

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

(課題番号H26 - 政策 - 一般 - 004)

平成28年度 総括研究報告書

研究代表者 石井 太

平成29(2017)年3月

目 次

平成 28 年度 総括研究報告書

研究代表者 (石井 太)	
研究分担者 (林 玲子)	
研究分担者 (鈴木 透)	
研究分担者 (小池 司朗)	
研究分担者 (岩澤 美帆)	

個別研究報告

1. 全国・地域の人口・世帯の動向分析

- 1 「地方人口ビジョン」にみる都道府県別将来人口の展望
(小池司朗)
- 2 施設人口と高齢者の移動
(林 玲子)
- 3 初婚 / 第 1 市出生率の動向分析：競合リスクモデルによるアプローチ
(余田翔平・別府志海・岩澤美帆・石井 太)
- 4 市区町村別生命表作成の課題 - 小地域における死亡数の攪乱的変動とベイズ推定における事前分布のパラメータを設定する「地域」区分が平均寿命へ及ぼす影響 -
(菅 桂太)
- 5 子どもが幼い時期の就業規範と母親の就業
(新谷由里子・石井 太)
- 6 Fertility of immigrant Women in Japan: An Analysis by Own-children Method based on the Micro-data from the Population Census of Japan
(Yu Korekawa)
- 7 外国人の子どもの地理的分布と住宅 - 2000 年・2010 年国勢調査データを用いた分析 -

(千年よしみ).....

8 外国人集住地区の分布と集住地区居住外国人の特性に関する分析
 (中川 雅貴).....

2. 将来推計システムに関する基礎的研究

9 全国と都道府県の整合性を保つ将来人口推計モデルの検討
 (石井 太・小池司朗).....

10 地域推計と世帯推計の統合に関する研究
 (鈴木 透).....

3. 将来推計と政策的応用に関する研究

11 外国人受入れ政策に対応した人口動態変動を織り込んだ公的年金財政シミュレーション
 (石井 太・是川 夕・小島克久).....

資料編

1 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：
 研究概要の流れ図

研究成果の刊行に関する一覧表

研究組織

○ 研究代表者

石 井 太 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 部長

○ 研究分担者

林 玲 子 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 部長

鈴木 透 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 部長

小池 司 朗 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 第2室長

岩澤 美 帆 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 第1室長

○ 研究協力者

千年 よし み 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 第1室長

小島 克 久 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 第2室長

菅 桂 太 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 第3室長

中川 雅 貴 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部 研究員

是川 夕 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 主任研究官

余田 翔 平 国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部 研究員

別府 志 海 国立社会保障・人口問題研究所 情報調査分析部 第2室長

新谷 由里子 東洋大学経済学部 講師

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

総括研究報告書

人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と

次世代将来推計システムに関する総合的研究

（平成 28 年度）

研究代表者 石井太 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

現在、国立社会保障・人口問題研究所の人口・世帯の将来推計は、人口減少・少子高齢化・地域構造変化等による人口・世帯の長期動向を踏まえた施策立案に広範に活用されている。従来、わが国の人口・世帯の将来推計は、最初に全国の将来人口を推計し、これに地域・世帯推計を整合させる形で実施してきた。しかしながら、わが国が人口減少期を迎えるにあたり、首都圏の高齢化と地方の過疎化という複合的動態の進展、未婚率上昇等をはじめとした家族・世帯構造の転換や高齢単独世帯の増加など、地域や世帯の変化が少子化・長寿化等の全国的潮流に影響を与え、相乗しながら展開するようになってきている。

このような人口減少期における将来推計にあたっては、先進諸国等における人口学界の最新の研究動向を反映した人口・世帯の動向分析の深化や、地域・世帯の将来に関する情報提供により重点を置きこれに全国的な少子化・長寿化の傾向を整合させるという新たな観点を導入した将来推計モデルの開発が求められる。一方、世界から注目を浴びるわが国の人口高齢化とその政策的・技術的対応は「日本モデル」として中長期的な成長戦略分野となり得るものであり、その企画には人口・世帯の将来推計を用いた政策的シミュレーションが必要となる。

そこで、本研究は人口減少期に対応した新たな人口学的将来推計に関して総合的な研究を行うことを目的とし、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の三領域から研究を推進する。

3年度は、について、地方人口ビジョンにみる地域別将来人口の見通し、施設人口と高齢者の移動、初婚/第1子出生率の動向分析：競合リスクモデルによるアプローチ、市区町村別生命表作成の課題、子どもが幼い時期の就業規範と母親の就業、日本における外国人女性の出生力、外国人の子どもの地理的分布と住宅、外国人集住地区の分布と集住地区居住外国人の特性に関する分析に関する研究を行った。また、については、全国と都道府県の整合性を保つ将来人口推計モデルの検討、地域推計と世帯推計の統合に関する研究を、については、外国人受入れ政策に対応した人口動態変動を織り込んだ公的年金財政シミュレーションに関する研究を行った。

研究分担者：

林玲子 国立社会保障・人口問題研究所部長

鈴木透 ”

小池司朗 国立社会保障・人口問題研究所室長

岩澤美帆 ”

A．研究目的

現在、国立社会保障・人口問題研究所の人口・世帯の将来推計は、人口減少・少子高齢化・地域構造変化等による人口・世帯の長期動向を踏まえた施策立案に広範に活用されている。従来、わが国の人口・世帯の将来推計は、最初に全国の将来人口を推計し、これに地域・世帯推計を整合させる形で実施してきた。しかしながら、わが国が人口減少期を迎えるにあたり、首都圏の高齢化と地方の過疎化という複合的動態の進展、未婚率上昇等をはじめとした家族・世帯構造の転換や高齢単独世帯の増加など、地域や世帯の変化が少子化・長寿化等の全国的潮流に影響を与え、相乗しながら展開するようになってきている。

このような人口減少期における将来推計にあたっては、先進諸国等における人口学界的最新の研究動向を反映した人口・世帯の動向分析の深化や、地域・世帯の将来に関する情報提供により重点を置きこれに全国的な少子化・長寿化の傾向を整合させるという新たな観点を導入した将来推計モデルの開発が求められる。一方、世界から注目を浴びるわが国の人口高齢化とその政策的・技術的対応は「日本モデル」として中長期的な成長戦略分野となり得るものであり、その企画には人口・世帯の将来推計を用いた政策的シミュレーションが必要となる。

そこで、本研究は人口減少期に対応した新たな人口学的将来推計に関して総合的な

研究を行うことを目的として研究を行うものである。

B．研究方法

研究は、大きく分けて以下の3項目の課題領域ごとに進められる。

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

人口減少期に対応した新たな人口学的将来推計の研究にあたっては、最先端技術を応用した総合的な人口・世帯の動向分析が必要となる。そこで、まず、先進諸国等における最新の出生・死亡研究、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、外国人人口の地理的分布と国内移動の動向に関する研究動向や最先端技術のレビューとデータ整備を行う。さらに、これらに基づいて、出生・死亡分析のための新たな指標の開発、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・解体行動の動向と地域パターンの変化、外国人人口の地理的分布・国内移動・世帯変動、海外に移住する日本人の動向分析など、国内・国外の人口・世帯の動向を総合的に分析する。

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

で行われた総合的な人口・世帯の動向分析を踏まえて、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な研究を行う。この中では、先進諸国等における世帯推計の動向や生殖補助/遺伝子医療による人口学的インパクトに関する国際研究のレビュー、高学歴・高就業化に応じた女性の人口移動動向に関する分析、人口移動と地域人口分布の変化に

関する指標群の構築、ジェンダー変容に応じた人口移動・世帯変動に関する分析を行い、出生・死亡モデル改善・精密化と多様な情報提供、GIS等を利用した将来人口推計における人口移動モデル改善、全国将来推計と地域・世帯との統合化や、地域別人口推計と世帯推計の統合化に関する研究を行う。

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

人口減少期における様々な施策の企画立案にあたっては、人口・世帯の将来推計を用いた政策的シミュレーションによる定量的な評価が必要となる。本研究では、将来推計を活用した政策的シミュレーションのための基礎的な研究として、地方自治体の政策と地域別人口変化との関係分析、人口減少社会における持続可能な地域政策に関する研究、世帯・居住状態の変化や地域別の世帯・居住状態の変化が政策的・行政的ニーズに及ぼす影響、高齢者ケア需要と人口移動に関する国際比較研究レビューと動向分析、高齢者ケア需要と世帯変動・人口移動に関する総合的モデルの検討、さらに、国際人口移動の選択肢と将来人口に与える効果分析と、これらに対応し、出生・死亡動向の変動を加えた社会保障シミュレーション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、国際関係部小島克久室長、千年よしみ室長、中川雅貴研究員、

情報調査分析部別府志海室長、人口構造研究部菅桂太室長、人口動向研究部是川夕主任研究官、余田翔平研究員、所外からは東洋大学経済学部講師新谷由里子氏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) 2000～2010 年国勢調査に基づく公式の『市区町村別生命表』の平均寿命のパターンについて分析し、2000～2005 年と比べて 2010 年はやや特異な変化をしていることを明らかにし、その要因が作成方法の変化によるのか検討した。

(2) 国勢調査の個票データをもとに、同居児法を用いて、配偶関係の種類、国際移動、及び居住期間の長期化の影響等、同化理論の枠組みから、外国人女性の出生力について明らかにした。それによって、低出生力下における国際移民の流入が日本の人口変動へ与える影響について明らかにした。

(3) 「平成 22 年 国勢調査」による個票データを基本単位区レベルで再集計し、外国人集住地区の分布と集住地区居住外国人の特性の把握を試みた。「外国人居住者が 50 人以上」かつ「全居住者の 10%以上を外国人が占める」という条件を満たす基本単位区を外国人集住地区として定義したところ、全国で 949 の集住地区が識別された。これらの外国人集住地区は、大都市中心部に加えて、大周辺部や地方都市にも散在していることが確認された。歴史的に韓国・朝鮮籍の外国人人口が多い西日本の大都市部に加えて、製造業分野で就労する日系人を中心とするブラジル人人口が集中する東海地方の工業都市に外国人集住地区が多く分布する傾向がみられた。

(4) 今後、日本に永住する可能性が高い外国籍の子ども(0~17歳)について、2000年と2010年の国勢調査データを用い、彼・彼女らの置かれた環境を特に地理的分布と住宅の特徴及び変化に焦点をあてて、その概要を明らかにした。

(5) 子どもが幼い時期の就業規範(「少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい」)に注目し、その時系列変化と母親の規範意識に関連する規定要因の影響を分析した。加えて、子どもが幼い時期の母親の就業規範意識と実態の一致、不一致の動向より、出産後の就業・家庭選択が母親自身の意向によるものか否かを時系列的に把握した。

(6) 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するとともに、受入れた女性労働者の将来の出生行動の変化という、人口動態変動をも織り込みつつ、外国人受入れが公的年金財政に与える影響をシミュレーションにより評価した。

研究代表者は新谷との共同で(5)を、小島・是川との共同で(6)を担当し、(1)は菅、(2)は是川、(3)は中川、(4)は千年が担当した。なお、その他の研究分担者(鈴木、林、小池、岩澤)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) 2004~2006年の共通の期間を対象に、以下5種類の異なった手法で市区町村別生命表を作成した。具体的には(A)2005年以前の公式の『市区町村別生命表』と同じく3年間の死亡数と2次医療圏に基づくベイズ推定の事前分布のパラメータを設定する地域を用いるもの、(B)2005年の死亡数を用い都道府県単位で事前分布のパラメータを設定する公式の2010年の『市区町

村別生命表』と同じ手法、(C)・(D)・(E) Bの商法で2004年・2006年・2004~2006年の死亡数を用いるものを比較し、2004~2006年の死亡の期間変動及び事前分布のパラメータ設定方法の違いが及ぼす影響について検証した。分析の結果、分析対象とした1,965自治体の半分で死亡数の期間変動(及び事前分布を設定する地域の違い)は平均寿命に0.5以上の差を生じさせていた。また、同じ2004~2006年3年間の死亡数を用いても事前分布を設定する地域の設定方法は半数の自治体で平均寿命を0.3以上変化させ、1割を超える自治体で平均寿命に1年以上の差を生じさせる。

(2) 外国人女性の出生力は、国際移動に伴う中断効果から、短期的にはイベント相関効果、中長期的には同化効果による回復過程にあるものの、その回復力は無配偶者を除けば、十分ではなく、外国人女性の出生力は日本人女性と比較して総じて低い水準にとどまると考えられる。また、その主な原因としては、日本人女性を含め日本における育児、出産環境一般が厳しい中、外国人女性を取り巻く状況がより厳しいものであること、及び、これに加え、日本人男性と結婚している場合には、夫婦関係が相対的に不安定であることが予想され、それらの結果、出生力が抑制されていることが考えられる。

更に、仮に実際の日本人女性の間で、外国人女性と同じ出生行動上の特徴が見られた場合、無配偶者の多い若年層を中心に日本人女性よりも高い出生力が見られる場合もあるものの、有配偶者を中心とした30歳前後の出生力が低いことから、全体としては日本人女性よりも低い出生力にとどまる場合が多いことが明らかになった。

(3) 外国人集住地区に居住する外国人の特性を国籍別にみると、ブラジル人に加えて、ベトナムやインドネシアなど東南アジア国

籍人口の集住地区居住割合が高い一方で、中国籍や韓国・朝鮮籍人口の集住地区への集中度が低くなっている。これは、日本国内における就労状況等の社会経済的屬性に関して、前者が比較的同質的な集団であるのに対して、国籍別でみた人口規模が大きい後者は多様な集団であることを反映していると考えられる。このことから、日本国内においても、小地域レベルで観察した集住状況が、外国人の定住化ならびに社会経済的統合の指標の一つになり得ることが示唆された。

(4) 2000年と2010年の10年間の間に外国人の子ども人口は外国人生産年齢人口ほどではないにしても増加傾向にある。国籍別では、韓国・朝鮮国籍の割合が減少し、中国国籍の割合が上昇して2割程度とほぼ同レベルに並んだ。第二世代の割合については、現在の居住地に出生時から住み続けている子どもの割合からみて、少なくとも2割程度は存在する。地理的分布については、国籍によって各都市圏における居住パターンに違いがみられる。

住宅に関しては、概ね民営借家の居住割合が減少し、持ち家及び公営借家に居住する子どもの割合が上昇している。このことから、中国・ブラジル・フィリピン・ペルー国籍の子どもに関しては、日本での定住化が進んでいることが推察される。韓国・朝鮮の子どもについては、持ち家居住割合が減少するという逆パターンが観察されることから、オールドカマーからニューカマーへの移行が進行していると考えられる。住宅の述べ面積は、より広い住宅に居住する子どもの割合は上昇しているが、日本国籍の子どもとの差はまだ大きい。

(5) 1990年代初頭(10回調査)から2010年(14回調査)までの間に、就業志向をもつ母親では実際に就業している割合が増える一方で、本人の就業志向の意識に反して家庭

に専念する割合は低下していることから、幼い時期の就業に肯定的な意識を持つ母親は、この約20年間にそのズレが解消される方向に向かったことが見てとれる。

一方で、全体の約7割を占める幼い時期の就業に否定的な意識をもつ母親においては、実際に家庭に入って子育てに専念できる者は全体の半数程度と20年前より大きく低下し、本人の規範意識に反して就業につく母親割合の増加の傾向が近年まで続いている。

(6) 外国人労働者受入れに関する議論は、当面の労働力不足を補うだけの短期的視点で行われることがあるが、公的年金への財政影響は老年従属人口指数と賦課保険料率の相似関係に見られたように、長期的な人口動向の変化に大きく影響を受ける。また、受け入れた外国人を厚生年金へ適用する場合、基礎年金の水準低下幅の拡大が抑えられることから、基礎年金水準低下問題に対応する効果があることが明らかとなった。

研究代表者は新谷との共同で(5)を、小島・是川との共同で(6)を担当し、(1)は菅、(2)は是川、(3)は中川、(4)は千年が担当した。なお、その他の研究分担者(鈴木、林、小池、岩澤)の研究成果の考察については各分担研究報告書を参照のこと。

E . 結論

(1) 市区町村別生命表の作成方法の変化は2000～2005年から2010年の市区町村別平均寿命の変化に少なからず影響を及ぼしていた。また、期間変動や事前分布を設定する「地域」の違いによる平均寿命の変化は人口規模が小さな自治体でより顕著であり、人口規模が小さな自治体では死亡の期間変動によって死亡率推定が不安定になり平均寿命の散らばりが大きくなるだけでなく、2004～2006年3年間の死亡数を用いる場合でもより人口規模の大

きな「地域」で事前分布を設定することで精度を向上させることができる可能性がある。一方で、より広範な「地域」で事前分布を設定することには、このような小地域での散らばりを軽減することで精度を向上できる可能性があるという利点とともに、小地域の(地理的に)局所的なパターンを不必要に平滑する可能性があるという欠点もある。分散と誤差のトレードオフの観点から最適ナリスク人口(と死亡率)の規模を検討することは重要な課題であろう。

(2) 日本における外国人女性の流入による日本の出生力への影響は、諸外国の例と異なり、主に外国人同士のカップルの出生力が低いことから、ほぼ中立的(ゼロ)とすることができるだろう。

(3) 日本国内における外国人人口の地理的偏在は、従来、とくに都道府県あるいは市区町村レベルにおいて確認されてきたが、近年、市区町村レベル未満の単位でのデータの整備および利用が進んでおり、これらの小地域データを活用した外国人集住地区に関する分析も蓄積されつつある。しかしながら、外国人集住地区については、その識別に際する定義ならびに計測方法が確立されていないことに加えて、集住地区に居住する外国人の属性についても明らかにされていない点が多い。分析結果からは、大都市中心部に加えて、周辺部や地方都市にも外国人集住地区が散在していることが確認され、諸外国の事例と比較しても興味深い傾向がみられたと言える。今後の分析課題として、居住する外国人の属性の違いによって集住地区を類型化し、さらに複数時点の観察データを比較して、その経年変化を検証することが有用であると考えられる。

(4) 人口減少社会に突入した日本においては、移民を受け入れないことが出入国管

理政策の基本である。しかし、2015年時点の在留外国人総人口の47%は永住予定の外国人である。中でも、日本に今後永住する可能性が高いと考えられるのは、日本で生まれたか、又は小さい時に来日して日本で育っている外国籍の子ども達である。彼・彼女らの置かれた環境について現状を把握することは、今後の生活や直面する課題及び対応について考慮する上で重要である。

今回の分析では地理的分布と住宅について、外国籍全体及び人口の多い5カ国(韓国・朝鮮、中国、ブラジル、フィリピン、ペルー)の子どもに焦点を宛てて探索的に現状を把握した。通常、受け入れ社会での居住期間が長期化するにつれ、生活が安定し、受け入れ国住民との社会経済的格差は解消していくと考えられる。今回の分析では、2000年と2010年での変化をみたが、居住期間によって居住地域や世帯の状況がどのように異なるのか、日本人との差は縮まっているのか、確認する必要がある。

(5) 子どもが幼い時期の母親の就業規範の変化に関して、近年になるほど一貫して家庭志向が減少、就業志向が増加の方向に進んでいる。一方で、2010年の14回調査であっても子どもが小さいうちは仕事を持たず家庭にいるのが望ましいと考える妻が約7割と家庭志向が就業志向の2倍以上と多数である

子どもが幼い時期の母親の就業に関する規範意識の構造は、妻が高学歴であるほど、結婚時妻が有職であり、正規雇用であるほど、若い世代であるほど就業志向が有意に高まる、また反対に夫の学歴が高いほど高齢の世代ほど家庭志向が有意に高まることが明らかとなった。この結果は、仮説として取り上げた「属性仮説」「労働市場仮説」とおおむね一致するものであった

が、第3の仮説「世代仮説」の影響は明らかでなく、この点は今後の分析課題としたい。

(6) 外国人の受入れについては、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が、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することができた。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は、このようなシミュレーション結果を活用し、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必要である。

研究代表者は新谷との共同で(5)を、小島・是川との共同で(6)を担当し、(1)は菅、(2)は是川、(3)は中川、(4)は千年が担当した。なお、その他の研究分担者(鈴木、林、小池、岩澤)の研究の結論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

- ・ 中川雅貴・小池司朗・清水昌人「外国人の市区町村間移動に関する人口学的分析」『地学雑誌』Vol.125、No.4、pp.475-492。(2016.8)

2．学会発表

- ・ 中川雅貴「高齢者の健康と居住地移動 成人子との居住関係との関連を中心に」日本人口学会第68回大会、麗澤大学(2016.6.11)
- ・ Chitose, Yoshimi and Masataka Nakagawa. 2016. "Demographic Aspects of Immigrant's Integration in Japan" Paper presented at the 2016 International Metropolis Conference, Nagoya, Aichi, Japan (2016.10.27)

H．知的財産権の出願・登録状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

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：

「施設人口と高齢者の移動」

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

近年、施設人口は増加しており、2015年では65歳以上人口の6%、85歳以上人口の22%は施設入所者である。国勢調査の施設人口と厚労省統計による施設在在者数は必ずしも一致せず、その差は非認可施設入所者によるのではないかと考えられる。近年特に介護老人福祉施設（特養）と有料老人ホームの在在者数が増えているが、サービス付き高齢者向け住宅も増加しており、施設人口の健康・障害状況が多様化している可能性もある。

75歳以上では移動率が反騰するが、それは施設への移動によるものであり、その反騰は1990年以降顕著となり、施設定員の増加に呼応していると考えられる。また県を超えて施設に移動した人は、施設居住者の4%程度で1990年から2010年まで不変であるが、数としては増加しており、また都道府県間の格差も大きく、近年特に東京都から近隣の施設へ移動する人が増えている。今後の高齢人口動向の地域間格差も見通したうえでの適切な施設整備計画が求められよう。

施設が重要な高齢者の生活の場となっていることを踏まえ、これまでのように「例外」とするのではなく、調査・分析の対象とすることが必要である。

A．研究目的

2015年の国勢調査によれば、65歳以上の「施設等の世帯」人口は200万人近くになり、1970年の20万人から10倍程度になっている。人口の高齢化に伴い、増加し続けている施設人口について、国勢調査と厚労省統計を比較分析したうえで、増加の要因である施設への移動について明らかにすることを目的とした。

B．研究方法

公表されている国勢調査、厚労省統計、国立社会保障・人口問題研究所「社会保障統計年報」等を用い、施設人口を比較検討した。また、施設人口の移動の分析は、公

表データおよび統計法33条第1号の規定に基づき総務省統計局『国勢調査』調査票情報の提供を受け、独自集計したデータを用いて行った。

C．研究成果

国勢調査による施設人口は数で見れば高齢のどの年齢層でも増加しているが、それぞれの年齢別人口に対する割合で見ると84歳までは低下の傾向があり、割合も増えているのは85歳以上のみである。施設数の制限により、施設入所者は85歳以上の超高齢者に集中していると考えられる。また、高齢者の施設人口は、その79%は社会施設、20%は病院・療養所の入院者であり、

矯正施設を含めたその他の施設の割合は1%程度で少ない。近年は病院・療養所の入院者数は低下の傾向にあるが、社会施設の入所者の増加が著しい。

施設の種類別に、厚労省調査（社会福祉施設等調査、介護サービス施設・事業所調査）等を用いて施設在居者数・定員数の推移をみると、近年特に介護老人福祉施設、有料老人ホームが著しく増加している。2015年の厚労省統計と国勢調査の施設人口を比較すると、社会施設人口について差がみられ、その75%は未届老人施設によるものではないかと考えられる。

国勢調査の5年前居住地を用いた移動率は、75歳以上から反騰することが知られているが、それは施設人口への移動によるものであり、反騰は1990年から近年にかけて著しくなり、市区町村内の移動が多い。

都道府県を超えて施設に入所する人の施設入居者に対する割合は4%で1990年から2010年にかけて同程度であるが、この割合は都道府県別に差が大きく、特に東京都近県で非常に高く、これらの県において県を超えて施設に入所した人の過半数は5年前居住地が東京都であり、東京都で施設が足りないことにより近県へと移動していることが示された。

D．結果の考察

65歳以上人口における施設人口割合は2015年で6%であるが、85歳以上では22%にも上り（2015年）特にこの年齢層にとって施設が重要な生活の場であること同時に、施設人口を調査分析の対象とすることが今後必要になると思われる。

東京都の施設不足により近県の施設に移動する人が増えており、今後増加する東京都の高齢者数に応じた施設の整備が求められる。一方、高齢人口も減少することが見込まれる都道府県もあり、今後の地域別需

要を適切にとらえたうえでの施設整備計画が必要となるだろう。

E．結論

施設人口は増加しており、高齢者の重要な生活の場となっており、これまでのように例外とするのではなく、各種調査間のデータの整合性、移動を含めた施設人口の変動を適切に調査・分析することが求められる。

G．研究発表

1．論文発表

- Reiko Hayashi “Long-term Care of Older Persons in Japan” SDD-SPPS PROJECT Working Papers Series: Long-Term Care for Older Persons in Asia and the Pacific, UNESCAP, Bangkok (2016.5)

2．学会発表

- 林玲子「高齢者の移動施設人口に注目して」日本人口学会 2016年度第1回東日本地域部会、北海道札幌市（2016.11.20）

- 林玲子「高齢者の施設人口の動向-政府統計調査における課題」人口学研究会、東京都文京区（2016.9.24）

- Hayashi,Reiko “Aging in place? Geographical mobility of the elderly in Japan”8th International Conference on Population Geographies, Brisbane, Australia (2015.6.30)

H．知的財産権の出願・登録状況 なし

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

「地域推計と世帯推計の統合に関する研究」

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：

地域別の人口と世帯を同時に将来推計する動的モデルがいかなるものになるべきか考察した。地域間移動と状態間推移が独立であれば、移動率と推移率を配置して推移確率行列を構成できる。現実には移動と推移は独立でなく、実例を第7回世帯動態調査（2014年）によって例示した。また人口動態統計と国勢調査から地域別の状態間推移確率を求める際の問題点、および配偶関係間推移が与えられた場合の条件付状態間推移確率の地域差に関する問題を検証した。

A．研究目的

国立社会保障・人口問題研究所の世帯数の将来推計では、全国版は動的な世帯推移率法を用いているが、都道府県版は静的な世帯主率法に依拠している。都道府県別世帯推計に世帯推移率法を適用する場合に生じる方法論的問題点について考察した。

B．研究方法

地域間移動と状態間推移が独立であれば、移動確率と推移確率の乗じた確率を推移確率行列に配置すればよい。配偶関係間推移を例に、2地域、4状態（未婚、有配偶、死離別、死亡）の推移確率行列を具体的に例示した。

第7回世帯動態調査（2014年）を用いて、都道府県間移動と配偶関係間推移が独立か否かを検証した。また、移動と推移の従属性が転出元・転入先の組合せに対し対照的か否かも検証した。

都道府県別の配偶関係間推移確率を設定する場合の問題点について考察した。届出

遅れや年齢・配偶関係不詳があっても、そうした欠損に地域差がなければ、各都道府県の全国値に対する格差を用いて仮定値を設定できる。この仮定が妥当か否か検討した。

配偶関係間推移が与えられた場合の状態間推移確率に地域差がなければ、全国に関する条件付推移確率を都道府県別の配偶関係間推移確率行列に一律に適用すればよい。この仮定が妥当か否かについても検討した。

C．研究結果

2地域、4状態（未婚、有配偶、死離別、死亡）で地域間移動と状態間推移が独立の場合、2種類の移動確率、4種類の配偶関係間推移確率（初婚確率、再婚率、死離別確率、初婚・死離別確率）と3種類の配偶関係別死亡確率を配置し、7×7の推移確率行列を構成できる。しかし第7回世帯動態調査の集計結果から、都道府県間移動と初婚が強く結び付いていることが示された。

また、大都市中核（東京都、大阪府、愛知県）への転入よりそこからの転出の方が初婚との結び付きが強かった。結婚解消（離婚または配偶者の死亡による）確率と移動の結びつきは弱く、独立と仮定して良いかもしれない。再婚と移動の結びつきは、初婚と同じと仮定してよいだろう。それでも初婚と移動の結びつきは複雑で、都道府県の組合せごとに移動と初婚の関連度は異なり得る。十分な経験的根拠をもって、すべての転出元 - 転入先の組合せ別に初婚の相対リスクを特定するのは、きわめて困難である。

2015 年国勢調査で女子の年齢別配偶関係不詳割合を計算したところ、東京都と沖縄県で全く異なるパターンが観察された。このような配偶関係不詳の年齢パターンの違いは、不詳の者の真の配偶関係の分布に地域差があることを示唆する。したがって、単純な比例配分による補正は誤った結論を導く可能性が高い。

未調整の初婚ハザードをみると、東京都は全国値より晩婚、沖縄県は早婚であることが確認された。従って全体の比例ハザード係数に加え、水平方向のシフトに関するパラメタも必要となることがわかる。沖縄県の年齢パターンは平滑化が必要だが、20代前半にみられる不自然な膨らみは婚外出生や婚前妊娠に関する異質性の結果かも知れず、ならしてしまってもよいものか疑問が残る。

配偶関係間推移が与えられた場合の条件付確率の例として、未婚 未婚が与えられた場合の非世帯主から単独世帯主への推移（結婚前の離家）と、未婚 有配偶が与えられた場合の世帯主への推移について考察した。第7回世帯動態調査の集計によると、結婚前離家には明らかな地域差があり、女子では関東・近畿で離家経験割合が低かった。過去5年間に結婚した男子の

調査時点での世帯主率は、東北・北陸で低かった。したがって全国の場合を一律に適用するのは妥当でない。結婚時の親との同居に関する地域差に加え、結婚時は新居制でも高齢の親と同居する確率の地域差、高齢夫婦のみの世帯（エンブティ・ネスト）へ移行するタイミングの地域差等々、多様な地域差が考えられる。

D. 考察

仮に動的モデルによる地域別人口・世帯の同時推計が実現した場合、政策的な利用価値は大きい。まず、現在の人口・世帯推計では得られない地域（都道府県）別の配偶関係別人口や配偶関係間推移数が得られる。地域別の晩婚化・未婚化や離婚の増加は、有配偶女子人口の減少を通じて、地域人口の減少を強く規定する。男女・年齢別の離婚数や離別人口が得られれば、女世帯主世帯と子どもを含む貧困世帯の発生メカニズムがより詳細に把握でき、児童福祉政策に有益だろう。類型別世帯数のストックに加え、フローも得られるのも大きな利点である。たとえば特定期間に独居に移行する高齢者数と独居から脱出する高齢者数が得られれば、よりきめ細かな支援が可能だろう。

移動と状態間推移の関連が定量的に示せれば、応用範囲は広いだろう。未婚者の離家や親元への戻り、初婚時の移動に関する統計資料は、地方再生の施策に有益な示唆を与えるだろう。結婚解消時、退職時の移動や高齢者の呼び寄せ移動に関する資料も、経済・福祉政策と広く関連するだろう。たとえ将来推計が可能なほど広範で詳細な資料が得られなくても、移動と世界形成・解体の関連に関する調査研究の蓄積は、幅広い政策分野に有意義な貢献を果たすだろう。

E．結論

地域別人口推計と世帯推計を同時に行うモデルには、多くの方法論的問題が立ちはだかることになる。現状では地域別人口・世帯の同時推計モデルを構築するには、非情に強い仮定を置かざるを得ず、きわめて不満足なものしか構築できないだろう。

