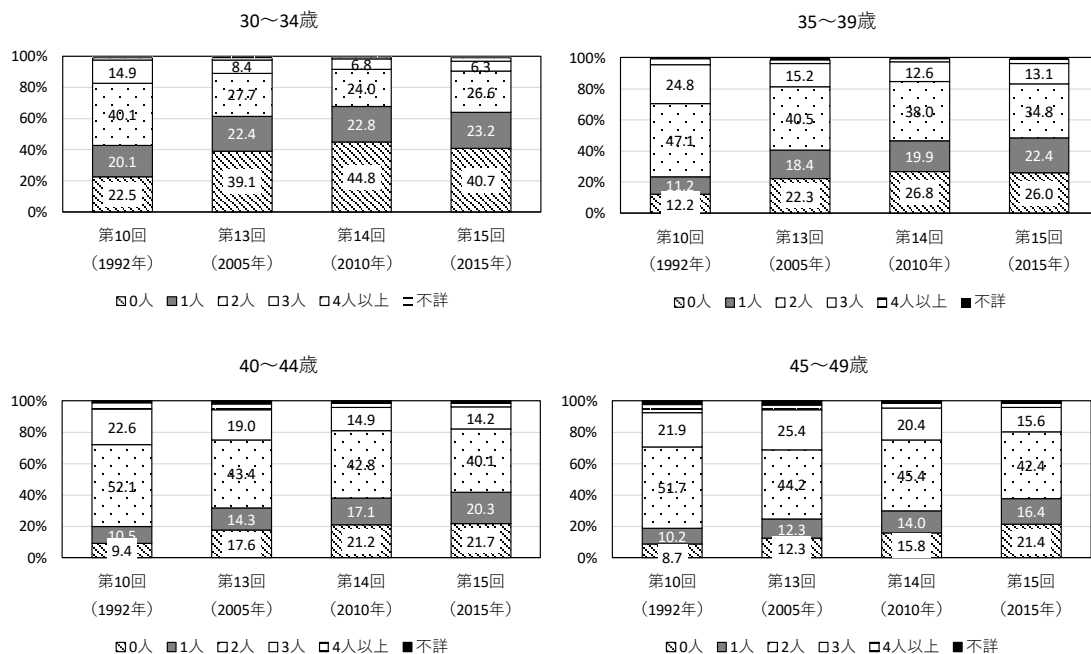
Ⅱ．分析結果

1. 出生子ども数と出生意欲の動向

(1) 出生子ども数の分布：出生子ども数1人の女性割合の推移

図1は30～49歳の5歳階級別に、調査回ごとの女性の出生子ども数の分布を描いている。これは、未婚・有配偶・離死別のすべての女性を含む総数における構成比である。これをみると、どの年齢層でも出生子ども数1人の女性の割合は増加している。最終的な子ども数とみなせる45～49歳の出生子ども数分布をみると、第10回（1942～47年生まれ）では10.2%、第13回（1955～60年生まれ）では12.3%、第14回（1960～65年生まれ）では14.0%、第15回（1965～70年生まれ）では16.4%であり、若いコーホートほど構成比を高めている。第15回では、出生子ども数1人の女性の割合が、出生子ども数3人の女性の割合を上回った。若いコーホートほど出生子ども数1人の女性の割合が高まる傾向は他の年齢層も同様である。

図1 調査回・女性の年齢別にみた、出生子ども数の分布

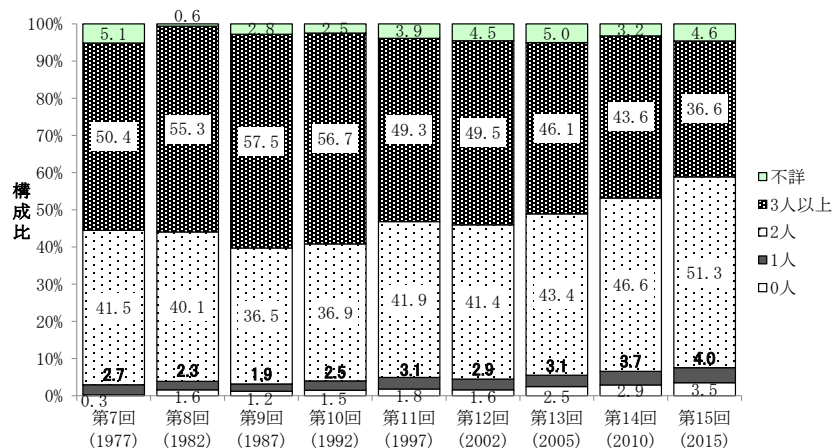


(2) 理想子ども数の動向：1人志向は増えているか

出生意図の動向はどうだろうか。そもそも子ども数1人が理想・希望であるという女性が増えているのかどうか観察するために、まず、夫婦の理想子ども数の分布をみたのが図

2である。ここでは、初婚同士の夫婦総数のデータをみている。理想子ども数が1人という夫婦の割合は増加しているが、その上昇幅はわずかで、第15回調査でも4.0%である。結婚した人々の間では、理想子ども数は2人以上が9割以上を占めている。

図2 調査回別にみた、夫婦の理想子ども数の分布

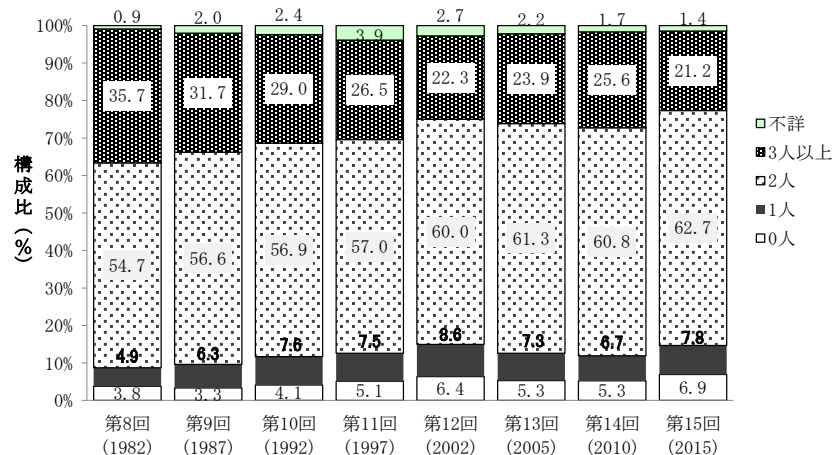


注：対象は初婚同士の夫婦（妻50歳未満）。

出所：国立社会保障・人口問題研究所（2017：70）

図3は18～34歳の未婚女性総数の希望子ども数の分布をグラフ化したものである。未婚女性の場合、高齢になると子ども数選好が激減する傾向があるため、35歳未満のデータで観察する。図3によると、未婚女性においても希望子ども数が1人である女性の割合は低い。また、1990年代から7～8%程度で横ばいに推移しており、増加傾向もみられない。未婚女性においても、希望子ども数は2人以上が8割以上を占めている。

図3 調査回別にみた、未婚女性の希望子ども数の分布



注：対象は「いずれ結婚するつもり」と回答した18～34歳の未婚者。

出所：国立社会保障・人口問題研究所（2017：68）

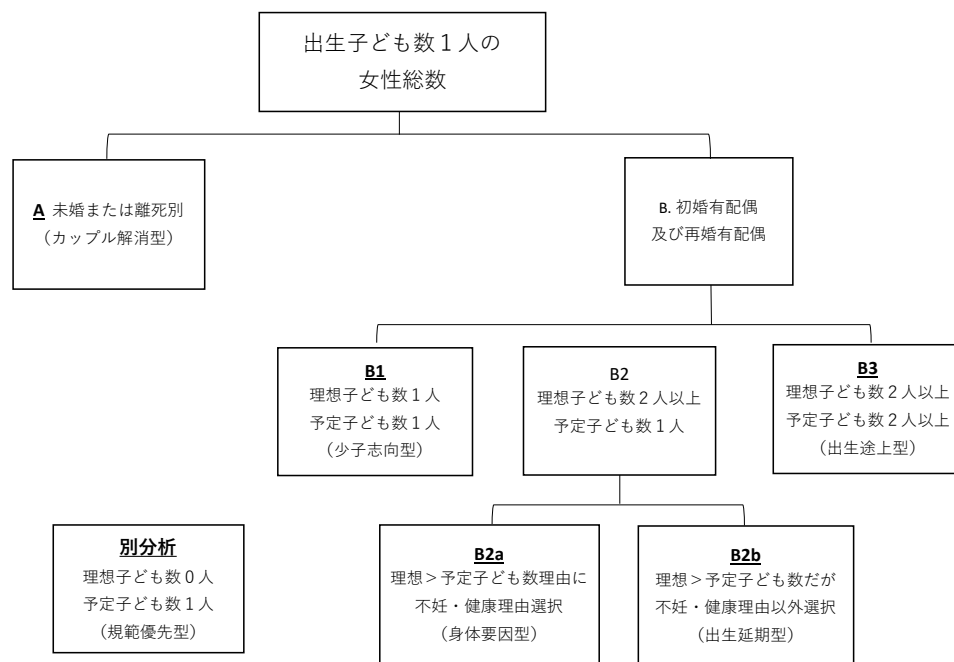
図2, 3からいえるのは、子ども数1人を選好する考え方は、明確な増加傾向を認めないということであろう。しかし、現実には出生子ども数1人の女性は増加しており、ここに理想や希望と現実のギャップの広がりが見られる。

2. 出生子ども数1人の女性のタイプ識別とその動向

(1) 出生子ども数1人の女性のタイプ分類

本節では、出生子ども数1人の女性のタイプ分類を試みる。守泉（2019a）の分析枠組みを踏襲し、出生動向基本調査（独身者調査・夫婦調査）の第10、13～15回データを用いて、図4のフローチャートの通り分類を行った。

図4 出生子ども数1人の女性のタイプ分類のフローチャート



最初に、出生子ども数1人の女性を未婚・離死別と有配偶の2つのグループに分けた。独身者調査データで把握される「未婚または離死別」で出生子ども数1人の女性は、「A. カップル解消型」とした。

次に、有配偶女性については、理想・予定子ども数の組み合わせにより、4グループに分けた。そのうち、理想・予定子ども数とも1人の夫婦の妻を「B1.少子志向型」とした。理想・予定子ども数とも2人以上の夫婦の妻は、現在の子ども1人の状態は通過点であるため、「B3.出生途上型」とした。理想子ども数は2人以上だが予定子ども数が1人というグループ（B2）については、予定子ども数が理想子ども数を下回る理由についてのデータを利用し、「ほしいけれどもできないから」「健康上の理由から」を選択している夫婦の妻は「B2a.身体要因型」、不妊・健康理由を選択していない夫婦の妻は「B2b.出生延期型」とした。

(2) 年齢別に見た出生子ども数1人の女性の構成割合

(1) で説明した分類の結果が表2である。どの年齢層でも出生子ども数1人の女性の割合は高まっているが、それは出生子ども数2人以上の女性の割合低下と連動している。子どもを持つ女性の割合の低下（無子女性割合の上昇）と、有子女性の中での少子化が見て取れる。

出生子ども数1人の女性の類型別割合では、追加出生を希望している人が多い40歳未満層では「出生途上型」がもっとも高いが、40歳以上のカテゴリでは出生途上型は激減している。ただ、40歳代では、理想・予定子ども数や理想・予定子ども数の差の理由で不詳が多く、類型不詳の割合が高い。これにより出生子ども数が1人である理由の構成がわかりにくいため、45～49歳層については、不詳を除くタイプ別構成割合もグラフ化した（図5）。

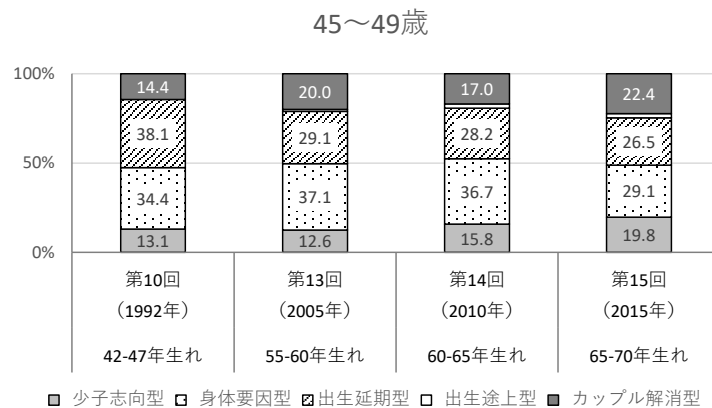
表2 年齢・コーホート別にみた、出生子ども数分布と出生子ども数1人の女性のタイプ構成の変化（無子、出生子ども数2人以上の女性も含めた総数）

タイプ分類／年齢・出生年		～24歳				25～29歳				30～34歳			
		67-75年	80-85年	85-91年	90-96年	62-67年	75-80年	80-85年	85-90年	57-62年	70-75年	75-80年	80-85年
女性総数 (客体数)		100.0 (2,917)	100.0 (1,869)	100.0 (2,042)	100.0 (1,496)	100.0 (1,828)	100.0 (1,454)	100.0 (1,462)	100.0 (1,170)	100.0 (1,897)	100.0 (1,844)	100.0 (1,882)	100.0 (1,359)
出生子ども数1人の女性割合		4.4	3.9	3.7	4.0	21.0	16.0	14.4	15.2	18.4	22.0	21.5	22.7
(有配偶)		(4.2)	(3.4)	(2.9)	(2.8)	(20.1)	(14.3)	(12.5)	(12.7)	(17.2)	(19.4)	(18.5)	(19.5)
(独身)		(0.2)	(0.5)	(0.8)	(1.2)	(0.9)	(1.7)	(2.0)	(2.5)	(1.2)	(2.6)	(3.0)	(3.2)
類型別割合	A.カップル解消型(独身者)	0.2	0.5	0.8	1.2	0.9	1.7	2.0	2.5	1.2	2.6	3.0	3.2
	B1. 少子志向型	0.3	0.1	0.1	0.1	1.0	0.9	0.6	0.4	1.8	1.9	1.3	1.4
	B2a. 身体要因型	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.0	0.0	0.4	0.8	0.9	0.4
	B2b. 出生延期型	0.2	0.2	0.1	0.1	1.7	1.1	0.4	0.3	2.9	2.6	1.7	1.0
	B3. 出生途上型	3.5	2.9	2.6	2.3	17.1	11.3	11.2	11.6	11.1	13.4	14.1	15.6
	類型不詳	0.2	0.2	0.1	0.3	0.3	1.1	0.6	0.9	1.2	1.3	1.1	1.9
無子女性割合		94.4	94.8	94.6	94.7	56.8	69.1	70.9	72.0	22.0	39.6	45.6	40.8
(有配偶無子女性)		(3.0)	(2.1)	(1.7)	(1.5)	(15.8)	(10.8)	(9.6)	(8.3)	(8.8)	(11.1)	(12.9)	(9.6)
(独身無子女性)		(91.4)	(92.7)	(92.9)	(93.2)	(41.0)	(58.3)	(61.3)	(63.7)	(13.3)	(28.5)	(32.7)	(31.2)
出生子ども数2人以上の女性割合		1.2	1.4	1.7	1.3	22.2	14.9	14.7	12.8	59.6	38.4	32.9	36.5
(有配偶有子女性)		(1.2)	(1.3)	(1.5)	(1.1)	(21.7)	(14.2)	(13.1)	(12.0)	(58.8)	(36.6)	(30.7)	(34.5)
(独身有子女性)		(0.0)	(0.1)	(0.2)	(0.3)	(0.4)	(0.7)	(1.6)	(0.9)	(0.8)	(1.9)	(2.3)	(2.0)

タイプ分類／年齢・出生年		35～39歳				40～44歳				45～49歳			
		52-57年	65-70年	70-75年	75-80年	47-52年	60-65年	65-70年	70-75年	42-47年	55-60年	60-65年	65-70年
女性総数 (客体数)		100.0 (2,164)	100.0 (1,874)	100.0 (2,523)	100.0 (1,836)	100.0 (2,722)	100.0 (1,805)	100.0 (2,299)	100.0 (2,397)	100.0 (1,990)	100.0 (1,644)	100.0 (2,156)	100.0 (2,011)
出生子ども数1人の女性割合		11.2	18.2	19.5	21.8	10.8	14.5	17.4	20.5	10.5	12.7	14.3	17.2
(有配偶)		(10.2)	(15.9)	(16.9)	(19.2)	(9.6)	(13.1)	(14.9)	(17.8)	(9.3)	(10.5)	(12.2)	(14.1)
(独身)		(1.0)	(2.3)	(2.6)	(2.6)	(1.2)	(1.5)	(2.5)	(2.7)	(1.2)	(2.2)	(2.1)	(3.1)
類型別割合	A.カップル解消型(独身者)	1.0	2.3	2.6	2.6	1.2	1.5	2.5	2.7	1.2	2.2	2.1	3.1
	B1. 少子志向型	1.5	2.0	1.7	2.3	1.2	1.7	2.8	2.7	1.1	1.4	1.9	2.7
	B2a. 身体要因型	1.1	2.8	2.0	1.7	2.4	4.4	4.1	4.8	2.8	4.0	4.5	4.0
	B2b. 出生延期型	3.7	3.5	3.4	4.0	4.2	4.2	4.3	5.1	3.1	3.2	3.5	3.6
	B3. 出生途上型	3.0	6.7	8.6	9.0	0.2	0.9	2.5	2.5	0.0	0.1	0.3	0.3
	類型不詳	0.9	1.3	1.6	2.7	1.6	2.0	1.7	3.3	2.5	2.1	2.3	3.9
無子女性割合		12.2	22.5	26.7	26.4	9.3	18.0	21.2	21.7	8.9	12.5	16.0	21.5
(有配偶無子女性)		(5.1)	(8.0)	(9.0)	(7.8)	(4.2)	(7.8)	(7.4)	(8.5)	(4.4)	(5.3)	(7.0)	(8.8)
(独身無子女性)		(7.0)	(14.6)	(17.8)	(18.5)	(5.0)	(10.1)	(13.7)	(13.2)	(4.5)	(7.2)	(9.0)	(12.8)
出生子ども数2人以上の女性割合		76.7	59.2	53.8	51.9	80.0	67.5	61.4	57.8	80.6	74.8	69.8	61.3
(有配偶有子女性)		(75.3)	(56.2)	(50.9)	(48.7)	(77.0)	(64.0)	(57.2)	(53.6)	(76.6)	(70.6)	(64.6)	(55.4)
(独身有子女性)		(1.4)	(3.0)	(3.0)	(3.1)	(3.0)	(3.5)	(4.2)	(4.3)	(4.0)	(4.2)	(5.2)	(5.9)

注：妊娠中の出生子ども数1人の女性は除いた集計となっている。

図5 45～49歳層における出生子ども数1人の女性のタイプ別構成割合



注：対象は、理想・予定子ども数、予定子ども数が理想子ども数を下回る理由で不詳のデータがない出生子ども数1人の妻。

図5で第15回の数値をみると、最終的な子ども数が決まった45～49歳では、出生子ども数1人にとどまった理由でもっとも多いのは「身体要因型」で29.1%を占める。出生意図は2人以上であったものの、2人目不妊など身体的要因で子ども数が1人にとどまった層が一定程度いることがわかる。次に多いのは「出生延期型」で26.5%である。これは、2人以上の子どもを理想としながら、社会経済的要因により出生を延期して生み逃した層といえる。さらに、離死別により独身となったことで子ども数が1人にとどまった「カップル解消型」が22.4%で続く。もっとも少ない構成割合だったのは「少子志向型」の19.8%であった。身体要因型と出生延期型の構成割合は、第13回以降、身体要因型が優勢となっている。少子志向型は、調査回・コーホートを通じてつねに割合がもっとも少ない。理想子ども数が1人であるため、理想通り出生子ども数が1人という夫婦は少数派であることがわかる。しかし、第14回・第15回と増加してきており、今後の動向が注目される。

3. 出生子ども数1人の女性の特性に関する分析

(1) クロス集計による探索的分析

前節で出生子ども数が1人の女性のタイプ分類を行ったが、それぞれのグループには特徴的な属性がみられるかどうか、まずクロス集計により探索的な分析を行った。2人以上の子どもを出生する過程にある「出生途上型」がごく少数しか見られなくなる40歳代の有配偶女性に注目し、第15回調査のデータで様々な人口・社会経済変数とクロス集計をした結果が表3～6で、意識変数とのクロス集計結果が表7、平均値の比較を行ったのが図6である。

表3は、人口学的属性のクロス集計結果を示している。夫婦の初再婚の組み合わせをみると、身体要因型で初婚同士夫婦の割合がもっとも高く、出生途上型では再婚を含む組合せの夫婦が3割近くを占める。再婚したことで、高年齢でも追加出生意図があることを反映しているとみられる。初婚年齢は、出生途上型で31歳と晩婚だが、他の類型では目立って結婚年齢が高いわけではない。平均値では、少子志向型がもっとも平均初婚年齢が低い。妻と夫のきょうだい数では、少子志向型で妻が一人っ子である割合が高い。不妊の心

配と治療経験では、少子志向型の妻は「心配したことがない」と答えた割合が70%と高い。あきらめから理想子ども数1人に修正したケースが多いわけではなく、比較的確信的な考えであるケースが多いことをうかがわせる。

表3 出生子ども数1人の女性のタイプ別にみた、人口関連属性の構成

項目	変数	少子志向型	身体要因型	出生延期型	出生途上型	総数
【人口要因】 初再婚組合せ	初婚どうし	81.0%	86.3%	82.6%	72.3%	82.4%
	夫初婚X妻再婚	.9%	1.6%	2.6%	4.6%	2.1%
	夫再婚X妻初婚	9.5%	5.8%	7.4%	10.8%	7.7%
	再婚どうし	.9%	.5%	1.6%	10.8%	2.1%
	不詳含む	7.8%	5.8%	5.8%	1.5%	5.7%
	総数	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	(客体数)	(116)	(190)	(190)	(65)	(561)
初婚年齢	20歳未満	1.7%	.5%	.5%	1.5%	.9%
	20～24歳	22.4%	14.7%	17.9%	4.6%	16.2%
	25～29歳	46.6%	46.3%	37.9%	29.2%	41.5%
	30～34歳	16.4%	26.3%	31.1%	30.8%	26.4%
	35～39歳	7.8%	9.5%	8.4%	26.2%	10.7%
	40～44歳	1.7%	.5%	1.6%	4.6%	1.6%
	不詳	3.4%	2.1%	2.6%	3.1%	2.7%
	総数	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	(客体数)	(116)	(190)	(190)	(65)	(561)
	平均値(歳)	27.61	28.54	28.76	31.73	28.79
妻きょうだい数	1人	8.7%	6.4%	6.9%	7.7%	7.2%
	2人	57.4%	54.3%	48.1%	56.9%	53.1%
	3人	26.1%	34.6%	38.1%	33.8%	33.9%
	4人	6.1%	2.7%	5.3%	1.5%	4.1%
	5人以上	1.7%	2.1%	1.6%	0.0%	1.6%
	総数	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	(客体数)	(115)	(188)	(189)	(65)	(557)
夫きょうだい数	1人	7.1%	10.1%	8.9%	7.7%	8.8%
	2人	60.7%	57.1%	51.1%	55.4%	55.6%
	3人	25.9%	25.9%	35.8%	32.3%	30.0%
	4人	2.7%	5.3%	3.7%	4.6%	4.1%
	5人以上	3.6%	1.6%	.5%	0.0%	1.4%
	総数	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	(客体数)	(112)	(189)	(190)	(65)	(556)
不妊の心配と 治療経験	心配したことはない	70.7%	26.3%	58.9%	20.0%	45.8%
	心配したことがある:医療機 関にかかったことはない	11.2%	23.7%	15.8%	13.8%	17.3%
	心配したことがある:検査や 治療を受けたことがある	12.1%	45.8%	23.2%	35.4%	29.9%
	心配したことがある:検査や 治療を受けている	0.0%	.5%	0.0%	3.1%	.5%
	心配したことがある:不詳	.9%	1.1%	.5%	0.0%	.7%
	心配している:医療機関にか かったことはない	0.0%	0.0%	0.0%	9.2%	1.1%
	心配している:検査や治療を 受けたことがある	0.0%	0.0%	0.0%	6.2%	.7%
	心配している:検査や治療を 受けている	0.0%	0.0%	0.0%	10.8%	1.2%
	不詳	5.2%	2.6%	1.6%	1.5%	2.7%
	総数	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	(客体数)	(116)	(190)	(190)	(65)	(561)

注：対象は出生子ども数が1人で妻の年齢40～49歳の夫婦。

表4は居住する地域別の集計である。これをみると、少子志向型はDID地区に多いことがわかる。それと関連し、地域ブロック別の分布をみると、少子志向型は東京圏に多い。東京に並ぶ都市圏の大阪圏では、出生延期型が多い。

表4 出生子ども数1人の女性のタイプ別にみた、地域属性の構成

項目	変数	少子志向型	身体要因型	出生延期型	出生途上型	総数(客体数)
【地理要因】 居住地DID	非人口集中地区	10.3%	21.1%	19.5%	20.0%	18.2%
	準人口集中地区	6.0%	1.6%	.5%	1.5%	2.1%
	人口集中地区	83.6%	77.4%	80.0%	78.5%	79.7%
	総数	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	(客体数)	(116)	(190)	(190)	(65)	(561)
地域ブロック	北海道	4.3%	1.1%	2.6%	4.6%	2.7%
	東北	5.2%	7.9%	4.7%	4.6%	5.9%
	北関東	6.0%	6.3%	3.2%	3.1%	4.8%
	東京圏	35.3%	30.0%	30.0%	30.8%	31.2%
	中部・北陸	9.5%	15.3%	13.2%	12.3%	13.0%
	中京圏	7.8%	9.5%	9.5%	9.2%	9.1%
	大阪圏	16.4%	14.2%	23.2%	16.9%	18.0%
	京阪周辺	1.7%	2.1%	3.2%	1.5%	2.3%
	中国	6.0%	4.7%	2.6%	6.2%	4.5%
	四国	1.7%	2.6%	4.7%	3.1%	3.2%
	九州・沖縄	6.0%	6.3%	3.2%	7.7%	5.3%
	総数	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	(客体数)	(116)	(190)	(190)	(65)	(561)

注：表3に同じ。

表5は、妻の社会経済属性とのクロス集計結果を示している。学歴では、身体要因型と出生途上型が比較的高学歴である。妻の現在の就業状況も、学歴構成を反映してか、身体要因型と出生途上型で正規職員の割合が高い。出生途上型は、無職・家事の割合も高く、2極化した就業状況である。少子志向型は自営業主・家族従業者が他のタイプと比べると多いのが目立っている。また、出生延期型では、パート・アルバイトが多い。現在の職種では、身体要因型と出生途上型では専門職が多い。出生延期型では、販売・サービス職が多い。

結婚前までの乳幼児とのふれあい体験については、あまりなかった（あてはまらない）と回答した割合が出生途上型で少なめであるが、他のカテゴリではほとんど差がない。少子志向型でふれあい経験が少なかったという回答が多いのではないかと予想していたが、そういうことはなかった。この要因は無子の女性の分析（守泉 2019a）と違い、あまり影響力はなさそうである。

表5 出生子ども数1人の女性のタイプ別にみた、妻の社会経済属性の構成

項目	変数	少子志向型	身体要因型	出生延期型	出生途上型	総数(客体数)
【社会経済要因】						
妻の学歴	中学校	1.7%	1.1%	1.1%	0.0%	1.1%
	高校	42.2%	30.5%	39.5%	21.5%	34.9%
	専修学校(高卒後)	12.9%	19.5%	14.7%	24.6%	17.1%
	短大・高専	22.4%	26.3%	27.9%	29.2%	26.4%
	大学以上	19.8%	21.6%	16.8%	24.6%	20.0%
	その他・不詳	.9%	1.1%	0.0%	0.0%	.5%
	総数 (客体数)	100.0% (116)	100.0% (190)	100.0% (190)	100.0% (65)	100.0% (561)
妻の就業状態 (現在)	正規の職員	15.5%	20.0%	16.8%	33.8%	19.6%
	パート・アルバイト	31.0%	30.5%	42.1%	13.8%	32.6%
	派遣・嘱託・契約社員	7.8%	6.8%	4.2%	3.1%	5.7%
	自営業主・家族従業者	10.3%	6.8%	5.3%	6.2%	7.0%
	無職・家事	34.5%	35.3%	30.0%	40.0%	33.9%
	不詳	.9%	.5%	1.6%	3.1%	1.2%
	総数 (客体数)	100.0% (116)	100.0% (190)	100.0% (190)	100.0% (65)	100.0% (561)
妻の職種 (現在)	自営業(農林漁業含む)	4.5%	2.7%	2.8%	3.3%	3.2%
	専門職	17.0%	20.0%	10.6%	21.3%	16.4%
	管理職	0.0%	1.1%	1.7%	0.0%	.9%
	事務職	19.6%	19.5%	22.8%	23.0%	21.0%
	販売・サービス職	15.2%	14.6%	23.3%	4.9%	16.5%
	現場労働	8.0%	5.9%	7.2%	4.9%	6.7%
	無職・家事	35.7%	36.2%	31.7%	42.6%	35.3%
	総数 (客体数)	100.0% (112)	100.0% (185)	100.0% (180)	100.0% (61)	100.0% (538)
乳幼児との ふれあい経験 が多かった (結婚前まで)	あてはまらない	62.1%	63.5%	64.2%	56.9%	62.7%
	あてはまる	37.9%	36.5%	35.8%	43.1%	37.3%
	総数 (客体数)	100.0% (116)	100.0% (190)	100.0% (190)	100.0% (65)	100.0% (561)

注：表3に同じ。

表6は夫の社会経済属性のクロス集計結果を示している。学歴は、妻と同じく身体要因型と出生途上型で高めの傾向がみられる。現在の就業状況では、正規の職員の割合は身体要因型と出生延期型で高い。一方、少子志向型と出生途上型では自営業主の割合が高めである。非正規雇用者の割合はどのタイプでも非常に低く、それほど差は見られない。

夫の年収の分布では、出産延期型で分布の山が低いほうに偏っており、全体として収入が低いケースが多いことがわかる。調査では、前月の月収（調査月が6月であるため、先月＝5月の月収）も調べているため、夫・妻双方のこのデータに12を掛けて、疑似的に年収を出し、その合計値である世帯年収の平均値を計算したところ、出生延期型では世帯の平均収入額が他のタイプと比べて低かった。

表6 出生子ども数1人の女性のタイプ別にみた、夫の社会経済属性の構成

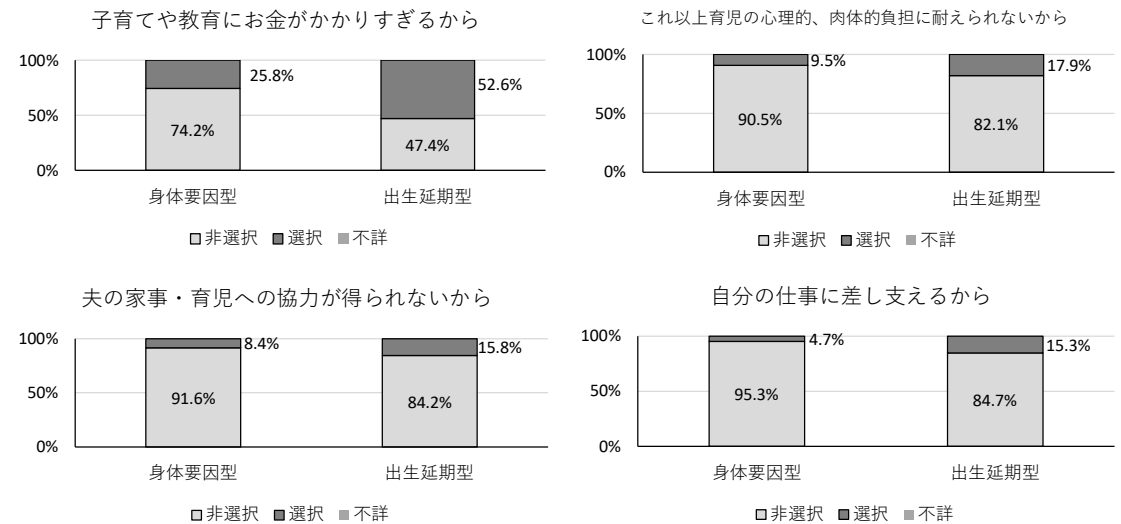
項目	変数	少子志向型	身体要因型	出生延期型	出生途上型	総数(客体数)
夫の学歴	中学校	5.2%	5.3%	5.3%	10.8%	5.9%
	高校	36.2%	28.9%	34.2%	21.5%	31.4%
	専修学校(高卒後)	9.5%	10.5%	11.6%	16.9%	11.4%
	短大・高専	7.8%	3.2%	2.1%	0.0%	3.4%
	大学以上	40.5%	51.6%	46.8%	50.8%	47.6%
	その他・不詳	.9%	.5%	0.0%	0.0%	.4%
	総数 (客体数)	100.0% (116)	100.0% (190)	100.0% (190)	100.0% (65)	100.0% (561)
夫の就業状態 (現在)	正規の職員	71.6%	78.4%	80.0%	70.8%	76.6%
	パート・アルバイト	2.6%	1.6%	1.6%	0.0%	1.6%
	派遣・嘱託・契約社員	2.6%	2.1%	2.1%	1.5%	2.1%
	自営業主・家族従業者	16.4%	11.6%	11.6%	23.1%	13.9%
	無職・家事	2.6%	2.1%	2.1%	1.5%	2.1%
	不詳	4.3%	4.2%	2.6%	3.1%	3.6%
	総数 (客体数)	100.0% (116)	100.0% (190)	100.0% (190)	100.0% (65)	100.0% (561)
夫の年収 (前年)	なし	3.1%	2.3%	2.9%	1.6%	2.6%
	100万円未満	0.0%	1.2%	1.2%	1.6%	1.0%
	100万円台	7.1%	2.9%	2.9%	1.6%	3.6%
	200万円台	5.1%	5.3%	11.7%	1.6%	7.0%
	300万円台	15.3%	14.6%	15.2%	19.4%	15.5%
	400万円台	14.3%	15.8%	17.0%	19.4%	16.3%
	500万円台	16.3%	16.4%	14.6%	12.9%	15.3%
	600万円以上	38.8%	41.5%	34.5%	41.9%	38.6%
	総数 (客体数)	100.0% (98)	100.0% (171)	100.0% (171)	100.0% (62)	100.0% (502)
世帯年収見込み (月収×12)	平均値(万円) (客体数)	721.58 (95)	722.19 (169)	674.21 (159)	754.84 (62)	710.52 (485)

注：表3に同じ。

図6は理想子ども数より予定子ども数が少ない夫婦にたずねた差の理由のうち、出生延期型で選択率の高かった項目を抜粋してグラフ化したものである。少子志向型は、理想子ども数と予定子ども数が1人で一致しているため、この設問には答えていない。身体要因型と比べると、明らかに社会経済的要因の選択率が高く、とりわけ「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」の選択率は過半数を超えている。そのほか、先行研究でも指摘されている子育ての負担や夫の家事・育児協力、自らの仕事との兼ね合いといった項目は、身

体要因型の女性より選択率が高い。

図6 出生子ども数1人の女性のタイプ別にみた、予定子ども数が理想子ども数を下回る理由



注：対象は、出生子ども数1人で、予定子ども数が理想子ども数を下回る夫婦（妻の年齢40～49歳）。

次に意識に関する変数とのクロス集計を行った。表7は、理想子ども数が1人以上の夫婦にたずねている「子どもを持ちたい理由」についてその選択率をまとめたものである。これをみると、少子志向型では、「子どもがいて生活が楽しく豊かになるから」の選択率が他の類型に比べて低く、「結婚して子どもを持つことは自然なことだから」の選択率が高いという特徴がみられる。少子志向型は「結婚して子どもを持つことは自然」以外は概して選択率が低く、結婚して子どもを持つのは当然だが、多くは持ちたくないという考え方の夫婦が多いようである。出生延期型は、「生活が楽しく豊か」以外の項目は選択率がそれほど高くないため、子どもに対して消費効用を強く意識していることが伺える。

表7 出生子ども数1人の女性のタイプ別にみた、子どもを持ちたい理由

妻の年齢	(客体数)	(複数回答)								
		楽しく豊かになる生活	結婚して自然なことを持つ	好きな人の子を持つ	子どもは将来の社会の支えとなる	子どもは夫婦関係を安定させる	子どもは老後の支えになる	夫や親など周囲が望む	子どもから認められたい	その他
少子志向型	(116)	59.5%	47.4%	19.8%	12.1%	13.8%	7.8%	6.9%	4.3%	4.3%
身体要因型	(190)	78.4%	37.9%	30.5%	18.9%	20.5%	15.8%	9.5%	6.8%	2.1%
出生延期型	(190)	72.1%	36.8%	18.9%	20.0%	19.5%	14.2%	8.9%	4.2%	1.6%
出生途上型	(65)	87.7%	27.7%	40.0%	13.8%	20.0%	18.5%	16.9%	7.7%	0.0%
総数	(561)	73.4%	38.3%	25.5%	17.3%	18.7%	13.9%	9.6%	5.5%	2.1%

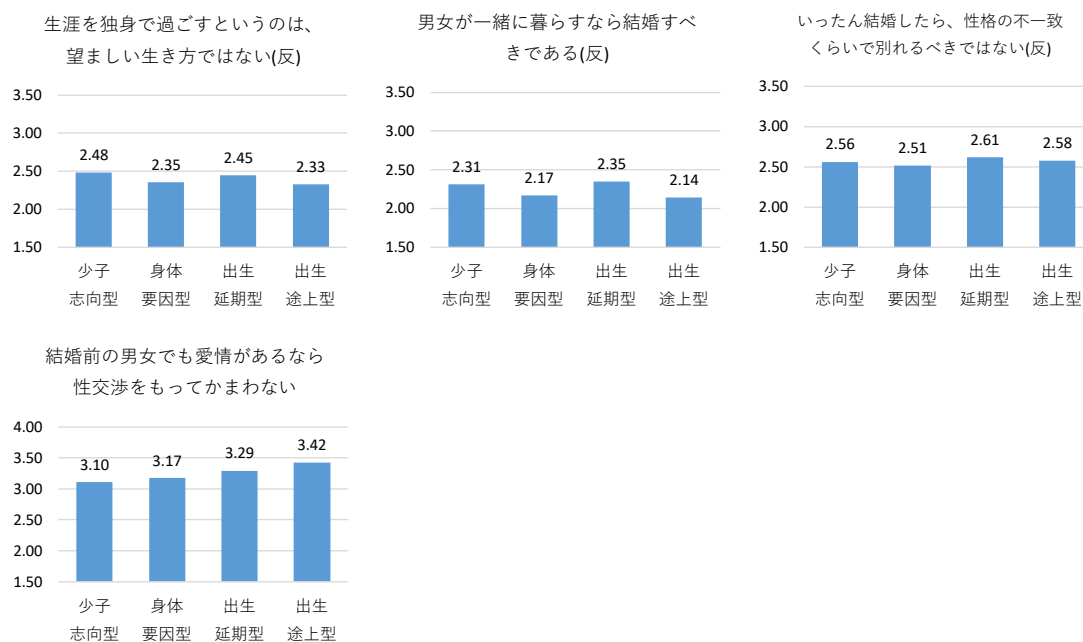
注：対象は、出生子ども数1人で、妻の年齢40～49歳の夫婦。不詳を含む総数における選択率。

出生動向基本調査では結婚・家族に関する価値観についてもたずねている。各項目は、まったく賛成、どちらかといえば賛成、どちらかといえば反対、まったく反対の4段階で回答がある。ここでは、それぞれ伝統的価値観である回答から1, 2, 3, 4の番号を割り当て、その数値の平均を取った。例えば、「生涯を独身で過ごすというのは望ましい生き方ではない」の場合、「賛成＝伝統的」であるので、まったく賛成＝1、どちらかといえば賛成＝2、どちらかといえば反対＝3、まったく反対＝4となる。一方、「結婚前の男女でも愛情があるなら性交渉をもってかまわない」は、「賛成＝革新的」であるので、まったく賛成＝4・・・まったく反対＝1という割り当てになっている。よって、図7では、棒グラフの高さが低いほど伝統的、高いほど革新的であることを示している。

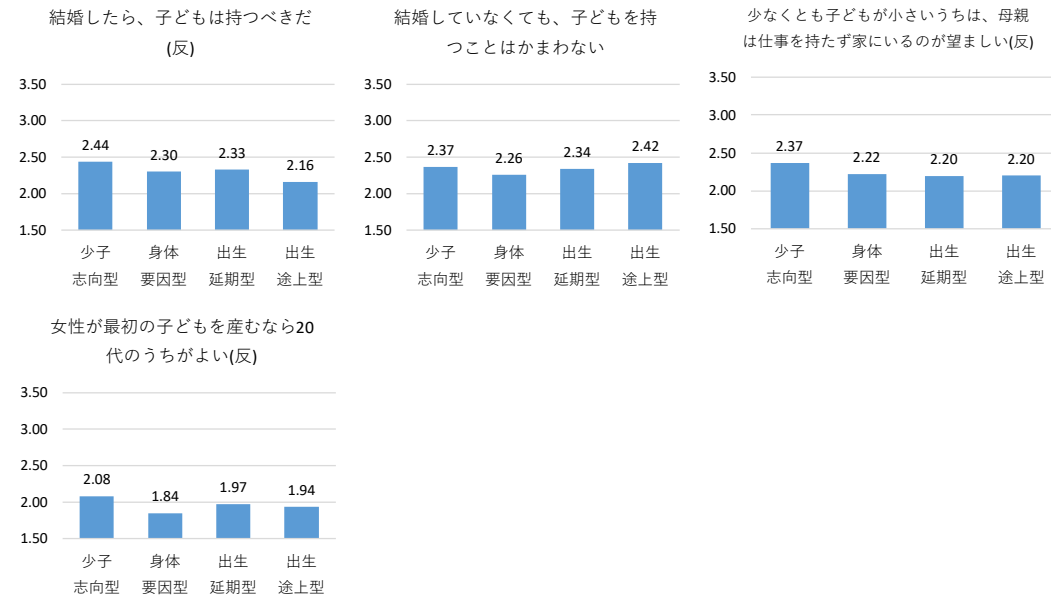
少子志向型は、全体として革新的価値観を持つ傾向にある（とくに子ども規範）といえそうであるが、その他の類型ではそれほど違いがなく、特徴が見出しにくい。全13項目のうち、平均値の差の検定で有意であったのは、「結婚前の男女でも愛情があるなら性交渉をもってかまわない」「女性が最初の子どもの産むなら20代のうちがよい」「結婚した男性にとって、家族と過ごす時間は仕事の成功よりも重要だ」「どんな社会においても、女らしさや男らしさはある程度必要だ」の4項目であった。それぞれの分野で各タイプの回答パターンが異なっていることや、意識については現状を追認する認知バイアスがかかっているリスクもあることから、慎重に扱う必要がある。

図7 出生子ども数1人の女性のタイプ別にみた、結婚・家族観

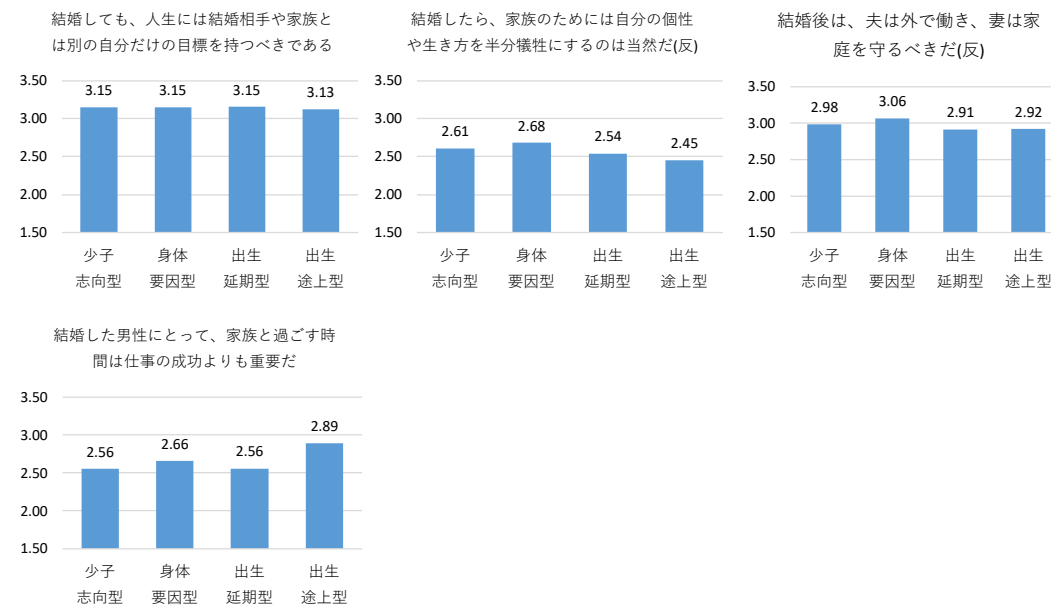
【結婚規範】



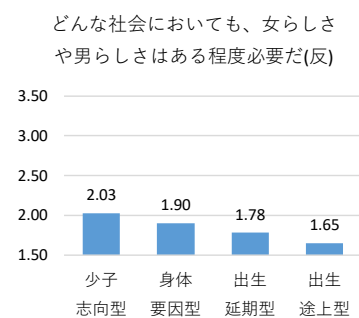
【子ども規範】



【家族規範】



【ジェンダー規範】



以上、出生子ども数1人の女性のタイプ別に、さまざまな変数との関連を見てみたが、少子志向型は、妻のきょうだい数が少ない、東京圏で多いといった特徴がみられる一方、社会経済的な特徴はあまり浮き彫りにならなかった。身体要因型は、高学歴、正規職員、専門職が多いという傾向がみられ、初婚年齢の平均値は他のカテゴリに比べて遅いということもなかったため、先送りの結果、不妊や健康問題に直面して2人目を生み逃したパターンが多いのかもしれない。出生延期型は、夫の所得や世帯所得が低めで、妻も小売業やパートが多く、理想・予定子ども数の差の理由でも過半数が子どもにかかるコストがネックであると回答していることから、経済的理由により2人目を延期しているうちに2人目を生み逃したパターンが多いとみられる。

（2）多項ロジスティック回帰分析

クロス集計によってある程度、社会経済的・文化的要因の特徴がみられたが、これらの知見をふまえ、多変量解析を行った。ここでは、分析対象を出生子ども数が1人以上の有配偶女性に限定する。出生数2人以上の女性に比べ、出生数1人の女性のタイプ（少子志向型、身体要因型、出生延期型）ごとにどのような特徴がみられるか検討する。使用データは第15回出生動向基本調査（夫婦調査）で、40～49歳の妻を対象として分析を行う。

従属変数は、1) 理想・予定子ども数とも1人の少子志向型の女性、2) 理想子ども数2人以上で予定子ども数は1人、かつ理想より予定子ども数が少ない理由に不妊や健康理由を挙げた身体要因型の女性、3) 同じく理想・予定差理由で身体要因以外を選択した出生延期型の女性、4) 理想・予定子ども数とも2人以上の女性（レファレンス）の4値を取るタイプ種別変数である。説明変数は、クロス集計でみられた特徴的な変数を取り入れつつ、守泉（2019a）の有配偶女性の多変量解析に使用した説明変数を参考にモデルを構築した。具体的には、妻と夫の学歴、現在の妻の就業状況、妻のきょうだい数、現在の都市居住、妻の初婚年齢、妻の再婚経験、夫の年収（調査前年のもの）を投入した。夫妻の学歴のうち中学校は、標本数が過小であったため除外した。これらの変数の度数分布は表8、分析結果は表9に示した。

表 8 分析に使用した変数の分布：40～49 歳で出生子ども数 1 人以上の有配偶女性の分析

説明変数	総数(n)	出生子ども数1人の女性			出生子ども数2人以上女性
		少子志向型	身体要因型	出生延期型	
妻の学歴					
高校 (R)	100.0% (1,026)	43.9%	30.9%	40.8%	41.4%
専修・専門学校 (高卒後)	100.0 (413)	13.2	19.7	14.3	16.4
短大・高専	100.0 (638)	22.8	27.7	28.1	24.9
大学・大学院	100.0 (447)	20.2	21.8	16.8	17.3
夫の学歴					
高校 (R)	100.0% (957)	39.1	30.4	37.6	39.9
専修・専門学校 (高卒後)	100.0 (332)	10.0	11.6	11.6	14.1
短大・高専	100.0 (106)	8.2	3.3	2.1	4.4
大学・大学院	100.0 (1,062)	42.7	54.7	48.7	41.7
妻の現在の就業状況					
正規の職員	100.0 (538)	15.5	19.9	17.3	22.1
パート・アルバイト	100.0 (1,045)	31.9	30.9	43.4	42.6
派遣・嘱託・契約社員	100.0 (142)	7.8	6.8	4.1	5.5
自営業主・家族従業者	100.0 (167)	10.3	6.8	5.6	6.5
無職・家事 (R)	100.0 (639)	34.5	35.6	29.6	23.3
妻のきょうだい数					
一人っ子	100.0 (152)	8.6	6.3	6.6	5.7
2人以上 (R)	100.0 (2,412)	91.4	93.7	93.4	94.3
現在居住都道府県					
都市圏以外 (R)	100.0 (2,546)	40.2	45.8	37.7	49.4
都市圏	100.0 (2,666)	59.8	54.2	62.3	50.6
再婚経験					
ない (R)	100.0 (69)	96.6	97.9	91.8	97.8
ある	100.0 (2,486)	3.4	2.1	8.2	2.2
初婚年齢					
25歳未満	100.0 (777)	25.7	15.4	21.6	33.9
25～30歳	100.0 (1,372)	50.4	54.8	45.4	56.2
31歳以上 (R)	100.0 (346)	23.9	29.8	33.0	10.0
夫の昨年の年収					
300万円未満	100.0 (261)	15.2	11.6	18.3	10.5
300万円台	100.0 (344)	15.2	14.5	15.6	15.0
400万円台	100.0 (339)	14.1	16.2	16.1	14.6
500万円台 (R)	100.0 (359)	16.2	16.2	15.6	15.6
600万円以上	100.0 (985)	39.4	41.6	34.4	44.2

表9 多項ロジスティック回帰分析の結果：40～49 歳有配偶女性

変数	出生子ども数2人以上の女性 VS								
	少子志向型			身体要因型			出生延期型		
	係数	標準誤差	オッズ比	係数	標準誤差	オッズ比	係数	標準誤差	オッズ比
妻の学歴(基準:高校)									
専修・専門学校(高卒後)	-0.167	0.354	0.847	0.441 +	0.260	1.554	-0.237	0.269	0.789
短大・高専	-0.077	0.299	0.925	0.294	0.242	1.341	0.036	0.224	1.037
大学・大学院	0.114	0.342	1.121	0.322	0.271	1.380	-0.340	0.279	0.712
夫の学歴(基準:高校)									
専修・専門学校(高卒後)	-0.341	0.378	0.711	0.155	0.287	1.167	-0.353	0.292	0.702
短大・高専	0.633	0.428	1.884	-0.014	0.464	0.986	-0.654	0.549	0.520
大学・大学院	-0.274	0.295	0.760	0.311	0.233	1.364	0.112	0.220	1.119
現在の妻の就業状況(基準:無職・家事)									
正規の職員	-0.637 +	0.329	0.529	-0.218	0.245	0.804	-0.452 +	0.272	0.636
パート・アルバイト	-0.761 **	0.280	0.467	-0.434 *	0.218	0.648	-0.081	0.209	0.922
派遣・嘱託・契約社員	-0.109	0.447	0.897	-0.050	0.366	0.951	-0.456	0.439	0.634
自営業主・家族従業者	0.156	0.393	1.169	-0.442	0.409	0.643	-0.333	0.399	0.717
妻のきょうだい数(基準:2人以上)									
一人っ子	0.510	0.373	1.664	0.061	0.338	1.063	0.093	0.343	1.097
現在の都市居住(基準:都市圏以外)									
都市圏都道府県	0.491 *	0.236	1.634	0.004	0.183	1.004	0.630 **	0.185	1.877
妻の初婚年齢(基準:31歳以上)									
25歳未満	-0.699 *	0.338	0.497	-1.662 **	0.279	0.190	-1.708 **	0.259	0.181
25～30歳	-0.613 *	0.295	0.542	-1.003 **	0.204	0.367	-1.298 **	0.205	0.273
再婚経験(基準:なし)									
あり	0.660	0.630	1.935	0.415	0.626	1.515	1.961 **	0.360	7.110
昨年の夫の収入(基準:500万円台)									
0～300万円未満	0.327	0.409	1.387	0.092	0.355	1.096	0.576 +	0.309	1.779
300万円台	-0.032	0.394	0.969	0.122	0.317	1.130	0.082	0.303	1.086
400万円台	-0.210	0.400	0.811	0.213	0.307	1.238	0.069	0.303	1.071
600万円以上	-0.298	0.319	0.742	-0.154	0.257	0.857	-0.518 *	0.259	0.596
切片	-1.999 **	0.438		-1.549 **	0.346		-1.222 **	0.336	
カイ二乗	187.848								
Nagelkerke決定係数	0.114								
標本数	2,065								

表9によると、すべてのタイプについて有意だったのは妻の初婚年齢である。31歳以上で最初の結婚をするより、30歳以下で結婚したほうが出生子ども数1人になりにくい。早い結婚のほうが、妊孕力の高いうちに子どもを持つ意思決定と行動を起こしやすく、不妊による追加出生の断念という事態になりにくい。また、早い結婚をする人々は、もともと子どもを持つ意欲が高いグループであるため、子どもを2人以上持っている確率が高い可能性もある。

妻の就業状況についても、正規の職員やパート・アルバイトが3タイプとも有意になっている項目がある。これは、子どもが多いほど、経済的必要性から就業を続けたり、いったん辞めても子育てしながら働きに出たりする女性が多いという別の因果関係を反映しているのかもしれない。

初婚年齢以外では、少子志向型では、現在の都市居住が5%水準で有意になっており、都市居住者に少子志向型が多いことがうかがわれる。2人っ子規範が強い（逆に言えば一人っ子忌避の価値観が強い）日本では、理想子ども数自体が1人であるということは意識の上で革新的ともいえ、伝統的価値観が薄れている都市居住と相性がよいのだろう。

身体要因型では、妻の学歴で専修・専門学校が10%水準で有意となっている。変数の分布（表8）を見ても、専修・専門学校は身体要因型で多く、その後の就業パターンと何か

関係があるのかもしれない。無子女性について、本稿と同様の枠組みで分析した守泉（2019a）でも、専修・専門学校は無子志向型や身体要因型で有意な結果を示しており、この原因については別途検討することとしたい。

出生延期型では、初婚年齢、妻の就業状況以外に、都市居住、再婚経験、夫の昨年の年収が有意になっている。都市居住は、少子志向型と同じく、子どもを一人しか持たないという状況が伝統的価値観とは異なるため、都市居住者で多いという特徴がみられるのだと考えられる。再婚経験が有意なのは、再婚後に改めて子どもを持ちたいという動機が関係していると考えられる。つまり、現状で出生子ども数は1人だが、理想的にはもう一人、つまり2人以上が理想という回答になりやすいからではないかと解釈できる。さらに、夫の収入が出生延期型でだけ有意であった。低所得の場合（0～300万円未満）に出生延期型の子ども1人となりやすく、600万円以上の高所得の場合は逆に出生延期型になりにくい。このタイプの女性は、理想・予定子ども数の差の理由についても、過半数が子どもの養育・教育コストがネックであると回答しており（図6）、経済的理由が強い場合、出生延期型となりやすいことが推測される。

4. 結果のまとめと考察

本研究は、日本における出生子ども数1人の女性の増加に注目し、その長期的動向や、タイプ分類と各タイプの女性の属性に関して、特徴がみられるかどうかの分析を行った。

出生子ども数1人の女性の割合は、時系列で増加しており、コーホートでも若いコーホートほど構成比を高めている。第15回では、出生子ども数1人の女性の割合が、出生子ども数3人の女性の割合を上回った。一方で、理想・希望子ども数が1人という女性は増加傾向がほとんど見られず、理想と現実のギャップが拡大しているといえる。

出生子ども数1人の女性について、出生意図に関連するデータを用いて分類したところ、有配偶女性では、理想・予定子ども数とも1人である少子志向型、理想子ども数は2人以上だが、予定子ども数が1人で、その理由に不妊・健康理由を挙げる身体要因型、理想子ども数は2人以上だが予定子ども数は1人で、その理由に不妊・健康理由以外を挙げる出生延期型、理想・予定子ども数とも2人以上で、現時点での出生子ども数1人というのは通過点である出生途上型の4タイプが識別された。さらに、未婚・離死別で子どもが1人いる女性もあり、これに該当する女性はカップル解消型とした。出生子ども数1人の女性は、以上の5つのタイプに類別された。

40歳未満では出生途上型が多数を占めるため、出生子ども数が1人にとどまった原因を観察するには、出生途上型がごくわずかにしか出現しない40歳代のデータを見るのが適している。40歳代では、予定子ども数はほぼ現実の出生数である。それによると、もっとも多くを占めるのは身体要因型であり、2人目不妊の問題が大きいことがうかがわれた。次いで、出生延期型、カップル解消型、少子志向型と続く。出生子ども数1人の女性が増えているが、もともと理想子ども数が1人であるという女性が増えているわけではなく、2人以上の子どもを持ちたかったと考えているものの、不妊や社会経済的理由、あるいはパートナーシップの解消で1人にとどまった女性のほうが多い。

有配偶女性の4タイプについて、クロス集計により社会経済的属性や意識において特徴

がみられるか検討したところ、少子志向型は、一人っ子である妻が多い、東京圏で多いといった特徴がみられる一方、社会経済的な特徴はあまり浮き彫りにならなかった。身体要因型は、高学歴、正規職員、専門職が多いという傾向がみられた。出生延期型は、夫の所得や世帯所得が低めで、妻も小売業従事者やパートが多かった。出生延期型の女性は、理想・予定子ども数の差の理由で過半数が子どもにかかるコストがネックであると回答していることから、経済的理由により2人目を延期しているうちに2人目を生み逃したパターンが多いと推測された。

最後に、有配偶女性について、出生子ども数1人の少子志向型、身体要因型、出生延期型と、出生子ども数が2人以上の女性を比較する形で多項ロジスティック回帰分析を行ったところ、全体として初婚年齢の影響が強く見られた。結婚が早いほうが、出生子ども数が1人にはとどまりにくい。また、少子志向型や出生延期型は都市居住で多く、経済的要因が有意に影響しているのは出生延期型であるといった特徴もみられた。

本分析と同じ枠組みで無子について分析した守泉（2019a）の結果とも合わせて考察すると、日本では無子や、子どもを持っても1人という女性が増加しているが、「子どもはいらない」または「子どもは1人でよい」という女性が大きく増えたという知見は得られなかった。無子では結婚における困難がもっとも大きな原因であったし、本稿による子ども1人の分析では、不妊・健康要因が大きかった。日本の少子化を進めている無子・1子の女性の増加には、理想・希望と現実のギャップの拡大がみられ、これは出産・子育てに関する好ましくない経済的・制度的状況が関連していると考えられる。よって、今後も少子化対策により、子ども数に関する理想・希望がかなう状況に近づけていくのは重要である。

政策提言にかかわる研究結果からの示唆としては、出生子ども数1人にとどまる理由として、不妊・健康要因と経済的要因が挙げられたことが注目される。20～30歳代の層に向けた雇用・労働政策の充実、第2子の出生に正の効果を持つと考えられる。無子の分析結果からも、雇用・労働政策の重要性は見出されており（守泉 2019a）、正規雇用機会の拡大と収入の安定化、非正規雇用の労働条件の改善、仕事と家庭の両立支援の実効性の引き上げといった政策は、少子化対策として柱になる重要分野であり、引き続きメインの政策課題として取り組むことが望ましい。また、第2子への移行の阻害要因について、不妊・健康問題が見出されたが、不妊治療への支援といった事後対応的な政策だけでなく、仕事と家庭の両立可能性を高めて早期に子どもが持てる状況を作ること、妊娠・出産に関する科学的・総合的な情報提供を進めること（性教育の充実）が求められるだろう。仕事と家庭の両立支援は長年の取り組み実績もあり、効果も出始めているが、性に関する情報提供や健康意識の喚起については、今の少子化対策の枠組みでは遅れている分野である。2010年代以降、妊娠・出産に関する科学的知識の提供という施策は、有識者会議で指摘されて市第3次少子化社会対策大綱にも取り入れられたが、重要施策として強力に進められているとはいえない状況である（守泉 2019b）。性教育の充実については、国レベルではこれまでほとんど政策議論も取り組みもなされていない状況である。少子化対策において、改めてこうした教育・保健分野にかかわる施策についても注目し、取り組んでいくことが必要である。

引用文献

- 金子隆一 (2004) 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化、高学歴化および出生行動変化効果の測定」『人口問題研究』 60:1、pp.4-35。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『日本の将来推計人口—平成 13 (2001) ～62 (2050) 年—附：参考推計 平成 63 (2051) ～112 (2100) 年』厚生統計協会。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 『現代日本の結婚と出産—第 15 回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書』厚生労働統計協会。
- 平松紀代子 (2007) 「第 5 章 妊娠順位別の出産動機と葛藤の変遷」平松紀代子『出生児数決定のメカニズム』ナカニシヤ出版、pp.80-94。
- 守泉理恵 (2019a) 「日本における無子に関する研究」『人口問題研究』 75:4、pp.26-5。
- 守泉理恵 (2019b) 「近年における『人口政策』—1990 年代以降の少子化対策の展開」比較家族史学会慣習、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。
- 山口一男 (2005) 「少子化の決定要因と対策について—一夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『季刊家計経済研究』 66、pp.57-67。
- Balbo, Nicoletta and Melinda Mills (2011) “The effects of social capital and social pressure on the intention to have a second or third child in France, Germany, and Bulgaria, 2004–05”, Population Studies, 65:3, pp.335-351.
- Köppen, Katja (2004) “The compatibility between work and family life – an empirical study of second birth risks in West Germany and France”, MPIDR WORKING PAPER WP 2004-015.
- Ma, Li (2016) “Female labour force participation and second birth rates in South Korea”, Journal of Population Research, 33:2, pp.173-195.
- Nagase, Nobuko and Mary C. Brinton (2017) “The gender division of labor and second births Labor market institutions and fertility in Japan”, Demographic Research, 36, pp.339-370.
- Oláh, Livia SZ. (2003) “Gendering fertility: Second births in Sweden and Hungary”, Population Research and Policy Review, 22, pp.171-200.
- Parr, Nick (2007) “Which Women Stop at One Child in Australia?”, Journal of Population Research, 24:2, pp.207-225.
- Sobotka, Tomáš and Éva Beaujouan (2014) “Two Is Best? The Persistence of a Two-Child Family Ideal in Europe”, Population and Development Review, 40(3), pp.391-419.
- Van Bavel, Jan and Joanna Róžańska-Putek (2010) “Second birth rates across Europe: interactions between women’s level of education and child care enrolment”, Vienna Yearbook of Population Research, 8, pp.107-138.
- Wood, Jonas, Karel Neels and Jorik Vergauwen (2016) “Economic and Institutional Context and Second Births in Seven European Countries”, Population Research and Policy Review, 35, pp.305-325.

出生力関連政策とその効果に関する議論

岩澤美帆・守泉理恵

1. はじめに

出生力は様々な要因で変動するが、その一つに政策による影響が考えられる。出生力を変化させることを直接の目的としない場合でも、出生力に何らかの影響を及ぼす政策は考えられる。さらに近年では多くの先進国、新興国において出生力が人口減少を引き起こす水準にまで低下していることが認識され、出生力の反転上昇を明示的に期待して導入される政策も増えてきた。そうしたなか、政策が出生力に与える影響を定量的に、科学的にとらえることに対する要請がますます高まっている。本稿では、出生力に対する政策の影響を論じた研究をレビューし、実証分析によって検証された影響に関する知見のほか、政策効果の測定に伴う困難や制約、留意点等に関する専門家の議論について取りまとめた。

2. 政策的関心としての出生力

出生力は、しばしば政策的関心の対象となってきた。政策は一般に一定の価値や目標を実現するために用意されるものであるが(長谷川 1993)、いっけん個人的問題である生殖が政策の関心事となる合理性はどこにあるのだろうか。

生殖は生物に普遍的な仕組みであるが、社会的動物であるヒトの生殖は、養育に多大なコストがかかることもあり、社会性と密接に結びついている。そのことによりヒトの生殖は個々人のうちに完結した問題とはなり得ず、社会によって促進され、また制約をうけている。同時に、個々人の生殖の結果が、所属する共同体や社会に影響を与え、時として集団的利益と相克してしまうことがある。こうした複雑な社会性の中で行われる生殖過程における問題や、個人の行動と集団の利益との不均衡、不調和を解消する目的で、出生力は歴史的にも政策の関心事となってきた(兼清 2008)。とりわけ、近年の先進諸国は、生活力に欠ける子どもと高齢者を、家族、市場、国家が総合的に支える福祉レジームを採用しており、その人口構造と見通しを把握することが社会政策の遂行に不可欠となっている。

そして 20 世紀終盤以降の先進国においては、低い出生力が社会的に問題となっている。低い出生力は人口減少を招き、社会の存続に危機をもたらす。これに対する対応は一見して自明のようであるが、人口の不均衡に関わる政策の目的および手段については様々な論争が繰り返されてきた。1930 年代の欧州における低出生力期においては、多くの国で国家が国民に対し子を産むことを強く要請する政策、すなわち人工妊娠中絶や産児制限を抑圧する政策や、結婚・出産を積極的に奨励する政策がとられた(岡崎 1997, p.66)。こうした近代国家が個人の生殖や家族に介入する際の問題性、とくに国家が政策という形で特定の、とりわけ保守的な立場での生き方を強要し、その他の多様な生き方を抑圧する問題性は繰り返し指摘されている(ドンズロ 1977=1991、荻野 1994、田間 2006)。こうした問題故に、国家の家族に対する一切の不介入を主張する立場があるかもしれない。経済における自由主義(リバタリアニズム)を家族に適用する姿勢とも言えるだろう(森村 2001)。本田らの問題提起は、家族に対する政治的自由を追

求する立場と言える（本田・伊藤 2017）。

しかし、一方で、人間の養育コストの大きさ、複雑さを鑑みると、親だけが養育のすべてを担うことに限界があることに加え、資源の偏りにより生活に困窮する親や子どもが生じる懸念がある。このような観点から、社会民主主義的（リベラリズム）家族政策の必要性を説いたのがスウェーデンのミュルダール夫妻である。ミュルダール夫妻は、周辺諸国と同様、低出生力にあえぐスウェーデンにおいて、子どもを持つ夫婦の困難さに着目し、その解消に社会が取り組むべきとの理念を提示した（Myrdal 1941）。具体的には、雇用労働者として働く女性の権利を守りながら、公共政策によって出生率低下を防ぐあり方を提示したが、同時に、人口の量の確保のために子どもの生活の質が犠牲にされるべきではないとも主張している。

戦後の先進国では、1930年代にとられた出生調節手段の制約や特定の家族を奨励する政策は否定され、代わって、ミュルダール夫妻の提示した、次世代の福祉を侵害しない形で家族生活に関わる個人の困難を解消することを目的とした家族政策が整備されていく（兼清 2008）。そして 1994 年の国連人口開発会議（ICPD）では、人口のマクロ状況に関する直接的目標が明示的に廃止された。すなわち、人口に関わる政策は、人権を尊重しつつ、現世代および次世代の十分かつ長期的福祉の達成に寄与する人的資源を、効果的に、柔軟に培うべきとの考えに舵が切られた（Lutz 2014）。人口に関する数値目標が排され、人権、男女平等、生殖に関わる権利と健康に関心が払われるようになったのである。このように、今日の低出生力に対する対策については、社会民主主義的政策の考え方が国際標準となっている（岡崎 1996, p.221）。本章で扱う戦後の出生力に作用する「家族政策」も基本的にはこのような考え方に沿っているものである。

3. 社会民主主義的家族政策の目的

社会民主主義的家族政策は、子どもを持つことを奨励する政策ではなく、子育てにかかわる親の様々なコストを緩和し多様な障害を調整することを目指している。さらに、20 世紀後半以降に生きる人々の基本的原則である、人権と平等が重視され、自己決定が重んじられる。こうした点を踏まえると、家族支援政策は、子どもを欲する人が子どもを持てるというだけでなく、子どもの貧困を阻止することも目的とされる。そして、政策が特定の家族だけを支援することなく、男性か女性か、子どもの有無や数に関わらず、親は支援を受けることができ、また支援を受ける子どもも、性別や背景によらず均等の機会が提供されることが求められる（Thévenon and Luci 2012）。すなわち、福祉を人々の幸福と広く捉えるならば、個人が抱える困難を社会的に解消することによって、親と子供、親になりたい人、親になることを望まない人がそれぞれ幸福を追求できることをめざすのが今日的家族政策の目的と考えられる。

先進国の家族政策は、出生力を上げること/下げることの直接の目的とはしていない。しかし、そこに掲げられている目標が、結果的に、「副効用（副次的効果）side-effect」（Thévenon and Gauthier 2011）として、出生促進につながると考えられている。今日、OECD 諸国の家族政策は、主に女性の就業環境の保全と子どものウェルビーイングに関心を寄せている。これは今日の福祉国家が、女性の役割革命、子どもの機会平等をめざしながら社会政策を脱家族化させる流れ（エスピン-アンデルセン 2008）に同調しているといえる。その対象領域には、仕事と家庭の調和、女性の労働力参加とジェンダー均衡の促進、そして、子どもと家族の貧困の撲滅、子

どもの発達支援と幼児期のウェルビーイングの強化などが含まれる。ただし、家族政策においてどのような点を重視しているかは、先進諸国の間でも方向性や濃度に違いがある。例えば、北欧は幼児期の子を持つ親の就業支援が手厚いが、英語圏は就業支援が少ない代わりに、とりわけ低所得層に対する経済的支援が豊富である(Thévenon 2015)。なお、日本においては「家族政策」の概念が明確に確立しているとは言いがたいが、社会保障や子育て支援策と関連づけられて議論されている(下夷 1994、阿藤 1996)。また、1990 年代以降の子育て支援策の展開については守泉(2015)、守泉(2019)に詳しい。

4. 出生力に対する家族政策効果の論点：効果測定はなぜ難しいのか

上述のように、一般的に家族政策は出生力の上昇を直接の目的とするものではないが、その影響、すなわちどのような家族政策が出生行動の促進あるいは抑制に結びついているかは把握することができる。ただし、家族政策の出生力への影響を、とりわけ定量的に把握することは難しく、またあったとしても、一般に期待される変動幅よりも小さいことが知られている。その理由として指摘されているいくつかの論点を以下に示そう。

(1)政策の影響過程の複雑さ

家族政策の出生力への影響を定量的に測定する試みは 1980 年代から見られるが、社会科学的因果分析の発展とともにその方法も進化してきた。Gauthier(2013)のレビューによれば、第一世代(1980 年代以前)では、出生力と政策変数を直接的に結びつける、いわゆる単変量分析で語られていたが¹、第二世代(1980 年代、90 年代)では、欧州各国のマクロデータを用いた比較研究が可能になった²。ただし、国内の下位集団の反応の違いや、子どもを産む時期への影響なのか、出生力の完結レベルへの影響なのかを区別することが難しかった。しかし第三世代(1990 年代以降)になると個票レベルのデータ、あるいは政策に反応する個人の経年変化を追うことができるパネルデータの利用が主流となり、政策変化が出生確率に及ぼす影響などを観察することが可能になった。しかしながら、こうした計量モデルの精緻化では対応しきれない困難性が存在することも事実である。以下に Thévenon(2016)の指摘を要約しよう。

まず、特定の政策に対する効果を抽出することが難しい。ある政策の効果は、他の政策の存在に依存するが、それらを識別するのが難しく、政策群として扱われることが一般的である。また、通常特定の政策介入は、その政策が必要な特別な事情を持つ人になされるため、その効果を一般化することができない(厳密にはランダム化比較実験を要する)³。その他、しばしばその社会の歴史や文化などの文脈効果が小さくないことが地域比較研究などから明らかにされてきた。

次に、出産という帰結の特殊性がある。出産は長期的な計画の中で意思決定がなされる。早

¹ 例えば、1930 年代のフランスの家族政策は出生を 10%増加させる効果があるとの結果や(Dumont and Descroix 1988)、1970 年代の東ドイツの手厚い家族政策は東西ドイツの出生率の差の 0.1~0.3 を説明する(Chesnais 1987)といった知見が述べられていた。

² 欧州間の国際比較研究により、フランスの家族政策が 0.2~0.3 の期間合計出生率を説明することが示され(Blanchet and Ekert-Jaffe 1994)、子ども手当の 25%の増加が、0.07 人の子どもの数の増加に寄与する(Gauthier and Hatzius 1997)といった知見がある。

³ さらに言えば、本来政策が有効な人に政策が届きにくいといった事情がある場合、傾向スコア法などで調整して検証する必要がある。

い段階で政策が関与したとしても、出生行動の帰結として結果が表れるまでに時間がかかるかもしれない。また意思決定に至るまでに様々な政策の影響が累積あるいは相殺されることがありうる⁴。

また、家族政策の中でも、出産一時金のように、出生に対する直接的なインセンティブになるものもあれば、就業と子育ての両立支援のように、まずは労働市場における行動に影響をしたあとに出生行動に影響するといった、間接的あるいは潜在的な影響過程もある。出生力に対する効果を包括的に検証した先行研究によれば、出生の促進を直接的に期待する政策よりも、仕事と家族の調和、あるいは、生活水準の上昇を目的とした政策のほうが、顕著な効果が観察されるという、一見矛盾するが興味深い結果が示されている (Thévenon and Gauthier 2011)。

その他、個別の政策の効果が加法的に影響するというよりも、そうした諸政策によって家族形成期の生活が一貫して安定したという質的变化こそ重要であるとの指摘もある。また、当事者の行動変化は、政策の導入後しばらく時間が経過し、制度の安定性がある程度確認された時点で起こる可能性もある。その場合は政策効果の検出は、制度導入後の時間経過を待つ必要がある。実際には多くの研究が短期的観察に基づく政策と出生との関連を評価するので、長期的に現れるはずの効果が過小評価されているおそれがある。このように政策の導入や制度の利用がその後の出生に影響を与えるメカニズムは複雑であり、厳密なモデル化が難しい。したがって事実上、特定の政策の因果特定は難しく、議論が説明仮説の提示にとどまることが多い (Rindfuss and Choe 2016, p.3)。

(2)出生力をいかに測定するか

このように政策による刺激が出生力に反映するメカニズムの把握が難しいことに加え、そもそもアウトカムとしての出生力の測定も単純ではない。マクロ指標としては、ある世代が生涯にもつ子ども数の平均値 (コーホートの合計出生率、コーホート TFR (Total Fertility Rate) や、それを年次データから求めた期間合計出生率 (仮説コーホートの合計出生率、期間 TFR) などが考えられるが⁵、これらの指標は未婚者割合を反映するため、結婚後の夫婦の子ども数の産み方の指標としては不十分な側面がある。また、期間合計出生率は、しばしばテンポ効果の影響を受ける。これは、女性が最終的に持つ子ども数に仮に変化がなくとも、晩産化が起きたり、逆に出産の若年齢化が起きると、それにより期間指標が低下したり、上昇したりする現象を意味する。有名な例は 1980 年代、90 年代のスウェーデンにおける期間合計出生率のローラーコースター現象であり、1980 年代に親保険に関する次子出産資格期間が 30 ヶ月に延長され、有利な給付を受けるために次子までの出生間隔が短縮され、ベビーブームが到来した。しかし出生が早められた分、90 年代の出生率は大きく減少することになる (Hoem and Hoem 1996、津谷 1996)。このような激しい期間出生力の変動にもかかわらず、この間に出生を経験した世代の最終的な子ども数には大きな変化はなく、一貫して 2.0 の水準であることが後に明らかになっ

⁴ 出生順位が絡む影響はさらに複雑で、3 子に対するインセンティブは 2 子を促進する結果にもなりうる。一方で、2 子にインセンティブがあることで 2 子が促進されると、2 子から 3 子への拡大率が低下するかもしれない。しかしこれは必ずしも 3 子の出生が抑制されたことを意味しない。

⁵ 一般に、ある年に生まれた女性集団の 15 歳から 49 歳までの年齢別出生率を合計したものがコーホート合計出生率であり、(亡くなることなく 50 歳に達した) その集団の最終的な平均子ども数に相当する。他方、ある年次の女性集団の 15 歳から 49 歳までの年齢別出生率を合計したものが期間合計出生率であり、仮に女性が当該年の年齢別出生率に従って子どもを産んだ場合に期待される 50 歳までに持つ平均的子ども数と解釈できる。

ている(Hoem 2005)。出生力の指標としては期間合計出生率が使われることが多いが、こうしたテンポ効果の存在を踏まえて政策効果を評価する必要があるのである。

(3)出生力に対する政策効果はなぜ「意外に小さい」のか

最後に、多くの研究で家族政策の出生への影響が「意外に小さい」と評価される背景を指摘しておきたい。今日、先進国で一般に認識されているのは、人々の出生意欲に基づく水準（理想とする子ども数や持とうとしている子ども数）に比べて、現実の子ども数が少ない、ということであろう。日本においては現実の期間合計出生率は 1.4 程度に対し、再生産年齢世代の出生意欲の調査結果から「希望出生率 1.8」という水準を割り出し、そのギャップを子育て支援策を通じて埋めることが目標とされている（内閣府 2016, 内閣府 2018）。このように出生意欲に関する調査で明らかになる理想子ども数の水準と現実の子ども数の乖離を政策によって埋めることができるはずであるという期待は、他の先進諸国においてもしばしば見られる。しかしながら、こうした「潜在的政策効果」の認識は、効果を過大に見込むことになると Gauthier は指摘している（Gauthier 2013）。その論点は主に二つある。

まず、（平均的）出生意欲指標と実際の（平均的）出生力指標は、いくつかの意味で単純比較はできない。一般に個人が回答する理想子ども数には、社会的理想が含まれており個人的な理想よりも過大になる傾向がある。また出生意欲は生涯安定しているとは限らず、人生の節々で修正される(Hayford 2009, Kuhnt et al. 2017)。実際に 6 年間で半数が出生意欲を修正したとの西ドイツの結果（Heiland et al. 2008）や 9 年間で 4 割強が希望子ども数を変えたとの日本の結果が報告されている（福田・守泉 2015）。また、出生意欲が夫妻間で一致しない場合は、低い方の水準に合わせて実現する可能性が高い。さらに、期間合計出生率と出生意欲指標を比較する際、期間出生率が上述の晩産化過程におけるテンポ効果による抑制フェーズであると、その乖離を過大に見積もるおそれがある。

最後に指摘できるのは、当事者が出産の障害と考えている領域のうち、一般に家族政策がカバーする子育ての経済的コストや両立コストが占めるのは一部にすぎないという側面である。

（次の）子どもを持たない理由を国際比較調査で調べたところ、いずれの国でも最大の理由は「子どもの将来に対する不安」であった(Gauthier 2013, p.275)。こうした理由の解消は、特定の政策で対処できるものではない。

このように、個人が現実希望している水準と個人が現実産む水準との乖離は、出生意欲指標と期間合計出生率の差よりもずっとわずかであると専門家は見ている。これが家族政策によって埋めることができる潜在的領域（期待される政策効果）が「意外に小さい」ことの理由である。

5. 家族政策は出生力にいかに関与するか：何がわかったのか

以上のように、出生力への政策効果に関する既存の知見は、それを期待する人にとっては失望を伴うかもしれない。しかし、それは家族政策と出生力が無関係ということの意味しない。数多くの研究が、家族政策、とりわけ子育て支援策が出生行動に何らかの影響をあたえていることを示している。ただし、出生促進を家族政策の直接の目的としている先進国はなく、親が子育て負担の緩和や、ジェンダー平等の推進、貧困対策の一環として実施されている。子育て

支援については、家族をサポートする様々な手段（直接的、間接的経済的支援、育児休業制度、現物給付・サービス）のパッチワークとして進められている。ここでは Thévenon、Gauthier らの家族政策の体系にならい、経済的支援、出産・育児休業制度、保育サービスの各政策群に関する出生力への影響に言及した比較的最近の研究を中心に、何が示されたのかを見ていこう⁶。

(1)経済的支援

家族手当・子ども手当のような継続的所得移転、出産一時金は出生を促進することがあるが概してその大きさは限定的であり、効果が見いだされない場合もある。そして一般的に、出生タイミングに影響することも特徴的である（Thévenon 2016）。その背景としては、子ども手当が次子の出生ではなく、現存子の投資にまわったり、直接費用の補填としては額が少なすぎたり、あるいは刺激に反応する閾値の存在などが指摘されている（Thévenon and Gauthier 2011）。

Ekert(1986)は、フランス並の養育コスト支援によって出生率に 10%程度の引き上げ効果が見られることを示している。Kalwij は欧州 16 ヶ国の個票データから、現金給付は、完結出生児数には影響しないがタイミングには作用することを示した（Kalwij 2010）。Laroque と Salanie (2014) はマイクロシミュレーションを通じて、GDP の 0.3% という大規模な投入で 3.3% (TFR では 0.06) の出生増を見込み、特に第 3 子に対する影響が大きいことを示している。また前節の政策効果の影響過程でも指摘したように、3 子へのインセンティブが 2 子も促進するなど、出生順位に対する影響メカニズムは単純ではない（Breton et al. 2005）。

各国の経済的支援は、子ども数や子の年齢、所得制限など条件が異なるが、概ね出生率 0.1～0.2 程度の効果を示し、また完結レベルよりもタイミング効果があることを示す研究が多い。具体的な支援内容よりも、“社会が支援している” という象徴的效果が存在する点も指摘されている（Gauthier 2013）。

(2)休業資格

出産や育児に関連する休業制度については、より充実したサポートがあるほど出生増に結びついている（Duvander et al. 2010）。ただし、休業期間の長さとその間の給付金の額の影響を別に推定した分析では、長い休暇は出生にはマイナス、一方で現金給付は正か影響なしという知見が得られている（Hilgeman and Butts 2009）。長すぎない休業と十分な給付、すなわち、子どもとの時間がある程度確保できつつ、機会費用が高くないという環境が出生促進に結びついているようだ。自宅保育手当は低所得者の出生増に結びつくなど階層差も認められる（Thévenon and Gauthier 2011）。その他、制度の有無だけでなく、スケジュールの柔軟性、雇用保障、職場での受入体制、時短勤務制度などの周辺的環境の重要性も指摘されている（Gauthier 2013）。

(3)保育サービス

保育所などの保育サービスの供給が出生力に与える影響は混在しており、正の効果もあれば（ノルウェーの事例、Rindfuss et al. 2007）、影響なしとの結論もある（ドイツの事例、Hank and Kreyenfeld 2003）。ただし、概して 3 歳以下の子どもに対する保育所供給のインパクトが大きい傾向にある。保育サービスといっても国によって様々な形態がある。そして入所しているだけでなく、コストと質、利用のしやすさ、開所時間の利便性、キョウダイ入園のルールなど

⁶ 家族政策の出生力への影響に関する 2000 年代以前については、小島(1994, 2003)に詳しい。

が出生の意思決定に大きく影響していると見られている（Gauthier 2013）。

こうした政策効果を解釈する際の注意点としては、同じ政策でも出生順位によって影響が違ふことや、親や親となる人々の社会経済的地位の違いによっても影響が異なるという点であろう。例えば、低所得女性に対する家族手当は、子育て費用を相対的に大きくカバーすることになる（Aassve and Lappegård 2009）が、税控除による支援では、高所得世帯がより大きく反応することが予想される。

(4) 子育てと両立できる就業環境

上記では育児休業や保育サービスといった個別の支援と出生力の関係を取りあげたが、ここでは女性が出産するにあたり就業を中断することなく、働きながら子育てができるという環境整備の進展と出生行動への影響という観点で、どのような議論がなされてきたかについてまとめてみたい。

戦後、1970年代に1.5～2.0の間に収れんしつつあった先進諸国の合計特殊出生率は、1980年代に入ると、その水準を維持または上回る国々と、さらに低下していく国々に分かれていく様相を見せた。2000年代にはその分化が鮮明となり、なぜ先進諸国の間で出生率水準に差が生じたのかについて、数多くの研究が行われた。このとき、女性の就業と出生のトレード・オフの関係は、各国間のTFRの差の分析にあたって中心的課題として取り上げられた。

そこで多く指摘されたのは、かつては多くの国で女性の就業と出生は逆相関していたが、近年は逆相関が弱まったり、正相関に転換していたりするという点である（Brewster and Rindfuss 2000; Ahn and Mira 2002; Castles 2003; Rindfuss et al. 2003; Adserá 2004; Kögel 2004; Engelhardt et al. 2004; Billari and Kohler 2004; 山口 2009）。そしてこの相関の変化には、両立支援策が大きな役割を果たしているとされた（D'Addio and d'Ercole 2005; Hobson and Oláh 2006; 山口 2009; Hilgeman and Butts 2009; Luci-Greulich and Thévenon 2013）。Thévenon と Gauthier による政策効果に関するサーベイ論文によると、とくにワーク・ファミリー・バランスに役立つ休業制度や保育サービス（とくに3歳未満）、柔軟な働き方については、出生力促進効果が確認されている（Thévenon and Gauthier 2011）。

日本を扱った研究も、少子化との関連で女性の就業が議論の中心を占め始めた1990年代以降、数多く行われてきた。分析に用いられているデータがどの出生コホートを分析したものに注目して、その研究知見を整理してみよう。

1950年代生まれの女性を対象とした分析では、就業継続の問題は、専門職に就き（多くが教員、看護師、保育士）、親族の支援もある女性か、農業や小売業など自営業に従事する女性に係る問題であった。大多数の女性にとっては、就いた仕事は結婚や出産と同等の天秤にかけられるほどのものではなかった（今田・平田 1992）。また、女性は就職動機が経済的理由ではなく「自己実現」的なものなので、仕事と家庭の両立に直面すると、多くは就業継続せず退職することが一般的だったと論じられている（田中・西村 1986; 長津 1991; 今田・平田 1992）。

その後、消費生活に関するパネル調査（家計経済研究所）、出生動向基本調査（国立社会保障・人口問題研究所）、就業構造基本調査（総務省）、国民生活基礎調査（厚生労働省）、単発の独自調査などの個票データを使い、おもに60～70年代生まれの女性たちを分析した研究が活発に行

われるようになった。結婚・出生時の就業状況や就業継続要因を探った一群の研究では、これらの世代でも女性の就業と出生にはトレード・オフの関係がみられ、第1子出生前後の就業継続者割合は変化が見られないか、むしろそれ以前のコーホートより下がっていることが多く指摘された（今田 1996；永瀬 1999；岩澤 2004；丸山 2001；新谷 1998；今田・池田 2006；菅 2011；坂口 2011；是川 2019）。育児休業制度や保育サービスは就業継続や出生行動に促進効果があることを多くの実証研究が見出したが（樋口 1994、2000；滋野・大日 1999；駿河・西本 2002；駿河・張 2003；滋野・松浦 2003；山口 2005；吉田・水落 2005；滋野 2006；打越 2017）、一方でそれらは特定層（高学歴者、長期勤続者、親と同居、保育所入所可能など）に対してのみ作用しており、女性全体の就業継続率の引き上げや出産・育児期の就業促進への効果は小さいのではないかという問題提起もなされた（阿部 2005；Asai, Kambayashi and Yamaguchi 2015；Yamaguchi, Asai and Kambayashi 2018）。また、育児休業制度はその有無だけではなく、制度の運用実態が実効性を持つ場合（休業を取りやすい、復帰後の見通しがつく等）や、保育所利用や家族・親族による子育て支援と組み合わせが可能な場合に出産後の就業継続を高めるという知見（永瀬 1999；今田・池田 2006；樋口 2007）など、両立支援に関する制度は単独では出生確率に有意な影響はなく、さまざまな制度が利用可能でなくてこそ成果を発揮する（野口 2007）ことを示す研究も少なくない。

近年では、1970年代後半～80年代生まれの人々を対象とした研究も増えてきているが、これらの人々はほとんどが40歳未満であり、出生行動との関連について分析したものはまだ少ない。ただ、結婚・出産前後の就業継続に関しては、2010年代に第1子を生んだ妻の継続率が大きく増加したことがわかり（国立社会保障・人口問題研究所 2017）、大企業を中心に両立支援制度が有意に第1子出産やその後の就業継続を増やしたという実証結果が出るなど（永瀬 2014）、変化の兆しが見えている。しかし、1990年代後半以降に雇用の不安定化が進み、非正規雇用者が若い世代で急増したという新たな事象に関し、非正規雇用者は就業継続率も出生意欲も低いこと（守泉 2005）や、非正規雇用の経験者は、結婚や出産時期が遅かったり、未婚のまま残存する確率が高くなったりすることが指摘されている（酒井・樋口 2005；佐々木 2016；香川 2013；麦山 2017）。未婚化の進展は未だにみられており、若い世代ほど「未婚者」が多く、「結婚した人々」の属性に強いセレクションがかかり始めていると考えられる。結婚に初期キャリアが強く影響していることと、結婚した人々の分析において就業と出生の両立が増えているとの知見が出始めたことを考え合わせると、両立支援とその出生促進効果は高学歴・大企業・正規職などの属性を持つ特定層では少なくとも実効性を持って機能し始めていることが推測される。しかし、これを女性全体に広げるには、結婚すること自体の障壁を取り除くことと、両立支援を正規雇用者以外でも実効性を持って使える制度設計にすることがポイントとして焦点化してきている。

(5)政策の組み合わせ効果、相対的效果、文脈効果

最後に、国際比較により各政策の組み合わせや相対的效果の議論を指摘しておく（Gauthier and Hatzius 1997, Kalwij 2010, Harknett et al. 2014, Thévenon and Gauthier 2011, Luci-Greulich and Thévenon 2013）。育児休業の期間と所得補填、出産一時金、18歳以下の子ども一人あたりの経済的支援、乳幼児向けの保育サービス、3歳以下の保育所入所率と一人あたりの支出額などの

出生への影響が検討された結果、他の条件を統制した上でも出生増との関係が認められ、政策の組み合わせによる相乗効果も認められた（Thévenon 2016）。また、育児休業期間の長さ、休業中手当の額も影響するが、3歳以下の保育所入所率の影響のほうが大きいことが示されている。総じて保育所入所率が高く、育児休業資格が寛大である北欧では経済的支援の影響が大きい。他方、保育所入所率が低く、経済的支援が大きい大陸欧州では、保育所入所率の効果が大きく現れる。特定の手段に関するある種のバランスが、出生力への最大のインパクトをもたらす可能性を示唆している。Luci-Greulich と Thévenon(2013)でも、手当、給与保障つき休業、保育サービスの効果を認めるが、低年齢保育サービスのほうが、出産時の現金給付よりも出生に強く反応することを示している。

政策の組み合わせ以外にも、制度的・文化的差異が政策の影響の仕方に大きく作用することが示されている（Luci-Greulich and Thévenon 2013）。Rindfuss と Choe(2016)は、国による違いを説明する重要なコンテキストとして、政府の養育コスト支援以外に、労働市場の柔軟性、結婚と出産の結びつきの度合い、ジェンダー均衡、教育システム、住宅市場に着目している。そして、子どもを持つ決断は、就学、就職、世帯の独立、仕事と家庭役割の両立、安定した将来見通し、といったすべての人生の岐路をうまく乗り越える必要があり、そこに障害がある場合—例えば、若者用住宅の不足、出産後に戻りにくい就業制度、親のフルタイム就業を前提としない学校制度、（東欧にみられた）経済体制の変化による見通し不安の増大—出生力が抑制されることを示す。このように、必ずしも意図しない形で、各国独自の歴史、制度、文化が出生の決断に影響し、家族政策の影響を打ち消してしまう側面に注意する必要がある。

6. 「信頼」され「自主」を高める政策がもたらす出生力回復という「副効用」

これまで見てきたように、ライフコースにおける様々な意思決定の結果である出生に対し、個別の政策の影響を定量的に把握することは容易ではない。また「出生意欲」として測定される出生力水準と現実の出生力との乖離には、家族政策が関与できる領域以外の要因が絡むため、政策効果によって乖離を縮小できる潜在的な幅は一見するよりも小さいことも示してきた。ただし、数多くの知見を総合的にとらえることで、いくつかの示唆も得られている。

まず、いずれの先進国でもライフコースが多様化し、ニーズも多様になっている。したがって、「どの手段が有効か」ではなく、「選択肢の多さ」が期待されており、それが結果的に出生増に結びついている。属性や立場の違い（男女、子の数、就業の有無・地位、婚姻上の地位など）によらず、子育ての困難を解消することを目指す政策は、社会民主主義の理念とも一致するところである。

子を持つことは、個人にとっては極めて長期にわたるコミットメントであり、その決断には慎重さを伴う。そうした決断に政策が有効かどうかには、その政策を打ち出す政府への「信頼 confidence」の存在が重要であることが繰り返し主張されていた（Thevenon 2016）。そうした信頼は政策の一貫性により醸成される。朝令暮改は極めてネガティブな効果を発揮する。社会の将来見通しの悪さは、例えば東アジアで見られるような過大な教育投資に帰結し、子育てコストの高さが家族政策の支援効果を打ち消してしまう（Rindfuss and Choe 2016）。

そして最後に、先行研究からは、出生に対する直接的なインセンティブがある政策よりも、そうでない支援策のほうが、出生力に対し長期的にはプラスの効果を示すというパラドクスの

存在が示されていた。この点に関しては、Botev (2015)が興味深い説明をしている。彼は経済的刺激などの外的インセンティブ *extrinsic incentive* は内発的動機付け *intrinsic motivation* を弱めるという心理学的知見に着目し、出生行動という本来内発的動機付けによって行われる行動に、例えば一時金のようなインセンティブを与えると、内発的動機付けが下がり逆効果になると指摘する。この点は少子化対策の逆効果を指摘し「誰もが少子化対策を声高に叫ばないような日が来たとき、この日本列島においても、出生率は静かに回復していくだろう」(赤川 2017, p.192)と結んだ赤川の見解にも通じる。

内発的動機付けは、自己統制領域が広がり、能力が強化されなければ高まらない。出生力の水準を目標に掲げ、奨励や報償のようなインセンティブ付与の政策は、短期的には出生力上昇を引き起こすかも知れないが、内発的動機付けの引き下げにより引き起こる出生力の抑制は一層深刻なものとなろう。家族政策が、家族を持とうとする若者の決断や実現における「自主 *autonomy*」が強化できたとき、出生力の回復という「副効用」がもたらされることを示唆している。

文献

- Aassve, Arnstein & Lappegård, Trude (2009). Childcare cash benefits and fertility timing in Norway. *European Journal of Population*, 25(1): 67-88.
- 阿部正浩 (2005)「誰が育児休業を取得するのか—育児休業制度普及の問題点—」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会、pp.243-264.
- Adserá, Alicia (2004), 'Changing Fertility Rates in Developed Countries: The Impact of Labor Market Institutions', *Journal of Population Economics*, 17, pp.17-43.
- Ahn, Namkee and Pedro Mira (2002), 'A Note on the Changing Relationships Between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries', *Journal of Population Economics*, 15:4, pp.667-682.
- Asai, Yukiko, R. Kambayashi and S. Yamaguchi (2015) "Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment", *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, pp.172-192.
- 赤川学(2017).『これが答えだ！少子化問題』ちくま新書。
- 阿藤誠編(1996).『先進諸国の人口問題：少子化と家族政策』東京大学出版会。
- Billari, Francesco C. and Hans-Peter Kohler (2004), 'Patterns of Low and Lowest-Low Fertility in Europe', *Population Studies*, 58:2, pp.161-176.
- Botev, Nikolai (2015). Could pronatalist policies discourage childbearing? *Population and Development Review*, 41(2): 301-314.
- Breton, D., Prioux, F., & Dutreuilh, C. (2005). Two children or three? Influence of family policy and sociodemographic factors. *Population*, 60(4):415-45.
- Brewster, Karin L. and Ronald R. Rindfuss (2000), 'Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations', *Annual Review of Sociology*, 26, pp.271-296.
- Castles, Francis G. (2003), 'The World Turned Upside Down: Below Replacement Fertility, Changing Preferences and Family-Friendly Public Policy in 21 OECD Countries', *Journal of European Social Policy*, 13:3, pp.209-227.

- d'Addio, Anna and Marco d'Ercole (2005), "Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies", OECD Social Employment and Migration Working Papers No.27.
- ドンズロ, ジャック (宇波彰訳) (1977=1991). 『家族に介入する社会—近代家族と国家の管理装置』 新曜社。
- Duvander, A-Z., Lappegard, T. & Andersson, G. (2010). Family policy and fertility: Fathers' and mothers' use of parental leave and continued childbearing in Norway and Sweden. *Journal of European Social Policy*, 20(1):45-57.
- Ekert, Olivia (1986). Effets et limites des aides financières aux familles: une expérience et un modèle. *Population*, 41(2):327-48.
- Engelhardt, Henriette, Tomas Kögel and Alexia Prskawetz (2004), 'Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time Series Analysis for Developed Countries, 1960-2000', *Population Studies*, 58:1, pp.109-120.
- エスピン-アンデルセン, イエスタ (京極高宣監修／林昌宏訳) (2008). 『アンデルセン、福祉を語る：女性・子ども・高齢者』 NTT 出版。
- 福田節也・守泉理恵(2015). 「ライフコースを通じた希望子ども数の変化と達成の要因に関する分析」『人口問題研究』 71(3):179-200。
- Gauthier, Anne H. (2013). Family policy and fertility: Do policies make a difference? In Buchanan, Anne and Rotkirch, Anna (eds.), *Fertility Rates and Population Decline* (pp. 269-87). Springer.
- Gauthier, Anne H. & Hatzius, Jan (1997). Family benefits and fertility: An econometric analysis. *Population Studies*, 51(3):295-306.
- 樋口美雄 (1994) 「育児休業制度の実証分析」 社会保障研究所編『現代家族と社会保障：結婚・出生・育児』 東京大学出版会。
- 樋口美雄 (2007) 「女性の就業継続支援策：法律の効果・経済環境の効果」『三田商学研究』 第 50 巻第 5 号、 pp.45-66。
- Hank, Karsten, & Kreyenfeld, Michaela (2003). A multilevel analysis of child care and women's fertility decisions in Western Germany. *Journal of Marriage and Family*, 65(3):584-96.
- Harknett, K., Billari, F. C., & Medalia, C. (2014). Do family support environments influence fertility? Evidence from 20 European countries. *European Journal of Population*, 30(1):1-33.
- 長谷川公一(1993). 「政策」 森岡清美他編「新社会学事典」 (p.839) 有斐閣。
- Hayford, Sarah, R. (2009). The evolution of fertility expectations over the life course. *Demography* 46(4): 765-783.
- Heiland, F., Prskawetz A., & Sanderson, W. C. (2008). Are individuals' desired family sizes stable? Evidence from West German panel data. *European Journal of Population*, 24(2):129-156.
- Hilgeman, Christin, & Butts, Carter T. (2009). Women's employment and fertility: A welfare regime paradox. *Social Science Research*, 38(1):103-17.
- Hobson, B. and Oláh, L. Sz. (2006). "Birthstrikes? Agency and Capabilities in the Reconciliation of Employment and Family", *Journal of Marriage and Family Review*, 39(3-4), pp.197-227.
- Hoem, Britta, & Hoem, Jan M. (1996). Sweden's family policies and roller-coaster fertility. 『人口問題研究』 , 52 (3-4): 1-22.

- Hoem, Jan M. (2005). Why does Sweden have such high fertility? *Demographic Research*, 13: 559-572.
- 本田由紀・伊藤心雄（編著）（2017）『国家がなぜ家族に干渉するのか：法案・政策の背景にあるもの』青弓社。
- 今田幸子（1996）「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』No.433、37－48 頁。
- 今田幸子・平田周一（1992）「女性の就業と出生率：ライフコース・アプローチ」『日本経済研究』22、pp.1-18。
- 今田幸子・池田心豪（2006）「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』553 号、pp.34-44。
- 岩澤美帆（2004）「妻の就業と出生行動：1970 年～2002 年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』第 60 巻第 1 号、pp.50-69。
- Kalwij, Adriaan (2010). The impact of family policy expenditure on fertility in Western Europe. *Demography*, 47(2):503-19.
- 香川めい（2013）「初期キャリアの類型化とライフコースの変化」労働政策研究・研修機構『働き方と職業能力・キャリア形成：「第 2 回働くことと学ぶことについての調査」結果より』労働政策研究報告書 No.152、pp.36-62。
- 兼清弘之(2008)。「社会保障と人口変動」『人口減少時代の社会保障』（pp.1-22）原書房。
- Kögel, Tomas (2004), ‘Did the Association Between Fertility and Female Employment Within OECD Countries Really Change Its Sign?’, *Journal of Population Economics*, 17, pp.45-65.
- 小島宏(1994)。「先進諸国における出生率の変動要因と政策の影響」社会保障研究所『現代家族と社会保障』（pp.107-126）、東京大学出版。
- 小島宏(2003)。「フランス語圏における出生動向と家族政策」『人口問題研究』59 巻 2 号。
- 是川夕（2019）「有配偶女性の人的資本、及び初期キャリアが出生力に及ぼす影響—女性就業と出生力の関係の再検討—」『人口問題研究』75：1、pp.1-25。
- Kuhnt, A-K., Kreyenfeld, M., & Trappe, H. (2017). Fertility ideals of women and men across the life course. In Kreyenfeld, M. and Konietzka, D.(eds.), *Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences*, Springer Open.
- Laroque, Guy, & Salanie, Bernard (2014). Identifying the response of fertility to financial incentives. *Journal of Applied Econometrics*, 29(2):314-32.
- Luci-Greulich, Angela, & Thévenon, Olivier (2013). The impact of family policies on fertility trends in developed countries. *European Journal of Population*, 29(4):387-416.
- Lutz, Wolfgang (2014). A population policy rationale for the twenty-first century. *Population and Development Review*, 40(3):527-44.
- 丸山 桂（2001）「女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析」『人口問題研究』第 57 巻第 2 号、pp.3-18。
- 守泉理恵(2015)。「日本における少子化対策の展開：エンゼルプランから子ども・子育てビジョンまで」高橋重郷・大淵寛編『人口減少と少子化対策』原書房。
- 守泉理恵(2019)「近年における『人口政策』—1990 年代以降の少子化対策の展開」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』日本経済評論社、pp.197-221。

- 森村進(2001).『自由はどこまで可能か：リバタリアニズム入門』講談社現代新書。
- 麦山亮太 (2017)「職業経歴と結婚への移行－雇用形態・職種・企業規模と地位変化の効果における男女差－」『家族社会学研究』第 29 巻第 2 号、pp.129-141。
- Myrdal, Alva, (1941=1968) *Nation and Family: The Swedish Experiment in Democratic Family and Population Policy*, MIT Press: Cambridge, MA.
- 永瀬伸子 (1999)「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か：既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』第 55 巻第 2 号、pp.1-18。
- 長津美代子 (1991)「共働き夫婦における第一子出生にともなう対処－常雇と自営の場合－」『日本家政学会誌』42：2、pp.127-139。
- 内閣府(2016).『平成 28 年版 少子化社会対策白書』。
- 内閣府(2018).『平成 30 年版 少子化社会対策白書』。
- 野口晴子 (2007)「企業による多様な「家庭と仕事の両立支援策」が夫婦の出生行動に与える影響：労働組合を対象とした調査の結果から」『季刊社会保障研究』第 43 巻第 3 号、pp.244-260。
- 荻野美穂(1994).『生殖の政治学：フェミニズムとバース・コントロール』山川出版社。
- 岡崎陽一(1996).「人口政策学」『人口学の現状とフロンティア』(pp.203-221) 大明堂。
- 岡崎陽一(1997).『現代人口政策論』古今書院。
- Rindfuss, Ronald R., Karen Benjamin Guzzo and S. Philip Morgan (2003), 'The Changing Institutional Context of Low Fertility', *Population Research and Policy Review*, 22, pp.411-438.
- Rindfuss, R., Guilkey, G., Morgan, S., Kravdal, Ø. & Guzzo, K. (2007). Child care availability and first birth timing in Norway. *Demography*, 44(2), 345-372.
- Rindfuss, Ronald R. & Choe, Minja K. (2016). Diverse paths to low and lower fertility: An overview. In Rindfuss, Ronald R. and Choe, Minja K. (eds.), *Low Fertility, Institutions, and Their Policies* (pp. 1-11). Springer.
- 酒井正・樋口美雄 (2005)「フリーターのその後－就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』535、pp.29-41。
- 坂口尚文 (2011)「パネルデータからみた女性の仕事・結婚・出産」『季刊家計経済研究』92、pp.6-21。
- 佐々木昇一 (2016)「日本における若年層の雇用環境の悪化と結婚行動に関する実証分析」『生活経済学研究』Vol.43、pp.31-41。
- 滋野由紀子 (2006)「就労と出産・育児の両立：企業の育児支援と保育所の出生率回復への効果」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会－2つの神話と1つの真実』日本評論社、pp.81-114。
- 滋野由紀子・大日康史 (1999)「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』35：2、pp.192～207。
- 滋野由紀子・松浦克己 (2003)「出産・育児と就業の両立を目指して：結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に」『季刊社会保障研究』39：1、pp.43～54。
- 下夷美幸(1994).「家族政策の歴史的展開－育児に対する政策対応の変遷」社会保障研究所『現

- 代家族と社会保障』（pp.251-272）東京大学出版。
- 新谷由里子（1998）「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因：1980年代以降の出生行動の変化との関連より」『人口問題研究』第54巻第4号、pp.46-62。
- 菅桂太（2011）「有配偶女子のワーク・ライフ・バランスとライフコース」『人口問題研究』67：1、pp.1-23。
- 駿河輝和・西本真弓（2002）「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』37：4、pp.371～379。
- 駿河輝和・張建華（2003）「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』59、pp.56-63。
- 田間泰子（2006）『「近代家族」とボディ・ポリティクス』世界思想社。
- 田中佑子・西村由美子（1986）「職業継続に及ぼす学歴効果」天野正子編『女子高等教育の座標』垣内出版、pp.203-224。
- Thévenon, Olivier (2015). Institutional settings of childbearing. In Philipov, Dimiter, Liefbroer Jane, Aart C. and Klobas, Jane E. (eds.), *Reproductive Decision-Making in a Macro-Micro Perspective* (pp. 17-39). Springer.
- Thévenon, Olivier (2016). The influence of family policies on fertility in France: Lessons from the past and prospects for the future. in Rindfuss, Ronald R. and Choe, Minja K. (eds.), *Low Fertility, Institutions, and Their Policies: Variations across Industrialized Countries* (pp. 49-76). Springer.
- Thévenon, Olivier, & Gauthier, Anne H. (2011). Family policies in developed countries: a "fertility-booster" with side-effects. *Community, Work & Family*, 14 (2): 197-216.
- Thévenon, Olivier, & Luci, Angela (2012). Reconciling work, family and child outcomes: What implications for family support policies? *Population Research and Policy Review*, 31(6):855-82.
- 津谷典子（1996）「スウェーデンにおける出生率変化と家族政策」阿藤誠編『先進諸国の人口問題：少子化と家族政策』（pp.49-82）東京大学出版会。
- 打越文弥（2017）「育児休業の取得が女性の就業継続に与える中長期的な影響：JGSS-2009LCSを用いた生存分析」『JGSS 研究論文集』17：14、pp.29-40。
- 山ロー男（2005）「少子化の決定要因と対策について：夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『季刊家計経済研究』第66号、pp.56-67。
- 山ロー男（2009）『ワークライフバランス：実証と政策提言』日本経済新聞出版社。
- Yamaguchi, Shintaro, Y. Asai and R. Kambayashi (2018) “Effects of Subsidized Childcare on Mothers’ Labor Supply under a Rationing Mechanism”, *Labour Economics*, 55, pp.1-17.
- 吉田浩・水落正明（2005）「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『日本経済研究』51、pp.76-95。

在宅要介護高齢者に対する家族介護の要因に関する研究 －「国民生活基礎調査」(2016 年)を用いた分析－¹

小島克久

1. はじめに

わが国では「介護保険」が実施されてから 19 年が経過するが、この間に要介護認定者数、介護サービス利用者数は大きく増加した。たとえば、2000 年度は要介護認定者が約 256 万人、介護サービス利用者数が約 184 万人であったが、2016 年度にはそれぞれ約 632 万人、約 560 万人にまで増加している。特に 2016 年度の介護サービス利用者数の約 70%は居宅サービスを利用し、約 14%が地域密着型サービスを利用している。つまり、わが国の介護サービス利用は、居宅介護が中心になっている。

しかし、高齢者の介護ニーズのすべてに介護保険からのサービスが対応しているわけではない、そもそも介護保険で給付されない介護内容は家族が担う可能性があり、介護保険のサービスも、その対象となる介護ニーズの一部を担っているだけで、残りを家族が担っている可能性がある。実際に、厚生労働省「国民生活基礎調査」(2016 年)によると、在宅の要介護高齢者の主介護者のうち 58.7%は同居家族である。主な内訳は、配偶者が 25.2%、子が 21.2%、この配偶者が 9.7%となっている。また続柄などに関係なく、同居の主な介護者の男女構成を見ると、女性が 66.0%を占めるが、男性も 34.0%となっている。また年齢構成でも、男女とも 60 歳以上が 70%程度を占めており、女性を中心に、より高年齢の配偶者や子が介護を担っているものと考えられる。実際の介護の様々な場面で誰が介護を主に担っているかを見ると、先登や入浴介助では「介護事業者のみ」が 60%を超える。一方で、洗濯、買い物、話し相手といった介護保険では給付されないが、生活支援、情緒的なサポートでは「主な家族介護者のみ」がそれぞれ、69.8%、68.2%、54.1%となっており、介護の場面では家族が主に担っているものも多い。そのため、介護保険が実施されて 19 年が経過するわが国でも家族介護の役割は大きいといえる。

このような問題意識のもと、介護保険実施下で家族介護を行う要因を検討するため、厚生労働省「国民生活基礎調査」(2016 年)を用いた分析を行った。

2. 「家族介護」に関する先行研究

家族介護に関する研究は多い。諸外国では介護保険などで制度化された仕組みのもとで提供される介護サービス以外の「インフォーマルケア」(その多くは家族介護)²⁾に関する研究が多い。

まず、家族等によるインフォーマルケアに従事している者の数について、OECD (2009)では、要介護高齢者等のケアに従事する者のデータ収集を試みている。その中でインフォーマルケアに従事する者の数(2006 年またはデータが利用できる最新年)の把握も試みてい

る。それによると、イタリアでは約 403 万人がインフォーマルケアに従事しており、他の国について見ると、オランダでは約 119 万人、スペインでは約 271 万人、イギリスでは約 506 万人、アメリカでは約 4,444 万人となっている。これをフォーマルケアに従事している者との比で見ると、国による差はあるものの、フォーマルケアに従事している者よりも多くなっている。EU（2005）によると、週 20 時間以上のインフォーマルケアに従事している者は EU25 カ国全体で約 1900 万人であり、週 35 時間以上になると約 960 万人になると推計されている。Stobert 他（2004）によると、カナダでインフォーマルケアに従事する者は、45～64 歳で約 175 万人、65 歳以上で約 32 万人である。

次にインフォーマルケアに従事する者の属性として、OECD（2005）によると、男女別では女性が多く、その割合が最も低いアメリカでも 64%を占める等、女性が 6～8 割を占めている。要介護者との続柄では、配偶者と子が多い。配偶者の割合が高い（30%以上）のは、オーストラリア（43%）、ドイツ（32%）、韓国（32%）である。子の割合が高い（40%以上）のは、韓国（55%）、アイルランド（48%）、スウェーデン（46%）、オーストリア（43%）、イギリス（43%）等である。年齢別構成を見ると 45～64 歳が 4～5 割程度を占めている。特に、ドイツでは 53%と過半数を占め、オーストリア、イギリスではそれぞれ 48%、45%となっている。一方で、65 歳以上の者が多い国として、アメリカ（51%）がある他、ドイツ、韓国でも 30%を超える。国によっては高齢者が相当な割合で介護を担っている「老老介護」の一面も見られる。

そして、インフォーマルケア従事者が担っている内容について、EU（2003）によると、身体介護や医療的な内容の介護が 20～30%を占める一方で、家事支援の割合も高い。また、金銭的な事柄や買い物の割合も高く、要介護者に直接ケアする性格のものだけではなく、要介護者の生活を支えるさまざまな面でケアが提供されている。

このように「家族介護」は諸外国でも介護の多くを担っており、その支援策が重要である。わが国では介護保険を実施し、介護サービスを提供することで家族介護の負担軽減、就労継続支援を支えている。ところが、家族そのものへの支援となると、介護休業などはあるものの利用は少なく、包括的な家族介護支援策があるとはいえない現状である。そこで、わが国の家族介護がどのような条件で多くなっているかを明らかにする、という問題意識のもとで本稿では分析結果をまとめる。

3. 「国民生活基礎調査」を用いた分析の枠組み

（使用データ「国民生活基礎調査」について）

分析に用いたデータは、厚生労働省「国民生活基礎調査」（2016 年調査）の個票データである。この調査は、全国の世帯や世帯員を対象に、「保健、医療、福祉、年金、所得等国民生活の基礎的事項を調査し、厚生労働行政の企画及び運営に必要な基礎資料を得るとともに、各種調査の調査客体を抽出するための親標本を設定すること」を目的として毎年行われている。ただし 3 年に一度大規模な調査を実施し、毎年行われる「世帯票」、「所得票」に加

えて、「健康票」、「介護票」、「貯蓄票」（世帯票に含まれる形）が加わる。2016 年は大規模調査の年であり、全国の世帯及び世帯員を対象とし、世帯票及び健康票については、平成 22 年国勢調査区のうち後置番号 1 及び 8 から層化無作為抽出した 5,410 地区内のすべての世帯（約 29 万世帯）及び世帯員（約 71 万人）を対象とした。介護票については、前記の 5,410 地区内から層化無作為抽出した 2,446 地区内の介護保険法の要介護者及び要支援者（約 8 千人）を対象とした。所得票・貯蓄票については、前記の 5,410 地区に設定された単位区のうち後置番号 1 から層化無作為抽出した 1,963 単位区内のすべての世帯（約 3 万世帯）及び世帯員（約 8 万人）を対象とした。ただし、熊本地震の影響で熊本県全域では調査を中止した。

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

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

調査対象世帯数は、世帯票と健康票で 28 万 9,470 世帯、所得票と貯蓄票で 3 万 4286 世帯、介護票で 7,573 人であった。これに対して有効回収数（回収されたもののうち、集計不能なものを除く）はそれぞれ、22 万 4,208 世帯、2 万 4604 世帯、6,790 人であった。

本稿では介護票の有効回収数 6,790 人のうち 65 歳以上の者について、世帯票と健康票をマッチングさせた上で、家族が主介護者で、以下で述べる被説明変数、説明変数の両方でデータに不詳がない 3,312 人を対象とした。

（分析の枠組み）

（1）被説明変数—家族介護者が主介護者として行っている介護の種類—

本稿で用いた分析モデルの概要は次のとおりである。まず、今回の分析では「国民生活基礎調査」の個票データから主介護者が同居している要介護高齢者を対象にした、多重回帰モデルを用いた。回帰分析モデルでは、被説明変数と説明変数が必要である。本稿では以下の被説明変数を設定した。

要介護高齢者に対して、「家族介護者が主介護者として行っている介護の種類」を設定した。本稿の分析では同居家族が主介護者として行っている介護の種類（洗顔、口腔清潔など 16 種類）をカウントした³。変数は 0 から 16 までの範囲となる。この変数が 0 であるからといって、要介護度が低い、家族は何もやっていないというわけではなく、重度の要介護者に介護事業所が主介護者である場合、家族はこの調査で挙げられていない場面で要介護高齢者の介護を担っている可能性があることに留意する必要がある。なお、この被説明変数を

作成するときには、不詳は除いた。

(2)説明変数—要介護高齢者および家族介護者の属性—

次にこの分析モデルで用いる説明変数について、要介護高齢者および家族介護者属性を設定した。具体的な変数の内容などは記述統計をまとめた表 1 のとおりであるが、主な内容は以下のとおりである。

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

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

さらに、介護サービスの利用状況であるが、介護サービス利用種類数として、介護保険からの給付である、「訪問系サービス」、「通所系サービス」、「短期入所系サービス」、「居住系サービス（グループホーム）」、「小規模多機能型サービス等」、その他、「配食サービス」、「外出支援サービス」、「寝具類等洗濯乾燥消毒サービス」の 8 種類、利用があるサービスの数をカウントした。よって変数の範囲は 0 から 8 までである。「介護サービスの費用の支払」について、施設介護の平均的な自己負担よりも多い場合は 1、そうでない場合は 0 とした。具体的には、厚生労働省「介護給付費等実態調査」より、介護保険施設サービスの費用額（自己負担も含めた費用）が 29 万 7200 円（平成 29 年 4 月審査分）であったので、その一割の 2 万 9720 円をもとに、10 円単位を切り上げた 2 万 9800 円を基準とした。さらに、「介護サービス費用負担者」として、要介護高齢者の収入または貯蓄の場合は 1、そうでない場合は 0 とした。

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

定し、「家族介護者続柄」として配偶者の場合は 1、それ以外の場合は 0 を設定した。要介護者との同別居で、同居の場合は 1、別居の場合は 0 を設定した⁶。

これらの説明変数についても不詳があるものは分析から外した。

(3)モデル

このように、被説明変数 1 個に対して、説明変数は 14 個である。被説明変数相互間で 5% 水準の有意な相関関係がないか検証した。5% 有意でかつ相関係数が絶対値で 0.3 以上の説明変数の組み合わせについては、多重共線性をもたらすものと判断した。これを避けるため、お互いの相関関係が低い、高くても有意でない変数同士でグループ分けして回帰式を設定した。その結果 7 本の回帰式が設定された（回帰式 1 ～7）。また、要介護高齢者の属性と要介護度のみ、家族介護者の属性のみの回帰式も設定した（それぞれ回帰式 0a、0b）。よって本稿で設定した回帰式は 9 本である。なお、解析ソフトは Stata15.1 を用いた。

（記述統計量）

これらの変数に関する記述統計は表 1 のとおりである。被説明変数、説明変数ともに不詳がないサンプルを用いたので、サンプル数は 3,312 である。被説明変数は 0 から 16 の値を取り、多くの説明変数は数値として 0 または 1 の値をとる。そのため、平均値は 1 を下回る小数値となっている。一方、世帯人員は 1 から 13 の値を取り、年齢は実際の年齢を用いたため、最小値が 65、最大値が 106 となっている。この状態は 0 から 24 の範囲の値を取り、介護サービス利用数はここでは 0 から 6 の範囲であった（表 1）。

表1 使用変数と記述統計量

使用変数		タイプ	記述統計			
			平均	標準偏差	最小	最大
サンプル数			3,312			
家族介護者が主介護者として担う介護の種類 (0～16種類)		整数	5.403	4.196	0	16
要介護高齢者の基本属性	性別(女性=1, 男性=0)	二値	0.668	0.471	0	1
	年齢(各歳)	整数	84.073	7.220	65	106
	世帯人員(1人～13人)	整数	2.895	1.524	1	13
要介護高齢者の健康・要介護状態	要介護度(要支援1=1、…、要介護度5=7)	カテゴリー	3.380	1.589	1	7
	健康状態(よい=1、まあよい=2、ふつう=3、あまりよくない=4、よくない=5)	カテゴリー	3.622	0.894	1	5
	日常生活への影響(日常生活動作など、0～5種類)	カテゴリー	1.890	1.401	0	5
	こころの状態(K6指標、0～24)	整数	5.634	5.272	0	24
	認知症での通院(あり=1, なし=0)	二値	0.200	0.400	0	1
	認知症以外での通院(あり=1, なし=0)	二値	0.857	0.350	0	1
介護サービス利用	介護サービス利用種類数(0～6種類)	整数	1.297	0.905	0	6
	介護サービス費用支払額(施設介護自己負担より多い=1、そうでない=0)	二値	0.168	0.374	0	1
	介護サービス費用負担者(要介護者の収入または貯蓄=1、それ以外=0)	二値	0.842	0.365	0	1
家族介護者の属性	家族介護者性別(女性=1, 男性=0)	二値	0.670	0.470	0	1
	家族介護者続柄(配偶者=1、それ以外=0)	二値	0.305	0.461	0	1
	家族介護者同別居(同居=1、別居=0)	二値	0.641	0.480	0	1

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」(2016年)個票データ分析結果。

4. 分析結果

回帰分析の結果は表2の通りである。まず表1から「家族介護者が主介護者として担っている介護の種類」を見ると、平均は5.4種類(標準偏差が4.196)であり、「国民生活基礎調査」が挙げている16種類の介護のうち、3分の1程度は家族が主介護者として担っている。なお、最小が0種類、最大が16種類である。

表2からこの家族介護の種類を左右する要因を見ると、回帰式0aおよび0bから回帰式7のすべてで、5%水準で有意な説明変数は以下のようになる。

まず、要介護高齢者の属性に関する説明変数では、女性ダミーが全ての回帰式で負の係数、世帯人員が回帰式 0a、回帰式 1～3（性・年齢が説明変数に入っている回帰式）で正の係数をとる。つまり、要介護高齢者が女性であれば家族が介護する程度は少なくなる。言い換えると男性が要介護高齢者になった場合、女性の配偶者が介護している、女性の場合、男性配偶者が死別、施設入所でない可能性が高く、遠隔地で別居していることなどにより、子による介護も困難なことも考えられる。世帯人員については、同居している世帯人員が多いほど、介護を担う者を決めやすいということであろう。

次に要介護高齢者の基本属性である年齢については、年齢の二乗も説明変数に含めた。その結果、下に凸となる二次関数の係数が 5%水準で優位な形で推定された。これは 65 歳以上の者について、家族介護の程度が最も低くなる年齢が現れ、その年齢より高い者では家族介護が増えることを意味する。推定された変数について実際に高齢者の年齢のみを当てはめて計算したところ、回帰式 0a では 80 歳、回帰式 1 では 79 歳、回帰式 2 では 81 歳が最低値をとることがわかり、高齢者のうち 65 歳から 70 歳代までは家族介護に依存する程度は低くなるが、80 歳頃からその程度が上昇する、といえる。これは 70 歳代までは軽度者が多く、介護サービスの利用だけで対応できるが、より重度の者が多い 80 歳以上になると、介護サービスの利用とともに家族が担う介護が増えるものと考えられる。

そして要介護度は 5%水準で有意な正の係数を示す（回帰式 0a、回帰式 1、回帰式 5）。要介護度が重度であるほど、家族が介護を担う場面が増えることを意味する。日常生活への影響も 5%水準で有意な正の係数を示し、日常の動作、外出など自立した行動が困難になるほど、家族介護の程度が大きくなる。このほかに、こころの状態（K6 指標）、認知症での通院ダミーが 5%水準で有意な正の係数を示し、メンタルな状態が良くない、認知症を患って治療をしている要介護高齢者の場合に家族介護の程度が大きくなる。

表 2 から介護サービス利用に関する説明変数の係数を見ると、介護サービス利用種類数、介護費用支払額、介護費用負担者ダミーすべて 5%水準で有意な正の係数を示している。介護サービスの利用が増えるほど、家族が担う介護の種類はむしろ増えており、重度の要介護高齢者ほど介護サービス利用は増えると考えられるので、介護サービスが担わない場面では家族が役割を担っているものと思われる。介護サービス費用支払額も、介護施設の自己負担より多くの費用を支払っていること、介護費用を要介護高齢者の収入や貯蓄でまかなえるということは、必要な介護サービスを十分利用していることを意味し、こうしたサービスが担わない場면을家族が担っているものと思われる。

表2 モデルの推定結果(家族による介護種類数)

使用変数		推定結果									
		回帰式0a	回帰式0b	回帰式1	回帰式2	回帰式3	回帰式4	回帰式5	回帰式6	回帰式7	
要介護高齢者の基本属性	性別(女性ダミー)	-0.4773***		-0.5876***	-0.9310***	-0.8418***					
	年齢(各歳)	-0.5610***		-0.5982***	-1.0830***	-0.9708***					
	年齢(各歳の二乗)	0.0035***		0.0038***	0.0067***	0.0061***					
	世帯人員	0.0937**		0.1109***	0.2023***	0.2034***		-0.1695***	-0.1966***	-0.2003***	
要介護高齢者の健康・要介護状態	要介護度(7段階)	1.3707***		1.2830***				1.2581***			
	健康状態(5段階)			-0.0034	0.1447*	0.1176	0.2104**	0.0652	0.2088**	0.1850**	
	日常生活への影響(0～5種類)			0.3704***	0.5112***	0.5206***	0.5527***	0.3426***	0.4713***	0.4797***	
	こころの状態(K6指標)			0.0562***	0.0512***	0.0600***	0.0485***	0.0521***	0.0445***	0.0535***	
	認知症での通院ダミー			0.6053***	1.0094***	1.0423***	1.1851***	0.5126***	0.8318***	0.8795***	
介護サービス利用	認知症以外での通院ダミー			0.2013	-0.221	-0.0651	-0.4265**	0.0839	-0.3552*	-0.1998	
	介護サービス利用種類数(0～6種類)				1.1449***				1.1731***		
	介護サービス費用支払額					2.6407***				2.6916***	
	介護サービス費用負担者ダミー					0.7803***				0.8010***	
家族介護者の属性	家族介護者女性ダミー		1.6252***				1.7064***	1.4617***	1.6274***	1.5918***	
	家族介護者配偶者ダミー		1.4214***				1.2523***	1.0039***	1.6485***	1.5012***	
	家族同別居ダミー		1.7118***				1.6366***	1.3713***	2.0298***	2.0474***	
定数		23.0259***	2.7829***	23.0086***	45.1807***	40.5565***	0.8767**	-1.8745***	-0.2042	0.1378	
各種指標	サンプル数	3,312	3,312	3,312	3,312	3,312	3,312	3,312	3,312	3,312	
	II	-8,870	-9,330	-8,810	-9,150	-9,150	-9,200	-8,740	-9,080	-9,070	
	aic	17,800	18,700	17,600	18,300	18,300	18,400	17,500	18,200	18,200	

出所:厚生労働省「国民生活基礎調査」(2016年)個票データ分析結果。

注:***>0.01、**>0.05、*>0.1で有意

最後に、家族介護者に関する説明変数を見ると、家族介護者女性ダミー、家族介護者配偶

者ダミー、家族同別居ダミーがいずれも 5%水準で有意な正の係数を示している。女性が介護者の場合、配偶者や親を介護すること、配偶者の場合は夫または妻を介護する、という可能性が高いため、介護の場面全般で自ら介護を担うことが多くなるものと思われる。また、家族が同居していれば、要介護者と接する場面が多くなるので、家族介護の場面が多くなるものといえる。別の見方をすれば、別居の家族介護者の場合は介護できる場面が限られる、ということになる。

このように、家族が担う介護の種類を左右する要因、とくにこれを増加させる要因として、①80 歳代以上の高齢者であること、②要介護度が重いこと、③こころの状態が良くなく、認知症を患っていること、④介護サービスの利用種類数が多いこと、⑤家族介護者が女性または配偶者で要介護高齢者と同居していること、とさまざまな要因がある（表 2）。

5. 考察

わが国では介護保険が実施されて 19 年が経過し、介護サービスも普及している。しかし、家族介護が担う役割は依然として大きく、特により高齢で重度の要介護度などではその傾向が顕著である。また、介護サービス利用が多いほどかえって家族介護の手間が増える。つまり、介護ニーズが大きくなるほど、介護保険などの高齢者福祉制度から提供されるサービスと家族介護などのインフォーマルケアがそれぞれ補完し合う形になっていると言えよう。よって、「介護の社会化」とはフォーマルケアとインフォーマルケアが代替的な関係にあるのではないと言えよう。

近年推し進められている「地域包括ケアシステム」の構築は、医療や福祉サービスに従事する介護人材による連携は当然重要である。しかし、家族も含めた一般の人々の役割も重要であり、要介護高齢者のことをよく知る家族の役割も重視して、彼らをその連携の中に取り込むことも重要である。そして、家族介護者自身が何を必要としているか、困っていることは何かを的確に把握し、地域の実情も考慮しながら家族介護者支援策を推し進める必要がある。そのためには市区町村は「地域包括支援センター」では任意事業となっているが家族介護者支援策を地域の実情に応じて、国や都道府県も好事例の提供などでこれを支援する必要がある。

¹ 本稿は、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクトである「介護保険制度下での家族介護の現状に関する研究」の一環として行った厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データの分析結果をもとに、日本老年社会学会第 61 回大会（2019 年 6 月 7～8 日）でのポスター報告「在宅要介護高齢者に対する家族介護の要因に関する研究―「国民生活基礎調査」（2016 年）を用いた分析―」をもとに、論文として新たに執筆したものである。同学会でコメントをくださった方々、その他にご助言などをくださった方々、そして匿名の査読者の方に、この場を借りて御礼を申し上げる。なお、「国民生活基礎調査」の個票データの利用は、統計法第 32 条に規定に基づいて、厚生労働省に対して利用申出を行い、その承認のもとで行った。この個票データには、世帯や個人を識別する変数の中に、直接に世帯や個人を特定できる情報は含まれていない。そのため、個票デ

ータ利用の上で懸念される、個人情報流出、毀損などの倫理上の問題は発生しなかった。

² OECD ではインフォーマルケアを「配偶者、その他の家族、親類等によって行われる介護」としている。米国の家族介護者の団体である FCA (Family Caregiver Alliance) では、「インフォーマルケア（家族介護）とは、家族、親類等が無給で行う介護」としている。そのため、家族介護を含むインフォーマルケアの定義は様々である。詳細は小島（2010）参照。

³ 具体的には、洗顔、口腔清潔、身体の清拭、洗髪、着替え、入浴介助、体位交換・起居、排せつ介助、食事の準備・後始末（調理を含む）、食事介助、服薬の手助け、散歩、掃除、洗濯、買い物、話し相手、である。

⁴ 日常生活動作（起床、衣服着脱、食事、入浴など）、外出（時間や作業量などが制限される）、仕事、家事、学業（時間や作業量などが制限される）、運動（スポーツを含む）、その他、の 5 種類である。

⁵ 「K6 指標」に関する詳細は野口（2011）を参照。

⁶ 同別居の判断は同一世帯内に該当する続柄の世帯員の世帯票や健康票のマッチングで判断した。マッチングできた場合は同居とした。

（参考文献）

Administration on Aging, U.S. Department of Health and Human Services (2008), "A Profile of Older Americans: 2008".