F．健康危険情報

なし

G．研究発表

1．論文発表

なし

2．学会発表

鈴木透「地域別人口推計と世帯推計の統合の可能性」日本人口学会 2016年度第1回東日本地域部会,札幌市立大学(2016.11.20)

H．知的財産権の出願・登録状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

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：

「地方人口ビジョン」にみる都道府県別将来人口の展望」

「全国と都道府県の整合性を保つ将来人口推計モデルの検討」

研究分担者 小池司朗 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本研究では、「地方人口ビジョン」に焦点を当て、人口展望を導くのに必要となる出生等仮定・人口移動仮定の設定に着目し、若干の考察を加えた。全体としては国の「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」の内容が色濃く踏襲されているものの、出生率や人口移動の地域差等を反映して、個別には特徴的な仮定設定がいくつかみられ、独自調査に基づく仮定を設定するケースも散見された。「地方人口ビジョン」実現に向けた今後の課題は山積しているものの、ビジョン策定を機に将来の地域人口への関心が高まったことの意義は大きかったといえよう。

本研究は、全国推計と都道府県推計をより整合的に同時推計することが可能な死亡率推計モデルを試作し、これを都道府県将来人口推計に適用することにより、全国推計と都道府県推計の整合性を保つ将来人口推計モデル開発のための基礎的研究を行うことを目的とした。推計結果からは出生数などに少々の乖離が認められたものの、都道府県別の将来人口推計について、全国値による将来人口推計と一定の整合性が保たれることが示された。

本研究プロジェクトにおいて、研究分担者・小池司朗は、「地方人口ビジョン」にみる都道府県別将来人口の展望、全国と都道府県の整合性を保つ将来人口推計モデルの検討（研究代表者・石井太との共同研究）、の2つを行った。それぞれについて以下記述する。

A．研究目的

「地方人口ビジョン」に焦点を当て、人口展望を導くのに必要となる出生仮定・人口移動仮定の設定に着目し、若干の考察を加えた。人口展望のなかでどのような将来の仮定設定がなされているかを横断的に分

析することによって、都道府県の人口に対する現時点のスタンスを可能な限り明らかにすることを主目的とした。

全国推計と都道府県推計をより整合的に同時推計することが可能な死亡率推計モデルを試作し、これを都道府県将来人口推計に適用することにより、全国推計と都道府県推計の整合性を保つ将来人口推計モデル開発のための基礎的研究を行うことを目的とした。

B．研究方法

各都道府県によって策定された「地方人

口ビジョン」のなかの人口展望を導くのに必要となる出生等仮定・人口移動仮定に関する記述を網羅的に観察し、都道府県によって仮定された値や仮定設定に至る考え方にどの程度同質性があるのか、あるいはどのような違いがみられるのかについて、俯瞰的な観点から検証した。

死亡率の将来推計で用いられている修正 Lee-Carter モデルを応用することによって、現在わが国の全国推計で用いられている死亡率モデルへの適用を試みるとともに、これを利用した都道府県別将来人口推計を行い、全国推計との整合性を確認した。

C．研究成果

全体としては、「長期ビジョン」で示された目指すべき方向性(出生に関しては2030年に TFR 1.8, 2040年に TFR 2.07。人口移動に関しては、2020年までに東京圏の転入超過数をゼロ)とほぼ連動する形で仮定が設定されているケースが多いものの、出生率や人口移動の地域較差等を反映して、個別には特徴的な仮定設定がいくつかみられ、独自調査に基づく仮定を設定するケースも散見された。

出生のみならず死亡に関して仮定を変化させて人口展望が行われている県、人口移動に関して具体的な地域間での転入超過数の目標を設定する県などもあり、各都道府県における人口問題の捉え方が垣間見える内容となっていた。

都道府県別に行った将来推計結果を足しあげたものと、全国値による将来推計結果を比較すると、総人口について乖離はだんだんと大きくなっていくものの、50年後の2065年の推計結果でも-0.49%の乖離に留まった。年齢3区分別に見た場合、2065年に0~14歳人口で-1.15%とやや乖離が

大きくなるが、15~64歳で-0.31%、65歳以上では-0.53%の乖離となった。

死亡数・出生数の乖離を見ると、死亡数は2025年で0.70%と最も乖離が大きいが、それ以降は縮小傾向にある。一方、出生数については長期的には乖離が増大する傾向にあり、2065年で-1.18%となった。

D．結果の考察

「地方人口ビジョン」策定において国から一定のガイドラインが示されたことは、その是非はともかくとして、ビジョンの円滑な策定には効果があったものと考えられる。とくに非大都市圏に属する県では、今後、地方創生事業関連で創設された交付金等を活用して、いかに人口展望に近い水準の人口を実現していくかが大きな課題となるだろう。

本研究で得られた結果から、修正 Lee-Carter モデルのフレームワークにおいて、全国推計と都道府県推計の整合性を一定程度保ちながら死亡率推計モデル構築を行うことのできる可能性が示された。しかしながら、より詳細に見ると、出生数の推計値について長期的に乖離が大きくなっていく点、0~14歳人口において比較的大きな乖離が見られる点なども観察された。これらの乖離の要因の一つとして、将来的な都道府県間の人口規模の相対関係の変動が考えられる。

E．結論

「地方人口ビジョン」策定を機に将来の地域人口への関心が高まったことの意義は大きかったといえよう。将来人口推計の枠組みや計算式が目に見える形で提供されたことによって推計への理解が深まり、地方自治体が今後独自に行う将来人口推計のための大きなステップになったという見方は

十分に可能であろう。

一方で、地域別の人口移動や出生の仮定設定には留意すべき点も多く、地域別将来人口推計においては推計結果の算出や解釈にも影響を及ぼす重要なポイントがいくつもある。社人研としては、研究成果の公開等によって、地域別将来人口推計を行ううえでの詳細な留意点や注意事項に関する情報発信を今後も行っていくことが肝要であると考えます。

本研究によって、修正 Lee-Carter モデルのフレームワークのもとで、都道府県別の将来人口推計と全国値による将来人口推計との間で一定の整合性が保たれることが示された。

今後の課題として、両推計結果の間の乖離の要因についてさらに詳細に分析することや、都道府県別推計の合計値と全国推計値の整合性をより高めるような方法論の開発などが挙げられる。

G．研究発表

1．論文発表

小池司朗(2016)「プールモデルの投影精度に関する研究」、『人口問題研究』72-3, pp.256-275.

2．学会発表

小池司朗(2016)「過去の年齢別転出率の適用による移動流の推定 滋賀県市町を例として」, 人文地理学会 2016 年大会, 京都大学 (2016.11.13).

H．知的財産権の出願・登録状況 なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

分担研究報告書

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：

「初婚／第1子出生率の動向分析：競合リスクモデルによるアプローチ」

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

本研究の目的は、婚前妊娠がコーホート出生率に及ぼす影響を考慮したうえで出生率を推計するために、年齢別出生率の数理モデルのひとつである一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張することである。具体的には、第1子出生を「婚前妊娠による出生」と「それ以外の出生」とに分類し、多重減少生命表の考え方にもとづいて、それぞれに一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめる。なお、婚前妊娠による年齢スケジュールの変化は初婚率にも見られるため、第1子出生に加えて初婚率の推計にも競合リスクモデルを適用する。

人口動態統計の個票データを用いて、全初婚ならびに全第1子出生を「婚前妊娠初婚／第1子出生」と「それ以外の初婚／第1子出生」に分離したうえで、それぞれの年齢別動態率に一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめた。その結果、婚前妊娠による初婚・第1子出生の年齢スケジュールの変化は競合リスク型の一般化対数ガンマ分布モデルによって表現できる可能性が示唆された。

A．研究目的

本研究の目的は、婚前妊娠がコーホート出生率に及ぼす影響を考慮したうえで出生率を推計するために、年齢別出生率の数理モデルのひとつである一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張することである。

B．研究方法

人口動態統計の個票データを用いて、初婚・第1子出生を「婚前妊娠による初婚／第1子出生」と「その他の初婚・第1子出生」とに分類する。具体的には、人口動態統計の出生票には、夫婦の同居開始年月と当該子の出生年月が含まれているため、これら2時点の年月情報を用いて、第1子出

生については、「同居開始から7ヶ月以内に出生」したケースを「婚前妊娠による出生」と定義する。一方、初婚については同居ケースを妻の同居開始年齢別の初再婚構成割合で按分することで「婚前妊娠による初婚」を特定する。

こうして分離された初婚および第1子出生をそれぞれ女性の生存延べ年数（日本版死亡データベース（JMD）から取得）で除し、「婚前妊娠による初婚／第1子出生」と「その他の初婚／第1子出生」の年次ごとの年齢別動態率を算出する。その後、これらの年齢別動態率をコーホートに組み換えることで、コーホート年齢別の動態率を得る。

以上の手順を踏んで得られたコーホー

ト年齢別初婚率／第1子出生率を用いて、初婚率／第1子出生率関数のモデリングを行う。具体的には、初婚／第1子出生が「婚前妊娠による初婚／第1子出生」と「それ以外の初婚／第1子出生」という二つの競合する減少要因から成ると考え、多重減少生命表を応用し、初婚／第1子出生モデルの競合リスクモデルへの拡張を行う。

C．研究結果

「婚前妊娠初婚／第1子出生」と「それ以外の初婚／第1子出生」の動向を年次別に観察した結果、以下の点が明らかになった。

- ・婚前妊娠を伴う初婚・第1子出生が全体に占める割合は、1990年代後半に急増し、2000年代半ばまで横ばい傾向が続いた後、緩やかに低下している。
- ・初婚・第1子出生ともに、10代後半から20代前半において婚前妊娠の占める割合が高い。その後、婚前妊娠の割合は、初婚では25歳付近、第1子出生では30歳付近までに大きく低下している
- ・「婚前妊娠初婚／第1子出生」と「その他の初婚／第1子出生」の年齢別動態率を1975年と2005年とで比較したところ、婚前妊娠を伴う初婚・第1子出生率は、年齢パターンは2時点間で大きく変わらないものの、2005年では1975年よりも動態率が高まっている。一方、「その他の初婚率／第1子出生率」は婚前妊娠を伴うそれよりも年齢パターンが大きく変化しており、一言で言えば晩婚化・晩産化を反映して年齢スケジュールが高年齢にシフトしている。

つづいて、年次別の年齢別初婚率／第1

子出生率をコーホートに組み替え、競合リスク型の一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめた。モデル推定の結果、婚前妊娠による初婚／第1子出生の年齢パターンの変化を概ね再現できていることが確認された。

D．結果の考察

本研究で明らかとなった「婚前妊娠初婚／第1子出生」と「その他の初婚／第1子出生」の動向は、若年層において一定の妊娠先行型結婚・出生が安定的に存在しているのに対し、それ以外については、30歳代以上で駆け込みとも呼ばれるような出生パターンが顕在化してきており、このような晩産化型の出生パターンが一定の定着傾向を見せながら出生分布の高齢化に結びついていることがその要因となっている。このような晩産化型出生パターンの定着傾向が今後も続くかどうかは、この年齢層の女性がこれまで妊娠・出産を先送りしてきたことに関連する様々な障害を取り除けるかどうかという政策的課題にも直結しており、今後、このような出生動向の変化の背景をさらに分析することが重要であると考えられる。

E．結論

国立社会保障・人口問題研究所の従来の全国将来人口推計においても、婚前妊娠による出生パターンの変化については、実績値とモデル値との乖離を経験補正関数の一部として取り込むことで対処がなされてきた。本研究で得られた結果からは、一般化体数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張することで、経験補正の一環としての婚前妊娠補正という事後的な補正をモデルに組み込むことなく、婚前妊娠による初婚・第1子出生の年齢スケジュールの変化を表現できる可能性が示唆された。

一方で、婚前妊娠を伴う初婚／第1子出

生の定義についてはいくつかの仮定を置いていることから、その仮定の経験的妥当性の確認も含め、今後多角的に検討していく必要がある。また、多重減少生命表にもとづく競合リスクモデルはリスク人口の同質性を仮定しているが、婚前妊娠を伴う初婚・第1子出生を経験する集団とそれ以外の初婚・第1子出生を経験する集団が同質的でない可能性もある。このようなリスク人口の異質性を考慮したモデルについても今後の課題としたい。

F．健康危険情報

なし

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

「地方人口ビジョン」にみる都道府県別将来人口の展望

小池 司朗

1. はじめに

2014年5月に日本創成会議から発表された提言「ストップ少子化・地方元気戦略」を契機として、「地方創生」をめぐる動きが活発化している。本提言のなかでは、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）」（国立社会保障・人口問題研究所（2013）：以下、社人研地域推計）とは異なる人口移動仮定のもとで市区町村別の将来人口推計が行われ、2040年までに20～39歳の女性人口が半減以下となる全国の896市区町村が「消滅可能性都市」と呼ばれる、いわゆる「増田レポート」が公表された。これを受けて同年9月、「地方創生」に一元的に取り組むことを目的とした「まち・ひと・しごと創生本部」（以下、創生本部）が正式に発足したのをはじめとして、同年11月に「将来にわたって活力ある日本社会を維持すること」を目的とした「まち・ひと・しごと創生法」が成立し、本法に基づき同年12月、50年後を見据えて日本の将来展望を示す「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」（以下、「長期ビジョン」）および2015～2019年度の施策の方向性を示す「まち・ひと・しごと創生総合戦略」（以下、「総合戦略」）が策定された。さらに地方自治体は、これらの内容を勘案しつつ、2016年3月までに「地方人口ビジョン」および「地方版総合戦略」を作成することが求められた。本稿執筆時点（2017年2月現在）において、大多数の自治体で「地方人口ビジョン」および「地方版総合戦略」が策定されている。

本稿では主に「地方人口ビジョン」に焦点を当て、人口展望を導くのに必要となる出生仮定・人口移動仮定の設定に着目し、若干の考察を加える。「地方人口ビジョン」の作成にあたっては、「長期ビジョン」により一定のガイドラインが示されることとなったが、そうした条件のもとでどのような将来の仮定設定がなされているかを横断的に分析することによって、都道府県の人口に対する現時点のスタンスを可能な限り明らかにしたい。最後に、「地方人口ビジョン」策定の意義や現時点での評価、さらに今後想定される課題について触れて結びとする。

2. 「長期ビジョン」について

各自治体の「地方人口ビジョン」を概観する前に、本節ではまず、「地方人口ビジョン」策定の指針となった国の「長期ビジョン」の概要に触れ、続いて本ビジョンのなかで示された国の将来人口の見通しについて述べる。

2-1. 「長期ビジョン」の概要

「長期ビジョン」は、「日本の人口の現状と将来の姿を示し、人口減少をめぐる問題に関

する国民の認識の共有を目指すとともに、今後、目指すべき将来の方向を提示することを目的」として、「人口問題に対する基本認識」、「今後の基本的視点」、「目指すべき将来の方向」の3部から構成されている。以下、それぞれの概略を示す。

「人口問題に対する基本認識」は、「国民の認識の共有が最も重要である」という冒頭の説明に続き、「人口減少時代の到来」、「人口減少」が経済社会に与える影響、「東京圏への人口の集中」の3項目から構成されている。このなかでは、人口減少が今後加速的に進展していくこと、人口減少には大きな地域差がみられること、人口減少は経済社会に対して大きな重荷となること、東京圏に過度の人口が集中し、その結果が日本全体の人口減少にもつながっていること、などについて言及されている。全国的な人口減少については過去にも幾度か触れられてきたが、人口動向の地域差や若年層の人口移動がもたらす東京圏一極集中が強調されている点が大きな特徴といえよう。

「今後の基本的視点」は、「人口減少問題に取り組む意義」、「今後の基本的視点」の2項目から構成されている。このなかでは、人口減少への対応は「待ったなし」の課題であるが、的確な施策を展開して官民挙げて取り組めば未来は開けること、「東京一極集中」を是正するとともに若い世代の就労・結婚・子育ての希望の実現に取り組むこと、などに触れられている。とくに、独身男女の高い結婚希望にもかかわらず晩婚化・非婚化が継続している現状にスポットを当て、子育てと就労を両立させる「働き方」の実現に取り組む必要性が明記されている。

「目指すべき将来の方向」は、「活力ある日本社会」の維持のために、「地方創生がもたらす日本社会の姿」の2項目によって構成されている。このなかでは、各地域の地域資源を活用した多様な地域社会の形成や東京圏の「国際都市」への発展等によって、地方と東京圏がそれぞれの強みを活かして日本全体を引っ張っていくことなどが将来の目指すべき姿として記されている。

このように「長期ビジョン」では、一貫して地方の人口急減に対するテコ入れの必要性が強く主張されている（吉澤 2015）一方で、今後の東京圏に期待される役割についても指摘されており、一定のバランスをとった格好となっている。次項では、「活力ある日本社会」の維持のために」のなかで示されている、若い世代の希望が実現した場合の全国将来人口の見通しについて述べる。

2 - 2 .「長期ビジョン」における将来人口の見通し

「長期ビジョン」では、現状のままでは人口減少が加速していくという強い懸念をもとに、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成24年1月推計）」（国立社会保障・人口問題研究所（2012）：以下、社人研全国推計）とは異なる出生率仮定による将来人口推計が行われている。

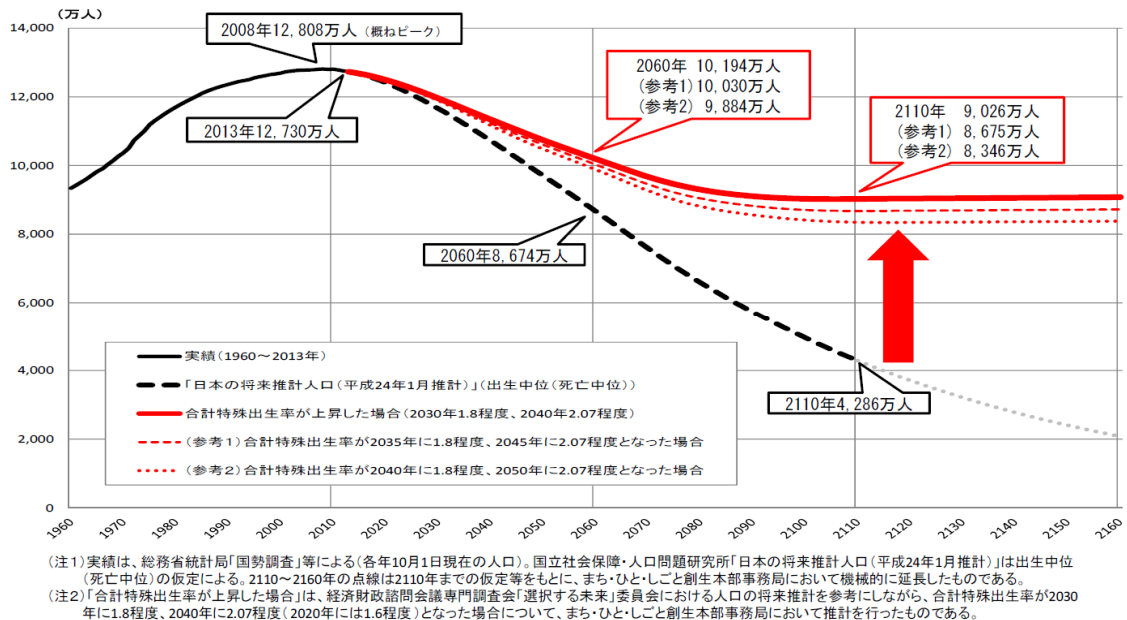


図1 「長期ビジョン」による全国将来人口の見通し

図1は、「長期ビジョン」のなかで示されている全国将来人口の見通しである。社人研全国推計（出生中位・死亡中位仮定）によれば、日本の総人口は一貫して減少し、2060年には8,674万人、参考推計ながら2110年には4,286万人と、2010年国勢調査人口（12,806万人）の約3分の1まで減少すると推計されている。これに対して「長期ビジョン」では、合計特殊出生率が2030年に1.8程度、2040年に2.07程度まで回復し、その後は2.07程度で推移すると仮定した推計が行われている。本推計によれば、2060年の総人口は10,194万人と1億人を維持し、長期的には9,000万人程度で安定するとされている。

2.07は日本の人口置換水準（＝長期的に人口規模が維持されるために必要な合計特殊出生率の水準）であるが、それに先立つ1.8は若い世代の希望が実現した場合の合計特殊出生率とされており、「国民希望出生率」ともいわれている。「国民希望出生率」は、もともと地方創生の契機となった日本創成会議の「ストップ少子化・地方元気戦略」において使われている表現であり、次式によって算出されるとしている。

$$\text{国民希望出生率} = (\text{既婚者割合} \times \text{夫婦の予定子ども数} + \text{未婚者割合} \times \text{未婚結婚希望割合} \times \text{理想子ども数}) \times \text{離別等効果}$$

国民希望出生率算出の要素となっている右辺の各項目の値は、提言が出された時点で入手可能な最新の調査結果が代入されており、具体的な数値および元になっている調査等は

表1のとおりである。

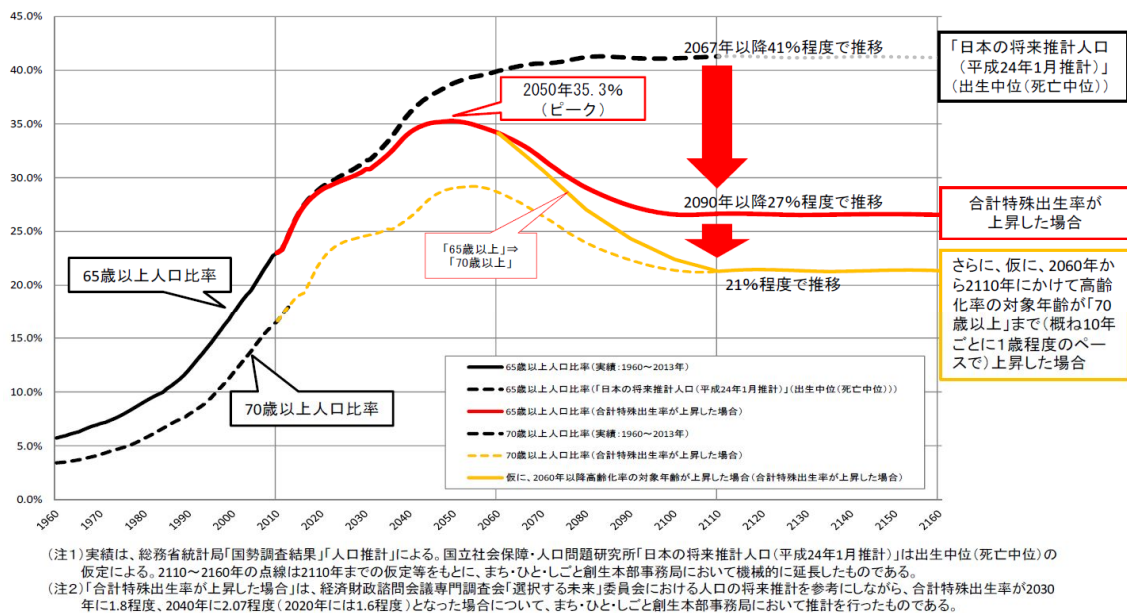
表1 国民希望出生率算出の元となっている値と調査等

項目	年齢等	値	元データ
既婚者割合	18～34歳女性	34%	国勢調査
夫婦の予定子ども数	妻の年齢が50歳未満の 初婚同土夫婦	2.07	出生動向基本調査
未婚者割合	18～34歳女性	66%	国勢調査
未婚結婚希望割合	18～34歳女性	89%	出生動向基本調査
理想子ども数	18～34歳女性	2.12	出生動向基本調査
離別等効果	-	0.938	社人研全国推計

表1の値を右辺の各項目に代入すると、国民希望出生率 1.8 が得られる。右辺は、既に結婚を経験した人に加えて、結婚を希望している未婚女性が理想どおりに子どもを産んだと仮定した場合に想定される、1人の女性がもつ平均的な子ども数と解釈できる。すなわち、未婚女性の結婚や出産の希望が叶えられたとした場合に期待される合計特殊出生率(1.8)を2030年までに達成し、さらにその後の10年間で出生率を人口置換水準(2.07)まで回復させることが、「長期ビジョン」による将来人口推計の含意となっている。死亡と国際人口移動の仮定については詳細が記されていないため不明であるが、死亡に関しては、社人研全国推計で作成された生命表から算出される生残率が適用されている可能性が高いと考えられる。社人研全国推計(出生中位・死亡中位仮定)によれば、65歳以上人口割合は長期的に41%程度で推移するが、「長期ビジョン」による出生率仮定が実現すれば、65歳以上人口割合はいったん35%以上まで上昇した後、長期的に27%程度で推移することとなり、人口構造の大幅な若返りが期待できるとしている(図2)。

詳細は割愛するが、「長期ビジョン」では、現行程度の地域間の出生率較差を維持しつつ全国の合計特殊出生率が2.07程度まで上昇し、なおかつ人口移動が均衡する(純移動がゼロになる)と仮定した場合の都道府県別65歳以上人口割合の見通しも示されている。このシナリオによれば、東京圏(一都三県)とその他の道府県の65歳以上人口割合は2040年過ぎに逆転し、地方圏において人口構造が先行して若返るとしている。

以上が「長期ビジョン」による将来人口見通しの概要であり、地方自治体はこれらの内容を勘案しつつ、「地方人口ビジョン」を策定することが求められた。次節では、都道府県によって実際に策定された「地方人口ビジョン」について概観する。一方、市区町村別の「地方人口ビジョン」のなかには、特徴的な推計が行われているものや独自色が豊かなものなどが散見され興味深い。これらについては別稿を期したい。



資料：内閣官房まち・ひと・しごと創生本部「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」

図2 「長期ビジョン」による全国の高齢化率の見通し

3. 都道府県別「地方人口ビジョン」の概観

政府が策定した「長期ビジョン」・「総合戦略」を踏まえ、すべての都道府県によって「地方人口ビジョン」および「地方版総合戦略」が策定された(中山 2016)。以下では、「地方人口ビジョン」のなかで行われている人口展望に着目し、設定されている仮定について横断的に概観する。「地方人口ビジョン」のその他の内容や、「地方版総合戦略」の分析については、市区町村別のものも含めて今後の課題としたい¹。

3-1 「地方人口ビジョン」の枠組み

各都道府県の人口展望を概観する前に、本項では「地方人口ビジョン」において想定された枠組みについて簡単に説明する。

「地方人口ビジョン」の策定にあたっては、創生本部からいくつかの参考資料が用意された。「地方人口ビジョン・地方版総合戦略の策定にあたっての参考資料」²と題した資料のなかでは、将来人口の推計に先だって、現状の人口動向分析を行うことが推奨されている。そのうえで「地方人口ビジョン」のターゲットを「長期ビジョン」と同様2060年までとすることが明記され³、現状のまま推移した場合の推計と、目指すべき将来の方向性に

¹ 中川内(2016)では、都道府県および市によって策定された「地方版総合戦略」において盛り込まれている項目の一覧表が掲載されている。

² http://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/sankou_chihou_vision.pdf (2017年2月21日閲覧)

³ 「社人研地域推計の推計期間である2040年等、地域の実情に応じた期間の設定も可」とも書かれている。

向けて出生率や純移動率の仮定を変化させた場合のシミュレーション推計（人口展望）を行うことが求められている。ここでいう現状のまま推移した場合の推計とは、社人研地域推計に準拠した推計であり、社人研地域推計では存在しない2045～2060年の推計値は、2040年時点（または2035～2040年の期間）の仮定値を一定として適用することによって得られている。出生率や移動率の仮定設定は、上述の「長期ビジョン」のなかで触れられている全国将来人口推計の出生率仮定や人口移動の均衡を勘案する形で設定することとされている。2014年10月20日の都道府県担当者会議で配布された「地方人口ビジョン」及び「地方版総合戦略」の策定に向けた人口動向分析・将来人口推計について⁴においては、現状の人口分析やシミュレーション推計の仮定設定手法などについて、具体的な例とともに示されている。さらに、地方自治体による推計計算の便宜を図り、創生本部から計算用ワークシートが配布された。ワークシートにはあらかじめ基準人口等と同時に計算式が埋め込まれており、TFR⁵や男女年齢別純移動率の仮定値を入力することによって、自動的に推計計算が行われる仕組みになっている。

以上のように、「地方人口ビジョン」の内容は基本的には自由ながらも、国によって一定のガイドラインが示される形となった。この点は、「地方人口ビジョン」を独自色の強いものとする可能性を低下させる一方で、とくに将来人口推計に馴染みの薄い地方自治体にとっては強力な助け船になったと考えられる。また国の観点からは、「地方人口ビジョン」における種々の仮定設定等について、地方自治体間で比較しやすくなるというメリットもあったといえよう。

3 - 2 . 人口展望の将来仮定

「地方人口ビジョン」では、東京都を除くすべての都道府県において目指すべき方向性に基づいた人口展望が示されている⁶。以下では、人口展望を導くために必要となった仮定について、出生等仮定と人口移動仮定に分けて述べる。なお人口展望では、複数のシナリオに基づく推計が行われている場合があるが、以下で触れるのは、社人研地域推計や創成会議推計に準拠した推計以外で設定されている仮定である。

3 - 2 - 1 . 出生等仮定

各都道府県の「地方人口ビジョン」における人口展望のなかで記されている出生等仮定の一覧は表2のとおりである。上述のように、「長期ビジョン」において2030年にTFR 1.8（国民希望出生率）、2040年にTFR 2.07（人口置換水準）という具体的な数値が

⁴ <http://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/vision1.pdf>（2017年2月21日閲覧）

⁵ 入力されたTFRは、全国のTFRと子ども女性比の関係式を用いて子ども女性比に変換され、0～4歳人口は子ども女性比によって推計される。地域別の0～4歳人口の移動状況により、全国の値から算出される関係式からは乖離することがあり得る点は注意が必要である。