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

小島克久（2010）「OECD 加盟国等におけるインフォーマルケアの状況等に関する分析」『持続可能な地域ケアの在り方に関する総合的研究報告書 平成 21 年度』所内研究報告第 31 号, 国立社会保障・人口問題研究所, pp.17-35.

National Alliance for Caregiving (2004), "Caregiving In the U.S.".

野口晴子（2011）「社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察—「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析—」『季刊社会保障研究』第 46 巻第 4 号, 国立社会保障・人口問題研究所, pp.382-402.

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

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

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

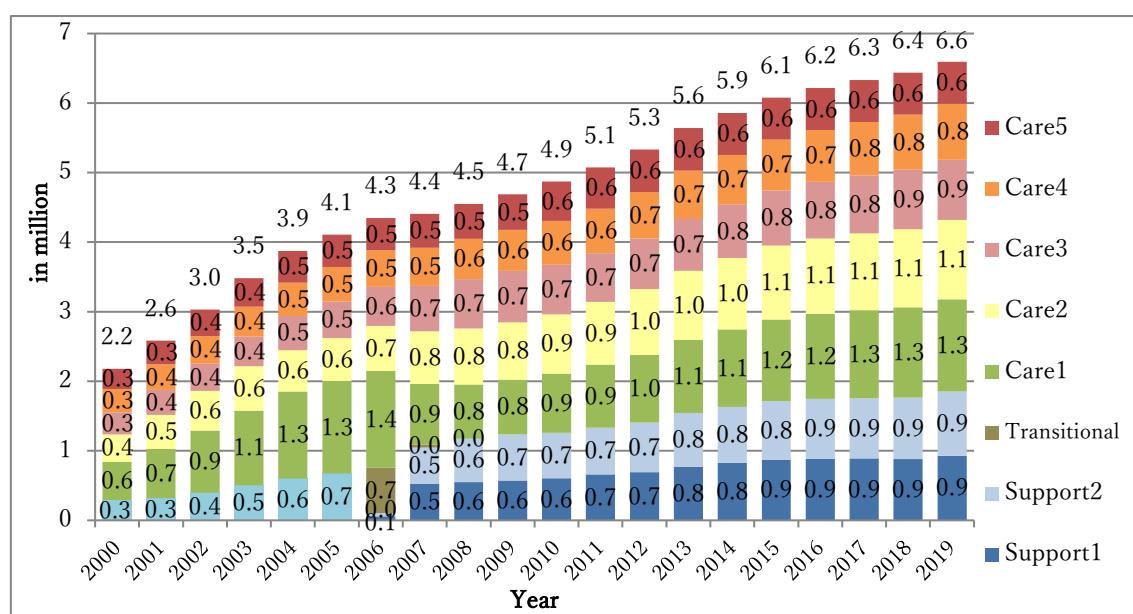
Long-term Care Related Migration

Reiko Hayashi

1 Background

Due to the high proportion of elderly (defined here as aged 65 years old and older) as well as increasing number of very old people, the demand for the long-term care is increasing continuously in Japan. The number of those who are certified to be eligible to receive the public long-term care insurance counted 2.2 million in 2000 when the insurance started, tripled to 6.6 million in 2019 (Figure 1).

Figure 1 Number of eligible recipient of long-term care insurance



Note : From 2000 to 2005, Support level had only one level. Number of person is that of April each year.
Source : Monthly Report on the Status of Long-term Care Insurance, Ministry of Health, Labour and Welfare
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/84-1.html>
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00450351&tstat=000001031648>

As in all countries, how to secure the workforce to supply the long-term care is a big challenge. As it has been estimated that the care worker shortage will be 260,000 persons in 2020s¹, increasing the number of foreign care-worker became one of the important policy

¹ https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_02977.html

options recently², and very quickly new status of residence for the care-workers were created³. The number of foreign care-worker is yet limited and how they can fill the gap substantially is yet to be discovered (Hayashi 2019a).

In addition to international migration, internal migration can play an important role to fill the gap of supply and demand of long-term care. The number of older persons are increasing especially in metropolitan prefectures in contrast with some rural prefectures where even the elderly will decrease due to the long-standing population decline (IPSS 2018). This will create a geographical disparity of long-term care system supply and demand. On one hand this is a good news since the internal migration of care-workers will fill the gap between the urban and rural area but on the other hand it raises a concern that such migration would aggravate the uneven population distribution and strengthen Tokyo monopolization (Kawai 2017). On the other hand, if there is a limited supply of long-term care services, those elderly who need care might move, either internally or internationally which would ease the supply and demand gap. The resulting 4 categories of long-term care related migration, i.e. long-care worker and elderly needing care by internal and international migration, will be assessed with existing data and discussed.

2 International migration of care-workers

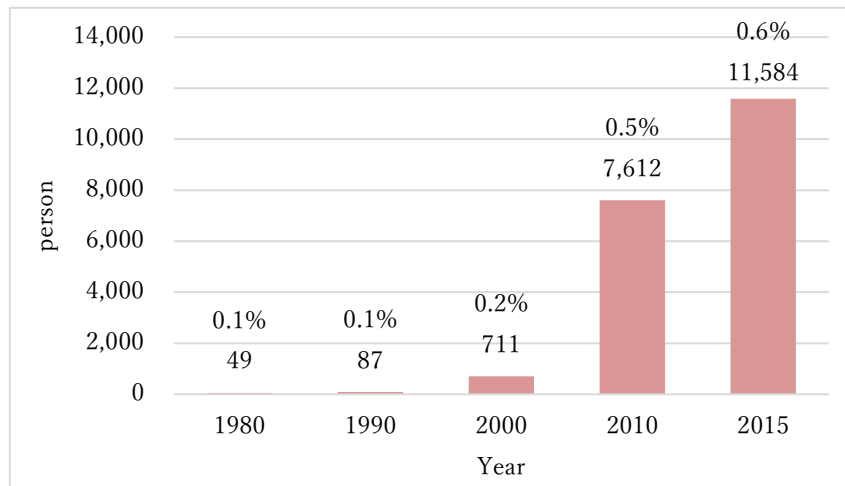
In 2015 census, there were 11,584 foreign long-term care workers in Japan (Hayashi 2019). At this year, there was no specific visa for long-term care worker apart from those who work under the EPA (Economic Partnership Agreement) which Japanese government signed bilaterally with Indonesia, Philippines and Vietnam respectively. The number of those who entered as long-term care worker under EPA was very limited, 773 persons from 2008 to 2018, so most of those counted in population census must be those foreigners who have the visa status of long-term resident, (special) permanent resident, spouse of Japanese or long-term/permanent resident, who are free to work in Japan.

Throughout the history, the number of foreign long-term care worker was very small in 1980, 49 persons, but since 2000, when the long-term care insurance started, the number started to increase rapidly to 7,612 in 2010 and 11,584 in 2015 (Figure 2).

² <https://www.mhlw.go.jp/content/12201000/000363270.pdf>

³ <https://www.mhlw.go.jp/content/12000000/000496709.pdf>

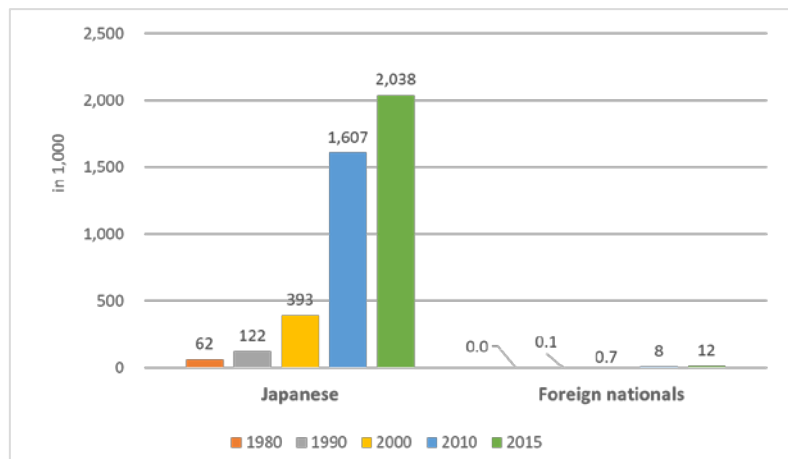
Figure 2 Number of foreign long-term care worker



Source : Population Census; In : Hayashi (2019b) pp.105-123

Has the increase of foreign long-term care worker filled the need? Actually it was not. When comparing with the increase of Japanese long-term care worker, the increase of foreign long-term care worker is negligible, as shown in Figure 3.

Figure 3 Number of long-term care worker (Japanese vs foreigner)



Source : Population Census; In : Hayashi (2019b) pp.105-123

These were the trend up to 2015. However, recent policy shift created rapidly the new visa categories for the long-term care worker. It is now expected that the foreign care-worker will fill the needs in Japan. Also, Asia Health and Wellbeing Initiative⁴, one of the promoters of immigration policy in Japan, were launched in 2016 by Prime Minister's Office so that those who practice long-term care in Japan will improve the long-term care system in

⁴ AHWIN: Asia Health and Wellbeing Initiative, <https://www.ahwin.org/>

their own country when they will return back. In view of increasing number of elderly, as well as care need in the region of Asia, it is important to understand the international situation of long-term care worker.

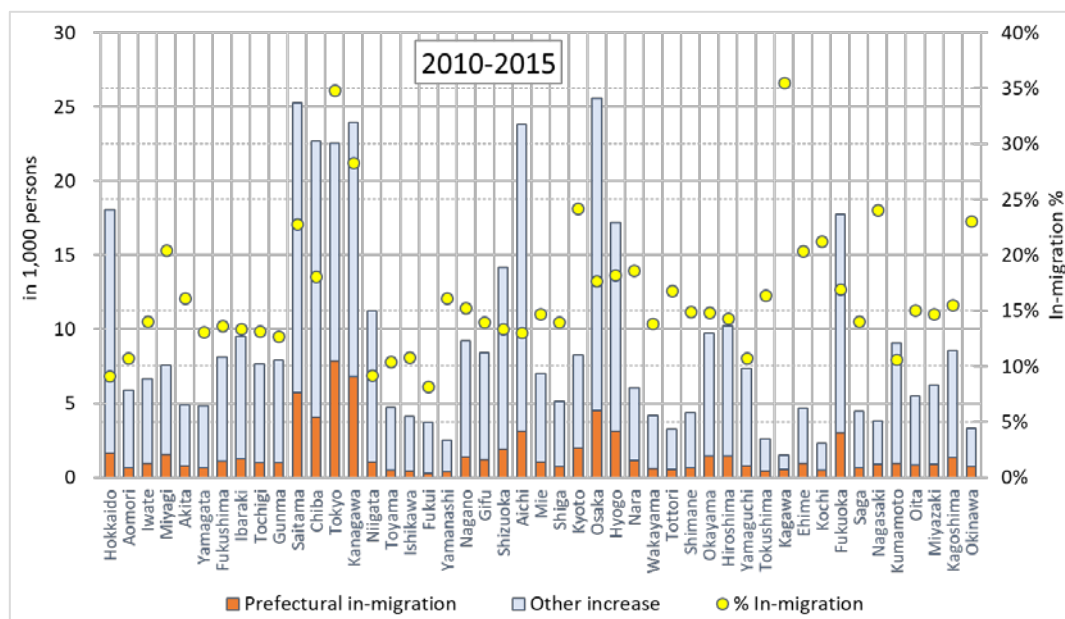
3 International migration of care-seeking elderly

The Japanese elderly who go abroad is not uncommon (Nakagawa and Niwa 2019). However, those are the younger elderly in their 60s or early 70s. So far the medical fee spent in foreign countries can be reimbursed by the public health insurance of Japan but this is not the case for the long-term care insurance. It is anticipated that many overseas Japanese would return to Japan when they start feeling the needs to receive long-term care.

4 Internal migration of care-workers

The mobility of long-term care worker is lower compared to medical worker or worker in all industries, except for older long-term care worker (Hayashi 2019b). However, there are some long-term care workers who move. The increase of long-term care workers from 2010 to 2015 is large in metropolitan area (Tokyo, Osaka, Nagoya area), Fukuoka and Hokkaido. The contribution of intra-prefectural in-migration is large especially in Tokyo area in general, and Tokyo and Kanagawa prefectures in particular (Figure 4). As the Japanese population started to decline, the increase of elderly population is not much in many rural prefectures and prefectures with rapidly increasing elderly are located in metropolitan area. The migration towards Tokyo and Kanagawa prefectures might be the reaction to the increasing care-need. In the future, there will be even the decrease of elderly in rural prefectures and plans to reduce the hospital capacity are already put in place. These plans might be needed to expand for long-term care facility so as to empower those who are engaged in the long-term care provision, who might be relocated.

Figure 4 Increase of long-term care worker by prefecture from 2010 to 2015



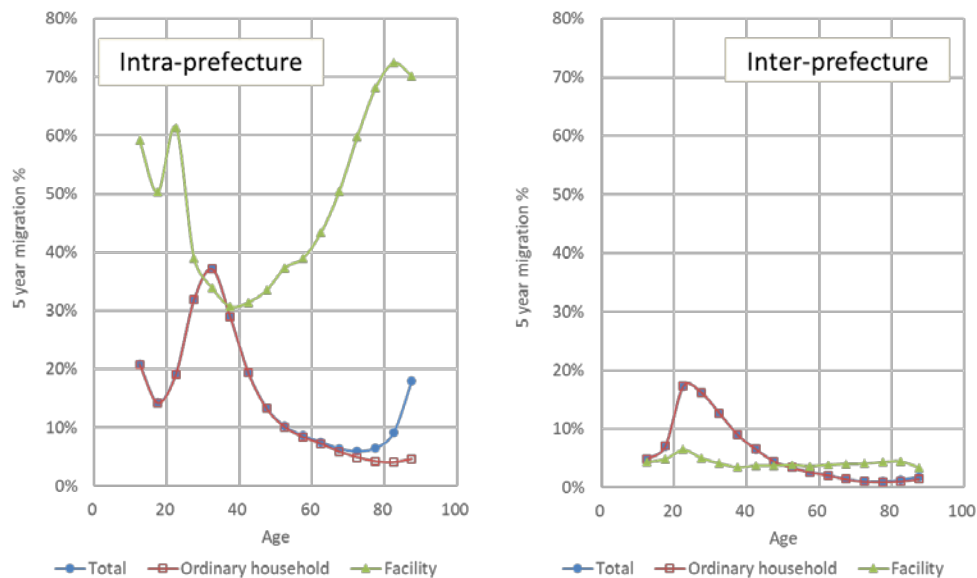
Source : Population Census; In : Hayashi (2019b)

5 Internal migration of care-seeking elderly

In Japan, age specific mobility, defined as the proportion of those who lived in the other place 5 years ago, increases in very old age (blue line in the left graph in Figure 5). This is due to the movement to facility in those age groups. When comparing the mobility rate between those who live in ordinary household and those who live in facility, the mobility increase is only found among the latter. On the other hand, the mobility increase is mainly found in intra-prefectural mobility, while inter-prefectural mobility is not as much.

Among elderly who were living in facility (1.6 million people), there were 4% who moved across the prefectural border from 2005 to 2010 (Figure 6). This rate varies according to prefecture, and it was the highest in Saitama(12%), followed by 11% in Kanagawa, 9% in Ibaraki and Chiba. More than half of these elderly migrants to facility used to live in Tokyo prefecture five years earlier in 2005 (Hayashi 2017). It is apparent that increasing number of elderly who need care are moving out of Tokyo prefecture to the neighbouring prefectures.

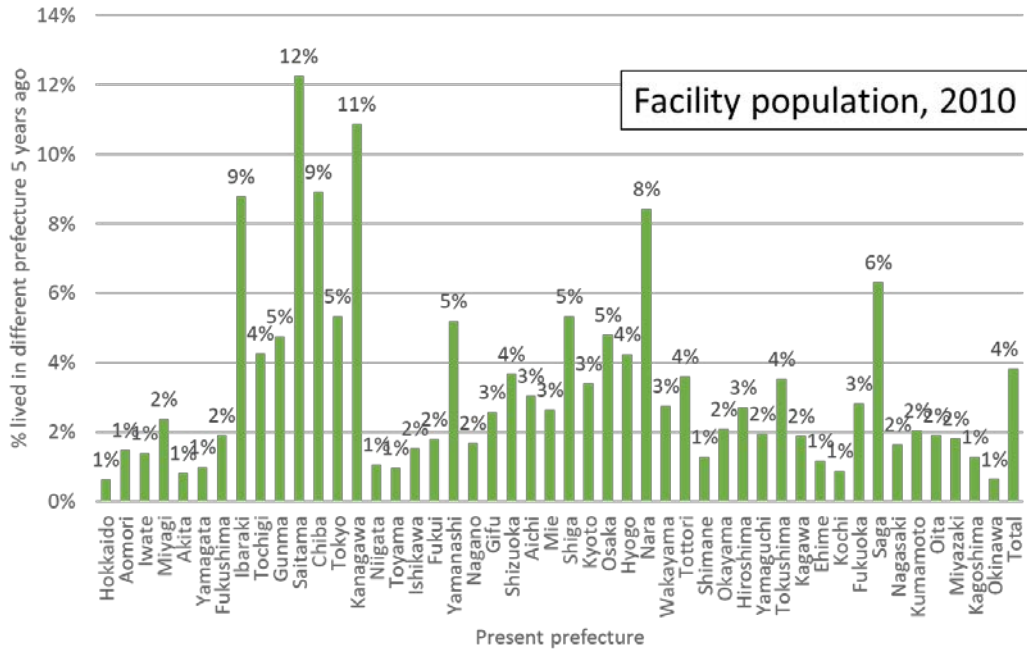
Figure 5 Mobility by age, 2010



Note : Facility includes hospital and social facility only

Source : Population census (Statistics Bureau of Japan), 2010

Figure 6 Proportion lived in different prefecture 5 years ago



Source : Population census (Statistics Bureau of Japan), e-stat, 2010

While there are important flow of elderly seeking long-term care between prefectures within Tokyo area (prefectures of Tokyo, Kanagawa, Saitama and Chiba), the national concern is if the elderly are moving to Tokyo area, where their children live and invite

the parents to live in facility which is close to them. Among 56,650 elderly living in facility who moved across the prefectural border from 2005 to 2010, 25,080(44.3%) moved from non-Tokyo area to non-Tokyo area, 17,421(30.8%) from Tokyo area to Tokyo area, 8,138 (14.4%) from Tokyo area to non-Tokyo area and 6,011(10.6%) from non-Tokyo area to Tokyo area (Table 1). Thus the concern of Tokyo monopolization by even the elderly is not backed by evidence.

Table 1 Number of elderly inter-prefectural migrants in facility by origin and destination

Present 5 years ago	Tokyo area	Non-Tokyo area	Total
Tokyo area	17,421	8,138	25,559
Non-Tokyo area	6,011	25,080	31,091
Total	23,432	33,218	56,650

Source : Population census (Statistics Bureau of Japan)

However, number and rate differs. There are also many healthy elderly who move. Although the mobility of elderly living in ordinary household is lower compared to those living in facility, the number of elderly in ordinary household who moved across the prefectural border counted 313,577 in 2010, 5.5 times more than those who moved to facility (Table 2).

Table 2 Inter-prefectural migrant 65+ to ordinary household and facility

2010 65+	Ordinary household	Facility	Total
Total	27,595,801	1,649,884	29,245,685
Inter-prefectural migrant (65+)	313,577	56,650	370,227
%	1.1%	3.4%	1.3%

Note: Facility includes long-term care facility and hospital.
Source : Population census (Statistics Bureau of Japan)

The origin and destination of these elderly inter-prefectural migrants in ordinary household is the same structure as those in facility. Non-Tokyo to non-Tokyo is the most numerous, followed by Tokyo to Tokyo, Tokyo to non-Tokyo and non-Tokyo to Tokyo. So, it can be concluded that elderly movement does not accelerate Tokyo monopolization.

Table 3 Inter-prefectural migrant 65+ to ordinary household and facility

Present 5 years ago	Tokyo area	Non-Tokyo area	Total
Tokyo area	69,534	59,151	128,685
Non Tokyo area	50,040	134,852	184,892
Total	119,574	194,003	313,577

Source : Population census (Statistics Bureau of Japan)

6 Conclusion

Long-term care related migration by four categories is summarized as shown in Table 4. To fill the gap of demand and supply of long-term care, each category should be examined and possible policies can be formulated.

Table 4 Long-term care related migration

	Long-term care worker	Elderly needing care
International migration	➤ Rapidly increased but the proportion to the total workforce is still very small ➤ Substantial increase can be expected due to the rapid policy progress	➤ Elderly going abroad are younger elderly (60s and early 70s). They intend to come back to Japan when they need care ➤ Japanese long-term care insurance is not applicable overseas and so far no policy for exporting care need elderly
Internal migration	➤ Contribute to fill the gap between prefectures ➤ Enforcing Tokyo-monopolization	➤ Facility seeking migration fill the gap ➤ Small proportion but sizable population of elderly in ordinary household (309,877 persons) move between prefectures but not for receiving care ➤ Easing Tokyo-monopolization

* This article is based on the presentation made at the International Conference on Population Geographies (ICPG) 2019, 1 July 2019 Loughborough University, UK. I thank those who provided valuable comments during the session.

References

- Hayashi, Reiko (2017) “Shisetsu Jinko to Koreisha no Ido (Facility Population and Migration of Older Persons)”, Report of FY 2016 Health Labour Science Research Grant (Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan) "Comprehensive Study on Population Dynamics, Household Formation and Population Projection in Population Declining Era", pp.105-123
- Hayashi, Reiko (2019a) “International Comparison of the Foreign Care-worker Demography”, Journal of Population Problems, Vol75, No.4, pp.365-380
<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/19750406.pdf> .
- Hayashi, Reiko (2019b) “Demographic trend of long-term care workforce”, Report of FY 2018 Health Labour Science Research Grant (Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan) "Demographic analysis, population projection and their application corresponding to the new trend of low fertility and population ageing through international and regional perspectives."(H29-Seisaku-Shitei-003)", pp.105-123.
- IPSS(National Institute of Population and Social Security Research) (2018) *Regional Population Projections for Japan: 2015-2045*, Population Research Series No.340,
<http://www.ipss.go.jp/pp-shicyoson/j/shicyoson18/6houkoku/houkoku.pdf> .
- Kawai, Masashi (2017) *Mirai no Nenpyo*, Kodansha Gendai Shinsho.
- Nakagawa, Satoshi and Takahito Niwa (2019) “Transnational retirement migration from Japan to Thailand” Paper presented at the 10th International Conference on Population Geographies, Loughborough University, UK, 1-3 July 2019.

Return Migration Intentions of Brazilian Migrants in Japan:

Yoshimi Chitose

1. Introduction

For the first time after the amendments to the Immigration Control and Refugee Recognition Act (ICRRA) ¹in 1990, the number of registered foreign residents in Japan decreased from 2.217 million in 2008 to 2.186 million in 2009. Majority of the decline was attributed to the return of Latin Americans to their mother countries due to the global economic crisis that took place in the late 2000s (Higuchi 2010). A large proportion of Latin American immigrants lost their jobs when the economic crisis hit the export-oriented industries where Brazilians typically worked as unskilled temporary workers. Brazilian population which was the third largest foreign population in 2008 started to decrease in 2008, and continued to decline until 2015. The rate of decrease in Brazilian population was extremely rapid; their population in 2009 decreased by 14.4 % relative to 2008, and that of 2010 decreased by 13.8 % relative to 2009. Although immigrant population of other Latin Americans also decreased (Peru, Bolivia, Argentina, Paraguay) no other country's population decreased this fast.

While population of Brazilians decreased drastically, Chinese and the Filipinos, the other major new immigrant groups in Japan, increased; Chinese increased by 3.8 % while Filipinos increased by 0.5 % between 2008 and 2009. The second largest group, Koreans decreased by 1.8 % but their population was in decreasing trend from early 1990s because of their age structure. These variations in changes of immigrant population patterns suggest that the impact of global economic crisis were very different across immigrant groups largely due to their labor market status. Moreover, even among Latin American immigrants whose status in the

¹ The revision included a creation of a new category in status of residence called "long term residents" for descendants of Japanese emigrants (*Nikkeijin*).

labor market were very similar, had different consequences in terms of return migration.

Literature consistently pointed out the precarious and unstable employment status that these Latin Americans were embedded in (Kajita, Tannno and Higuchi 2005; Takenoshita 2013). Immigration scholars generally agree that the global economic crisis took its toll on Latin Americans particularly Brazilians (Higuchi 2010; Inaba and Higuchi 2013) in the form of return migration. However, this is not something unique among Latin American immigrants in Japan. Past research in the US and Europe demonstrate that it is not unusual for immigrants to pay the disproportionate share of economic crisis as in the form of unemployment (Fix et al. 2009; OECD 2009).

What remains unanswered is the extent of Brazilian immigrants' return migration. Even in the time of economic downturn, immigrants do not return as the authorities of receiving countries expect. In Europe, the global economic crisis did not cause massive return migration as initially expected (Fix et al. 2009; Castle, de Haas and Miller 2014). Return migration was highest for EU migrants who have freedom to move, but much lower for immigrants from outside of EU states who must give up residency rights in destination countries once they returned (Castle, de Haas and Miller 2014). A mass flow of return migration also did not take place during the 1973 Oil Crisis. Germany introduced "guest-worker" program in 1950 which was designed to import short-term temporary immigrants from other European countries such as Italy, Spain, and Turkey to fill in temporary labor shortage. It was expected that guest workers return or stay at their home countries during economic downturn. Contrary to German authorities' anticipation, guest workers remained in Germany even during the Oil Crisis (Constant and Massey 2002; Castle, de Haas and Miller 2014).

Drawing on recent developments in theoretical explanations of return migration, I seek to deepen understanding of return migration of Brazilians from Japan to their mother country. I

examine hypotheses drawn from two contrasting economic reasoning from neoclassical economics (NE) and new economics of labor migration (NELM). At the same time, I take social integration in the host country and social ties to both origin and receiving countries into consideration based on the recent literature that revealed the complex relationship between integration, social connectedness and return intention (de Haas and Fokkema 2011; Agadjanian, Gorina, and Menjivar 2014; de Haas, Fokkema, and Fassi Fihri 2015). Although the data set used for the analysis is drawn from the period after the global economic crisis, I believe that the analysis will contribute to fill the lack of empirical studies that test applicability of migration theory on return intentions in immigration contexts other than Europe and the United States.

2. Theoretical Explanation of Return Migration Intentions

In the field of immigration study, there are four categorization of topics that existing theories of immigration try to explain: (1) origin of immigration, (2) the directionality and continuity of migrant flows, (3) the utilization of immigrant labor, and (4) the sociocultural adaptation of immigrants (Portes 1997). The importance of these four dimensions of immigration process is well recognized and studied particularly in the context of the United States and Europe. Migration processes such as return migration and pendulum migration, however, have not received scholarly attention (de Haas and Fokkema 2010). It is crucial to understand how existing theories of immigration explain return migration and return intentions of immigrants as some immigration process is not complete even after immigrants settled in receiving societies (Cassarino 2004; Agadjanian et al. 2014; Saarela and Scott 2017).

Neoclassical economic theory (NE) explains migration as an individual's attempt to maximize their utility by moving to places where they can earn highest expected income (Harris and Todaro 1970; Massey et al. 1998). In this perspective, migration is an investment in own

human capital, and migrants move to places where expected economic returns to their human capital is the highest. Successful integration in receiving society helps immigrants to become more productive and to earn higher expected returns. It makes no sense for successfully integrated immigrants to return to their origin country since expected economic returns will be much lower. Thus, return takes place only when immigrants fail to find jobs that will pay higher income. In terms of integration, return migrants are those whose integration in receiving countries were unsuccessful, since successfully integrated migrants are assumed to find higher paying jobs. In short, NE views are summarized as “successful migrants stay, while failed migrants return.”

Inferences from this perspective concerning social ties with origin countries are that social ties to immigrants’ sending society weaken as the lengths of stay increase, the degree of immigrants’ integration deepens and immigrants’ social ties with receiving society are established. Successful immigrants most likely bring their family to receiving countries because maintaining ties with people in origin raises financial and psychological costs of staying apart. When the family is together, the cost of staying decreases and the cost of returning increases, and the intention of immigrants to return weakens. NE theory of migration is in line with sociological theory of assimilation that suggests that the longer immigrants stay in receiving countries, more they become integrated and social networks with receiving societies are formed, and ties with the country of origin weakens. In other words, social ties with the county of origin are incompatible with the new social ties established at the receiving country.

Recent empirical research on transnationalism and migrant network, however, challenges this line of reasoning. Technical advances in transportation and communication technologies in today’s world have enabled immigrants to maintain intensive connections with their origin society unlike in the past. Today, more and more countries admit to hold dual

citizenship so that it is much easier for today's immigrants to travel back and forth, to invest or do business or maintain their presence in origin societies (de Haas, Fokkema and Fihri 2015). Literature on transnationalism in the United States have shown that well integrated immigrants are highly likely to be involved in home country engagement strengthening transnational migration networks (Glick Schiller et al. 1992; Portes, Haller and Guarnizo 2002; Tamaki 2011).

In contrast to NE, new economics of labor migration (NELM) provides completely different picture of return migration, of the relationship between integration and return intention of immigrants. NELM explains migration as a household's attempt to diversify risk associated with agriculture and market failures in a developing country context (Taylor 1999). Under such circumstances, a migrant is a best-suited member of a household whose expected income in the destination country is highest. The aim of migrants is to send remittances back to his/her family, and once their targets have been met, they are assumed to go home. In short, return migrants are those whose missions are completed.

NELM also provides very different view concerning the relationship between integration and return migration. A successful integration will enable immigrants to earn higher income, and to remit more money back to their family. Thus, successful integration and human capital that will help immigrants to earn higher income at destination are associated with higher likelihood of return intention. While successful immigrants prolong their stay and may become permanent residents of receiving society in NE perspective, immigrants who cannot achieve targeted amount of savings or remittances prolong their stay in NELM perspective.

In NELM, integration and return intention are positively related because integration in host society is expected to raise the income or increase employment opportunities, thereby enabling immigrants to achieve targeted savings. With respect to social ties with origin, presence of family members in sending societies strongly promotes return intention of

immigrants under NELM, as in NE. With respect to social ties with destination, NELM predicts that presence of family members at destination is associated with higher likelihood of return intention since an increase in working members will help immigrants to reach targeted amount of savings faster. However, NELM does not provide inferences with respect to the relationship between economic ties at destination and return intention, since NELM does not assume immigrants form economic ties with receiving society.

3. Data

The data used in the analysis are drawn from two different sources: (1) a survey of foreign residents in Shizuoka Prefecture conducted by Shizuoka Prefectural Government (SPG) in 2016 (SPG 2017), and (2) a survey of foreign residents in Iwata-city, Shizuoka Prefecture, conducted by Iwata Municipal Government (IPG) in 2015 (IPG 2016). The aim of the surveys were to investigate the challenges and needs faced by foreign residents and the Shizuoka survey was also aimed to provide basic information for drafting Shizuoka Prefecture Multiculturalism Promotion Comprehensive Plan. Both surveys were conducted by the same research team and questionnaire designs were almost identical.² For the Shizuoka survey, a random sample of 5,000 foreign residents (aged 16+) including Brazilians, Filipinos, Chinese, Korean, Peruvian, Vietnamese, and Indonesian was extracted from the Basic Resident Registration of five most populous cities³ with respect to foreign population in Shizuoka Prefecture. Note that the sample was not drawn from Iwata-city even though the city ranked third in terms of foreign population. It was because IPG conducted independent survey targeted at foreign residents in 2015, and I used this data set to supplement the Shizuoka survey. For Brazilians the sample size was set to

² The author was a member of survey team in both studies.

³ These cities include Hamamatsu, Kakegawa, Shizuoka, Fuji and Numazu.

2,000⁴ which accounted for 10% of Brazilian population aged 16 or over in Shizuoka Prefecture in 2016. Questionnaires were translated into respective languages and sent by mail from the SPG. In total, 1,197 questionnaires were returned with the overall response rate of 24.5% (SPG 2017). Among these, 501 were returned from Brazilians with the response rate of 25.7 %.

The 2015 Iwata survey randomly sampled 1,500 foreign residents (aged 16+) including 820 Brazilians, 410 Filipinos, and 270 Chinese, the three largest foreign population in Iwata city. The sample size of Brazilians accounted for 29.8 % of total Brazilian population aged 16 and over in Iwata in 2015. In total, 465 questionnaires were returned. A response rate of Brazilians was 27.6 % (IMG 2016).

For this study, the two data sets were incorporated together because by increasing the sample size, I considered that the harmonized data quite accurately reflect the Brazilian population in Japan. Brazilians are heavily concentrated in Tokai area in central Japan (consists of Shizuoka, Gifu, Aichi and Mie prefectures), where export-oriented manufacturing industries represented by automobiles, motorcycles and electrical appliances predominate. Actually, Brazilians are the most unevenly distributed foreign population in Japan – roughly 55% of Brazilians lived in Tokai area and 15 % were in Shizuoka prefecture alone in 2015 (Nakagawa 2019). Typically, Brazilians work as unskilled temporary labors employed by labor recruiting agencies dispatched to manufacturing plants regardless of their education or occupation in Brazil (Takaya et al. 2013). Given the level of geographical concentration, similarities of the industrial structures in Tokai area, it is highly likely that the harmonized data set is representative of Brazilians in Japan. Moreover, the harmonized 2016 Shizuoka data with the sample size of 721 Brazilians offer best possible opportunity to explore the determinants of future migration intentions because randomly sampled data of Brazilians in Japan this size is

⁴ Of 2,000 questionnaires sent out, 43 were undelivered due to changes in respondent's address.

simply not available. In addition, the data set contains rich information regarding immigrants' life and degree of integration in Japan such as duration of stay, status of residence, Japanese proficiency, work status, remittances, housing, social contacts with Japanese, future prospects and family related characteristics including marital status, and presence of coresiding children, that are highly relevant in studying migrant's future migration intentions.

The dependent variable in this analysis is migrant's return intention. Independent variables were listed in Table 1. A multi-nominal logistic regression is employed to test hypotheses on the effects of immigrant's structural and sociocultural integration in Japan, ties with Brazil, and Japan on immigrants' intention to stay or return. The base outcome was set to "intend to stay." Some observations were deleted if the needed information was missing, reducing the final data set to 508 Brazilians.

4. Results

Table 1 displays the results of the multinomial logistic regression analysis in the form of odds ratios. Return intentions are not significantly affected by age and gender. Status of residence, a form of civil integration, do not seem to be significantly affect return intentions. Contrary to expectations, length of stay has no impact at all on the likelihood of intending to return.

Effect of education is not significant but there is a tendency for university educated to have higher intention to return relative to those finished junior high school. In NE, better educated immigrants are expected to have better opportunities to find attractive jobs and are less likely to have return intentions. For Brazilians in Japan, the result is more in line with NELM. For them, university education is not associated with higher paying attractive jobs, and thus, it

Table 1 Relative Risk Ratios from Multinomial Logistic Regression of

Return Migration Intention

Covariates	Return	Don't Know
Background Characteristics		
Age	0.984	1.004
Female (ref. male)	1.528	1.460
Status of Residence		
Permanent resident	0.595	1.053
Length of stay	0.987	1.031
Human Capital Variables		
Educational Attainment (ref. jr. high)		
High school	1.125	1.248
Jr. College	1.305	0.999
University	2.464	2.132
Last school in Japan (ref. other than Japan)	0.248 **	0.485
Integration Indicators		
Working Status (ref. not employed)		
Non-standard	0.506	0.783
Standard	0.674	0.576
Income (ref. no income)		
Less than 100,000 yen/month	2.973 *	0.797
More than 100,000 yen/month	3.023 *	1.465
Japanese fluency	0.955	0.893 **
Have Japanese friend (ref. have no Japanese friend)	0.600	0.565 **
Ties with Origin Country		
Remittances		
Less than 50,000 yen/month	1.900 *	1.238
More than 50,000 yen/month	4.013 **	1.930
Ties with Receiving Country		
Own a house	0.167 ***	0.273 ***
# of Children (0-15) in same household	0.543 **	0.579 ***
Marital Status		
Married - spouse not coresiding	1.685	1.349
Married - spouse coresiding	0.866	0.749
Divorced/Widowed	0.335	0.500

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

makes sense for highly educated individuals to return as soon as they attained targeted amount of savings. When the last school that he/she attended is in Japan, then the intention to return significantly weakens. School attendance is more of an indicator of integration rather than the indicator of human capital, if the school level is elementary or junior high school. From this perspective, the result indicates that sociocultural integration is negatively associated with return intentions.

In line with NELM, there is a clear positive association between income and return intentions. Immigrants earning higher income are significantly more likely to have intention to return. The result strongly support NELM reasoning that immigrants are targeted earners. Other integration indicators such as Japanese fluency and whether respondents have a Japanese friend

or not turned out to be not significant. Effects of these aspects may have been absorbed by “last school in Japan.” Also, there is a clear positive relationship between remittances and return intentions. Higher the amount remitted, higher the likelihood of return intentions. These results present strong evidence to support NELM. Ties with receiving country, do decrease return intentions. Those who owns a house in Japan are less likely to have return intentions. Also, number of coresiding children aged 0-15 is negatively associated with return intentions.

5. Conclusion

The findings support both NE and NELM. These results suggest that some immigrants are target earners; they come to Japan solely to earn income and remit money back to their family, and return as soon as they accomplish their missions. On the other hand, there are some immigrants who establish a family and buy a house to live permanently in Japan. As confirmed in this analysis and other empirical work (Constant and Massey 2002; de Haas and Fokkema 2011; de Haas, Fokkema and Fihri 2015), immigrants are indeed heterogeneous group, and hence, future research need to clarify under what circumstances immigrants choose which strategy – NE or NELM. And under what circumstances, immigrants change their strategy from their initial motivation.

Acknowledgement I thank Iwata Municipal Government and Shizuoka Prefectural Government for allowing me to use the survey data sets.

References

Agadjanian, Victor, Evenia. Gorina, and Cecilia. Menjívar. 2014 “Economic Incorporation, Civil Inclusion, and Social Ties: Plans to Return Home among Central Asian Migrant Women in Mosco, Russia.” *International Migration Review* 48(3): 577-603.

- Bonifazi, Corrado and Angela Paparusso. 2018 "Remain or Return Home: The Migration Intentions of First-Generation Migrants in Italy", *Population Space and Place* 25(2): DOI: 10.1002/psp.2174
- Cassarino, Jean-Pierre. 2004. "Theorizing Return Migration: The Conceptual Approach to Return Migrants Revisited." *International Journal of Multicultural Societies* 6(2): 253-279.
- Castle, Stephen, Hein de Haas, and Mark J. Miller. 2014. *The Age of Migration: International Population Movements in the Modern World*. Palgrave Macmillan.
- Constant, Amelie and Douglas S. Massey. 2002. "Return Migration by German Guestworkers: Neoclassical versus New Economic Theories." *International Migration* 40(4): 5-38.
- Fix, Michael, Demetrios G. Papademetriou, Jeanne Batalova, Aaron Terrazas, Serena Yi-Ying Lin, and Michelle Mittelstadt. 2009. *Migration and the Global Recession*. Washington, DC: Migration Policy Institute.
- de Haas, Hein, and Tineke Fokkema. 2010. "Intra-Household Conflicts in Migration Decisionmaking: Return and Pendulum Migration in Morocco." *Population and Development Review* 36(3): 541-561.
- de Haas, Hein, and Tineke Fokkema. 2011. "The Effects of Integration and Transnational Ties on International Return Migration Intentions", *Demographic Research* 25(24): 755-782.
- de Haas, Hein, Tineke Fokkema, and Mohammed Fassi Fihri. 2015. "Return Migration as Failure or Success? The Determinants of Return Migration Intentions among Moroccan Migrants in Europe." *International Migration & Integration* 16: 415-429.
- Glick Schiller, Nina, Linda Basch, and Christina Blanc-Szanton. 1992. *Towards a Transnational Perspective on Migration: Race, Class, Ethnicity, and Nationalism Reconsidered*. New

- York: The New York Academy of Sciences.
- Harris, John R., and Michael P. Todaro. 1970. "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis." *The American Economic Review* 60(1): 126-142.
- Higuchi Naoto. 2010. "Keizai Kiki to Zainichi Brajirujin." *The Journal of Ohara Institute for Social Research* No. 622: 50-66. (in Japanese)
- Inaba Nanako and Nato Higuchi. 2013. "Lost 20 Years for Latino American Migrants in Japan" *Bulletin of the College of Humanities, Ibaraki University* Vol.14: 1-11. (in Japanese)
- Iwata Municipal Government (IPG). 2016. *Iwata-shi Tabunka Kyosei Suishin Plan Kiso Chosa – Gaikokujin Chosa Kekka Hokoku – Iwata Municipal Government and Shizuoka University of Art and Culture.*
https://www.city.iwata.shizuoka.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/001/711/kiso-hon01.pdf
- Jensen Peter, and Peder J. Pedersen. 2007. "To Stay or Not to Stay? Out-Migration of Immigrants from Denmark." *International Migration* 45(5): 87-113.
- Kajita Takamichi, Tannno Kiyoto, and Higuchi Naoto. 2005. Kaono Mienai Teijyuka – Nikkei Braziljin to Kokka • Shijyo • Imin Network. Nagoya Daigaku SHuppannkai.
- Model Suzanne. 2016. "'Falling Leaves Return To Their Roots': Taiwanese-Americans Consider Return Migration", *Population, Space and Place* 22(8): 781-806.
- Nakagawa, Masataka. 2019. "Gaikokujin Jinko no Bunpu to Ido", In T. Kosaki and R. Sato (Eds), *Imin Gaikokujin to Nihon Shakai*, Hara Shobo.
- OECD 2009. *International Migration Outlook*. Paris: OECD.
- Portes, Alejandro. 1997. "Immigration Theory for the New Century: Some Problems and Opportunities." *International Migration Review* 31(4): 799-825.
- Portes, Alejandro, Luis Eduardo Guarnizo, and William J. Haller. 2002. "Transnational

- Entrepreneurs: An Alternative Form of Immigrant Economic Adaptation.” *American Sociological Review* 67(2): 278-298.
- Saarela, Jan and Kirk Scott. 2017. “Mother Tongue, Host Country Earnings, and Return Migration: Evidence from Cross-Sectional Administrative Records.” *International Migration Review* 51(2): 542-564.
- Shizuoka Prefectural Government (SPG). 2017. *Heisei 28 nendo Shizuoka-ken Tabunka Kyosei ni kannsuru Kiso Chosa Hokokusho*. Multicultural Affairs Division, Regional Diplomacy Bureau, Shizuoka Prefectural Government.
<https://www.pref.shizuoka.jp/kenmin/km-160/documents/05-gaikokujin.pdf>
- Takaya, Sachi, Yukiko Omagari, Naoto Higuchi, and Itaru Kaji. 2013. “Jobs of Japan’s Foreign Residents: Views from the 2005 Census Data.” *Journal of Humanities and Social Sciences Okayama University* 35:39-58.
- Takenoshita Hirohisa. 2013. “Labour Market Flexibilisation and the Disadvantages of Immigrant Employment: Japanese-Brazilian Immigrants in Japan”, *Journal of Ethnic and Migration Studies* 39(7): 1177-1195.
- Takaya, S., Y. Omagari N. Higuchi, and I. Kaji. 2013 “Jobs of Japan’s Foreign Residents: Views from the 2005 Census Data”, *Journal of Humanities and Social Sciences Okayama University* 35: 39-58
- Tamaki, Emi. 2011. “Transnational Home Engagement among Latino and Asian Americans: Resources and Motivation.” *International Migration Review* 45(1): 148-173.
- Taylor, J. Edward. 1999. “The New Economics of Labour Migration and the Role of Remittances in the Migration Process.” *International Migration* 37(1): 63-88..

日本人の将来仮定値に同調する外国人年齢別出生率の推計

岩澤美帆・余田翔平・別府志海*

金子隆一**

1. 本研究の目的と概要

将来人口推計の最も標準的な手法といえるコーホート要因法を用いて将来人口を推計する際には、出生、死亡、移動に関して何らかの仮定をおく必要がある。出生に関しては、再生産年齢女性（一般に 15～49 歳）の年齢別出生率について仮定を置くが、その際、推計の対象となる人口が同質か異質か、そしてその構造が安定的か変動するかによって仮定の置き方が異なってくる。

国立社会保障・人口問題研究所が実施する日本の将来人口推計では、日本人人口と外国人人口を異質集団とみなし、年齢別出生率と国際人口移動については、日本人と外国人について別の仮定を置き、国籍別に人口を推計している（金子・三田 2008、国立社会保障・人口問題研究所 2017）。本研究は、こうした異質な集団の仮定設定を行う際に、基準出生率をもとに、別の集団の出生率の仮定設定を行う方法を論じる。具体的には、日本人女性の出生率将来仮定を基準とし、外国人女性については、日本人女性と外国人女性の出生パターンの異質性を保持したまま、日本人女性の出生率のトレンドに同調するよう外国人女性の出生率を設定する方法を述べる。

このような外国人女性の出生率の推計方法に関する基本的な考え方は、金子（2009）において示されており、「日本の将来推計人口（平成 29 年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2017）でも踏襲されている。まず、コーホート別投影手法によって仮定された日本人女性の年次別出生順位別年齢別出生率（中位仮定値）を基準とし、実績部分で見られる標準年齢パターンのモーメント（平均、分散（標準偏差）、水準（合計値））について、外国人女性と日本人女性との相対格差を格差係数としてもとめる。そうしたモーメントの相対格差の動向を将来にわたって仮定し、その係数を用いて日本人出生率の仮定値の推移に同調する外国人女性出生率の仮定値を得る。本論文では、この方法に、平均の同調において分散の変化を反映するよう調整を加えたほか、直近の相対格差係数を固定値として利用する改定を加えた上で、推計方法を説明する。

なお、本研究は直近のパターン（今回の場合、日本人女性と外国人女性の相対格差）を将来に投影するという将来人口推計の基本方針に沿った方法を解説することを目的として

* 国立社会保障・人口問題研究所

** 明治大学政治経済学部

おり、外国人女性と日本人女性の出生力の違いが何によってもたらされているか、また外国人出生力自体の変化等については紙幅を割かない。外国人の人口動態の推移については、勝野・林(1990)、山内(2010)、その構造や異質性については是川(2013a)、是川(2013b)、中川ほか(2018)に詳しい。

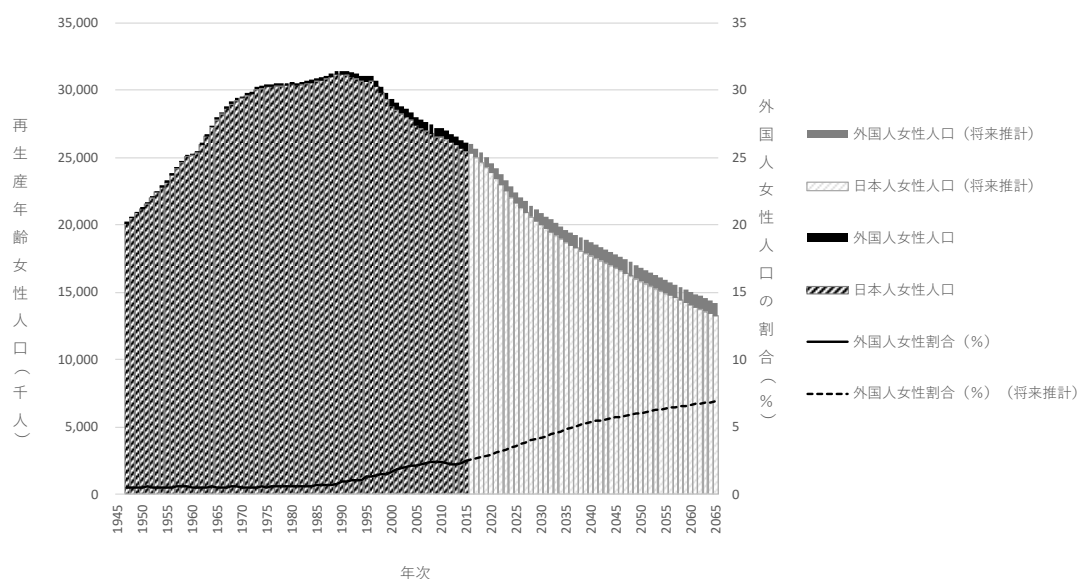
本稿の構成は以下のとおりである。まず、日本人、外国人別にみた再生産年齢女性の人口の現状と見通し（2節）を整理する。つづいて、推計に用いるデータおよび指標の説明（3節）、実績値の推移を示す（4節）。その上で最後に、推計方法の説明（5節、6節）、および推計結果（7節）を示す。

2. 日本人、外国人別にみた再生産年齢女性人口の推移と構造

外国人女性の出生率の推計システムの説明に入る前に、日本における出生の発生に主に関わる年齢人口、すなわち 15 歳～49 歳の再生産年齢に該当する女性人口の規模と構造を確認しておこう。図 1 には、日本における再生産年齢の女性人口の推移を国籍別（日本人、外国人）に積み上げグラフで示し、第 2 軸では再生産年齢女性人口に占める外国人女性の割合を線グラフで示している。再生産年齢女性人口は 1990 年に 3,145 万人でピークに達し、その後減少している。2015 年は 2,611 万人であったが、2065 年には 1,423 万人となる見通しである（国立社会保障・人口問題研究所 2017）。これを、国籍別にみると、外国人女性人口は 1950 年代以降増加傾向を示している。再生産年齢人口に占める外国人女性人口の割合は、1990 年頃まで 1%を下回っていたが、1992 年に 1%を越え、2015 年は 2.5%であった。国立社会保障・人口問題研究所の将来推計によれば 2050 年代に 6%を越えるとみられている。

また、図 2 には、再生産年齢の日本人、外国人それぞれについて年齢構造を 2015 年の実績および 2065 年の将来推計人口に基づき示した。日本人については各年齢層の人口規模は縮小するが、40 代が相対的に多く 10 代、20 代が相対的に少ない。外国人女性については 2015 年の実績では 20 代後半と 30 代前半がやや多くなっているが、いずれの年齢層でも人口が増加する 2065 年については 30 代、40 代が相対的に多くなっている。

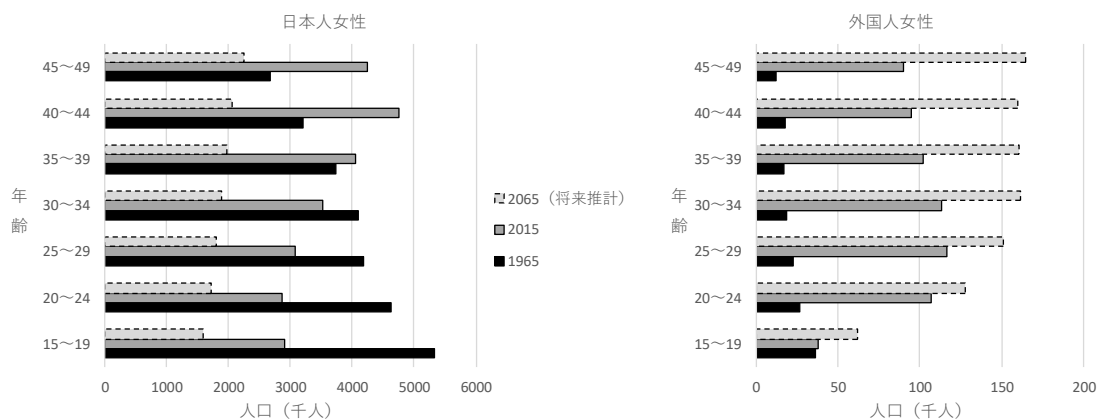
図1 日本人・外国人別にみた再生産年齢女性人口の年次推移と外国人女性人口の割合



注：再生産年齢は15～49歳。

データ：2015年までは「国勢調査」および「推計人口」（総務省統計局）による。2016年以降は「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2017）の出生中位・死亡中位推計による。

図2 日本人および外国人の再生産年齢女性人口の年齢構造（2015年と2065年）



データ：1965年、2015年は「国勢調査」（総務省統計局）による。2065年は「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所）の出生中位・死亡中位推計による。

このように、再生産年齢の日本人女性と外国人女性の人口は、過去および将来にわたってその相対的規模が変化し、外国人女性が占める割合が増している。同時に、外国人女性の年齢構造も大きく変化している。これは外国人女性人口から発生する出生が将来推計人口に及ぼす影響が大きくなることを意味し、日本人女性と同様、外国人女性に対しても年

年齢別に出生率を仮定設定することでモデルを精緻化する必要があることを示唆している。そこで以下では、将来人口推計に必要な、外国人女性の年齢別出生率の仮定設定の方法論を論じる。

3. 入力データ

本出生率推計システムに必要な入力データは、(1)基準出生率実績値と(2)その将来仮定値、および(3)同調の対象となる人口の出生率の実績値である。本論文では外国人女性の出生率を推計することを目的としているため、(1)～(3)はそれぞれ、(1)日本人女性の出生率実績値と(2)その将来仮定値（中位仮定）、(3)外国人女性出生率となる。年齢別出生率は出生順位別に求める。

(1)基準出生率の実績値

基準年齢別出生率の実績値($Base_a$)は、以下のよう求める。

$$f_{x,t}^{Base_a}[Jan.1, Dec.31] = B_{x,t}[Jan.1, Dec.31] / E_{x,t}^F[Jan.1, Dec.31]$$

x 歳の基準出生率は、「人口動態統計」による日本人の母から生まれた日本国籍児 B_{xjt} (t 年 1 月 1 日から t 年 12 月 31 日) を分子に、日本人女性生存延べ年数 E_{xj}^F (t 年 1 月 1 日から t 年 12 月 31 日) (「日本版死亡データベース」(JMD) (国立社会保障・人口問題研究所)) を分母にしたものになる。出生順位別に求める。なお本稿における第 4 子の表記は第 4 子以上を含む。

これを平滑化のため基準年から過去 10 年分について平均し、基準出生率実績値の標準年齢パターンとする。例えば、2015 年を基準年とする場合、2006 年～2015 年の平均値となる。

(2)基準出生率の将来仮定値

将来仮定値 ($Base_proj$) については、「日本の将来推計人口」(平成 29 年推計) において仮定された日本人女性の出生順位別年齢別出生率（中位仮定）を用い、基準出生率の将来仮定値 $f_{x,t}^{Base_proj}[Jan.1, Dec.31]$ とする。

(3)同調出生率の実績値

年齢 x の同調出生率の実績値 ($Sync_a$) は、以下のよう求める。

$$f_{x,t}^{Sync_a,i}[Jan.1, Dec.31] = B_{x,t}^{ff,i}[Jan.1, Dec.31] / N_{x,t}(Jul. 1)^{Fi}$$

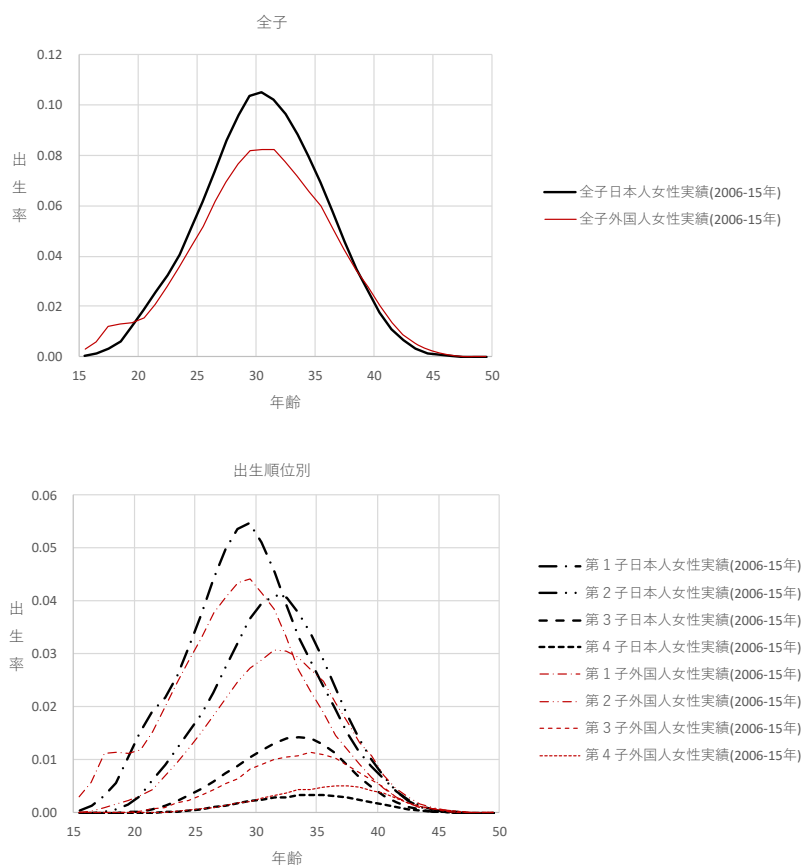
本稿では、同調の対象となる集団 i は外国人女性である。異なる i 、例えば国籍別人口などのサブグループについても同調出生率を推計することができる。以下では、外国人女性から生まれた外国籍児数および日本国籍児（人口動態統計）を分子に、外国人女性の 7 月 1 日人口を分母にしたものを、 t 年の同調出生率とする。外国人女性の 7 月 1 日人口は、日本人について得られる 10 月 1 日と 7 月 1 日における年齢別人口の比が外国人においても等しいと仮定して 10 月 1 日外国人人口から推定した。

これを平滑化のため基準年から過去 10 年分について年齢別出生率を平均し、同調出生率の標準年齢パターンとする。例えば、2015 年を基準年とする場合、2006 年～2015 年の平均値となる。

4. 実績データによる日本人女性および外国人女性の出生率の推移

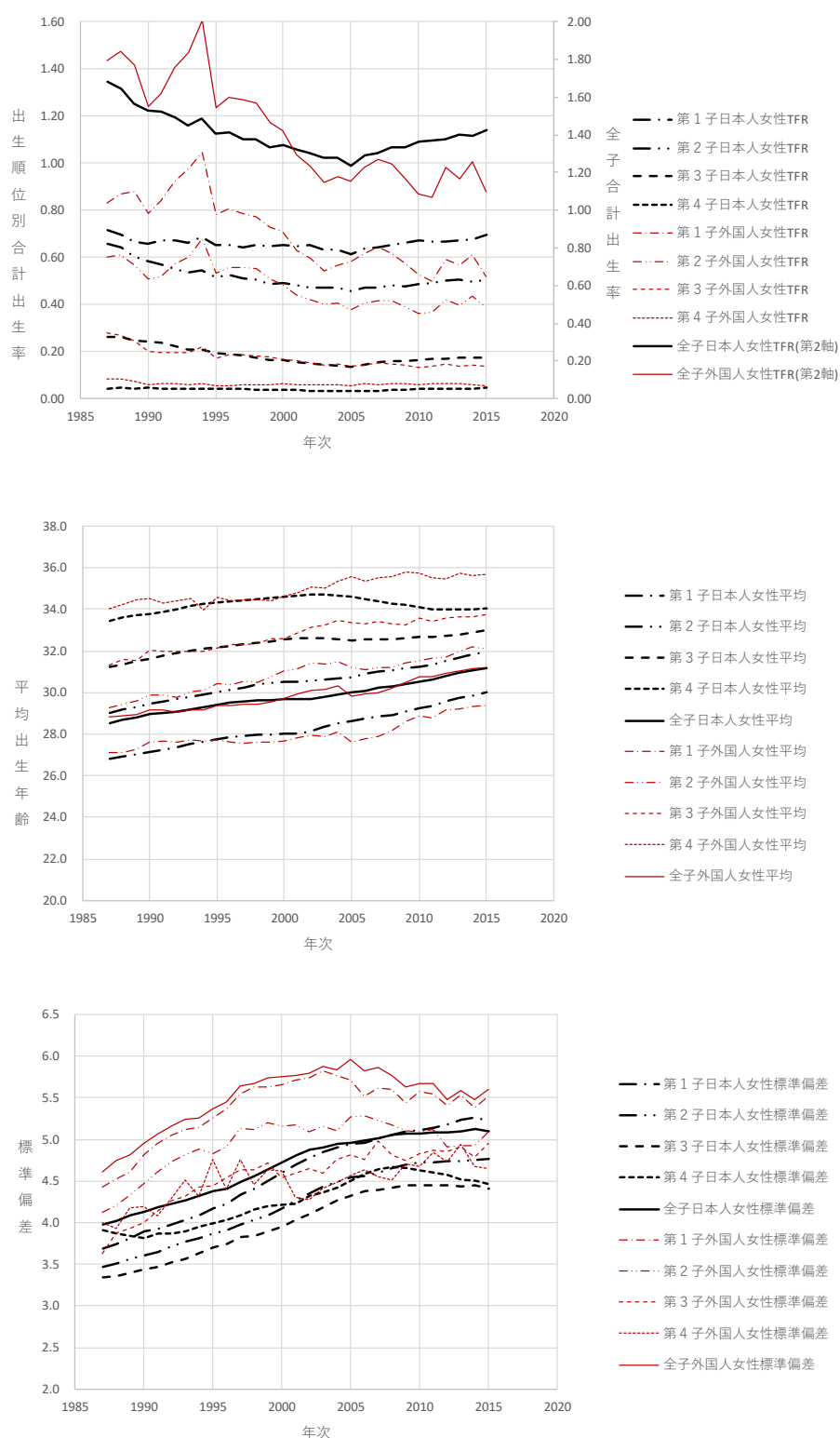
つづいて、日本人女性、外国人女性の出生率について実績値の推移を確認しておこう。まず図 3 では、出生順位別および全子の標準年齢パターン（年齢別出生率）を両者で比較している。標準年齢パターンは 2006～2015 年の平均値として求めた。外国人女性の出生率は概ね日本人女性出生率よりも低い。出生順位別にみると、1 子、2 子は日本人のほうが高いが、4 子では外国人女性が、とくに高い年齢で日本人を上回っている。また外国人女性の第 1 子では、10 代後半に小さな山がある二峰性を示している。これは外国人女性人口の中に、出生パターンが異なる集団が含まれている可能性を示唆する。