⁶ 東京都では、「地方人口ビジョン」に先だてて行われた将来人口推計の結果とは別に、人口展望が示される形となっている。

示さ

表 2 各都道府県による人口展望の出生等仮定の記述

都道府県	出生仮定等に関する記述
北海道	仮定1: 合計特殊出生率は、国の長期ビジョンと同様、2030(平成42)年に1.8、2040(平成52)年に2.07の人口置換水準まで上昇する。 仮定2: 合計特殊出生率は、札幌市に関しては、2030(平成42)年に1.5、2040(平成52)年に1.8、2050(平成62)年に2.07まで上昇する。札幌市以外は仮定1と同様に、2030(平成42)年に1.8、2040(平成52)年に2.07まで上昇する。
青森県	合計特殊出生率は、国の長期ビジョン(平成26年12月27日閣議決定)と同様、2030年(平成42年)に1.8、2040年(平成52年)に2.07まで上昇する。 平均寿命は、2040年(平成52年)に全国平均(国の長期ビジョンでの想定値: 男性82.82歳、女性89.55歳)並みとなる。
岩手県	出生率が向上する。
宮城県	【ケース2】合計特殊出生率が2020年に1.4、2030年に1.8(希望出生率)に達し、2040年に2.07(人口置換水準)に回復する場合 【ケース3】合計特殊出生率が2030年に2.07(人口置換水準)に到達する場合
秋田県	・推計1: 国の長期ビジョンと同様に平成32年(2020年)に1.6、平成42年(2030年)に国民の希望出生率1.83、平成52年(2040年)に人口置換水準2.07を達成し、以降一定と仮定。 ・推計2: 国の長期ビジョンを参考に、平成47年(2035年)に国民の希望出生率1.83を達成し、その後、人口置換水準2.07を達成する(平成62年頃)まで推移し、以降一定と仮定。なお、平成42年(2030年)の1.73は、国と本県の合計特殊出生率の差である約0.1ポイント程度となる。
山形県	政府の長期ビジョンを基本とし、本県の現状と県民の結婚・出産に関する希望を反映(現状(2013年)1.50(東北大再計算) 2020年:1.7、2030年:1.9、2035年:2.07)
福島県	本県においては、過去の合計特殊出生率をみると全国平均を上回っていることから、国が示す2.07を上回る「福島県民の希望出生率2.16人」を、2040年に達成することを目指す。
茨城県	国と同様に合計特殊出生率が2030年に1.8に、2040年に2.07まで上昇
栃木県	合計特殊出生率が「2030年(平成42年)に県民の希望出生率の1.90程度」及び「2040年(平成52年)に人口置換水準の2.07程度」に向上する
群馬県	平成42(2030)年までに若者の「家族の理想」が実現され、合計特殊出生率が1.89に上昇し、さらに平成52(2040)年までに人口置換水準に回復するパターンを想定する。
埼玉県	2015年(平成27年)の1.31から、2030年(平成42年)に希望出生率1.78に、2040年(平成52年)に人口置換水準2.07に上昇が実現
千葉県	合計特殊出生率について、本県在住者の希望する子どもの数(2.2人)が全国(2.2人)と同じであることから、国の長期ビジョンにおいて示された合計特殊出生率を共有し、2030年(平成42年)に1.8、2040年(平成52年)に2.07まで上昇すると仮定。
東京都	東京の将来人口の推計期間(2060年まで)中に、まずは、都民の希望出生率(1.76)を実現させることを将来的な展望とし、結婚・出産・子育ての希望を叶えることを目標としながら、安心して子供を産み育てられる環境の充実に向けた様々な施策を展開していく。
神奈川県	神奈川県の合計特殊出生率がこれまで国に比べて概ね0.1ポイント差で下回って推移してきた経緯を踏まえ、国の長期ビジョンの仮定値を0.1ポイント差で下回って推移し、10年遅れて人口置換水準2.07を達成すると仮定しています。なお、直近の2020年においては、県民意識調査で判明した神奈川県民の希望出生率1.42を実現することを仮定しています。
新潟県	仮定1、仮定2: 2018(平成30)年に県民が理想とする子どもの数(2.4人)を持てる社会が実現した場合 仮定3: 2018(平成30)年年間3万人が生まれる社会が実現した場合
富山県	2015年: 1.45(2014年実績値) 2030年: 希望出生率1.9を達成 2040年: 人口置換水準2.07を達成 2040年~: 人口置換水準2.07を維持
石川県	合計特殊出生率2028年1.8、2038年2.07
福井県	シナリオ2: 国の長期ビジョンに準拠し、合計特殊出生率が、2030年に1.8程度、2040年に2.07程度に上昇するものとする。 シナリオ3: 国の長期ビジョンよりも5年程度、合計特殊出生率の上昇が早いと仮定する。(2025年1.8程度、2035年2.07程度)
山梨県	パターン: 「2060(平成72)年に1億人程度の人口を確保」に準拠(出生率2020年:1.6 2030年:1.8 2040年以降:2.07) パターン: 国の目標を基本に、県民の希望出生率や本県の特性を反映 県民の希望出生率:1.87(出生率2020年:1.6 2025年:1.87 2040年以降:2.07)
長野県	長野県の合計特殊出生率は全国より5年先行して推移していることから、長野県は平成32年(2025年)までに県民希望出生率の1.84、平成47年(2040年)までに人口置換水準の2.07に向上するものと想定します。
岐阜県	合計特殊出生率を2030年に1.8(第3次岐阜県少子化対策基本計画における目標値)へ、2040年に2.07(国立社会保障・人口問題研究所の算出する2013年の人口置換水準)へ上昇させた場合
静岡県	子どもが2人以上欲しいとの若い世代の希望の実現に取り組み、合計特殊出生率2.07を早期(2020年まで)に実現する
愛知県	ケース: 出生率が上昇する場合(2030年までに1.8、2040年に2.07に回復(国の長期ビジョンと同値))
三重県	北中部地域、南部地域の「希望出生率」は、全県と同じ1.8台であることから、「合計特殊出生率」については、2025年までは、概ね10年後までを目途に希望出生率である1.8台に引き上げる「希望がかなうみえ子どもスマイルプラン」の目標に合わせ、2026年以降は、2040年までに人口置換水準である約2.1に引き上げ、その後安定化させる国の「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」に合わせることにする。

表2 各都道府県による人口展望の出生等仮定の記述(つづき)

都道府県	出生等仮定に関する記述
滋賀県	生まれてくる子どもの数を2020年に現状より500人プラス(2020年に出生数13,000人とし、その水準を維持)(合計特殊出生率2040年に1.94 2050年に2.07)
京都府	府推計1: 国の長期ビジョンで示された合計特殊出生率の仮定と同じ (合計特殊出生率)2020年=1.60、2030年=1.80、2040年=2.07 府推計2(その2): 府推計1の仮定のうち、北部地域(丹後・中丹)のみ2040年の合計特殊出生率を2.3と仮定
大阪府	出生率が、2020年に1.6程度、2030年に1.8程度、2040年に2.07と想定
兵庫県	・出産適齢期の女性が減少する中、ひょうご子ども・子育て未来プラン(平成27~31年度)を推進し、同プランが目標とする年間出生数44千人を2060年まで維持する。 ・これに伴い、2060年における合計特殊出生率は2.0となる。(2013年:1.42)
奈良県	「希望する子ども数を持つことができる」などの基本目標を達成した場合、本県の合計特殊出生率は、2019年(H31)に1.40程度に上昇すると見込まれます。その後は、現在の本県と国の合計特殊出生率の差を考慮に入れながら、国の長期ビジョン同様、国民の希望出生率1.8や人口置換水準2.07を目指すこととし、2032年(H44)に1.8、2040年(H52)に2.07に達するよう取組を進めます。
和歌山県	直近の合計特殊出生率1.55を、2020年に1.8、2030年には人口置換水準である2.07まで上昇させ、徐々に減少を抑えることとした。
鳥取県	第1段階: 県民の結婚・出産の希望が叶うレベル(希望出生率1.95)まで引き上げ 第2段階: 希望出生率を人口置換水準(2.07)まで国の想定より早く引き上げ
島根県	試算1、試算2: 国の長期ビジョンと同様に、県の出生率が2040年に2.07になった場合
岡山県	合計特殊出生率が、平成37(2025)年に希望出生率である1.72まで向上し、平成52(2040)年には2.07程度となり、自然減に歯止めがかかる。
広島県	試算2、: 合計特殊出生率は、2025年に県民希望出生率(1.85)、2035年に人口置換水準(2.07)と仮定、: 合計特殊出生率は、2030年に県民希望出生率(1.85)、2040年に人口置換水準(2.07)と仮定、: 合計特殊出生率は、2035年に県民希望出生率(1.85)、2045年に人口置換水準(2.07)と仮定
山口県	平成42年(2030年)には出生率を本県希望出生率の1.9に、平成52年(2040年)には出生率を人口置換水準の2.07に向上させることを目指した施策を展開していく
徳島県	パターンB、パターンC: 合計特殊出生率が上昇(2025年以降:1.80、2040年以降:2.07)する パターンD、パターンE: 合計特殊出生率が上昇(2025年以降:1.80、2030年以降:2.07)する
香川県	国の長期ビジョンと同様に、合計特殊出生率が平成42(2030)年に1.8程度、平成52(2040)年に2.07程度まで上昇すれば
愛媛県	若い世代の就労・結婚・子育ての希望実現のため、県と市町、関係機関が一体となって環境整備に取り組むことによって、遅くとも2020年に1.6程度、2030年に1.8程度、2040年に2.07程度に上昇するよう努力する。
高知県	出生に関して、まずは、国のまち・ひと・しごと創生長期ビジョンと同様に、2040年に出生率が人口置換水準2.07まで段階的に回復することを目指す。さらには、平成27年度に実施した「少子化に関する県民意識調査(平成27年度)」で示された県民の皆さまの結婚・出産に関する希望をかなえることを前提とし、2050年に出生率を2.27まで段階的に上昇させることを目指す。
福岡県	ケース1 2025年に出生率1.8、2035年に2.07が実現 ケース2 2030年に出生率1.8、2040年に2.07が実現 ケース3 2040年に出生率1.8が実現
佐賀県	合計特殊出生率が2020年に1.77(佐賀県次世代育成支援地域行動計画(第3期)目標値)、2040年までに2.07(人口置換水準)に上昇
長崎県	県民の結婚・出産に関する希望を国と同時期に実現するという観点から実現するという観点から、2030年に希望出生率2.08を達成する
熊本県	合計特殊出生率は、2030年までに2.0(県民希望出生率)、2040年までに2.1(県民理想出生率)に上昇し、その後は2.1で推移する。
大分県	2030年に2.0程度(県民希望出生率)、2040年に2.3程度
宮崎県	ケース2: 自然動態について平成42年(2030年)までに合計特殊出生率を段階的に2.07まで上昇
鹿児島県	自然動態を国の「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」における合計特殊出生率の想定に準拠
沖縄県	第1段階: 有配偶率の大きな上昇と緩やかな有配偶出生率の上昇によって、現状1.9(2012年)の出生率は2.3まで上昇。 第2段階: 子育て・教育を支える社会環境が定着し、有配偶出生率の上昇等によって出生率は2.5まで上昇。 国立社会保障・人口問題研究所による全国の将来人口推計で採用されている死亡率低位の将来仮定値(2060年)に、全国よりも10年早く到達し、その後はその死亡率が維持される。

注1: 2017年2月21日現在の各都道府県のページから閲覧可能な「人口ビジョン」より作成。一部、「地方版総合戦略」と合冊になっている場合がある。

注2: 基本的に「人口ビジョン」中の記述をそのまま記載しているが、一部補足等を加えている。

注3: 「パターン*」、「ケース*」などは、複数の人口展望のなかで示されている特定のシナリオに相当する。

れていることから、これと概ね連動する形で仮定値を設定している都道府県が多くみられる。とくに明確な根拠が示されずに「長期ビジョン」と同じ値が用いられているケースもあるが、上述の国民希望出生率算出式の右辺に県別の値を当てはめて「県民希望出生率」が算出され、これを2030年のTFR仮定値としている県が比較的多い（栃木県、埼玉県、鳥取県、山口県、大分県など）。このほか、既存の調査や計画において得られているTFRの目標値を加味しているケース（高知県、佐賀県など）や、直接的にTFRの仮定を設定するのではなく、将来にわたって出生数を維持させる観点からTFRを逆算して求めるケース（滋賀県、兵庫県）、道府県内の出生率較差を考慮して道府県内地域別にTFR仮定を設定するケース（北海道、三重県、京都府）なども散見される。

全体的には「長期ビジョン」と同様、2040年に $TFR = 2.07$ とする県が目立っているものの、出生率水準の全国との較差が考慮された形で仮定が設定されるケースも少なくない。直近時点のTFRが最も低い東京都では、「都民希望出生率」として算出された1.76程度を2060年のTFRの目標値としており、同様に低出生率傾向が続く神奈川県では、国から10年遅れの2050年で人口置換水準を達成するとしている。一方、直近時点のTFRが最も高い沖縄県では、地方版総合戦略のなかで目指すべき社会に向けた様々な施策について述べられ、施策が理想的に展開した場合のTFRが2035年に2.30、2050年に2.43となり、最終的には $TFR = 2.5$ になるとしている。また徳島県では、社人研「出生動向基本調査」と独自調査の結果から全国と徳島県の理想子ども数の差を勘案し、2030年に $TFR = 2.07$ とする仮定が置かれている。

自然増減に関しては「長期ビジョン」と同様、大半の県で出生仮定のみを変化させているが、青森県と沖縄県では死亡仮定も変化させた推計が行われている。青森県では2040年に平均寿命が全国水準並みとなる仮定が置かれており、沖縄県では社人研全国推計で設定されている2060年の死亡低位の仮定値に10年早く到達すると仮定されている。都道府県別にみた場合の平均寿命は青森県が最下位の状況が継続しており、沖縄県ではとくに男性の相対的な低下が著しいという実情があり、ともに死亡率には高い関心が持たれていたものと考えられる。今後、高齢化率がいっそう高まるにつれて、死亡率の変化が人口に及ぼす影響も次第に大きくなるため、両県の「地方人口ビジョン」において、死亡仮定にも踏み込んだ推計が行われていることは興味深い。

3 - 2 - 2 . 人口移動仮定

上述のように、「長期ビジョン」では人口の東京圏一極集中是正が主な課題として強調されている。東京圏では近年、概ね10万人程度の転入超過数が観察されているが、「総合戦略」においては2020年までに東京圏から地方への転出を4万人増加させると同時に、地方から東京圏への転入を6万人減少させることによって、東京圏と地方との間の人口移動を均衡させる（転入超過数をゼロとする）という目標が掲げられている。

表2は、各都道府県の「地方人口ビジョン」の人口展望のなかで示されている人口移動

表3 各都道府県による人口展望の人口移動仮定の記述

都道府県	人口移動仮定に関する記述
北海道	道外への転出超過数は、現在、約 8,000人であるが、2016(平成28)年以降、マイナスが縮小し、2019(平成31)年で、現在の半分の 4,000人になる。2020(平成32)年以降もマイナス幅は縮小し、社人研推計と同様に、2025(平成37)年で社会増減数が均衡し、転出超過がゼロとなる。
青森県	社会増減は、2020年(平成32年)以降に社会減が縮小し始め、2040年(平成52年)に移動均衡に達する。
岩手県	社会増減が均衡する
宮城県	
秋田県	平成27年(2015年)～平成47年(2035年)にかけて、純移動率を5年ごとに概ね1/2ずつ縮小させ、平成52年(2040年)以降は、転入、転出が均衡し人口移動が無いものと仮定。
山形県	政府の長期ビジョンと総合戦略を合わせた仮定 (2020年に本県と東京圏が均衡し、2040年に本県と東京圏以外が均衡)
福島県	2020年以降に人口移動がゼロとなる仮定
茨城県	パターン1: 移動率が震災前の水準まで回復した場合 パターン2: 移動率がUターンや地元就職の希望を満たした水準まで上昇した場合
栃木県	人口移動数(他都道府県への転出超過数)を「2020年(平成32年)に半減」及び「2025年(平成37年)に±0に収束」させる
群馬県	平成42(2030)年までに、若年男女(15～39歳)がいずれも転入超過だった平成2(1990)～平成7(1995)年の水準に回復するパターンを想定する。
埼玉県	現在の転入超過の状況が今後も続く
千葉県	パターン2: 2015年(平成27年)以降、転出者のうち23.7%の人が、5年間で本県に戻ってくるものと仮定。 パターン3: 2015年(平成27年)以降、転出者のうち53.1%の人が、5年間で本県に戻ってくるものと仮定。
東京都	
神奈川県	原則として、国立社会保障・人口問題研究所において行われた「日本の地域別将来推計人口(都道府県・市区町村)」における純移動率の仮定を準用しています。なお、20～29歳人口については、この世代を中心とした東京都への年間5,000人程度の転出超過の抑制が実現すると想定し、純移動率を設定しています。
新潟県	仮定2(パターン2): 2018(平成30)年に転入数と転出数が均衡
富山県	～2020年: 若者世代の転出超過が段階的に改善、2020年: 移動均衡、2020年～: 移動均衡が継続
石川県	2020年に人口の流出を止め、2025年以降300人程度の転入超過
福井県	転出超過を改善する各種施策を積極的に展開することで、2020年を目途に、転入転出を均衡させる。
山梨県	パターン1: 2020年以降: 均衡 パターン2: 2020年: 均衡、2030年: 約3,500人転入超過/年、2040年: 約2,500人転入超過/年
長野県	長野県の移動率は、平成32年(2020年)にかけて3分の1に縮小し、平成37年(2025年)にかけて均衡すると想定します。
岐阜県	社会増減を2040年までに均衡させた場合
静岡県	2020年に社会移動の均衡を実現し、その後もその状況を維持する
愛知県	本県の過去20年(1990～2010年)の平均移動率(純移動率)で推移すると想定
三重県	北中部地域と南部地域の設定値を合計し、2022年まで毎年280人ずつ、2023年から2035年まで毎年80人ずつ転出超過数を改善し、現在3,000人の転出超過数を2035年(20年後)までに0にする(転出入を均衡させる)
滋賀県	2020年に現状より1,000人以上プラス(20～24歳の社会増減を2020年にゼロ)
京都府	府推計2(その1): 030年に社会減の地域が解消し、2040年以降は5年単位で、北部地域(丹後・中丹)は2,500人の転入増、中部地域(南丹)は1,100人の転入増が続くと仮定。京都市域・南部地域(山城)は社人研推計の仮定と同じ 府推計2(その2): 2030年に社会減の地域が解消し、2040年以降は5年単位で、北部地域(丹後・中丹)は1,000人の転入増、中部地域(南丹)は1,100人の転入増が続くと仮定。京都市域・南部地域(山城)は社人研推計の仮定と同じ
大阪府	東京圏への転出超過数がゼロになる
兵庫県	・2020年において東京圏及び大阪府への転出超過(2013年: 東京圏6,238人、大阪府1,504人)の解消を図る。 ・ファミリー層及び壮年層の転入を促進する。(年間800人程度)
奈良県	2020年に社会増減が均衡
和歌山県	(社会減が)今後10年毎に50%の定率で縮小することとして試算
鳥取県	若者のUターン就職促進と移住者呼び込みの増加により、転出超過を今後5年かけて半減させ、その5年後に転入転出者数が均衡
島根県	試算 および試算: 県の減少率(社会増減率)が2040年までに段階的に0となった場合
岡山県	県外転出者が減少するとともに、東京圏からの転入者が増加し、5年後に社会増に転じる
広島県	社会動態は、県内高校生と大学生の進学や就職の実績と、県が実施した意識調査の県内希望率とのギャップが解消され、かつ、東京圏・大阪圏在住の県出身者(20～34歳)のうち、10年以内にUターンを検討したいと考える人の希望が実現することで、2020年を境に均衡すると仮定
山口県	人口移動均衡の達成年次: 平成37年(2025年)
徳島県	転入数が転出数を上回る(2020年: 均衡、2025年: 1,000人超過/年、2030年以降: 1,500人超過/年)
香川県	パターン3: 転入と転出(社会増減)が均衡 パターン4: 香川県産業成長戦略を踏まえ、平成35(2023)年に転入と転出(社会増減)が均衡し、以降、社会増(1,000人/年)の状況が続く

表3 各都道府県による人口展望の人口移動仮定の記述(つづき)

都道府県	人口移動仮定に関する記述
愛媛県	2020年代に少なくとも人口の流出入を均衡化(社会減の解消)
高知県	平成27年度に実施した県内外の学生に対する「進学・就職の希望地等意識調査(平成27年度)」で示された県出身の県外大学生の就職に関する希望を叶えることなどを前提とし、2019年に社会増減の均衡を目指し、さらには2040年に年間1,000人の社会増を目指す。
福岡県	社会増減は、大都市圏への転出超過数が年4千人是正される。
佐賀県	社会増減については、人口移動が2030年までにゼロに収束する。
長崎県	2040年に社会移動が均衡
熊本県	人口移動は、現在の社会減が2020年までに半分程度に縮小し、その後は均衡する。
大分県	2020年までに増減均衡、2025年から社会保障・人口問題研究所推計に1,000人程度上乗せ
宮崎県	ケース2:29歳以下の若年層の流出超過を平成42年(2030年)までに段階的に30%抑制(~2030年)
鹿児島県	社会動態を社人研の推計条件(全国の移動率が、今後一定程度縮小すると仮定)に準拠
沖縄県	第1段階:国内外からの移住を促進する施策の充実により、現状で800人程度いと想定される30、40歳代の移住者が1,600人/年程度まで増加。 第2段階:国内外からの移住者が増え、近隣に移住者のいる生活が沖縄社会に定着することで、さらに移住者にとって生活しやすい環境が生まれ、移住者は2,800人/年程度まで増加。

注1:2017年2月21日現在の各都道府県のページから閲覧可能な「人口ビジョン」より作成。一部、「地方版総合戦略」と合冊になっている場合がある。

注2:宮城県、東京都は明確な記述なし。

注3:基本的に「人口ビジョン」中の記述をそのまま記載しているが、一部補足等を加えている。

注4:「パターン*」、「ケース*」などは、複数の人口展望のなかで示されている特定のシナリオに相当する。

仮定に関する記述の一覧表である。「総合戦略」に記載されている目標を受け、とくに非大都市圏に属する県の「地方人口ビジョン」においては転出超過を次第に減少させた後、人口移動が均衡に至ると仮定する県が比較的多い。全体としては「総合戦略」と同様、2020年に人口移動が均衡すると仮定する県が目立っているが、今日までの長期間にわたる転出超過傾向を考慮し、2040年までに転出超過が解消するという仮定を置くケース(青森県、秋田県、岐阜県、島根県、長崎県)や、東京圏一極集中が意識される形で、東京圏との人口移動に関する仮定が明記されているケース(山形県、大阪府、兵庫県、岡山県、広島県)も散見される。また、独自調査の結果を活用して仮定を設定するケース(千葉県、広島県、高知県)もあり、具体的な年齢層等の人口移動をターゲットとして仮定を設定するケースは西日本に比較的多くみられる。

一方、東京圏内では「現在の転入超過の状況が今後も続く」(埼玉県)、「原則として、社人研地域推計における純移動率の仮定を準用」(神奈川県)など、今日を大幅に上回る転入超過は想定されていない。東京都では、「地方人口ビジョン」において新たな人口展望は示されていないが、独自に行われた既存の将来人口推計の結果をもとに「今後、社会増は維持されるものの、縮小していくと見込まれる」と記されている。この見通しは人口学的な観点からみても的確であり、「長期ビジョン」の意向にも配慮した記述であるといえよう。

将来を見通したとき、出生については将来の施策等により全都道府県によって設定された仮定が実現する可能性もあるものの、人口移動について表3で示したような仮定がすべて実現することは、国際人口移動の傾向が大きく変化しない限りきわめて困難である。当然ながら、国内人口移動に関しては、全都道府県の純移動数(転入超過数)を合計すれば

ゼロとなるが、転出超過傾向の県の多くでは途中年次から封鎖人口を仮定した推計が行われている一方で、東京圏内では概ね今日の転入超過傾向が継続すると仮定されていることから、純移動数の合計は大幅なプラスとなり全体の整合性は図られていない。明確な「地方人口ビジョン」を掲げ、それに向けた諸施策を実行していくことはもちろん重要であるが、全国的な若年層人口の減少に伴い、人口移動による将来の人口減少緩和の効果は限定的と割り切ることも、ある程度は必要であろう。

4. おわりに

本稿では、地方創生の一環として 2016 年 3 月までに策定することが努力義務とされた「地方人口ビジョン」に着目し、都道府県による人口展望のなかで示された出生仮定・人口移動仮定等について概観した。全体としては「長期ビジョン」の内容が色濃く踏襲されているものの、出生率や人口移動の地域較差等を反映して、個別には特徴的な仮定設定がいくつかみられ、独自調査に基づく仮定を設定するケースも散見された。出生のみならず死亡に関して仮定を変化させて人口展望が行われている県、人口移動に関して具体的な地域間での転入超過数の目標を設定する県などもあり、各都道府県における人口問題の捉え方が垣間見える内容となっていた。

「地方人口ビジョン」策定において国から一定のガイドラインが示されたことは、その是非はともかくとして、ビジョンの円滑な策定には効果があったものと考えられる。とくに非大都市圏に属する県では、今後、地方創生事業関連で創設された交付金等を活用して、いかに人口展望に近い水準の人口を実現していくかが大きな課題となるだろう。「長期ビジョン」の推計結果は、出生率についてひとつの仮定を設定した場合の将来人口であり、これ自体は確かな意味を持つものである。本推計結果によって、出生率が今後大幅に回復しない限り、全国の人口規模が維持されることが困難である点も広く周知されたと思われる。しかし、全国的に未婚率の上昇が継続し、依然として若年女性からの出生率が低下傾向をたどっているなかで、「長期ビジョン」の仮定どおりに出生率が推移することは、現時点では相当ハードルが高いと考えざるを得ない。上述のように、「地方人口ビジョン」の出生仮定は「長期ビジョン」の仮定に即する形で設定されているケースが大半であり、概ね「出生率が理想的に回復した場合」の仮定として捉えられるべきである。

また、「地方人口ビジョン」を実現するための施策として位置づけられている「地方版総合戦略」の策定に際しては、地域課題に対する適切な短期・中期の政策目標を具体的な数値目標および KPI(重要業績評価指標)として設定した後、実施した施策等の効果を検証し、改善を図る PDCA サイクルを確立することが求められているが⁷、既に高齢化した人口構造の影響もあるため人口動向は容易に変えられるものではなく、限られた期間内での施策検

⁷ 中川内(2016)によれば、2015年10月末時点において日経グローバルの調査に回答のあった770自治体のうち、5年後の基本目標を「定めた(進行中・予定・方針を含む)」と回答したのが598自治体(78%)、KPIを「定めた(進行中・予定・方針を含む)」と回答したのが700自治体(91%)、PDCAを「導入した(進行中・予定・方針を含む)」が656自治体(85%)にのぼっている。

証には馴染まない側面もある。とりわけ出生に関連する施策は効果の検証も難しく、短期間で目に見える効果が現れなかった場合でも、直ちに施策を見直すことには慎重を期すべきであろう。

以上のような諸課題は想定されるものの、「地方人口ビジョン」策定を機に将来の地域人口への関心が高まったことの意義は大きかったといえよう。確かに、「地方人口ビジョン」における人口展望のための計算用ワークシートは短期間で作成されたため、改良の余地は多々あったと考えられ、ワークシートを配布したことが地方自治体による統計分析や検討の幅を狭くした可能性や、データシミュレーションに習熟できない環境下での推計といった批判（渡辺 2016）も、当然あり得る。しかし、将来人口推計の枠組みや計算式が目に見える形で提供されたことによって推計への理解が深まり、地方自治体が今後独自に行う将来人口推計のための大きなステップになったという見方は十分に可能であろう。

一方で、地域別の人口移動や出生の仮定設定には留意すべき点多いところ、それらの大半がワークシートから捨象されたことは惜しまれる。簡便さを期したことの裏返しとしてやむを得ない面もあったが、地域別将来人口推計においては推計結果の算出や解釈にも影響を及ぼす重要なポイントがいくつもある。社人研としては、研究成果の公開等によって、地域別将来人口推計を行ううえでの詳細な留意点や注意事項に関する情報発信を今後も行っていくことが肝要であると考ええる。

参考文献

- 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）
- 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 24 年 1 月推計）」（人口問題研究資料第 330 号）
- 中川内克行 2016 『地方版総合戦略、「出生率向上」最多：全国首長調査 人口減に歯止め、「観光」で経済活性化』、「日経グローバル」, 283 号, pp.10-37 .
- 中山徹 2016 『47 都道府県人口ビジョンと総合戦略の特徴、見えてきた課題』, 「住民と自治」, 638 号, pp.25-29 .
- 吉澤佑葵 2015 『「地方創生」政策の枠組みと自治体における課題』, 「政治学研究論集」, 42 号, pp.19-37 .
- 渡辺靖仁 2016 『農村地域における将来人口推計の経過と背景』, 「共済総合研究」, 71 号, pp.32-65 .

施設人口と高齢者の移動

林玲子

1. 施設人口の増加とその内訳

2015年の国勢調査の結果では、65歳以上の施設等の世帯員数は約200万人で、65歳以上人口の6.0%を占めている。1970年では20万人であったので、45年間で10倍に増加したことになる。5歳階級に見ると、実数ではいずれの年齢層も増えているが、割合で見ると85歳以上の超高齢者では増加しているが、それ以外では低下している。つまり、高齢化が進み、超高齢者が増えるにつれて、限られた施設定員が、より高齢者に充てられていることが伺われる(表1)。2015年では85歳以上人口の22.4%、5人に1人が施設に居住しており、施設は超高齢者の生活の場として重要な位置をしめている。

表1 「施設等の世帯」人口

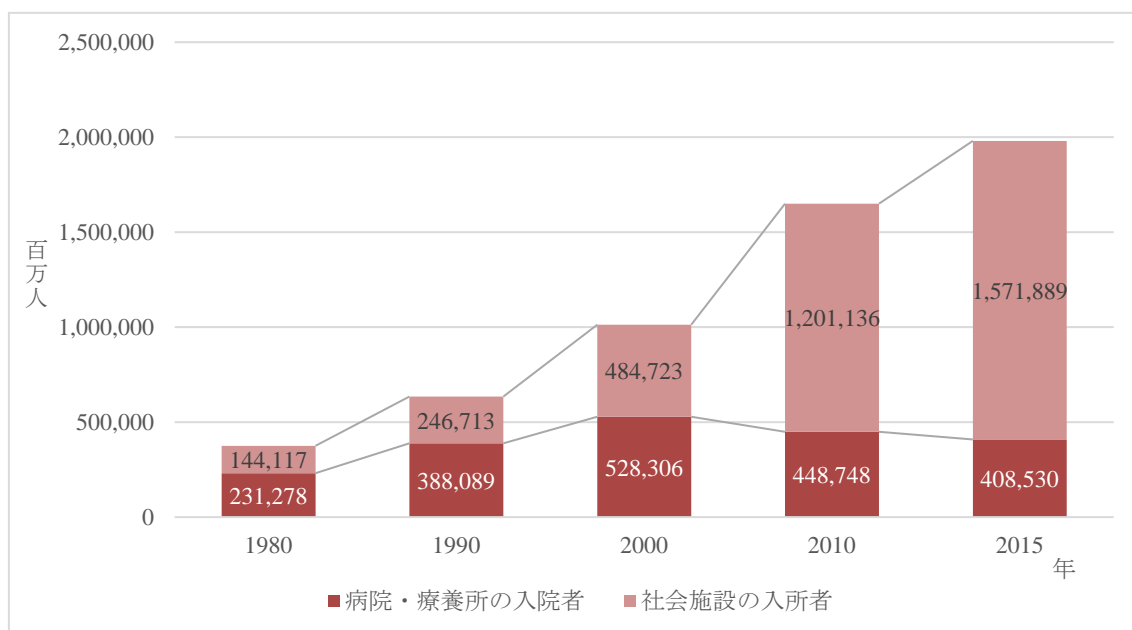
	年齢	1970	1980	1990	2000	2010	2015
N	65～69	71,245	73,167	83,228	106,279	114,600	130,297
	70～74	57,055	93,545	103,263	129,007	146,923	152,727
	75～79	40,080	97,390	144,170	171,290	232,494	229,842
	80～84	23,005	72,312	152,488	214,216	349,052	390,442
	85+	11,225	44,459	156,957	403,199	824,792	1,095,361
	65+	202,610	380,873	640,106	1,023,991	1,667,861	1,998,669
%	65～69	1.9%	1.8%	1.6%	1.5%	1.4%	1.4%
	70～74	2.2%	3.1%	2.7%	2.2%	2.1%	2.0%
	75～79	2.7%	4.8%	4.8%	4.1%	3.9%	3.7%
	80～84	3.2%	6.6%	8.3%	8.2%	8.0%	7.9%
	85+	3.5%	8.4%	14.0%	18.0%	21.7%	22.4%
	65+	2.8%	3.6%	4.3%	4.6%	5.7%	6.0%

出典) 国勢調査

国勢調査における「施設などの世帯」には、寮・寄宿舎、病院・療養所、社会施設、自衛隊営舎、矯正施設、その他に分類されているが、65歳以上人口についてはみれば、寮・寄宿舎が18人、自衛隊営舎が0人、矯正施設が6,752人、その他が11,480人となっており、それぞれ施設人口に占める割合は0.0%、0%、0.3%、0.6%と無視できる程度であり、20%は病院・療養所の入院者、79%は社会施設の入所者である(2015年)。病院・療養所の入院者と社会施設の入所者の1980年からの推移をみると、病院・療養所の入院者は2000年以降

若干の低下傾向があるのに比べ、社会施設の入所者は大きく増加し続けていることがわかる（図 1）。

図 1 病院・療養所の入院者と社会施設の入所者の推移



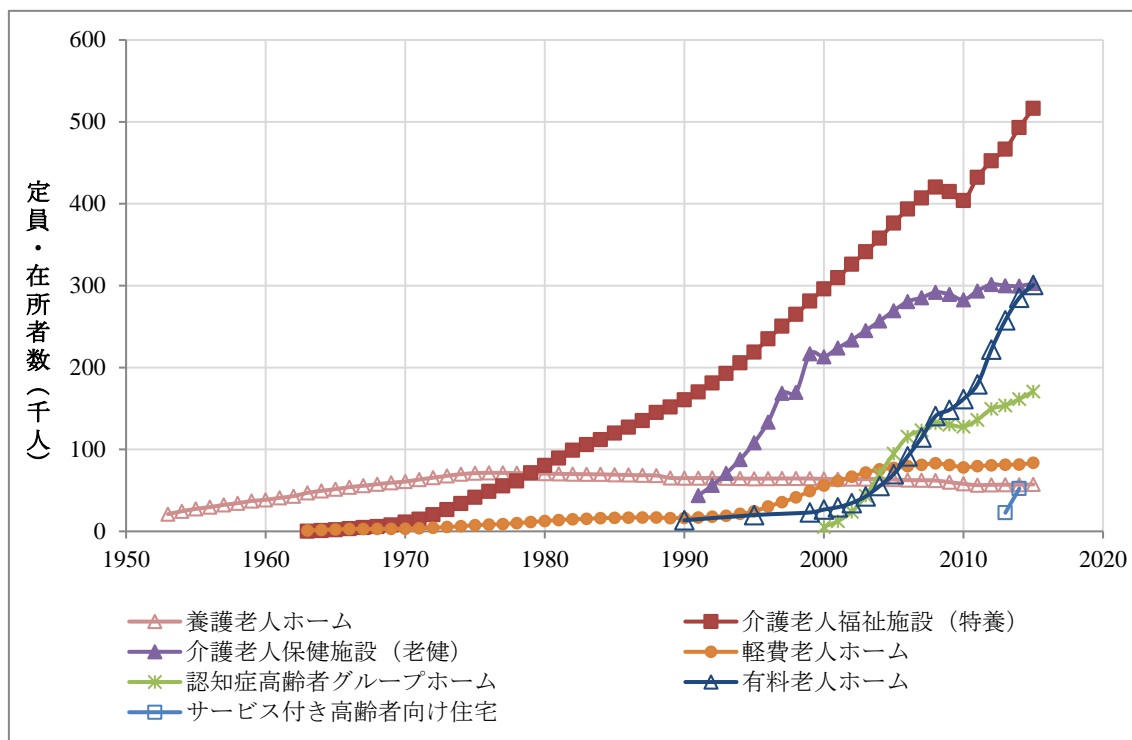
注) 2010 年から 2015 年の配置間隔が他と異なる。

出典) 国勢調査

国勢調査では、調査員が調査票の「世帯の種類」の欄に、「一般世帯（一人世帯 会社などの独身寮の入居者を含む）」、「学校の寮・寄宿舎の学生・生徒」、「病院・療養所の入院者」、「老人ホーム等の社会施設の入所者」「その他」にチェックを入れる形で分類しているため、特に社会施設については、それが行政上どう分類される施設であるかを示すものではない。一方、この高齢者の社会施設人口については、国勢調査とは別に、介護保険施設や社会福祉施設の定員数・入所者数として厚生労働省調査で把握することができる。その合計数については、これまでも川越・三浦（2008）において、「高齢者向けの多様なすまい」として 2006～2008 年の値が示されているが、ここでは国勢調査における「社会施設」入所者に対応するような高齢者施設について、時系列に整理した。それらは、1950 年の生活保護法により規定された養老施設（現在の養護老人ホーム）、1963 年の老人福祉法により設立・規定された特別養護老人ホーム（現在の介護老人福祉施設）・軽費老人ホーム、1987 年の老人保健法の改正により設立された老人保健施設（現在の介護老人保健施設）、2000 年の介護保険制度の導入により規定された認知症高齢者グループホームであり、さらに有料老人ホーム、サービス付き高齢者向け住宅も合わせたものを図 2、付表 1 に示した。介護療養型医療施設は、国勢調査では病院・療養所として区分されると思われるので、ここには含めていない。福祉施設として設立された養護老人ホームは、福祉から介護への流れのなかで

その在所者数は抑制されているが、その他の施設人口は大きく増加しており、特に介護老人福祉施設、有料老人ホームの在所者数の増加が著しい。

図 2 高齢者施設の定員/在所者数の推移



注) 統計がある限り在所者数を用いたが、ない場合は定員数を用いている。定員数は、養護老人ホームの1963～1988年、介護老人福祉施設の1963～1988年、介護老人保健施設の1991～1999年、軽費老人ホームの1963～1988年である。介護老人福祉施設の在所者数が2009・2010年度に減少しているのは、調査方法の変更による(厚生労働省「介護サービス施設・事業所調査：調査の概要」<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/24-22-2a.html#link06>)。この期間、定員数は継続的に増加している。サービス付き高齢者向け住宅は「社会福祉施設等調査」に示された在所者数であるが、全国有料老人ホーム協会(2014)に示された戸数に比べて大幅に少ない。図のデータは付表1に示した。
出典) 厚生労働省「社会福祉施設等調査」、「介護サービス施設・事業所調査」；国立社会保障・人口問題研究所「社会保障統計年報」

厚労省統計による高齢者施設人口と国勢調査の65歳以上の施設人口(病院・療養所の入院者と社会施設の入所者)を比較すると、国勢調査の社会施設の入所者は1,571,889人であるが、対応する厚労省調査の各種施設在所者数は1,484,102人で、87,787人の差がある(表2)。統計上の誤差とみるには大きすぎるのではないかと思われる。

表 2 施設人口の比較（厚労省調査と国勢調査、2015 年）

厚労省調査（2015 年*）			国勢調査（2015） 65 歳以上		差
	在所者 (人)			(人)	(人)
養護老人ホーム ^a	57,288				
介護老人福祉施設（特養） ^b	516,446				
軽費老人ホーム ^a	83,745				
介護老人保健施設（老健） ^b	302,679				
有料老人ホーム ^a	300,870				
認知症高齢者グループホーム ^b	170,791				
サービス付き高齢者向け住宅 ^a	52,283				
上記施設計	1,484,102	⇒	社会施設の 入所者	1,571,889	-87,787
精神・療養病床入院者数 ^c	418,700	⇒	病院・療養所 の入院者	408,530	10,170
合計	1,902,802	⇒	合計	1,980,419	-77,617

* サービス付き高齢者向け住宅、精神・療養病床入院者数は 2014 年の値。
出典) a. 社会福祉施設等調査、b. 介護サービス施設・事業所調査、c. 患者調査(2014 年)

厚労省統計では、介護保険施設はもとより、有料老人ホームについても、認可を受けた施設についての数字であるが、それとは別に未届（脱法）有料老人ホームが存在していることも周知の事実であり、2016 年 9 月に総務省行政評価局が行った調査によれば、2016 年 1 月 31 日時点で未届施設が 1,650 施設あることが報告されている（総務省行政評価局 2016）。認可有料老人ホームと同様、未届施設についても 1 施設あたり 40 名の在所者がいると仮定すると、合計 66,000 人が在所している計算となり、厚労省調査と国勢調査との差の 75%を説明する。また、66,000 人は、国勢調査における高齢者の社会施設入所者の 4.4%に相当し、無視できない割合である。さらに国勢調査と厚労省統計では 2 万人強の差があることになるが、サービス付き高齢者向け住宅（サ高住）の居住者数の違いによるものかもしれない。表 2 に示したサ高住在所者数（52,283 人、2014 年）は、社会福祉施設調査に示されたものであるが、全国有料老人ホーム協会（2014）によれば、2014 年のサ高住戸数は 156,650 戸となっており、空きが多いことも考えられるが、在所者数との差が非常に大きい。社会福祉施設調査の数値にカウントされていないサ高住居住者数が一定数あることも考えられよう。

国勢調査における病院・療養所の入院者に対応する厚労省統計については、患者調査の入院期間別患者数を近似する数値として比較してみる。国勢調査では病院・療養所に入院している人の場合は、10 月 1 日現在、既に 3 か月以上入院している人だけがその病院で調

査する、ということになっている（統計局 HP¹）。2014 年の患者調査において、65 歳以上患者の平均在院期間が 3 カ月以上であるのは、精神病床と療養病床であり、それらを合計すると 418,700 人であり、国勢調査の病院・療養所の入院者と比べて 10,170 人多い。定義事態も異なっており、この差は、患者調査の標本誤差、一般病床における長期入院者などにより説明可能であろう。

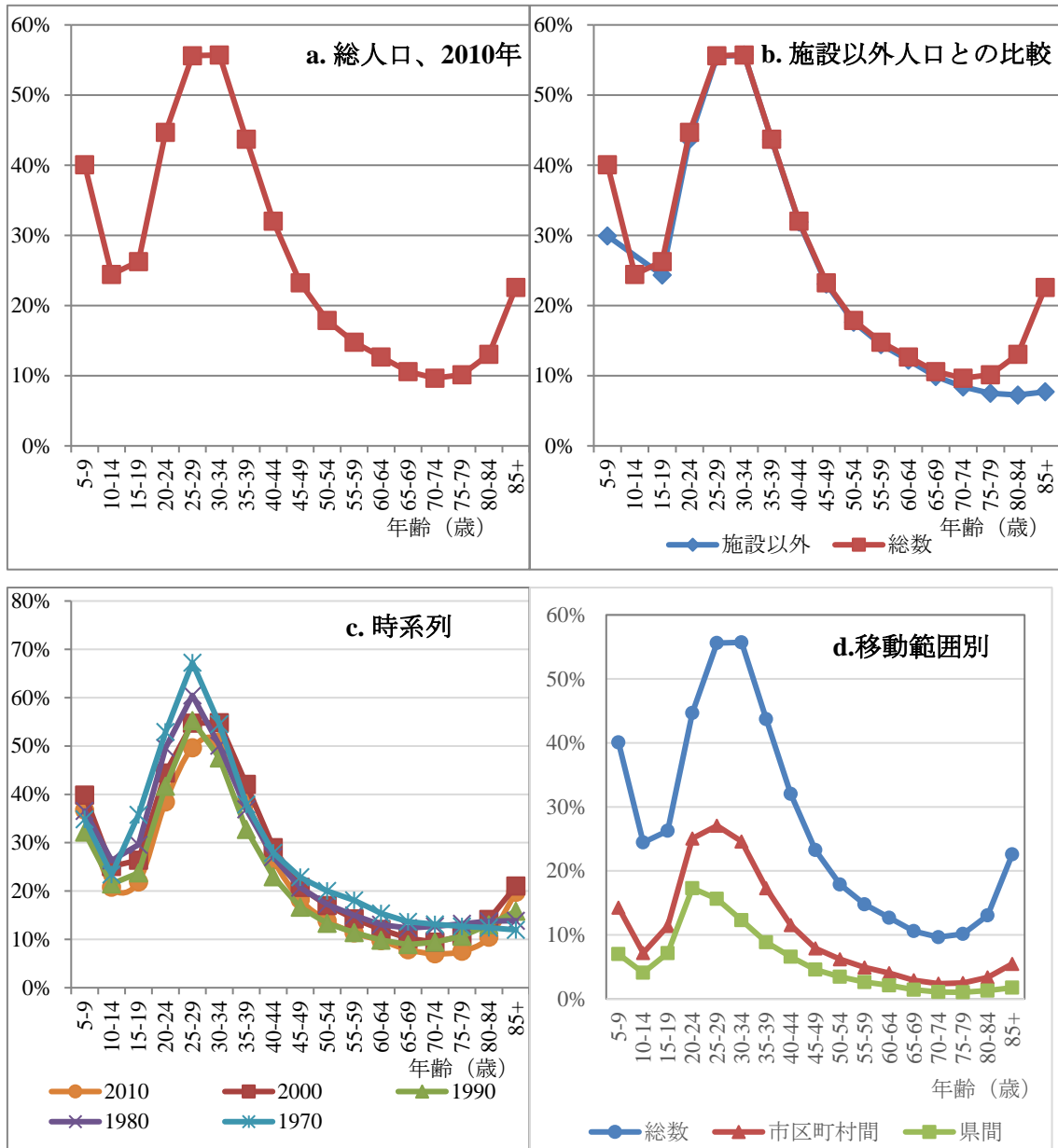
2. 高齢者の移動の概要

日本における高齢者移動に関しては、少なからず研究の蓄積があり（田原 2003、永井 2007、平井 2007、伊藤 2011、国立社会保障・人口問題研究所 2013、小島 2013、中川 2014、小池 2014、中川 2015）。その類型は①退職後のアメニティ追求移動（日本型 CCRC/生涯活躍のまち、海外ロングステイヤー）、②配偶者の死亡など世帯変化による移動、③住宅需要による移動（住み替えや賃貸住宅契約更新不可といった事情）、④医療・介護のための移動、に大別できる。

国勢調査による 5 年前の居住地が現在と違う人の割合を移動率と定義してそれを年齢別にみると、75 歳以上から移動率が反騰する（図 3 a）。この反騰は、上記の高齢者の移動類型のうち、どれにあたるのであろうか。国勢調査は、施設も含めたすべての世帯を対象にしているので、施設以外の居住者と全人口の移動率と比べると（図 3 b）、全人口でみられる高齢者の移動率反騰は、施設以外の居住者にはほとんど認められず、反騰は施設居住者によるものであることがわかる。つまり日本における、移動率に出現する程度著しい高齢者の移動は施設への移動により説明され、前述した高齢者移動の類型のうち④「医療・介護のための移動」にあたるものといえ、近年の高齢者移動反騰の上昇は、前節でみた施設人口の増加に呼応していると思われる。この反騰は、1970 年、1980 年ではみられないが、1990 年からみられるようになり、2000 年、2010 年とだんだん顕著になっている（図 3 c）。これは、施設人口が同期間に増加してきたことに呼応している。さらに、移動の範囲別、つまり移動が都道府県や市区町村を超えるものであるかどうかを見ると、高齢者の移動率の反騰は都道府県間や市区町村間移動においてはわずかであり、その多くは、市区町村内の移動であることがわかる（図 3 d）。

¹ <http://www.stat.go.jp/data/kokusei/qa-4.htm>（2017 年 3 月 4 日確認）

図3 5年前の居住地が現在と違う人の割合（国勢調査）



出典) 国勢調査 (e-stat)

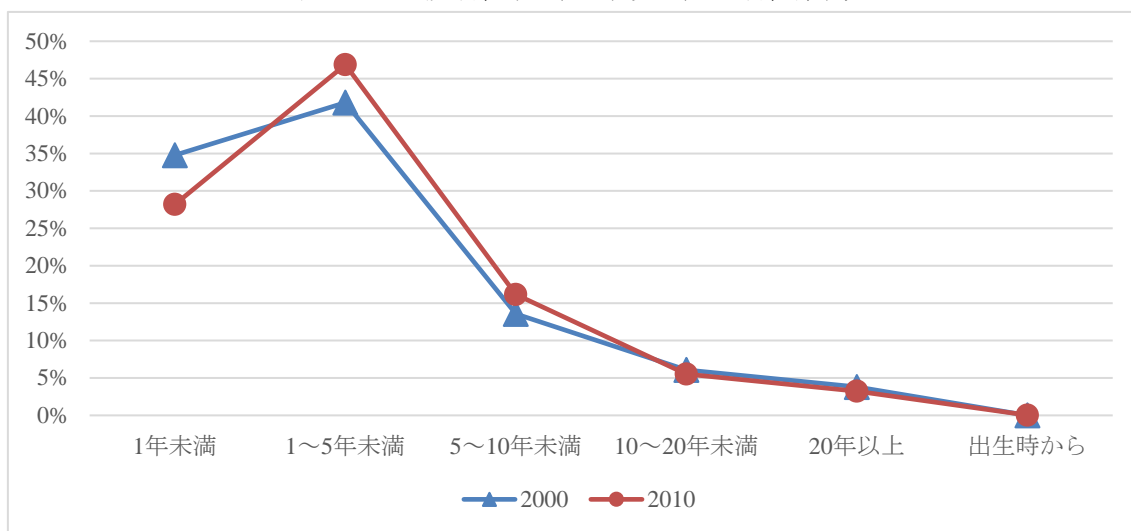
3. 高齢施設居住者の移動の動向

施設人口の増加と施設への移動のメカニズムを明らかにするために、施設人口の移動状況がわかる唯一の政府統計である国勢調査を用い分析する。分析は、estat で公表されているデータおよび統計法 33 条第 1 号の規定に基づき総務省統計局『国勢調査』調査票情報の提供を受け、独自集計したデータに基づく。

高齢施設居住者の現住地の居住期間をみると、その 3/4 は 5 年未満、1/4 は 5 年以上とな

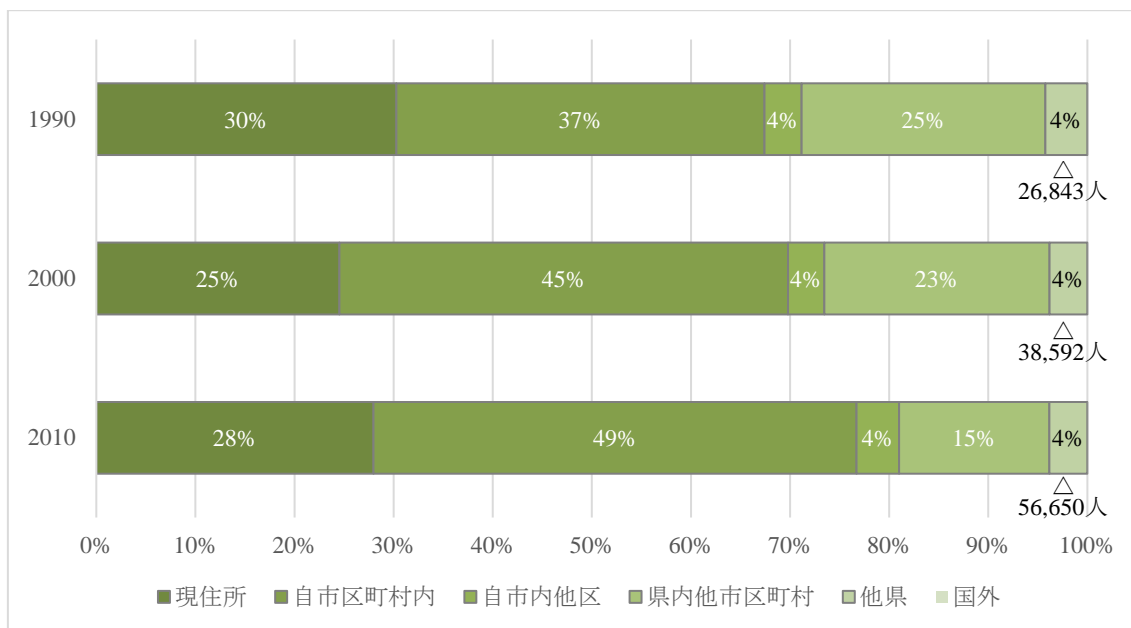
っており、2000年から2010年にかけて、やや長期化の傾向があるが、大体の傾向は同じである（図4）。5年前居住地が市区町村内であった人、つまり同じ市区町村にある施設に移動した人の割合は2010年で53%、市区町村を超えて県内で移動した人は15%、県を超えて移動した人は4%である（図5）。この県を超えて移動した人の割合は、1990年、2000年、2010年と変わらず4%である。割合は一緒であるが、高齢施設居住者自体の数が増えているので、県外から移動してきた人の数は、近年にかけて増加の傾向がある。

図4 施設居住者（65歳以上）の居住期間



出典) 国勢調査（二次利用）

図5 施設居住者（65歳以上）の5年前居住地

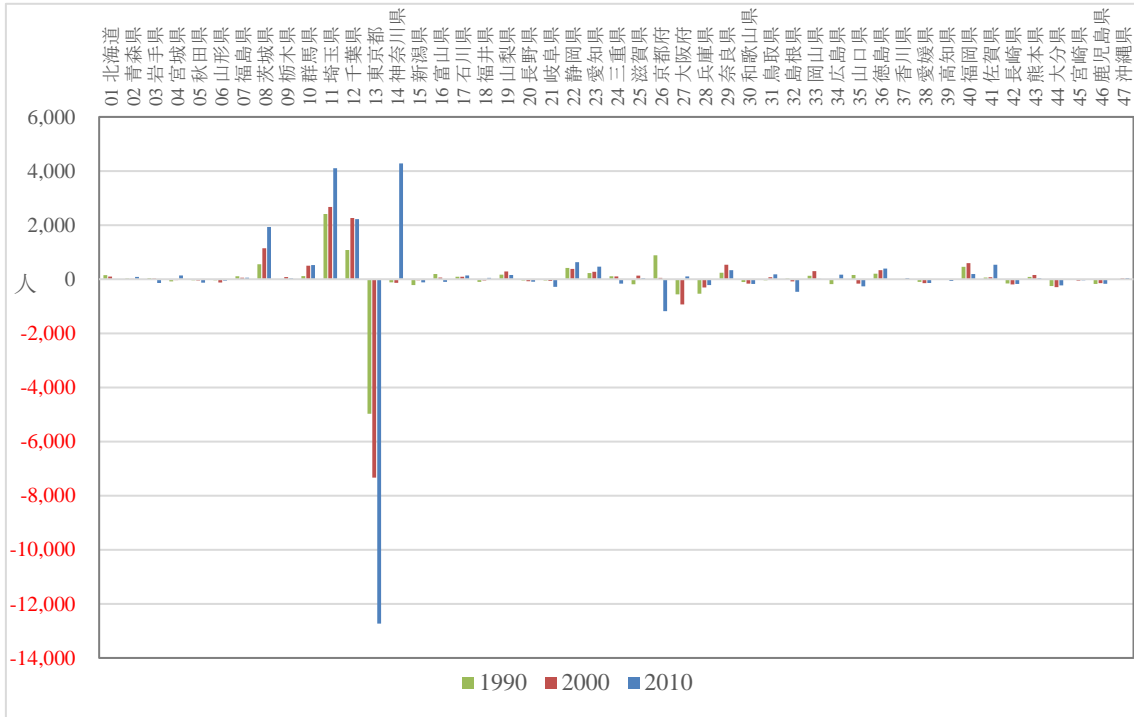


出典) 国勢調査（estat および二次利用）

施設に入るために県を超えて移動する人が4%しかいないことは、都道府県内で高齢者施設の供給が釣り合っているといえるが、しかしこの割合は都道府県別にみると、大きなばらつきがある。この割合が一番高いのは埼玉県では12%にものぼり、次いで神奈川県(11%)、千葉県(9%)、茨城県(9%)と東京近県で非常に高くなっている。一方北海道、沖縄県、秋田県、高知県などでは1%であり、県を超えてそれらの県にある施設に入所する人は非常に少ない(図6)。

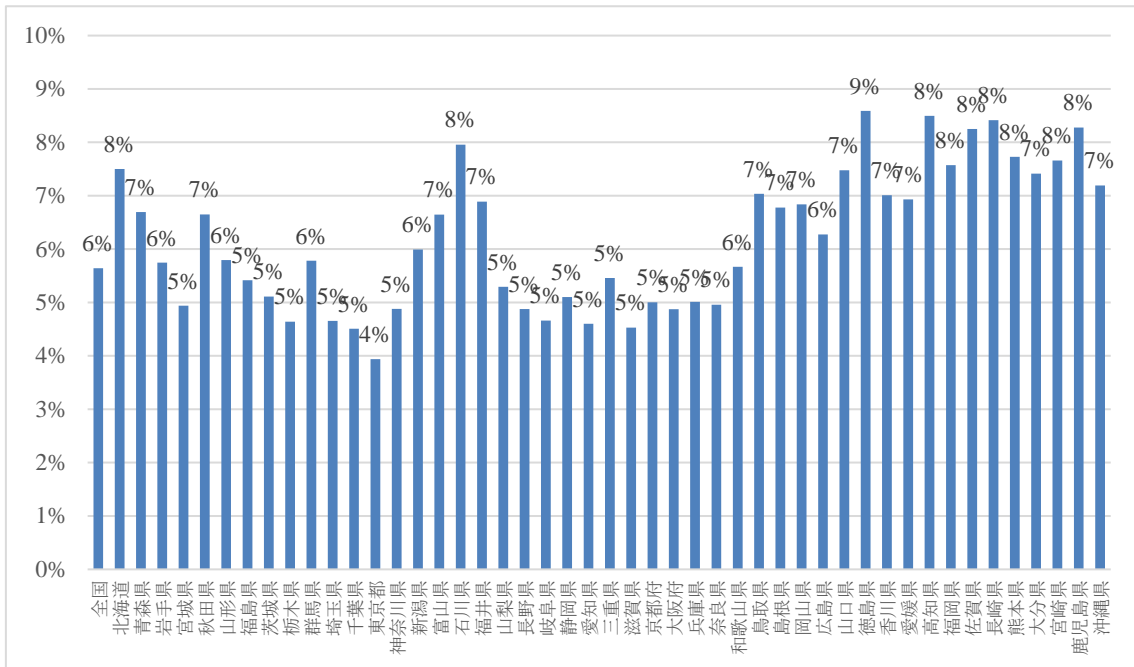
東京近県において、5年前の居住県をみると、埼玉県、神奈川県で67%、千葉県で55%、茨城県で53%、山梨県で51%、群馬県で45%が東京都となっている。つまり、東京近県で県外出身の施設居住高齢者が多いのは、東京都からの移動が多いことが主な原因である(図7)。また、東京から近県への施設入所のための高齢者移動は、1990年から2010年にかけて非常に増えている。5年前の居住県から算出した施設入居高齢者の純移動数をみると、東京から他県への純移動数は1990年で4,972人、2000年で7,333人、2010年で12,732人と急激に増加している(図8)。施設は、特に特養などでは入所待機者が多いため、在所者数を施設定員供給量とみなし、都道府県別に施設居住者が高齢者全体に占める割合をみると、東京都が全国で一番低く4%となっている(図9)。つまり、東京都は施設が足りないということで、そのため近隣県に移動している状況が生じており、その傾向は近年ますます著しくなっているといえる。

図 8 施設居住高齢者の純移動数（2005～2010年、都道府県間）



注) 2010年の国勢調査で施設に居住する高齢者の5年前居住県との比較。

図 9 施設居住高齢者（社会施設入所者および病院・療養所入院者）の割合（2010年）



出典) 国勢調査 (estat)

4. 今後の課題

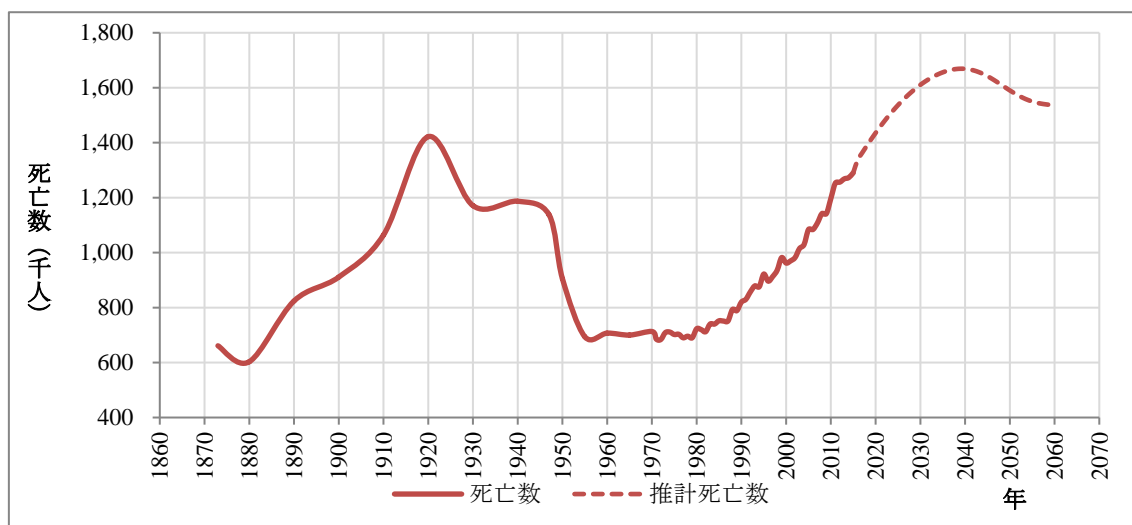
それでは、これからますます高齢者の施設移動の反騰傾向が拡大していくのであろうか。

2013年の介護サービス施設・事業所調査によれば、介護老人福祉施設退所者1.8%、介護老人保健施設退所者の31.7%、介護療養型医療施設退所者の9.3%は家庭に戻ったという結果になっているが、第7回世帯動態統計によれば、5年前に施設に居住していた高齢者で現在一般世帯に居住している人の割合はほとんど無視できる程度で少なく（鈴木 2017）、いったん施設から家庭に戻っても、5年間続けて生存し続けている人は少ないことが示唆される。そうであれば、死亡数が今後の施設需要を決定することになる。

日本全体の死亡者数は、今後引き続き増加し、2039年に166.9万人に達した後減少する見込みであり（国立社会保障・人口問題研究所 2012、図 10）2039年まで施設の需要は増嵩するとみられる。しかし都道府県別に死亡数の格差は今後著しくなることが予想され、それに応じた施設の新設・縮小がなされなければ、施設を求めた都道府県間移動は増加するだろう。一方でサービス付き高齢者向け住宅の増加にみられるように、施設の種類が多様になると、施設人口がすなわち重度の介護が必要である人の数とはみなせなくなってくる。現在国民生活基礎調査およびその後継調査（社会保障・人口問題基本調査も含まれる）は、後置番号4の大型施設人口を含む地区を調査対象外としており、施設人口が増えるにつれ、施設人口の状態を反映しない調査結果が、正しく高齢者の状況を示さないこととなる。

施設人口を国際比較可能な形で定義し、統計として提示していくことは、すでに国連欧州経済委員会で施設の高齢者人口測定に関するタスクフォースを新設する動きがあるように、重要である。施設人口を「例外」として扱うのではなく、高齢人口の重要なコンポーネントとして、調査・分析の対象とすることが今後ますます求められるであろう。