図3 日本人女性と外国人女性の年齢別出生率（2006～2015年の平均値）



年齢別出生率から求められる合計値、平均年齢、年齢の標準偏差について、1987年以降の推移を日本人女性と外国人女性で比較したものが図4である。太線で日本人女性、細線で外国人女性の各指標を示している。合計出生率を見ると、日本人女性は2005年以降回復しているが、外国人女性では明確な回復傾向は確認されない。標準偏差については日本人女性よりも外国人女性のほうが全般的に大きいですが、近年はその差が縮小している。

図4 日本人女性と外国人女性の合計出生率、平均出生年齢、標準偏差の年次別推移（出生順位別および全子について）



5. 年齢別出生率の数理モデル

同調させる集団の出生順位別年齢別出生率は、平滑化のため、数理モデルのモデル値を用いる。モデルには、一般にコーホートの出生過程のモデルとして用いられる一般化対数ガンマ分布モデル（金子 1993, Kaneko 2003）を期間年齢別出生率に適用した。

出生順位 n 、年齢 x の出生率を $f_n(x)$ とすると、

$$f_n(x) = C_n \cdot \gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n)$$

ただし、

$$\gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n) = \frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(\lambda_n^{-2})} (\lambda_n^{-2})^{\lambda_n^{-2}} \exp \left[\lambda_n^{-1} \left(\frac{x - u_n}{b_n} \right) - \lambda_n^{-2} \exp \left\{ \lambda_n \left(\frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

とする。ここで、 Γ 、 $\exp$ はそれぞれガンマ関数、指数関数であり、 C_n 、 u_n 、 b_n および λ_n は、それぞれ出生順位 n の出生率関数のパラメーターである。これはコールマクニールモデルとして知られるものの拡張形式である。なお、ここでは出生順位は第1子～第3子および第4子以上の4グループとした。

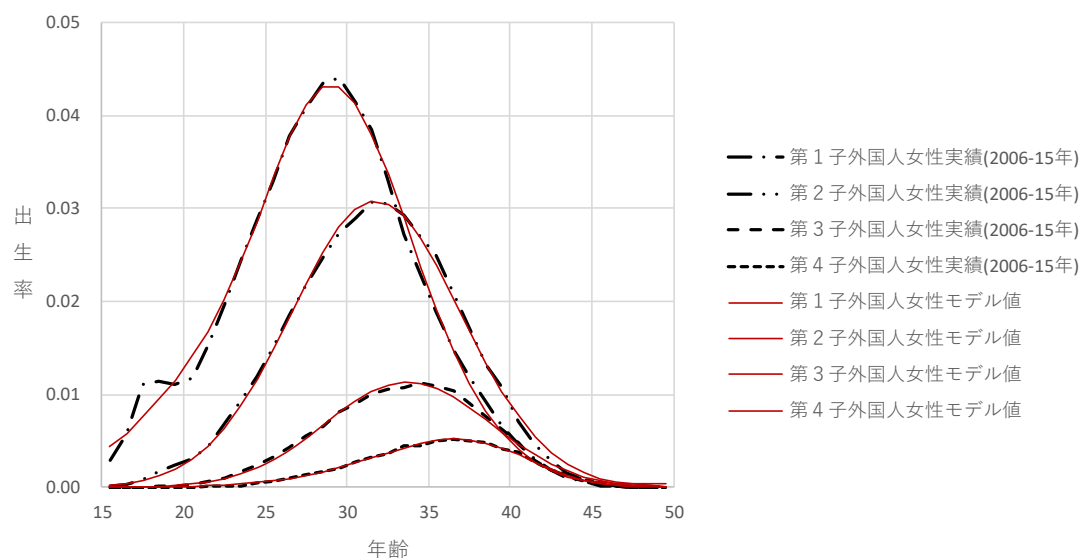
なお、わが国の年齢別出生率の特徴を精密に再現するために、実績値との比較による誤差の標準パターン(ε_n)を抽出し、これによって一般化対数ガンマ分布モデルの修正を行っている。その結果、コーホートの年齢別出生率関数 $f(x)$ は、

$$f(x) = \sum_{n=1}^{4+} C_n \cdot \left\{ \gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left(\frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

として与えられる（詳しくは、金子(1993), Kaneko (2003)）。なお、この補正は実際には累積出生関数の経験補正関数として与えられる。また、第1子出生については、近年婚前妊娠結婚の増加によるパターンの変化がみられることから、別途モデル値との誤差の標準パターンを抽出し、モデルの修正が行われている（金子 2009）。

図5は、外国人女性の標準年齢パターン（2006年～2015年の年齢別出生率の平均値）と上記一般化対数ガンマ分布モデルで当てはめたモデル値を示したものである。第1子に見られる二峰性については実績値とモデル値で乖離があるものの、概ね年齢パターンが再現できている。

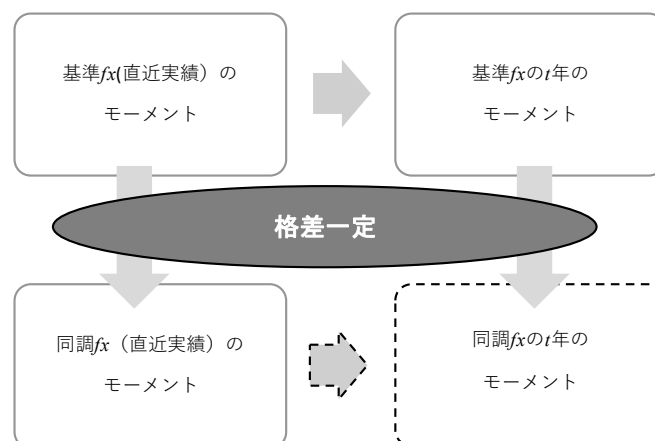
図5 一般化対数ガンマ分布モデルによる期間年齢別出生率の当てはめ：外国人女性の標準年齢パターン（実績値は2006年～2015年の平均値）



6. 基準出生率将来仮定値から同調出生率将来仮定値を求める方法

以下では、基準集団（*Base*）の年齢スケジュール（baseline age schedule）が長期に与えられているとき、同調する集団（*Sync*）の年齢スケジュール(synchronous age schedule)を求める方法を解説する。

図6 基準 f_x (日本人女性) と同調 f_x (外国人女性) のモーメント同調関係



ここでの基準年齢スケジュールは t 年、 x 歳の日本人女性年齢別出生率 f_x^{Base} であり、同

調年齢スケジュールは t 年の外国人女性年齢別出生率 $f_x^{Sync,i}$ である（今回、外国人女性は国籍で分割していないため i は 1 つのみであるが、国籍別などに分ける場合、 i は複数の値をとる）。

ここで同調とは、基準集団と同調集団の標準年齢パターンのモーメント（平均、標準偏差、水準）の相対格差係数をもとめ、その格差係数の将来推移を仮定し、基準集団の変化を格差係数で調整することにより同調集団の年齢スケジュールを求めることを指す（図 6）。ここでは、基準出生率の実績値 f_x^{Base-a} と将来 t 年仮定値が与えられ、同調出生率 $f_x^{Sync-a,i}$ の実績値が与えられている場合の、同調出生率の将来 t 年仮定値 $f_x^{Sync-proj,i}$ の設定方法を説明する。

6-1. 基準 f_x と同調 f_x のモーメント相対格差係数の算出

基準 f_x が将来にわたり与えられ、同調 f_x の実績値が与えられているとき、両者の t 年のモーメント、すなわち標準偏差 β 、平均 α 、水準 γ 、の格差係数（ $\nabla \beta$ 、 $\Delta \alpha$ 、 $\nabla \gamma$ ）は、以下のように求まる（ここでは Δ は差分、 ∇ は比を表現する）。

$$\begin{aligned}\nabla \beta_{SB,t} &= \beta_{Sync,t} / \beta_{Base,t} \quad (\text{標準偏差の比}) \\ \Delta \alpha_{SB,t} &= \alpha_{Sync,t} - \nabla \beta_{SB,t} \cdot \alpha_{Base,t} \quad (\text{分散調整後の平均の差}) \\ \nabla \gamma_{SB,t} &= \gamma_{Sync,t} / \gamma_{Base,t} \quad (\text{水準の比})\end{aligned}$$

各モーメント格差係数の将来仮定値については、実績の変化傾向を数理曲線（ロジスティック曲線など）で投影する方法など考えられるが、後に示すとおり、近年は必ずしも特定の傾向を示しては無い。そこで以下では、格差係数の将来値については、推計時点（BaseYear=2015）の直近の 5 年間、すなわち 2011～2015 年の平均値を固定値として用いることとした。したがって、格差係数の将来値（固定）は次のように求まる。

$$\begin{aligned}\nabla \beta_{SB} &= (\sum [t=BaseYear-4 \rightarrow BaseYear] \nabla \beta_{SB,t}) / 5 \quad (\text{格差係数の5年平均}) \\ \Delta \alpha_{SB} &= (\sum [t=BaseYear-4 \rightarrow BaseYear] \Delta \alpha_{SB,t}) / 5 \quad (\text{格差係数の5年平均}) \\ \nabla \gamma_{SB} &= (\sum [t=BaseYear-4 \rightarrow BaseYear] \nabla \gamma_{SB,t}) / 5 \quad (\text{格差係数の5年平均})\end{aligned}$$

同調 f_x の将来 t 年の各モーメントは「基準 f_x との相対格差が将来にわたって一定」と仮定することにより、以下のように決まる。

$$\begin{aligned}\beta_t^{Sync} &= \nabla \beta_{SB} \cdot \beta_t^{Base} \quad (t\text{年の標準偏差}) \\ \alpha_t^{Sync} &= \nabla \beta_{SB} \cdot \alpha_t^{Base} + \Delta \alpha_{SB} \quad (t\text{年の平均}) \\ \gamma_t^{Sync} &= \nabla \gamma_{SB} \cdot \gamma_t^{Base} \quad (t\text{年の水準})\end{aligned}$$

出生順位別出生率について、日本人女性と外国人女性の各モーメント格差係数（標準偏

差の比、平均の差、水準の比) の 1987 年から 2015 年までの実績値推移と直近 5 年間の平均値から求めた将来値の推移を示したのが図 7 である。

6-2. 同調 f_x の標準パターンと t 年のモーメント相対格差の算出

同調 f_x の標準パターンは、直近実績 10 年分(2006～2015 年)を使ったモデル値 (一般化対数ガンマ分布モデルの推定) $f_{x,*}^{Sync}$ とする。標準パターンの推定にあたり u (位置)、 b (分散)、 λ (歪み)、 C (水準) の各パラメーターが推定される。標準パターンをしめす*マークを使い、各モーメントは、 β_*^{Sync} 、 α_*^{Sync} 、 γ_*^{Sync} と表す。

同調 f_x の標準パターン(*)と、同調 f_x の t 年のモーメント格差係数は以下で表す。

$$\begin{aligned}\nabla \beta_{t*}^{Sync} &= \beta_t^{Sync} / \beta_*^{Sync} \\ \Delta \alpha_{t*}^{Sync} &= \alpha_t^{Sync} - \nabla \beta_{t*}^{Sync} \cdot \alpha_*^{Sync} \\ \nabla \gamma_{t*}^{Sync} &= \gamma_t^{Sync} / \gamma_*^{Sync}\end{aligned}$$

そして、これらの変化が生じた場合の外国人女性の t 年の同調 f_x そのものを求めるためには、以下の算定式を用いる。

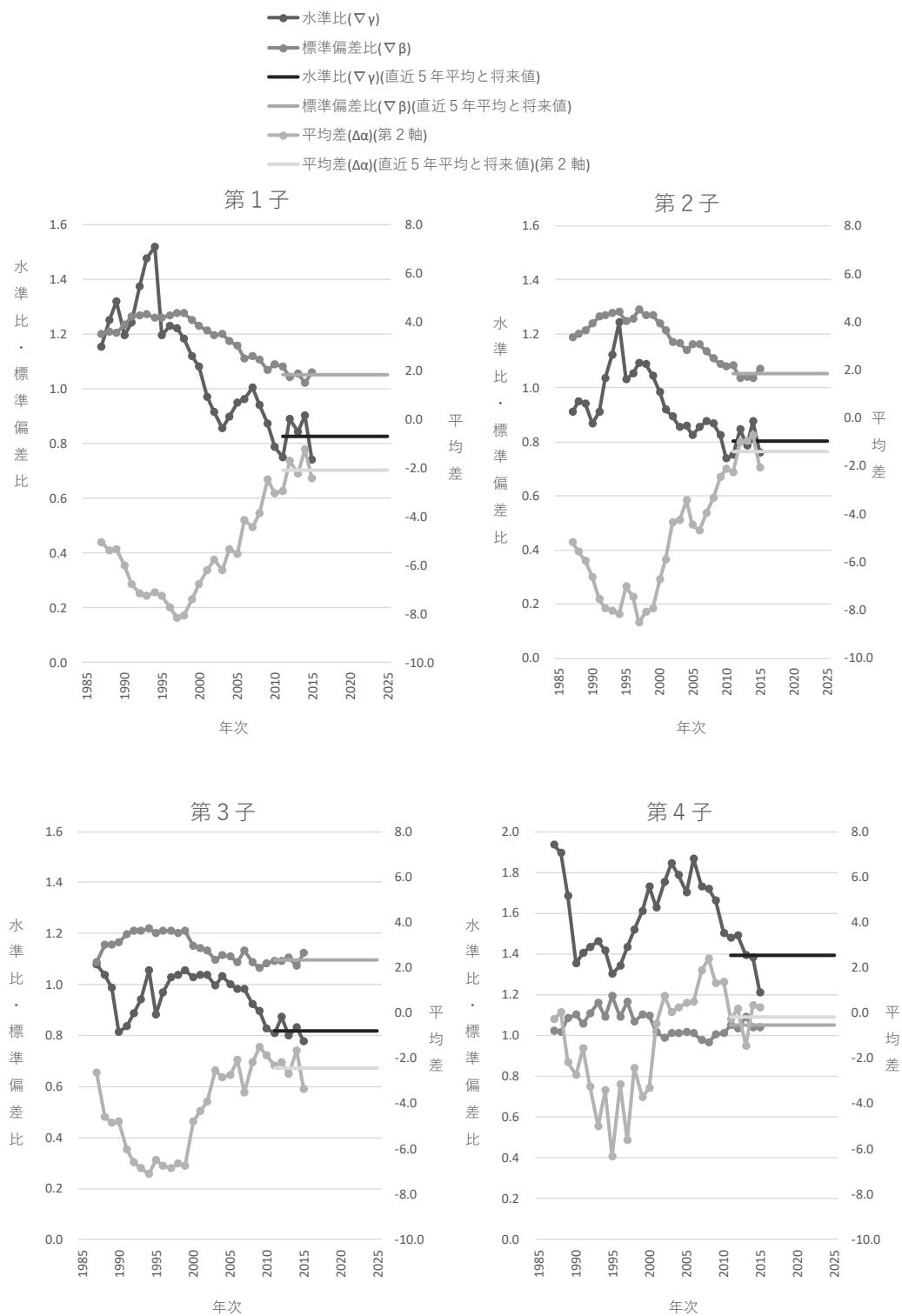
$$f_{x,t}^{Sync} = (\nabla \gamma_{t*}^{Sync} / \nabla \beta_{t*}^{Sync}) \cdot f_{z,*}^{Sync}$$

ここで平均、分散の違いを調整した調整後年齢 z は、以下で求まる。

$$\begin{aligned}z &= (x - \Delta \alpha_{t*}^{Sync}) / \nabla \beta_{t*}^{Sync} \\ &= (1 / \nabla \beta_{t*}^{Sync}) \cdot x - (1 / \nabla \beta_{t*}^{Sync}) \cdot (\Delta \alpha_{t*}^{Sync}) \\ &= (1 / \nabla \beta_{t*}^{Sync}) \cdot x - (1 / \nabla \beta_{t*}^{Sync}) \cdot (\alpha_t^{Sync} - \nabla \beta_{t*}^{Sync} \cdot \alpha_*^{Sync}) \\ &= (1 / \nabla \beta_{t*}^{Sync}) \cdot x - (1 / \nabla \beta_{t*}^{Sync}) \cdot \alpha_t^{Sync} + \alpha_*^{Sync} \\ &= (1 / \nabla \beta_{t*}^{Sync}) \cdot (x - \alpha_t^{Sync}) + \alpha_*^{Sync} \\ &= (\beta_*^{Sync} / \beta_t^{Sync}) \cdot (x - \alpha_t^{Sync}) + \alpha_*^{Sync}\end{aligned}$$

これにより、基準 f_x のモーメント変化に同調する同調 f_x の将来にわたる仮定値 $f_x^{Sync_proj,i}[t]$ を求めることができる。

図7 日本人女性出生年齢パターンと外国人女性出生年齢パターンのモーメント相対格差係数の推移（実績と将来値）



7. 推計された外国人出生率仮定値

2006～2015 年の年齢別出生率実績値（標準年齢パターン）と 2065 年の推計値について、日本人女性と外国人女性を比較したのが図 8 である。日本人女性の仮定値がやや晩産化している変化に同調して、外国人女性出生率の年齢パターンも晩産化を示している。

推計された外国人出生率の合計出生率（全子、第 1～第 3 子）、平均出生年齢、標準偏差の推移を図 9 に示した。2015 年直前の全国との格差が、その後の推移に反映されていることが確認できる。

図 8 実績値（2006～2015 年平均値）および将来仮定値（2065 年）の年齢別出生率：日本人女性と外国人女性

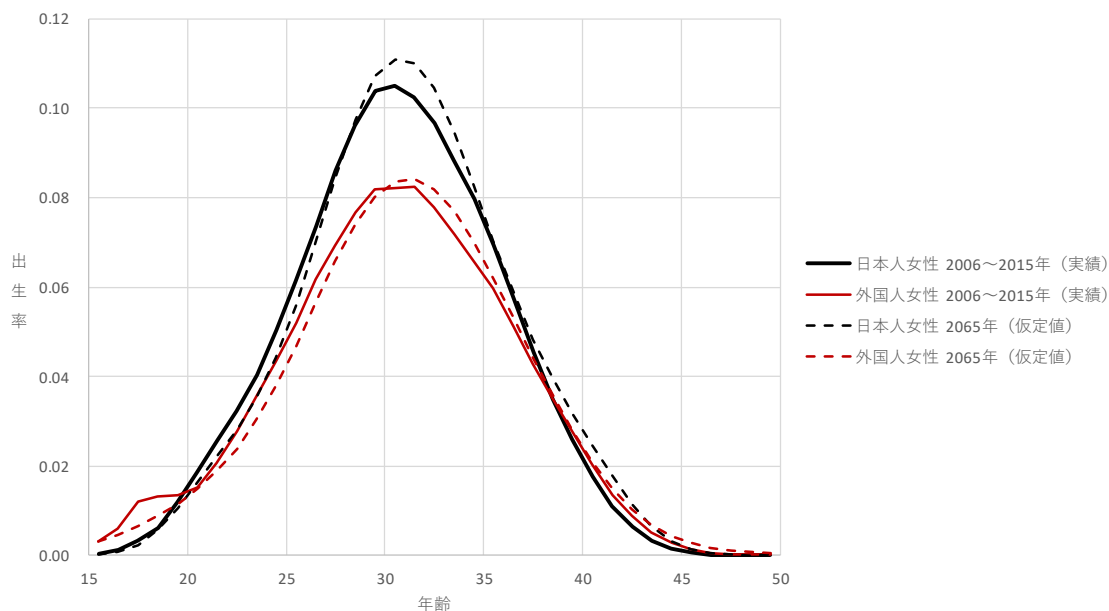
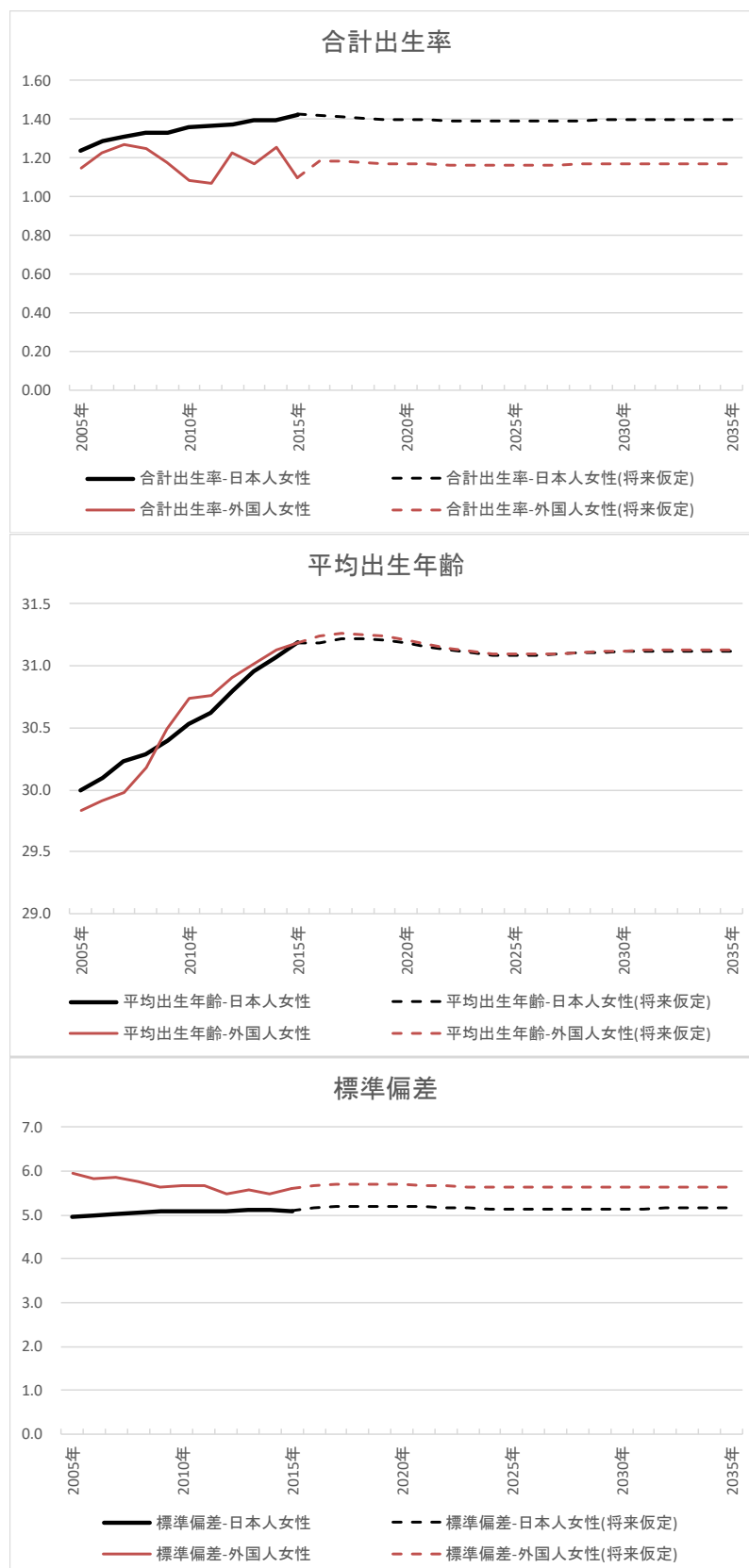


図9 合計出生率、平均出生年齢、標準偏差の推移：日本人女性と外国人女性



8. おわりに

本論文では、出生行動に関して異質な集団が含まれる社会において将来人口推計を行う際に有用な出生率の仮定設定の方法を解説した。日本人、外国人別に推計を行う際には、日本人女性および外国人女性の年齢別出生率の仮定値を設定する必要がある。今回は、日本人女性出生率の将来仮定値が得られた場合に、その年齢別出生率の変化に同調するよう外国人女性の年齢別出生率を推計する手順を示した。異質な集団は出生の年齢スケジュールが異なるが、ここでは同様の社会変化を体験する集団については、変化の傾向が同調すると仮定した。本研究では、別の集団の変化を基準集団の変化に同調させるため、両者の年齢別出生率の平均、分散、水準といったモーメントの相対格差を推計時点で算出し、その格差が保持するよう推計時点の年齢スケジュールを将来について変動させる方法を示した。本研究で示した方法論は、一般的に任意の基準集団に対する別の集団の仮定設定に用いることができる。外国人人口をさらに国籍別に推計する場合や、全国を基準とした場合の都道府県別出生率の将来仮定など（岩澤ほか 2019）、様々な異質性が想定される集団の将来人口推計に応用できることが期待できる。

付記

本研究のデータ処理については林静芳氏に協力いただいた。ここに記して感謝申し上げる。

参考文献

- 岩澤美帆・金子隆一・余田翔平・小池司朗・別府志海(2019)「全国将来推計人口における年齢別出生率仮定値に同調した都道府県別年齢別出生率の推計とその応用」『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（平成 30 年度）総括研究報告書（研究代表者：石井太）』, pp.163-180.
- 勝野真人, 林謙治（1990）「わが国における外国人の出産—その推移と将来予測」, 『週産期医学』, pp.1729-32.
- 金子隆一(1993)「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第 49 巻 1 号, pp.17-38.
- 金子隆一・三田房美（2008）「将来人口推計の基本的性質と手法的枠組みについて」『人口問題研究』第 64 巻第 3 号, pp.3-27.
- 金子隆一(2009)「将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて」『人口問題研究』第 65 巻第 2 号, pp.1-27.
- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」. <http://www.ipss.go.jp/p->

toukei/JMD/index.asp.

国立社会保障・人口問題研究所(2017)『日本の将来推計人口（平成 29 年推計）』.

是川夕(2013a)「日本における外国人女性の出生力—国勢調査個票データによる分析—」

『人口問題研究』第 69 巻第 4 号, pp.86-102.

是川夕(2013b)「日本における外国人の移住過程がその出生率に及ぼす影響について」,『社会学評論』, 64 (1), pp.109-27.

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 巻 4 号, pp. 293-319.

山内昌和(2010)「近年の日本における外国人女性の出生数と出生率」『人口問題研究』第 66 巻第 4 号, pp.41-59.

Kaneko, R. (2003). "Elaboration of the Coale-McNeil nuptiality model as the generalized log gamma distribution: a new identity and empirical enhancements." *Demographic Research* 9(10): 223-262.

市区町村別世帯数の将来推計の試み —静岡県市区町を対象として—

小池司朗・小山泰代

1. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所(以下、社人研)は、人口と世帯数について、それぞれ国勢調査を基準として全国と地域別の将来推計を実施している。これらのうち地域別の将来推計では、2000年の国勢調査を基準とした推計以降、人口は市区町村別に推計しているのに対して¹、世帯数は一貫して都道府県別のみの推計としている。これは主として、市区町村別では男女5歳階級別人口を家族類型別の世帯主(および非世帯主)に分解するのが困難であることに起因する。とくに人口規模の小さい町村では、男女年齢別・家族類型別の世帯主率が不安定に推移しがちであるため、世帯主率の将来仮定を設定することが非常に困難となる。

その一方で、市区町村別世帯数の将来推計を独自に実施している都道府県や市区町村も比較的多く(西岡ほか 2007a, 2007b)、地方自治体における市区町村別の世帯数の将来推計への関心は人口に劣らず高い。社人研においても、東京圏を対象地域として市区町村別世帯数の将来推計の試算推計を行ったことがあり(西岡・山内 2007)、研究ベースでは空き家の増加を念頭に置き、住宅の高断熱化を推進した場合のエネルギー消費量の将来見通しに市区町村別世帯数の将来推計が行われた例もみられる(石河ほか 2017)。今後、全国的に高齢単独世帯やひとり親世帯の増加などが見込まれているなかで、都道府県よりも詳細な地域単位での世帯数の将来推計は、地方自治体による家族関係政策の立案や住宅・エネルギー等の各種需要見通しのための基礎データ等として有用であると考えられる。

そこで本研究では、県内に多様な性格を持った地域が含まれる静岡県を対象地域とし、市区町別²世帯数の将来推計を試みることとした。ただし、推計精度を検証するために、2010年国勢調査を基準として2015年の市区町別・男女年齢別・家族類型別の世帯数推計を行い、2015年国勢調査による実績値との比較を行った。また、市区町別・男女年齢別・家族類型別の世帯主率は不安定となることを考慮して、市区町・男女年齢・家族類型をそれぞれ縮約して推計を行い、推計精度が向上するかどうかを確認した。基準時点から5年後の推計のみではあるが、推計精度の観点から推計結果を検証することは、今後における市区町村別世帯数の将来推計の実現性を検討するうえでも有意義であるといえよう。

¹ 2010年と2015年の国勢調査を基準とした推計では、東日本大震災に伴う東京電力福島第一原子力発電所の事故によって市町村別の将来人口を見通すのがきわめて困難であることから、福島県では県全体のみの推計を行っている。

² 静岡県には村は存在しない。

2. 推計の概要と誤差の評価

2-1. 推計の枠組み

推計の基準となるデータは、2010年国勢調査による静岡県の市区町別・世帯主の男女年齢別・家族類型別の一般世帯数である。社人研「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」では、2000年以降に政令指定都市となった静岡市と浜松市は市全体のための推計としているが（国立社会保障・人口問題研究所 2018）、今回の推計では行政区別の推計を行った。年齢については5歳階級別（20歳以下、20～24歳、・・・80～84歳、85歳以上）、家族類型については5類型別（単独世帯、夫婦のみの世帯、夫婦と子から成る世帯、ひとり親と子から成る世帯、その他の一般世帯）の推計とし、これらは社人研による都道府県別世帯数の将来推計と同様である（国立社会保障・人口問題研究所 2019）。以下、これを基本推計と呼ぶこととする。

2-2. 推計手法

推計手法は、社人研による都道府県別世帯数の将来推計と同様、世帯主率法とした（国立社会保障・人口問題研究所 2019）。2015年の世帯数推計に必要な市区町別・男女年齢別・家族類型別の世帯主率は、2010年国勢調査から得られる静岡県と各市区町の値の比を一定として設定した。これは、西岡・山内（2007）によって行われた試算推計における仮定設定手法と同一である。2015年の市区町 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯主率を $h(2015)_{i,s,x,j}$ とすると、

$$h(2015)_{i,s,x,j} = \frac{h(2010)_{i,s,x,j}}{h(2010)_{\#,s,x,j}} \times h(2015)_{\#,s,x,j}$$

となる。ここで、 $h(2010)_{i,s,x,j}$ ：2010年の市区町 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯主率³、 $h(2010)_{\#,s,x,j}$ ：2010年の静岡県、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯主率、 $h(2015)_{\#,s,x,j}$ ：2015年の静岡県、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯主率である。なお、 $h(2015)_{\#,s,x,j}$ については、2015年国勢調査から得られる実績値を用いることとした⁴。したがって、県全体の世帯主率によってもたらされる誤差はゼロとなる。

続いて、2015年の市区町 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳、家族類型 j の世帯数 $H(2015)_{i,s,x,j}$ は、

$$H(2015)_{i,s,x,j} = h(2015)_{i,s,x,j} \times P(2015)_{i,s,x}$$

³ 2010年の世帯主率の分母人口には、年齢・国籍不詳を按分した人口を用いた。按分方法は、社人研「日本の地域別将来推計人口」による2010年の基準人口の作成と同様の方法である（国立社会保障・人口問題研究所 2013）。

⁴ 社人研「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）2019年推計」において推計の基準世帯数となっている家族類型不詳を按分した静岡県の男女年齢別・家族類型別世帯数と、2015年の国勢調査による静岡県の男女年齢別人口（年齢・国籍不詳を按分した人口）から算出される世帯主率を用いた。

として求められる。ここで、 $P(2015)_{i,s,x}$ ：2015年の市区町 i ，性 s ，年齢 $x \sim x+4$ 歳の人口であり，国勢調査による実績値（年齢・国籍不詳を按分した人口）を用いた。つまり，県全体の世帯主率に加えて，市区町別人口によってもたらされる誤差もゼロとなり，誤差が生じる要因は静岡県と各市区町の世帯主率の比のみとなるため，誤差の分布から，2010年国勢調査から得られる静岡県と各市区町の（世帯主率の）値の比を一定とする仮定の妥当性が検証できることになる。

2－3．その他留意事項

2010年国勢調査では家族類型不詳の世帯が存在するが，社人研「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）2014年4月推計」において推計の基準世帯数となっている2010年の静岡県の男女年齢別・家族類型別世帯数（家族類型不詳按分済）から求められる家族類型別・男女年齢別の按分率を各市区町に一律に当てはめることによって，家族類型不詳の世帯を按分し，これを基準世帯数とした。

また，上述の仮定により算出される2015年の市区町別・男女年齢別・家族類型別世帯数の合計は，2015年国勢調査による実績値（社人研「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）2019年推計」において推計の基準世帯数となっている家族類型不詳を按分した静岡県の男女年齢別・家族類型別世帯数）から若干乖離するが，一律補正によって後者の実績値に合致させた。これにより，静岡県全体での誤差は男女年齢別・家族類型別ですべてゼロとなる。

2－4．誤差の評価

実績値と比較した推計値の誤差については，個別地域における誤差指標と，全県を通してみた場合の誤差指標の2つの観点から評価した。

個別地域における誤差指標となる誤差率（ $E(2015)_i$ ）は，下記のとおりである。

$$E(2015)_i = \frac{H(2015)_{i,e} - H(2015)_{i,a}}{H(2015)_{i,a}} \times 100$$

ここで， $H(2015)_{i,e}$ ：市区町 i の2015年の世帯数推計値， $H(2015)_{i,a}$ ：国勢調査による市区町 i の2015年の世帯数実績値，である。 $E(2015)_i$ がプラスの値なら過大推計，マイナスの値なら過小推計となる⁵。

⁵ 煩雑な表記を避けるため，式中では年齢階級・家族類型の添え字を省略しているが，実際には年齢階級別・家族類型別にも誤差指標を算出しており，続いて記述した合計絶対誤差率（*TAPE*）についても同様である。なお，2015年国勢調査においても家族類型不詳の世帯が存在するが，社人研「日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）2019年推計」において推計の基準世帯数となっている2015年の静岡県の男女年齢別・家族類型別世帯数（家族類型不詳按分済）から求められる家族類型別・男女年齢別の按分率を各市

また、全県を通してみた場合の誤差指標は、下記の合計絶対誤差率 (*TAPE*: Total Absolute Percentage Error) により算出した。

$$TAPE = \frac{\sum_i |H(2015)_{i,e} - H(2015)_{i,a}|}{H(2015)_{\#e}} \times 100$$

ここで、 $H(2015)_{\#e}$: 静岡県全体の 2015 年の世帯数推計値である。なお上述のように、一律補正によって県全体では推計値と実績値を合致させているため、分母は静岡県全体の 2015 年の世帯数実績値 ($H(2015)_{\#a}$) としても同じ値が得られる。

全地域を通してみた場合の誤差指標としては、各地域の誤差率の絶対値を単純平均して求められる平均絶対誤差率 (*MAPE*: Mean Absolute Percentage Error) が代表的であるが、*MAPE*では人口規模の小さい地域の誤差率が過大に評価される傾向があり、静岡県の市区町は人口規模に大きな差があることから、単純に誤差数の絶対値の合計によって評価が可能な*TAPE*により誤差の水準を測ることとした。

3. 推計結果

3-1. 個別地域における誤差

推計された世帯数（一般世帯）総数について、誤差率 ($E(2015)_i$) 分布を図 1 に示した。

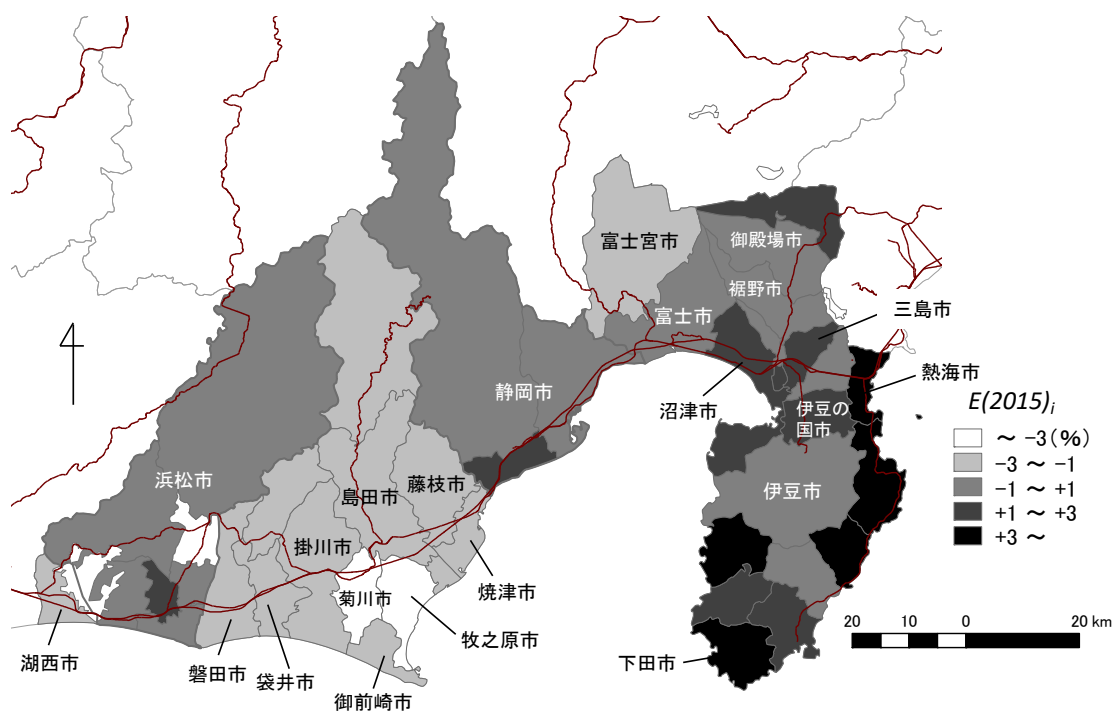


図 1 市区町別、一般世帯総数の推計誤差率

区町に一律に当てはめることによって、家族類型不詳の世帯を按分し、これを実績値とした。

世帯数総数では誤差率が低くとどまる市区町が多く、全 43 市区町のうち、誤差率が±1%未満の市区町数は 14、±2%未満の市区町数は 26、±3%未満の市区町数は 35 となった。静岡県全体の男女年齢別家族類型別の世帯主率および市区町別の男女年齢別人口が所与というタイトな条件のもとでは、推計精度は比較的良好といえる。ただし図 1 から誤差率の分布をみると、全体として東高西低の傾向があり、伊東市・伊豆の国市・下田市などが含まれる伊豆地域では推計値が実績値を上回る傾向が強いのに対して、島田市・藤枝市・牧之原市などが含まれる志太榛原地域では逆に推計値が実績値を下回る傾向が強くみられた。

表 1 市区町別、家族類型別の誤差率

	(%)					
	全体	単独	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	その他
静岡市 葵区	0.9	1.1	0.9	-1.4	2.6	4.1
静岡市 駿河区	1.3	-1.1	1.4	2.2	4.3	4.4
静岡市 清水区	0.0	-2.3	0.8	-0.4	1.5	3.4
浜松市 中区	2.7	3.3	2.7	1.6	4.1	1.8
浜松市 東区	-0.4	0.1	-0.1	-0.3	-0.3	-2.2
浜松市 西区	-0.2	3.9	-0.5	-1.1	-3.4	-1.7
浜松市 南区	0.4	-0.1	3.8	2.0	2.5	-7.9
浜松市 北区	-0.8	4.9	-1.8	-1.5	-5.4	-3.6
浜松市 浜北区	-3.5	-4.6	-5.2	-4.8	1.5	-0.4
浜松市 天竜区	0.3	-0.9	3.0	-2.1	-2.4	2.0
沼津市	1.1	-3.7	4.6	5.7	2.7	-2.7
熱海市	9.0	14.1	10.4	5.1	9.3	-13.5
三島市	1.5	1.7	2.3	1.7	4.4	-2.9
富士宮市	-1.6	-5.9	-1.5	0.8	-1.1	0.3
伊東市	3.5	3.2	5.2	4.0	1.4	1.4
島田市	-2.5	-2.7	-5.2	-2.7	-3.6	1.0
富士市	-0.3	1.1	-3.3	-0.1	-1.9	2.1
磐田市	-1.4	-2.7	-1.6	-0.1	-2.2	-1.1
焼津市	-2.6	-7.0	-2.1	-0.2	-4.7	-0.1
掛川市	-3.0	-5.7	-5.0	-2.0	-4.3	1.9
藤枝市	-2.0	-2.3	-3.8	-1.0	-1.4	-0.9
御殿場市	0.7	5.7	0.4	-0.3	-5.9	-2.0
袋井市	-2.7	-5.1	-2.7	-2.8	-2.3	1.5
下田市	2.2	2.2	5.5	4.3	-4.5	-1.5
裾野市	-0.1	5.6	-5.3	-2.9	-4.3	3.0
湖西市	-1.6	-5.3	0.1	-1.0	-1.8	2.1
伊豆市	0.1	0.9	-1.1	0.8	-1.7	0.7
御前崎市	-2.4	-0.7	-3.1	-3.0	-6.1	-2.1
菊川市	-3.8	-3.3	-4.4	-2.6	-7.1	-4.3
伊豆の国市	2.1	8.9	1.5	0.1	4.1	-6.7
牧之原市	-3.6	-6.2	-5.3	-0.7	-10.6	-0.6
東伊豆町	3.3	5.3	1.2	3.9	2.5	1.3
河津町	0.4	-2.1	1.5	4.9	-0.3	-1.5
南伊豆町	3.3	9.9	1.6	-0.1	-0.8	0.1
松崎町	1.9	3.8	3.9	-1.7	4.1	-1.7
西伊豆町	3.1	0.7	4.9	-0.2	7.1	6.2
函南町	-0.4	0.1	-1.5	-0.7	-2.4	2.6
清水町	1.9	2.0	4.8	4.1	3.1	-8.5
長泉町	-0.2	4.9	-4.1	-4.3	-0.6	6.0
小山町	1.4	5.1	-4.9	5.9	0.1	-2.8
吉田町	-1.3	6.8	-4.0	-4.6	-5.6	-1.6
川根本町	-1.6	-13.1	11.4	2.6	-5.0	-1.2
森町	-2.0	-5.2	1.5	-5.6	4.9	-0.5

また市区町別に家族類型別の誤差率をみると（表 1）、当然ながら誤差率は家族類型別に大きく異なっている。とくに単独世帯において伊豆地域では推計値が実績値を上回る市町が多かった反面、志太榛原地域では推計値が実績値を下回る市町が多く、結果として上述のような誤差につながったと考えられる。

3－2．全県を通してみた場合の誤差

全県を通してみた場合の誤差（*TAPE*）について、ここでは家族類型別と男女年齢別にみることとする。

まず家族類型別にみた*TAPE*は図 2 のとおりである。単独世帯の誤差率が最も大きく、次いでひとり親と子、夫婦のみ、その他の順となり、夫婦と子において最も誤差率が小さくなった。詳細には後述の 3－3 で検討するが、とくに単独世帯では県と各市区町の男女年齢別世帯主率の比を一定と置いた仮定が妥当ではなかった可能性もある。

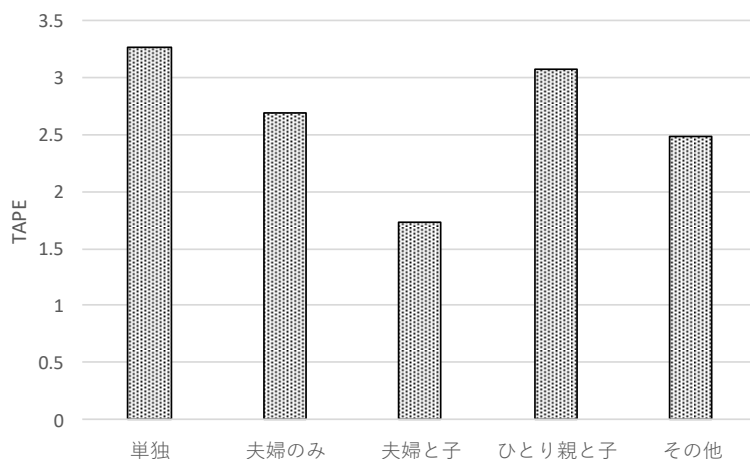


図 2 家族類型別の合計絶対誤差率（*TAPE*）

一方、男女年齢別にみた*TAPE*は図 3 のとおりであり⁶、全年齢について女性の誤差率が男性の誤差率を上回った。女性の方が市区町別の世帯形成の動きが多様であること、各年齢において女性の世帯主数が男性の世帯主数よりも大幅に少ないため、誤差率としてみれば女性の方で拡大しやすくなることなどが影響していると考えられる。また年齢別には、男女とも 30～34 歳以下と 80～84 歳以上で誤差率が高い U 字型を示している。30～34 歳以下では結婚等により世帯の家族類型が変化しやすく、80～84 歳以上の高齢者では施設世帯への移動が多くなり、市区町間でその度合いに差があることなどが誤差率拡大の主な要因とみられる。

⁶ 世帯主数の少ない 20 歳未満は 20～24 歳と合わせて 24 歳以下の誤差率として算出した。

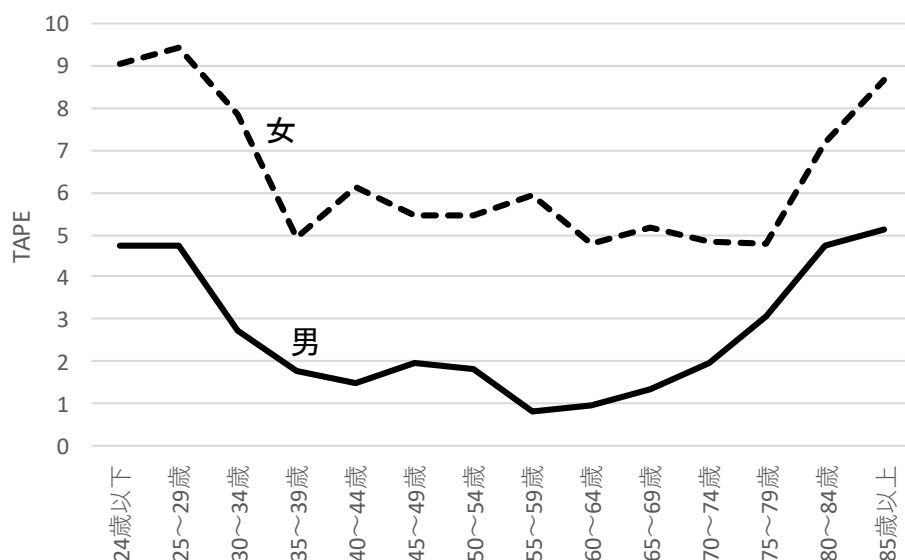


図3 男女年齢別の合計絶対誤差率 (TAPE)

3-3. 個別地域の世帯総数の誤差に関する考察

以下では、3-1で述べた市区町別の世帯数総数の推計誤差について、平均世帯人員の観点から考察する。

2010年と2015年の静岡県の総人口に占める一般世帯人員割合の比を2010年の各市区町の一般世帯人員割合に乗じることによって推計された2015年の各市区町の一般世帯人員から平均世帯人員の推計値を求め、2015年の平均世帯人員の実績値と比較したのが表2である。表2には、2010年の平均世帯人員の実績値も併記している。「平均世帯人員＝一般世帯人員／一般世帯総数」であり、一般世帯人員は実績値に近い値を用いていることから⁷、世帯総数の推計値が実績値を上回った地域の平均世帯人員は実績値よりも少なく推計され、逆に世帯総数の推計値が実績値を下回った地域の平均世帯人員は実績値よりも多く推計されたことになる。たとえば、+9.0%の誤差率であった熱海市では2015年の平均世帯人員の実績値1.944人に対して推計値1.789人となった一方で、-3.6%の誤差率であった牧之原市では2015年の平均世帯人員の実績値2.914人に対して推計値3.023人となった。

このような平均世帯人員の誤差は、2010年時点の平均世帯人員の水準と大きく関連している。図4は、2010年の平均世帯人員の実績値を横軸、2015年の平均世帯人員の推計値と実績値の差を縦軸として描いた散布図である。本図によれば、2010年の平均世帯人員の規模が大きいほど推計値が実績値を上回り、2010年の平均世帯人員の規模が小さいほど推計値が実績値を下回る傾向が明らかとなっており、相関係数は0.906と非常に高い。2010～2015年では全市区町で平均世帯人員が減少しており、平均世帯人員の規模の大きい地域では全県よりも速いペースで世帯規模の縮小が進行した一方で、平均世帯人員の規模が小さい地域では相対的に世帯規模の縮小が緩やかに進行したことを表している。つまり県内で

⁷ 上述により推計された2015年の市区町別の一般世帯人員の実績値との乖離はごくわずかであった。

表 2 平均世帯人員の実績値（2010 年・2015 年）と推計値（2015 年）

	2010年	2015年		
	実績値	実績値	推計値	差
静岡県	2.647	2.539	2.539	0.000
静岡市 葵区	2.529	2.435	2.412	-0.023
静岡市 駿河区	2.400	2.304	2.273	-0.031
静岡市 清水区	2.633	2.509	2.507	-0.002
浜松市 中区	2.281	2.211	2.154	-0.057
浜松市 東区	2.627	2.531	2.539	0.008
浜松市 西区	2.871	2.781	2.784	0.003
浜松市 南区	2.693	2.596	2.584	-0.012
浜松市 北区	2.900	2.808	2.830	0.021
浜松市 浜北区	3.012	2.886	2.996	0.110
浜松市 天竜区	2.698	2.530	2.532	0.002
沼津市	2.500	2.372	2.351	-0.021
熱海市	1.968	1.944	1.789	-0.155
三島市	2.473	2.400	2.358	-0.042
富士宮市	2.771	2.624	2.669	0.045
伊東市	2.289	2.189	2.121	-0.068
島田市	2.985	2.822	2.901	0.079
富士市	2.759	2.642	2.651	0.009
磐田市	2.799	2.685	2.720	0.034
焼津市	2.871	2.717	2.786	0.069
掛川市	2.905	2.747	2.829	0.083
藤枝市	2.832	2.710	2.763	0.053
御殿場市	2.729	2.665	2.654	-0.011
袋井市	2.815	2.690	2.763	0.073
下田市	2.265	2.162	2.101	-0.061
裾野市	2.561	2.496	2.504	0.008
湖西市	2.758	2.623	2.666	0.043
伊豆市	2.653	2.500	2.505	0.005
御前崎市	2.985	2.831	2.902	0.071
菊川市	2.999	2.869	2.973	0.105
伊豆の国市	2.586	2.530	2.478	-0.052
牧之原市	3.106	2.914	3.023	0.109
東伊豆町	2.295	2.172	2.122	-0.050
河津町	2.563	2.421	2.412	-0.009
南伊豆町	2.443	2.356	2.282	-0.074
松崎町	2.514	2.376	2.343	-0.033
西伊豆町	2.314	2.205	2.137	-0.068
函南町	2.685	2.559	2.568	0.008
清水町	2.619	2.556	2.511	-0.045
長泉町	2.566	2.515	2.514	0.000
小山町	2.930	2.782	2.781	-0.001
吉田町	2.877	2.806	2.838	0.032
川根本町	2.688	2.476	2.518	0.042
森町	3.147	2.988	3.051	0.064

注：一般世帯について

は、同期間に平均世帯人員の市区町間較差は縮小していたことになる。

今回行った推計では、2010～2015 年における静岡県全体での世帯の変化の傾向を各市区町に一律に当てはめたが、実際には同期間における市区町別にみた変化は多様であり、将来の世帯主率の仮定設定手法には大いに検討の余地があるといえる。上述のように、平均世帯人員の市区町間較差の縮小傾向が明らかになったことから、たとえば世帯人員の少ない類型である「単独世帯」・「夫婦のみ世帯」に関して世帯主率の市区町間較差を縮小させるよう

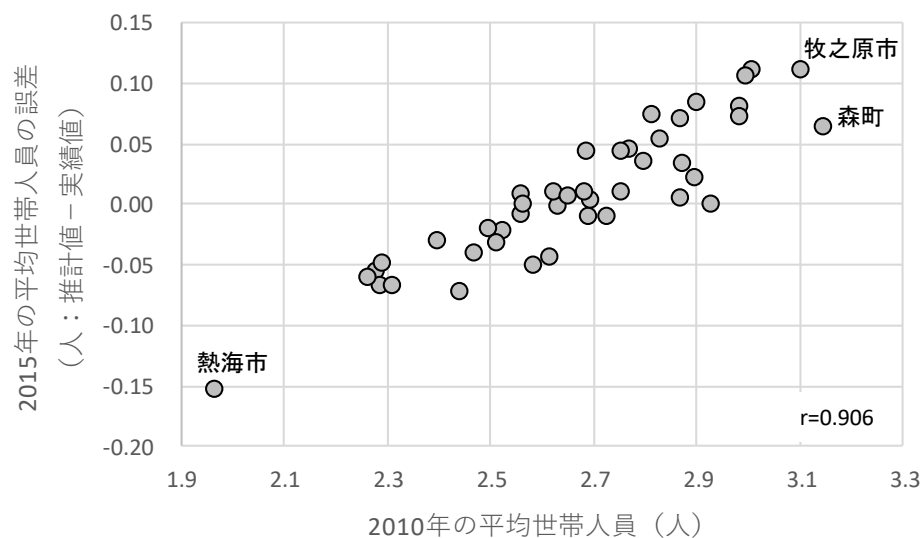


図4 2010年の平均世帯人員と2015年の平均世帯人員の誤差

な仮定を設定すれば、推計値の誤差率は全体として小さくなった可能性が高い。2010年のデータのみからこのような傾向を見通すことは困難であるが、2005年以前の国勢調査結果も含めて時系列的な傾向を分析すれば、より投影の観点に即した合理的な仮定設定が可能となったであろう。

4. 属性の縮約とTAPE

基本推計において市区町別・男女5歳階級別・家族類型別に算出される世帯主率は、市区町の人口規模が小さくなるほど不安定となりやすいため、誤差率が拡大する可能性もある。そこで、地域・年齢・家族類型の各属性をそれぞれ縮約した推計も併せて行った。具体的には、地域縮約では市区町を5地域にまとめ、年齢縮約では5歳階級を15歳階級とし、家族類型縮約では5類型を類型無しとして、それぞれ2015年の世帯数推計を行った。世帯主率の仮定設定手法は基本推計と同様であり、属性を縮約した場合は、縮約した区分で2010年における静岡県全体との世帯主率の比を算出し、これを2015年も一定とした。なお、地域縮約における5地域、年齢縮約における15歳階級はそれぞれ表3、表4のとおりである。

表 3 縮約した 5 地域と構成市町

5地域	構成市町
伊豆半島	熱海市、伊東市、下田市、伊豆市、伊豆の国市、東伊豆町、河津町、南伊豆町、松崎町、西伊豆町
東部	沼津市、三島市、富士宮市、富士市、御殿場市、裾野市、函南町、清水町、長泉町、小山町
中部	静岡市
志榛・中東遠	島田市、磐田市、焼津市、掛川市、藤枝市、袋井市、御前崎市、菊川市、牧之原市、吉田町、川根本町、森町
西部	浜松市、湖西市

表 4 5 歳階級から 15 歳階級への縮約

5歳階級	15歳階級
20歳未満	
20～24歳	30歳未満
25～29歳	
30～34歳	
35～39歳	30～44歳
40～44歳	
45～49歳	
50～54歳	45～59歳
55～59歳	
60～64歳	
65～69歳	60～74歳
70～74歳	
75～79歳	
80～84歳	75歳以上
85歳以上	

全県を通してみた場合の誤差 (*TAPE*) は、基本推計も含め、最小公倍の属性（すなわち、5 地域・15 歳階級・家族類型無し）により男女別に算出した。その結果は、図 5 のとおりである。各属性を縮約した推計の*TAPE*をみると、まず年齢縮約では、女性の 29 歳以下や 60～74 歳において比較的大きな誤差率の低下がみられるものの、男性では基本推計の誤差率と大きく変わらない。地域縮約では、女性の 75 歳以上において誤差率の低下がみられるものの、その他は男女とも基本推計の誤差率とほぼ同じ水準である。一方家族類型縮約では、男性 45～59 歳以上において顕著な誤差率の低下がみられ、女性でも 30～44 歳と 45～59 歳においては今回行った推計のなかで最も誤差率が低くなった。

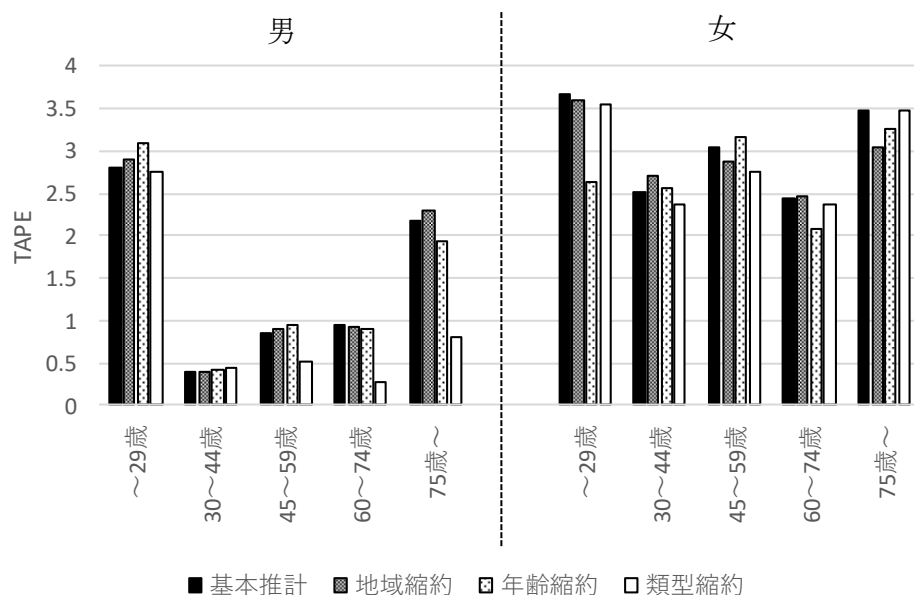


図 5 各推計の合計絶対誤差率 (TAPE)

属性の縮約と誤差率の傾向については他地域や他時点での検証が不可欠であるが、静岡県内市区町における 2010 年の世帯主率を用いた 2015 年の推計に関しては、家族類型を無類型とすることによって推計精度は大きく向上した。家族類型を問わなければ、世帯主となる（あるいは非世帯主となる）年齢パターンは市区町別にみても比較的安定しているのではないかということがひとつの可能性として考えられるが、詳細な要因の解明は今後の課題である。

5. おわりに

本稿では静岡県の市区町を対象とし、2010 年国勢調査データを利用して 2015 年の世帯数推計を行い、2015 年国勢調査による実績値との比較等を通じて、市区町村別世帯数の将来推計の実現性について検討した。その結果得られた知見は、概ね下記 3 点にまとめることができる。

第 1 に、県全体の世帯主率および市区町別男女年齢別人口が所与というタイトな条件のもとでは、5 年後の市区町別世帯数の推計精度は全体としては良好であった。しかし、実際に今回の推計と同様の枠組みにより世帯主率法を用いて将来の世帯数を推計する場合は、県全体の世帯主率および市区町別男女年齢別人口も含めて推計する必要があるが、10 年後やそれ以上先の時点での推計では市区町によって大きな誤差が生じる可能性は高い。この点については、社人研が過去に行った都道府県別世帯数の推計値の誤差を人口要因と世帯主率要因に分解して分析することによって、市区町村別の世帯数推計値の誤差についてもある程度の見通しが得られると考えられる。第 2 に、世帯総数の推計値の誤差率を市区町別

にみると東高西低の傾向がみられた。平均世帯人員の観点から誤差の傾向を分析すると、実績値ベースでは 2010～2015 年で平均世帯人員の市区町間較差は縮小していたが、今回の推計では県全体の傾向に合わせて各市区町で一律の仮定を設定したために、2010 年時点で平均世帯人員の多い地域と少ない地域で相対的に誤差が拡大することとなった。したがって、世帯主率の仮定設定手法には大いに検討の余地があり、たとえば、社人研の都道府県別世帯推計と同様、過去 15～20 年程度の時系列的な傾向を踏まえることによって、より投影の観点に即した仮定設定が可能になると考えられる。第 3 に、各種属性を縮約した推計では、家族類型を無類型とした場合で推計精度は大きく向上した。他地域または他時点でも同様に当てはまる普遍的な現象であるかどうかは今後検証していく必要があるが、市区町村別には家族類型無しでも世帯主の男女年齢別世帯数の推計値があれば政策等への活用が可能な場面も多いと考えられ、地方自治体等が独自に市区町村別の世帯数推計を行う場合には参考となる結果といえよう。

2019 年末に策定された地方創生第 2 期の「まち・ひと・しごと創生総合戦略」（以下、「総合戦略」）においては、全国的な高齢者世帯の増加や単身化の進行と関連して地域包括ケアシステムの構築等にも触れられている（内閣官房まち・ひと・しごと創生本部 2019）。「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」や「総合戦略」を勘案した「地方人口ビジョン」・「地方版総合戦略」は、都道府県と同様に市区町村でも作成することが義務づけられており、人口とともに世帯数の市区町村別推計値が存在すれば、それらのなかで高齢者福祉施策の立案等に活用されることも考えられる。現段階では、公式推計として世帯数の市区町村別将来推計を行うことは困難であるものの、その実現可能性については、今後も様々な角度から検証していく必要があるだろう。

参考文献

- 石河正寛・松橋啓介・堀星至・有賀敏典（2017）「高断熱住宅への建替えによる民生家庭部門世帯あたり一次エネルギー消費量の削減見通し」『土木学会論文集 G（環境）』73 巻 6 号，pp.II_45- II_52.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『日本の地域別将来推計人口—平成 22（2010）～52（2040）年—平成 25 年 3 月推計』人口問題研究資料第 330 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2014）『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）—平成 22（2010）～47（2035）年—2014 年 4 月推計』人口問題研究資料第 332 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の地域別将来推計人口—平成 27（2015）～57（2045）年—平成 30 年推計』人口問題研究資料第 340 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2019）『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）—平成 27（2015）～52（2040）年—2019 年推計』人口問題研究資料第 343 号.
- 内閣官房まち・ひと・しごと創生本部（2019）「第 2 期「まち・ひと・しごと創生総合戦略」

(<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/r1-12-20-senryaku.pdf> : 2020 年 2 月 25 日閲覧)

西岡八郎・山内昌和（2007）「東京圏一都三県全市区町村における世帯の将来動向--世帯数の将来推計試算結果より」『人口問題研究』63 巻 3 号, pp.58-69.

西岡八郎・山内昌和・小池司朗（2007a）「地方自治体における人口及び世帯数の将来推計の実施状況と社人研推計の利用状況―都道府県の場合」『人口問題研究』63 巻 2 号, pp.57-66.

西岡八郎・山内昌和・小池司朗（2007b）「地方自治体における人口および世帯数の将来推計の実施状況と社人研推計の利用状況および人口関連施策への対応―市区町村の場合」『人口問題研究』63 巻 4 号, pp.56-73.