図 10 死亡数の推移



出典) 厚生労働省「人口動態統計」および国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成24年1月推計）」出生中位・死亡中位推計

(参考文献)

- 伊藤薫 (2011)「高齢者の長距離人口移動の決定因の変化 - 1960 年国勢調査から 2000 年国勢調査による分析」『地域学研究』 Vol. 41(2011) No. 1
- 川越雅弘・三浦研 (2008) 「我が国の高齢者住宅とケア政策」『海外社会保障研究』 Autumn No.164
- 小池司朗 (2014)「都道府県別高齢者人口変化の人口学的要因」『人口問題研究』 70-2(2014.6) pp.97~119
- 国立社会保障・人口問題研究所 (林玲子、千年よしみ、小島克久、清水昌人、小池司朗、貴志匡博、中川雅貴)(2013)『2011 年社会保障・人口問題基本調査 第 7 回人口移動調査 報告書』調査研究報告資料第 31 号
- 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
- 小島克久 (2013) 「一般世帯に居住する転居高齢者の属性に関する分析—「第 7 回人口移動調査」(2011 年) を用いた分析—」『人口問題研究』 69-4 (2013.12) pp.25~43
- 鈴木透 (2017 年公表予定) 「世帯形成・解体の動向」
- 全国有料老人ホーム協会 (2014) 『H25 年度有料老人ホーム・サービス付き高齢者向け住宅に関する実態調査研究事業報告書』平成 25 年度老人保健事業推進費等補助金 老人保健健康推進等事業
- 総務省行政評価局 (2016) 『有料老人ホームの運営に関する行政評価・監視 結果報告書』
- 田原裕子・平井誠・稲田七海・岩垂雅子・長沼佐枝・西律子・和田康喜 (2003) 「高齢者の地理学-研究動向と今後の課題-」『人文地理』第 55 巻 第 5 号
- 永井保男 (2007) 「高齢者の人口移動 - 終の棲家への移動」『経済学論纂 (中央大学)』第 47 巻第 3・4 合併号、pp.591-611
- 中川雅貴 (2014) 「高齢者の人口移動でみた都道府県の特徴」厚生労働科学研究費補助金 (政策科学総合研究事業) 「都市と地方における地域包括ケア提供体制の在り方に関する総合的研究」(研究代表者: 西村周三) 平成 25 年度総括・分担研究報告書, pp.176-185
- (2015) 「高齢者の人口移動でみた地域の特徴 — 市区町村別純移動率による分析 —」 厚生労働科学研究費補助金 (政策科学総合研究事業) 「都市と地方における地域包括ケア提供体制の在り方に関する総合的研究」(研究代表者: 西村周三) 平成 26 年度総括・分担研究報告書, pp.101-108
- 平井誠 (2007) 「高齢者による都道府県間移動の地域性」 In: 石川義孝編著 『人口減少と地域 - 地理学のアプローチ』, 京都大学出版会, pp.129-147

付表 1 高齢者施設在所者数/定員の推移

年	介護老人福祉施設 (特養)	介護老人保健施設 (老健)	認知症高齢者グループ ホーム	軽費老人ホーム	養護老人ホーム	有料老人ホーム	サービス付き高齢者向け住宅
1948							
1949							
1950							
1951							
1952							
1953					21,043		
1954					24,564		
1955					27,446		
1956					29,621		
1957					32,298		
1958					34,405		
1959					37,083		
1960					38,496		
1961					40,893		
1962					43,004		
1963	80			1,082	47,024		
1964	954			1,680	49,435		
1965	1,912			2,259	51,569		
1966	3,142			2,859	53,944		
1967	4,592			2,840	55,711		
1968	5,861			2,997	57,582		
1969	7,819			3,082	59,382		
1970	11,280			3,305	60,812		
1971	14,751			3,880	63,306		
1972	20,183			4,348	65,503		
1973	26,503			5,352	67,770		
1974	33,955			6,275	69,839		
1975	41,606			7,527	71,031		
1976	48,845			8,248	71,502		
1977	55,482			8,952	71,352		
1978	61,515			10,036	71,060		
1979	71,481			11,405	70,844		
1980	80,385			12,544	70,450		
1981	89,510			13,831	70,218		
1982	98,903			14,681	69,963		
1983	105,887			15,341	69,724		
1984	111,970			16,079	69,600		

1985	119,858			16,522	69,191		
1986	127,233			16,804	68,848		
1987	135,182			16,941	68,436		
1988	145,128			16,917	68,156		
1989	151,743			16,166	65,238		
1990	160,476			16,419	65,036	13,515	
1991	170,132	43,725		16,843	65,043		
1992	181,083	56,143		17,829	65,163		
1993	192,719	70,866		19,036	64,854		
1994	205,729	87,721		21,363	64,569		
1995	218,769	108,215		24,465	64,263	19,829	
1996	234,946	133,372		30,326	64,446		
1997	250,482	168,516		35,728	64,584		
1998	264,937	169,803		41,568	64,553		
1999	281,060	216,799		49,202	64,450	23,079	
2000	296,082	213,216	5,450	56,068	64,026	26,616	
2001	309,740	223,895	12,486	61,451	63,681	29,492	
2002	326,159	233,740	23,888	66,659	63,780	34,598	
2003	341,272	245,268	43,519	71,761	63,833	42,661	
2004	357,891	256,809	70,161	75,679	63,913	55,461	
2005	376,328	269,352	94,907	77,473	63,287	69,867	
2006	393,425	280,589	115,644	79,595	62,563	91,524	
2007	407,044	285,265	123,479	81,218	62,406	114,573	
2008	420,328	291,931	132,069	83,098	62,075	140,798	
2009	414,760	289,273	130,199	80,976	60,013	148,402	
2010	403,913	282,645	127,858	78,176	58,054	161,625	
2011	432,262	293,432	136,188	79,648	56,381	179,505	
2012	452,317	301,539	149,559	80,561	56,860	221,907	
2013	466,517	299,885	153,744	81,411	56,962	257,777	22,713
2014	493,032	299,561	161,591	81,672	56,963	285,160	52,283
2015	516,446	302,679	170,791	83,745	57,288	300,870	

注) 定員数はイタリックで示す。それ以外は在所者数。

出典) 厚生労働省「社会福祉施設等調査」、「介護サービス施設・事業所調査」；国立社会保障・人口問題研究所「社会保障統計年報」

初婚 / 第 1 子出生率の動向分析：競合リスクモデルによるアプローチ

余田翔平・別府志海・岩澤美帆・石井太

1. 問題の所在

国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）の全国将来人口推計（以下、全国推計）では、昭和 61 年推計以降、コーホート出生率法による出生仮定値設定がなされている。すなわち、コーホート別に年齢別出生率を観察していき、出生過程が完了していないコーホートについては、実績値が得られていない年齢から出生過程が完結する年齢までの年齢別出生率を推計している。具体的には、一般化対数ガンマ分布モデルと呼ばれるパラメトリックな数理モデル（後述）を当てはめることで、実績値がまだ観察されていないコーホート年齢別出生率を推計している。

このようなパラメトリックモデルを出生率の推計に適用するうえでしばしば問題になるのが、モデルに含まれているパラメータだけでは表現できない出生スケジュールの変化が現実には存在するということである。社人研の全国推計が利用してきた一般化対数ガンマ分布モデルもまた、比較的少数のパラメータによってかなり多様なコーホート出生スケジュールを再現できるものの、それだけでは表現できない出生パターンが実績値として観察されている。

図 1 にはそうした出生パターンの例を示した。この図が示しているのは、1965 年コーホートと 1980 年コーホートの年齢別第 1 子出生率である。1965 年コーホートの年齢別出生率をみると、26・27 歳あたりをピークに単峰型のパターンを示していることが分かる。一方で、1980 年コーホートの出生スケジュールは、大局的に見れば単峰型と言えるものの、20 代前半において「こぶ」のような形状が出生率カーブに観察されている。これは後述するように婚前妊娠による出生の影響と考えられる。従来的一般化対数ガンマ分布モデルだけでは、1980 年コーホートのような出生スケジュールを再現することが難しい。

本稿の目的は、婚前妊娠がコーホート出生率に及ぼす影響を考慮したうえで出生率を推計するために、従来型的一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張することである。具体的には、第 1 子出生を「婚前妊娠による出生」と「それ以外の出生」とに分類し、多重減少生命表の考え方にもとづいて、それぞれに一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめる。なお、後に示すように、婚前妊娠による年齢スケジュールの変化は初婚率にも見られるため、第 1 子出生に加えて初婚率の推計にも競合リスクモデルを適用する。

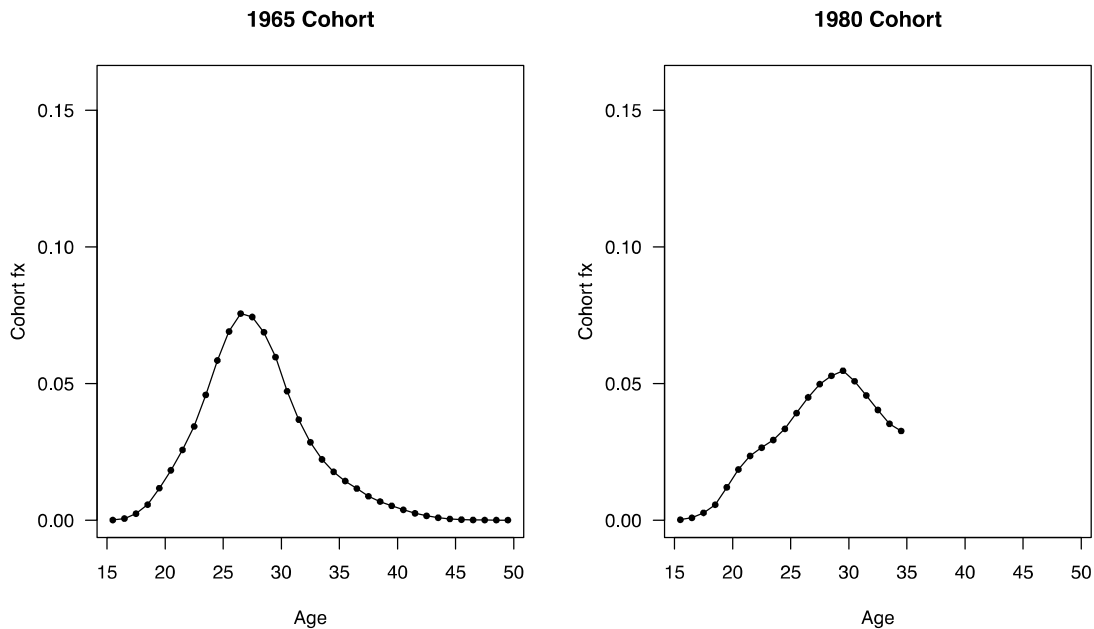


図1 1965年コーホートと1980年コーホートの年齢別第1子出生率

2. データ

一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめる対象となるのは、コーホート年齢別の初婚率および第1子出生率である。本稿では、これらの動態率の算出にあたり、2つのデータソースを利用する。ひとつは、日本版死亡データベース(JMD)から公開されている女性の生存延べ年数であり、これが動態率の分母となる。もうひとつは、人口動態統計から得られる、各年の女性の各歳別の初婚数および第1子出生数であり、これらが動態率の分子となる。なお、初婚数については届け出遅れの補正を施している。

以上のデータから年次ごとの年齢別初婚率および年齢別第1子出生率が算出され、これらをコーホートに組み替えることによってコーホート年齢別の初婚率および第1子出生率が得られる。本稿ではさらにこれらの動態率を「婚前妊娠初婚/出生」と「その他の初婚/出生」とに分類する。以下では、両者の定義について説明する。

2.1 婚前妊娠による第1子出生

人口動態統計の出生票には、夫婦の同居開始年月と当該子の出生年月が含まれている。これら2時点の年月情報を用いて、第1子出生については、「同居開始から7ヶ月以内に出生」したケースを「婚前妊娠による出生」と定義して

いる¹。もちろん出産に至るまでの妊娠週数には個人差があるものの、この定義にもとづくとおおむね妊娠2ヶ月目頃に同居を開始したケースを婚前妊娠とみなすことになる。「その他の(第1子)出生」は、第1子出生総数から婚前妊娠出生を差し引いたものになる。なお、婚前妊娠による第1子出生率は、出生時の妻年齢別に算出する。

2.2 婚前妊娠による初婚

つづいて、婚前妊娠初婚の定義について説明する。各年次の初婚件数は人口動態統計の婚姻票から得られるが、婚姻票では夫婦の同居開始時に妻が妊娠しているか(さらには妊娠していた場合、その後出産に至ったか)は分からない。そのため、婚姻票の情報だけでは婚前妊娠初婚を特定できない。

そこで本稿では、いくつかの仮定を置いた上で、出生票の情報から婚前妊娠による初婚件数を推定する。それらの仮定は以下のとおりである。

婚前妊娠による第2子以降の出生はすべて再婚から発生する。言い換えると、妊娠発覚後に初婚を開始しその後出生に至った場合、当該子は第1子である。妻の同居開始年齢別にみた初再婚の構成割合は、その結婚が婚前妊娠を伴う結婚か否かによって変わらない。

の仮定を置くことによって、2.1で定義した「婚前妊娠による出生 = 同居開始から7ヶ月以内に出生」のうち、初婚によるものを抽出できれば「婚前妊娠初婚」を定義することができる。しかしながら、出生票では夫婦の同居開始年月は分かるものの、そのパートナーシップが初婚なのか再婚なのかは把握できない。

そこで の仮定を置く。人口動態統計の婚姻票からは、妻の同居開始年齢別にみた初再婚の構成割合を算出できる(図2参照)。仮に、この割合が婚前妊娠結婚とそれ以外の結婚とで変わらないとすると、この初再婚の構成比を用いて婚前妊娠を伴う結婚を按分すれば、婚前妊娠初婚を特定できる。

¹ この定義は婚前妊娠結婚に関する先行研究でも広く用いられている(Ruzicka

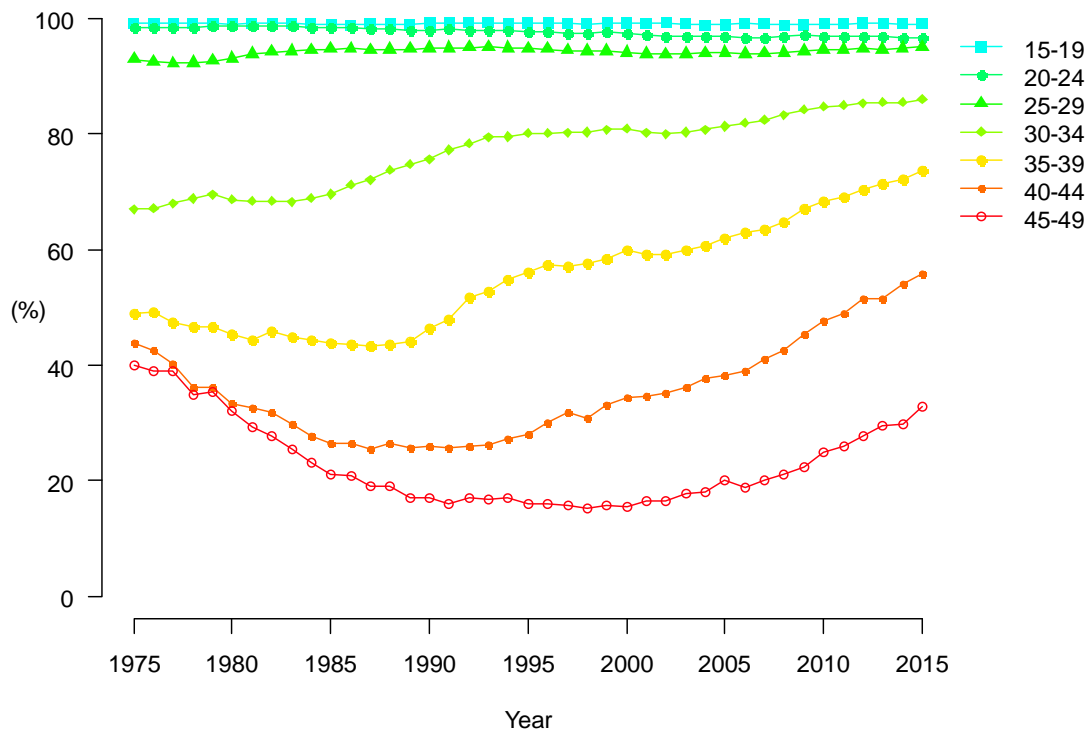


図2 同居開始年別、妻の同居開始年齢別にみた、全結婚に占める初婚の割合

以上の定義にもとづいた婚前妊娠初婚の注意点として、「妊娠発覚後に初婚を開始したが中絶や流死産によって出生に至らなかったケース」が含まれない。人口動態統計からはこうしたケースは特定できないため、今後、標本調査等によって婚前妊娠初婚に占める中絶や流死産の割合を算出し、本稿の婚前妊娠初婚の操作化の妥当性をチェックする必要がある。

3. 方法

以下ではまず、社人研の全国推計で出生率の推計に用いられてきた従来型の一般化対数ガンマ分布モデルについて概説する。つづいて、多重減少生命表の原理にもとづいて一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張する方法について述べる。

3.1 一般化対数ガンマ分布モデル

一般化対数ガンマ分布モデルは、年齢別初婚率のモデルとして知られるコール・マクニールモデルの一般化であるが、出生率に対しても当てはまりの良いことがわかっている（Kaneko 2003）。出生順位 n 、年齢 x の出生率を $f_n(x)$ とすると、一般化対数ガンマ分布モデルは以下の式で与えられる。

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

ただし、

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

である。 Γ 、 \exp はそれぞれガンマ関数、指数関数を指し、 C_n 、 u_n 、 b_n 、 λ_n は出生順位 n の年齢別出生率関数のパラメータである。

社人研の全国推計では、日本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) (経験補正関数) を抽出し、これによって修正を行っている。その結果、コーホートの出生順位別・年齢別出生率関数 $f_n(x)$ は、

$$f_n(x) = C_n \cdot \left\{ g(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left(\frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

として与えられる。

社人研の過去の全国推計（平成 18 年 12 月推計および平成 24 年 1 月推計）においては、婚前妊娠による第 1 子出生年齢スケジュールの補正は、経験補正関数の一部として織り込まれている。具体的には、第 1 子出生率の経験補正関数は以下のように 2 つの項に分解される。

$$\varepsilon_1 = \varepsilon_1^* + \rho \varepsilon_1^P$$

ε_1^P は婚前妊娠による年齢パターン変化の経験補正值、 ε_1^* はそれ以外の経験補正值である。 ρ は婚前妊娠による年齢パターン変化の補正強度を示すパラメータであり、コーホートごとに可変とする。

経験補正関数は、純粋な数理モデルとしての一般化対数ガンマ分布モデルと実績値との乖離の平均的なパターンであるため、これをモデルに含めることによって実績値への適合度は改善される。婚前妊娠補正も経験補正関数の一部として反映されているため、社人研の全国推計でこれまで用いられてきた「経験

補正型一般化対数ガンマ分布モデル」も婚前妊娠による出生パターンの変化に対応できる仕組みを兼ね備えている。

ところが、経験補正関数による婚前妊娠補正にはいくつかの問題点がある。第1に、経験補正とはあくまで実績値に対する数理モデルの適合度を高めるための「事後的な」補正のため、こうした補正は可能な限りモデルに含めるべきではないという批判がありうる。第2に、経験補正関数の一環としての婚前妊娠補正関数には補正強度を示すパラメータが含まれているものの、そもそも婚前妊娠による出生が量的にどれほど存在するのかといった疑問に答えることは難しい。これらの問題点を解消する手段のひとつとして、第1子出生（および初婚）を「婚前妊娠による出生 / 初婚」と「それ以外の出生 / 初婚」に分離し、それぞれの年齢別出生率 / 初婚率に対して一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめるという方法が考えられる。そこでつぎに、多重減少生命表の原理を応用して一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張する方法について説明する。

3.2 競合リスクモデルへの拡張

一般に結婚や出生は一人の者が複数回経験をすることができる反復可能事象であるのに対し、初婚や第1子出生は一回しか経験することができない反復不可能事象である。そこで、これらの事象を死亡として捉えることにより、一般的な生命表理論の応用が可能となる。さらに、死亡については死因など複数の競合する減少要因を考慮した生命表を考えることができるが、これを取り扱うのが多重減少生命表の理論である。そこで、初婚 / 第1子出生が、「婚前妊娠による初婚 / 第1子出生」と「それ以外の初婚 / 第1子出生」という二つの競合する減少要因から成ると考え、多重減少生命表を応用し、初婚 / 第1子出生モデルの競合リスクモデルへの拡張を行うこととする。

以下では離散型モデルを考察する。 ${}_1f_x$ で年齢 $[x, x + 1)$ におけるコーホート年齢別初婚率 / 第1子出生率を表す。さらに、第 i 要因による初婚率 / 第1子出生率を ${}_1f_x^i$ と表す。ここで、 i が1の時は婚前妊娠による初婚 / 第1子出生率、 i が2の時はそれ以外の初婚 / 第1子出生率を示す。年齢 x 歳時点での未婚者割合 / 第1子出生未経験者割合を S_x と書くと、 $S_x = 1 - \sum_{a=15}^{x-1} {}_1f_a$ であり、 $[x, x + 1)$ における初婚 / 第1子発生確率は全要因では ${}_1q_x = {}_1f_x / S_x$ 、第 i 要因については ${}_1q_x^i = {}_1f_x^i / S_x$ となる。

この第 i 要因についての発生確率 ${}_1q_x^i$ は、競合する他のリスクが存在する下での確率であることから、第 i 要因のみが減少要因であったときの発生確率 ${}^*_1q_x^i$ とは異なるものとなっている。モデリングは第 i 要因のみが減少要因であるとした場合の初婚 / 第1子出生関数に対して行うことから、 ${}^*_1q_x^i$ を多重減少表

生命表の理論から導出する。これにはいくつかの方法が存在するが、ここでは各年齢区間 $[x, x + 1)$ において、第 i 要因による初婚 / 第1子発生ハザードが全要因のハザードに比例することを仮定する。この仮定の下では以下の関係式が成立する(Preston et al. 2000: p. 82)。

$$1 - {}_1^*q_x^i = (1 - {}_1q_x) \frac{{}_1f_x^i}{{}_1f_x}$$

そこで、この ${}_1^*q_x^i$ を用いて第 i 要因に関する単一減少表を作成することにより、第 i 要因のみが減少要因であったとしたときの初婚率 / 第1子出生率 ${}_1^*f_x^i$ を得ることができる。そこで、この ${}_1^*f_x^i$ に一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめることにより、要因ごとに初婚率 / 第1子出生率の推定を行うことができる。

このようにして推定された ${}_1^*f_x^i$ から ${}_1^*q_x^i$ を算出し、

$$1 - {}_1q_x = \prod_i (1 - {}_1^*q_x^i)$$

により全体の初婚 / 第1子発生確率を得て、これをコーホート年齢別初婚率 / 第1子出生率に変換することにより、「婚前妊娠による初婚 / 第1子出生」と「それ以外の初婚 / 第1子出生」のそれぞれが一般化対数ガンマ分布モデルに従う、初婚率 / 第1子出生率関数のモデリングを行うことが可能となる。

4. 分析結果

4.1 婚前妊娠をともなう初婚・第1子出生の趨勢

はじめに、各年次の初婚数・第1子出生数のうち、婚前妊娠をともなう初婚および第1子出生がそれぞれどれほどの割合を占めるのかについて確認しておこう²。図3は年次別にみた婚前妊娠初婚 / 第1子出生の割合である。初婚・第1子出生ともに婚前妊娠の割合は、1990年代後半に急激に伸び、2000年代半ばまでは横ばい傾向が続いた後、緩やかに低下している。ピーク時でみると、初婚は約20%、第1子出生は約30%が婚前妊娠を伴っている。

² 初婚は届出のあった年ではなく同居開始年別に集計している。

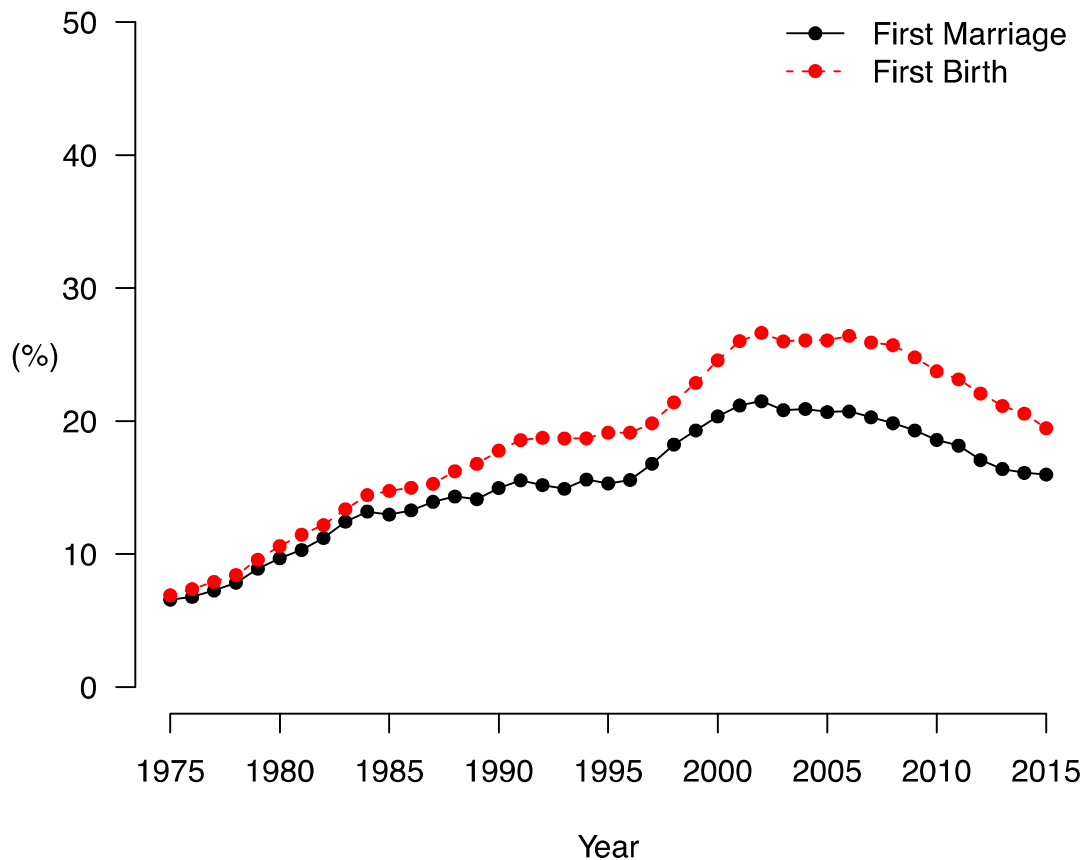


図3 年次別にみた、婚前妊娠初婚 / 第1子出生の割合

図3は各年次の総数に占める婚前妊娠初婚 / 第1子出生の割合であるが、これらを年次別・年齢別に集計したものが図4である。初婚・第1子出生ともに、10代後半から20代前半において婚前妊娠の占める割合が高い。その後、婚前妊娠の割合は、初婚では25歳付近、第1子出生では30歳付近までに大きく低下していることが分かる。

「婚前妊娠初婚 / 第1子出生」と「その他の初婚 / 第1子出生」の年齢別動態率を1975年と2005年とで比較したのが図5である。ここでは初婚・第1子出生ともに次の2点があてはまる。第1に、婚前妊娠を伴う初婚・第1子出生率は、年齢パターンは2時点間で大きく変わらないものの、2005年では1975年よりも動態率が高まっている。第2に、「その他の初婚率 / 第1子出生率」は婚前妊娠を伴うそれよりも年齢パターンが大きく変化しており、一言で言えば晩婚化・晩産化を反映して年齢スケジュールが高年齢にシフトしている。図1において第1子出生率カーブに見られた20代前半の「こぶ」は、このような性

質の異なる2つの動態率（「婚前妊娠初婚 / 第1子出生」・「その他の初婚 / 第1子出生」）のそれぞれの変化を反映しているものと推測される。

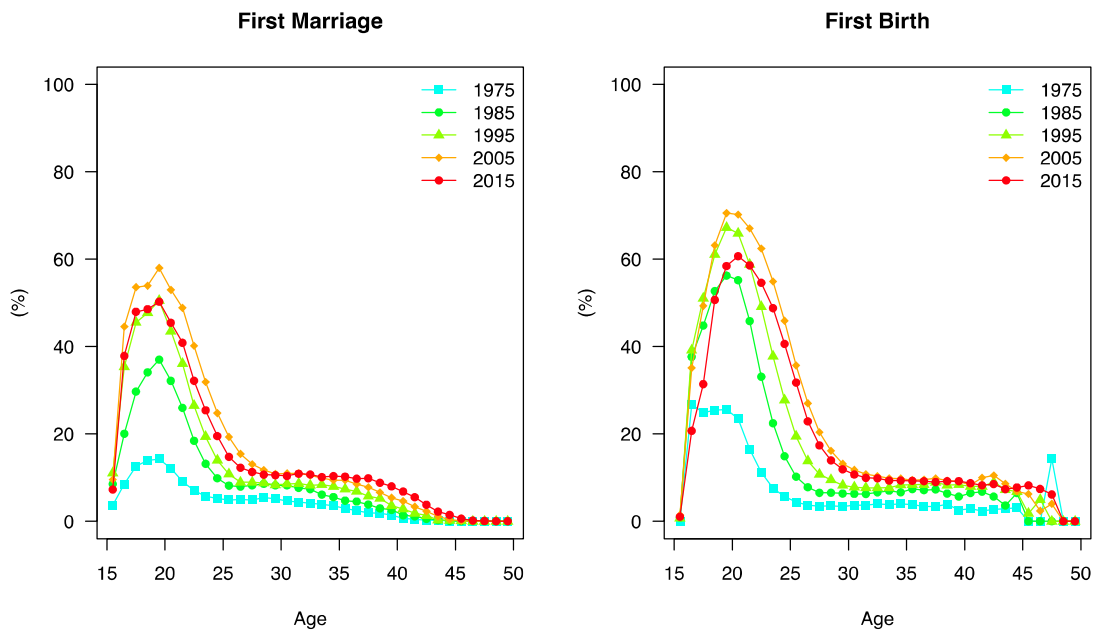


図4 年次別・年齢別にみた、婚前妊娠初婚 / 第1子出生の割合

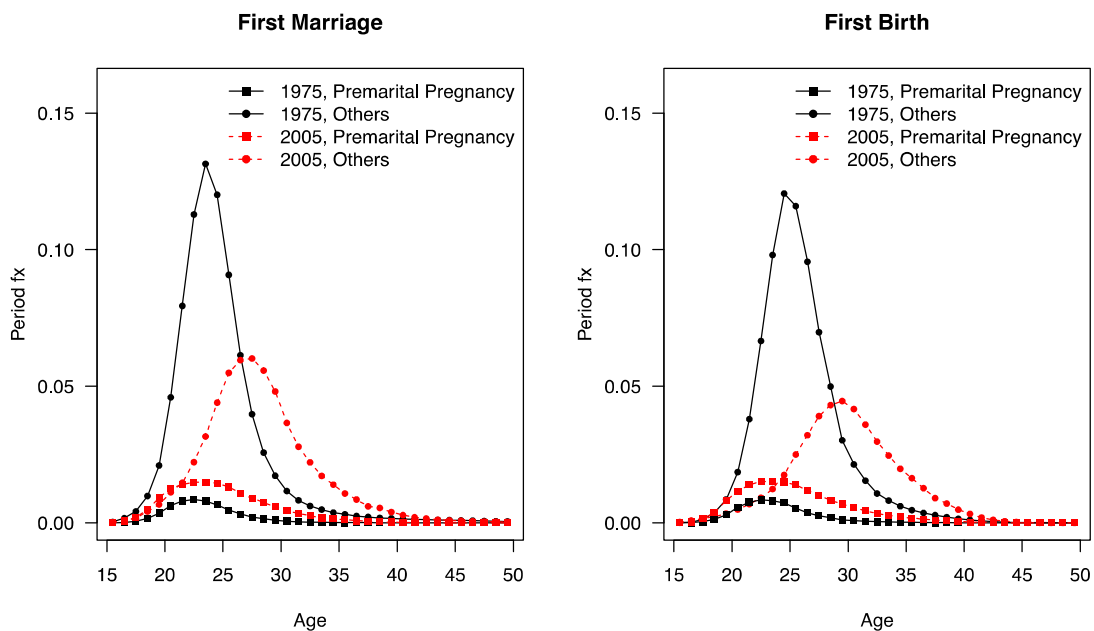


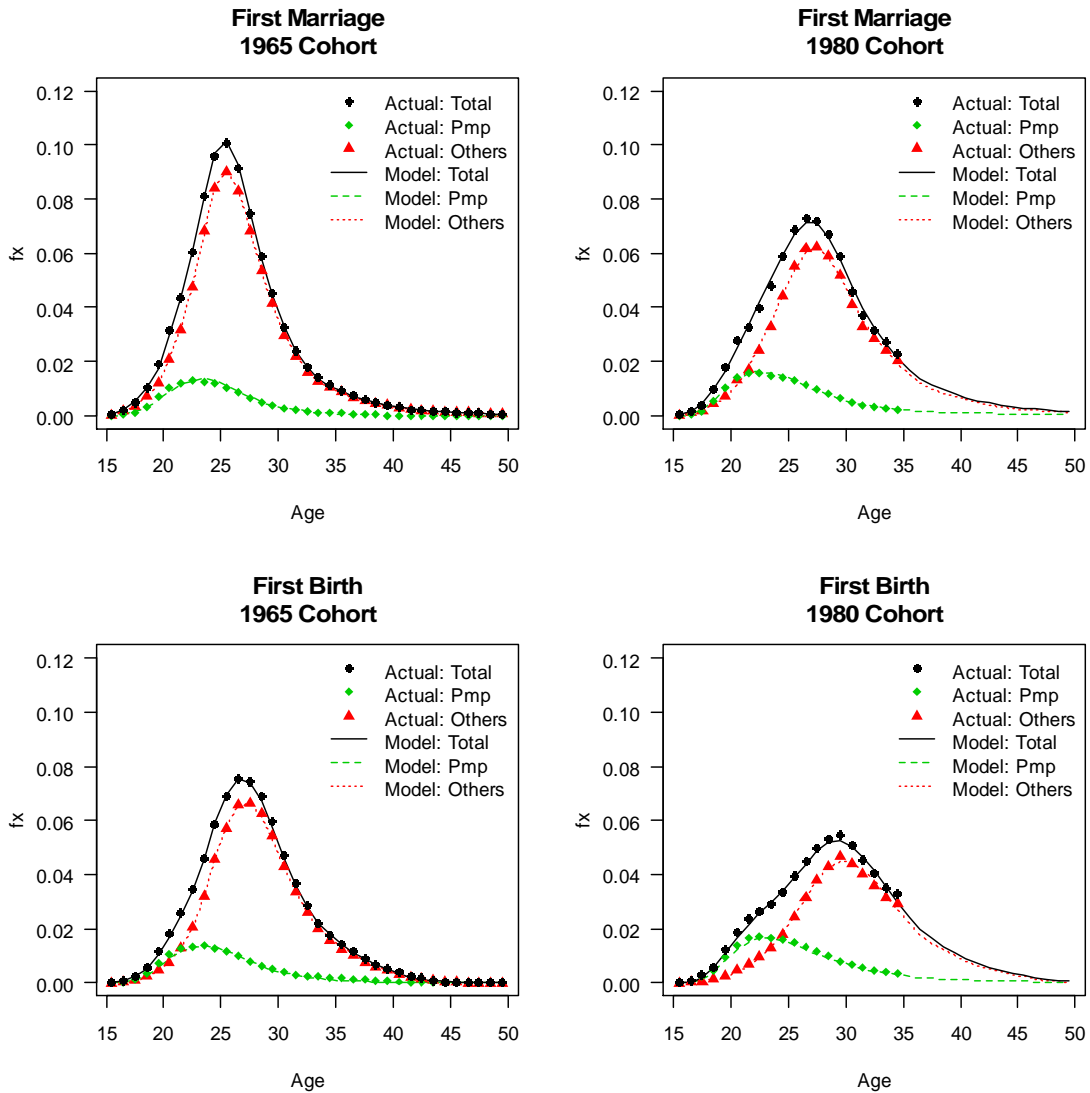
図5 「婚前妊娠初婚 / 第1子出生」と「その他の初婚 / 第1子出生」の年齢別動態率（1975年および2005年）

4.2 競合リスクモデルによる初婚率 / 第 1 子出生率の推計

ここまでは婚前妊娠を伴う初婚・第 1 子出生の動向について年次別に観察してきた。以下ではこれらの動態率をコーホートに組み換え、競合リスク型の一般化対数ガンマ分布モデルを適用する。そうすることで、出生過程の途上にあるコーホートについても、「婚前妊娠初婚 / 第 1 子出生」と「その他の初婚 / 第 1 子出生」を区別したうえでそれぞれの年齢別動態率の将来値を推定できる。

図 6 には 1965 年コーホートと 1980 年コーホートの初婚率および第 1 子出生率の当てはめの結果を示した。1965 年コーホートは 50 歳まで出生過程を完了している最も若いコーホート（本稿執筆時点）であり、このようなコーホートに対しては最尤推定法によってほぼ問題なくパラメータの推定を行うことができる。人口推計の場面では、このコーホートについては（50 歳までの実績値が得られているため）年齢別初婚率 / 第 1 子出生率の推計をする必要はないものの、実績値にモデルをあてはめることでモデルの適合度を測ることができる。モデル推定の結果、「婚前妊娠初婚 / 第 1 子出生」と「その他の初婚 / 第 1 子出生」とともに、実績値に対するモデルの当てはまりが良いことが確認される。

一方、1980 年コーホートは結婚過程ならびに出生過程を終えておらず、このようなコーホートに対しては、モデル値を将来の年齢別初婚率・出生率として、結婚や出生の仮定設定に用いることができる。また、冒頭で述べたとおり、このコーホートは婚前妊娠によって初婚パターンや第 1 子出生パターンに変化が見られ、初婚や第 1 子出生のこうした年齢スケジュールをモデルとして表現できるか否かが将来人口推計においてモデルの重要な評価基準のひとつとなる。モデル推定の結果を見てみると、特に第 1 子出生率に顕著に見られる 20 代前半における「こぶ」もモデルによって概ね表現できている。



注：凡例の意味は以下の通り。Total：全初婚 / 第1子出生、Pmp：婚前妊娠を伴う初婚 / 第1子出生、Others：その他の初婚 / 第1子出生

図7 競合リスク型の一般化対数ガンマ分布モデルによる、
初婚率および第1子出生率の当てはめ

5. まとめ

本稿では、婚前妊娠による初婚および第1子出生の年齢スケジュールの変化に着目し、こうした初婚 / 出生パターンをより良く表現するために、多重減少生命表の原理を応用して一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張した。

このようなモデルの当てはめを行うための基礎データとして、人口動態統計の個票データを用いて、全初婚ならびに全第1子出生をそれぞれ「婚前妊娠初

婚 / 第 1 子出生」と「それ以外の初婚 / 第 1 子出生」に分類した。それぞれの初婚および第 1 子出生を年次別に観察した結果、以下の点が明らかになった。

- ・婚前妊娠を伴う初婚・第 1 子出生が全体に占める割合は、1990 年代後半に急増し、2000 年代半ばまで横ばい傾向が続いた後、緩やかに低下している。
- ・初婚・第 1 子出生ともに、10 代後半から 20 代前半において婚前妊娠の占める割合が高い。その後、婚前妊娠の割合は、初婚では 25 歳付近、第 1 子出生では 30 歳付近までに大きく低下している。
- ・「婚前妊娠初婚 / 第 1 子出生」と「その他の初婚 / 第 1 子出生」の年齢別動態率を 1975 年と 2005 年とで比較したところ、婚前妊娠を伴う初婚・第 1 子出生率は、年齢パターンは 2 時点間で大きく変わらないものの、2005 年では 1975 年よりも動態率が高まっている。一方、「その他の初婚率 / 第 1 子出生率」は婚前妊娠を伴うそれよりも年齢パターンが大きく変化しており、一言で言えば晩婚化・晩産化を反映して年齢スケジュールが高年齢にシフトしている。

つづいて、年次別の年齢別初婚率 / 第 1 子出生率をコーホートに組み替え、競合リスク型の一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめた。モデル推定の結果、婚前妊娠による初婚 / 第 1 子出生の年齢パターンの変化を概ね再現できていることが確認された。

3.1 で述べたように、社人研の従来全国推計においても、婚前妊娠による出生パターンの変化については、実績値とモデル値との乖離を経験補正関数の一部として取り込むことで対処がなされてきた。本稿で得られた結果からは、一般化体数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張することで、経験補正の一環としての婚前妊娠補正という事後的な補正をモデルに組み込むことなく、婚前妊娠による初婚・第 1 子出生の年齢スケジュールの変化を表現できる可能性が示唆された。

本研究で明らかとなった「婚前妊娠初婚 / 第 1 子出生」と「その他の初婚 / 第 1 子出生」の動向は、若年層において一定の妊娠先行型結婚・出生が安定的に存在しているのに対し、それ以外については、30 歳代以上で駆け込みとも呼ばれるような出生パターンが顕在化してきており、このような晩産化型の出生パターンが一定の定着傾向を見せながら出生分布の高齢化に結びついていることがその要因となっている。このような晩産化型出生パターンの定着傾向が今後も続くかどうかは、この年齢層の女性がこれまで妊娠・出産を先送りしてき

たことに関連する様々な障害を取り除けるかどうかという政策的課題にも直結しており、今後、このような出生動向の変化の背景をさらに分析することが重要であると考えられる。

最後に、本稿に残された課題について整理しておく。第1に、婚前妊娠を伴う初婚/第1子出生の定義についてはいくつかの仮定を置いていることから、その仮定の経験的妥当性の確認も含め、多角的に検討していく必要がある。第2に、多重減少生命表にもとづく競合リスクモデルはリスク人口の同質性を仮定しているが、婚前妊娠を伴う初婚・第1子出生を経験する集団とそれ以外の初婚・第1子出生を経験する集団が同質的でない可能性もある。このようなリスク人口の異質性を考慮したモデルについても今後検討していきたい。

(文献)

岩澤美帆・鎌田健司 (2013) 「婚前妊娠結婚経験は出産後の女性の働き方に影響するか？」 『日本労働研究雑誌』 55(9): 17-32.

Japanese Mortality Database, National Institute of Population and Social Security Research, Available at <http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index-en.html>.

鎌田健司(2006) 「婚前妊娠に関する社会経済的要因の分析」 『経済学研究論集』 第24号, pp.45-63.

—— (2012a) 「全国家族調査を用いた分析 婚前妊娠出生の社会経済的要因」 安藏伸治・小島宏編 『ミクロデータの計量人口学』 原書房, pp.67-91.

Kaneko, Ryuichi (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.

Preston, Samuel, Patrick Heuveline and Michel Guillot, 2000, *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Wiley-Blackwell.

Ruzicka, L. T.(1975) “Age at Marriage and Timing of the First Birth,” *Population Studies*, Vol.30, pp.527-538.

市区町村別生命表作成の課題

- 小地域における死亡数の攪乱的変動とベイズ推定における事前分布のパラメータを設定する「地域」区分が平均寿命へ及ぼす影響 -

菅 桂太

1. 目的

市区町村別にみた死亡状況を示す基本的な資料には『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部）（以下、公式の『市区町村別生命表』）があり、これまで2000年国勢調査に基づくものから最新の2010年のものまで3回作成されている。このうち、2010年のものは2000～2005年とは作成方法が異なる。これには2011年3月11日に発生した東日本大震災の影響が大きかったものと推察される。

東日本大震災による死者は2011年人口動態統計に報告されたものだけで（行方不明者やいわゆる震災関連死が含まれない）18,877人と、岩手県、宮城県、福島県の市区町村を中心に甚大な被害をもたらした。なかでも三陸沿岸の自治体では深刻な津波の被害があり、たとえば宮城県女川町、岩手県大槌町、岩手県陸前高田市、宮城県南三陸町では2011年の死亡の8割以上を東日本大震災による死亡が占める。これらの自治体では2011年の死亡数は2010年の3.5～5倍以上になった。また、東日本大震災による死亡の65歳以上割合は56.2%で2010年国勢調査による65歳以上人口割合23.0%の2倍以上であった。2011年の死亡の65歳以上割合85.3%と比べると東日本大震災による死亡は元々死亡リスクの低い若年層にとっては日常生活で経験することがないリスクであったことは間違いないが、人口の年齢割合より死亡の年齢割合が高いことは東日本大震災による死亡が全人口に均一に起きているのではなく高齢者に集中していることを示す。足の悪い高齢者が逃げ遅れて津波の被害にあったとの報告もあることから、東日本大震災による死亡はその他の死因による死亡と独立に発生したわけではなく、その他の死因リスクの高い人口で、東日本大震災による死亡も多かった可能性を示唆する。実際、2010年と2011年を比較すると全国的に5%ほど死亡数は増加したが、女川町など東日本大震災による死亡が多かった自治体で2011年の死亡から震災による死亡を除いたものは2010年の死亡を下回る傾向が認められる。このため、当該地域の死亡状況を適確に（時系列比較ができるように）示すためには、東日本大震災による死亡をそのまますべて含めることも単純には除去することもできない。

このような事情もあって、市区町村のような小地域では死亡の偶発的変動の影響が大きくなるため2000～2005年の『市区町村別生命表』が国勢調査の前後3年分の死亡を用いて作成されたのに対し、2010年の『市区町村別生命表』では2010年の死亡数のみが用いられている。また、『市区町村別生命表』では死亡の偶発的変動によって死亡率の推定が不安定になることの影響に対処するためベイズ推定が行われている。2000～2005年について

は、市区町村を含むより広域な 2 次医療圏（地理的に近いものを男女別にそれぞれ 15 万人以上になるように組み合わせたもの）を基にした「地域」でベイズ推定の事前分布のパラメータが設定されていたのに対し、2010 年についてはさらに人口規模の大きな都道府県を単位に事前分布のパラメータを設定することで 1 年分の死亡を用いることに起因する死亡率推定の不安定さに対処している。

本稿では、このような作成方法の違いが市区町村別にみた死亡状況の時系列比較にどのような影響を及ぼすのか検討することを目的とする。より具体的には、まず 2004～2006 年の死亡数を用い 2 次医療圏に基づく「地域」で事前分布のパラメータを設定する公式の『市区町村別生命表(2005 年)』の再現を試みる。そして、この公式の『市区町村別生命表(2005 年)』の手法で作成した生命表の平均寿命をレファレンスとして、以下の 4 つの異なる手法で計算した 2005 年の市区町村別生命表の平均寿命と比較する。第一は、死亡率を計算する分子に 2005 年の死亡数のみを用いベイズ推定の事前分布のパラメータを都道府県単位に設定するものである。これは公式の『平成 22(2010)年市区町村別生命表』と同じ手法で計算するものになる。第二は、分子の死亡数に 2004 年のものを用い、第三は 2006 年のものを用いる。いずれも分母は共通にし、都道府県単位に事前分布のパラメータを設定することで、レファレンスケースと比較して 2004～2006 年の死亡の偶発的な期間変動が市区町村別の平均寿命に及ぼす影響を評価する。第四は、分母についてはレファレンスケースと共通、分子に 2004～2006 年の死亡数を用い、事前分布のパラメータを都道府県単位に設定する。最後のケースをレファレンスケースと比較することで、事前分布のパラメータ推定の安定性が市区町村別平均寿命に及ぼす影響を評価する。

続く各節の構成は以下の通りである。第 2 節では厚生労働省統計情報部による公式の『市区町村別生命表』から 2000～2010 年の市区町村別平均寿命のパターンを概観し、2010 年の平均寿命の地理的なパターンが 2000～2005 年と比較して特異な変化をしていることを示す。そして、死亡率を測定するリスク人口が少なくなる小地域では生命表の平均寿命が不安定になることから、たとえば平均寿命に 0.1 歳の精度を求めるなら死亡率を算出する際に必要なリスク人口の規模は 0.5 歳の精度を求める場合よりも大きくなることを説明する。第 3 節では、一定の平均寿命の精度を達成するために必要なリスク人口の大きさを 2010 年の全国人口の男女年齢割合と男女年齢別死亡構造を前提としたシミュレーション分析によって示す。第 4 節では、2004～2006 年の死亡数を用いて独自に市区町村生命表を作成し、分子に用いる死亡数の偶発的な期間変動やベイズ推定の事前分布のパラメータを設定する「地域」の違いが市区町村レベルの平均寿命に及ぼす影響を評価する。最後にまとめる。

2. 公式の『市区町村別生命表』からみた 2000～2010 年の平均寿命の推移

公式の『市区町村別生命表』は 2000 年国勢調査に基づくもの以来 2010 年までに 3 回作成されている。2000 年と 2005 年については、国勢調査の前後 3 年間の死亡数を分子に用いるため、国勢調査の翌年 12 月 31 日現在の境域の自治体を対象として作成されている。

2010年については2010年1年間の死亡数を分子に用いているため、2010年12月31日現在境域の自治体を対象に生命表が作成されている。2004～2006年を中心に平成の大合併があり、市区町村境域は大きく変わったため、公式の『市区町村別生命表』作成の対象になった自治体数も大きく変化している。2000年の『市区町村別生命表』については、三原山の噴火で全島避難となっていた東京都三宅村を除く2001年12月31日現在境域の3,361市区町村が対象で、3,210市町村及び東京23特別区、12政令市の128区を含む。2005年については、三原山の噴火で居住制限のあった東京都三宅村を除く2006年12月31日現在境域の1,964市区町村が対象で、1,803市町村（静岡市・堺市を含む）及び東京23特別区、静岡市・堺市を除く13政令市の138区を含む。2010年については、2010年12月31日現在境域の1,898市町村が対象で、三宅村を含む1,708市町村（相模原市を含む）と東京23特別区及び相模原市を除く18政令市の167区について生命表が作成されている。

時系列比較を行うためには対象とする自治体の境域を共通にする必要がある。ここでは2013年3月1日現在境域の1,858市区町村（1,707市町村、東京23特別区、2000年『市区町村別生命表』作成の対象となった12政令市の128区）を対象として比較分析を行う。このため、『市区町村別生命表』が作成されてから分析の対象時点である2013年3月1日までの間に合併のあった自治体については境域を揃えるための組み替えを行った。具体的には、まず生命表生残率を計算し、男女年齢別に期首人口の旧自治体割合をウェイトとする平均的な水準に生残率を組み替える。たとえば、男女年齢別の期首人口が100人と200人の自治体に合併があった場合、それぞれの生残率に1/3と2/3をかけて合計する。その上で、組み替えた生残率を用いて平均寿命を計算した。また、東京都三宅村については2000年と2005年の『市区町村別生命表』が作成されていないが、東京都島嶼部の自治体のものを用いて、2000～2005年の男女・年齢別生残率の平均的な水準を計算した。

表1では、2013年3月1日現在境域の1,858市区町村に組み替えた『市区町村別生命表』の平均寿命の分布と分布の特性値を男女別にみた。2000～2010年の市区町村別平均寿命の中央値は男性で77.6年 78.6年 79.5年、女性で84.6年 85.7年 86.4年に推移した。平均値についても同様に伸長しており、詳細な結果は示さないが、おおむね9割以上の自治体で2000～2010年にかけて平均寿命は一貫して伸長した。

男性について、平均寿命がもっとも短い自治体と長い自治体を見ると、2000年は大阪市西成区（71.5年）と横浜市青葉区（80.3年）の間に8.80年（12.3%）、2005年は大阪市西成区（73.1年）と横浜市青葉区（81.7年）の間に8.61年（11.8%）、2010年は大阪市西成区（72.4年）と長野県松川村（82.2年）の間に9.74年（13.4%）の差があった。男性の平均寿命の標準偏差を平均で除した変動係数は、2000年0.0125、2005年0.0128、2010年0.0117に推移している。地域格差が縮小しているのか拡大しているのかについて一貫したパターンは見出せないものの、2005年から2010年にかけて四分位範囲・変動係数ともに低下していることがわかる。

一方、女性について平均寿命がもっとも短い自治体と長い自治体を見ると、2000年は長

野県天龍村（80.9年）と沖縄県豊見城市（89.2年）の間に8.26年（10.2%）、2005年は東京都奥多摩町（82.8年）と沖縄県北中城村（89.3年）の間に6.53年（7.9%）、2010年は大阪市西成区（83.8年）と沖縄県北中城村（89.0年）の間に5.16年（6.1%）の差があった。また、平均寿命の変動係数は、2000年0.0091、2005年0.0085、2010年0.0078で推移している。女性については、レンジや変動係数でみる限り、地域較差は縮小しており、四分位範囲についても2005年から2010年にかけて縮小した。

表1. 『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部）による平均寿命の分布と特性値

	累積度数 (順位)	男			女		
		2000年	2005年	2010年	2000年	2005年	2010年
最小値	1	71.5	73.1	72.4	80.9	82.8	83.8
1%	19	74.9	75.8	77.0	82.9	84.0	84.8
5%	93	75.8	76.7	77.8	83.4	84.5	85.3
中央値	929.5	77.6	78.6	79.5	84.6	85.7	86.4
95%	1766	79.0	80.1	81.0	85.9	86.9	87.5
99%	1840	79.5	80.5	81.5	86.5	87.5	88.0
最大値	1858	80.3	81.7	82.2	89.2	89.3	89.0
レンジ		8.80	8.61	9.74	8.26	6.53	5.16
四分位範囲		1.29	1.31	1.12	0.96	0.99	0.92
平均		77.50	78.50	79.47	84.60	85.74	86.39
標準偏差		0.969	1.004	0.933	0.769	0.727	0.675
変動係数		0.0125	0.0128	0.0117	0.0091	0.0085	0.0078
市区町村数		1,858					

表2は、2000年から2010年の『市区町村別生命表』で平均寿命が長い順に1,858市区町村に順位をつけ、2000～2010年の平均順位を計算し、平均順位が上位20もしくは下位20の自治体について、2000～2010年各年の『市区町村別生命表』における順位の推移を示したものである。すなわち、表2には『市区町村別生命表』で平均寿命が極端に長いもしくは極端に短いようなトップ1% / ボトム1%の自治体を掲げた。

平均寿命が極端に長いもしくは極端に短い自治体に地理的パターンを見出せるのかというと、市区町村のような小地域を対象とした場合には死亡の偶発的な期間変動幅が大きくなり明瞭なパターンを見出すことが難しくなる。しかしながら、男性ではたとえば横浜市青葉区は2000年と2005年はもっとも長寿、2010年は7番目に長寿な自治体であった。女性については、北中城村（1位、4位、7位）や沖縄県豊見城市（2位、1位、1位）、北海道壮瞥町（4位、8位、3位）が平均的に長寿である（括弧内は2000年、2005年、2010年の順位）。逆に、大阪市西成区の寿命は男性では2000年以後一貫して顕著に短く、女性でも2010年は最も短い（2000年は下から5番目、2005年は下から4番目）。

平均は外れ値に大きく左右されるという性質を有するため、平均順位が高いもしくは低い自治体というのは3時点の順位が比較的安定的に推移してきた自治体である。それでも、たとえば女子の大阪市此花区のように2005～2010年は下から18位以内（下位1%未満）であるのに2000年は150位（下位8.1%）という順位の変動があった自治体が含まれている。

表 2. 『市区町村別生命表』(厚生労働省統計情報部)による平均寿命の2000~2010年平均順位が上位/下位20番目までの自治体における各年の順位の推移

A. 平均寿命が平均的に長い20自治体

	男					女						
	都道府県	市区町村	順位(長い順)				都道府県	市区町村	順位(長い順)			
			2000~10 平均	2000	2005	2010			2000~10 平均	2000	2005	2010
1	神奈川県	横浜市青葉区	3.0	1	1	7	沖縄県	北中城村	1.3	2	1	1
2	神奈川県	横浜市都筑区	9.0	9	15	3	沖縄県	豊見城市	4.0	1	4	7
3	東京都	小金井市	10.7	14	8	10	北海道	壮瞥町	5.0	4	8	3
4	東京都	目黒区	15.0	13	10	22	兵庫県	猪名川町	8.3	3	2	20
5	神奈川県	川崎市麻生区	20.3	11	2	48	熊本県	菊陽町	9.0	7	16	4
6	東京都	世田谷区	20.3	8	16	37	沖縄県	中城村	10.3	9	14	8
7	長野県	塩尻市	24.3	28	41	4	山口県	平生町	12.3	5	20	12
8	宮城県	仙台市泉区	31.3	59	11	24	沖縄県	西原町	20.0	16	15	29
9	東京都	杉並区	38.3	95	12	8	長野県	宮田村	21.0	23	6	34
10	神奈川県	横浜市金沢区	39.3	44	18	56	神奈川県	横浜市緑区	29.0	29	27	31
11	静岡県	藤枝市	41.0	24	30	69	沖縄県	北谷町	30.3	41	9	41
12	長野県	下條村	46.7	3	33	104	沖縄県	伊平屋村	33.3	37	49	14
13	愛知県	日進市	48.3	50	14	81	神奈川県	開成町	34.7	81	10	13
14	東京都	国分寺市	48.7	17	4	125	沖縄県	南風原町	39.3	8	13	97
15	熊本県	菊陽町	49.3	31	83	34	広島県	広島市佐伯区	40.3	40	28	53
16	東京都	東久留米市	49.3	67	24	57	北海道	音更町	42.0	45	23	58
17	長野県	高森町	49.7	39	99	11	神奈川県	横浜市青葉区	43.7	105	7	19
18	静岡県	浜松市	51.3	58	46	50	京都府	京都市山科区	51.3	28	102	24
19	長野県	青木村	52.0	19	112	25	熊本県	益城町	55.0	17	35	113
20	神奈川県	横浜市栄区	52.3	25	23	109	新潟県	津南町	56.3	107	41	21

B. 平均寿命が平均的に短い20自治体

	男					女						
	都道府県	市区町村	順位(短い順)				都道府県	市区町村	順位(短い順)			
			2000~10 平均	2000	2005	2010			2000~10 平均	2000	2005	2010
1858	大阪府	大阪市西成区	1.0	1	1	1	大阪府	大阪市西成区	3.3	5	4	1
1857	青森県	大鰐町	8.7	2	11	13	大阪府	大阪市浪速区	11.7	9	19	7
1856	青森県	田舎館村	9.3	7	6	15	千葉県	銚子市	17.3	2	18	32
1855	青森県	鯉ヶ沢町	12.0	12	3	21	大阪府	大阪市東淀川区	17.7	25	24	4
1854	青森県	黒石市	12.0	13	14	9	東京都	日の出町	26.0	18	3	57
1853	青森県	平川市	12.7	23	8	7	大阪府	大阪市平野区	33.0	16	60	23
1852	青森県	鶴田町	15.3	8	16	22	埼玉県	神川町	33.3	15	11	74
1851	青森県	中泊町	17.3	29	9	14	青森県	平内町	34.7	53	21	30
1850	大阪府	大阪市港区	19.0	6	23	28	大阪府	大阪市大正区	37.3	52	6	54
1849	青森県	板柳町	23.3	18	2	50	大阪府	大阪市港区	43.7	54	33	44
1848	神奈川県	横浜市中区	24.3	4	42	27	青森県	風間浦村	52.0	43	102	11
1847	青森県	五所川原市	26.0	32	4	42	青森県	中泊町	52.0	59	13	84
1846	高知県	室戸市	26.7	17	10	53	青森県	黒石市	54.7	13	15	136
1845	大阪府	大阪市浪速区	26.7	20	57	3	青森県	蓬田村	57.3	20	131	21
1844	青森県	野辺地町	34.0	54	17	31	大阪府	大阪市此花区	58.7	150	16	10
1843	青森県	深浦町	34.3	27	19	57	青森県	青森市	59.3	38	75	65
1842	青森県	むつ市	36.7	65	37	8	埼玉県	秩父市	61.3	73	58	53
1841	青森県	横浜町	40.0	16	36	68	福島県	浪江町	62.7	83	23	82
1840	青森県	大間町	41.0	3	21	99	高知県	室戸市	64.0	10	28	154
1839	秋田県	鹿角市	42.0	45	64	17	茨城県	神栖市	64.0	29	115	48

2000~2010年の平均寿命の順位が安定的に推移してきたのか、どの年次の順位の変化が大きかったのかをみるため、3時点の順位の標準偏差を計算し、3時点の平均順位からの差の絶対値が標準偏差より大きくなる年次を調べた(表3)。たとえば、3時点の平均寿命の標準偏差が100~200というのは、2000~2010年の順位が平均順位の前後100~200番程

度（平均順位が 900 位ならだいたい 800～1000 位）で推移してきたことを示す。標準偏差は平均からの距離の平均なので、平均順位からの差がたまたま同じになっていた年次がなければ、平均順位からの差の絶対値は 2 つが標準偏差より小さく、1 つが標準偏差より大きくなる（男性の 7 自治体、女性の 3 自治体で平均順位からの差が 2 時点で同じになっている）。したがって、3 時点の平均順位からの差の絶対値が標準偏差より大きくなる年次とは、その他 2 時点の順位と比べて順位の変動幅が大きかった年次に対応する。

表 3. 『市区町村別平均寿命』の順位の標準偏差階級別 平均順位からの差が最も大きな年次

平均寿命の順位 (2000, 05, 10年)の 標準偏差	平均寿命の順位2000~2010年平均からの差が最も大きな年次別自治体数							
	男				女			
	総数	2000年	2005年	2010年	総数	2000年	2005年	2010年
総数	1,851	573	495	783	1,855	588	485	782
100未満	428	132	140	156	296	97	82	117
100~200	527	161	149	217	447	149	127	171
200~300	398	118	107	173	392	127	116	149
300~400	257	83	52	122	308	82	81	145
400以上	241	79	47	115	412	133	79	200