高齢者の居住状態の将来推計

鈴木 透（国立社会保障・人口問題研究所）

国立社会保障・人口問題研究所では、過去2回、高齢者の居住状態の将来推計を公表したことがある（国立社会保障・人口問題研究所 2012, 2017）。これらは世帯数の将来推計（国立社会保障・人口問題研究所 2008, 2010, 2013, 2014）を補完するものである。世帯数の将来推計では、65歳以上または75歳以上の世帯主の家族類型が提示されている。しかしそうした世帯には65歳未満の世帯員も含まれる反面、世帯主が65歳未満である世帯に所属する高齢世帯員は含まれないことになる。世帯主の年齢にかかわらず、高齢者がどのような世帯に所属しているかを示すのが、「高齢者の居住状態」の将来推計である。本稿では2015年国勢調査を出発点とした最新の世帯数の将来推計（国立社会保障・人口問題研究所 2018）に依拠し、日本全国の高齢者の居住状態の将来推計（2015～40年）を行う。最終的な将来推計値は都道府県別の推計値の積み上げで求めねばならず、本稿で提示する将来推計値は暫定的なものである。

1. 高齢者の居住状態の定義

厚生労働省統計情報部の国民生活基礎調査（旧厚生行政基礎調査）では、65歳以上高齢者の居住状態が得られる。表1は国立社会保障・人口問題研究所(2019)の表7-16から再引用したものである。

表1. 65歳以上男女の居住状態別分布

年次	単独	夫婦のみ	子ども夫婦 と同居	配偶者のいない 子どもと同居	その他の親 族と同居	非親族と 同居
1980	8.5	19.6	52.5	16.5	2.8	0.2
1985	9.3	23.0	47.9	16.7	2.8	0.2
1990	11.2	25.7	41.9	17.8	3.3	0.2
1995	12.6	29.4	35.5	18.9	3.5	0.2
2000	14.1	33.1	29.4	19.7	3.5	0.2
2005	15.5	36.1	23.3	21.6	3.4	0.1
2010	16.9	37.2	17.5	24.8	3.6	0.1
2015	18.0	38.9	12.5	26.5	4.0	0.2
2017	17.8	40.3	11.3	26.3	4.1	0.2

厚生労働省統計情報部『厚生行政基礎調査報告』『国民生活基礎調査』による。

1995年は兵庫県を除く。

子との同居は「子ども夫婦と同居」「配偶者のいない子どもと同居」に分けられている。しかし今後進行する中高年の未婚化を親の年齢と結びつけるのは難しいので、ここでは一括して「子と同居」の割合を推定することにする。また「非親族と同居」はごく稀なので、「配偶者・子以外の者」と同居から分離する意味は薄い。ここではこれらを一括して、「その他と同居」の割合を推定することにする。一方、国民生活基礎調査は一般世帯に居住する高齢者に限定している

が、高齢者の居住状態として施設居住を除外することはできない。

さらに子どもがごく近くに住む「近居」の将来推計にも関心が向けられている。実際に子どもが隣近所に住んでいれば、介護や見守りのニーズにも同居子に近い水準で対応できるだろう。そこで本報告書では、「単独」「夫婦のみ」に対し、近居子の有無を組み合わせた将来推計を目指す。以上をまとめると、推計すべき高齢者の居住状態は以下のような定義になる。

本報告書で推計する高齢者の居住状態

- 1a. 単独で近居子なし
- 1b. 単独で近居子あり
- 2a. 夫婦のみで近居子なし
- 2b. 夫婦のみで近居子あり
- 3. 子と同居
- 4. その他と同居
- 5. 施設

施設以外の一般世帯人員について、国民生活基礎調査の定義にならい、子と同居していれば配偶者やそれ以外の成員の有無にかかわらずすべて「3.子と同居」に分類する。同居子がなく配偶者以外の成員が同居していれば、配偶者の有無にかかわらずすべて「4.その他と同居」に分類する。配偶者の有無は「1.単独」と「2.夫婦のみ」の区別にしか使われない。

2. 夫婦のみの世帯の世帯主と配偶者

国立社会保障・人口問題研究所（2018）では、2040 年までについて単独世帯の世帯主数と施設人員数が男女別・5 歳階級別に推計されている。残りは二人以上の一般世帯の成員（世帯主を含む）で、これを「夫婦のみ」「子と同居」「その他と同居」に分解する必要がある。

夫婦のみの世帯の世帯主については、やはり世帯推計で男女別・5 歳階級別に推計済みである。したがって各 5 歳階級の世帯主に対し、配偶者の 5 歳階級が特定できれば、夫婦のみの世帯の成員がすべて特定されることになる。

表2 年齢組合せ別夫婦数(2015年国勢調査)

夫\妻	65歳未満	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
65歳未満	18,676,100	229,175	27,565	6,110	1,648	962
65～69歳	1,822,602	1,587,040	134,548	19,081	3,647	977
70～74歳	250,825	1,421,268	1,058,393	107,982	13,772	2,543
75～79歳	30,108	213,884	1,139,743	739,839	74,953	8,216
80～84歳	6,359	18,452	190,902	754,383	467,996	38,681
85歳以上	1,713	3,338	12,881	100,395	392,245	320,810

2015 年国勢調査の第一次基本集計（全国編）では、夫婦の年齢組合せ（各歳）別夫婦数が得られる。表 2 は高齢者に焦点を置き、これを 5 歳階級別にまとめたものである。この表から、夫数に乗じて妻数を求める係数（行％）と、妻数に乗じて夫数を求める係数（列％）を計算し、表 3 に示した。夫婦のみで居住する夫婦の年齢組合せが全体と同様で、かつ将来も一定と仮定

し、夫婦のみ世帯の世帯主数に表3の係数を適用して配偶者数を求めた。

表3 配偶者特定のための係数

夫→妻

夫\妻	65歳未満	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
65歳未満	—	0.01210	0.00146	0.00032	0.00009	0.00005
65～69歳	—	0.44481	0.03771	0.00535	0.00102	0.00027
70～74歳	—	0.49786	0.37074	0.03782	0.00482	0.00089
75～79歳	—	0.09692	0.51648	0.33526	0.03397	0.00372
80～84歳	—	0.01249	0.12927	0.51083	0.31690	0.02619
85歳以上	—	0.00402	0.01549	0.12076	0.47180	0.38588

妻→夫

夫\妻	65歳未満	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
65歳未満	—	—	—	—	—	—
65～69歳	0.08768	0.45694	0.05248	0.01104	0.00382	0.00263
70～74歳	0.01207	0.40922	0.41278	0.06250	0.01443	0.00683
75～79歳	0.00145	0.06158	0.44451	0.42820	0.07855	0.02207
80～84歳	0.00031	0.00531	0.07445	0.43662	0.49043	0.10393
85歳以上	0.00008	0.00096	0.00502	0.05811	0.41105	0.86195

3. 子と同居する高齢者人口

2015年国勢調査の第3次基本集計では、男女・5歳階級別に子との同居割合が得られる。これを表4に示した。

表4 高齢者の子との同別居(2015年国勢調査)

男	A					B/(A+B)
	総数	子と別居	子と同居	不詳	同居割合	
65～69歳	4,659,662	2,999,388	1,659,359	915	0.35618	
70～74歳	3,582,440	2,363,424	1,218,608	408	0.34020	
75～79歳	2,787,417	1,828,616	958,560	241	0.34392	
80～84歳	1,994,326	1,284,720	709,489	117	0.35577	
85歳以上	1,461,624	891,217	570,349	58	0.39023	
女	A					B/(A+B)
	総数	子と別居	子と同居	不詳	同居割合	
65～69歳	4,984,205	3,098,301	1,883,594	2,310	0.37809	
70～74歳	4,113,371	2,582,421	1,529,789	1,161	0.37201	
75～79歳	3,489,439	2,147,354	1,341,402	683	0.38449	
80～84歳	2,967,094	1,751,867	1,214,850	377	0.40949	
85歳以上	3,425,863	1,922,276	1,503,294	293	0.43884	

表4の同居割合を $pt(X)$ とすると、分母は同別居不詳を除く総人口なので、

$$\begin{aligned}
 pt(X) &= \text{子と同居} / (\text{子と同居} + \text{子と別居}) \\
 &= \text{子と同居} / (\text{子と同居} + \text{その他と同居} + \text{夫婦のみ} + \text{単独} + \text{施設}) \quad (3-1)
 \end{aligned}$$

既に施設、単独、夫婦のみは特定されているので、それ以外の人員に関する子との同居割合を設定した方が都合がよい。これを $pg(X)$ とすると、

$$pg(X) = \text{子と同居} / (\text{子と同居} + \text{その他と同居}) \quad (3-2)$$

これを得るには、総人口に占める子と同居＋その他と同居の割合 $g(X)$ が必要である。

$$\begin{aligned} g(X) &= (\text{子と同居} + \text{その他と同居}) / \text{総人口} \\ &= (\text{総人口} - \text{施設} - \text{単独} - \text{夫婦のみ}) / \text{総人口} \end{aligned} \quad (3-3)$$

$pt(X)$ は同別居不詳を除いて計算されているが、同別居不詳に偏りがなく同居と別居に比例配分して良いのであれば、

$$pg(X) = pt(X) / g(X) \quad (3-4)$$

表5 「子と同居」「その他と同居」への分割（2015年）

男	A				B		B/A
	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居＋ その他と同居	g(X)	
65～69歳	4,722,964	78,519	755,673	1,844,077	2,044,695	0.43293	0.82273
70～74歳	3,624,699	78,086	490,824	1,691,733	1,364,055	0.37632	0.90401
75～79歳	2,817,001	90,836	345,503	1,355,024	1,025,639	0.36409	0.94460
80～84歳	2,015,201	113,511	253,714	904,056	743,921	0.36915	0.96376
85歳以上	1,476,741	195,137	209,869	481,824	589,911	0.39947	0.97688
女	A				B		B/A
	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居＋ その他と同居	g(X)	
65～69歳	5,036,221	52,707	803,394	1,825,558	2,354,562	0.46753	0.80870
70～74歳	4,161,848	75,637	833,992	1,523,370	1,728,849	0.41540	0.89554
75～79歳	3,536,502	140,308	891,515	1,048,691	1,455,987	0.41170	0.93391
80～84歳	3,011,032	278,834	875,641	569,738	1,286,820	0.42737	0.95817
85歳以上	3,465,760	904,295	792,393	216,951	1,552,122	0.44784	0.97990

「総数」「施設」「単独」は国立社会保障・人口問題研究所(2018)より

「夫婦のみ」は表2,3から得た配偶者数を世帯主数に加えた値

$pg(X)$ は表4の子との同居割合を $g(X)$ で割った値

表5の「総数」「施設」「単独」は、国立社会保障・人口問題研究所(2018)による人数で、年齢不詳等を安分済みである。したがって男女5歳階級別高齢者の総数は、表4の国勢調査の値より大きい。「夫婦のみ」は、男女5歳階級別世帯主数に、表4の係数を適用して求めた配偶者数を加えたものである。総数から「施設」「単独」「夫婦のみ」を引いた残余が「子と同居」「その他と同居（子と同居せず、子でも配偶者でもない成員と同居）」の和であり、その割合が $g(X)$ となる。表の $pg(X)$ は、表4の子との同居割合すなわち $pt(X)$ を $g(X)$ で割った値で、これによって「子と同居」と「その他と同居」を分離できる。

$1 - pg(X)$ は、配偶者以外と同居している者のうち子とは同居していない者の割合で、その場合必然的に核家族以外の世帯の成員となる。すなわち、

$$\begin{aligned} 1 - pg(X) &= (\text{子と同居しない非核家族成員}) / (\text{子と同居する核家族成員} \\ &\quad + \text{子と同居する非核家族成員} + \text{子と同居しない非核家族成員}) \end{aligned}$$

これは非核家族成員の割合そのものではないが、核家族の比重が高まるほど低下することが予想される。そこで子との同居割合の将来仮定値 $pg(X;Y)$ は、世帯数の将来推計における子が同居している世帯と非核家族世帯のオッズを反映させることにする。 Y は年次番号で、 $Y=0$ が2015年、 $Y=5$ が2040年を意味する。 Y 年次の世帯主65歳以上の世帯のうち、子が同居している世帯数を $H_c(Y)$ 、二人以上の非核家族世帯（世帯推計においては「その他の世帯」と呼称される）を $H_o(Y)$ とする。世帯主の男女、5歳階級は区別しない。

$H_c(Y)$: 子が同居している世帯＝夫婦と子世帯＋ひとり親と子世帯

$H_o(Y)$: 二人以上の非核家族世帯

2015年のオッズ $pg(X;0)/\{1-pg(X;0)\}$ の $H_c(0)/H_o(0)$ に対するオッズ比が保存されるとして、

$$\frac{pg(X;Y)}{1-pg(X;Y)} \bigg/ \frac{H_c(Y)}{H_o(Y)} = \frac{pg(X;0)}{1-pg(X;0)} \bigg/ \frac{H_c(0)}{H_o(0)}. \quad (3-5)$$

これを解くと、

$$pg(X;Y) = \frac{pg(X;0) H_c(Y) H_o(0)}{\{1-pg(X;0)\} H_o(Y) H_c(0) + pg(X;0) H_c(Y) H_o(0)}. \quad (3-6)$$

男女とも同じパラメタ $H_c(Y)$, $H_o(Y)$ を使用した。核家族化の一層の進行によって $H_c(Y)/H_o(Y)$ は上昇するという推計結果なので、表6にみるように $pg(X;Y)$ はどの年齢でも上昇すると仮定される。

表6 $pg(X;Y)$: 子と同居／(子と同居＋その他と同居)の仮定値

男	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
2015	0.82273	0.90401	0.94460	0.96376	0.97688
2020	0.83535	0.91147	0.94908	0.96674	0.97881
2025	0.84838	0.91906	0.95361	0.96975	0.98075
2030	0.85196	0.92113	0.95484	0.97056	0.98127
2035	0.85802	0.92461	0.95690	0.97193	0.98215
2040	0.86181	0.92677	0.95818	0.97277	0.98269
女	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
2015	0.80870	0.89554	0.93391	0.95817	0.97990
2020	0.82211	0.90359	0.93920	0.96160	0.98159
2025	0.83598	0.91179	0.94456	0.96506	0.98328
2030	0.83979	0.91402	0.94601	0.96599	0.98373
2035	0.84627	0.91779	0.94845	0.96756	0.98450
2040	0.85031	0.92013	0.94997	0.96854	0.98497

4. 近居子の有無

近居子に関する情報は国勢調査からは得られないため、主な情報源は 2007 年国民生活基礎調査になる。この部分の集計は、統計法 32 条にもとづき調査票情報を二次利用したもので、既に国立社会保障・人口問題研究所(2012a)で公表したものである。表 7 は男女別・5 歳階級別・居住状態（単独または夫婦のみ）別に、全国での近居子がいる割合と、5 つの 5 歳階級別の値を対象とした回帰分析の結果を示したものである。また図 1 には回帰分析の予測値と観測値を示した。これらを見ると、男子の単独世帯を除き、年齢別パターンはほぼ直線で表せることが分かる。そこで以下では男子の単独世帯をも含め、まず 65 歳以上全体の近居割合を与えた上で、直線の当てはめによって 5 歳階級別の近居割合を推定する方法を考える。これは将来の都道府県別近居割合を求めるときに都合がよい。

表7. 男女別・5歳階級別・居住状態別、近居子がいる割合(%)と回帰分析結果

年齢	番号 X	男・単独	男・夫婦のみ	女・単独	女・夫婦のみ
65-69	1	22.4	21.4	24.7	23.3
70-74	2	20.8	23.7	25.8	25.2
75-79	3	29.1	25.3	29.0	27.1
80-84	4	31.9	27.8	30.5	27.7
85+	5	33.0	30.6	33.5	30.0
切片	a	0.1774	0.1898	0.2197	0.2184
傾き	b	0.0323	0.0225	0.0224	0.0160
決定係数	R^2	0.8480	0.9922	0.9791	0.9769

資料：2007年国民生活基礎調査

図1a. 単独居住者の子近居割合

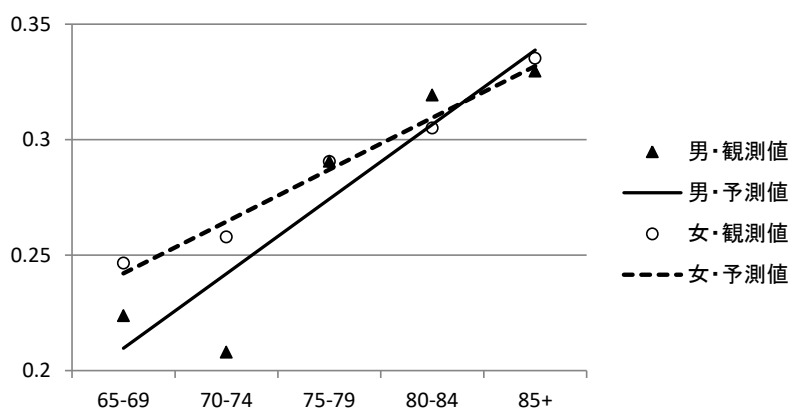
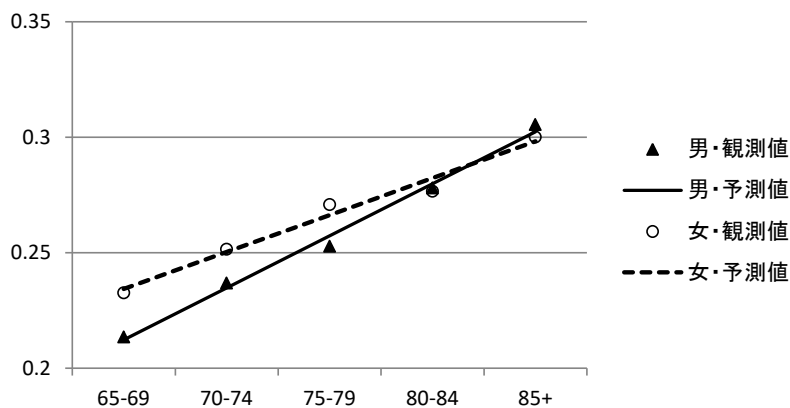


図1b. 夫婦のみ居住者の子近居割合



特定の性（男子または女子）と居住状態（単独または夫婦のみ）の組合せについて、65歳以上全体での近居割合 $h(Y)$ が与えられたとする。一方、全国の65歳以上全体の近居割合（2007年国民生活基礎調査）を h_0 とする。なお、「夫婦のみ」の高齢者の近居割合は男女間でほとんど等しいため¹、男女の平均値を h_0 とし、男女に共通して適用する。

まず考えられるのは、傾きは一定不変とし、与えられた $h(Y)$ に合致する切片を求める方法である。しかしこの方法では、負の近居割合を生じる恐れがある。そこで $h(Y)$ に比例して傾きが変化するモデルを考える。上の全国値の回帰分析における傾きを b_0 として、年次 Y の傾きは、

$$b(Y) = \frac{h(Y)}{h_0} b_0. \quad (4-1)$$

65歳以上の5歳階級別分布を $P(X;Y)$ として、予測値 $a(Y) + b(Y) X$ の加重平均は $h(Y)$ に一致しなければならない。

$$h(Y) = \sum_{X=1}^5 P(X;Y) \{a(Y) + b(Y) X\}. \quad (4-2)$$

これを解くと、

$$a(Y) = h(Y) - b(Y) \sum_{X=1}^5 P(X;Y) X = h(Y) - b(Y) \bar{X}(Y). \quad (4-3)$$

ちなみに $\bar{X}(Y)$ は Y 年における5歳階級番号の平均値である。

前回の都道府県別居住状態の推計（国立社会保障・人口問題研究所 2012a）では、都道府県 i における65歳以上の近居割合 $h_i(Y)$ は、都道府県別将来推計人口（国立社会保障・人口問題研究所 2007）における老年従属人口指数＝65歳以上人口／15-64歳人口の変化に連動すると仮定した。これは若年層が流出し過疎化が進む県で近居割合が低いという関係を反映させるためである。しかし全国の近居割合も近年は低下しており、それは出生率低下の影響によると考えられる。そこでここでは、全国の近居割合も老年従属人口指数の出生中位・死亡中位将来推計値（国立社会保障・人口問題研究所 2012b）に連動させることにする。

¹ 厳密には 65 歳以上男子（女子）の配偶者の一部は 65 歳未満なので、近居割合は完全には一致しない。しかし前回の近居割合の推計（国立社会保障・人口問題研究所 2012）によると、2005 年の都道府県別夫婦のみの近居割合で男女間の相関係数は 0.9802 で、等しいと見ても差し支えない。

表8 近居割合の予測値

年次 Y	従属指数 $d(Y)$	近居割合 $h(Y)$	切片 $a(Y)$	傾き $b(Y)$	予測値 $h(X,Y) = a(Y) + b(Y)X$				
					65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
単独・男									
2015	0.43824	0.22553	0.15728	0.02789	0.18517	0.21306	0.24095	0.26884	0.29672
2020	0.48870	0.20707	0.14035	0.02561	0.16596	0.19156	0.21717	0.24277	0.26838
2025	0.51284	0.19926	0.13062	0.02464	0.15526	0.17990	0.20454	0.22918	0.25382
2030	0.54048	0.19102	0.12285	0.02362	0.14647	0.17009	0.19371	0.21733	0.24095
2035	0.58232	0.17976	0.11545	0.02223	0.13767	0.15990	0.18213	0.20436	0.22659
2040	0.65587	0.16288	0.10626	0.02014	0.12640	0.14655	0.16669	0.18683	0.20697
単独・女									
2015	0.43824	0.24778	0.19373	0.01947	0.21319	0.23266	0.25213	0.27160	0.29107
2020	0.48870	0.22803	0.17576	0.01792	0.19368	0.21160	0.22952	0.24743	0.26535
2025	0.51284	0.21966	0.16640	0.01726	0.18365	0.20091	0.21817	0.23543	0.25269
2030	0.54048	0.21079	0.15789	0.01656	0.17445	0.19101	0.20758	0.22414	0.24070
2035	0.58232	0.19865	0.14837	0.01561	0.16398	0.17959	0.19520	0.21081	0.22642
2040	0.65587	0.18040	0.13571	0.01417	0.14989	0.16406	0.17824	0.19241	0.20658
夫婦のみ・男									
2015	0.43824	0.21216	0.16472	0.01939	0.18410	0.20349	0.22287	0.24226	0.26164
2020	0.48870	0.19451	0.14820	0.01777	0.16598	0.18375	0.20152	0.21930	0.23707
2025	0.51284	0.18707	0.13945	0.01709	0.15654	0.17364	0.19073	0.20782	0.22492
2030	0.54048	0.17922	0.13195	0.01638	0.14833	0.16471	0.18108	0.19746	0.21383
2035	0.58232	0.16851	0.12396	0.01540	0.13936	0.15476	0.17015	0.18555	0.20095
2040	0.65587	0.15249	0.11332	0.01393	0.12726	0.14119	0.15513	0.16906	0.18299
夫婦のみ・女									
2015	0.43824	0.21216	0.17393	0.01377	0.18770	0.20146	0.21523	0.22900	0.24277
2020	0.48870	0.19451	0.15769	0.01262	0.17031	0.18293	0.19556	0.20818	0.22080
2025	0.51284	0.18707	0.14961	0.01214	0.16175	0.17388	0.18602	0.19816	0.21030
2030	0.54048	0.17922	0.14207	0.01163	0.15370	0.16533	0.17696	0.18859	0.20022
2035	0.58232	0.16851	0.13328	0.01094	0.14422	0.15515	0.16609	0.17702	0.18796
2040	0.65587	0.15249	0.12130	0.00990	0.13119	0.14109	0.15099	0.16088	0.17078

Y 年の老年従属人口指数を $d(Y)$ として、近居オッズの $1/d(Y)$ に対する比が保存されるとすると、

$$\frac{h(Y)}{1-h(Y)} \bigg/ \frac{1}{d(Y)} = \frac{h(0)}{1-h(0)} \bigg/ \frac{1}{d(0)}. \quad (4-4)$$

これを解くと、

$$h(Y) = \frac{h(0)d(0)}{\{1-h(0)\}d(Y) + h(0)d(0)}. \quad (4-5)$$

この式で $d(0)$ は 2007 年の老年従属人口指数（33.1%）、 $h(0)$ は 2007 年国民生活基礎調査における高齢者の近居割合（単独男子 26.1%、単独女子 28.6%、夫婦のみ男女平均 24.6%）である。表 8 にこのようにして求めたパラメタと将来推計値をまとめた。

5. 推計結果

男女・5 歳階級別の近居を含む高齢者の居住状態の推計結果は、付表 1,2 に示した。65 歳以

上全体での分布を見ると、男女とも「単独」の増加が著しい。表 9 の要約表に見るように、2040 年の独居割合は男子の 20.8%に対し女子の方が 24.5%と高いが、2015～40 年の上昇は男子の方が著しい。男女とも施設入居割合は上昇するが、これは高齢者の中での高齢化が進むためである。実際、65 歳以上人口に占める 85 歳以上の割合は、男子で 2015 年の 10.1%から 2040 年には 20.4%へ、女子は 18.0%から 30.6%へ急増する。男子では「夫婦のみ」が 2.7%ポイントほど減少するが、女子ではほとんど変わらない。「子と同居」は、女子で大幅に減少する。「その他と同居」はもともと少ないが、男女ともさらに減少する。

表9. 65歳以上高齢者の居住状態別分布(%)

男	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居
2015年	14,656,606	3.8	14.0	42.8	35.3	4.0
2020年	15,728,472	4.3	15.5	42.9	34.1	3.3
2025年	15,950,081	5.0	16.8	42.4	33.1	2.7
2030年	16,102,214	5.7	18.2	41.6	32.0	2.5
2035年	16,412,468	6.4	19.7	40.6	31.0	2.3
2040年	17,128,664	6.6	20.8	40.1	30.2	2.3
女	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居
2015年	19,211,363	7.6	21.8	27.0	39.4	4.2
2020年	20,463,506	8.9	22.4	28.3	37.0	3.3
2025年	20,820,768	10.8	23.2	28.6	34.8	2.6
2030年	21,057,371	12.7	23.9	27.9	33.1	2.4
2035年	21,404,134	14.5	24.3	27.0	31.9	2.3
2040年	22,077,050	15.4	24.5	26.6	31.2	2.3

表10. 高齢者の未婚割合 (%)

	男		女	
	2015年	2040年	2015年	2040年
65～69歳	10.3	21.2	5.6	15.9
70～74歳	5.9	18.7	4.5	14.0
75～79歳	3.5	14.3	4.0	10.5
80～84歳	2.2	10.7	4.0	7.2
85歳以上	1.3	6.3	3.6	4.1
65歳以上計	5.9	14.9	4.5	9.9

「単独」すなわち独居老人の増加を促進する要因のひとつは、未婚割合の上昇である。表 10 に見るように、65 歳以上の未婚割合は男子で 5.9%から 14.9%へ、女子も 4.5%から 9.9%へ大幅に上昇する。これは 1970 年代後半に始まった晩婚化・未婚化の影響が高齢者に及び、65 歳以上人口が晩婚化・未婚化時代に結婚適齢期を迎えたコーホートで次第に置き換えられて行くことによる。これまでの独居老人は大部分が死離別者で、別居子がいる可能性があった。ところが今後は、最初から家族支援が期待できない未婚の独居老人の増加が予想される。

表 11 には男女別、配偶関係別の独居高齢者人口の変化を示した。未婚で独居の 65 歳以上男子は、2015 年の 58 万人から 2040 年には 167 万人へと、2.89 倍増加する。これにより、未婚の独居者は死離別を上回ることになる。有配偶独居者の増加比は未婚者を上回るが、有配偶独居はもともと少なく推計値も不安定で、またいずれ妻と再同居するケースが多いと考えられる。65 歳以上女子でも未婚の独居者は 2015 年の 47 万人から 2040 年には 109 万人まで、2.31 倍増加する。2040 年には男女合わせて 276 万人の独居高齢者がいることになり、これらを行政、市場、地域、ボランティア等の家族以外のエージェントでいかに支援するかが課題となる。

表11. 男女別、配偶関係別、65歳以上独居高齢者数

	男			女		
	2015年	2040年	増加比	2015年	2040年	増加比
未婚	577,735	1,670,139	2.89	470,421	1,085,968	2.31
有配偶	183,456	570,077	3.11	129,738	227,516	1.75
死離別	1,294,391	1,319,180	1.02	3,596,775	4,090,326	1.14

死離別の場合には、独居であっても子が隣近所に住んでいればこうしたニーズにはある程度対応できる。しかし前述のように、近居割合は従属人口指数の上昇に呼応して低下すると仮定した。このため、子が近くにいない「遠居（そもそも子がひとりもいない場合を含む）」の独居高齢者が増えると予想される。表12は独居高齢者に占める子が近居（同一敷地または隣近所）の割合を示したもののだが、男子では2015年の22.3%から2040年には15.9%まで、女子では25.2%から18.1%まで低下すると見込まれる。

表12. 「単独」に占める子近居割合(%)

	男	女
2015年	22.3	25.2
2020年	20.4	23.2
2025年	19.5	22.3
2030年	18.6	21.3
2035年	17.5	20.1
2040年	15.9	18.1

6. 結語

本稿の高齢者の居住状態の将来推計では、施設人員に加え独居高齢者の増加が著しく、特に子が近居しない独居高齢者が急速に増加することが示された。特に高齢男子では未婚割合の上昇が著しいことから、そもそも配偶者も子もいない孤独な高齢者の増加が予想される。もちろんそうした高齢者がすべて貧困で要介護になるわけではないが、家族支援が得られない分、経済的・身体的状況の悪化に対して脆弱である可能性が高い。未婚化や少子化に伴い、家族による高齢者の支援機能の低下は確実である。それだけに、中央政府、地方自治体、企業、ボランティア団体といった家族以外の支援経路でどのように分担するか、計画的な対処が必要となろう。

引用文献

- 国立社会保障・人口問題研究所(2008)『日本の世帯数の将来推計（全国推計） 2008（平成20）年3月推計』人口問題研究資料第318号。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2010)『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計） 2009（平成21）年12月推計』人口問題研究資料第323号。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2012)『高齢者の居住状態の将来推計』所内研究報告書第44号。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2015)『人口統計資料集 2015』人口問題研究資料第333号。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2013)『日本の世帯数の将来推計（全国推計） 2013（平成25）年1月推計』人口問題研究資料第329号。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2014)『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計） 2014（平成26）年4月推計』人口問題研究資料第333号。

国立社会保障・人口問題研究所(2017)『高齢者の居住状態の将来推計 2017年3月推計』所内研究報告書第71号.

国立社会保障・人口問題研究所(2018)『日本の世帯数の将来推計（全国推計） 2018（平成30）年1月推計』人口問題研究資料第339号.

国立社会保障・人口問題研究所(2019)『人口統計資料集』人口問題研究資料第341号.

付表1. 高齢者の居住状態の将来推計: 男

2015年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	4,722,964	78,519	755,673	1,844,077	1,682,232	362,463	139,927	339,497	479,424
70～74歳	3,624,699	78,086	490,824	1,691,733	1,233,123	130,932	104,574	344,246	448,820
75～79歳	2,817,001	90,836	345,503	1,355,024	968,817	56,822	83,248	301,998	385,245
80～84歳	2,015,201	113,511	253,714	904,056	716,957	26,963	68,207	219,015	287,222
85歳以上	1,476,741	195,137	209,869	481,824	576,271	13,641	62,273	126,066	188,339
65歳以上計	14,656,606	556,089	2,055,582	6,276,714	5,177,401	590,820	458,229	1,330,822	1,789,051
2020年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	3,992,972	67,165	727,652	1,500,102	1,418,475	279,578	120,759	248,983	369,743
70～74歳	4,361,798	103,826	691,657	1,955,228	1,468,459	142,628	132,496	359,275	491,771
75～79歳	3,183,782	103,886	435,672	1,550,849	1,037,702	55,674	94,614	312,534	407,148
80～84歳	2,237,814	126,356	296,606	1,043,266	745,925	25,661	72,008	228,786	300,794
85歳以上	1,952,106	273,620	283,762	691,124	688,688	14,912	76,156	163,846	240,001
65歳以上計	15,728,472	674,852	2,435,348	6,740,569	5,359,249	518,453	496,033	1,313,425	1,809,457
2025年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	3,482,199	55,213	704,167	1,279,690	1,224,329	218,800	109,326	200,326	309,652
70～74歳	3,695,752	93,019	657,886	1,597,987	1,237,848	109,013	118,351	277,467	395,818
75～79歳	3,869,614	137,095	601,725	1,820,324	1,249,678	60,792	123,075	347,188	470,263
80～84歳	2,560,111	150,600	364,454	1,209,488	810,295	25,275	83,524	251,358	334,883
85歳以上	2,342,405	362,625	352,194	856,139	756,592	14,854	89,393	192,559	281,952
65歳以上計	15,950,081	798,552	2,680,425	6,763,628	5,278,742	428,734	523,670	1,268,898	1,792,568
2030年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	3,646,841	57,898	815,909	1,345,758	1,215,983	211,293	119,503	199,617	319,120
70～74歳	3,236,395	81,509	634,235	1,367,176	1,062,495	90,980	107,875	225,183	333,058
75～79歳	3,287,413	123,502	563,587	1,498,273	1,052,278	49,772	109,171	271,311	380,482
80～84歳	3,167,339	199,184	492,483	1,455,330	990,308	30,035	107,031	287,366	394,397
85歳以上	2,764,227	459,762	428,429	1,026,736	833,392	15,909	103,230	219,551	322,781
65歳以上計	16,102,214	921,855	2,934,642	6,693,273	5,154,456	397,988	546,810	1,203,028	1,749,837
2035年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	3,969,395	64,408	948,116	1,467,506	1,277,912	211,453	130,531	204,509	335,040
70～74歳	3,401,264	90,124	729,603	1,432,274	1,062,617	86,646	116,666	221,652	338,318
75～79歳	2,896,942	110,542	543,450	1,289,526	912,331	41,092	98,980	219,416	318,396
80～84歳	2,701,623	178,434	454,554	1,207,742	836,728	24,166	92,893	224,097	316,990
85歳以上	3,443,244	599,355	549,526	1,269,629	1,006,440	18,295	124,517	255,129	379,646
65歳以上計	16,412,468	1,042,863	3,225,250	6,666,676	5,096,027	381,652	563,586	1,124,803	1,688,390
2040年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	4,455,967	70,502	1,063,464	1,672,168	1,421,842	227,990	134,426	212,796	347,222
70～74歳	3,713,369	104,720	845,709	1,558,318	1,116,406	88,216	123,935	220,021	343,957
75～79歳	3,060,137	123,552	622,125	1,353,550	920,723	40,187	103,701	209,970	313,671
80～84歳	2,408,231	162,029	439,875	1,052,683	733,126	20,518	82,182	177,966	260,148
85歳以上	3,490,962	672,736	588,224	1,233,160	979,586	17,256	121,746	225,660	347,406
65歳以上計	17,128,664	1,133,539	3,559,396	6,869,879	5,171,683	394,167	565,990	1,046,414	1,612,404

付表2. 高齢者の居住状態の将来推計: 女

2015年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	5,036,221	52,707	803,394	1,825,558	1,904,134	450,428	171,279	342,651	513,930
70～74歳	4,161,848	75,637	833,992	1,523,370	1,548,255	180,594	194,039	306,905	500,944
75～79歳	3,536,502	140,308	891,515	1,048,691	1,359,760	96,227	224,779	225,712	450,491
80～84歳	3,011,032	278,834	875,641	569,738	1,232,997	53,823	237,825	130,470	368,294
85歳以上	3,465,760	904,295	792,393	216,951	1,520,931	31,190	230,641	52,669	283,310
65歳以上計	19,211,363	1,451,782	4,196,934	5,184,308	7,566,077	812,263	1,058,563	1,058,407	2,116,970
2020年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	4,246,246	47,408	683,003	1,821,336	1,393,058	301,440	132,285	310,194	442,480
70～74歳	4,871,063	90,669	964,410	1,731,275	1,883,716	200,993	204,068	316,709	520,777
75～79歳	3,927,604	152,160	981,132	1,218,899	1,479,629	95,784	225,185	238,364	463,549
80～84歳	3,167,593	306,266	923,292	719,952	1,171,312	46,772	228,453	149,879	378,332
85歳以上	4,251,000	1,230,600	1,037,923	302,577	1,648,967	30,933	275,412	66,810	342,222
65歳以上計	20,463,506	1,827,103	4,589,759	5,794,039	7,576,683	675,922	1,065,404	1,081,957	2,147,360
2025年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	3,681,272	47,971	631,470	1,574,646	1,193,098	234,086	115,972	254,691	370,664
70～74歳	4,111,901	80,911	818,857	1,752,426	1,330,943	128,763	164,519	304,720	469,239
75～79歳	4,622,315	184,352	1,149,055	1,400,415	1,783,792	104,702	250,692	260,512	511,203
80～84歳	3,545,079	365,263	1,028,200	857,701	1,248,703	45,211	242,070	169,966	412,036
85歳以上	4,860,200	1,566,905	1,203,999	371,477	1,689,089	28,730	304,238	78,123	382,361
65歳以上計	20,820,768	2,245,402	4,831,582	5,956,666	7,245,626	541,492	1,077,491	1,068,012	2,145,503
2030年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	3,819,931	62,011	718,431	1,463,762	1,323,285	252,442	125,332	224,979	350,311
70～74歳	3,572,087	78,573	744,738	1,537,033	1,107,557	104,185	142,256	254,117	396,373
75～79歳	3,908,671	161,182	975,719	1,429,173	1,270,110	72,487	202,537	252,906	455,443
80～84歳	4,214,649	460,682	1,210,723	1,004,788	1,486,138	52,318	271,371	189,493	460,863
85歳以上	5,542,033	1,917,389	1,374,269	442,663	1,778,301	29,410	330,789	88,630	419,419
65歳以上計	21,057,371	2,679,839	5,023,879	5,877,420	6,965,391	510,841	1,072,284	1,010,125	2,082,408
2035年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	4,135,730	81,118	837,308	1,530,550	1,427,443	259,311	137,303	220,733	358,035
70～74歳	3,712,952	96,303	827,796	1,430,372	1,246,797	111,684	148,664	221,927	370,591
75～79歳	3,407,296	150,571	875,103	1,264,630	1,059,417	57,576	170,819	210,040	380,859
80～84歳	3,573,427	408,374	1,022,827	1,033,481	1,072,782	35,963	215,619	182,951	398,570
85歳以上	6,574,729	2,357,704	1,629,384	529,979	2,025,758	31,903	368,918	99,614	468,533
65歳以上計	21,404,134	3,094,070	5,192,418	5,789,012	6,832,196	496,437	1,041,323	935,264	1,976,588
2040年	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲) 単独・近居	(再掲) 夫婦のみ・ 近居	(再掲) 近居計
65～69歳	4,618,786	98,339	981,376	1,686,703	1,575,087	277,280	147,096	221,286	368,382
70～74歳	4,025,788	120,667	950,500	1,497,116	1,341,091	116,414	155,941	211,228	367,169
75～79歳	3,551,549	174,593	950,392	1,208,473	1,157,150	60,941	169,394	182,463	351,857
80～84歳	3,135,215	374,125	909,381	969,697	854,261	27,751	174,974	156,007	330,981
85歳以上	6,745,712	2,629,848	1,612,161	512,240	1,961,527	29,936	333,046	87,479	420,526
65歳以上計	22,077,050	3,397,572	5,403,810	5,874,229	6,889,116	512,322	980,451	858,463	1,838,915

都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和

1. 将来の人口増加率の要因分解

本稿は、地域推計(平成 30 年推計)における将来の人口変化について、Bongaarts and Bulatao (1999) の手法を用いて、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 要因に分解し、将来の人口増加率に対する各要因の影響を定量的に把握することを目的とする。また、出生率が人口置換水準に達した場合や平均寿命が延びた場合など仮定値を変えた場合の推計を行うことで、2015 年時点の基準人口の年齢構造が将来の人口増加率に及ぼす影響や、人口動態率を変化させたときの影響の違いなどを分析する。

同手法では、将来の人口増加率を基準人口の年齢構造、出生率、生残率(死亡仮定)、純移動率の 4 要因に分解する。分解の手法は比較的単純であり、人口動態率について、段階的に将来の仮定値を一定、もしくは純移動率であればゼロとすることによって推計結果を投影し、得られた推計結果を用いて各要因の効果(乗数)に分解する。同手法は国連の推計結果にも活用されており、汎用的な要因分解法である(Kirill et al. 2013; United Nations 2017)。

また、本稿では将来の人口増加率における基準人口の年齢構造及び人口動態率の影響に関する理解を深めるために、各要因が変化した場合の反事実的仮定(Counterfactual Assumptions)に基づく推計結果を示す。反事実的仮定を行う利点としては、例えば、年齢構造が高齢化している地域とそうでない地域では、出生率上昇の効果は若い年齢構造の地域の方が大きいといった、基準人口の年齢構造の効果を評価することができる点にある。Bongaarts and Bulatao (1999) では、1998 年に公表された国際連合の推計結果を用いて、出生率は人口置換水準、生残率は United States Bureau of the Census (1999)における 2100 年の平均寿命(男性 87.5 年、女性 92.5 年)に基づく数値、純移動率はゼロに設定した仮定を用いて要因分解を行い、人口動態率の変化が年齢構造の異なる人口では効果が異なることをシミュレートしている。

将来の人口増加率の要因分解を行うための推計シナリオは以下の 4 通りである。括弧内の二重引用符で示される英名は Bongaarts and Bulatao (1999) によるシナリオ名である。

- (1) 標準シナリオ(“Standard”) P_s : 人口動態率が仮定値どおりに投影される推計結果
- (2) 自然増減シナリオ(“Natural”) P_n : (1)に加え、純移動率をゼロとする推計結果
- (3) 人口置換シナリオ(“Replacement”) P_r : (2)に加え、出生率を一定とする推計結果
- (4) 年齢構造シナリオ(“Momentum”) P_m : (3)に加え、生残率を一定とする推計結果

上記の 4 通りの推計結果に加えて(5)基準人口 P を加えた 5 つの人口を用いて、要因分解

を行う。本稿で行う推計シナリオと仮定値の構成を表 1 に示した。はじめに、地域推計（平成 30 年推計）の推計結果に関する要因分解を行い、次に反事実的仮定に基づく推計結果の要因分解結果を示し、両者の比較から基準人口の年齢構造と人口動態率を変化させたときの推計結果への影響を評価する。反事実的仮定には、Bongaarts and Bulatao（1999）にならい、(1)出生率が人口置換水準に達する、(2)平均寿命が 2045 年の水準に延伸、(3)純移動率は地域推計（平成 30 年推計）とする。

各要因の乗数は 4 通りの推計結果及び基準人口の比から算出することができ、それぞれ(1)年齢構造要因乗数 $M_m = P_m/P$ 、(2)出生要因乗数 $M_b = P_n/P_r$ 、(3)死亡要因乗数 $M_d = P_r/P_m$ 、(4)移動要因乗数 $M_{mg} = P_s/P_n$ によって得られる（表 2）。各シナリオにおける推計結果は基準人口に乗数を掛け合わせることで得ることができる。

また、2015 年から t 年までの各要因の寄与率は次のように計算した。寄与率は各要因による人口変化が 2015 年人口に占める割合を示し、各要因の寄与率の合計値は当該期間の人口増加率となる。本分析では 2015～2045 年の 30 年間における分析結果を示す。

年齢構造要因の寄与率(%)： $CR_m(t)_i = (P_m(t)_i - P(2015)_i)/P(2015)_i \times 100$

出生要因の寄与率(%)： $CR_b(t)_i = (P_n(t)_i - P_r(t)_i)/P(2015)_i \times 100$

死亡要因の寄与率(%)： $CR_d(t)_i = (P_r(t)_i - P_m(t)_i)/P(2015)_i \times 100$

移動要因の寄与率(%)： $CR_{mg}(t)_i = (P_s(t)_i - P_n(t)_i)/P(2015)_i \times 100$

ここで、 i は都道府県、 t は 2020 年から 2045 年までの 5 年間隔の年次である。

2. 人口動態率の定義

本分析に用いる人口動態率は、生残率を除き地域推計（平成 30 年推計）において公表されている仮定値とは異なることに留意が必要である。

出生率の将来の仮定値は、地域推計（平成 30 年推計）で用いられている子ども女性比及び全国推計と一致させるための補正によって得られた 0～4 歳人口に整合的な年齢別出生率を用いる（これを本稿では「補正出生率」と呼ぶ）。地域推計（平成 30 年推計）は「平成 25 年 3 月推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2013）に続き、市区町村推計を行った上で、その合算値を都道府県の推計結果として公表している。したがって、都道府県の推計結果は、市区町村別に子ども女性比を用いた 0～4 歳人口の推計値の合算値となる。

子ども女性比は人口規模が小さい地域においても安定した仮定値を得られることから社人研の市区町村推計において用いられてきているほか（国立社会保障・人口問題研究所 2018a）、小地域別将来人口推計においても利用されている指標である（Smith et al. 2013, Baker et al. 2017）。しかし、子ども女性比では、人口置換水準まで達する場合の出生率の水準を計算できないため、本稿では地域推計（平成 30 年推計）の推計結果に整合的な年齢別出生率である補正出生率を作成した。

移動率の将来の仮定値は、地域推計（平成 30 年推計）の推計結果から得られるコーホート変化率を用いて生残率を引いた純移動率に変換した数値を用いる。

以上のように推計に用いる将来の出生率と移動率の仮定値は異なるが、補正を行っているため、本推計における標準シナリオの推計結果は地域推計（平成 30 年推計）の結果と一致する。したがって、地域推計（平成 30 年推計）の将来の人口増加率の要因分解として解釈することが可能である。

(1) 補正出生率

地域推計（平成 30 年推計）の推計結果に整合的な年齢別出生率である補正出生率は以下の通り作成した。

はじめに推計開始時点である 2015 年の都道府県別 5 歳階級別年齢別出生率 $ASFR(2015)_{i,x}$ の実績値と全国値 $ASFR(2015)_{I,x}$ との相対的較差 $R(2015)_{i,x}$ を算出する。ここで、 i は都道府県、 I は全国、 x は 15～19 歳から 45～49 歳までの 5 歳間隔の年齢である。

$$R(2015)_{i,x} = ASFR(2015)_{i,x} / ASFR(2015)_{I,x}$$

2015 年の相対的較差 $R(2015)_{i,x}$ が 2020 年から 2045 年まで一定であると仮定し、「日本の将来推計人口（平成 29 年推計）」（以下、全国推計（平成 29 年推計））（国立社会保障・人口問題研究所 2017）における 5 歳階級別に合算した年齢別出生率 $ASFR(t)_{I,x}$ を掛け合わせて、都道府県別の将来の年齢別出生率 $ASFR(t)_{i,x}$ を算出する。ここで、 t は 2020 年から 2045 年までの 5 年間隔の時点である。

$$ASFR(t)_{i,x} = ASFR(t)_{I,x} \times R(2015)_{i,x}$$

次に、上記の年齢別出生率から得られる 5 年間分の出生数と地域推計（平成 30 年推計）の 0～4 歳人口を一致させるための補正係数 $C(t)_i$ を算出する。都道府県別の将来の年齢別出生率 $ASFR(t)_{i,x}$ を地域推計（平成 30 年推計）における 2020 年から 2045 年までの女性 15～49 歳の 5 歳階級別推計人口 $(P(t)_{i,x})$ に掛け合わせて、5 年間の出生数の合計を算出し、地域推計（平成 30 年推計）における 0～4 歳人口 $P(t)_{i,0\sim4}$ との比をとって、補正係数とする。

$$C(t)_i = P(t)_{i,0\sim4} / \sum_{15\sim19}^{45\sim49} (P(t)_{i,x} \times ASFR(t)_{i,x})$$

最後に補正係数 $C(t)_i$ と都道府県別の将来の年齢別出生率 $ASFR(t)_{i,x}$ を掛け合わせることで、地域推計（平成 30 年推計）における 0～4 歳人口の推計結果に整合的な年齢別出生率 $ASFR(t)_{i,x}^C$ が算出される。 $ASFR(t)_{i,x}^C$ を補正出生率と呼ぶ。

$$ASFR(t)_{i,x}^C = ASFR(t)_{i,x} \times C(t)_i$$

なお、反事実的仮定に基づく人口置換水準の補正出生率 $ASFR(t)_{i,x}^R$ は、人口置換水準を都道府県一律 2.07 と仮定し、本推計における年齢別出生率の合算値 $ASFR(t)_{i,x}^R$ との比を各都道府県の年齢別出生率 $ASFR(t)_{i,x}$ に掛け合わせて算出した。

$$ASFR(t)_{i,x}^R = ASFR(t)_{i,x} \times \left(\frac{2.07}{\sum_{15 \sim 19}^{45 \sim 49} ASFR(t)_i} \right)$$

(2) 生残率

将来の都道府県別の生残率は、地域推計（平成 30 年推計）で公表されている仮定値を用いた（国立社会保障・人口問題研究所 2018a）。

本稿では、将来の男女別生残率を $S(t)_{i,x}$ と表す。 i は都道府県、 x は男女年齢階級 $x \rightarrow x+5$ 歳であり、0～4 歳→5～9 歳から 85 歳以上→90 歳以上、 t は 2015→2020 年から 2040→2045 年まで 5 年間隔の時点を示す。

(3) 純移動率

地域推計（平成 30 年推計）では、移動仮定の設定に多地域モデルの一つであるプールモデルによる移動数の推計を行っている。プールモデルは、地域別人口に占める域外への転出数の割合である転出率と全国の転入数に占める地域別の転入数のシェアである配分率を用いて、転出数と転入数を推計する手法である（国立社会保障・人口問題研究所 2018a）。

ここでは、地域推計（平成 30 年推計）の推計結果と整合的な純移動率 $NM(t)_{i,x}$ を算出するために、推計結果の時点間のコーホート変化率 $CCR(t)_{i,x}$ から生残率 $S(t)_{i,x}$ を引いた値を男女年齢別の移動仮定として算出した。 i は都道府県、 x は男女年齢階級 $x \rightarrow x+5$ 歳であり、0～4 歳→5～9 歳から 85 歳以上→90 歳以上、 t は 2015→2020 年から 2040→2045 年まで 5 年間隔の時点を示す。

$$NM(t)_{i,x} = CCR(t)_{i,x} - S(t)_{i,x}$$

3. 人口モメンタム（静止人口比）仮定

「人口モメンタム」と呼ばれる人口が持つ慣性がある（国立社会保障・人口問題研究所 2018b）。人口モメンタムの考え方は Keyfitz (1971, 1985) によって考案・定式化され、Preston et al. (2001) においてその方法論が整理されている。Keyfitz (1971) では、発展途上国の高出生力を家族計画などで人口置換水準に下げたとしても、ただちに人口増加が止まることはないということを示すためにシミュレーションを行い、人口変動のトレンドを変化させるためには長期間を要することを示している。

Keyfitz (1985)、Preston et al. (2001) では、女子単性人口において時点 t における人口モメンタム $M(t)$ は以下のように定義される。

$$M(t) = \int_0^{\beta} \frac{C(a, t)}{C_s(a, t)} w(a, t) da$$

ここで、 β は再生産年齢の上限であり、 $C_s(a, t)$ は出生率が人口置換水準に長期的に固定された場合の安定人口における年齢構成、 $C(a, t)$ は推計開始時点における年齢構成、 $w(a, t)$ は分子を出生率が人口置換水準において生じる $a \sim \beta$ 歳の期待出生数、分母を安定人口における生涯の期待出生数とする比である。

(1)出生率が人口置換水準に達する、(2)死亡率が一定、(3)移動がない（封鎖人口）場合において、人口は長期的に一定の人口規模に静止する（静止人口）。このとき、基準人口と静止人口の比（静止人口比）を人口モメンタムと呼ぶ。

日本では第二次大戦後に出生率が急激に低下し、さらに 1970 年代中頃に出生率が人口置換水準を下回る少子化状況に陥ってからも 2008 年まで約 30 年以上にわたり全国の総人口が増加してきた。これは、それまで人口置換水準を上回る出生率によって産まれた世代の規模が大きいため、出生率が人口置換水準を下回ったとしても出生数はただちに減少することがなかったためである。国立社会保障・人口問題研究所 (2018b) は、全国の 1955～2015 年の総人口と人口置換水準の出生率から人口モメンタムを算出している。人口モメンタムは 1955 年の 1.44 から 1995 年には 1.00 へと推移してきており、戦後、一貫として減少してきたが、1995 年までは出生率が低下しても総人口は長期的に維持できる人口構造を保持してきた。しかし、1996 年以降は 1 を下回る、いわゆる「減少モメンタム」に陥っている (2015 年は 0.78)。減少モメンタムである人口では、出生率が人口置換水準までただちに回復したとしても、出生力の高い若年人口が減少し続けていることから、人口置換水準にあっても出生数は減少する。また、かつて高出生率に誕生した世代が死亡することによって、出生数よりも死亡数の方が多い自然減少による人口減少の流れが構造的に生じるため、人口減少を即座に止めることはできないのである。

本稿では、人口置換水準の補正出生率、2010～2015 年の生残率を用いて、封鎖人口（死亡率一定）を仮定した場合の都道府県別の人口モメンタムの算出を行う。地域人口の変動において人口移動はきわめて重要な役割を持ち、移動がないことを仮定することは非現実的な仮定であると考えられる。しかし、地域別に静止人口に至るまでの期間の違いをみることで、基準人口の年齢構造と自然増減が長期的に人口に及ぼす影響を評価することができるほか、地方自治体が策定する人口ビジョンでは、国民（住民）の希望出生率や社会増減ゼロを目標としたシミュレーションが行われていることから、一種の参考推計として、人口が静止するまでの期間について明らかにすることには一定の役割があると考えられる。

4. 分析結果

4-1. 2015～2045 年の人口増加率の要因分解

表 3 には 2015～2045 年の人口増加率の要因分解結果として、都道府県別にみた 2015 年と 2045 年の総人口、各要因の乗数および乗数の積×100（2015 年を 100 としたときの 2045 年

の総人口の指数に相当)を示した。括弧内は反事実的仮定に基づく推計結果である。

本推計の結果は地域推計(平成30年推計)の推計結果に一致する。年齢構造要因の乗数は、本推計では平均0.775、最小は秋田県0.643、最大は沖縄県0.986である。年齢構造要因は基準人口の年齢構造の将来の人口構造に対する効果であるため、反事実的仮定においても乗数は本推計と同じ数値となる。年齢構造要因はすべての都道府県で1を割っており、2015~2045年の人口増加率を引き下げる効果を持つ。

出生要因の乗数は、本推計では平均1.004、最小は東京都0.983、最大は宮崎県1.026である。地域分布は大都市圏で1を下回り、非大都市圏では1を上回る傾向を示す。反事実的仮定における出生要因の乗数は、平均1.095、最小は沖縄県1.020、最大は東京都1.147となり、出生率が人口置換水準に達する場合の乗数の上昇幅は20~30代の人口規模が大きく、本推計における出生率の水準が低い大都市圏で大きくなる。

死亡要因の乗数は、本推計では平均1.042、最小は沖縄県の1.031、最大は秋田県の1.057である。死亡要因の乗数は、平均寿命の高低よりも、高齢化している地域ほど死亡率低下に伴う将来人口に対する効果である乗数が大きくなる。反事実的仮定における死亡要因の乗数は、平均1.052、最小は沖縄県の1.038、最大は秋田県の1.071である。

移動要因の乗数は、本推計では平均0.966、最小は秋田県の0.845、最大は東京都の1.217である。東京圏、愛知県、大阪圏、岡山県、広島県、福岡県では1を上回り、その他の地域では1を下回り、若者の人口流出が激しい地域ほど数値が低くなる。反事実的仮定における移動要因の乗数は、平均0.963、最小は秋田県の0.825、最大は東京都の1.273である。反事実的仮定では移動傾向は、本推計と同様、大都市圏への移動傾向を仮定しているため、出生率の上昇により増加した若年人口が大都市圏へ移動する構造が変わらないことから、本推計よりも大都市圏の移動効果が大きくなり、非大都市圏では移動の効果が小さくなる。

その結果、各要因の乗数の積 $\times 100$ の数値は、本推計では平均78.4(人口増加率では、21.6%の減少)、最小は秋田県の58.8(同41.2%減少)、最大は東京都の100.7(同0.7%増加)である。本推計では東京都のみが100を超え、他の地域は100を下回り2015年に比べ2045年では人口が減少するという推計結果となる。反事実的仮定では、平均86.1(人口増加率では13.9%の減少)、最小は秋田県の86.3(同13.7%減少)、最大は東京都の124.0(同24%増加)である。東京圏(一都三県)、愛知県、沖縄県で100を上回り、上述したように出生要因と移動要因の増加の影響が顕著である。

表4には、人口増加率に対する各要因の寄与率を示した。各寄与率を合計すると将来の人口増加率になる。各要因の寄与率は2015~2045年の各要因によって増減する総人口を2015年時点の総人口で割り100を掛けた率として算出している。

例えば、地域推計(平成30年推計)において最も人口減少率が高い秋田県は2015~2045年の期間で人口増加率が-41.2%である。その内訳は年齢構造要因-35.7%、出生要因+1.6%、死亡要因+3.6%、移動要因-10.7%であり、合計すると人口増加率は-41.2%となる。2015年時点の人口が高齢化している(33.8%)という年齢構造要因が将来の人口増加率に対して最も

大きなマイナスの効果となっており、出生要因や死亡要因のプラスの寄与はさほど影響は及ぼしていない。さらに移動要因によるマイナスの寄与が生じており、高齢化した年齢構造と主に若者の転出傾向が変わらないとすれば、2015～2045年の秋田県の総人口は41.2%の減少となると解釈することができる。反事実的仮定における寄与率では、人口増加率は36.3%の減少と本推計の結果に比べて5%ほどプラスになる(-36.3%)。その内訳は年齢構造要因-35.7%、出生要因+8.3%、死亡要因+4.6%、移動要因-13.5%であり、年齢構造要因の影響が最も大きいことは変わらず、出生要因によるプラスの寄与があるものの、出生数の増加によって増えた分は若年人口の流出傾向を反映するため、移動要因のマイナスの寄与は本推計よりも大きくなる。その結果、出生率が増えたことによる人口増加率へのプラスの寄与は少なくなってしまう。したがって、移動傾向を変えなければ、出生率が上昇しても将来の人口増加率に対する影響は限定的となる。

一方で、地域推計（平成30年推計）で最も人口増加率が高い東京都は同期間で人口増加率が+0.7%である。その内訳は年齢構造要因-18.9%、出生要因-1.5%、死亡要因+3.1%、移動要因+17.9%であり、合計すると人口増加率は+0.7%となる。東京都の年齢構造要因も他地域同様マイナスの寄与であり、出生要因もマイナスの寄与率となり、死亡要因のプラスの寄与率は高くないことから、移動要因の寄与の大きさが同期間の人口増加率が正であることに対して決定的な影響を及ぼしていることがわかる。いわば、東京一極集中であることが東京都の人口を維持しているにすぎず、少子化による若年人口の減少や移動傾向の変化次第では将来の人口増加率が負になる可能性が高い。反事実的仮定における寄与率では、人口増加率は24.0%の増加となり、その内訳は年齢構造要因-18.9%、出生要因+12.5%、死亡要因+3.8%、移動要因+26.6%と出生要因と移動要因の寄与率のプラスの影響が大きい。東京都は他地域に比べて若い年齢の人口が多いため、出生率増加による寄与が大きくなる。このような傾向は他の東京圏3県や大阪圏、北海道、宮城県など政令指定都市を含む地域においても共通である。また移動要因について、東京圏以外の地域では本推計における寄与がプラスである地域は、反事実的仮定における移動要因の寄与は若干の増加にとどまり、寄与がマイナスの地域はマイナスの寄与が拡大する傾向となっている。これは地域推計（平成30年推計）において、東京一極集中の傾向が続くという仮定値の設定の考え方に沿うものである。

4-2. 2015～2045年の人口増加率に対する各要因の年齢別寄与率

次に各要因の年齢別寄与率を分析するにあたり、特徴的な都道府県を抽出するためにクラスター分析を行った。クラスターリングに用いた変数は、本推計における2015～2045年の4要因の総人口の寄与率と人口増加率の5変数であり、階層クラスター分析（Ward法）を用いてデンドログラムを作成し（非掲載）、8クラスターを確認した上で、k-means法によって各都道府県を分類した。

クラスター別の2015～2045年の人口増加率と各要因の寄与率の平均値を表5に示した。

クラスター1は青森県、秋田県の2県で構成され、2015～2045年の平均人口増加率が-39.1%と最も低く、高齢化が進行し年齢構造要因、移動要因ともに全クラスターの中で最もマイナスの寄与が大きい。クラスター2は北海道、福島県、高知県、長崎県など9道県で構成され、クラスター1や3に比べると移動要因のマイナスの寄与が小さいが、年齢構造要因のマイナスの寄与が大きいため、同期間の平均人口増加率は-28.8%である。クラスター3は山形県、宮崎県、鹿児島県の3県で構成され、出生要因のプラスの寄与は大きいものの移動要因のマイナスの寄与がそれを上回り、年齢構造要因のマイナスの寄与も加え、同期間の平均人口増加率は-28.0%である。クラスター4は宮城県、新潟県、熊本県など11県で構成され、クラスター3と比べ移動要因のマイナスの寄与が小さく、出生要因の寄与はプラスではあるが年齢構造要因や移動要因のマイナスの寄与が大きく、同期間における平均人口増加率は-22.4%である。クラスター5は京都府、岡山県、広島県など12府県で構成され、出生要因がマイナスの寄与となり、移動要因のマイナスの寄与はクラスター4以前に比べると小さいが年齢構造要因のマイナスの寄与が大きく、同期間の平均人口増加率は-20.8%である。クラスター6は埼玉県、千葉県、神奈川県、愛知県、大阪府、福岡県の6府県と大都市地域で構成され、出生要因はマイナスの寄与ではあるが、それを上回る移動要因のプラスの寄与があるものの、年齢構造要因のマイナスの寄与が大きく、同期間の平均人口増加率は-11.1%である。クラスター7は東京都のみであり、前節でみたとおり年齢構造要因と出生要因はマイナスの寄与であるが、死亡要因のプラスの寄与と東京一極集中を反映した移動要因の大きなプラスの寄与によって、同期間の人口増加率は0.7%である。クラスター8は、滋賀県と沖縄県の2県で構成され、年齢構造要因のマイナスの寄与が最も小さく、出生要因はプラス、移動要因のマイナスの寄与も小さく、同期間の平均人口増加率は-5.5%である。

反事実的仮定における結果をみると、出生要因や移動要因はクラスター6（大都市地域6府県）や7（東京都）で大きく寄与率が増加していることがわかる。出生要因は20～30代、移動要因は10代後半から30代の人口規模が大きい地域で各要因の寄与が大きくなり、死亡要因は高齢化が進んだ地域ほどプラスの寄与が大きくなる傾向がみられる。

図1には8クラスターを代表する都道府県について、各要因の年齢別寄与率を示した。代表する都道府県の選定基準は、クラスターごとに各要因の偏差平方和が最も小さい地域とした。その結果、各クラスターの代表地域には、クラスター1は秋田県、2は和歌山県、3は鹿児島県、4は茨城県、5は三重県、6は福岡県、7は東京都、8は沖縄県が選定された。

クラスター1の秋田県は前節でみたように、2015～2045年の人口増加率が最も高く、年齢構造要因及び移動要因の寄与が大きい。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因は0～4歳から85～89歳までマイナスの寄与であり、0～4歳から45～49歳の移動要因によるマイナスの寄与の影響も大きい。年齢構造要因のマイナスが大きい年齢層は50代～60代であり、これは2015年時点において第一次ベビーブーム世代前後の世代の人口規模が大きいことを反映している。出生要因の寄与は2015～2045年の30年間の変化であるため、0～4歳から25～29歳までの人口でプラスになるが、その影響は年齢構造要因や移動要因に

比べると小さい。死亡要因の寄与は 60～64 歳以上の年齢で徐々に大きくなり、90 歳以上では顕著なプラスの寄与となる。反事実的假定における各要因の寄与率をみると、出生要因は大幅にプラスの寄与があるが、年齢構造要因や移動要因のマイナスの寄与の拡大の影響もあり、人口増加率のマイナス分を補うほどではない。死亡要因は 90 歳以上で顕著にプラスの寄与となっている。

クラスター2 の和歌山県は、2015～2045 年の人口減少率は-28.6%（反事実的假定では-21.3%）であり、その内訳は年齢構造要因-26.5%、出生要因-0.3%（同+7.3%）、死亡要因+3.4%（同+4.3%）、移動要因-5.2%（同-6.4%）である。年齢別の各要因の寄与率は秋田県と同様のパターンであるが、出生要因はマイナスに寄与し、年齢構造要因と移動要因のマイナスの寄与が秋田県よりも小さい。