表 3 によれば、男性より女性の方が順位の期間変動は大きいですが、どちらも 100～200 位程度の順位が変化した自治体が多い。また、3 時点の平均順位からの差の絶対値が標準偏差より大きくなる年次としては 2010 年が多い。さらに、3 時点の順位の標準偏差が大きく、順位の変動幅が大きな自治体で、2010 年の順位の平均順位からの差が標準偏差より大きくなる場合が多い。すなわち、標準偏差が 100 未満で比較的順位の変動幅の小さな自治体においては、どの年次についても順位の平均順位からの差が標準偏差を上回る割合は 4 割未満であり、相対的に小さな順位変動のなかでとくに大きな順位変化があった年次に目立った偏りはない。一方、標準偏差が 400 以上で比較的順位の変化が大きかった自治体においては、半分近い自治体で 2010 年の順位の平均順位からの差が標準偏差より大きくなっており、2000～2005 年の順位と比べ、2010 年の順位が大きく変化していることがわかる。逆に 2005 年の順位に 2000 年もしくは 2010 年と比べてとくに大きく変化した自治体は 2 割未満である。2000～2010 年の『市区町村別生命表』の平均寿命の順位の変化パターンとして、2000～2005 年に対し 2010 年の順位が大きく変化した自治体が（2000 年や 2005 年が特異に変化した自治体より）多いことが示唆される。

平均寿命の順位ではなく、平均寿命（水準）自体が 2000～2010 年に安定的に推移してきたのかをみるために、表 4 では相関係数をみた。男性では 1990～2010 年で長野県、女性では 1980～2005 年で沖縄県が最長寿で、男性の 1980～2010 年及び女性の 1995～2010 年の青森県で寿命が最も短いなど、都道府県別にみると平均寿命には一定の地理的なパターンがある。死亡率はほとんどの自治体で一貫して低下しているが、表 4 では都道府県単位でみた死亡水準低下のトレンドを除去するため所属都道府県の平均寿命に対する比（相対較差）を計算し、その時系列相関もみた。平均寿命が安定的に推移していれば、相対較差の平

均は1で、年次によらず一定になり、時点間の差はゼロになるはずである。表5では、この平均寿命の相対較差の平均・標準偏差・変動係数と、平均寿命の相対較差が年次間で変化していないことについて（年次間の差の平均がゼロであることを帰無仮説として）t検定を行った。

表4.『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部）による平均寿命及び平均寿命の所属都道府県値に対する相対較差（比）の時系列相関

	男	女
平均寿命		
2000~2005	0.8209	0.7250
2005~2010	0.7561	0.6369
2000~2010	0.7147	0.5838
平均寿命の相対格差		
2000~2005	0.7237	0.5712
2005~2010	0.5933	0.4605
2000~2010	0.5407	0.4070
N	1,858	

表5.『市区町村別生命表』（厚生労働省統計情報部）による平均寿命の所属都道府県値に対する相対較差（比）の平均・標準偏差・変動係数及び年次変化についてのt検定

A. 平均寿命の相対格差の平均・標準偏差・変動係数						
	男			女		
	平均	標準偏差	変動係数	平均	標準偏差	変動係数
2000年	0.9981	0.0102	0.0102	0.9993	0.0076	0.0076
2005年	0.9979	0.0096	0.0096	0.9993	0.0067	0.0067
2010年	0.9994	0.0085	0.0085	1.0001	0.0062	0.0062
B. 平均寿命の相対格差の差の有意性検定						
	男		女			
	t値	p値	t値	p値		
2000年-2005年	0.7946	0.4270	-0.3661	0.7144		
2005年-2010年	-7.7050	0.0000	-5.2028	0.0000		
2000年-2010年	-6.3231	0.0000	-4.9127	0.0000		
N	1858					

表4によれば、平均寿命の時系列相関係数は、男女とも2000～2005年がもっとも大きく、男性で0.8209、女性で0.7250であった。時点の離れた2000～2010年は相関が低くなると予測されるが、2005～2010年の相関係数は男性で0.7561、女性で0.6369であり、2000～2005年と比べて0.07～0.09ほど低くなっている。平均寿命の相対較差の時系列相関についても、男女とも2000～2005年がもっとも大きく、2005～2010年は2000～2005年と比べて0.11～0.13ほど低くなっている。

表5によれば、平均寿命の所属都道府県値に対する相対較差の平均は0.998～1.000の範囲でほとんど変化していないが、標準偏差が小さくなっており、変動係数は最近ほど小さくなっているため、平均寿命の相対較差は2000～2010年に縮小してきた。また、平均寿命の相対較差の時点間変化についての有意性検定の結果をみると、2000～2005年に統計的に有意な変化は起きていないが、2005～2010年及び2000～2010年の差は0.01%水準で統計的に有意である。これは、2000～2005年については平均寿命の変動係数は安定的に推移したが、

2010年の平均寿命の変動係数は特異に変化していることを示唆する。

このように平均寿命の順位からみても、平気寿命の水準及び都道府県別の伸長トレンドを除去した市区町村較差からみても、2000～2005年と比べて2010年はやや特異な時系列変化を示している。これだけでは死亡の地域構造が2000～2005年に対し2010年にかけて変化したからなのか、2010年の『市区町村別生命表』は作成方法が変更になったからなのかはわからない。しかしながら、地域別将来人口推計では、生残率の所属都道府県値に対する相対較差が安定的に推移する（一定で推移する、もしくは一律に拡大か縮小する）ことを仮定する。相対較差は全体として縮小している（表5）にも関わらず時系列相関係数は低下しており一律に較差が縮小しているわけではない（表4）というように相対較差の変化が一貫していないのであれば、地域人口推計の相対較差に関する仮定設定は不適切になる。2010年の『市区町村別生命表』が特異な変化を示すのが作成方法の違いによるのであれば、2000～2005年と同じ手法で生命表を作成するなど比較可能性を高めた上で死亡状況の地域差を検討しなければならないだろう。

3. 総人口規模が平均寿命の精度に及ぼす影響のシミュレーション

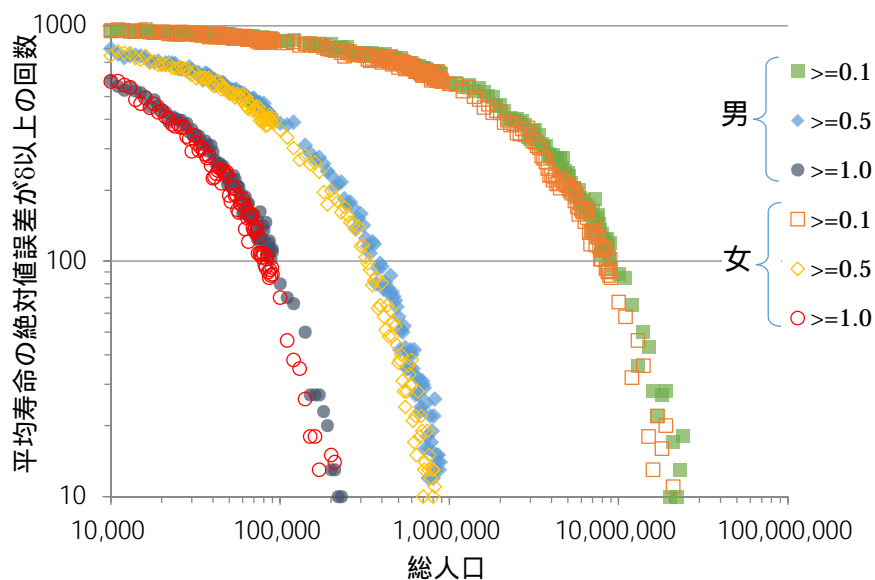
死亡確率が p の独立な試行を n 回行ったとき死亡が起こる回数 λ は二項分布にしたがう。このとき、死亡確率は λ/n で推定され、期待値は p 、分散は $p(1-p)/n$ である。分散は n を大きくすれば小さくなり、 p が0.5に近づくと大きくなる。このため、年齢別にみて人口集団が小規模のとき、死亡確率の推定は不安定になる。

人口規模が小さいと死亡率推定が不安定になることを通じ平均寿命の精度が低下することを検討するため、総人口が n 人で死亡確率が2010年の水準の仮想的な自治体の男女年齢別死亡数に対応する擬似乱数を二項分布から採取し、生命表を作成して平均寿命の分布を比較する。具体的には、まず2010年国勢調査による日本人の男女年齢（各歳）分布 $r(s, x)$ を用いて n 人の仮想的な人口集団を男女年齢に振り分ける。そして、男女年齢（各歳）別に死亡確率が第21回完全生命表（2010年）の ${}_nq_x^s$ である場合の死亡数を二項分布から発生させる。このように二項分布から発生させた死亡数 $\lambda(s, x)$ を用いて生命表を作成した。死亡確率推定値 $(\lambda(s, x)/(n \cdot r(s, x)))$ の期待値は ${}_nq_x^s$ であり、平均寿命の期待値は完全生命表と同じになる（男性79.55005年、女性86.30132年）。

図1には、 $n = 10,000$ から $n = 30,000,000$ の総人口規模についてそれぞれ1,000回のシミュレーションを行い、完全生命表の平均寿命（乱数を用いない真の値）からの差の絶対値が0.1年以上、0.5年以上、1.0年以上である回数を男女別に示した。2010年の日本人の男女年齢分布と死亡確率の水準を前提とすると、人口規模が約2,000万人の自治体で平均寿命が真の値から0.1年未満の範囲になる割合は99%を超える。完全生命表の作成方法で平均寿命に0.1年の精度を求めるなら、対象自治体の総人口が2,000万人ほど必要であることがわかる。95%は平均寿命が1.0年ずれることはないという精度だと、必要な人口規模は約10万人になる。対象自治体の規模が1～2万人のとき、平均寿命が真の値から1.0年未満の

範囲になる割合は約 5 割である。人口規模 1~2 万人の自治体で完全生命表の方法で平均寿命を計算すると、半分は平均寿命が真の値から 1 年以上ずれる程度に小地域の死亡率は不安定になる。

図 1 . 総人口規模が平均寿命の絶対値誤差に及ぼす影響のシミュレーション



なお、死亡率を 5 歳階級で推定する場合にはリスク人口はおおむね 5 倍、前後 3 年間の死亡数の平均的な水準で推定する場合にはリスク（延べ）人口はおおむね 3 倍程度になると考えられる。そのため、5 歳階級で 3 年間の平均的な死亡率を推定する場合には一定の平均寿命の精度を達成するのに必要なリスク人口の規模は 15 分の 1 程度になると考えられる。95%は平均寿命が真の値から 0.1 年ずれることはないという精度を 5 歳階級で 3 年間の平均的な死亡率を用いることで確保するには総人口規模が 80~90 万人程度あればよいが、同じ精度を 5 歳階級（で 1 年間）の死亡率を用いることで確保するには総人口規模が 240~280 万人程度必要になる。このように 3 年間ではなく 1 年間の死亡数による死亡率推定には不安定性がある。2010 年の全国人口の男女年齢割合と男女年齢別死亡構造を前提にすると、市区町村のような小地域ではほとんどの自治体で隣り合った年齢や年次に観察される死亡状況の情報を援用するだけでなく、別の手法を併用する必要があることがわかる。

ただし、死亡率推定にベイズ推定の手法を用いることで地理的に近い自治体の死亡状況についての情報を援用する場合には、自治体の人口規模と平均寿命の精度の関係も図 1 とは異なったものになると考えられる。事前分布をより広い地域範囲で設定すれば事前分布のパラメータの分散を小さくすることができるが、死亡状況の局所的なパターンを不必要に平滑してバイアスをもたらす可能性がある（たとえば事前分布のパラメータを都道府県単位で設定するのではなく全国単位で設定する場合、死亡状況の都道府県較差という情報

を捨てることになる)。とくに人口規模が小さな自治体においては事前分布のパラメータの安定性が重要になると考えられるが、事前分布の設定方法が死亡率推定の精度にどのような影響を及ぼすのかは、別途検証されることが望ましい。

4. 2005年の『市区町村別生命表』の平均寿命に死亡数の期間変動とベイズ推定の事前分布のパラメータを設定する「地域」の違いが及ぼす影響

第2節において、『市区町村別生命表』は2000～2005年と比べて2010年のものはやや特異な時系列変化を示しているが、死亡の地域構造が2000～2005年に対し2010年にかけて変化したからなのか、2010年『市区町村別生命表』の作成方法が変更になったからなのかはわからないことを指摘した。ここでは2004～2006年の死亡数を用い、2005年『市区町村別生命表』と2010年『市区町村別生命表』の方法で独自に生命表を作成して、作成方法の違いが及ぼす影響について考察する。

具体的には、まず2004～2006年の死亡数を用い2次医療圏に基づく「地域」(地理的に近いものを男女別にそれぞれ15万人以上になるように2次医療圏を組み合わせたもの)でベイズ推定の事前分布のパラメータを設定した公式の『市区町村別生命表(2005年)』の再現を試みる。そして、この『市区町村別生命表(2005年)』の手法で作成した生命表の平均寿命をレファレンスとして、以下の4つの異なる手法で作成した2005年の市区町村別生命表の平均寿命と比較する。まず、分子の死亡数を2005年のものにし都道府県単位(東京23特別区については特別区部単位、政令市の区については政令市単位)にベイズ推定の事前分布のパラメータを設定する公式の『市区町村別生命表(2010年)』と同じ手法で生命表を作成する¹。これに加えて、2005年の死亡数に替えて2004年と2006年の死亡数を用いる場合の市区町村別生命表を作成して、死亡数の期間変動の影響を定量化する。最後に、事前分布のパラメータを設定する「地域」の違いが市区町村レベルの平均寿命に及ぼす影響をみるため、死亡確率推定の際に2004～2006年の死亡数を用い、『市区町村別生命表(2010年)』と同じ方法で都道府県単位に事前分布のパラメータを設定する市区町村別生命表も作成した。作成する生命表の5つの種類(A～E)を列挙すると次の通りである。

- A. 2004～2006年の死亡数を用い、事前分布は2次医療圏に基づく「地域」で設定
- B. 2005年の死亡数を用い、事前分布は都道府県単位に設定
- C. 2004年の死亡数を用い、事前分布は都道府県単位に設定
- D. 2006年の死亡数を用い、事前分布は都道府県単位に設定
- E. 2004～2006年の死亡数を用い、事前分布は都道府県単位に設定

¹ 1歳以上死亡率の分母の中央人口は『市区町村別生命表(2005年)』の作成に用いるのと同じものを用いた。0歳死亡率の分母については『市区町村別生命表(2010年)』と同じで、死亡と同年次及び前年の出生数の平均を用いる。また、事前分布の分散については『市区町村別生命表(2010年)』と同じで、各都道府県内の死亡率の標準偏差と平均から計算される変動係数を用いた。

いずれのケースについても、作成の対象とする市区町村の境域は 2006 年 12 月 31 日現在の 1,965 市区町村で、1,804 市町村（静岡市・堺市を含む）及び東京 23 特別区、静岡市・堺市を除く 13 政令市の 138 区とした。なお、公式の『市区町村別生命表（2005 年）』では東京都三宅村は作成の対象外となっているが、ここでは他の市区町村と同様、機械的に作成して比較の対象に含めた。

作成した 5 つの種類（A～E）の市区町村別生命表の平均寿命について、その水準及び順位について多面的な評価を行う。以下、順に結果の概略を紹介するが、まず A（レファレンス）と公式の『市区町村別生命表（2005 年）』の比較の結果をまとめる（結果表 6～表 8、参考表 3 は後掲する）。なお、公式との比較は東京都三宅村を除く 1,964 市区町村を対象に行った。

公式の『市区町村別生命表（2005 年）』と同じ方法で独自に作成した A（レファレンス）と公式の平均寿命を比較すると、年央人口よりも死亡数が多い年齢階級がある等のごく一部の自治体を除いて、男女とも目立った差は生じていない。まず、A（レファレンス）と公式の平均寿命の分布については、標準偏差以外の差は生じていない（表 6）。相関係数は男性で 1.0000、女性で 0.9999 であり、ほぼ完全に一致していると見てよいだろう。平均寿命に ± 0.15 より大きな差が生じる自治体は、男女とも年央人口よりも死亡数が多い年齢階級がある鹿児島県十島村と三島村及び女子の高知県大川村のみで、 ± 0.5 より大きな差が生じる自治体は男性で 7 つ、女性で 9 つ（1,964 自治体の 0.5%未満）に過ぎない。いずれも 95 歳以上人口がゼロなど極端に少ない自治体である。その他全体の 99.5%の自治体では平均寿命の差は 0.5 未満であるので平均寿命に統計的に 5%水準で有意な差は生じていない（表 7）。また、平均寿命の差を人口規模別にみると（表 7）、総人口規模が 10,000 人を超える自治体では平均寿命に 1%水準で統計的に有意な差が生じている（公式の平均寿命の方が大きい）が、これらにおいても標準偏差は極端に小さく、99.9%信頼区間は -0.000～0.001 の範囲にあり、ごく一部の自治体における外れ値（平均寿命 0.01～0.06 年程度の差）によるものと考えられる。平均寿命の順位及び順位の差についても同様で（参考表 3、表 8）、平均寿命の順位の差が 100 番を超えるのは鹿児島県十島村と三島村及び女子の高知県大川村のみで、 ± 20 番より大きな差が生じる自治体は男性で 21 つ、女性で 17 つ（1,964 自治体の 1%程）に過ぎない。これらの自治体の平均寿命は中央値に近く、僅かな平均寿命の差が順位を大きく変えるような自治体がほとんどである。平均寿命が極端に長いもしくは極端に短いような自治体においては順位の差はあっても 1 番である（参考表 3）。人口規模階級別にみても、10,000 人以下は鹿児島県十島村や鹿児島県三島村が含まれるため分散が大きくなるが、人口規模が 10,000 人を超える自治体では分布に目立った差は生じておらず、人口規模階級別にみても平均寿命の順位の差は統計的に有意でない（表 8）。

作成した 5 つの種類（A～E）の市区町村別生命表の平均寿命を比較する。分析結果には、男女間で質的に大きな差はないので、以下の結果の紹介では男性を中心に取り上げる。まず、男性の平均寿命の分布とその特性値についてみると、中央値・平均値とも C（2004 年死亡）

D(2006年死亡)、E(2004~2006年死亡・県単位事前分布)、A(レファレンス)、B(2005年死亡)の順に大きくなっている(表6)。分布の散らばりについては、四分位範囲・標準偏差・変動係数ともにC、A、B、D、Eの順に大きい。したがって、平均寿命の最も長い(したがって死亡率の最も低い)Cで散らばりは最も大きく、2005年と2006年の1年間の死亡数を用いて都道府県単位で事前分布を設定するBとDは2004~2006年の3年間の死亡数を用いて2次医療圏に基づく「地域」で事前分布を設定するAよりも散らばりが小さくなっている。事前分布を同じ都道府県単位で設定し、3年分の死亡数を用いるEが1年分の死亡数を用いるB~Dと比べて散らばりが小さくなっているのは期待通りである。Aとの相関係数をみると、Eが最も高く0.95程度で、B~Dは0.82~0.85程度であり、分子に同じ2004~2006年の3年間の死亡数を用いるものがこの間の1年間の死亡数を用いるものよりも高い相関を有する(1年間の死亡数を用いるものは平均的な死亡状況を反映しているのではなく各年の偶発的な期間変動を含む)。したがって、(2次医療圏に基づく「地域」)より広範囲の都道府県単位で事前分布を設定することには利点と欠点があり、BやDの散らばりはAよりも小さくおさえられている(利点)が、逆に言えば(3年間の平均的な死亡数を用いることで識別できる可能性のある)小地域の局所的な変動を都道府県単位に不必要に平滑している(over-smoothing)可能性もある(欠点)。なお、CとBの平均の差は0.35年であるのに対し、CとBのAとの相関係数は0.83と0.85であり地域差は一定の時系列相関を有するが、CとDの標準偏差は1.057と0.960であり隣り合った年次に生ずる平均的な期間変動よりはるかに大きな地域差があることが示唆される。

表6. 市区町村別平均寿命の分布と特性値: 市区町村別生命表作成方法(死亡データの期間と事前分布を設定する地域)の比較

男女/ 生命表作成方法	男						女						累積度数 (順位)
	A	B	C	D	E	公式	A	B	C	D	E	公式	
死亡データ	2004-2006	2005	2004	2006	2004-2006	2004-2006	2004-2006	2005	2004	2006	2004-2006	2004-2006	
事前分布の地域	2次医療圏	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	2次医療圏	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	
最小値	73.1	73.1	73.4	72.4	73.3	73.1	82.8	81.8	80.1	78.6	83.5	82.8	1
1%	75.8	75.5	75.8	76.1	76.1	75.8	84.0	83.7	84.2	83.8	84.4	84.0	20
5%	76.8	76.6	76.9	76.9	77.2	76.8	84.5	84.5	84.8	84.5	84.8	84.5	99
中央値	78.58	78.5	78.9	78.7	78.64	78.6	85.75	85.666	86.1	85.675	85.78	85.7	983
95%	80.1	79.8	80.3	80.1	79.9	80.1	86.9	86.9	87.4	86.9	86.8	86.9	1867
99%	80.5	80.4	81.0	80.7	80.4	80.5	87.5	87.6	88.2	87.4	87.5	87.5	1946
最大値	81.7	81.6	82.7	81.4	81.7	81.7	89.3	90.8	90.7	88.8	89.3	89.3	1965
レンジ	8.61	8.48	9.32	9.08	8.37	8.61	6.53	8.98	10.61	10.20	5.83	6.53	
四分位範囲	1.31	1.18	1.35	1.17	1.13	1.31	0.982	0.981	1.00	0.94	0.81	0.98	
平均	78.51	78.45	78.79	78.62	78.60	78.51	85.74	85.675	86.12	85.667	85.79	85.74	
標準偏差	0.998	0.963	1.057	0.960	0.880	0.999	0.729	0.780	0.824	0.756	0.623	0.728	
変動係数	0.0127	0.0123	0.0134	0.0122	0.0112	0.0127	0.0085	0.0091	0.0096	0.0088	0.0073	0.0085	
Aとの相関係数	-	0.8455	0.8299	0.8234	0.9445	1.0000	-	0.7908	0.7732	0.7926	0.9397	0.9999	
市区町村数		1,965				1,964		1,965				1,964	

次に、男性の平均寿命のA(レファレンス)からの差の分布とその特性値についてみると(表7)、中央値・平均値とともにC(2004年死亡)、D(2006年死亡)、E(2004~2006年死亡・県単位事前分布)、B(2005年死亡)の順に大きくなっており、平均寿命の平均値・中央値が大きな順と整合的である。99.9%信頼区間をみると、C>D>Bの信頼区間は互い

に分離されていて、平均寿命の差は相互に 0.1%水準で統計的に有意であることがわかる。B~E の平均寿命の A からの差の散らばりについては、B~D の四分位範囲が 0.66~0.70 であり、死亡数の期間変動及び事前分布を設定する「地域」の違いによって、平均寿命が約 0.7 以上変化する自治体数は 1,965 の半分であることがわかる。また、E の平均寿命の A からの差の四分位範囲は 0.31 程、95~5%範囲は 1.12 年程度であり、同じ 2004~2006 年の死亡数を用いても事前分布を設定する「地域」の設定方法は 1 割を超える自治体で平均寿命に 1 年以上の差を生じさせることになる。なお、B~D の平均寿命の E からの差の四分位範囲は 0.54~0.62 で A と比較する場合よりやや狭いが(章末参考表 1)、A と比較した平均寿命の差である 0.7 年の多くは死亡数の期間変動に起因すると考えられる。

男性の平均寿命の A からの差の分布にこのような差が生じるのは、生命表の方法の違いが人口規模の小さな自治体で相対的に大きな変化を及ぼすからである。表 7 によると、総人口規模が 15 万人以上の自治体において、E の平均寿命の A からの差の四分位範囲は 0.12 であるが、B~D の平均寿命の A からの差の四分位範囲は 0.39~0.47、B~D の平均寿命の E からの差の四分位範囲は 0.34~0.38 (章末参考表 1) であり、B~D は A と E どちらと比べても 3 倍以上の四分位範囲になっている。一方、1 万人以下の自治体については、E の平均寿命の A からの差の四分位範囲が 0.53、B~D の平均寿命の A からの差の四分位範囲は 0.80~0.94、B~D の平均寿命の E からの差の四分位範囲は 0.56~0.62(章末参考表 1) であり、B~D の四分位範囲は A と E どちらと比べても 2 倍未満の四分位範囲で、A と比べるより E と比べる方が四分位範囲は狭い。人口規模が小さくなると B~D と A 及び E との差(死亡数の期間変動の影響)の四分位範囲についても、A と E の差(事前分布の設定方法の影響)の四分位範囲も広がっており死亡率の推定が不安定になるのは明らかだが、2004~2006 年 3 年間の死亡数を用いる場合でも事前分布をより広い範囲の地域に設定することで精度は向上する可能性を示唆する(E と B~D の差(事前分布を都道府県単位に設定する場合の期間変動)と A と B~D の差(「地域」単位に事前分布を設定する場合の期間変動)の比較)。逆に言えば、15 万人以上のような一定の人口規模がある自治体で 3 年間の死亡数を用いる場合には、事前分布を都道府県単位のように大きく設定することは分散を低減させる効果より過剰な平滑で誤差を生じさせる問題の方が大きいのかも知れない。分散と誤差のトレードオフの観点から最適なりスク人口(と死亡率)の規模を検討することは重要な課題であろう。

最後に市区町村別生命表の作成方法が平均寿命の順位に及ぼす影響を検討する。男性の場合、B~D の平均寿命の順位の A からの差の四分位範囲は 347~356 であり、死亡数の期間変動及び事前分布を設定する「地域」の違いは 1,965 の半分の自治体で平均寿命の順位を約 350 番以上(すなわち 1,965 自治体の分布の 20%程)させる(表 8)。これには、E の平均寿命の順位の A からの差の四分位範囲 179 の 2 倍近い開きがある。B~D の平均寿命の順位の E からの差の四分位範囲は 304~311 で A と比較する場合よりやや狭いが(章末参考表 2)、死亡数の期間変動が平均寿命に及ぼす影響は平均的には 0.35 年、四分位範囲が約

0.7 年程であっても、多くの自治体が平均寿命の中央値周辺に分布するため、半分の自治体のランクを 20%以上上昇もしくは低下させる。

表 7. 人口規模階級別 市区町村別平均寿命の独自推定結果に対する差の分布の特性値、差の平均の 99.9%信頼区間及び有意性検定: 市区町村別生命表作成方法 (死亡データの期間と事前分布を設定する地域) の比較

男女/ 生命表作成方法	男					女					累積度数 (順位)
	B	C	D	E	公式	B	C	D	E	公式	
死亡データ	2005	2004	2006	2004-2006	2004-2006	2005	2004	2006	2004-2006	2004-2006	
事前分布の地域	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	
人口規模-総数											
最小値	-2.38	-2.05	-4.24	-1.32	-0.08	-3.03	-4.28	-5.25	-1.12	-0.17	1
5%	-0.91	-0.64	-0.77	-0.37	-0.01	-0.82	-0.43	-0.79	-0.29	-0.00	99
中央値	-0.10	0.26	0.10	0.02	0.00	-0.09	0.36	-0.08	0.00	0.00	983
95%	0.92	1.34	1.05	0.75	0.00	0.72	1.24	0.71	0.53	0.00	1867
最大値	1.94	3.67	2.84	1.98	0.17	3.07	3.17	1.62	1.56	0.30	1965
レンジ	4.316	5.720	7.081	3.295	0.255	6.100	7.459	6.871	2.685	0.468	
四分位範囲	0.662	0.698	0.695	0.313	0.001	0.586	0.612	0.564	0.225	0.000	
平均	-0.065	0.282	0.107	0.093	0.000	-0.067	0.378	-0.075	0.047	0.000	
標準偏差	0.546	0.602	0.583	0.334	0.008	0.490	0.531	0.479	0.257	0.011	
99.9%信頼区間											
下限	-0.105	0.237	0.064	0.068	-0.000	-0.103	0.338	-0.111	0.028	-0.000	
上限	-0.024	0.327	0.151	0.118	0.001	-0.031	0.417	-0.039	0.067	0.001	
Aとの差の検定											
t値	-5.24	20.76	8.17	12.33	1.72	-6.06	31.55	-6.94	8.18	1.66	
p値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.086	0.000	0.000	0.000	0.000	0.097	
市区町村数	1,965				1,964	1,965				1,964	
10,000人以下											
最小値	-2.38	-2.05	-4.24	-0.78	-0.08	-3.03	-4.28	-5.25	-0.73	-0.17	1
5%	-0.94	-0.82	-0.90	-0.43	-0.02	-0.85	-0.62	-0.88	-0.36	-0.01	26
中央値	0.02	0.30	0.26	0.10	0.00	-0.03	0.34	-0.02	0.03	0.00	254
95%	1.13	1.62	1.37	1.05	0.01	0.97	1.40	0.95	0.79	0.00	482
最大値	1.88	2.70	2.84	1.98	0.17	2.08	3.17	1.62	1.56	0.30	507
レンジ	4.257	4.744	7.081	2.761	0.255	5.112	7.459	6.871	2.294	0.468	
四分位範囲	0.801	0.939	0.853	0.529	0.001	0.781	0.742	0.623	0.345	0.000	
平均	0.056	0.327	0.227	0.210	-0.000	-0.009	0.368	-0.014	0.105	0.000	
標準偏差	0.641	0.751	0.760	0.441	0.015	0.587	0.667	0.592	0.352	0.022	
99.9%信頼区間											
下限	-0.038	0.217	0.115	0.145	-0.002	-0.095	0.270	-0.101	0.053	-0.003	
上限	0.150	0.438	0.338	0.275	0.002	0.077	0.466	0.073	0.157	0.004	
Aとの差の検定											
t値	1.96	9.81	6.71	10.74	-0.40	-0.34	12.42	-0.53	6.71	0.42	
p値	0.050	0.000	0.000	0.000	0.690	0.735	0.000	0.596	0.000	0.673	
市区町村数	507				506	507				506	
150,000人以上											
最小値	-1.21	-0.81	-0.93	-0.37	-0.01	-0.93	-0.58	-1.05	-0.41	-0.01	1
5%	-0.72	-0.40	-0.59	-0.21	-0.00	-0.66	-0.05	-0.73	-0.22	-0.00	12
中央値	-0.22	0.24	-0.09	-0.02	0.00	-0.12	0.34	-0.21	-0.01	0.00	114
95%	0.36	0.84	0.54	0.15	0.00	0.42	0.93	0.37	0.17	0.00	216
最大値	1.31	1.73	1.56	0.45	0.03	1.03	1.36	0.77	0.40	0.00	227
レンジ	2.527	2.536	2.497	0.822	0.038	1.960	1.945	1.821	0.807	0.012	
四分位範囲	0.426	0.388	0.467	0.121	0.000	0.365	0.441	0.427	0.091	0.000	
平均	-0.202	0.256	-0.066	-0.019	0.001	-0.122	0.376	-0.193	-0.015	0.000	
標準偏差	0.354	0.385	0.379	0.111	0.003	0.316	0.341	0.334	0.113	0.001	
99.9%信頼区間											
下限	-0.280	0.171	-0.150	-0.043	-0.000	-0.192	0.301	-0.267	-0.040	0.000	
上限	-0.123	0.342	0.018	0.006	0.001	-0.053	0.452	-0.119	0.010	0.001	
Aとの差の検定											
t値	-8.57	10.04	-2.62	-2.55	3.06	-5.84	16.63	-8.72	-2.00	5.13	
p値	0.000	0.000	0.009	0.012	0.002	0.000	0.000	0.000	0.047	0.000	
市区町村数	227				227	227				227	

表 8 . 人口規模階級別 市区町村別平均寿命の独自推定結果に対する差の分布の特性値、差の平均の 99.9%信頼区間及び有意性検定: 市区町村別生命表作成方法 (死亡データの期間と事前分布を設定する地域) の比較