クラスター3 の鹿児島県は、2015～2045 年の人口減少率は-26.9%（反事実的假定では-23.5%）であり、その内訳は年齢構造要因-22.1%、出生要因+1.9%（同+5.4%）、死亡要因+3.3%（同+4.1%）、移動要因-10.1%（同-11.0%）である。年齢別の各要因の寄与率をみると、高い出生率を反映して、40 代以下の年齢構造要因のマイナスの寄与は秋田県や和歌山県に比べると小さいが、移動要因によるマイナスの寄与が大きく、結果的には年齢構造要因と移動要因の寄与の合計は和歌山県よりも大きい。50 代以上では移動要因によるプラスの寄与が大きくなる点に特徴がある。反事実的假定では、20～30 代の転出傾向やもともと出生率が高いこともあって、出生率の上昇の効果は小さい。死亡要因の寄与は他県と同様、90 歳以上で大きい。

クラスター4 の茨城県は、2015～2045 年の人口減少率は-23.4%（反事実的假定では-15.8%）であり、その内訳は年齢構造要因-22.9%、出生要因+0.6%（同+8.4%）、死亡要因+3.4%（同+4.2%）、移動要因-4.4%（同-5.5%）である。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因のマイナスの寄与は 0～4 歳から 65～69 歳までであり、70 歳以上ではプラスの寄与となる。40～44 歳前後でマイナスの寄与が大きいのは、第二次ベビーブーム世代が 2015 年時点で多いことを示し、都市型の年齢構造効果といえる。出生要因はわずかにプラスの寄与を示しており、80 代以降での死亡要因のプラスの寄与の効果が大きい。移動要因は秋田県や鹿児島県に比べるとマイナスの寄与は小さいが、40 代以下で一定程度みられる。

クラスター5 の三重県は、2015～2045 年の人口減少率は-21.2%（反事実的假定では-13.6%）であり、その内訳は年齢構造要因-21.4%、出生要因-0.1%（同+7.5%）、死亡要因+3.2%（同+3.9%）、移動要因-2.9%（同-3.6%）である。年齢別の各要因の寄与は茨城県と同様のパターンであるが、出生要因がマイナスである点に差異がみられる。

クラスター6 の福岡県は、2015～2045 年の人口減少率は-10.7%（反事実的假定では-0.7%）であり、その内訳は年齢構造要因-18.3%、出生要因+0.1%（同+8.6%）、死亡要因+3.2%（同+3.9%）、移動要因+4.4%（同+5.1%）である。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因は 65～69 歳以下ではマイナスと寄与であり、とくに 40～44 歳前後でのマイナスの寄与が高い。移動要因は 50～54 歳を除いて概ねプラスの寄与となっており、高齢部分での移

動のプラスの影響も観察される。死亡要因は他地域と同様、高齢部分で寄与が高い。反事実的仮定においては、出生要因の増加および移動要因の増加が大きく、年齢構造要因によるマイナスの寄与を大きく補っている。

クラスター7の東京都は、前節でみたとおり、極端に大きな移動要因のプラスの寄与によって2015～2045年の人口増加率は+0.7%と唯一増加となる。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因は福岡県などの都市型の人口構造と同様に40代前後のマイナスの効果が大きく、50代以上ではプラスの寄与となるなど、今後高齢化が進んでいく様子が見て取れる。移動要因は20代から40代でプラスの寄与が大きく、55～59歳以上ではマイナスの寄与である。反事実的仮定においては、出生要因によるプラスの寄与も大きい、それ以上に移動要因によるプラスの寄与が大きい結果となる。

クラスター8の沖縄県は、2015～2045年の人口減少率は-0.4%（反事実的仮定では+1.4%）であり、その内訳は年齢構造要因-1.4%、出生要因+0.9%（同+2.0%）、死亡要因+3.0%（同+3.8%）、移動要因-2.9%（同-3.0%）である。年齢別の各要因の寄与率をみると、年齢構造要因は30～34歳から60～64歳で顕著にみられるが、20代ではほぼみられず、10代以下で若干マイナスの寄与がみられる。一方で65歳以上のプラスの寄与が大きく、東京都同様、今後高齢化が一層進むことがわかる。出生要因の寄与はプラスであるがその影響は小さい。移動要因は40～44歳以下ではマイナスであるが、45～49歳から75～79歳では概ねプラスの寄与となっている。死亡要因は他の地域同様、高齢部分でプラスの寄与が高い。

4-3. 人口モメンタム（静止人口比）仮定における推計結果

人口モメンタムを算出するために(1)出生率が人口置換水準に達する、(2)死亡率が2010～2015年の数値で一定、(3)移動がない封鎖人口である場合の仮定に基づく推計を行った。ここでは「静止年次」の考え方として、人口減少が止まり静止人口に入る直前の総人口の規模が最も小さい時点とし、参考として2115年時点での人口モメンタムの算出も行った。その結果をまとめたものが表6である。「静止人口規模」は、前者の基準によるものであり、具体的な年次は「静止年次」に示している。図2には、2015～2115年までの人口モメンタム仮定における各地域の総人口の推移を示している。図中の下線部で示している数値は、表6における静止年次における静止人口規模を示している。

人口モメンタムの分布は平均0.754、最大は沖縄県の0.962、最小は秋田県の0.604、2115年時点の基準では平均0.756、最大は沖縄県の0.967、最小は秋田県の0.606と同水準である。

人口モメンタム仮定における各地域の総人口は、大都市圏や沖縄県では短期的に人口増加が観察される地域もみられ増加モメンタムが観察されるが、長期的には全国的に総人口は減少していく軌道を描く（図2）。その後、人口減少が止まり、一定の人口規模（静止人口規模）に収束していく状況が観察される。このとき、静止年次が早い順にみると、2080年に静止するのが鹿児島県と沖縄県の2県、2085年は東京都と宮崎県の2都県である。2090年に静止するのは、北海道、神奈川県、愛知県、大阪府、福岡県など19道府県、2095年に

静止するのは青森県，秋田県，福島県，高知県，長崎県など 24 県となる。

5. 結論と展望

本稿は，社人研が平成 30（2018）年 3 月に公表した地域推計（平成 30 年推計）における将来の人口増加率の要因分解を行うことを目的に，出生率が人口置換水準に達した場合の反事実的仮定に基づく推計結果や人口モメンタムの分析を行うことで将来の人口に対する基準人口の年齢構造及び人口動態率の影響を定量的に分析した。

地域推計（平成 30 年推計）の本推計における 2015～2045 年の将来の人口増加率を Bongaarts and Bulatao（1999）の手法で年齢構造要因，出生要因，死亡要因，移動要因の 4 要因に分解した結果，すべての地域で年齢構造要因によるマイナスの寄与が最も大きいことが明らかとなった。大都市圏は移動要因のプラスの寄与によって人口増加率の減少分が緩和され，非大都市圏は移動要因のマイナスの寄与によってさらなる人口減少が進む。一方で，出生要因と死亡要因が将来の人口増加率に及ぼす影響は限定的であった。ただし，反事実的仮定において出生率が人口置換水準に達する場合の推計結果では，20～30 代の人口規模が大きい都市部ほどその寄与が大きいことから，日本全国の少子化を解消するためには大都市圏における対策の必要性を示唆する結果といえる。

全国を代表的な 8 つの地域に分けて各要因の年齢別寄与率について分析を行った結果，2015 年時点で 65 歳以上人口割合が高く，すでに人口減少が始まっている非大都市圏では，ほぼ全年齢で年齢構造要因によって人口減少が構造的に生じることがわかった。特に 60 代前後の第一次ベビーブーム世代が多い地域ほど人口減少率が高い傾向にある。一方で，大都市圏は年齢構造要因による年少人口・生産年齢人口の減少，老年人口の増加がみられ，今後，高齢化が進む。特に 2015～2045 年の 30 年間で第二次ベビーブーム世代が 65 歳以上人口に入るため，2015 年時点でその世代が多い地域ほど，65 歳以上人口の増加率が高い。移動要因は，地域推計（平成 30 年推計）が近年の大都市圏への移動，とりわけ東京一極集中の傾向に基づく仮定値設定を行っていることもあり，若年人口は大都市圏で，中高年人口は非大都市圏でそれぞれプラスの寄与が観察された。また，反事実的仮定において出生率が人口置換水準まで上昇することを仮定する場合，前述のような移動構造が仮定されていることもあり，大都市圏では移動要因のプラスの寄与が拡大し，非大都市圏ではマイナスの寄与が拡大する。したがって，非大都市圏において出生率が上昇したとしても，移動傾向が変わらないとすれば，結局は転出してしまうため人口減少率に対する寄与は限定的であり，出生率上昇よりも移動傾向を変化させる施策が重要であることを示唆する。死亡要因については，全地域でほぼ同様に 60 代から徐々にプラスの寄与が拡大し，90 歳以上で最も寄与が大きい結果となった。

最後に，都道府県別にみた人口モメンタムの分析では，2015～2045 年の人口増加率が正であった東京都や出生率の高い沖縄県においても，長期的には「減少モメンタム」の状況に陥っていることがわかる。したがって，出生率が人口置換水準に上昇し，人口移動が均

衡した場合であっても、各地域の長期的な人口減少が止まるまでには 2080～2095 年までの期間を要する。実際は人口移動による人口変動があるため、大都市圏、とりわけ東京都では人口減少は緩和され、非大都市圏ではより減少が進むという結果となる。

謝辞 ※ 本研究(の一部)は、厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究(研究代表者小池司郎, 課題番号(H30-政策-指定-003))」による助成を受けた。

参考文献

- Keyfitz, N. (1971) “On the momentum of population growth,” *Demography*, 8(1), pp. 71–80.
- Keyfitz, N. (1985) *Applied Mathematical Demography*. New York: Wiley.
- Baker, J., Swanson, D. A., Tayman, J., and Tedrow, L. M. (2017) *Cohort Change Ratios and their Applications*, Springer.
- Bongaarts, J. and Bulatao, R. A. (1999) “Completing the Demographic Transition”, *Population and Development Review*, 25(3), pp. 515-529.
- Preston, S. H., Heuveline, P., and Guillot, M. (2001) *Demography*, Oxford, Blackwell Publishers.
- Kirill, A., Vladimira, K., 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.
- Smith, S., Tayman, J., Swanson, D. (2013), *A practitioner's guide to state and local population projections*. Dordrecht, The Netherlands: Springer.
- United States Bureau of the Census (1999) World Population Profile: 1998. Washington, DC: US Department of Commerce.
- 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.
- 小池司朗, 菅桂太, 鎌田健司, 岩澤美帆, 石井太, 山内昌和 (2020) 「日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数」『人口問題研究』76-1 (印刷中).
- 小池司朗, 鈴木透, 菅桂太, 鎌田健司, 小山泰代, 貴志匡博, 大泉嶺, 西岡八郎, 江崎雄治, 山内昌和 (2019) 「地域人口の将来動向—日本の地域別将来推計人口(平成 30 (2018) 年推計)—」『厚生指標』第 66 巻第 1 号, pp. 33-40.
- 厚生労働省 (2014) 「平成 20～24 年 人口動態保健所・市区町村別統計 平成 20～24 年 人口動態保健所・市区町村別統計」(平成 26 年 2 月 13 日公表資料).
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『日本の地域別将来推計人口—平成 22 (2010) ～52 (2040 年— (平成 25 年 3 月推計)』人口問題研究資料第 330 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 『日本の将来推計人口—平成 28 (2016) ～77 (2065

年—附：参考推計 平成 78 (2066) ～127 (2115) 年 (平成 29 年推計)』人口問題研究資料第 336 号.

国立社会保障・人口問題研究所 (2018a)『日本の地域別将来推計人口—平成 27 (2015) ～57 (2045 年— (平成 30 年推計)』人口問題研究資料第 340 号.

国立社会保障・人口問題研究所 (2018b)『日本の将来推計人口—平成 29 年推計の解説および条件付推計—』人口問題研究資料第 337 号.

国立社会保障・人口問題研究所 (2020a)「都道府県別自然増加率：1960～2015 年」『人口統計資料集 (2020 年版)』.

国立社会保障・人口問題研究所 (2020b)『都道府県別社会増加率：1960～2015 年』『人口統計資料集 (2020 年版)』.

菅桂太, 小池司朗, 鎌田健司, 石井太, 山内昌和 (2020)「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数」『人口問題研究』76-1 (印刷中).

総務省統計局 (2016)「平成 27 年国勢調査 人口等基本集計結果 結果の概要」(平成 28 年 10 月 26 日公表資料).

総務省統計局 (2019)「人口推計 (2018 年 (平成 30 年) 10 月 1 日現在)」(平成 31 年 4 月 12 日公表資料).

内閣府地方創生推進室 (2019)「地方人口ビジョン策定のための手引き (令和元年 12 月版)」.

表 1 推計の種類と各シナリオの仮定値の構成

推計シナリオ	仮定値の構成	推計結果
1-1. 地域推計(平成30年推計)の要因分解: 2015～2045年		
1. 標準シナリオ("Standard")	年齢構造・生残率・補正出生率 ¹⁾ ・純移動率 ²⁾	P_s
2. 自然増減シナリオ("Natural")	年齢構造・生残率・補正出生率	P_n
3. 人口置換シナリオ("Replacement")	年齢構造・生残率	P_r
4. 年齢構造シナリオ("Momentum")	年齢構造	P_m
1-2. 反事実的仮定に基づく推計の要因分解: 2015～2045年		
5. 標準シナリオ("Standard")Cf	年齢構造・2045年生残率 ³⁾ ・人口置換水準出生率 ⁴⁾ ・純移動率	P_{s_cf}
6. 自然増減シナリオ("Natural")Cf	年齢構造・2045年生残率・人口置換水準出生率	P_{n_cf}
7. 人口置換シナリオ("Replacement")Cf	年齢構造・2045年生残率	P_{r_cf}
8. 年齢構造シナリオ("Momentum")Cf	年齢構造	P_{m_cf}
2. 人口モメンタムの分析: 2015～2115年までの長期推計		
9. 人口モメンタムシナリオ	年齢構造・2010～2015年生残率・人口置換水準出生率・移動ゼロ	P_{pm}

注: 1) 補正出生率は, 地域推計(平成 30 年推計)における各年の 0-4 歳人口の推計結果と整合的な出生数を得る年齢別出生率である。出生→0-4 歳人口の生残率, 純移動率の変化, 全国推計(平成 29 年推計)との合計調整による変化を含む。

2) 純移動率は, 地域推計(平成 30 年推計)の推計結果から得られるコーホート変化率から将来の生残率を引いた値。

3) 2045 年生残率は, 地域推計(平成 30 年推計)における 2040→2045 年の生残率。

4) 人口置換水準出生率は, 2015 年における人口置換水準と各都道府県出生率の比を補正出生率に掛け合わせた値。

表 2 各要因の乗数の計算式と推計シナリオとの関係

各要因	乗数 M
年齢構造要因	$M_m = P_m / P$
出生要因	$M_b = P_n / P_r$
死亡要因	$M_d = P_r / P_m$
移動要因	$M_{mg} = P_s / P_n$
標準シナリオ	$P_s = M_m \cdot M_b \cdot M_d \cdot M_{mg} \cdot P$
自然増減シナリオ	$P_n = M_m \cdot M_b \cdot M_d \cdot P$
人口置換シナリオ	$P_r = M_m \cdot M_d \cdot P$
年齢構造シナリオ	$P_m = M_m \cdot P$

資料: Bongaarts and Bulatao (1999)をもとに作成。

注: P は基準人口。

表 3 都道府県別, 2015・2045 年の総人口, 2015～2045 年の人口増加率に対する各要因の乗数

	総人口(千人)			乗 数				乗数の積 ×100 (2015年=100)
	2015年	2045年		年齢構造要因	出生要因	死亡要因	移動要因	
				$M_m = P_m / P$	$M_b = P_n / P_r$	$M_d = P_r / P_m$	$M_{ng} = P_s / P_n$	
北海道	5,382	4,005	(4,531)	0.721 (0.721)	1.007 (1.133)	1.047 (1.059)	0.978 (0.973)	74.4 (84.2)
青森県	1,308	824	(900)	0.697 (0.697)	1.011 (1.113)	1.055 (1.070)	0.847 (0.829)	63.0 (68.8)
岩手県	1,280	885	(955)	0.719 (0.719)	1.016 (1.101)	1.049 (1.061)	0.903 (0.889)	69.1 (74.6)
宮城県	2,334	1,809	(2,014)	0.782 (0.782)	1.016 (1.128)	1.041 (1.050)	0.938 (0.932)	77.5 (86.3)
秋田県	1,023	602	(651)	0.643 (0.643)	1.024 (1.120)	1.057 (1.071)	0.845 (0.825)	58.8 (63.7)
山形県	1,124	768	(824)	0.725 (0.725)	1.025 (1.103)	1.045 (1.055)	0.881 (0.869)	68.4 (73.3)
福島県	1,914	1,315	(1,419)	0.746 (0.746)	1.001 (1.085)	1.047 (1.058)	0.879 (0.866)	68.7 (74.1)
茨城県	2,917	2,236	(2,456)	0.771 (0.771)	1.007 (1.104)	1.044 (1.055)	0.946 (0.938)	76.6 (84.2)
栃木県	1,974	1,561	(1,715)	0.778 (0.778)	1.007 (1.101)	1.045 (1.056)	0.966 (0.961)	79.0 (86.8)
群馬県	1,973	1,553	(1,708)	0.771 (0.771)	1.003 (1.102)	1.043 (1.053)	0.975 (0.968)	78.7 (86.6)
埼玉県	7,267	6,525	(7,426)	0.797 (0.797)	1.000 (1.120)	1.041 (1.051)	1.082 (1.090)	89.8 (102.2)
千葉県	6,223	5,463	(6,247)	0.783 (0.783)	0.997 (1.121)	1.041 (1.050)	1.081 (1.090)	87.8 (100.4)
東京都	13,515	13,607	(16,758)	0.811 (0.811)	0.983 (1.147)	1.038 (1.047)	1.217 (1.273)	100.7 (124.0)
神奈川県	9,126	8,313	(9,563)	0.817 (0.817)	0.993 (1.118)	1.037 (1.046)	1.082 (1.098)	91.1 (104.8)
新潟県	2,304	1,699	(1,860)	0.738 (0.738)	1.013 (1.109)	1.043 (1.053)	0.945 (0.937)	73.7 (80.7)
富山県	1,066	817	(900)	0.745 (0.745)	0.996 (1.095)	1.042 (1.052)	0.992 (0.984)	76.7 (84.4)
石川県	1,154	948	(1,046)	0.795 (0.795)	0.998 (1.093)	1.039 (1.047)	0.997 (0.996)	82.1 (90.6)
福井県	787	614	(662)	0.794 (0.794)	1.000 (1.077)	1.038 (1.046)	0.947 (0.941)	78.1 (84.2)
山梨県	835	599	(660)	0.768 (0.768)	0.998 (1.099)	1.042 (1.052)	0.899 (0.890)	71.7 (79.0)
長野県	2,099	1,615	(1,740)	0.772 (0.772)	1.002 (1.082)	1.037 (1.045)	0.959 (0.950)	76.9 (82.9)
岐阜県	2,032	1,557	(1,703)	0.792 (0.792)	1.000 (1.091)	1.040 (1.048)	0.930 (0.925)	76.6 (83.8)
静岡県	3,700	2,943	(3,199)	0.779 (0.779)	1.006 (1.090)	1.041 (1.050)	0.974 (0.969)	79.5 (86.5)
愛知県	7,483	6,899	(7,672)	0.851 (0.851)	0.991 (1.089)	1.036 (1.044)	1.055 (1.060)	92.2 (102.5)
三重県	1,816	1,431	(1,569)	0.786 (0.786)	0.999 (1.091)	1.041 (1.050)	0.965 (0.960)	78.8 (86.4)
滋賀県	1,413	1,263	(1,364)	0.864 (0.864)	1.009 (1.083)	1.033 (1.040)	0.993 (0.993)	89.4 (96.5)
京都府	2,610	2,137	(2,488)	0.787 (0.787)	0.994 (1.134)	1.038 (1.046)	1.009 (1.021)	81.9 (95.3)
大阪府	8,839	7,335	(8,555)	0.789 (0.789)	0.984 (1.124)	1.042 (1.052)	1.026 (1.037)	83.0 (96.8)
兵庫県	5,535	4,532	(5,073)	0.790 (0.790)	0.994 (1.106)	1.040 (1.050)	1.002 (1.000)	81.9 (91.7)
奈良県	1,364	998	(1,121)	0.767 (0.767)	1.008 (1.126)	1.040 (1.049)	0.910 (0.908)	73.2 (82.2)
和歌山県	964	688	(759)	0.735 (0.735)	0.996 (1.095)	1.047 (1.058)	0.932 (0.925)	71.4 (78.7)
鳥取県	573	449	(480)	0.769 (0.769)	1.008 (1.073)	1.042 (1.052)	0.969 (0.964)	78.2 (83.7)
島根県	694	529	(557)	0.758 (0.758)	0.998 (1.049)	1.041 (1.050)	0.967 (0.960)	76.2 (80.2)
岡山県	1,922	1,620	(1,795)	0.796 (0.796)	0.997 (1.096)	1.037 (1.046)	1.024 (1.024)	84.3 (93.4)
広島県	2,844	2,429	(2,654)	0.810 (0.810)	0.999 (1.083)	1.037 (1.046)	1.018 (1.018)	85.4 (93.3)
山口県	1,405	1,036	(1,120)	0.735 (0.735)	1.003 (1.082)	1.045 (1.056)	0.957 (0.950)	73.7 (79.7)
徳島県	756	535	(589)	0.730 (0.730)	0.994 (1.093)	1.046 (1.057)	0.934 (0.925)	70.8 (77.9)
香川県	976	776	(842)	0.769 (0.769)	0.995 (1.076)	1.041 (1.051)	0.999 (0.993)	79.5 (86.3)
愛媛県	1,385	1,013	(1,098)	0.738 (0.738)	1.010 (1.094)	1.045 (1.056)	0.938 (0.929)	73.1 (79.3)
高知県	728	498	(545)	0.707 (0.707)	1.005 (1.097)	1.047 (1.058)	0.920 (0.910)	68.4 (74.8)
福岡県	5,102	4,554	(5,064)	0.817 (0.817)	1.001 (1.100)	1.039 (1.048)	1.051 (1.054)	89.3 (99.3)
佐賀県	833	664	(705)	0.808 (0.808)	1.018 (1.078)	1.040 (1.049)	0.932 (0.928)	79.7 (84.7)
長崎県	1,377	982	(1,043)	0.770 (0.770)	1.010 (1.071)	1.043 (1.054)	0.879 (0.872)	71.3 (75.7)
熊本県	1,786	1,442	(1,532)	0.805 (0.805)	1.011 (1.069)	1.037 (1.046)	0.956 (0.953)	80.8 (85.8)
大分県	1,166	897	(963)	0.764 (0.764)	1.011 (1.083)	1.040 (1.049)	0.957 (0.951)	76.9 (82.5)
宮崎県	1,104	825	(860)	0.785 (0.785)	1.026 (1.065)	1.041 (1.051)	0.890 (0.886)	74.7 (77.9)
鹿児島県	1,648	1,204	(1,261)	0.779 (0.779)	1.023 (1.066)	1.043 (1.053)	0.879 (0.874)	73.1 (76.5)
沖縄県	1,434	1,428	(1,454)	0.986 (0.986)	1.009 (1.020)	1.031 (1.038)	0.972 (0.971)	99.6 (101.4)

注:括弧内は, 反事実的仮定に基づく推計結果。

乗数の積に 100 を掛けた数値は, 2015 年を 100 としたときの 2045 年の総人口の指数に相当。

表 4 都道府県別, 2015～2045 年の人口増加率に対する各要因の寄与率

	寄与率 (%) CR								2015～2045年 人口増加率
	年齢構造要因		出生要因		死亡要因		移動要因		
	CR _m		CR _b		CR _d		CR _{mg}		
北海道	-27.9	(-27.9)	0.5	(10.1)	3.4	(4.2)	-1.6	(-2.3)	-25.6 (-15.8)
青森県	-30.3	(-30.3)	0.8	(8.4)	3.8	(4.9)	-11.4	(-14.2)	-37.0 (-31.2)
岩手県	-28.1	(-28.1)	1.2	(7.7)	3.5	(4.4)	-7.5	(-9.3)	-30.9 (-25.4)
宮城県	-21.8	(-21.8)	1.3	(10.5)	3.2	(3.9)	-5.1	(-6.3)	-22.5 (-13.7)
秋田県	-35.7	(-35.7)	1.6	(8.3)	3.6	(4.6)	-10.7	(-13.5)	-41.2 (-36.3)
山形県	-27.5	(-27.5)	1.9	(7.9)	3.2	(4.0)	-9.3	(-11.0)	-31.6 (-26.7)
福島県	-25.4	(-25.4)	0.0	(6.7)	3.5	(4.3)	-9.4	(-11.5)	-31.3 (-25.9)
茨城県	-22.9	(-22.9)	0.6	(8.4)	3.4	(4.2)	-4.4	(-5.5)	-23.4 (-15.8)
栃木県	-22.2	(-22.2)	0.6	(8.3)	3.5	(4.3)	-2.8	(-3.5)	-21.0 (-13.2)
群馬県	-22.9	(-22.9)	0.3	(8.3)	3.3	(4.1)	-2.0	(-2.9)	-21.3 (-13.4)
埼玉県	-20.3	(-20.3)	0.0	(10.0)	3.3	(4.0)	6.8	(8.4)	-10.2 (2.2)
千葉県	-21.7	(-21.7)	-0.2	(9.9)	3.2	(3.9)	6.5	(8.3)	-12.2 (0.4)
東京都	-18.9	(-18.9)	-1.5	(12.5)	3.1	(3.8)	17.9	(26.6)	0.7 (24.0)
神奈川県	-18.3	(-18.3)	-0.6	(10.0)	3.1	(3.7)	6.9	(9.3)	-8.9 (4.8)
新潟県	-26.2	(-26.2)	1.0	(8.4)	3.2	(3.9)	-4.3	(-5.4)	-26.3 (-19.3)
富山県	-25.5	(-25.5)	-0.3	(7.4)	3.1	(3.8)	-0.6	(-1.3)	-23.3 (-15.6)
石川県	-20.5	(-20.5)	-0.2	(7.8)	3.1	(3.8)	-0.3	(-0.4)	-17.9 (-9.4)
福井県	-20.6	(-20.6)	0.0	(6.4)	3.0	(3.6)	-4.3	(-5.2)	-21.9 (-15.8)
山梨県	-23.2	(-23.2)	-0.2	(8.0)	3.2	(4.0)	-8.1	(-9.8)	-28.3 (-21.0)
長野県	-22.8	(-22.8)	0.1	(6.7)	2.9	(3.5)	-3.3	(-4.4)	-23.1 (-17.1)
岐阜県	-20.8	(-20.8)	0.0	(7.5)	3.1	(3.8)	-5.7	(-6.8)	-23.4 (-16.2)
静岡県	-22.1	(-22.1)	0.5	(7.4)	3.2	(3.9)	-2.1	(-2.8)	-20.5 (-13.5)
愛知県	-14.9	(-14.9)	-0.8	(7.9)	3.1	(3.8)	4.8	(5.8)	-7.8 (2.5)
三重県	-21.4	(-21.4)	-0.1	(7.5)	3.2	(3.9)	-2.9	(-3.6)	-21.2 (-13.6)
滋賀県	-13.6	(-13.6)	0.8	(7.4)	2.9	(3.4)	-0.7	(-0.7)	-10.6 (-3.5)
京都府	-21.3	(-21.3)	-0.5	(11.0)	3.0	(3.6)	0.7	(2.0)	-18.1 (-4.7)
大阪府	-21.1	(-21.1)	-1.3	(10.3)	3.3	(4.1)	2.1	(3.5)	-17.0 (-3.2)
兵庫県	-21.0	(-21.0)	-0.5	(8.8)	3.2	(3.9)	0.2	(-0.0)	-18.1 (-8.3)
奈良県	-23.3	(-23.3)	0.6	(10.1)	3.1	(3.7)	-7.2	(-8.3)	-26.8 (-17.8)
和歌山県	-26.5	(-26.5)	-0.3	(7.3)	3.4	(4.3)	-5.2	(-6.4)	-28.6 (-21.3)
鳥取県	-23.1	(-23.1)	0.6	(5.9)	3.2	(4.0)	-2.5	(-3.2)	-21.8 (-16.3)
島根県	-24.2	(-24.2)	-0.1	(3.9)	3.1	(3.8)	-2.6	(-3.3)	-23.8 (-19.8)
岡山県	-20.4	(-20.4)	-0.2	(8.0)	3.0	(3.7)	1.9	(2.2)	-15.7 (-6.6)
広島県	-19.0	(-19.0)	-0.1	(7.0)	3.0	(3.7)	1.5	(1.6)	-14.6 (-6.7)
山口県	-26.5	(-26.5)	0.2	(6.4)	3.3	(4.1)	-3.3	(-4.2)	-26.3 (-20.3)
徳島県	-27.0	(-27.0)	-0.4	(7.2)	3.3	(4.1)	-5.0	(-6.3)	-29.2 (-22.1)
香川県	-23.1	(-23.1)	-0.4	(6.1)	3.2	(3.9)	-0.1	(-0.6)	-20.5 (-13.7)
愛媛県	-26.2	(-26.2)	0.8	(7.3)	3.3	(4.2)	-4.8	(-6.1)	-26.9 (-20.7)
高知県	-29.3	(-29.3)	0.4	(7.3)	3.3	(4.1)	-5.9	(-7.4)	-31.6 (-25.2)
福岡県	-18.3	(-18.3)	0.1	(8.6)	3.2	(3.9)	4.4	(5.1)	-10.7 (-0.7)
佐賀県	-19.2	(-19.2)	1.5	(6.6)	3.2	(3.9)	-5.8	(-6.6)	-20.3 (-15.3)
長崎県	-23.0	(-23.0)	0.8	(5.8)	3.3	(4.1)	-9.8	(-11.1)	-28.7 (-24.3)
熊本県	-19.5	(-19.5)	0.9	(5.8)	3.0	(3.7)	-3.7	(-4.3)	-19.2 (-14.2)
大分県	-23.6	(-23.6)	0.9	(6.7)	3.1	(3.8)	-3.5	(-4.3)	-23.1 (-17.5)
宮崎県	-21.5	(-21.5)	2.1	(5.4)	3.2	(4.0)	-9.2	(-10.0)	-25.3 (-22.1)
鹿児島県	-22.1	(-22.1)	1.9	(5.4)	3.3	(4.1)	-10.1	(-11.0)	-26.9 (-23.5)
沖縄県	-1.4	(-1.4)	0.9	(2.0)	3.0	(3.8)	-2.9	(-3.0)	-0.4 (1.4)

注:括弧内は, 反事実的仮定に基づく推計結果.

各要因の寄与率の合計は 2015～2045 年の人口増加率.

表 5 クラスター別, 2015～2045 年の人口増加率に対する各要因の寄与率の平均値

クラスター	寄与率(%) CR								2015～2045年 人口増加率	
	年齢構造要因 CR _m		出生要因 CR _b		死亡要因 CR _d		移動要因 CR _{mg}			
1	-33.0	(-33.0)	1.2	(8.4)	3.7	(4.7)	-11.1	(-13.9)	-39.1	(-33.8)
2	-26.7	(-26.7)	0.4	(7.3)	3.4	(4.2)	-5.8	(-7.2)	-28.8	(-22.3)
3	-23.7	(-23.7)	2.0	(6.2)	3.3	(4.0)	-9.5	(-10.7)	-28.0	(-24.1)
4	-22.4	(-22.4)	0.8	(7.8)	3.2	(4.0)	-3.9	(-4.8)	-22.4	(-15.5)
5	-21.8	(-21.8)	-0.2	(7.4)	3.1	(3.8)	-1.8	(-2.3)	-20.8	(-13.0)
6	-19.1	(-19.1)	-0.5	(9.5)	3.2	(3.9)	5.3	(6.7)	-11.1	(1.0)
7	-18.9	(-18.9)	-1.5	(12.5)	3.1	(3.8)	17.9	(26.6)	0.7	(24.0)
8	-7.5	(-7.5)	0.9	(4.7)	2.9	(3.6)	-1.8	(-1.9)	-5.5	(-1.0)

注:括弧内は, 反事実的仮定に基づく推計結果.

階層クラスター分析(Ward 法)によるデンドログラムから 8 クラスターを確認し,

k-means 法によって抽出.

8 クラスターに含まれる都道府県は以下の通り.

- 1) 青森県・秋田県, 2) 北海道・岩手県・福島県・和歌山県・山口県・徳島県・愛媛県・高知県・長崎県,
- 3) 山形県・宮崎県・鹿児島県, 4) 宮城県・茨城県・栃木県・群馬県・新潟県・静岡県・奈良県・鳥取県・佐賀県・熊本県・大分県, 5) 富山県・石川県・福井県・山梨県・長野県・岐阜県・京都府・兵庫県・島根県・岡山県・広島県・香川県, 6) 埼玉県・千葉県・神奈川県・愛知県・大阪府・福岡県, 7) 東京都,
- 8) 滋賀県・沖縄県

図1 クラスター別, 2015~2045年の人口増加率に対する各要因の寄与率及び年齢別寄与率

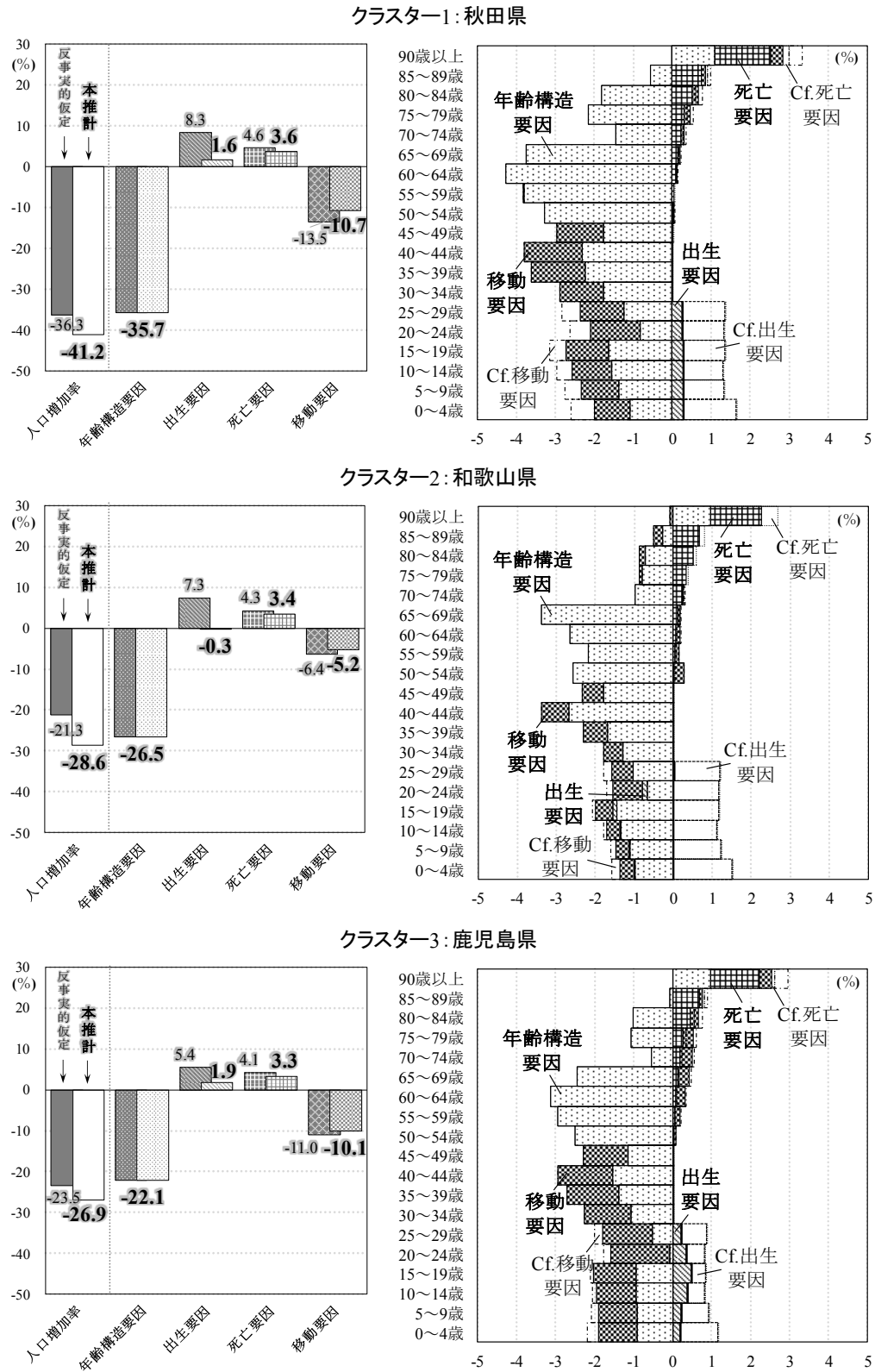
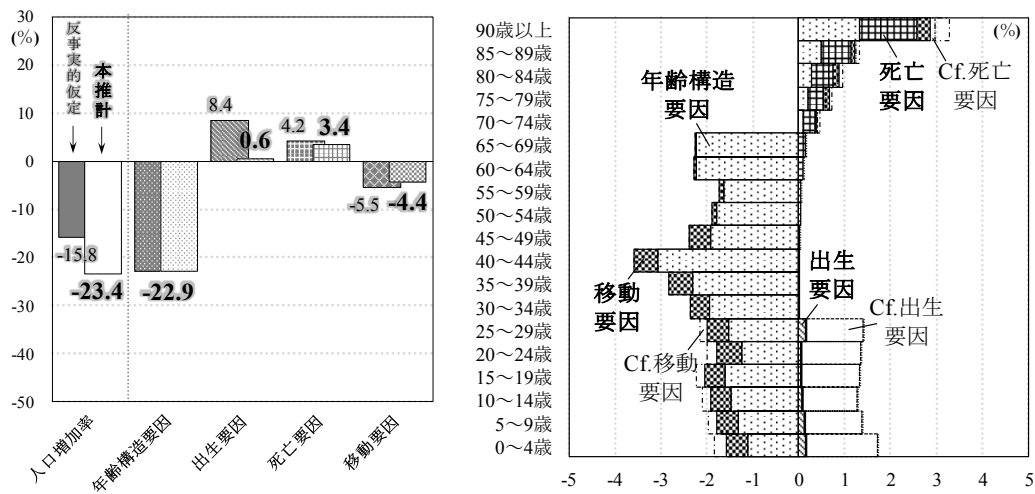
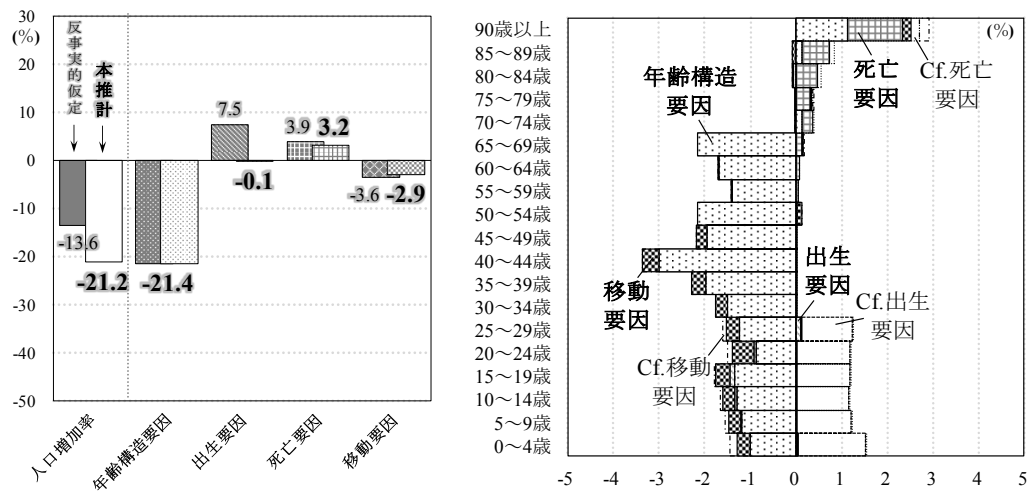


図1 クラスター別、2015～2045年の人口増加率に対する各要因の寄与率及び年齢別寄与率(つづき)

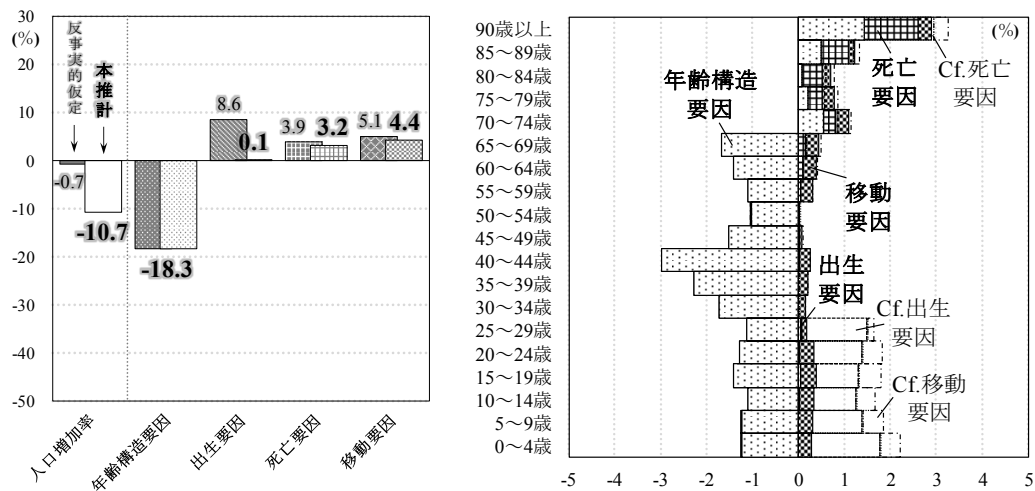
クラスター4:茨城県



クラスター5:三重県

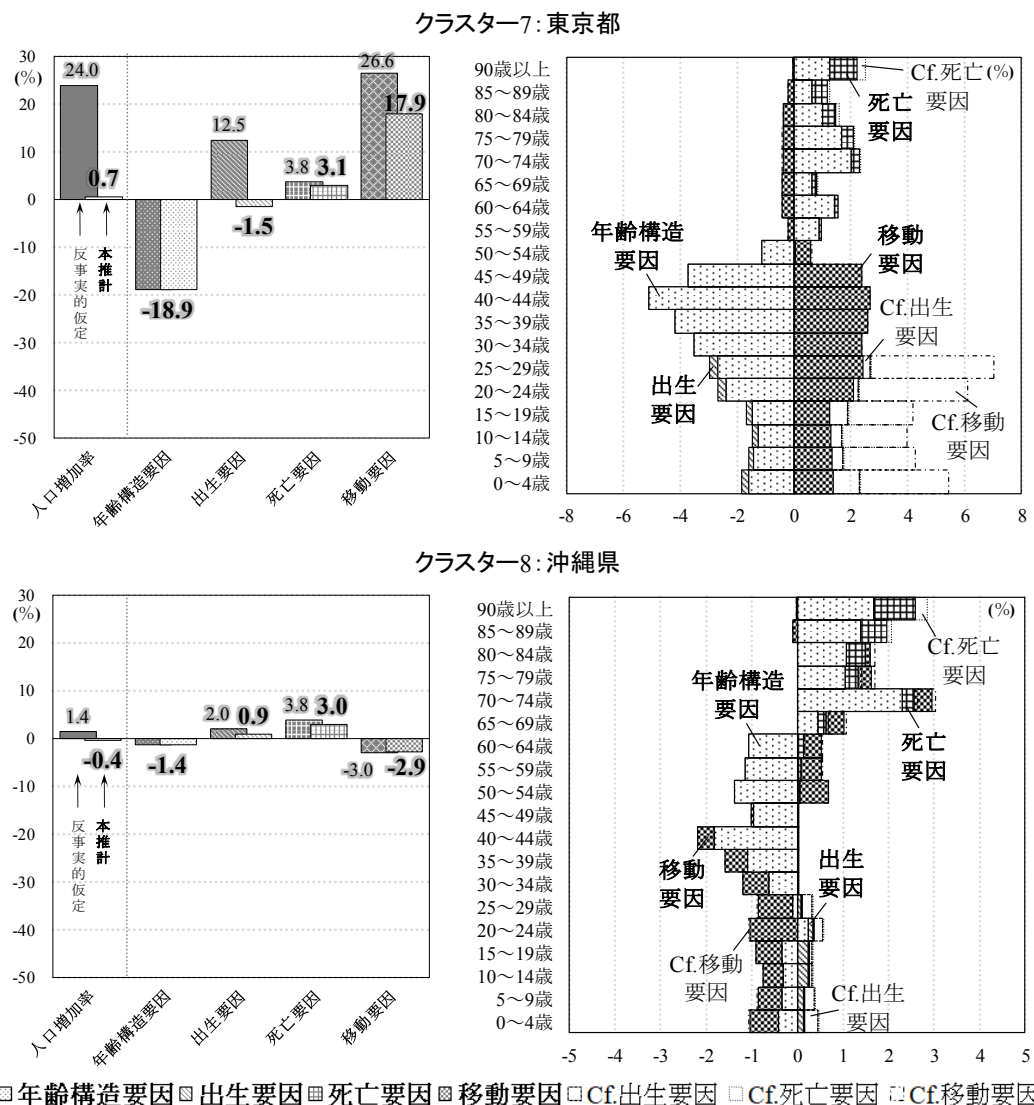


クラスター6:福岡県



■年齢構造要因 ■出生要因 ■死亡要因 ■移動要因 □Cf.出生要因 □Cf.死亡要因 □Cf.移動要因

図 1 クラスター別, 2015～2045 年の人口増加率に対する各要因の寄与率及び年齢別寄与率(つづき)



注: 左図は, 各要因の寄与率の総数を示し, 左棒グラフは反事実的仮定, 右棒グラフは本推計に基づく

寄与率を示す。本推計の寄与率は太字で示した。

右図は, 各要因の年齢別寄与率を示し, 反事実的仮定は Cf.～要因とし, 点線棒グラフで示した。

東京都のみ, x 座標の範囲を-8～8%とした。

表 6 都道府県別にみた、基準人口、静止人口規模、静止年次、人口モメンタム(静止人口比)

	基準人口 (千人)	静止人口 規模(千人)	静止年次	人口モメンタム(静止人口比) 静止年次 (参考: 2115年)	
北海道	5,382	3,782	(2090年)	0.703	(0.705)
青森県	1,308	878	(2095年)	0.671	(0.674)
岩手県	1,280	881	(2095年)	0.689	(0.691)
宮城県	2,334	1,826	(2090年)	0.782	(0.785)
秋田県	1,023	618	(2095年)	0.604	(0.606)
山形県	1,124	791	(2095年)	0.704	(0.706)
福島県	1,914	1,344	(2095年)	0.702	(0.705)
茨城県	2,917	2,166	(2095年)	0.743	(0.745)
栃木県	1,974	1,476	(2090年)	0.748	(0.750)
群馬県	1,973	1,476	(2095年)	0.748	(0.751)
埼玉県	7,267	5,684	(2090年)	0.782	(0.784)
千葉県	6,223	4,736	(2090年)	0.761	(0.763)
東京都	13,515	10,807	(2085年)	0.800	(0.802)
神奈川県	9,126	7,234	(2090年)	0.793	(0.795)
新潟県	2,304	1,651	(2095年)	0.717	(0.719)
富山県	1,066	751	(2095年)	0.705	(0.707)
石川県	1,154	895	(2095年)	0.775	(0.778)
福井県	787	602	(2095年)	0.765	(0.768)
山梨県	835	625	(2095年)	0.749	(0.752)
長野県	2,099	1,544	(2095年)	0.736	(0.738)
岐阜県	2,032	1,582	(2095年)	0.779	(0.781)
静岡県	3,700	2,755	(2095年)	0.745	(0.747)
愛知県	7,483	6,194	(2090年)	0.828	(0.831)
三重県	1,816	1,384	(2090年)	0.762	(0.765)
滋賀県	1,413	1,205	(2090年)	0.853	(0.856)
京都府	2,610	2,108	(2090年)	0.807	(0.810)
大阪府	8,839	6,971	(2090年)	0.789	(0.791)
兵庫県	5,535	4,317	(2090年)	0.780	(0.783)
奈良県	1,364	1,068	(2090年)	0.782	(0.786)
和歌山県	964	686	(2095年)	0.712	(0.715)
鳥取県	573	421	(2095年)	0.734	(0.736)
島根県	694	489	(2095年)	0.705	(0.706)
岡山県	1,922	1,529	(2090年)	0.796	(0.799)
広島県	2,844	2,232	(2090年)	0.785	(0.788)
山口県	1,405	988	(2095年)	0.703	(0.706)
徳島県	756	526	(2095年)	0.696	(0.698)
香川県	976	708	(2095年)	0.726	(0.728)
愛媛県	1,385	984	(2095年)	0.710	(0.713)
高知県	728	493	(2095年)	0.677	(0.680)
福岡県	5,102	4,171	(2090年)	0.818	(0.821)
佐賀県	833	672	(2090年)	0.807	(0.811)
長崎県	1,377	1,023	(2095年)	0.743	(0.745)
熊本県	1,786	1,406	(2090年)	0.787	(0.790)
大分県	1,166	863	(2090年)	0.740	(0.742)
宮崎県	1,104	844	(2085年)	0.764	(0.768)
鹿児島県	1,648	1,253	(2080年)	0.760	(0.764)
沖縄県	1,434	1,380	(2080年)	0.962	(0.967)

注: 静止人口比は、人口置換水準の出生率によって到達する静止人口規模の基準人口(2015年)に対する比
(国立社会保障・人口問題研究所 2018b)。

[illegible]

2015 年国勢調査を用いた齢都道府県構造化人口モデルの 感度解析

大泉嶺

1 はじめに

日本は期間合計特殊出生率が人口置換水準を下回ってから40年以上経ち、少子高齢化とともに人口も減少局面に転じている。人口減少に陥った要因は、現代社会の生活スタイルに移行していく過程で生じた多岐にわたるもので、一つを特定することは難しいと考えられている。例を挙げれば、女性の就学や社会進出、非正規雇用の拡大などこれらが晩婚化・未婚化や晩産化の増加に一定の影響を及ぼした事などだ。しかし、こうした要因を外科的な手段で取り除くことは現代の時代精神に反するだけでなく、現在の経済構造の中でも、実現不可能であることは言うまでもない。2014年以降政府は、「働き方改革」や「待機児童ゼロ」といった出産・育児の負担軽減や、「地方創生」といったスローガンの下に、出生率の低い都心への人口一極集中の是正に向けて取り組んでいる。こうした政策は基本的に、女性の働きやすさや過疎化の進む自治体の憂慮など、少子高齢化社会の背景に潜む社会心理を中心とした分析を根拠としている。一方で、人口を人の数のダイナミクスと考えた場合、それを構成する要素は単純である。年齢、出生、死亡、そして地域間の移動である。社会的背景は別として、少子高齢化は出生が減り、死亡も減った結果と考える場合、現代の人口減少に影響を及ぼしている年齢別の出生、死亡、移動の行動を定量的に評価できれば、精密な分析や年齢や世代に合わせた政策立案が出来るだろう。こうした定量評価を考えるのにあたって、本報告書では筆者がこれまでまたは今なお研究中的内容をまとめたものである。それは主に固有関数による理論と感度分析という実証的手法である。

2 Leslie 行列と MacKendrick 方程式の数学的類似性

本論に入る前に安定人口モデル Leslie 行列について、ここでは紹介する^{*1}。時刻 t における年齢 a 歳の女性コーホートの人口を $P_t(a)$ とする。このモデルを構成する基本的な過程はこのコーホートが持つ出生率 $m_a \geq 0$ を用いて表される再生産過程：

$$P_t(a) = \sum_{a=0}^{\omega} m_a P_t(a) \quad (1)$$

と翌年までの生存率 $0 \leq p_a \leq 1$ とする生存過程:

$$P_{t+1}(a+1) = p_a P_t(a) \quad (2)$$

^{*1} この章は「大泉嶺 (2018) 『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究』 平成 30 年度総括報告書 pp.157-166」より抜粋

の二つで表すことにする．このとき， ω は最大寿命である．このモデルは行列を用いて次のように書くことが出来る：

$$\mathbf{P}_{t+1} = \mathbf{L}\mathbf{P}_t \quad \mathbf{P}_t := (P_t(a))_{0 \leq a \leq \omega}$$

$$\mathbf{L} := \begin{bmatrix} m_0 & m_1 & \cdots & m_a & \cdots & m_\omega \\ p_0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & p_1 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \cdots & p_{\omega-1} & 0 \end{bmatrix} \quad (3)$$

一方，年齢と時刻を連続化した MacKendrick 方程式は死亡率 $\mu(a) \geq 0$ と出生率 $F(a) \geq 0$ が与えられたとき，人口密度関数 $P_t(a)$ は，再生産過程：

$$P_t(0) = \int_0^\omega da F(a) P_t(a), \quad (4)$$

と死亡過程：

$$\left[\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a} \right] P_t(a) = -\mu(a) P_t(a) \quad P_0(a) = \varphi(a), \quad (5)$$

を満たす．これらのモデルは多くの共通点を持つ．例えば Leslie 行列 $\mathbf{L}$ が対角化可能である場合（通常この場合の方が多い）一般的なコーホート動態は以下になることが知られている：

$$\mathbf{P}_t = \mathbf{L}^t \mathbf{P}_0 = \sum_{k=0}^{\omega-1} \lambda_k^t \frac{\langle \mathbf{U}_k, \mathbf{P}_0 \rangle}{\langle \mathbf{U}_k, \mathbf{V}_k \rangle} \mathbf{V}_k \quad |\lambda_k| \geq |\lambda_{k+1}|.$$

λ_k は行列 $\mathbf{L}$ の k 番目の固有値であり， $\mathbf{U}_k$ ， $\mathbf{V}_k$ はその固有値に対応する左右固有ベクトル^{*2}を表し， $\langle \cdot, \cdot \rangle$ はそれらの内積を意味する．特に，最大固有値 λ_0 と対応する左右固有ベクトルはそれぞれ，内的自然増加率 (intrinsic rate of natural increase)，繁殖価 (reproductive value)，安定年齢分布 (stable age distribution) と呼ばれ，人口学的にも生物学的にも特別な意味を持つ [1]．同様に MacKendrick 方程式の場合も以下のような解の表現がある [2]

$$P_t(a) = \begin{cases} \varphi(a-t) \frac{l_a}{l_{a-t}} & a-t \geq 0 \\ \sum_{k=0}^{\infty} \exp\{r_k t\} \frac{\langle \phi_k^*, \varphi \rangle}{\langle \phi_k^*, \varphi_k \rangle} \varphi_k(a) & a-t < 0 \end{cases} \quad (6)$$

このとき $\langle \phi, \cdot \rangle$ は汎関数と呼ばれ，以下で定義される：

$$\langle \phi, \varphi \rangle := \int_0^\omega da \phi(a) \varphi(a).$$

ここで現れる $\phi_k^*(a)$ ， $\varphi_k(a)$ は固有関数と呼ばれ，本質的には Leslie 行列の左右固有ベクトルと同じ構造を持っている．2017 年の同研究プロジェクトの報告書にも記載したが，左右固有ベクトルは少子化に及ぼすコーホートの出生・死亡の影響を評価することが出来る．

3 多状態年齢構造モデル

Leslie 行列と McKendrick 方程式の数学的類似性は，年齢構造の共通性と共に線形というより抽象的な構造に依拠する．関数解析という分野ではこうした線形のような演算構造を抽象的なベク

^{*2} 左固有ベクトルは $\mathbf{U}_k \mathbf{L} = \lambda_k \mathbf{U}_k$ を満たす横ベクトル，右固有ベクトルは $\mathbf{L} \mathbf{V}_k = \lambda_k \mathbf{V}_k$ を満たす縦ベクトルをそれぞれ意味する．

トル空間の上で考える事で、この二つのモデルを等しく扱う事が出来る。この考えの基では Leslie 行列は有限次元のベクトルの演算であり、対して McKendrick 方程式は無次元のベクトル空間上の演算という事になる。この次元の違いは平たく言えば固有値、固有ベクトルの数の違いを見れば分かるであろう。前章のこれらの構造に着目しつつ、ここでは地域移動などの効果を考えたモデルを紹介する*3。人を特徴づける状態変数の多くは、必ずしも年齢と一致するとは限らない。例えば居住地や資産、体重などは年齢と独立かまたは一律に決定されるものではない。これらは年齢 $a \in (0, \alpha)$ 毎にばらつきがあり、個々人の生活史による。ある個人を特徴づける変数が d 個あり $X_a \in A \subset \mathbb{R}^d$ 、それらのばらつきを生み出す“ゆらぎ”が N 個あるとする。これらの特徴の年齢における発展過程が以下の Ito 型確率微分方程式に従うとする：

$$X_a^j = y^j + \int_s^a g_j(\tau, X_\tau) d\tau + \sum_{l=1}^N \int_s^a \sigma_{jl}(\tau, X_\tau) dB_\tau^l \quad j = 1, 2, \dots, d. \quad (7)$$

ここで、 $y \in A$ は年齢 s における状態、 B_a はブラウン運動をそれぞれ表す。確率微分方程式は初期値 (s, y) に関する常微分方程式が持つ通常の、解の一意性は持たない。そのかわり、確率分布においての一意性が適用される。つまり、この方程式の解 (sample path という) 一つ一つが個々人生活史が生み出す変数の変化とみることが出来る [4, 5, 6]。当然、出生力: $F(a, X_a) \geq 0$ や死亡率:

$$\mu \in L_{loc,+}^1([0, \alpha) \times A), \quad \int_0^\alpha da \mu(a, y) = \infty \quad \forall y \in A \quad \alpha \text{ は最大年齢}$$

も年齢だけで無くこうした状態の変化に依存すると考える方が自然であろう。こうした、個人の生活史で駆動された人口のダイナミクスは以下の偏微分方程式の解として表すことができる：

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a} \right) P_t(a, y) = -H(a, y) P_t(a, y), \quad (8)$$

作用素 $H(a, y)$ は以下で与えられる：

$$H(a, y)\phi(y) = \mu(a, y) + \sum_{j=1}^d \frac{\partial}{\partial y^j} (g_j(a, y)\phi(y)) - \frac{1}{2} \sum_{\substack{j=1 \\ j'=1}}^d \frac{\partial^2}{\partial y^j \partial y^{j'}} (S_{jj'}(a, y)\phi(y))$$

[5]. さらに、

$$S_{j,j'}(a, y) := \sum_{l=1}^N \sigma_{lj}(a, y) \sigma_{lj'}(a, y).$$

同様に再生産過程は以下で与えられる：

$$P(t, 0, y) = \nu(y) \int_0^\alpha \int_A da dy F(a, y) P_t(a, y), \quad (9)$$

$\nu(\cdot) \in L_+^1(A)$ は 以下を満たす新生児の状態分布である*4

$$\int_A dy \nu(y) = 1.$$

このモデルも、年齢構造モデルと同様左右固有ベクトルを用いた次のような漸近解を持つ：

$$P_t(a, y) \approx \sum_{k=0}^n \frac{\langle \phi_k^*, \varphi \rangle}{\langle \phi_k^*, \varphi_k \rangle} \exp\{r_k t\} \varphi_k + O(\exp\{(\Re r_k - \epsilon)t\}), \quad (10)$$

*3 この章は、現在投稿中の東京大学 稲葉教授との共著論文の概要の一部を説明する

*4 ここでは新生児の状態分布は親と独立を仮定している。

左右固有ベクトルは次で与えられる [7] :

$$\varphi_k(a, y) = \exp \{-r_k a\} \int_A dy \nu(x) K(0, x \rightarrow a, y) \quad (11)$$

$$\phi_k^*(a, y) = \int_A d\xi \phi_k^*(0, \xi) \nu(\xi) \int_a^\alpha d\tau \exp \{-r_k(\tau - a)\} \int_A d\zeta K(a, y \rightarrow \tau, \zeta) F(\tau, \zeta). \quad (12)$$

さらに, 密度関数 $K(s, x \rightarrow a, y)$ は経路積分を用いる事で以下の様に表現できる [5] :

$$K(s, x \rightarrow a, y) = \int_{X_s=x}^{X_a=y} \mathcal{D}(x) \frac{1}{Z_a} \exp \left\{ - \int_s^a d\tau \mathcal{L}(\tau, \dot{X}_\tau, X_\tau) \right\} \quad (13)$$

$$\mathcal{L}(a, \dot{X}_a, X_a) = \frac{1}{2} (\dot{X}_a - g(a, X_a)) \mathbf{S}^{-1} (\dot{X}_a - g(a, X_a)) + \mu(a, X_a)$$

我々が, 頻繁に観測できるパラメータの古典的履歴は Euler-Langrange 方程式の境界値問題の解として表現できる :

$$\left[\frac{\partial}{\partial X_\tau^j} - \frac{d}{d\tau} \frac{\partial}{\partial \dot{X}_\tau^j} \right] \mathcal{L}(\tau, \dot{X}_\tau, X_\tau) = 0 \quad j = 1, 2, \dots, d.$$

$$X_s = x, \quad X_a = y$$

また, このモデルの特筆するところは, 左固有ベクトルを与える方程式から $v \in V \subset \mathbb{R}^d$ を制御パラメータとすると, 制御方程式 :

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial a} \tilde{\phi}_r^*(a, y, \Gamma) - \inf_{v \in V} \left\{ [H^*(a, y, v, \Gamma) + r] \tilde{\phi}_r^*(a, y, \Gamma) - F(a, y, v, \Gamma) \right\} &= 0 \\ \tilde{\phi}_r^*(\alpha, y, \Gamma) &= 0 \\ \tilde{\psi}_r(\Gamma) &= 1 \end{aligned} \quad (14)$$

が得られる*5. これを満たす $\tilde{\phi}_r^*(a, y, \Gamma)$ と v を見つけ出せばそれは内的自然増加率を最大化する生活史の制御となる. つまり, 繁殖価を与える関数を最大化する生活史が人口増加を生み出す. この結果は, 長期的少子化対策はこの解を参考にすることが出来るだろう. また, このことは進化の理論も含んでおり, 適応的な種が満たすべき関係も表している. このように, 多状態年齢構造モデルは様々な環境における, 人口動態やその制御あるいは生物全体の適応進化を考える上で有用である.

4 離散多状態年齢構造モデル (一般化 Leslie 行列) とその応用

連続時間・年齢・状態を仮定した所謂無限次元のモデルを前章で説明した. しかし, こうした理論に実データを適用しようとするのが難しい. なぜなら, 国勢調査などは実施時期が5年に一度であるように, 調査はその特性に応じて制約があるからである. 特にアンケート形式の調査や人口学的大規模調査は, 物理・化学のような実験室で行える連続的データの収集は現時点では不可能と言って良い. そこで, データに合わせて離散化したモデルで近似を考える必要がある. この章では人口問題研究 76 (1) 号に掲載予定である筆者の研究の概略を抜粋含め説明する.

前章の多状態年齢構造モデルは抽象的ではあるが, その代わり多くの応用が考えられる. 都道府県間の移動を考慮した年齢構造モデルもこの範疇に入れられる. まずは, モデルの構築を見ていく.

*5 これを Hamilton-Jacobi-Bellman (HJB) 方程式と呼ぶ

女性コーホートの生活史は加齢とともに居住地の移動がある一定割合起こるとする．今， a 歳の女性が j 県から i 県に移動する確率を $T_{ij}(a)$ とする， j 県における同年齢の生存率 $s_j(a)$ を用いて i 県に移住出来る確率 $K_{ij}(a)$ は

$$k_{ij}(a) := T_{ij}(a) \times s_j(a)$$

と表せるものとする．ここで，時刻 t における a 歳で j 県に在住する女性コーホートの人口を $P_t(a, j)$ とおくと，翌年 i 県に移住した女性コーホートは以下の方程式に従う

$$P_{t+1}(a, i) = \sum_j k_{ij}(a) P_t(a, j). \quad (15)$$

一方，時刻 t における a 歳で j 県に在住する女性コーホートの翌年 i 県に再生産する出生率を $m_{ij}(a)$ とおくと，再生産過程は

$$P_{t+1}(0, i) = \sum_{a=0}^{\omega} \sum_j m_{ij}(a) P_t(a, j) \quad (16)$$

となる．ここで，一般的に地域間出生率 $m_{ij}(a)$ の i, j は独立していないが，簡単の為に次のように分解できるものと仮定する

$$m_{ij}(a) = \phi(i) \times f_j(a).$$

$\phi(i)$ と $f_j(a)$ はそれぞれ i 県の全国における出生数の構成比と j 県における純粋な出生率とする．すると式 (16) は

$$P_{t+1}(0, i) = \phi(i) \sum_{a=0}^{\omega} \sum_j f_j(a) P_t(a, j) \quad (17)$$

となって扱い安くなる．その理由については後に述べるとする．こうして，人口動態を構成する式 (15) 及び式 (17) が導出出来た．この二つを本稿では“出生数の構成比一定の一般化レスリー行列モデル”と呼ぶ．

このモデルの右固有ベクトルは

$$w(a, i) = w(0) \lambda^{-a} \sum_j \phi(j) K(0, j \rightarrow a, i) \quad (18)$$

で与えられる．ここで，関数 $K(s, j \rightarrow a, i)$ は次で定義される

$$K(s, j \rightarrow a, i) := \begin{cases} \sum_{j_{a-1}} \sum_{j_{a-2}} \cdots \sum_{j_{a-s-1}} k_{ij_{a-1}}(a-1) k_{j_{a-1}j_{a-2}}(a-2) \cdots k_{j_{a-s-1}j}(a-1) & s < a \\ \delta_{ij} & s = a \end{cases}$$

この式は前章で扱った式 (13) に対応する密度関数であり，年齢 s で j 県から年齢 a で i 県に生存して移住した女性の起こりうる全ての履歴の和（つまり経路積分）による表現によって書き表したものである [5]．左固有ベクトルについても

$$v(a, j) = v(0) \sum_{x=a}^{\omega} \lambda^{-(x-a)-1} \sum_i K(0, j \rightarrow a, i) f_i(a)$$

となって，左右固有ベクトルとも多状態例構造モデルの文脈と一致している．ちなみ固有方程式は

$$1 = \sum_{a=0}^{\omega} \lambda^{-a-1} \sum_i \sum_j \phi(j) K(0, j \rightarrow a, i) f_i(a) \quad (9) \quad (19)$$

となるので、多状態例構造モデルの一般的性質の多くは行列モデルによる近似に引き継がれる。このようにして我々はデータを用いた解析に適した行列モデルを構築する事が出来た。これが各地域の出生数の構成比が一定の場合の移動を考慮した Euler-Lotka 方程式である。このように、各地域の出生数の構成比が一定という仮定は親の居住地が子供の居住地に影響を与える事がないため、固有ベクトルを比較的整理しやすくなり、1 世代の移動の効果だけで人口動態を考える事が出来る。

5 左右固有ベクトルと感度解析

この章ではでは、感度について解説する*6

安定人口モデルにおける人口動態は、前述の内的自然増加率とその規模の増減を決定する。数学的にはこの値は各出生・生存率の関数となっている。出生率と死亡率の変化が内的自然増加率にどの程度影響するかがわかれば、その時代の人口増減に関する構造的影響を定量的に評価できるであろう。しかし、日本人の最大寿命が 100 歳以上あることを考えれば、Leslie 行列も 5×5 以上になることは当然である。これは行列の固有値が満たす固有多項式が 5 次以上であることを意味する。要するに、ガロア理論などでお馴染みの 5 次以上の多項式に対し、一般的な解の公式は存在しないという問題に直面する。

そこで、これらの行列の成分が、支配的固有値に与える影響を数値的に示す感度解析 (sensitivity analysis) を導入しよう [3]。ここで考える感度とは各出生率、死亡率に関する内的自然増加率の応答: $\frac{\partial \lambda_0}{\partial m_a}$ と $\frac{\partial \lambda_0}{\partial p_a}$ である*7。

まず、線形代数における固有値と右固有ベクトルの基本的な関係の関係を考える:

$$\lambda_0 \mathbf{W}_0 = \mathbf{L} \mathbf{W}_0.$$

行列 $\mathbf{L}$ の成分が微小に変化し、 $\mathbf{L} \rightarrow \mathbf{L}'$ となったしよう。その微小変化分を

$$\Delta \mathbf{L} := \mathbf{L}' - \mathbf{L}$$

とおけば、変化後の行列は元の行列 $\mathbf{L}$ を用いて

$$\mathbf{L}' = \mathbf{L} + \Delta \mathbf{L}$$

と表すことができる。同様に $\mathbf{L}'$ の支配的固有値 λ'_0 も差分形式

$$\lambda'_0 = \lambda_0 + \Delta \lambda_0, \quad \Delta \lambda_0 := \lambda'_0 - \lambda_0$$

で表すとする。これらの式を先ほどの固有ベクトルの関係式に代入する

$$\lambda_0 \mathbf{V}_0 + \Delta \lambda_0 \mathbf{W}_0 = \mathbf{L} \mathbf{W}_0 + \Delta \mathbf{L} \mathbf{W}_0.$$

両辺を整理し、左から左固有ベクトル $\mathbf{V}_0$ を作用させると下記を得る；

$$\Delta \lambda_0 \langle \mathbf{V}_0, \mathbf{W}_0 \rangle = \mathbf{V}_0 \Delta \mathbf{L} \mathbf{W}_0$$

*6 大泉嶺 (2017) 『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究』平成 29 年度総括報告書に掲載した解説より

*7 ∂ (ラウンド記号) は偏微分を表す。

ここで、年齢 a の生存率のみに微小変化 Δp_a があったとする。このとき $\Delta \mathbf{L}$ は

$$\Delta \mathbf{L} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \cdots & \Delta p_a & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \cdots & \ddots & 0 \end{bmatrix}$$

となる。これを元の式に代入すると左右固有ベクトルの成分

$$\mathbf{V}_0 = (v_0(a))_{0 \leq a \leq \alpha}^\top, \quad \mathbf{W}_0 = (w_0(a))_{0 \leq a \leq \alpha}$$

を用いて*8

$$\Delta \lambda_0 \langle \mathbf{V}_0, \mathbf{W}_0 \rangle = \Delta p_a v_0(a+1) w_0(a) \quad (20)$$

と表すことができる。整理すれば

$$\frac{\partial \lambda_0}{\partial p_a} = \frac{v_0(a+1) w_0(a)}{\langle \mathbf{V}_0, \mathbf{W}_0 \rangle}, \quad \frac{\Delta \lambda_0}{\Delta p_a} \rightarrow \frac{\partial \lambda_0}{\partial p_a} \quad (21)$$

が得られる。これが、内的自然増加率の生存率に関する感度である。同様に、出生率に関する感度も Δm_a を考えることで

$$\frac{\partial \lambda_0}{\partial m_a} = \frac{v_0(0) w_0(a)}{\langle \mathbf{V}_0, \mathbf{W}_0 \rangle} \quad (22)$$

となる。これらを一般化すると行列モデルの支配的固有値に関する感度を直積記号 $\otimes$ を用いて

$$\mathbf{S} = \frac{\mathbf{V}_0 \otimes \mathbf{W}_0}{\langle \mathbf{V}_0, \mathbf{W}_0 \rangle} \quad (23)$$

全ての成分に対して書くことができる。この行列を感度行列 (sensitivity matrix) と呼ぶ。この行列の行と列の成分が、それぞれ対応する安定人口モデルの行と列の成分の内的自然増加率に対する感度となっている。このように、安定人口モデルにおけるコーホートの出生・死亡の人口増減に関する寄与度は、行列モデルの固有ベクトルを用いて表す事が出来る。つまり左右固有ベクトルの組成が分かれば、本稿の目的であるライフコースと人口動態の関連を解析出来るのである。

この公式を用いると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial \lambda_1}{\partial f_j(a)} &= \frac{v_0(0) w_0(a, j)}{\langle \mathbf{V}_0, \mathbf{W}_0 \rangle} \\ \frac{\partial \lambda_1}{\partial k_{ij}(a)} &= \frac{v_0(a+1, i) w_0(a, j)}{\langle \mathbf{V}_0, \mathbf{W}_0 \rangle} \end{aligned}$$

となる。このように、どの地域の出生率の感度も、繁殖価値の値の影響を受けず、安定年齢居住分布の密度の高さに依存する。この構造はレスリー行列の構造と同じである。移動率に関しては安定年齢居住分布の高い地域から翌年最も繁殖価が高くなる地域への移動が人口減少への寄与が大きいことが分かる。

*8 左固有ベクトルは横ベクトルである。

6 まとめ

本報告書では実用的観点から、タイトルにある『2015 年国勢調査』とあるが、それを解析するための、これまで著者の理論的背景に重点を置いた。なぜなら、数値的解析は現在投稿準備中である事と、その背景が理論が出来つつあるからだ。なので、ここからはこうした理論的枠組みから少子高齢社会に対して考察していきたい。以下は『人口問題研究』76 (1) 号に掲載予定 (令和 2 年 3 月 3 日時点) から一部引用する。

“出生・死亡・移動の年齢構造に敏感に応答する内的自然増加率に対して、感度解析は人口動態の瞬間的な増減要因を数値的に特定することに長けている。一方で、このような瞬間的な要因が分かったところで、ベビーブーム世代や丙午世代など多様なコーホート抱える日本の人口構造では政策決定や少子化の背景そのものに結びつかないとの批判もあるかもしれない。確かに非周期的にベビーブームや、災害による大量死が起こるような社会を対象とした感度解析は一時的な構造しか示せないだろう。一般的に人口動態は複雑系であり単調に増加または減少し続ける事はないと考えられている。だが、45 年以上人口置換水準以下の出生行動が変化していない日本にとっては、その程度の差はあれ、現代は安定人口モデルの構造と大きく変わりの無い動態と考えられる。そのため感度解析による現状分析は十分役に立つと考えられる。本研究では、移動を考慮したレスリー行列を構築し、左右固有ベクトルを導出することで移動率や地域毎の出生率における人口減少への影響を定量評価する感度の公式を導いた。そのとき、出生数の構成比一定という仮定を用いた。現実の社会では出生行動と移動行動は常に同時に起こっており、また地域間出生率は出生数の構成比を一定として分解できないであろう。それは、親が居住している地域が子どもの出生地に少なからず影響を与えるという自然な仮定に基づく。この場合親の居住地も当然その親 (祖父母) の居住地の影響を受ける構造になり、出生数の構成比は $\phi(i)$ ではなく親の出生地が子の出生地を決める世代間の方程式を考慮しなければならない。そうすると、出生率や移動率の感度は地域毎に異なる 0 歳繁殖価と出生数の構成比に依存したより複雑なものになる。現在それについては解析中である。この仮定の違いが結論に与える影響は地域別に見た感度全体の大小関係だと考えられる。年齢別に見れば、繁殖価に依存した移動率の感度は若い世代の移動の重要性を示し、安定年齢居住分布 ($w(a, i)$) に依存した年齢別出生率の感度はその構造のみに依存することは変わらない。”

参考文献

- [1] Matrix population models, Caswell, H., Wiley Online Library, 2006
- [2] , Inaba, Hisashi, Age-Structured Population Dynamics in Demography and Epidemiology, (2017), Springer.
- [3] H. Caswell, A general formula for the sensitivity of population growth rate to changes in life history parameters, Theoretical population biology 14 (2) (1978) 215–230.
- [4] Oizumi, R. and Takada, T. (2013). Optimal life schedule with stochastic growth in age-size structured models: theory and an application. *Journal of Theoretical Biology*, 323:76–89.
- [5] Oizumi, R. (2014). Unification theory of optimal life histories and linear demographic models in internal stochasticity. *PLOS ONE*, 9(6):e98746.

- [6] Oizumi, R., Kuniya, T., and Enatsu, Y. (2016). Reconsideration of r/k selection theory using stochastic control theory and nonlinear structured population models. *PloS one*, 11(6):e0157715.
- [7] Inaba, H. (1988). A semigroup approach to the strong ergodic theorem of the multistate stable population process. *Math. Popul. Studies*, 1(1):49–77.
- [8] Yong, J. and Zhou, X. (1999). *Stochastic controls: Hamiltonian systems and HJB equations*, volume 43. Springer Verlag.
- [9] Tuljapurkar, S. Population dynamics in variable environments. iii. evolutionary dynamics of r-selection, (1982). *Theoretical Population Biology*, 21(1):141–165.

外国からの介護人材確保と社会保障制度との関係についての 将来人口・社会保障シミュレーション

石井 太・小島 克久・是川 タ

1 はじめに

わが国は現在、先進諸国の中でも極めて低い出生水準となっており、また、このような低水準出生率の継続が見込まれることから、今後、恒常的な人口減少過程を経験するものと見られている。さらにこれに加え、平均寿命は国際的にトップクラスの水準を保ちつつ、なお延伸が継続しており、少子化と長寿化が相俟って、他の先進諸国でも類を見ないほど急速に人口の高齢化が進行するものと見られている。国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口(平成29年推計)」(国立社会保障・人口問題研究所 2017)によれば、2015年に1億2,709万人であった日本の総人口は今後一貫して減少し、出生中位・死亡中位仮定によれば2065年には8,808万人まで減少すると見込まれる。また、65歳以上人口割合は2015年の26.6%から上昇を続け、同じく出生中位・死亡中位仮定によれば2065年には38.4%と概ね4割の水準に到達することが見込まれるのである。

わが国ではこれまで、外国人人口受入れに関しては比較的保守的な政策を採ってきたことから、これら少子・高齢化がもたらす問題の解決策としての外国人人口受入れに関する本格的な定量分析が十分に行われてきたとは言い難い状況にある。このような分析を行った先行研究として、著者らの一部は石井・是川(2015)との研究を行ったが、そこで用いた手法はやや機械的な複数の前提条件の下でシミュレーションを行ったものであった。そこで、筆者らはこれを発展させ、より現実的な外国人受入れ政策に対応した影響を考察する観点から、介護労働者の受入れのシナリオについて諸外国の例などを参考により具体的に設定し、外国人介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価する研究を行ったところである(石井[等] 2018)。

本研究は、これらの先行研究をさらに発展させ、外国人介護労働者の社会保険加入シナリオについて新たに「特定技能1号」にどのような社会保険が適用されるかについても考慮を加えた設定を行うとともに、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動したとした場合の外国人女性の出生率推計モデルを構築し、将来人口への影響及び公的年金財政影響に関するシミュレーションを行ったものである。

2 先行研究と本研究の位置付け

移民は、通常、貧しい国から経済的に発展した国へ向かうことから、受入れ国における財政影響がしばしば問題とされる。移入者は公的援助を必要としたり、子どもへの教育費用がかかることから、非移入者の税負担増を招くのではないかという議論がある一方で、高齢化を緩和し、年金の負担を軽減するのではないかという議論もある。一般に、多くの移入者は負担をするとともに受益もあることから、ネットでの財政影響が問題となる。このような外国人受入れに関して影響評価を行った人口学分野での代表的な先行研究として Lee and Miller (1997) が挙げられる。Lee and Miller (1997) では、移入者の受益・負担に関する年齢プロファイルを世代毎に推定し、長期的な人口プロジェクションと組み合わせることにより、追加的移民に関する影響を評価している。Lee and Miller (1997) の研究の対象は公的年金に限らず、全ての受益と負担であるが、長期的な人口シミュレーションを用いて移民の影響を評価するという点は本研究と共通している。特に、年金財政への評価に関し、このようなアプローチはアクチュアリアル（年金数理的）な財政影響評価法とも共通性があるものと考えられる。公的年金の財政をアクチュアリアルに評価するものの代表例は厚生労働省が行っている財政検証（旧財政再計算）（厚生労働省年金局数理課 2015）であるが、財政検証では人口プロジェクションを基礎データとして用いており、人口シミュレーションとの親和性が高い。

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

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

また、公的年金財政への影響を念頭に、外国人の移入などを変化させた場合の長期的な将来人口の動向、特に老年従属人口指数に与える影響を分析したものとして石井 (2008) が挙げられる。これをさらに具体化し、わが国に外国人労働者を受け入れたとした場合の長期的な将来人口の動向をシミュレーションするとともに、その公的年金等に与えるマク

口的な財政影響を定量的に評価したのが石井〔等〕（2013）であり、さらに国際人口移動に関してより幅広い選択肢を設定し、それらに対応する外国人女性の出生パターンの違いを考慮して評価を行ったものが石井・是川（2015）である。

一方、本研究の直接的な先行研究である石井〔等〕（2018）は、外国人の受入れについてやや機械的に複数の前提条件を設定し、シミュレーションを行って財政影響を評価した石井・是川（2015）とは異なり、より現実的な外国人受入れ政策に対応した影響を考察する観点から、介護労働者の受入れを対象とし、諸外国の例などを参考に具体的なシナリオを設定して介護労働者の受入れが将来の人口変動及び公的年金財政に与える影響を定量的シミュレーションにより評価したものである。

ところで、このシナリオにおいては、受け入れた外国人女性労働者が長期的に日本に滞在することが想定されているが、このような滞在期間の長期化が、受け入れ外国人女性の出生力水準の変化を通じて、将来人口や公的年金財政に与える影響は明示的には考慮されていない。しかしながら、Korekawa（2017）によれば、日本における外国人女性の出生力は日本への国際移動前後で先送りした出生を取り戻す効果（追いつき効果）により急上昇する傾向が見られる一方で、移動直後は日本社会への適応途上にあることから出生力の水準自体は低く、その後、5年程度の居住期間を経る中で出生率は安定することが明らかにされている。

本研究は、以上の点を踏まえて、先行研究を発展させつつ、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動したとした場合の外国人女性の出生率推計モデルを構築し、将来人口への影響及び公的年金財政影響に関するシミュレーションを行ったものであると位置づけることができる。

3 外国人介護労働者受入れシナリオの検討

3.1 外国人介護労働者受入れのメリットとデメリット

OECD 加盟国（特に EU 地域）では、わが国と同じように高齢化が進み、介護ニーズも増大している。介護人材の確保ルートとして、国内での人材確保の他、外国人介護労働者の受入れがある。国や地域による違いはあるが、外国人介護労働者が相当な数や割合で存在する。その受入れにはさまざまな仕組みがあり、EU では域内の労働力移動は自由であるが、域外からの介護労働者移動に対しては、国による受入れの仕組みに違いがある。また、カナダ、イスラエル、台湾では受入れの仕組みが整っているが、カナダは永住権取得のオプションがある一方で、イスラエルや台湾は、最長の滞在期間がある一時的な労働者としての受入れである^{*1}。

^{*1} これについての詳細は、小島（2015a）、小島（2016）でまとめたところである。また、台湾の外国人介護労働者（以下、「外籍看護工」）については、小島（2015b）を参照。現在「外籍看護工」は最長で14年まで滞在可能である。

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

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

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

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

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

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

一方で、移住した先での社会的な適応などの課題が考えられる。

このように、介護労働者が国際移動することには、社会のさまざまなレベルで、メリットや課題が考えられ、マクロレベルを中心に社会保障、特に年金財政への影響も考えられる（表1）。

3.2 わが国で本格的に外国人介護労働者を受け入れる場合のシナリオ

3.2.1 外国人介護労働者受入れと外国人への社会保障の適用

わが国では、これまでは外国人介護労働者を受け入れるための専用の仕組みは、EPAによる枠組みを除いてほとんど存在していなかった。例えば、外国人がわが国の大学で介護や福祉を学び、資格を取っても、介護人材としての就労が難しかった^{*2}。2016年11月に「出入国管理及び難民認定法」が改正され、介護業務に従事する外国人の受入れを図るため、介護福祉士の国家資格を有する者を対象とする新たな在留資格として「介護」が設けられることになり、平成29年9月から施行された。また、「外国人の技能実習の適正な実施及び技能実習生の保護に関する法律」も改正されるとともに、「産業競争力の強化に関する実行計画」（2015年版（平成27年2月10日閣議決定）等）に基づいて、外国人技能実習制度に「介護」分野が追加されることになった^{*3}。在留資格「介護」では長期の居住が可能である（最長5年、在留状況に問題がなければ在留期間の更新回数に制限なし）。また、外国人技能実習制度での滞在期間が最長5年間になったが、より長期の定住ができる資格での再来日も考えられる。さらには、2018年12月の「出入国管理及び難民認定法」の改正により、2019年4月から在留資格「特定技能」での外国人受入が可能となった。特に介護分野では「特定技能1号」（特定産業分野に属する相当程度の知識又は経験を必要とする技能を要する業務に従事する外国人）での受入対象となり、最長で5年間の居住が可能となった^{*4}。そのため、わが国での長期間の居住を前提とした外国人介護労働者の受入れが進み始めていると言える。

一般に外国人を受け入れる場合、労働条件はもとより、住居、子どもの教育などの様々

^{*2} もっとも、「日本人の配偶者」などの他の在留資格でわが国に居住し、介護の仕事に従事することは可能であると考えられる。

^{*3} 制度改正の詳細は、それぞれ以下を参照。

「出入国管理及び難民認定法」改正

http://www.moj.go.jp/nyuukokukanri/kouhou/nyuukokukanri05_00010.html （2017年2月10日閲覧）

平成28年入管法改正について

http://www.immi-moj.go.jp/hourei/h28_kaisei.html（2018年2月27日閲覧）

外国人技能実習制度への介護職種の追加について

<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000147660.html> （2017年2月10日閲覧）

外国人の技能実習の適正な実施及び技能実習生の保護に関する法律（技能実習法）について

<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000142615.html> （2017年2月13日閲覧）

^{*4} 在留資格「特定技能」の詳細は以下を参照。

新たな外国人材の受入れ及び共生社会実現に向けた取組（在留資格「特定技能」の創設等）

http://www.moj.go.jp/nyuukokukanri/kouhou/nyuukokukanri01_00127.html

な面での社会的サポートが必要になる。社会保障の面では外国人に制度をどう適用するかが重要になる。わが国の社会保障制度は、1981 年の「難民の地位に関する条約」の批准に合わせて、国内法の国籍要件の撤廃などの整備が行われた。そのため、原則として、日本人と同様に制度が適用される。例えば社会保険制度では、被用者の場合、「常用的雇用関係」があれば、外国人も医療保険（組合健保、協会健保など）や年金保険（厚生年金）などに加入する。被用者以外の場合、「住所を有する者」であれば、国民健康保険や国民年金などに加入する^{*5}。なお、「特定技能 1 号」で介護人材を受け入れる場合でも、『特定技能雇用契約及び一号特定技能外国人支援計画の基準等を定める省令』の第 2 条において、特定技能雇用契約の基準として「労働、社会保険及び租税に関する法令の規定を遵守していること。」とされている^{*6}。

このように外国人介護労働者を本格的に受け入れる場合、日本人と同様に医療や年金などの社会保険に加入する。そのため、その影響（特に保険財政）は相当な規模であると考えられる。

3.2.2 外国人介護労働者受入れシナリオ（男女・年齢などの基本属性の設定）

本論文で行う外国人介護労働者の受入れと年金財政への影響に関するシミュレーションを行う場合、外国人介護労働者としてどの国から、どのような人々（性、年齢）を受け入れるかをまず設定する必要がある。まず、外国人労働者の送り出しの地域として、わが国が EPA ですすでに門を開いており、諸外国に多くの介護労働者を送り出しているフィリピンやベトナムといった東南アジアというシナリオを設定する（出生率などの想定でさらに具体的な国を設定）。

次に、外国人介護労働者の男女・年齢の属性であるが、男女別では女性が多いと言われている。例えば台湾の「外籍看護工」の場合、2015 年で 99.4 %が女性であり、年齢構成も 25～34 歳が 47.6 %を占める（労働部「外籍勞工管理及運用調査」による）。これより、本論文のシミュレーションでは、外国人介護労働者を受け入れる場合、全員が女性で、結婚・出産をすることが多い年齢での者が多くなる、というシナリオを設定する。

そして、外国人介護労働者の配偶関係であるが、カナダの外国人介護労働者についての分析によると、1993 年から 2009 年にかけてカナダに來た住み込みでの外国人介護労働者（Live-in-Caregiver）の約 66 %が未婚者であり、有配偶者は約 30 %である（Kelly et al. 2011）。これより、本論文でのシミュレーションとして、外国人介護労働者は未婚者が半数、母国に配偶者がいる者も半数というシンプルなシナリオを設定する。前者の場合、その後日本人男性と結婚すると仮定する。後者の場合、家族の呼び寄せができるか否かも重要である。カナダでは定住権を得るまでは、家族の呼び寄せは事実上不可能であり、台湾

^{*5} 外国人へのわが国の社会保障制度適用の経緯については、社会保障研究所（1991）、手塚和彰（1999）、高藤（2001）を参照。

^{*6} 『特定技能雇用契約及び一号特定技能外国人支援計画の基準等を定める省令』は以下を参照。

<http://www.moj.go.jp/content/001288310.pdf>

でも家族の呼び寄せはできない。ただし、わが国で定住を前提に外国人介護労働者を受け入れる場合、このような制限は現実的ではない。そこで、有配偶者である外国人介護労働者は、日本にきたその後で配偶者（夫）を呼び寄せるというシナリオとする。

3.2.3 外国人介護労働者受入れシナリオ（就業状態と社会保険加入）

諸外国の外国人介護労働者受入れ制度では、家庭での介護労働者の雇用主の義務として、医療保険、雇用保険などへの加入（カナダ）、国民保険への加入（イスラエル）、全民健康保険などの社会保険加入（台湾）、がある。しかし、多くの国や地域では短期の滞在が前提となっており、年金制度への加入が明確でなかったり、加入率が低かったりする^{*7}。わが国で外国人介護労働者を定住前提で受入れる場合、社会保険、特に年金制度への加入は当然に行われるべきものと考えられる。

わが国では年金制度への加入は、雇用形態により異なってくる。大まかに言えば正規雇用の場合は厚生年金、非正規雇用の場合は国民年金である。

そもそも、わが国の介護労働者の就業形態などがどのようなになっているかを、介護労働安定センター「平成 27 年度介護労働実態調査」でみてみよう。介護労働者が勤務する介護事業所は、従業員規模 19 人以下の事業所が 55.1 % を占め、小規模な事業所が半数を占める。従業員の就業形態をみると、介護サービス従事者のうち、正規職員は 53.7 %、非正規職員は 45.7 % であり、正規雇用、非正規雇用が半数ずつ存在する^{*8}。

外国人に限らず労働者を雇用するときどのような雇用形態をとるかは、最終的には経営者の判断となる。一方で、雇用される労働者に社会保険制度への理解が十分でない場合、非正規雇用でもよいと考える場合があり得る。特に外国人の中で、わが国の言語や社会事情に関する理解が不十分な場合、わが国の社会保険に関する情報を得る機会が十分でなかった、こうした情報を提供するソーシャルワーカーなどの福祉関係者との信頼関係が十分でなかった、という状況に陥ることも考えられる。その結果、正規雇用されて厚生年金が適用されるべきところが、非正規雇用で国民年金の適用になる場合、または社会保険そのものに加入しない場合が考えられる。

なお、国によってはわが国と社会保障協定を結んでいる場合がある。これは人的な国際移動の促進、年金などの二重加入を解消するための仕組みであり、2018 年 8 月現在ではアメリカ合衆国やフィリピンなど 18 カ国で発効済みであり、中国など 3 カ国で署名済みである。こうした協定を結んだ国では、わが国の滞在が短期（5 年未満）の場合、わが国の社会保険の加入が免除される。フィリピンは介護労働者を世界的な規模で送り出しているが、ここでは滞在 5 年以上の長期になると仮定するので、この協定の影響は考慮しない。

これらをもとに考えると、本論文でのシミュレーションのための外国人介護労働者の就

^{*7} 台湾の「外籍看護工」の場合、全民健康保険（医療保険）の加入率は 95.5 % であるが、労工保険（年金保険に相当）の加入率は 2015 年で 25.8 % にとどまる（労働部「外籍勞工管理及運用調査」による）。その他、「外籍看護工」の現状については小島（2017）参照。

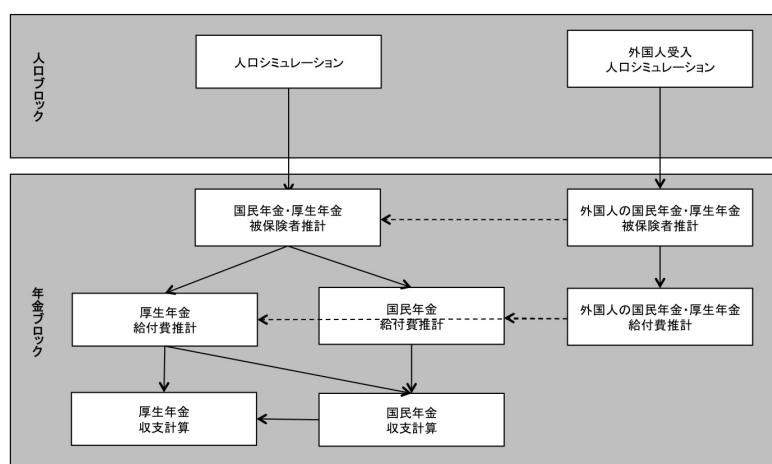
^{*8} ただし、訪問系介護サービス従事者になると 60.9 % が非正規雇用である。

業形態と年金加入のオプションとして、(1) 正規雇用で厚生年金に加入、(2) 非正規雇用で国民年金に加入、のふたつが考えられる。ここでは、(A) (1) だけが起きる、(B) (1) と (2) が 50 % ずつの確率で起きる、というシナリオを想定する。また、有配偶の外国人介護労働者に呼び寄せられる配偶者（夫）については、企業などに雇用され、厚生年金に加入するものとする。ここで想定されたシナリオをもとに、出生率などの人口の面でのパラメータの設定、年金財政のシミュレーションのための設定を行い、外国人介護労働者の本格的な受入れに伴う年金財政への影響に関するシミュレーションを行う。

4 シミュレーションの方法論

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

図 1 全体構成



出所：筆者作成

4.1 人口ブロック

外国人受入れに関する将来人口の変化については、国立社会保障・人口問題研究所 (2012) の「日本の将来推計人口」(平成 24 年推計) の仮定値及び推計結果を利用し、これにさらに以下のような前提の下に外国人労働者を政策的に受け入れたとして将来人口の仮想的シミュレーションを実行した。

3節でのシナリオ設定において、外国人介護労働者として女性外国人の受入れを想定したことから、シミュレーションにおいては毎年10万人の女性外国人労働者が移入するものとした。この規模については韓国の雇用許可制などを参考にした石井〔等〕(2013)、石井・是川(2015)と同じものとしている。また、年齢分布については、「日本の将来推計人口」(平成24年推計)における18～34歳の外国人入国超過年齢分布を利用した。また、女性外国人労働者のうちの半数は未婚で入国する一方、残りの半数は有配偶で家族呼び寄せを行うシナリオとしたことから、有配偶者については配偶者と子とともに入国するとしてシミュレーションを行う。このため、毎年5万人の男性が有配偶女性と同時に移入するとともに、子どもの帯同については、平成24年推計の外国人入国超過年齢分布を用い、女性の18～34歳労働者に相当する17歳以下の男女入国者数を設定した。

次に、外国人女性の出生力については以下の仮定を置いた。Korekawa(2017)によれば、外国人女性の出生力は来日直後には低く抑えられているものの、その後、居住期間の長期化に伴う社会的適応によって上昇することが明らかにされている。また、同研究では外国人女性の出生力は日本人女性の出生力からの格差として表すことが出来ることが示されている。本稿では同研究において行われた多変量解析(プロビット推定)から、国籍による効果、及び居住期間の長期化(5年以上)による効果を抽出し、それを基準値としての日本人女性の出生力に加味するという外国人女性の出生率推計モデルを構築し、外国籍女性の出生力を求めた。

その際、外国籍女性の出生力として用いたのは日本に居住する中国籍女性の出生力である。その理由は、中国籍人口は現在、日本において最大の外国籍人口で有り、またその増加ペースも依然として早く、今後もマジョリティとしての位置を占め続けると考えられる。また、同国籍人口の移住過程は経済的動機に基づく者が多く、今後、アジアの多くの国・地域からの移民がたどる移住過程を代表しているといえる。更に、中長期的な推移を求めるに当たっては、Korekawa(2017)において明らかにされた日本人女性と外国籍女性の出生力の関係が持続すると仮定し、「日本の将来推計人口」(国立社会保障・人口問題研究所2017)の出生力・中位仮定に沿って推移すると仮定した。

具体的には、 $ASFR_{f,age,y}$: 外国人(f)の年齢 age 、年次 y の年齢別出生率について、居住期間5年未満の場合、

$$ASFR_{f,age,y} = \Phi \left\{ \Phi(ASFR_{j,age,y})^{-1} + F + (FAge \cdot age^2) + (FMg \cdot \gamma_{age}) \right\}$$

居住期間5年以上の場合、

$$ASFR_{f,age,y} = \Phi \left\{ \Phi(ASFR_{j,age,y})^{-1} + F + (FAge \cdot age^2) + (FMg \cdot \gamma_{age}) + STL + STMg \cdot \gamma_{age} \right\}$$

である*9。ここで、

*9 この合計出生率は全女性に対する率であることから、有配偶者については50歳時未婚率の補数で除して

$ASFR_{j,age,y}$: 日本人 (j) の年齢 age 、年次 y の年齢別出生率

γ_{age} : 年齢 age における有配偶率 (2015 年国勢調査の値 (総人口) で固定)

F : 外国人の効果 (主効果)

F_{Age} : 外国籍女性に固有の年齢効果 (追加的効果)

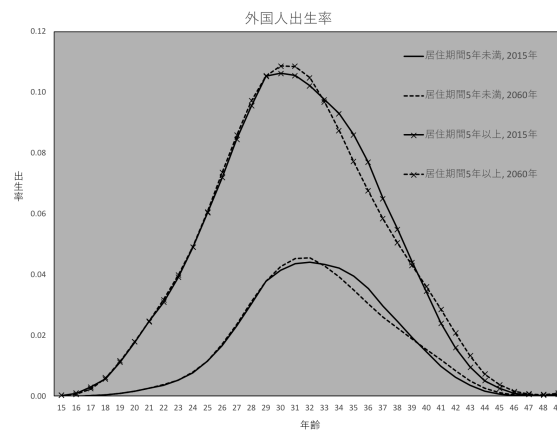
F_{Mg} : 外国籍女性に固有の有配偶効果 (追加的効果)

STL : 居住期間長期化 (5 年以上) の効果 (主効果)

$STMg$: 居住期間長期化 (5 年以上) の有配偶者に固有の効果 (追加的効果)

であり、 F , F_{Age} , F_{Mg} , STL , $STMg$ は Korekawa (2017) による。

図 2 外国人出生率



出所：筆者推計

図 2 は、2015 年、2060 年における外国人出生率推計値を示したものである。合計出生率は 2015 年では居住期間 5 年未満で 0.53、5 年以上で 1.51、2060 年では居住期間 5 年未満で 0.54、5 年以上で 1.52 となっており、いずれも居住期間 5 年未満では低い値であるのに対して、5 年以上では高い値となっている。

一方、第二世代以降については、日本人女性と同じ出生率となるものと仮定した。これは、日本社会への適応が世代間で進むことを想定したものである *10。以上の仮定を設けることで、移民女性の定住化の影響を考慮し、受入れ外国人女性の滞在期間に応じて出生力水準が変動することを織り込むことが可能となり、より現実的なシミュレーションが可能となる。

有配偶出生率に換算した率を用いる。ただし、日本におけるフィリピン人女性の 50 歳時未婚率のデータがないことから、日本の 2015 年の 50 歳時未婚率 (14.06%) を用いた。

*10 移民女性の出生率が現地社会への適用により現地人女性の水準に一致するかどうかといった点については多くの先行研究があるが、それらによると、移民第二世代の出生率は現地人女性と母親 (移民第一世代) のおおよそ中間位となつていているものが多い (e.g. Milewski (2010))。しかし、本研究では簡略化のため、日本人女性に一致するとした。

4.2 年金ブロック

年金の財政影響評価に当たっては、厚生労働省年金局数理課(2015)の平成26年財政検証システムを基本とし、これに外国人労働者を受け入れた場合の影響を評価できるようなモジュールを独自に開発して加えることによってシミュレーションを実行した。

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

平成26年財政検証ではそれまでの財政再計算・財政検証と異なり、長期的な経済前提について標準的なケースを置かず、ケースA～Hの8通りの複数のケースを前提とすることにより、財政検証の結果について幅を持って解釈できるようにされている。本研究での公的年金財政影響評価も、経済前提によって結果は異なるものとなりうることから、本来は財政検証同様複数ケースを設定してすることが望ましい。しかしながら、石井[等](2018)において行った検討に従い、本研究においても、労働市場への参加が進まないケースであるケースG(物価上昇率:0.9%, 賃金上昇率(実質<対物価>):1.0%, 運用利回り(実質<対物価>):2.2%)を基本ケースとして財政評価を行うこととした。ケースGは足下の経済前提として使われている内閣府「中長期の経済財政に関する試算」の参考ケースに接続する系列であり、また、所得代替率についても機械的にマクロ経済スライド調整を続けたものであることから、基本ケースとして設定にあたって必ずしも標準的とはいえない側面はあるものの、財政影響を所得代替率の変化で適切に評価することが本研究の主目的であることから、このケースを基本ケースとして選択することとした。従って、本研究における財政影響評価結果の解釈にあたっては、労働市場への参加が進まず、経済成長率も低い状況を前提とした影響であることに留意する必要がある。

次に、シミュレーションにおける年金制度上の取り扱いについて述べる。現在の年金制度においては、短期に滞在した外国人に対しては国民年金、厚生年金から脱退一時金を請求することができる。また、3節でも触れたとおり、保険料の二重負担防止及び年金加入期間の通算の観点から、外国との間で社会保障協定が締結されており、現在、20ヶ国と協定を署名済で、うち17ヶ国分が発効している(2017年8月現在)。このように、現行法においては外国人の年金制度上の取扱いとは日本人とは異なるものとなっている。これまで、わが国では国際人口移動の水準が低く、また定住化する者もそれほど多くなかったと考えられ、日本での一定期間の滞在後帰国し脱退一時金を受け取ることで年金制度上の影響もほとんど考慮する必要がなかったと考えられる。しかしながら、本研究で評価を行おうとしているのは、より本格的に外国人労働者を受け入れ、かつ、彼らが定住化し、家族形成などを行ったとした場合の影響についてであり、本研究においては、受け入れた外国人は

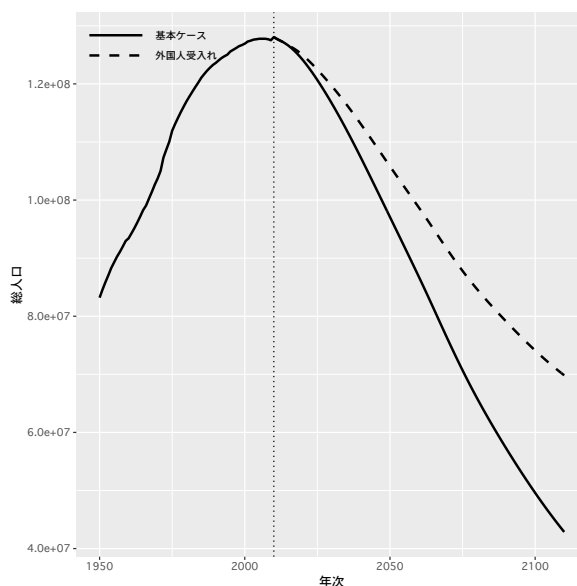
年金制度上日本人と全く同じ取扱いをするという前提を置いている。

具体的な年金制度への適用については、3 節において検討した通り、受入れた女性外国人労働者が全て厚生年金適用となるケース A、厚生年金と国民年金に 50% ずつ適用されるケース B の 2 通りを仮定する^{*11}。いずれのケースにおいても配偶者として入国する男性については厚生年金適用となるものとする。また、第 2 世代以降についても第 1 世代と同様の適用が行われるとしてシミュレーションを実行した。厚生年金のシミュレーションには、受け入れた外国人介護女性労働者とその男性配偶者、及び第 2 世代以降の者に関する賃金プロファイルについての仮定が必要となるが、これらについては低賃金労働者を想定し、賃金構造基本統計調査の中学卒男性・中学卒女性のデータを利用して設定を行った。

5 結果と考察

5.1 人口ブロック

図 3 総人口の見通し



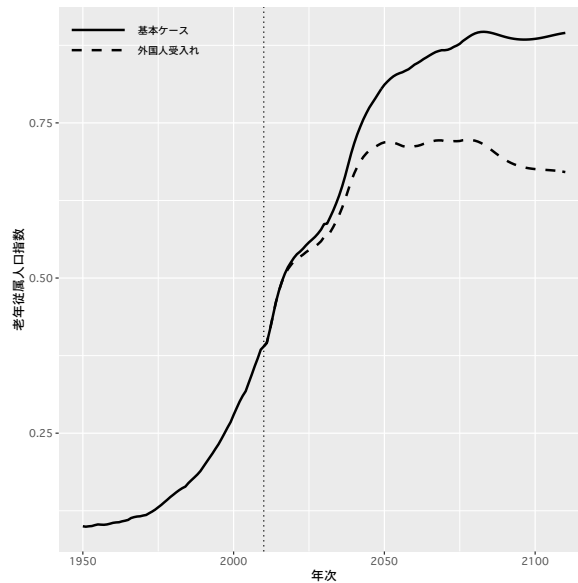
出所：筆者推計

総人口のシミュレーション結果を示したものが図 3 である。基本ケースでは、総人口は 2050 年において 9,708 万人、2100 年において 4,959 万人まで減少するものと見込まれる。これに対し、介護外国人労働者等の受入れを行う場合、2050 年において 1 億 581 万人と 874 万人の増加、2100 年において 7,411 万人と 2,451 万人の増加となる。

次に、公的年金財政に大きく影響を与える老年従属人口指数（20～64 歳人口に対する 65 歳以上人口の指数）をみてみよう（図 4）。基本ケースでは、老年従属人口指数は 2050

^{*11} 受入れ外国人等のうち、厚生年金には 18～64 歳を、国民年金には 20～59 歳を適用対象とした。

図4 老年従属人口指数の見通し



出所：筆者推計

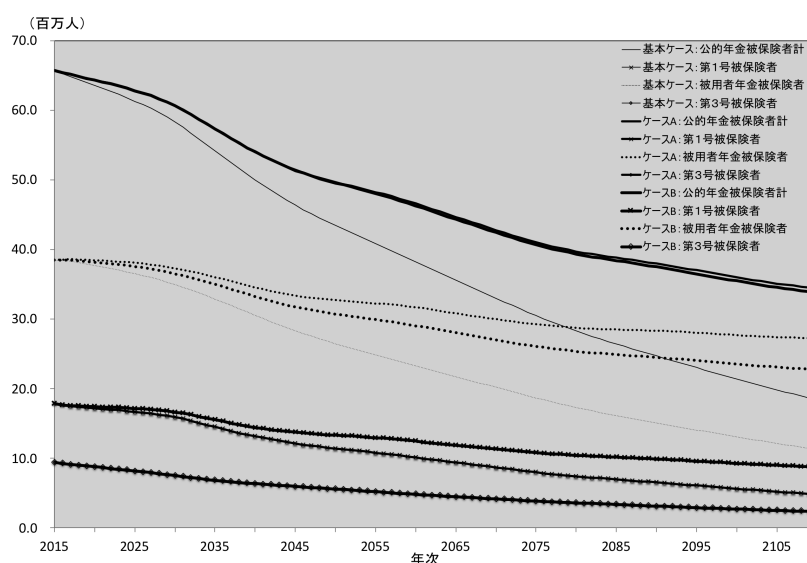
年において0.811、2100年において0.885まで上昇するものと見込まれる。これに対し、介護外国人労働者等の受入れを行う場合、2050年において0.719と0.098ポイントの低下、2100年において0.676と0.210ポイントの低下となる。特に、基本ケースで老年従属人口指数が2050年以降も上昇基調が継続しているのに対して、介護外国人労働者等の受入れを行う場合には2050年以降には概ね横ばいかやや低下傾向に変化しており、外国人労働者とその二世代が老年従属人口指数の上昇を大きく緩和していることが観察される。

なお、先行研究である石井〔等〕(2018)では外国人女性の出生率をフィリピン人女性の1.33で固定していたことから、本研究と直接の比較を行うことはできないが、石井〔等〕(2018)で外国人労働者の受け入れを行った場合の総人口は2050年で1億594万人と本研究結果の1億581万人よりも大きいのに対して、2100年では7,353万人と本研究結果の7,411万人よりも小さい。また、老年従属人口指数についても、2050年で0.716と本研究結果の0.719よりも低いのに対して、2100年では0.688と本研究結果の0.676よりも高いものとなっている。このように、滞在期間に応じた外国人出生率の変化を織り込んだ場合には、外国人出生率を一定とした場合に対して、総人口、老年従属人口指数とも異なる様相を示しており、より実態に則したシミュレーションを行うためにはこのような複雑な人口学的要因の考慮が必要であることが理解される。

5.2 年金ブロック

次に、年金に関する財政影響評価の結果について述べる。まず、公的年金被保険者数の見通しについて図5に示した。基本ケースでは、公的年金被保険者数は2050年で4,340万人、2100年では2,140万人となる。これに対し、ケースAでは公的年金被保険者数は2050年で4,970万人、2100年では3,690万人と、それぞれ620万人、1,460万人の増加である。ケースBでは公的年金被保険者数は2050年で4,960万人、2100年では3,550万人と、それぞれ610万人、1,410万人の増加となっている。ケースBでは女性介護外国人労働者の半数は国民年金適用となるため、増加分の内訳を見ると、2050年で第1号被保険者が190万人、被用者年金被保険者が420万人、2100年では第1号被保険者が360万人、被用者年金被保険者が1,050万人となっている。

図5 公的年金被保険者数の見通し



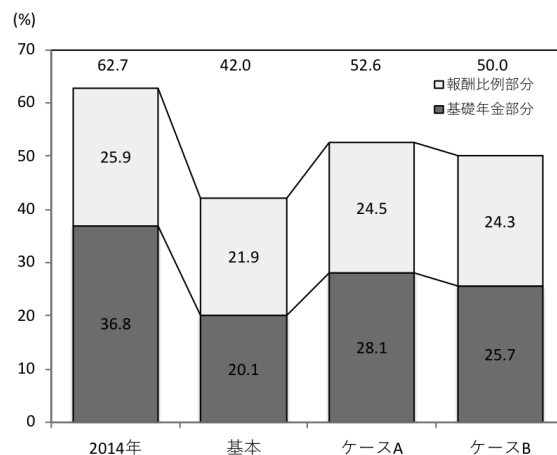
出所：筆者推計

なお、これらの被保険者数は、各給付費等のシミュレーションに直接影響を与えるだけでなく、公的年金被保険者数全体の減少率としてマクロ経済スライドの基礎となることにも注意が必要である。平成26年財政検証の経済前提ケースGでの2040年度における公的年金被保険者数の減少率は-1.6%、マクロ経済スライドに用いる調整率は-1.9%となっている。これに対して、介護労働者を受入れるケースA、Bでは、これらに対応する率は-1.2%と-1.5%とより緩やかなものとなっている。

次に、厚生年金の最終的な所得代替率による財政影響評価結果について述べる。4.2節において見た通り、本研究において基本ケースとした平成26年財政検証の経済前提ケー

ス G においては、機械的に給付水準調整を進めた場合、厚生年金の標準的な年金受給世帯の所得代替率は最終的に 42.0% となる。その内訳は報酬比例部分（以下「比例」）21.9%、基礎年金部分（以下「基礎」）20.1% であり、マクロ経済スライドによる給付水準調整の終了年度は、比例 2031 年度に対し、基礎 2058 年度となっている。

図 6 所得代替率の見通し



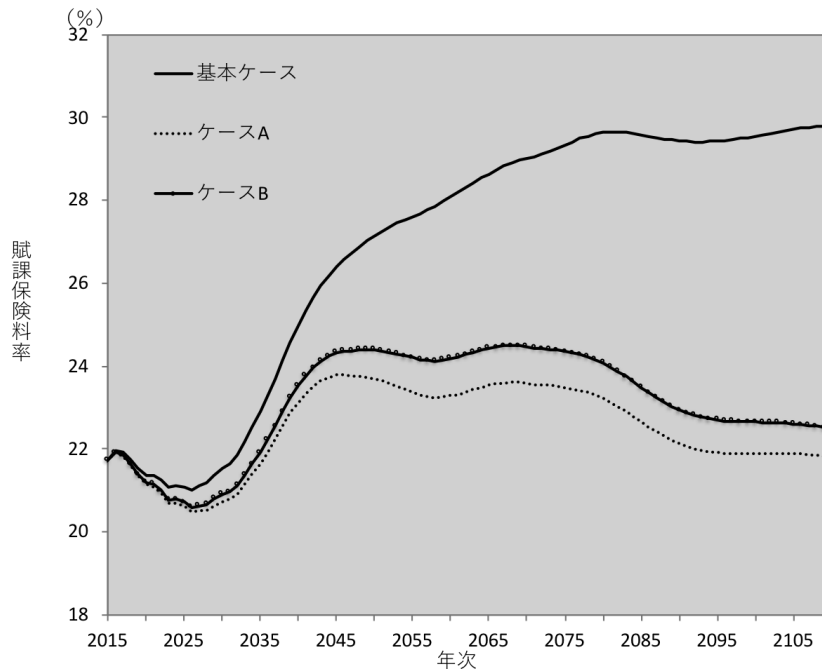
出所：筆者推計

これに加え、外国人受入れの各ケースに基づく厚生年金の所得代替率を含めてグラフに示したものが図 6 である。まず、ケース A では代替率は 52.6% と基本ケースに対して 10.6% ポイント上昇するのに対し、受入れケース B では 50.0% と 8.0% ポイントの上昇に留まっている。上昇の内訳を見てみると、ケース A では報酬比例部分で 2.6% ポイント、基礎年金部分で 7.9% ポイント、ケース B では報酬比例部分で 2.4% ポイント、基礎年金部分で 5.6% ポイントであり、基礎年金部分の上昇によるところが大きい。特に厚生年金で適用を行うケース A では、基礎年金の所得代替率がより大きく上昇することから、基礎年金水準低下問題に対応する効果が強いことがわかる。

次に、人口ブロックでの長期的な人口シミュレーションと厚生年金財政との結びつきを考察する観点から、マクロ経済スライドによる給付調整を行う前の厚生年金の賦課保険料率の見通しを比較してみよう。図 7 が各ケースに対応した賦課保険料率の見通しを示したものである。まず、基本ケースと比較すると、外国人介護労働者を受入れるケース A、ケース B とも賦課保険料率は下がっていることがわかる。また、この動向は人口ブロックで観察した老年従属人口指数と類似していることもわかる。ケース A とケース B を比較すると、ケース A での賦課保険料率の方が低く、外国人介護労働者を全て厚生年金で適用した場合の方が、厚生年金財政にとってはプラスの効果が大きいことがわかる。

次に、基礎年金部分の給付調整について考察するため、国民年金の積立度合の見通しを観察してみよう。図 8 は各ケースに対応した国民年金の積立度合を示したものである。まず、労働市場への参加が進み、経済が高成長である財政検証の経済前提ケース C を見る

図7 賦課保険料率（マクロスライド調整前）の見通し



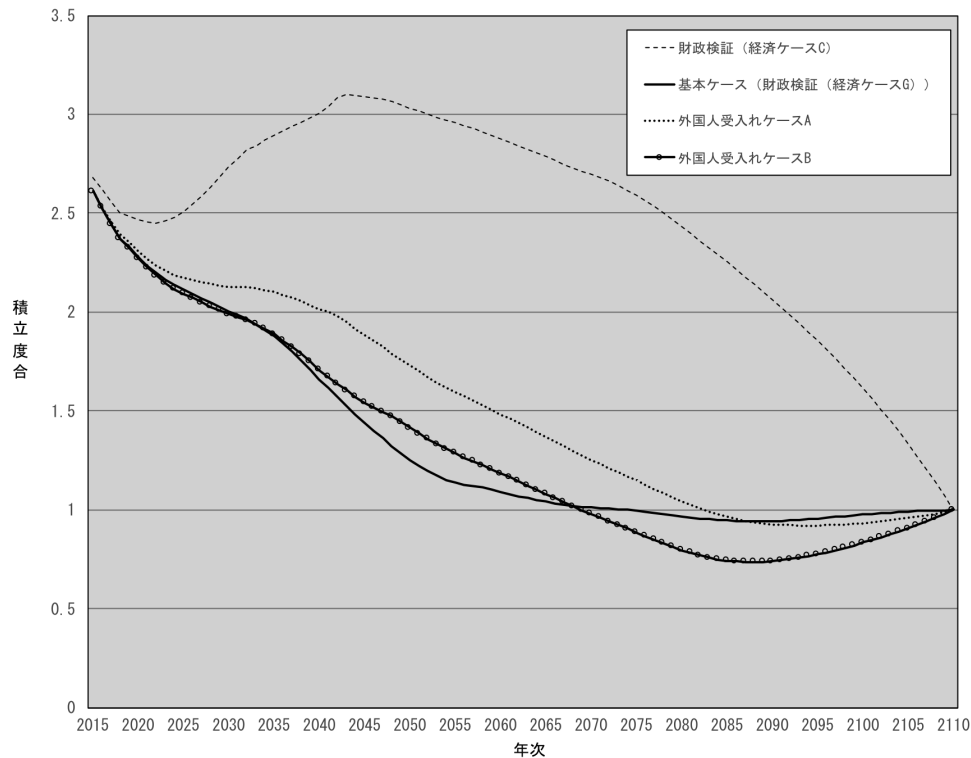
出所：筆者推計

と、2050 年前後に向けて積立度合を増した後、その後、2110 年に向けてだんだんと低下していく動きとなっている。これに対し、今回基本ケースとした財政検証の経済前提ケース G では、積立度合は概ね減少基調で推移して 2110 年に至る軌道であり、これが給付水準調整期間が長期化し、基礎年金水準が低下する要因となっていると考えられる。この両者の違いには、運用利回りの対賃金上昇率とのスプレッドが、経済前提ケース C では 1.4% ポイントあるのに対して、経済前提ケース G では 1.2% ポイントに留まることも影響しているが、国民年金の基礎年金拠出金按分率の動向も影響を与えていると考えられる。

図 9 は各ケースに対応した国民年金の基礎年金拠出金按分率を示したものである。これを見ると、財政検証の経済前提ケース C では足下の 0.16 程度から急速に低下して 0.13 強で推移する一方、財政検証の経済前提ケース G では拠出金按分率の低下は起きず、全期間を通して 0.16 程度で推移している。これは、労働市場への参加が進むケースでは、進まないケースに比べ被用者年金被保険者数が多く、第 1 号被保険者数が少ないことによる。これにより財政検証の経済前提ケース C では国民年金の拠出金按分率が急速に低下し、積立度合が大きくなって、給付水準調整期間が短くなったことにつながったものと考えられる。

そこで、外国人介護労働者を受け入れる場合の国民年金の基礎年金拠出金按分率を同じく図 9 で観察すると、ケース A では 2035 年くらいまで緩やかに減少した後、速度をあげて直線的に低下していることがわかる。この拠出金按分率の動きを受けて、図 8 のケース

図8 国民年金の積立度合の見通し



出所：筆者推計

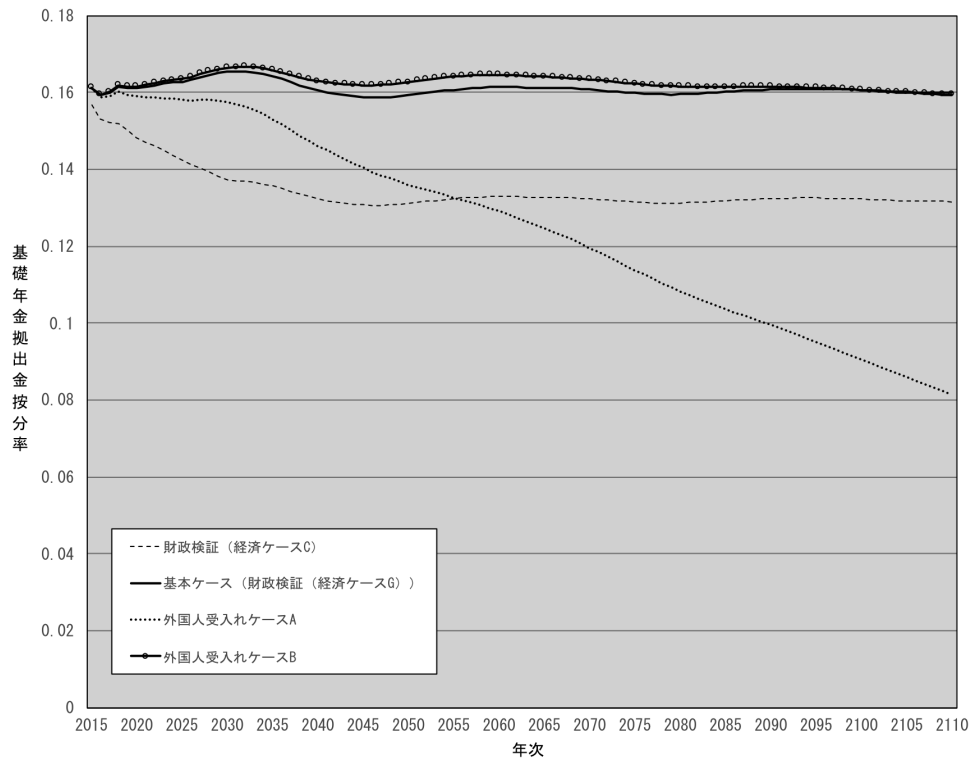
Aの積立度合は、財政検証の経済前提ケースCほどではないものの、基本ケースに比べて積立度合が増しており、これが基礎年金給付調整期間が短くなったことにつながったと考えられる。

一方、ケースBでは拠出金按分率の低下は起きず、概ね基本ケースと同様の動きをしており、積立度合については、2070年前後まではやや基本ケースより高いものの、それ以降はやや低くなって推移している。このように、ケースBでは積立度合の動向は基本ケースと似ているものの、第1号被保険者の規模全体が大きくなっており、これが基礎年金の給付水準調整終了を早めたことにつながったと考えられる。

6 おわりに

本研究では、介護労働者の受入れのシナリオについて諸外国の例などを参考に具体的に設定し、外国人受入れが公的年金財政に与える影響のシミュレーションを行った。しばしば、外国人労働者受入れに関する議論は、当面の労働力不足を補うだけの短期的視点で行われることがあるが、公的年金への財政影響は、老年従属人口指数と賦課保険料率の相似関係に見られたように、長期的な人口動向の変化に大きく影響を受ける。また、受け入れた外国人を厚生年金へ適用する場合、基礎年金の水準低下幅の拡大が抑えられることか

図9 国民年金の基礎年金拠出金按分率の見通し



出所：筆者推計

ら、基礎年金水準低下問題に対応する効果があることが明らかとなった。このように、外国人受入れに関する公的年金への影響評価にあたっては、本研究で考察を行ったような様々な影響を織り込んだ長期的な評価を行うことが具体的な施策の議論にとって極めて重要であるといえよう。

また、受入れ外国人女性の出生力が滞在期間に応じて変動することは、第二世代以降の将来人口に大きな影響を及ぼしていることから、外国人受入れが公的年金財政に与える影響についてより現実的なシミュレーションを行うためには、具体的なシナリオ設定の検討に加え、滞在期間に応じて受入れ外国人女性の出生力が変動することを考慮するのも重要な点である。2019年4月の新たな在留資格の創設に伴い、わが国の外国人労働者受入れは新たなフェーズに入ったと考えられ、今後、さらなる外国人の日本への移入の拡大が見込まれる。このような状況を踏まえ、外国人が円滑に日本人と共生できる社会を構築する観点からも本研究で行ったように、受け入れた外国人介護労働者に関する社会保険制度の対応や、滞在期間の長期化に伴う出生力変動などについて具体的なシナリオを設定し、人口や年金に関する長期シミュレーションを行って検討することがますます重要となろう。

なお、本研究では外国人介護労働者受入れの影響について、公的年金に対して将来人口が与えるインパクトの評価を対象として行ったが、外国人の受入れについては年金だけではなく、教育や治安の問題、また、文化的側面など、多様な角度からの議論も必要である。

本研究は、そのような様々な観点からの議論を行うための一つの視点として、これまであまり行われてこなかった具体的な受入れシナリオに対応した定量的な長期シミュレーション結果を研究成果として提示したものである。今後の外国人労働者の受入れに関する政策議論にあたって、本研究で提示したシミュレーション結果が活用され、人口学的な視点を踏まえた、長期的かつ幅広い観点からの定量的な議論が行われることを望むものである。

参考文献

- 石井太 (2008) 「人口変動要因が将来推計人口の年齢構造に与える影響-老年従属人口指数を中心として-」, 『人口学研究』, 第 43 巻, pp.1-20.
- 石井太, 小島克久, 是川夕 (2018) 「外国人介護労働者受入れシナリオに対応した将来人口変動と公的年金財政シミュレーションに関する研究」, 『人口問題研究』, 第 74 巻, 第 2 号, pp.164-184.
- 石井太, 是川夕, 武藤憲真 (2013) 「外国人受入れが将来人口を通じて社会保障に及ぼす影響に関する人口学的研究」, 『人口問題研究』, 第 69 巻, 第 4 号, pp.65-85.
- 石井太, 是川夕 (2015) 「国際人口移動の選択肢とそれらが将来人口を通じて公的年金財政に与える影響」, 『日本労働研究雑誌』, 第 57 巻, 第 9 号, pp.41-53.
- 上村敏之, 神野真敏 (2010) 「公的年金と移民受け入れ：移民の経済厚生格差への影響」, 『経済学論究』, 第 64 巻, 第 3 号, pp.149-167.
- 厚生労働省年金局数理課 (2015) 『平成 26 年財政検証結果レポート』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『日本の将来推計人口 (平成 24 年 1 月推計)』, 人口問題研究資料第 326 号.
- (2017) 『日本の将来推計人口 (平成 29 年推計)』, 人口問題研究資料第 336 号.
- 小島克久 (2015a) 「OECD 加盟国における外国出身介護労働者の現状」, 『厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)』『人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究』平成 26 年度報告書』, pp.273-282.
- (2015b) 「台湾における介護保障の動向」, 『健保連海外医療保障第 106 号』, 健康保険組合連合会, pp.1-12.
- (2016) 「OECD 加盟国における外国人介護労働者の受け入れの仕組み」, 『厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)』『人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究』平成 27 年度報告書』, pp.201-210.
- (2017) 「台湾-介護サービスにおける外国人労働者」, 金成垣, 大泉啓一郎, 松江曉子 (編) 『アジアにおける高齢者の生活保障持続可能な福祉社会を求めて』, 明石書店, pp.184-204.

- 社会保障研究所 (1991) 『「外国人労働者と社会保障」社会保障研究所研究叢書 27』, 東京大学出版会.
- 高藤昭 (2001) 『外国人と社会保障法』, 明石書店.
- 手塚和彰 (1999) 『外国人と法〔第2版〕』, 有斐閣.
- 八田達夫, 小口登良 (1999) 『年金改革論-積立方式へ移行せよ』, 日本経済新聞社.
- 山本克也 (2010a) 「厚労省財政検証プログラムを用いた公的年金改革案の提示」, 『家計経済研究』, 第 85 巻, pp.56-63.
- (2010b) 「年金制度の歴史的展開と保険数理モデルの変遷」, 国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『社会保障の計量モデル分析』, 東京大学出版会, pp.85-107.
- (2012) 「実行可能性からみた最低保障年金制度」, 『生活経済学研究』, 第 35 巻, pp.1-16.
- Kelly, P., S. Park, C. de Leon, and J. Priest (2011) “PROFILE OF LIVE-IN CARE-GIVER IMMIGRANTS TO CANADA, 1993-2009”, *TIEDI Analytical Report 18*, *Toronto Immigrant Employment Data Initiative*.
- Korekawa, Y. (2017) “Fertility of Immigrant Women in Japan”, Conference Paper, Cross-Border Marriage in Asia, PAA 2017, Chicago, U.S.
- Lamura, G., C. Chiatti, F. Barbella, and M. D. Rosa (2013) “Migrant Long-Term Care Work in the European Union: Opportunities, Challenges and Main Policy Options”, *Discussion paper Peer Review on long-term professional care*.
- Lee, R. D. and T. W. Miller (1997) “The future fiscal impacts of current immigrants”, in J. P. Smith and B. Edmonston eds. *The New Americans*: National Academy Press, pp. 297-362.
- Milewski, N. (2010) “Immigrant Fertility in West Germany: Is There a Socialization Effect in Transitions to Second and Third Births?”, *European Journal of Population*, Vol. 26, pp. 277-323.

日本家族社会学会（神戸学院大）
2019年9月14日④出生(D212)

子育て環境の地域性と出生力：
市区町村データからの接近

岩澤美帆（国立社会保障・人口問題研究所）
鈴木貴士（筑波大学・院）

本研究は、厚生労働行政推進調査事業（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者石井太、課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

市区町村マクロ指標について、国立社会保障・人口問題研究所の鎌田健司氏に協力を得た。

1

本研究では2つの「残された課題」に挑戦

- 個人ベースモデルの限界（Thévenon 2016）
 - 政策介入の個人の長期的意思決定への複雑な影響過程
 - 政策介入の非ランダム性・非独立性（経路依存）
 - 組み合わせ効果、文脈効果の存在（Rindfuss 2016, 中村2016, 山内2016）
 - マルチレベルモデルの活用（鎌田 2013, Harknett et al.2014）
 - 地域をクラスター分析で分類 ←今回の挑戦
- 結婚力に依存する出生力指標の限界（とくに日本の文脈）
 - 子育て支援策の結果変数として「合計(特殊)出生率(TFR)」は適切か？
 - 様々な相対有配偶出生率指標（Coale and Watkins 1986, 小池 2010）
 - TFRを有配偶率で統制した相対夫婦出生力指数（岩澤ほか2019）を
利用←今回の挑戦

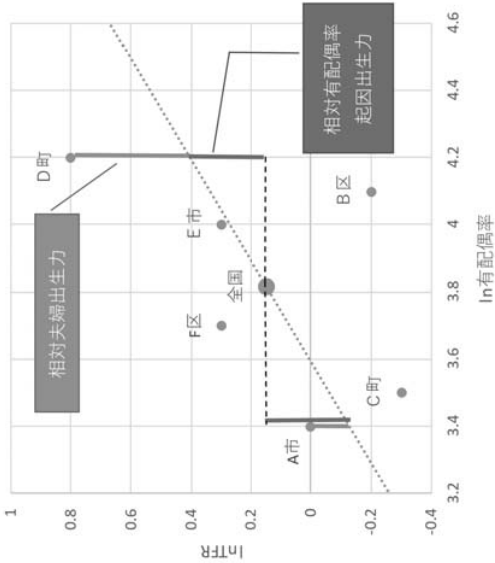
3

背景

- 「どのような子育て支援策が、親の子育て負担を緩和し、出生行動に結びつくのか？」（政策的関心）
- 計量分野における挑戦
 - 政策変数と出生力・出生行動との関係を検証
 - 計量モデルの精緻化(樋口ほか2016)の一方で「残された課題」
 - ①個人ベースモデルの限界
 - ②結果変数としての合計特殊出生率の限界（とくに日本の文脈）

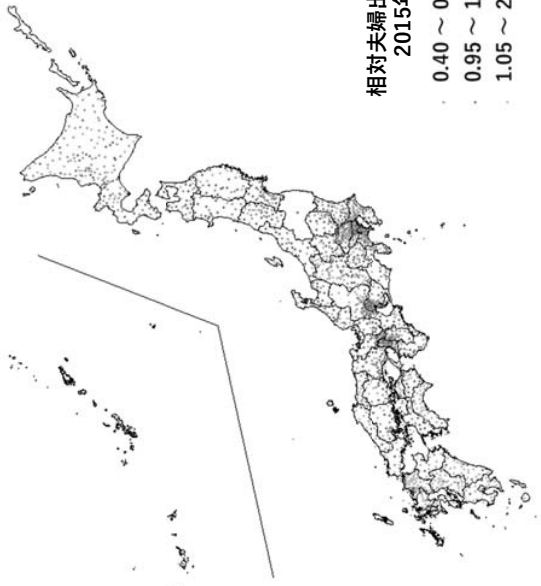
2

市区町村の相対的夫婦出生力を測る（模式図）



岩澤美帆・金子路一・菅桂太・余田翔平・鎌田健司(2019)「超道府県を標準とした市区町村別相対標準化合計出生率と未婚出生力指標の推計」『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（平成30年度）総合研究報告書（研究代表者：石井太）』, pp147-162.

有配偶率効果を統制した相対夫婦出生力指数



相対夫婦出生力
2015年

- 0.40 ~ 0.95
- 0.95 ~ 1.05
- 1.05 ~ 2.23

分析概要

- ①全国市区町村のマクロデータ（主に2015年）
- ②人口レジェーム・子育て環境変数についてクラスター分析
 - k-means法により全市区町村を9グループに
 - 各クラスターを解釈
 - どのような環境で出生力、結婚力、夫婦出生力が高いのか？
- ③クラスターごとに、どのような環境(X)が夫婦出生力(Y)と関係するのかを重回帰モデルで検証
 - 相対夫婦出生力指数を従属変数にした重回帰モデル（最小二乗法）
 - 文脈によって出生に関係する子育て支援はどう異なるのか？

マクロデータ：市区町村指標(主に2015年)

結果変数	変数	指標	データソース	
			厚生労働省「人口動態統計」(出生数)、総務省「国勢調査」(女性配偶関係人口)、日本版死亡データベース(女性人口) (岩瀬ほか 2019)	
人口レジェーム	出生力	相対夫婦出生力指数(2015)		
	高齢化・人口減少	人口密度(対数) (2015)	総務省「国勢調査」	
		高齢化率(2015)	総務省「国勢調査」	
	ジェンダー公平	25-49歳男女労働力率比(男性=1) (2015)	総務省「国勢調査」	
子育て環境		就業率に示める「家事のほか仕事」割合(%) (有配偶女性35~39歳) (2005)	総務省「国勢調査」	
	家族システム	20~49歳女性有配偶率(2015)	総務省「国勢調査」	
		三世代世帯割合(2015)	総務省「国勢調査」	
	経済状況	平均課税所得(対数) (2015)	総務省「市町村税課税状況等の調査」	
子育て環境		生活保護被保護率(0~17歳) (2015)	厚生労働省「被保護者調査」	
	WLB/休業制度	男性週間就業時間(2005)	総務省「国勢調査」	
		女性週間就業時間(2005)	総務省「国勢調査」	
		25~39歳有配偶女性休業割合(2015)	総務省「国勢調査」	
保有サービス		0~6歳児保育所利用割合(2015)	厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ」	
		特機児童割合(2015)	厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ」	

結果

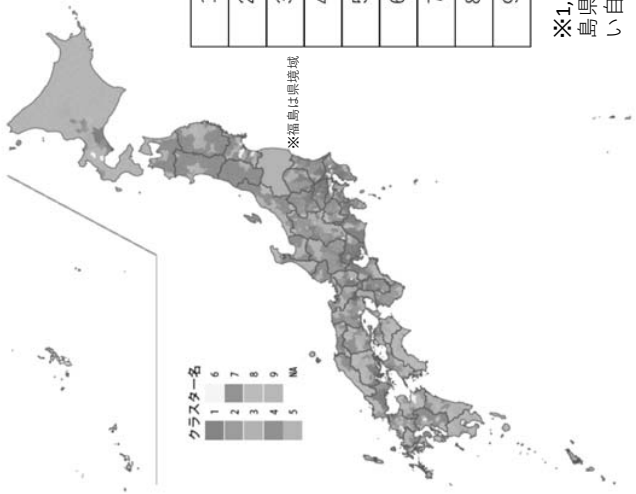
- 9つのクラスターを選択。クラスターごとの変数値を確認
 - どのような特徴か？
 - 地域的分布を確認
 - クラスターと出生力の関係
- クラスターごとに重回帰分析
 - それぞれの文脈において出生力と関係が強い要素は何か？

クラスターと各変数平均値

03. TFR 2015	1.49	1.41	1.3	1.49	1.55	1.52	1.52	1.45
04. 総対結婚力 2015	1.07	0.99	0.94	1.01	1.06	1.07	1.07	1.09
05. 総対夫婦出生力 2015	0.96	1	0.97	1.03	1.07	1.08	1.01	0.94
06. In人口密度 2015	7.28	5.36	8.57	4.41	5.52	7.69	4.6	3.82
07. 65歳以上割合	25.17	32.61	25.08	35.06	28.96	32.88	38.83	41.41
10. 25_40男女労働力比	0.77	0.82	0.78	0.89	0.83	0.79	0.84	0.88
11. 家事のほかに仕事割合 35~39歳 全体 2005	57.06	51.22	53.61	29.51	38.52	46.36	51.18	34.67
13. 20~40歳女性有配偶率 2015	46.47	41.42	41.22	44.32	47.14	43.98	34.48	43.71
14. 三代代密割合 2015	8.58	13.65	4.52	23.73	14.05	7.07	13.1	10.48
15. In平均所得倍率 0.17_2015	8.08	7.91	8.16	7.79	7.9	8.07	7.87	7.92
16. 生活60歳未満健康 0.17_2015	8.53	6.76	23.75	5.86	7.52	12.4	10.21	8.52
17. 男性週間就業時間 2005	45.61	44.72	46.2	45.3	45.6	45.38	45.29	48.94
18. 女性週間就業時間 2005	33.53	35.28	34.16	38.67	36.71	35.01	34.79	36.71
19. 25~39歳有配偶女性比率 2015	7.16	5.85	8.15	6.23	7.68	8.44	4.2	5.88
20. 0~4歳保育所利用割合 2016	28.95	42.59	30.86	57.43	42.31	38.99	40.38	58.92
21. 労働力率 2016	0.67	0.04	0.66	0.05	0.4	0.58	0.04	0.01
22. クラスター内の出生合計数 1094.5243.071856.64156.81	586.97805.3355.62	83.51	73.89	32.07	6.66	4.12	14.26	7.34
22. クラスター内の出生合計数 万	32.07	6.66	4.12	14.26	7.34	6.49	1.51	1.2
23. クラスター内の15~49歳女性合計数 26219.16583.447796.5	4040	13825.67975.6202.3	2055.8	2022.7	812.79	180.39	800.41	106.25
23. クラスター内の15~49歳女性合計数 万	812.79	180.39	800.41	106.25	135.84	187.4	17.43	37.21

クラスターの解釈

1	2	3	4	5	6	7	8	9
市部近郊	標準	区部近郊	農業親族	共働きWLB	市部女性キャリア	男性スロ―低結婚	西日本スロ―ライフ	北海道長労

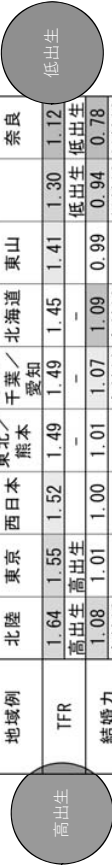


クラスター名	自治体数
1 市部近郊	310
2 標準	274
3 区部近郊	201
4 農業親族	263
5 共働きWLB	243
6 市部女性キャリア	67
7 男性スロ―低結婚	88
8 西日本スロ―ライフ	181
9 北海道長労	163

※1,799自治体 (2015年3月時点、福島県内除く) のうち欠損値情報がない自治体数1,790

どのような地域で出生力が高いのかー結婚力？夫婦出生力？

クラスター名	キーワード	地域例	TFR	結婚力	夫婦出生力
5 共働きWLB	共働き・育児・三代・有配	北陸	1.64	1.55	1.08
6 市部女性キャリア	待機児童・育休	東京	1.55	1.01	1.08
8 スロ―ライフ	高齢・共働き・育休・有配	西日本	1.52	1.00	1.07
4 農業親族	女性労働・保育・三代・有配	東北／熊本	1.49	1.01	1.03
1 市部近郊	市部近郊・有配偶・有配	埼玉／千葉／愛知	1.49	1.07	0.98
9 北海道長労	低密・長時間労働	北海道	1.45	1.09	0.94
2 標準	標準的	東山	1.41	0.99	1.00
3 区部近郊	区部近郊・専業主婦		1.30	0.97	0.97
7 男性スロ―低結婚	低結婚・スロ―・高齢・男性	奈良	1.12	0.78	1.01



どのような環境が夫婦出生力と関係しているのか？
クラスター（地域特性）による違い

従属変数：相対夫婦出生力		説明変数										
標準化回帰係数		全体		5	6	8	4	1	9	2	3	7
		共働きWLB	市部女性キャリア	市部女性キャリア	西日スロライン	農家親族	市部近郊	北海道長労	標準	区部近郊	男性スロー低結婚	
関連非有意が棄却されたもの（黒は正方向、赤は負方向）												
切片	0.000	***				*	***			***		
人口密度	0.007	***					***			***		
65歳以上割合	-0.172	***			**		***		*	***		
男女労働力比(25～49歳)	-0.174	***			*		***	*	*	***		
家事のほかに仕事割合(35～39歳)	0.019						***					
有配偶率(20-49歳女性)	-0.059	*					***	**		*		
三世代世帯割合	-0.243	***			**		***					
平均所得	-0.262	***		*		*	***					
生活保護被保護率	-0.044								**			
男性週間就業時間	-0.281	***					***			***		
女性週間就業時間	0.401	***			*		***		**	***	*	
有配偶女性休業割合(25～39歳)	0.203	***			***		***		*	***		
0-6歳保育所利用割合	0.128	***					***			***		
待機児童割合	0.052	*										
自治体数(N)	1,790	243	67	181	263	310	163	274	201	88		
調整済みR ²	0.181	0.399	0.666	0.166	0.113	0.407	0.065	0.162	0.487	0.137		

結果 1

- 人口レジーム、子育て環境を考慮し、日本を9つの地域に分類。
- この中で、結婚力が高いのは「北海道長労」「共働きWLB」「市部近郊」
- 夫婦出生力が高いのは「市部女性キャリア」「共働きWLB」「西日本スローライフ」
- 一方、結婚力が低いのは「男性スロー低結婚」 「区部近郊」
- 夫婦出生力が低いのは「北海道長労」「区部近郊」「市部近郊」

結果 2

- それぞれの文脈の中で、夫婦出生力と関連するのは、

クラスター	夫婦出生力と関連(++)	(+)	出生数
5 共働きWLB	三世代低、女性長労、育休	所得低、男性短労	142,633
6 市部女性キャリア	育休	所得低	73,387
8 西日本スローライフ	有配偶低、三世代低、育休	男女労比低、女性長労	15,116
4 農家親族		三世代低、所得低	41,241
1 市部近郊	男女労比低、パート比、三世代低、女性長労、育休、保育園		320,700
9 北海道長労	有配偶低	男女労比低	12,044
2 標準	被保護率、女性長労	男女労比低、育休	66,595
3 区部近郊	男女労比低、男性長労、育休、保育園	有配偶低	328,965
7 男性スロー低結婚		女性長労	4,895
			15

結論

- 全般的に、男女の適度な労働時間、育休の利用、保育園の利用は、夫婦出生力と正の関係。
- 一方で、地域の文脈によって関係する変数に差異。こうした分析は、地域の文脈を考慮した子育て支援策の強化につながる。
- 「共働きWLB」地域では女性の労働時間は正、男性の労働時間は負
- 「市部近郊」「区部近郊」では保育所利用割合が正（以上3地域で出生数7割）
- 「男性スロー低結婚」では、女性の労働時間が正
- 「共働きWLB」「西日本スロー」「市部近郊」では三世代同居割合が負

文献

- 樋口 美雄・坂本和博・萩原里紗(2016)「女性の結婚・出産・就業の制約要因と婚約策の効果検証：家計・パネル調査によるワーク・ライフ・バランス分析」『三田商学研究』58(6), 29-57.
- Thiévenon, Olivier (2016). "The influence of family policies on fertility in France: Lessons from the past and prospects for the future." in Rindfuss, Ronald R. and Choe, Minja K. (eds.), *Low Fertility, Institutions, and Their Policies: Variations across Industrialized Countries* (pp. 49-76). Springer.
- Rindfuss, Ronald R. & Choe, Minja K. (2016). "Diverse paths to low and lower fertility: An overview." in Rindfuss, Ronald R. and Choe, Minja K. (eds.), *Low Fertility, Institutions, and Their Policies* (pp. 1-11). Springer.
- 中村真由美(2016)「地域ブロック内における出生率の違いー富山と福井の比較からー」『家族社会学研究』28(1), pp.26-42.
- 山内昌和(2016)「東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数はなぜ少ないのかー第4回・第5回全国家庭動向調査を用いた人口学的検討ー」『人口問題研究』72(2), 73-98.
- 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ーマルサスレベルモデルによる検証ー」『人口問題研究』第69巻第1号, pp.42-66.
- Harknett, K., Billari, F. C., & Medalia, C. (2014). "Do family support environments influence fertility? Evidence from 20 European countries." *European Journal of Population*, 30(1), 1-33.
- 加藤 久和(2017)「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析 (特集 人口減少と地方経済)」『フィナンシャル・レビュー』平成29年第3号(第131号), pp.6-23.
- Coale, A. J. and S. C. Watkins (1986) *The Decline of Fertility in Europe: the Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.
- 小池司朗(2010)「GISを利用した戦前市区町村別出生力」『地域人口からみた日本の人口転換』古今書院, pp.169-192.
- 岩澤美帆・金子隆一・菅桂太・余田翔平・鎌田健司(2019)「都道府県を標準とした市区町村別間接標準化合計出生率と夫婦出生力指標の推計」『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究 (平成30年度) 総括研究報告書 (研究代表者：石井太) 』, pp.147-162.
- Demery, Paul(2005) "Policy challenges of Europe's demographic changes: From past perspectives to future prospects." in Miroslav Macura et al. (eds.), *The New Demographic Regime: Population Challenges and Policy Responses*. New York: United Nations, pp. 1-9.

市区町村の夫婦出生力を測る
—配偶関係構造を統制した間接標準化TFR—

○岩澤美帆・鎌田健司・余田翔平・菅桂太
(国立社会保障・人口問題研究所)
金子隆一 (明治大学政治経済学部)

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者石井太、課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

1

夫婦を取り巻く環境の“結果変数”として、
市区町村合計出生率 TFR は適切か？

2つの問題

- ① 母の年齢別など詳細なデータが必要。人口規模の小さな自治体の指標は偶然変動の影響を大きく、不安定。
 - ・ 再生産年齢女性人口が1,000人未満の自治体が344/1799(19.1%)
- ② TFR は配偶関係構造の違いの影響を受ける。夫婦をとりまく環境の結果変数として望ましくない。
 - ・ 市区町村の20～39歳女性有配偶率：17%から66%

2

本研究の目的

- ・ 簡便なデータで測定が可能で、
- ・ 人口規模の小さな市区町村の地域特性を反映し、
- ・ 配偶関係構造の違いを統制した、

市区町村の夫婦出生力指標の開発！

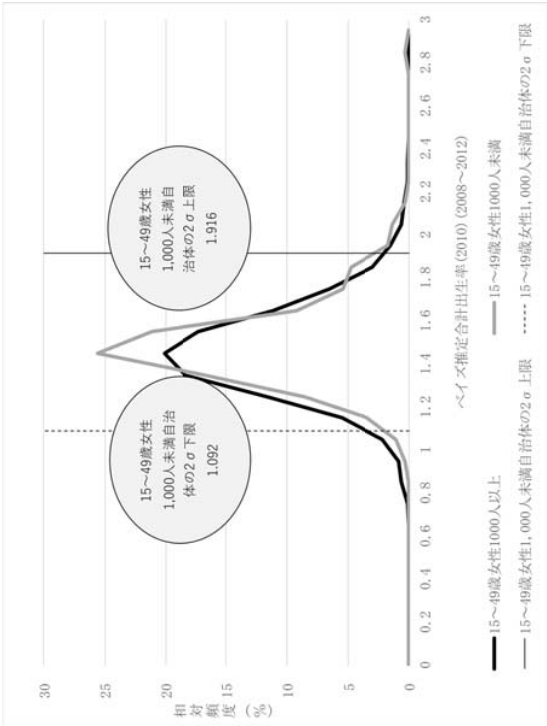
3

既存研究における挑戦と限界

- ① 都道府県情報を用いたベイズ推定による市区町村 TFR （厚労省 2014）（都道府県に定める当該市区町村の人口規模が小さいほど都道府県 TFR に近似する。）
 - ・ 人口規模の小さい自治体の地域特性が把握しにくい。
 - ・ 5年間のデータを使うため速報性に欠ける。
- ② 間接標準化を用いた総出生率 I_t を有配偶出生率指標 I_o と有配偶率指標 I_n に分解するCoaleの指標(Coale and Watkins 1986)。
 - ・ 標準化比を用いて相対的な婚姻出生力を表現する標準化有配偶出生比の提案（+ベイズ推定）（小池 2010）
 - ・ 婚姻出生力が TFR との関係で表現できない。

4

ベイズ推定TFRの市区町村分布
人口規模の小さな地域が平均値に収束



5

①都道府県を標準とした
間接標準化TFR

7

本研究における方法

- ①所属都道府県を標準とした間接標準化による合計出生率
- ②有配偶率を独立変数に含む回帰モデルにより、*TFR*を地域固有の有配偶率効果と夫婦出生力効果に分解する。

データ

市区町村別出生数：人口動態統計
人口（5歳）：『日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）』
都道府県別出生率(5歳)：人口動態統計、日本版死亡データベース
市区町村別女性有配偶率（有配偶者割合）：国勢調査

6

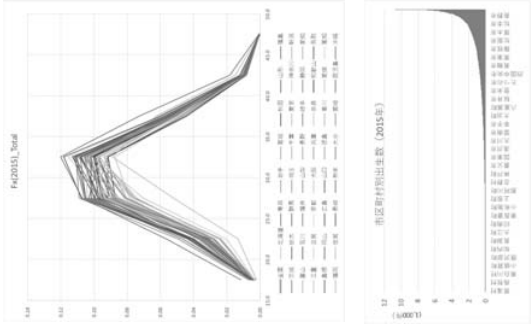
①方法

I 県に属する地域 *i* の間接標準化*TFR*

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

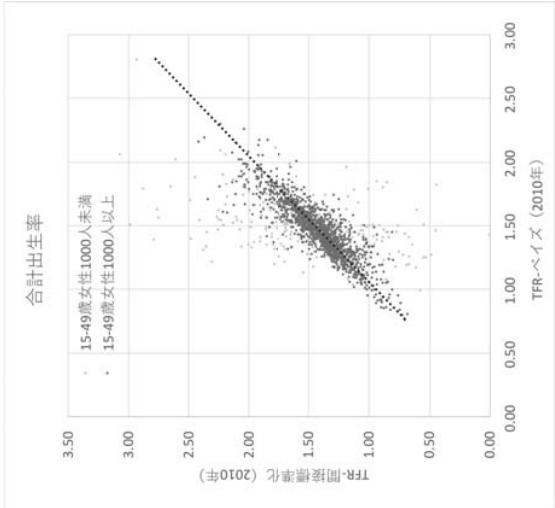
ただし、 $c^i = \frac{B^i}{\sum_{x=15}^{44} ({}_5ASBR_x^I \times P_x^{I,F})}$

- 地域*i*の年齢別女性人口 $P_x^{i,F}$ と*I*県の年齢別出生率 ${}_5ASBR_x^I$ (5歳階級)で出生数期待値を算出。地域*i*の実績出生数 B^i との比が標準化比 c^i （スケールファクター）。

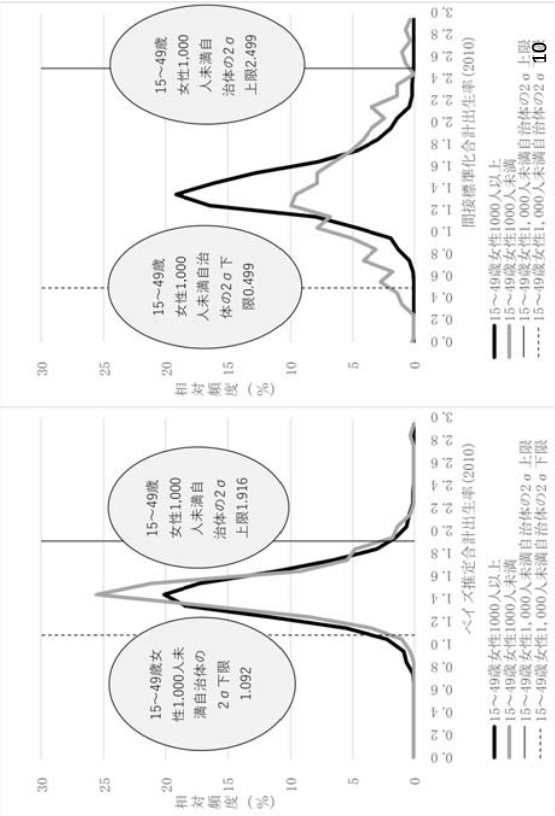


8

①結果 ベイズ推定TFRと間接標準化TFRの比較(2010)



人口が少ない自治体でベイズ推定よりも大きい分散 (右)



②有配偶率で規定されるTFRモデル

市区町村*i*の合計出生率 TFR_i

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

(=基準出生率・(有効有配偶率 $\wedge \beta$)・夫婦出生力)

$v_i = \exp(u_i)$ とすると、

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

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

※再生産年齢女性1,000人未満の市区町村については、 $\pm 2\sigma$ を下限・上限とし、異常値を統制。

②配偶関係構造要因と
夫婦出生力の分解

$$\ln(TFR_i) = \ln(TFR_c) + \beta \cdot \ln(PM_i^{20-39}) + u_i \quad (1)$$

TFR_c : 「基準出生率」

PM_i^{20-39} : 市区町村*i*の「有効有配偶率」(比較的出生率が高い20～39歳女性の平均有配偶率)

β : 「有配偶率効果係数」

$\exp(u_i) = v_i$: 市区町村*i*の「相対夫婦出生力指数」(出生力を変動させる市区町村固有の指数)

(1)式が、 $E(u_i | PM_i^{20-39}) = 0$ を満たすものとし、最小二乗法によりパラメータを推定。

13

有配偶率起因出生力(対数)を $\ln(TFR | PM_i^{20-39})$ とする。

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

全国レベルの有配偶率 PM_j^{20-39} が43.8%である場合、全国レベルの有配偶率起因出生力は

$$\ln(TFR | PM_j^{20-39}) = -3.64 + 1.056 \cdot \ln(43.8) = 0.353$$

市区町村*i*の有配偶率起因出生力の全国レベルとの差は

$$\Delta \ln(TFR | PM_i^{20-39}) = \ln(TFR | PM_i^{20-39}) - 0.353$$

市区町村の出生力は、以下のように、全国標準と相対有配偶率起因出生力および相対夫婦出生力に分解できる。

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

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



15

②結果

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

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

パラメータ推定値	標準誤差	t	p値	95%信頼区間		
$\ln(TFR_c)$	-3.639	0.1173	-31.016	0.000	-3.869	-3.409
β	1.056	0.0310	34.096	0.000	0.996	1.117

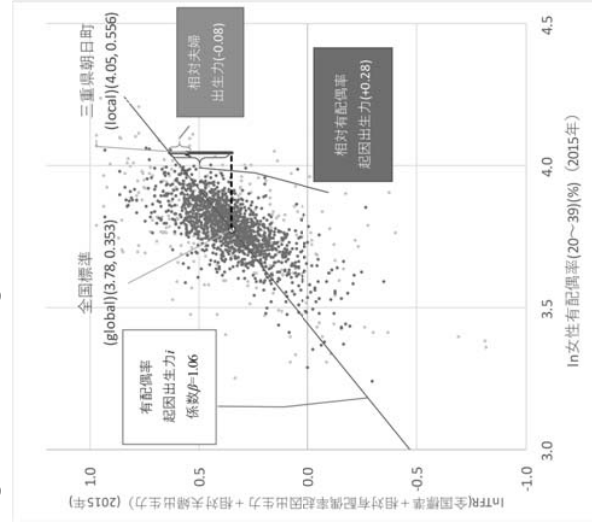
$$\ln(TFR_i) = -3.639 + 1.056 \cdot \ln(PM_i^{20-39}) + u_i$$

相対夫婦出生力

この「有配偶率起因出生力」をさらに「標準効果」と「地域固有効果」に分解する！

14

log有配偶率とlogTFR：全国標準と地域固有の相対出生力

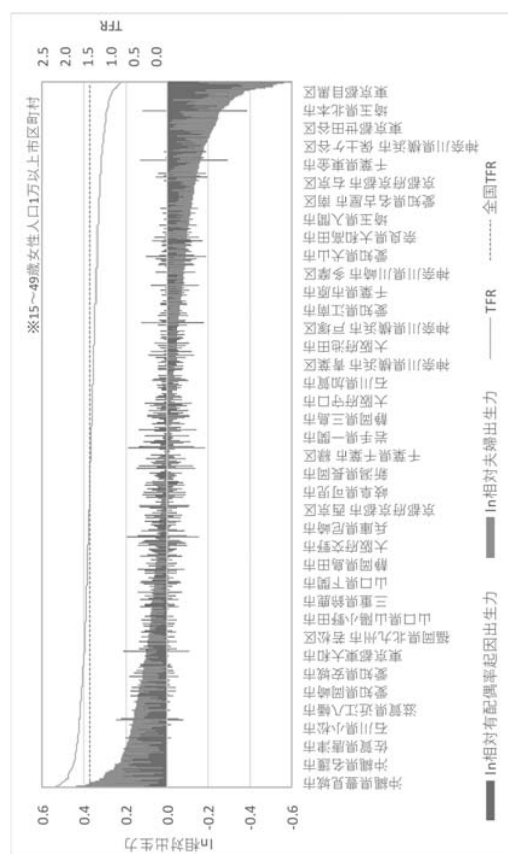


全国標準は、
log有配偶率が3.78、
logTFRは0.353。
三重県朝日町は、
20～39歳有配偶率57.2%、
TFRは1.74
log有配偶率が4.05、
logTFRは0.556。

logTFR=全国標準 + 相対有配偶率起因出生力 + 相対夫婦出生力
= 0.353 + 0.283 - 0.080
= 0.556

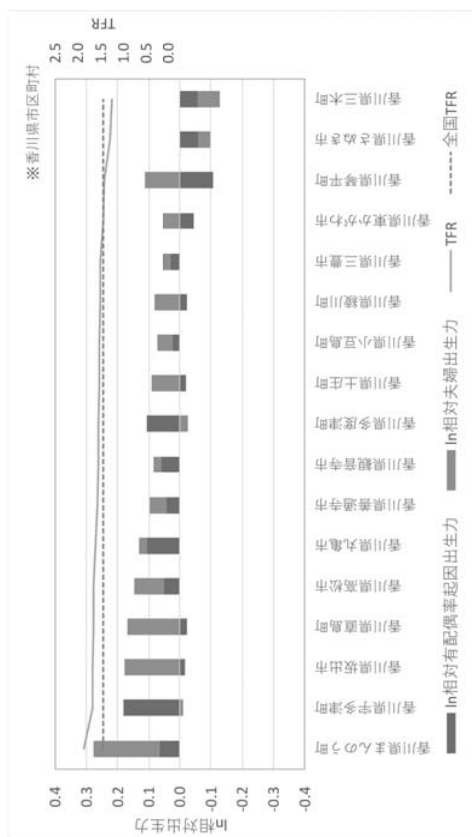
16

その市区町村は結婚しやすいからTFRが高いのか？
夫婦が子どもをもちやすいからTFRが高いのか？



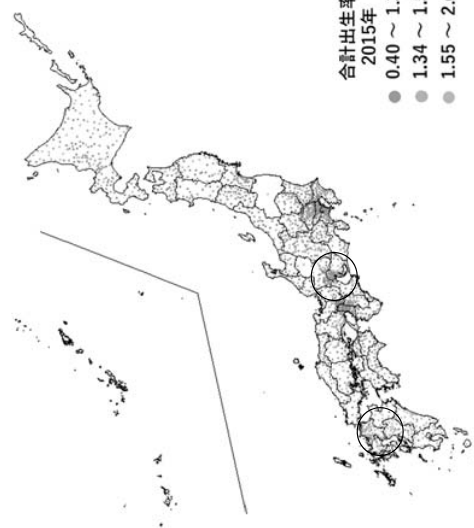
17

香川県市区町村では？



18

空間分布は？

$$\text{TFR} = \text{全国标准} \times \text{相对有配偶率} \times \text{因出生力} \times \text{相对夫妇出生力}$$


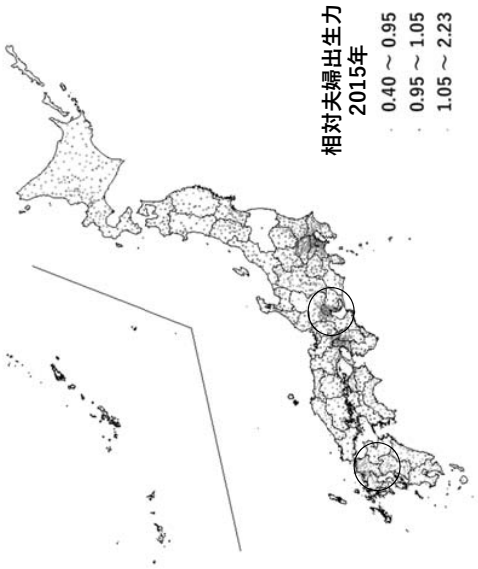
19

相対有配偶率起因出生力 (結婚力の貢献が高い地域は?)



20

相対夫婦出生力（夫婦出生の貢献が高い地域は？）



21

結論

- 都道府県を標準とした間接標準化により、人口規模の小さい地域についても地域特性を反映したTFRの算出が可能
- 有配偶率効果モデルにより、TFRの水準を地域の“結婚力”に起因する相対量と“夫婦出生力”に起因する相対量とに簡便に分解することが可能

22

研究の発展性

- 夫婦出生力指数を結果変数として、夫婦をとりまわく市区町村の環境（就業、保育サービス、文化的文脈など）との関連分析に有効
- 夫婦出生力指数に説明変数を導入するリレーショナルモデルの開発
- 「標準出生力」を何にするかで様々な解釈が可能
- 時系列分析に拡張
- 市区町村を含むマルチレベル分析
- 空間的自己相関の検討（空間的に $u_i \sim i.i.d.$ ではない？）

23

文献

- Coale, A. J. and S. C. Watkins (1986) *The Decline of Fertility in Europe: the Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.
- Giannakouris, Konstantinos(2010)"Regional population projections EUROPOP2008: Most EU regions face older population profile in 2030", Eurostat Statistics in focus 1/2010.
- 小池司朗(2010)「GISを利用した戦前市区町村別出生力」『地域人口からみた日本の人口転換』古今書院,pp.169-192.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部(2014)「平成20年～平成24年人口動態健康所・市区町村別統計の概況」(2014.2.13)

24

2019年6月2日(日)

日本人口学会第71回大会

於 香川大学教育学部



老親介護はどれだけ続くのか？

：子世代の視点から

中村 真理子

(国立社会保障・人口問題研究所)

2

配布資料の訂正

配布資料スライド18枚目3行目

測定バイアスと脱落の影響はあるにせよ、長期化の傾向か

→削除

3

研究目的

- ・ 個人が親に対して行う介護(＝老親介護)の実態を定量的に把握すること
 - いつ、どのくらいの確率で経験するのか？
 - どれだけの期間続くのか？
- ・ 現役世代(＝子世代)の視点から集計・分析
 - 子世代が中高年に経験するライフイベント
 - 全国調査の個票データから全体像を提示
- ・ 家族介護の実態把握
 - どのような調査・研究が必要なのか？

4

背景

- ・ 少子高齢化の進展に伴う介護需要の増加
 - 健康寿命の延伸 (厚生労働省「健康日本21(第2次)」)
 - 介護離職ゼロ (「ニッポン一億総活躍プラン」)
- ・ 高齢者介護を対象とした研究
 - 質的研究, 小規模調査
 - 家族介護が健康, 労働供給に与える影響
 - 調査・研究対象が女性のみ
- ・ どれだけの期間続くのか？
 - 高齢者介護を定量的に測定する…視点の整理が必要

高齢者介護の測定：視点の整理



高齢者介護の測定：視点の整理

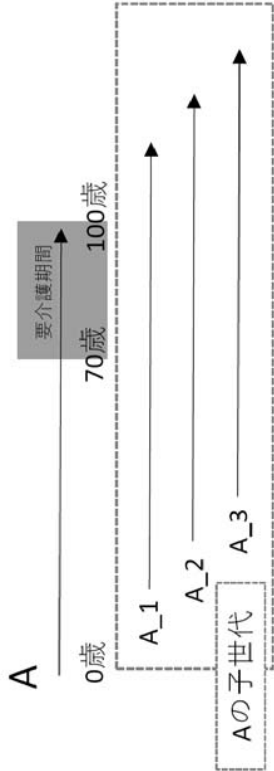


高齢者介護の測定：視点の整理



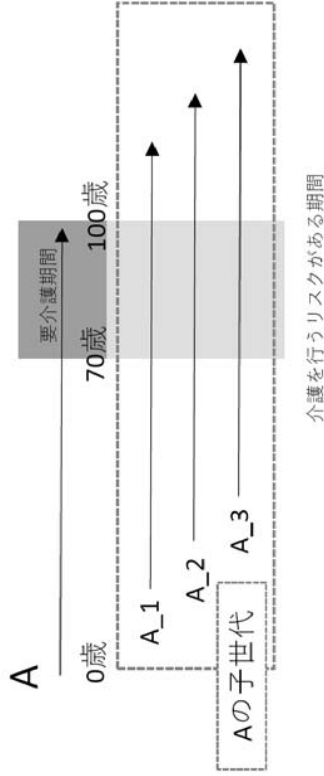
- ・分析単位は高齢者個人（個人の高齢期）
- 介護保険制度
- 国民生活基礎調査（介護票）
- 疫学研究（健康寿命）

高齢者介護の測定：視点の整理



高齢者介護の測定：視点の整理

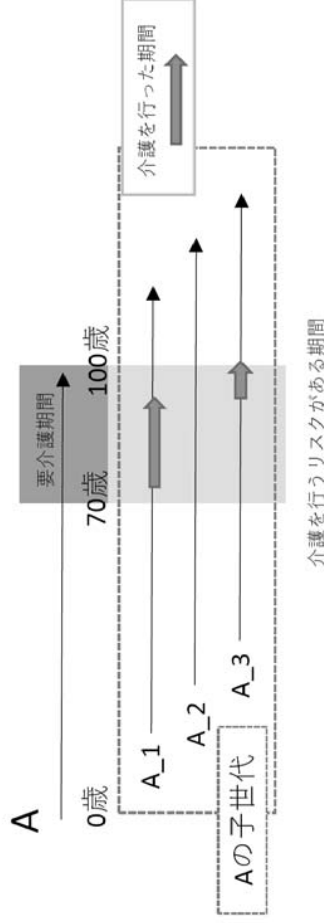
9



介護を行うリスクがある期間

高齢者介護の測定：視点の整理

10



介護を行うリスクがある期間

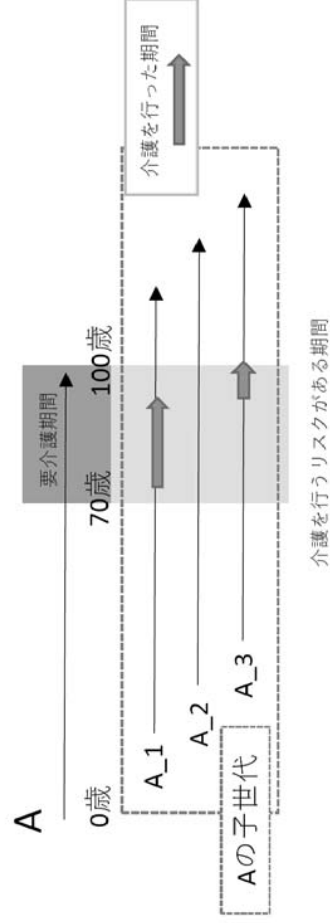
高齢者介護の測定：視点の整理

11

- 高齢者への家族介護
 - 被介護者（高齢者）の要介護期間
 - 介護者（家族の成員）が介護を行う期間
- 分析単位は家族の成員個人のライフコース
 - 調査時点における介護の実施状況では不十分
 - 過去の経験を聞く回顧形式のライフコース調査（長期間にわたる）縦断調査

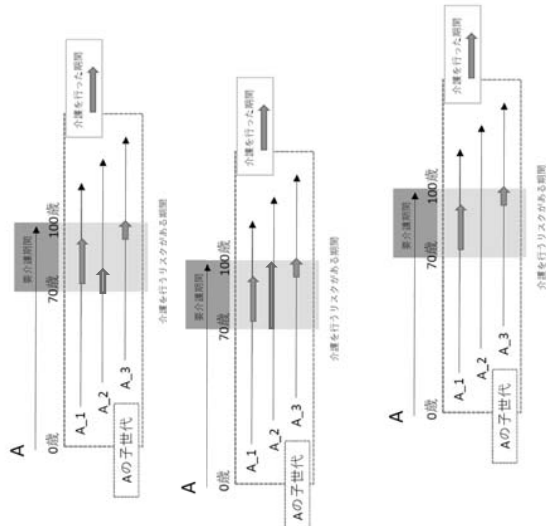
高齢者介護の測定：視点の整理

12

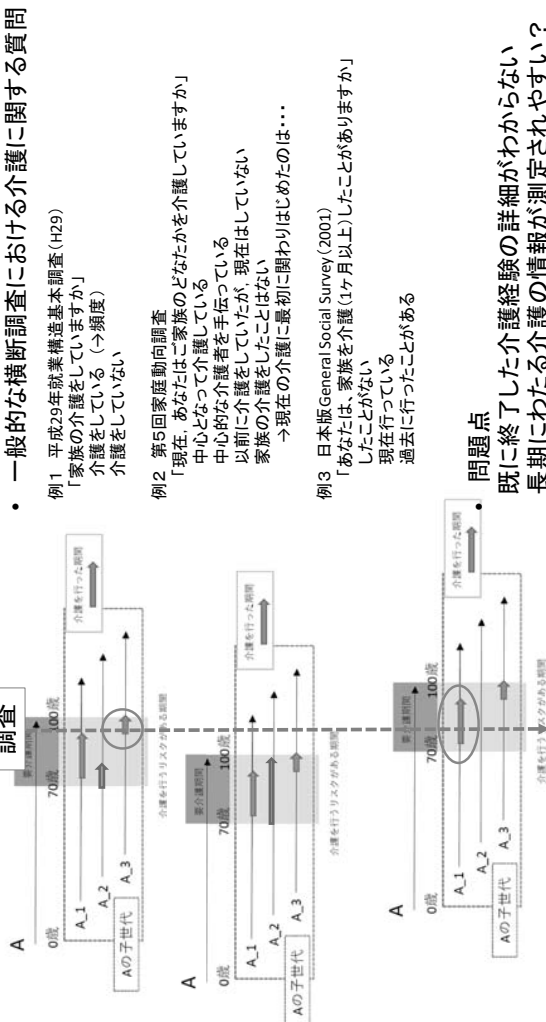


介護を行うリスクがある期間

高齢者介護の測定：視点の整理



高齢者介護の測定：視点の整理



高齢者介護の測定：視点の整理

- ・ 高齢者への家族介護
 - 被介護者(高齢者)の要介護期間
 - 介護者(家族の成員)が介護を行う期間
- ・ 分析単位は家族の成員個人のライフコース
 - 調査時点における介護の実施状況では不十分
 - 過去の経験を聞く回顧形式のライフコース調査
(長期間にわたる)縦断調査

研究の方法

【分析①】第1回全国家族調査(NFRJ98)

- ・ 1920~1940年出生コホートの者
- ・ Person-ageデータの作成と集計
- ・ 自分の親、配偶者の親との死別経験
その過程でどのくらいの期間の介護・看病を行ったのか？
- ・ 介護保険施行(2001年)前の状況

【分析②】中高年者縦断調査(第1回~第4回)

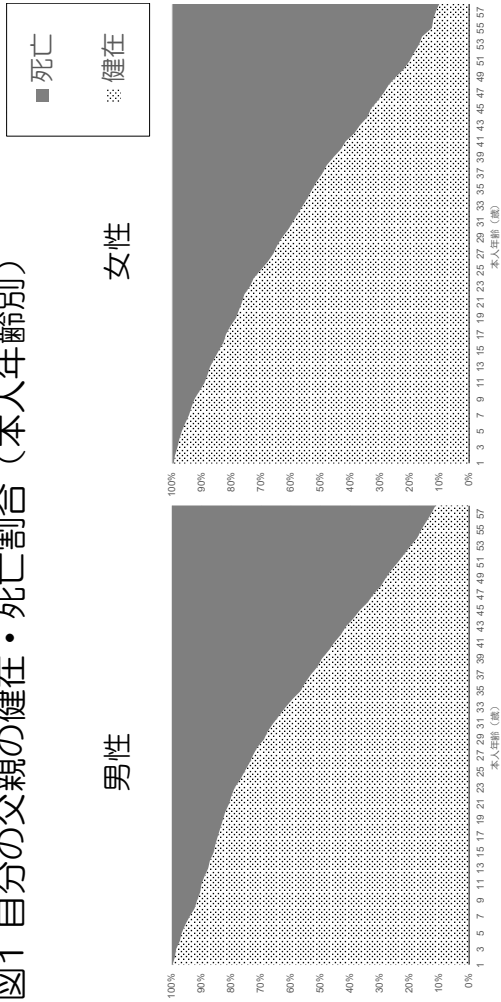
- ・ 1940年代後半~50年代後半コホートの者
- ・ 調査期間中に開始された介護が翌年も継続する割合
- ・ 50歳代で発生する老親介護がどれだけ続くのか？
- ・ 介護保険施行(2001年)後の状況

分析①データと手法

- 第1回全国家族調査(NFRJ98)
 - 日本国内に居住する1921～1970年生まれ(1998年末で28-77歳)の日本国民
 - 10,500人(回収数 6,985人,回収率 66.52%)
 - 高齢者調査票(1921～1940年生まれ, 58～77歳)
- 対象者の親(義理の親)が調査時点で亡くなっている場合
 - 亡くなるまでに介護・看病を必要とした期間
 - 調査対象者が介護・看病に関与した期間
- Person-ageデータの作成
- 58歳時点までの情報を使用

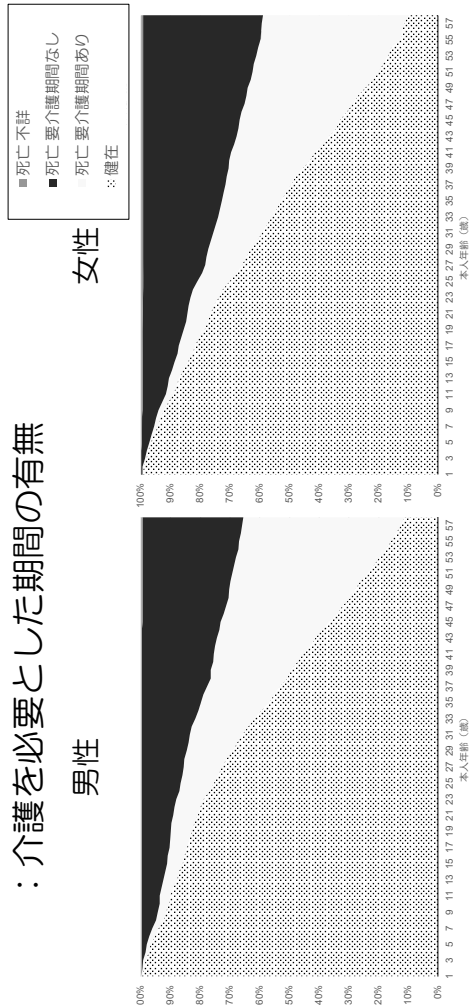
分析①自分の両親・義理の両親との死別

図1 自分の父親の健在・死亡割合(本人年齢別)



分析①自分の両親・義理の両親との死別

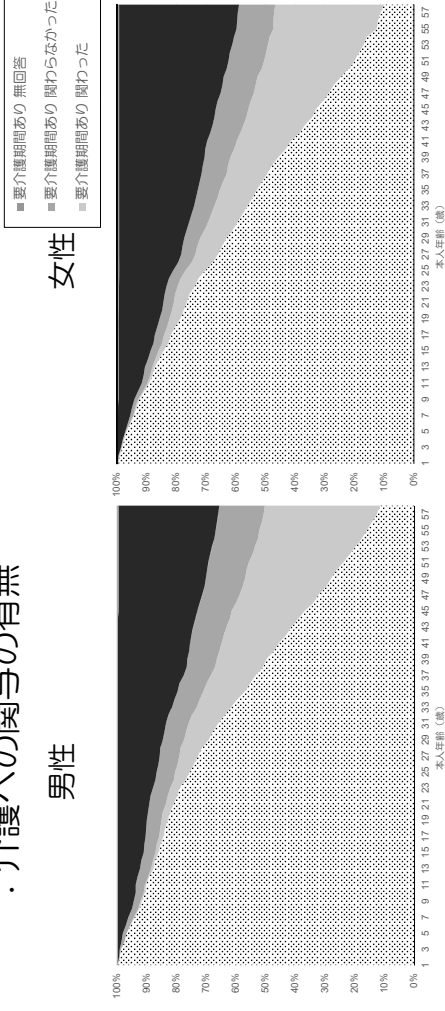
図2 自分の父親の健在・死亡割合(本人年齢別)



分析①自分の両親・義理の両親との死別

図3 自分の父親の健在・死亡割合(本人年齢別)

: 介護への関与の有無



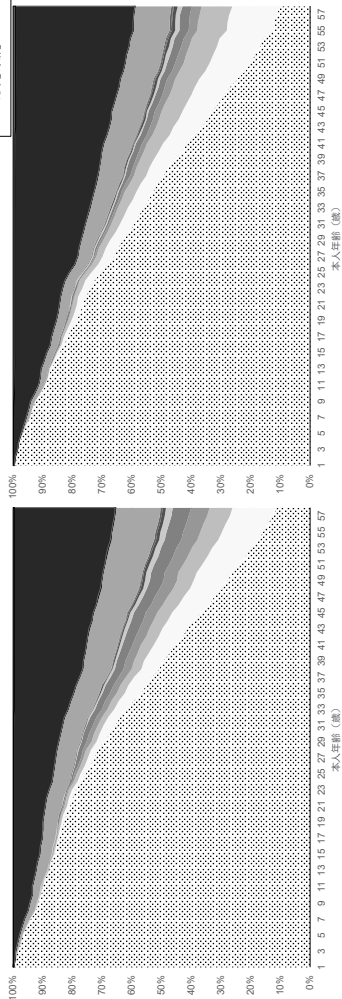
分析①自分の両親・義理の両親との死別

図4 自分の父親の健在・死亡割合（本人年齢別）

：介護に関与した期間

男性

女性



分析①58歳時点の状況

- 4人の親(自分の父・母, 義理の父・母)について, 男女別に集計し, 58歳時点の構成を比較

表1 58歳時点における自分の親・義理の親の健在・死亡の構成割合
：介護を必要とした期間の有無, 介護への関与の有無と期間（男女別）

	未婚	健在	死亡 結婚前	要介護期間あり										要介護期間 間なし	不詳	合計
				介護に関わ った	介護に関わ なかった							介護に 関わ た	不詳			
					無回答 (不詳)											
					1～6か月未満	6か月～1年未満	1～3年未満	3～5年未満	5～10年未満	10年以上						
自分の父親	男性	11.4%	14.8%	7.7%	6.2%	2.3%	1.1%	0.6%	0.1%	15.1%	0.1%	33.9%	0.4%	100.0%		
	女性	10.1%	16.1%	10.5%	3.2%	3.3%	1.6%	1.2%	0.3%	0.5%	12.3%	0.0%	40.3%	0.7%	100.0%	
自分の母親	男性	35.0%	9.0%	6.8%	3.5%	5.8%	2.8%	1.3%	0.8%	0.1%	10.6%	0.1%	23.6%	0.5%	100.0%	
	女性	35.0%	13.3%	7.8%	4.7%	3.9%	2.3%	0.9%	0.6%	0.1%	8.5%	0.0%	22.3%	0.5%	100.0%	
義理の父親	男性	1.3%	36.8%	6.2%	3.1%	1.6%	1.2%	1.0%	0.3%	0.1%	12.8%	0.0%	19.7%	0.7%	100.0%	
	女性	3.6%	41.4%	6.3%	3.3%	4.1%	1.4%	0.9%	0.7%	0.2%	6.4%	0.1%	18.9%	0.2%	100.0%	
義理の母親	男性	1.2%	43.4%	4.9%	2.0%	1.5%	1.4%	1.0%	0.2%	0.0%	12.1%	0.0%	14.5%	0.4%	100.0%	
	女性	3.6%	24.0%	22.6%	7.3%	3.7%	6.0%	2.8%	2.0%	1.1%	5.3%	0.0%	14.4%	0.1%	100.0%	

分析①58歳時点の状況

- 4人の親(自分の父・母, 義理の父・母)について, 男女別に集計し, 58歳時点の構成を比較

表2 58歳時点における自分の親・義理の親の健在・死亡の構成割合
：要介護期間があった場合の介護への関与とその期間（男女別）

		介護に関わった		介護に関わらなかった					合計	
		介護に関わった		介護に関わらなかった					合計	
		1か月未満	1～6か月未満	6か月～1年未満	1～3年未満	3～5年未満	5～10年未満	10年以上	無回答(不詳)	
自分の父親	男性	27.3%	14.3%	11.4%	4.3%	2.0%	1.0%	0.2%	27.9%	0.2%
	女性	32.9%	21.4%	6.5%	3.2%	2.4%	0.6%	1.1%	25.1%	0.0%
自分の母親	男性	22.1%	16.7%	8.5%	14.1%	6.9%	3.1%	0.3%	26.0%	0.3%
	女性	31.7%	18.5%	11.0%	9.4%	5.5%	2.2%	1.4%	20.1%	0.0%
義理の父親	男性	23.5%	11.7%	6.1%	4.5%	3.6%	1.2%	0.4%	48.6%	0.0%
	女性	25.6%	19.9%	10.5%	13.0%	4.5%	3.0%	0.6%	20.5%	0.3%
義理の母親	男性	21.3%	8.6%	5.9%	4.5%	4.5%	0.9%	0.0%	52.5%	0.0%
	女性	20.7%	19.3%	10.6%	17.1%	7.9%	5.7%	3.0%	14.9%	0.0%

(注) 集計対象は親（自分の父親・母親, 義理の父親・母親）に要介護期間があった者

分析①結果

- 1921～40年出生コーホート58歳時の状況
 - (自分の・義理の)父親がすでに死亡・・・約9割
 - (自分の・義理の)母親がすでに死亡・・・約6割
- うち, 死別前に親の介護に関わった者は4割～7割
- 自分の親・・・要介護期間がないまま亡くなる, 介護に関わらない
- 義理の親・・・結婚前に既に亡くなっている
- 亡くなる前に要介護期間があった場合
- 介護に関わらない者も一定数存在(2～5割)
- 2～3割は1か月未満, 1年以上は少数(女性が多い傾向)
- 男性は義理の親の介護に関わらない傾向

研究の方法

【分析①】第1回全国家族調査(NFRJ98)

- ・1920～1940年出生コーホートの者
- ・Person-ageデータの作成と集計
- ・自分の親、配偶者の親との死別経験
その過程でどのくらいの期間の介護・看病を行ったのか？
- ・介護保険施行(2001年)前の状況

【分析②】中高年者縦断調査(第1回～第4回)

- ・1940年代後半～50年代後半コーホートの者
- ・調査期間中に開始された介護が翌年も継続する割合
- ・50歳代で発生する老親介護がどれだけ続くのか？
- ・介護保険施行(2001年)後の状況

分析②データと方法

- ・中高年者縦断調査(第1回～第4回調査)
 - 2005年10月末時に50歳から59歳の者が対象
 - 1940年代後半～1950年代前半出生コーホート
 - 調査実施時点における親族への介護の実施の有無
- ・50歳代で発生する老親介護がどれだけ継続するのか？
- ・新たに始まった老親介護が1年後に継続している割合
 - 第n回で介護を非実施→第n+1回で介護を開始
→第n+2回時点で継続・非継続
 - 脱落の影響を考慮し、第1回～第4回の情報を使用
- ・介護を継続していない＝死別、ではない

分析②結果

- ・1年後も同じ相手を介護し続けている割合
 - 脱落を含めると2割～5割、除くと8割以上
 - 測定バイアスと脱落の影響はあるにせよ、長期化の傾向が

表3 新たに始まった介護が翌年も継続している割合
：男女別、介護の相手別

		介護の開始 (イベント数)	1年後		
			継続	非継続	脱落
男性	自分の父親	246	36.6%	5.7%	57.7%
	自分の母親	586	42.8%	3.9%	53.2%
	義理の母親	96	18.8%	6.3%	75.0%
	義理の父親	184	26.6%	5.4%	67.9%
女性	自分の父親	260	41.9%	10.4%	47.7%
	自分の母親	669	49.5%	4.8%	45.7%
	義理の母親	168	37.5%	10.1%	52.4%
	義理の父親	464	49.6%	3.9%	46.6%

まとめ

- ・老親介護はどれだけ続くのか？
 - 1921～40年出生コーホート(58歳までに自分の親と死別)

要介護期間がない・・・約3～4割

要介護期間があったが介護に関わらなかった・・・約1～2割

介護に関わった・・・約4～5割

うち、介護期間が1か月以内・・・約3割

6か月以内・・・約4～5割

1年以内・・・約5～6割
- 親世代の平均寿命、子世代のきょうだい数、介護保険制度
- ・近年のコーホートでは、より高い年齢で、より高い確率で、より長기에経験するライフイベントになっている可能性
- ・家族介護研究における回顧調査の重要性

- 本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究(研究代表者石井太、課題番号(H29-政策-指定-003))」と国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「長寿革命に係る人口学的視点からの総合的研究」による助成を受けた。
- 二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから第1回全国家族調査(NFRJ98)(日本家族社会科学会全国家族調査委員会)の個票データの提供を受けました。
- 「中高年者縦断調査」の個票データは、厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究(研究代表者石井太、課題番号(H29-政策-指定-003))」のもとで、統計法第32条に基づく二次利用申請により使用の承認(平成30年8月6日)を得たものである。

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書 籍 名	出版社名	出版地	出版年	ページ
		西岡八郎・江崎雄治・小池司朗・山内昌和	地域社会の将来人口：地域の人口推計の基礎から応用まで	東京大学出版会	東京	2020	334
林玲子	中日两国护理需求与供给比较	张季风	『少子老龄化社会：中国日本共同应对的路径与未来』	社会科学文献出版社	中国北京	2019	pp.155-166
小島克久	台湾の歴史と思想	上村泰裕	新世界の社会福祉 第7巻 東アジア	旬報社	東京	2020 (予定)	未定
中川雅貴	日本老年人居住地迁移及其内涵養	张季风	少子老龄化社会：日本中国共同应对的路径予未来	中国社会科学文献出版社	北京	2019	72-81

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
小池司朗	人口動態推計の理論と我が国の地域別将来人口の見通し	住宅	68-7	9-12	2019
小池司朗	2040年の地域人口の将来像：東京圏一極集中は継続するか？	都市問題	110-9	4-25	2019
小池司朗・小山泰代・菅桂太・鎌田健司・大泉嶺・中川雅貴・西岡八郎・山内昌和	都道府県別世帯数の将来推計(2015~2040)	厚生の指標	66-11	35-44	2019
小池司朗・菅桂太・鎌田健司・岩澤美帆・石井太・山内昌和	日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数	人口問題研究	76-1	未定	2020 (予定)
林玲子	「生殖補助医療と出生率」	『保健の科学』	第61巻第9号	pp.613-617	2019

林玲子	「外国人介護人材の人口 的側面とその国際比較」	『人口問題研究』	第 75 巻第 4 号	pp.365-380	2019
小島克久	わが国における「世帯 変動」とその影響	連合総研レポート DIO	第 350 号	pp.4-7.	2019
小島克久	台湾における地域別介護 サービス利用状況の 検証	週刊社会保障	第 3047 号	pp.40-45.	2019
小島克久	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.	2019
岩澤美帆	低出生力と政策－政策 効果に関する論点－	Working Paper Series (J)	No.21		2019
中川雅貴	外国人集住地区の分布 と特性－国勢調査基本 単位区レベルの小地域 データを用いた分析－	経済学論叢	第 71 巻第 4 号	331-355	2020
中川雅貴	非大都市圏出生者にお ける U ターン移動の変 化に関する分析	人口問題研究	第 75 巻第 4 号	381-400	2019

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

令和2年 5月 20日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和元年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究
- 研究者名 （所属部局・職名） 国際関係部・部長
（氏名・フリガナ） 林 玲子・ハヤシレイコ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	☐	☒	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐	☒	☐		☐
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	☐	☒	☐		☐
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	☐	☒	☐		☐
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称： ）	☐	☒	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合は委託先機関： ）
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 ☐ 無 ☒ （有の場合はその内容： ）

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

令和2年 5月 20日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和元年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究
- 研究者名 （所属部局・職名） 副所長
（氏名・フリガナ） 鈴木 透・スズキトオル
- 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	☐	☒	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐	☒	☐		☐
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	☐	☒	☐		☐
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	☐	☒	☐		☐
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称： ）	☐	☒	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合は委託先機関： ）
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 ☐ 無 ☒ （有の場合はその内容： ）

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

令和2年 5月 20日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和元年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究
- 研究者名 （所属部局・職名） 情報調査分析部・部長
（氏名・フリガナ） 小島 克久・コジマカツヒサ
- 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	☐	☒	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐	☒	☐		☐
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	☐	☒	☐		☐
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	☐	☒	☐		☐
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称： ）	☐	☒	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合は委託先機関： ）
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 ☐ 無 ☒ （有の場合はその内容： ）

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

令和2年 5月 20日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和元年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況
理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計と
その応用に関する研究
- 研究者名 （所属部局・職名） 人口動向研究部・部長
（氏名・フリガナ） 岩澤 美帆・イワサワミホ
- 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	☐	☒	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐	☒	☐		☐
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	☐	☒	☐		☐
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	☐	☒	☐		☐
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称： ）	☐	☒	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合は委託先機関： ）
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 ☐ 無 ☒ （有の場合はその内容： ）

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

令和2年 5月 20日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和元年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況
理については以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計と
その応用に関する研究
- 研究者名 （所属部局・職名） 国際関係部・第1室長
（氏名・フリガナ） 千年 よしみ・チトセヨシミ
- 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	☐	☒	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐	☒	☐		☐
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	☐	☒	☐		☐
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	☐	☒	☐		☐
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称： ）	☐	☒	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合は委託先機関： ）
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 ☐ 無 ☒ （有の場合はその内容： ）

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

令和2年 5月 20日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職 名 所長

氏 名 田辺 国昭

次の職員の令和元年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び審査結果について以下のとおりです。

- 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 研究課題名 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究
- 研究者名（所属部局・職名） 人口動向研究部・第1室長
（氏名・フリガナ） 守泉 理恵・モリイズミリエ
- 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	☐	☒	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐	☒	☐		☐
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	☐	☒	☐		☐
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	☐	☒	☐		☐
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称： ）	☐	☒	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合は委託先機関： ）
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 ☐ 無 ☒ （有の場合はその内容： ）

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

2020年 5 月 14日

厚生労働大臣 殿

機関名 慶應義塾大学

所属研究機関長 職 名 学長

氏 名 長谷山 彰

次の職員の令和元年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）

2. 研究課題名 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究

3. 研究者名（所属部局・職名） 経済学部教授

（氏名・フリガナ） 石井 太（イシイ フトシ）

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無 有 無	左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
		審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	☐ 有 ☒ 無	☐		☐
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称： ）	☐ 有 ☒ 無	☐		☐

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 ☒ 未受講 ☐
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合は委託先機関： ）
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 ☒ 無 ☐ （無の場合はその理由： ）
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 ☐ 無 ☒ （有の場合はその内容： ）

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