男女/ 生命表作成方法	男					女					累積度数 (順位)
	B	C	D	E	公式	B	C	D	E	公式	
死亡データ	2005	2004	2006	2004-2006	2004-2006	2005	2004	2006	2004-2006	2004-2006	
事前分布の地域	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	都道府県・特別区・政令市				2次医療圏	
人口規模-総数	1,965				1,964	1,965				1,964	
最小値	-1303	-1511	-1412	-990	-150	-1595	-1724	-1487	-1345	-293	1
5%	-603.0	-646.0	-563.0	-371.0	-3.0	-673.0	-645.0	-624.0	-366.0	-2.0	99
中央値	9.0	12.0	3.0	16.0	0.0	11.0	9.0	3.0	4.0	0.0	983
95%	523.0	527.0	551.0	284.0	4.0	617.0	631.0	554.0	283.0	3.0	1867
最大値	1101	1387	1577	836	59	1415	1699	1255	973	158	1965
レンジ	2404	2898	2989	1826	209	3010	3423	2742	2318	451	
四分位範囲	347.0	356.0	366.0	179.0	2.0	406.0	419.0	399.0	174.0	2.0	
平均	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	
標準偏差	326.8	343.0	332.5	194.0	6.2	377.0	381.1	366.9	196.4	10.4	
99.9%信頼区間											
下限	-24.3	-25.5	-24.7	-14.4	-0.5	-28.0	-28.3	-27.3	-14.6	-0.8	
上限	24.3	25.5	24.7	14.4	0.5	28.0	28.3	27.3	14.6	0.8	
Aとの差の検定											
t値	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	
p値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
市区町村数	1,965				1,964	1,965				1,964	
10,000人以下											
最小値	-1303	-1511	-1412	-990	-150	-1595	-1724	-1487	-1345	-293	1
5%	-788.0	-734.0	-748.0	-537.0	-5.0	-841.0	-807.0	-880.0	-561.0	-2.0	26
中央値	-41.0	2.0	-61.0	-9.0	0.0	-11.0	17.0	-36.0	-18.0	0.0	254
95%	486.0	567.0	583.0	295.0	9.0	676.0	716.0	699.0	308.0	5.0	482
最大値	1095	1323	1577	689	59	1217	1699	1255	674	158	507
レンジ	2398	2834	2989	1679	209	2812	3423	2742	2019	451	
四分位範囲	389.0	483.0	487.0	255.0	2.0	528.0	511.0	461.0	265.0	2.0	
平均	-73.2	-34.8	-74.3	-46.8	0.3	-50.7	-9.9	-52.9	-51.1	-0.3	
標準偏差	368.5	409.6	390.1	251.6	11.5	435.9	451.1	438.8	263.9	20.2	
99.9%信頼区間											
下限	-127.4	-95.0	-131.7	-83.8	-1.4	-114.7	-76.2	-117.4	-89.9	-3.2	
上限	-19.1	25.4	-17.0	-9.8	2.0	13.4	56.4	11.6	-12.3	2.7	
Aとの差の検定											
t値	-4.47	-1.91	-4.29	-4.19	0.58	-2.62	-0.50	-2.71	-4.36	-0.30	
p値	0.000	0.056	0.000	0.000	0.559	0.009	0.620	0.007	0.000	0.764	
市区町村数	507				506	507				506	
150,000人以上											
最小値	-983	-991	-1059	-330	-24	-823	-784	-524	-269	-5	1
5%	-293.0	-283.0	-284.0	-56.0	-3.0	-336.0	-496.0	-375.0	-83.0	-3.0	12
中央値	50.0	21.0	75.0	25.0	0.0	27.0	23.0	101.0	23.0	0.0	114
95%	431.0	359.0	404.0	150.0	3.0	493.0	372.0	530.0	209.0	3.0	216
最大値	658	822	704	333	6	771	866	936	396	11	227
レンジ	1641	1813	1763	663	30	1594	1650	1460	665	16	
四分位範囲	195.0	182.0	245.0	86.0	2.0	283.0	345.0	328.0	121.0	2.0	
平均	56.8	20.4	77.0	33.8	-0.2	46.8	3.8	105.1	37.4	0.1	
標準偏差	216.2	232.6	227.0	72.0	2.5	250.6	270.0	267.8	94.6	1.7	
99.9%信頼区間											
下限	9.0	-31.1	26.8	17.9	-0.7	-8.7	-55.9	45.9	16.4	-0.3	
上限	104.7	71.9	127.3	49.8	0.4	102.2	63.6	164.4	58.3	0.5	
Aとの差の検定											
t値	3.96	1.32	5.11	7.08	-1.20	2.81	0.21	5.92	5.95	0.73	
p値	0.000	0.188	0.000	0.000	0.231	0.005	0.831	0.000	0.000	0.466	
市区町村数	227				227	227				227	

男性の平均寿命の順位の A からの差の分布にこのような差が生じるのは、作成方法の違いが人口規模の小さな自治体で相対的に大きな変化を及ぼすからである。表 8 から総人口規模が 15 万人以上の自治体について、E の平均寿命の順位の A からの差の四分位範囲は

86であるが、B~Dの平均寿命の順位のAからの差の四分位範囲は182~245、B~Dの平均寿命のEからの差の四分位範囲は179~218(章末参考表2)であり、B~DはAとEどちらと比べても約2倍以上の四分位範囲になっている。一方、1万人以下の自治体については、Eの平均寿命のAからの差の四分位範囲が255、B~Dの平均寿命のAからの差の四分位範囲は389~468、B~Dの平均寿命のEからの差の四分位範囲は339~351(章末参考表2)であり、B~Dの四分位範囲はAと比べて約1.5~1.8倍とEと比べても1.4倍未満で、Aと比べるよりEと比べる方が四分位範囲は狭い。人口規模が小さくなるとB~DとA及びEとの差(死亡数の期間変動の影響)の四分位範囲も、AとEの差(事前分布の設定方法の影響)の四分位範囲も顕著に広がっており順位変動は不安定になっている。これは、平均寿命の差についての比較と同様に、2004~2006年3年間の死亡数を用いる場合でも事前分布をより広範囲に設定することで精度を向上させることができる可能性を示唆する。ここでも、分散と誤差のトレードオフの観点から最適ナリスク人口(と死亡率)の規模を検討することは重要な課題であろう。

5. まとめ

本稿では、まず2000~2010年国勢調査に基づく公式の『市区町村別生命表』について、作成時点の自治体境域を比較可能な境域に組み替えた上で、全国の自治体の2000~2010年の男女平均寿命のパターンについて分析した。その結果、平均寿命の市区町村順位からみても、平均寿命の水準及び都道府県別の伸長トレンドを除去した市区町村較差からみても、2000~2005年と比べて2010年はやや特異な(時系列)変化をしている(自治体が多い)ことを示した。この背後には、2000~2005年から2010年にかけて死亡の地域構造が変化した可能性もあるが、2000~2005年の『市区町村別生命表』が国勢調査の前後3年間の死亡数の平均的な水準を用い2次医療圏に基づく「地域」(地理的に近いものを男女別にそれぞれ15万人以上になるように組み合わせたもの)で事前分布のパラメータを設定しているのに対し、2010年の『市区町村別生命表』は1年分の死亡を用いて都道府県単位(特別区・政令市の区については特別区部・政令市単位)に事前分布のパラメータを設定しているという作成方法の違いが影響を及ぼす可能性について検討する必要があることを指摘した。また、この背景として死亡率の推定及びその帰結としての平均寿命の推定は小地域では不安定にならざるをえないことを、2010年の全国日本人人口の男女年齢割合と男女年齢別死亡構造を前提としたシミュレーション分析を通じて指摘した。すなわち、95%は平均寿命が真の値から0.1年ずれることはないという精度を5歳階級で3年間の平均的な死亡率を用いることで確保するには総人口規模が80~90万人程度あればよいが、同じ精度を5歳階級(で1年間)の死亡率を用いることで確保するには総人口規模が240~280万人程度必要になる。このため、市区町村のような小地域ではほとんどの自治体で隣り合った年齢や年次に観察される死亡状況の情報を援用するだけでなく別の手法を併用する必要があることなどを指摘した。

2000～2005年の『市区町村別生命表』と比べて2010年のものが特異な変化をしていることについて、2000～2005年から2010年にかけての死亡の地域構造の変化ではなく、作成方法の違いがどのような影響を及ぼすのかについて検討するため、2004～2006年の死亡数を用いて以下の5つの方法で市区町村別生命表を作成した。とくに、人口規模の小さな自治体で死亡率推定が不安定になりやすくベイズ推定の手法の違いの影響が生じやすいことに留意しながら、平均寿命の水準及び順位について多面的に比較分析した。第1の方法は2004～2006年の3年間の死亡数を用い2次医療圏に基づく「地域」でベイズ推定の事前分布のパラメータを設定するもので、公式の『市区町村別生命表(2005年)』の手法を再現したものである(この手法をA(レファレンス)と呼ぶ)。第2の方法は2005年の1年間の死亡数を用い都道府県単位にベイズ推定の事前分布のパラメータを設定するもので、公式の『市区町村別生命表(2010年)』の手法を2005年に適用したものである(B(2005年死亡、県単位事前分布))。さらに、死亡数の期間変動及び事前分布のパラメータを設定する「地域」の違いの影響を定量化するため、第2の手法と同じ事前分布の設定方法、リスク人口を用い、死亡率推定の分子に用いる死亡数を2004年にする場合(C(2004年死亡、県単位事前分布))、2006年にする場合(D(2006年死亡、県単位事前分布))、2004～2006年にする場合(E(2004～2006年死亡、県単位事前分布))の方法による市区町村別生命表を作成した。すなわち、B～Dによって死亡数の(前後3年間の隣り合った年次の)期間変動が及ぼす影響を定量化し、AとEの比較で事前分布のパラメータの設定方法の違いが及ぼす影響を検討した。

分析の結果、B～Dの平均寿命のAとEからの差の四分位範囲は0.54～0.70で、分析対象とした1,965自治体の半分で死亡数の期間変動(及び事前分布を設定する「地域」の違い)は平均寿命に0.5以上の差を生じさせていた(表7)。また、AとEを比較することで、同じ2004～2006年の3年間の死亡数を用いても事前分布を設定する「地域」の設定方法は半数の自治体で平均寿命を0.3以上変化させ、1割を超える自治体で平均寿命に1年以上の差を生じさせる。そして、期間変動や事前分布を設定する「地域」の違いによる平均寿命の変化は人口規模が小さな自治体でより顕著であり、人口規模が小さな自治体では死亡の期間変動によって死亡率推定が不安定になり平均寿命の散らばりが大きくなるだけでなく、2004～2006年3年間の死亡数を用いる場合でも人口規模のより大きな「地域」で事前分布を設定することで精度が向上する可能性が示唆された。一方で、より広範な「地域」で事前分布を設定することには、このような小地域での散らばりを軽減することで精度を向上できる可能性があるという利点とともに、小地域の(地理的に)局所的なパターンを不必要に平滑する(over-smoothing)可能性があるという欠点もある。分散と誤差のトレードオフ(Variance-bias trade-off)の観点から最適リスク人口(と死亡率)の規模を検討することは重要な課題であろう。

『市区町村別生命表』の作成方法の変化は2000～2005年から2010年の市区町村別平均寿命の変化に少なからず影響を及ぼしていた。地域別将来人口推計は生残率の所属都道府

県値に対する相対較差が安定的に推移する(一定で推移する、もしくは一律に拡大か縮小する)ことを仮定する。相対較差は全体として縮小している(表5)のにも関わらず時系列相関係数は低下しており一律に較差が縮小しているわけではない(表4)というように、相対較差の変化が一貫していないのであれば地域人口推計の相対較差に関する仮定設定は不適切になる。2010年の『市区町村別生命表』が特異な変化を示すのが作成方法の違いという人為的な事情による側面があるため、2000～2005年以前と2010年について同じ手法で生命表を作成するなど比較可能性を高めた上で死亡の状況の地域差を検討しなければならないだろう。

参考表 1 .人口規模階級別 市区町村別平均寿命の E(2004 ~ 2006 年の死亡数を用い都道府県単位に事前分布を設定する場合) に対する差の分布の特性値、差の平均の 99.9%信頼区間及び有意性検定: 市区町村別生命表作成方法(死亡データの期間と事前分布を設定する地域) の比較

男女/ 生命表作成方法	男					女					累積度数 (順位)
	B	C	D	A	公式	B	C	D	A	公式	
死亡データ	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	2005	2004	2006	2004~2006	2004~2006	
事前分布の地域	都道府県・特別区・政令市			2次医療圏		都道府県・特別区・政令市			2次医療圏		
人口規模=総数											
最小値	-3.14	-2.44	-5.52	-1.98	-1.96	-3.03	-4.97	-6.81	-1.56	-1.56	1
5%	-0.86	-0.62	-0.70	-0.75	-0.75	-0.80	-0.44	-0.81	-0.53	-0.53	99
中央値	-0.16	0.21	0.02	-0.02	-0.02	-0.11	0.33	-0.11	-0.00	-0.00	983
95%	0.59	0.97	0.73	0.37	0.37	0.56	1.06	0.52	0.29	0.29	1867
最大値	1.64	3.47	1.95	1.32	1.32	3.49	2.47	1.46	1.12	1.12	1965
レンジ	4.782	5.906	7.474	3.295	3.277	6.519	7.445	8.268	2.685	2.684	
四分位範囲	0.541	0.562	0.549	0.313	0.315	0.481	0.547	0.495	0.225	0.226	
平均	-0.157	0.189	0.015	-0.093	-0.092	-0.114	0.330	-0.122	-0.047	-0.046	
標準偏差	0.461	0.509	0.504	0.334	0.334	0.444	0.498	0.443	0.257	0.256	
99.9%信頼区間											
下限	-0.192	0.151	-0.023	-0.118	-0.117	-0.147	0.293	-0.155	-0.067	-0.065	
上限	-0.123	0.227	0.052	-0.068	-0.067	-0.081	0.367	-0.089	-0.028	-0.027	
Aとの差の検定											
t値	-15.13	16.47	1.28	-12.33	-12.22	-11.42	29.41	-12.25	-8.18	-8.03	
p値	0.000	0.000	0.200	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
市区町村数	1,965			1,964		1,965			1,964		
10,000人以下											
最小値	-3.14	-2.44	-5.52	-1.98	-1.96	-3.03	-4.97	-6.81	-1.56	-1.56	1
5%	-1.09	-0.88	-0.91	-1.05	-1.07	-0.97	-0.66	-0.86	-0.79	-0.79	26
中央値	-0.11	0.15	0.09	-0.10	-0.11	-0.07	0.31	-0.06	-0.03	-0.03	254
95%	0.63	1.03	0.81	0.43	0.40	0.67	1.14	0.55	0.36	0.37	482
最大値	1.17	2.11	1.90	0.78	0.81	1.95	2.15	1.46	0.73	0.73	507
レンジ	4.309	4.554	7.419	2.761	2.768	4.976	7.118	8.268	2.294	2.294	
四分位範囲	0.592	0.618	0.564	0.529	0.525	0.556	0.608	0.505	0.345	0.343	
平均	-0.154	0.117	0.016	-0.210	-0.209	-0.114	0.263	-0.119	-0.105	-0.102	
標準偏差	0.556	0.615	0.692	0.441	0.441	0.531	0.612	0.554	0.352	0.351	
99.9%信頼区間											
下限	-0.236	0.027	-0.085	-0.275	-0.274	-0.192	0.173	-0.200	-0.157	-0.154	
上限	-0.073	0.207	0.118	-0.145	-0.144	-0.036	0.353	-0.037	-0.053	-0.051	
Aとの差の検定											
t値	-6.25	4.28	0.53	-10.74	-10.67	-4.83	9.67	-4.83	-6.71	-6.57	
p値	0.000	0.000	0.595	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
市区町村数	507			506		507			506		
150,000人以上											
最小値	-0.86	-0.79	-0.91	-0.45	-0.46	-0.78	-0.56	-1.02	-0.40	-0.40	1
5%	-0.62	-0.31	-0.55	-0.15	-0.15	-0.53	-0.01	-0.61	-0.17	-0.17	12
中央値	-0.20	0.27	-0.08	0.02	0.02	-0.12	0.35	-0.20	0.01	0.01	114
95%	0.37	0.84	0.48	0.21	0.21	0.34	0.94	0.34	0.22	0.22	216
最大値	1.23	1.65	1.48	0.37	0.37	0.63	1.40	0.66	0.41	0.41	227
レンジ	2.097	2.435	2.392	0.822	0.824	1.412	1.953	1.678	0.807	0.806	
四分位範囲	0.324	0.365	0.377	0.121	0.124	0.327	0.415	0.361	0.091	0.091	
平均	-0.183	0.275	-0.047	0.019	0.019	-0.108	0.391	-0.178	0.015	0.015	
標準偏差	0.307	0.345	0.334	0.111	0.112	0.263	0.311	0.289	0.113	0.113	
99.9%信頼区間											
下限	-0.251	0.199	-0.121	-0.006	-0.005	-0.166	0.322	-0.242	-0.010	-0.010	
上限	-0.115	0.351	0.027	0.043	0.044	-0.049	0.460	-0.114	0.040	0.040	
Aとの差の検定											
t値	-8.97	12.03	-2.12	2.55	2.61	-6.16	18.94	-9.28	2.00	2.05	
p値	0.000	0.000	0.035	0.012	0.010	0.000	0.000	0.000	0.047	0.042	
市区町村数	227			227		227			227		

参考表 2 .人口規模階級別 市区町村別平均寿命の E(2004 ~ 2006 年の死亡数を用い都道府県単位に事前分布を設定する場合) に対する差の分布の特性値、差の平均の 99.9%信頼区間及び有意性検定: 市区町村別生命表作成方法(死亡データの期間と事前分布を設定する地域) の比較

男女/ 生命表作成方法	男					女					累積度数 (順位)
	B	C	D	A	公式	B	C	D	A	公式	
死亡データ	2005	2004	2006	2004-2006	2004-2006	2005	2004	2006	2004-2006	2004-2006	
事前分布の地域	都道府県・特別区・政令市			2次医療圏		都道府県・特別区・政令市			2次医療圏		
人口規模-総数											
最小値	-1271	-1399	-1341	-836	-836	-1496	-1406	-1422	-973	-971	1
5%	-498.0	-471.0	-489.0	-284.0	-283.0	-578.0	-587.0	-557.0	-283.0	-282.0	99
中央値	5.0	-3.0	0.0	-16.0	-15.0	-3.0	0.0	-4.0	-4.0	-4.0	983
95%	469.0	480.0	486.0	371.0	366.0	593.0	590.0	521.0	366.0	367.0	1867
最大値	1191	1456	1573	990	992	1529	1757	1501	1345	1346	1965
レンジ	2462	2855	2914	1826	1828	3025	3163	2923	2318	2317	
四分位範囲	304.0	306.0	311.0	179.0	180.0	361.0	391.0	364.0	174.0	174.0	
平均	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	
標準偏差	285.4	289.3	289.6	194.0	194.0	338.2	355.8	334.2	196.4	197.2	
99.9%信頼区間											
下限	-21.2	-21.5	-21.5	-14.4	-14.4	-25.1	-26.5	-24.8	-14.6	-14.7	
上限	21.2	21.5	21.5	14.4	14.4	25.1	26.5	24.8	14.6	14.7	
Aとの差の検定											
t値	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
p値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
市区町村数	1,965			1,964		1,965			1,964		
10,000人以下											
最小値	-1031	-1399	-1341	-689	-735	-1418	-1266	-1357	-674	-683	1
5%	-566.0	-533.0	-535.0	-295.0	-295.0	-597.0	-609.0	-631.0	-308.0	-304.0	26
中央値	-19.0	12.0	-33.0	9.0	8.0	-6.0	26.0	-14.0	18.0	16.0	254
95%	508.0	578.0	558.0	537.0	516.0	625.0	708.0	680.0	561.0	560.0	482
最大値	1069	1456	1573	990	992	1347	1757	1501	1345	1346	507
レンジ	2100	2855	2914	1679	1727	2765	3023	2858	2019	2029	
四分位範囲	351.0	348.0	339.0	255.0	254.0	390.0	429.0	425.0	265.0	272.0	
平均	-26.4	12.0	-27.5	46.8	46.3	0.4	41.1	-1.8	51.1	50.4	
標準偏差	312.0	339.7	330.2	251.6	251.9	367.2	397.8	378.9	263.9	266.5	
99.9%信頼区間											
下限	-72.3	-37.9	-76.0	9.8	9.2	-53.6	-17.3	-57.5	12.3	11.2	
上限	19.5	62.0	21.1	83.8	83.4	54.4	99.6	53.9	89.9	89.6	
Aとの差の検定											
t値	-1.90	0.80	-1.87	4.19	4.13	0.03	2.33	-0.11	4.36	4.25	
p値	0.057	0.425	0.061	0.000	0.000	0.979	0.020	0.915	0.000	0.000	
市区町村数	507			506		507			506		
150,000人以上											
最小値	-1068	-1070	-1144	-333	-335	-755	-709	-564	-396	-393	1
5%	-355.0	-283.0	-316.0	-150.0	-151.0	-372.0	-530.0	-401.0	-209.0	-210.0	12
中央値	26.0	3.0	53.0	-25.0	-27.0	-3.0	-15.0	41.0	-23.0	-23.0	114
95%	346.0	308.0	346.0	56.0	57.0	406.0	365.0	498.0	83.0	83.0	216
最大値	670	694	667	330	332	620	901	951	269	267	227
レンジ	1738	1764	1811	663	667	1375	1610	1515	665	660	
四分位範囲	188.0	179.0	218.0	86.0	85.0	288.0	339.0	350.0	121.0	121.0	
平均	23.0	-13.4	43.2	-33.8	-33.8	9.4	-33.5	67.8	-37.4	-37.1	
標準偏差	215.7	218.5	223.9	72.0	72.3	235.6	274.7	264.4	94.6	94.8	
99.9%信頼区間											
下限	-24.8	-61.8	-6.4	-49.8	-49.8	-42.7	-94.3	9.3	-58.3	-58.1	
上限	70.7	34.9	92.7	-17.9	-17.8	61.5	27.2	126.3	-16.4	-16.1	
Aとの差の検定											
t値	1.60	-0.93	2.91	-7.08	-7.04	0.60	-1.84	3.86	-5.95	-5.90	
p値	0.110	0.355	0.004	0.000	0.000	0.548	0.067	0.000	0.000	0.000	
市区町村数	227			227		227			227		

参考表 3 . 市区町村別平均寿命の 2000 ~ 2010 年平均順位が上位/下位 20 番目までの自治体における各年の順位の推移

A. 平均寿命が長い20自治体

		男							女								
		順位(長い順)							順位(長い順)								
都道府県	市区町村	A-E	A	B	C	D	E	公式	都道府県	市区町村	A-E	A	B	C	D	E	公式
		平均	2004-2006 2次医療費	2005	2004	2006	2004-2006 2次医療費				平均	2004-2006 2次医療費	2005	2004	2006	2004-2006 2次医療費	
1	神奈川県 横浜市青葉区	2.2	1	1	3	6	1	1	沖縄県 北中城村	1.7	1	3	1	3	1	1	1
2	神奈川県 川崎市麻生区	2.7	2	3	6	1	2	2	沖縄県 豊見城市	5.7	4	6	5	13	2	4	4
3	東京都 国分寺市	5.0	4	10	2	5	5	4	北海道 壮瞥町	5.8	8	2	9	5	3	8	3
4	東京都 練馬区	5.2	5	6	7	2	6	5	長野県 高森町	7.2	3	7	19	1	10	3	8
5	長野県 小布施町	7.7	7	14	11	4	3	7	沖縄県 南城市	7.7	5	13	8	11	4	5	5
6	東京都 三鷹市	10.2	3	12	10	29	4	3	神奈川県 横浜市青葉区	11.0	7	23	13	10	6	7	7
7	長野県 箕輪町	11.3	6	5	4	39	8	6	沖縄県 北谷町	11.3	9	17	14	14	5	9	9
8	熊本県 益城町	11.5	9	8	5	27	11	9	沖縄県 中城村	13.3	14	10	15	18	9	14	14
9	宮城県 仙台市泉区	13.8	11	29	12	10	10	11	神奈川県 開成町	15.3	10	1	40	8	23	10	10
10	東京都 杉並区	18.3	12	17	25	35	9	12	兵庫県 猪名川町	15.8	2	4	6	70	11	2	2
11	長野県 駒ヶ根市	20.3	13	46	9	28	13	13	沖縄県 今帰仁村	20.0	11	30	3	58	7	11	11
12	神奈川県 横浜市金沢区	21.8	18	21	22	36	16	18	沖縄県 南風原町	21.3	13	25	63	6	8	13	13
13	神奈川県 横浜市栄区	25.7	23	37	31	21	19	23	石川県 野々市町	21.8	17	39	28	17	12	18	18
14	神奈川県 横浜市都筑区	27.8	15	68	20	32	17	15	山口県 平生町	25.5	21	26	38	22	25	21	21
15	長野県 飯島町	33.0	21	51	55	7	43	21	沖縄県 伊是名村	28.3	25	68	16	20	16	25	25
16	東京都 小金井市	36.5	8	27	19	145	12	8	長野県 豊丘村	32.7	12	9	121	12	30	12	12
17	奈良県 広陵町	38.3	50	66	38	3	23	50	沖縄県 久米島町	34.2	18	72	11	73	14	17	17
18	長野県 塩尻市	42.7	43	45	77	17	31	43	沖縄県 本部町	38.7	23	11	41	116	18	23	23
19	岐阜県 可児市	43.0	25	60	16	83	49	25	熊本県 菊陽町	39.7	16	22	160	4	20	16	16
20	愛知県 日進市	43.2	14	105	61	24	41	14	沖縄県 金武町	39.8	41	29	20	89	19	41	41

B. 平均寿命が短い20自治体

		男							女								
		順位(短い順)							順位(短い順)								
都道府県	市区町村	A-E	A	B	C	D	E	公式	都道府県	市区町村	A-E	A	B	C	D	E	公式
		平均	2004-2006 2次医療費	2005	2004	2006	2004-2006 2次医療費				平均	2004-2006 2次医療費	2005	2004	2006	2004-2006 2次医療費	
1858	大阪府 大阪市西成区	1.2	1	1	1	2	1	1	大阪府 大阪市西成区	8.3	4	10	20	10	2	4	4
1857	青森県 板柳町	6.8	2	15	5	15	2	2	東京都 奥多摩町	9.5	1	2	25	18	10	1	1
1856	青森県 鱒ヶ沢町	10.3	3	20	7	26	3	3	青森県 大鱒町	9.7	2	11	2	40	1	2	2
1855	青森県 五所川原市	12.8	4	24	2	37	6	4	青森県 黒石市	20.0	18	9	40	30	5	18	18
1854	青森県 野辺地町	17.0	17	11	3	50	4	17	北海道 浦河町	23.0	5	43	38	41	6	5	5
1853	青森県 大間町	17.5	21	35	8	13	7	21	大阪府 大阪市大正区	29.7	6	8	11	144	3	6	6
1852	青森県 弘前市	20.8	18	19	16	46	8	18	千葉県 旭市	31.0	10	120	15	19	12	10	10
1851	青森県 平川市	21.8	8	18	19	69	9	8	青森県 中泊町	31.8	16	66	87	2	4	16	16
1850	青森県 田舎館村	23.5	6	30	13	72	14	6	北海道 雄武町	32.0	23	18	33	25	70	23	23
1849	高知県 室戸市	23.7	10	6	10	101	5	10	東京都 日の出町	33.2	3	4	166	8	15	3	3
1848	青森県 藤崎町	24.8	7	13	46	65	11	7	大阪府 大阪市東淀川区	43.2	29	99	48	37	17	29	29
1847	青森県 黒石市	26.7	14	14	29	79	10	14	青森県 平内町	43.5	26	152	32	16	9	26	26
1846	青森県 大鱒町	26.7	11	29	60	32	17	11	千葉県 銚子市	43.7	21	141	36	24	19	21	21
1845	青森県 平内町	29.3	31	12	63	24	15	31	北海道 福島町	45.2	8	86	69	64	36	8	8
1844	大阪府 大阪市港区	29.5	23	32	40	38	21	23	栃木県 足利市	53.8	32	27	96	128	8	32	32
1843	青森県 中泊町	30.5	9	16	37	89	23	9	埼玉県 神川町	54.8	14	39	231	6	25	14	14
1842	青森県 外ヶ浜町	31.2	33	47	6	55	13	33	愛知県 甚目寺町	57.2	7	14	284	5	26	7	7
1841	青森県 深浦町	32.8	19	55	48	29	27	19	埼玉県 毛呂山町	57.3	40	34	126	51	53	40	40
1840	青森県 佐井村	33.7	40	27	45	27	24	39	大阪府 大阪市浪速区	57.7	22	166	43	70	23	22	22
1839	北海道 赤平市	34.0	25	7	64	49	34	25	福岡県 川崎町	58.0	15	56	12	163	87	15	15

子どもが幼い時期の就業規範と母親の就業

新谷由里子

石井 太

はじめに

近年、女性の高学歴化を背景に女性のキャリア志向は高まり、また同時に子育てと就業をめぐる支援や施策は着実に進みつつある。実際、共働き家庭は年々増加し、1992年には共働き世帯が専業主婦世帯をはじめて上回り、女性の就業をめぐる家庭と社会の状況が様々に変化している。

しかし一方で出産をめぐる女性のライフコース選択に注目してみると、その状況はほとんど変化がみられず、依然、子どもをもつことと就業継続とのトレード・オフは強固に存在する。例えば、国立社会保障・人口問題研究所が実施した出生動向基本調査の結果からは、結婚前から第1子出産後も就業を継続している割合は3割前後と1985年以降2005年までの約20年間で、ほとんど変化がみられない。

このような背景としては、両立支援や子育て支援等の施策が必要な対象者に十分に行き届いていないといった子育て環境的要因の他、強固な性別規範や男性の過剰労働などによる家庭内役割の女性への偏りなどジェンダー的要因があげられることが多いが、加えて本稿でとりあげる幼い子どもを持つ母親自身の就業規範意識と結婚・出産後のライフコース選択との関連が重要な視点として考えられる。女性の活躍やワークライフ・バランスが強調される現代の社会において、就業と出産の担い手である母親自身の就業志向（あるいは家庭志向）と実際の就業選択の関係は正確に把握されているとは言い難い。

幼い子どもを持つ母親の望ましい働き方に関する意識を国際比較をした白波瀬（2005）の分析からは、他の国に先んじて女性の社会進出が進むアメリカやスウェーデンできえ幼い子どもの母親は家事・育児に志向すべき、あるいはパートタイムなど子育てを考慮した柔軟な働き方をすべきであるといった意見が多数派であることを明らかであり、子育てと家庭の両立に対する複雑な意識は実態の違いに関係なく各国に共通して存在すると指摘する。

このような先行知見からも、子どもが幼い時期の母親規範意識と女性の就業選択は重要な研究視点であることが推測されるが、日本の母親の規範意識の変化と就業状況の関連を分析した研究はきわめて少ない。

本稿では、子どもが幼い時期の就業規範に注目し、その時系列変化と母親の規範意識に関連する規定要因の影響を分析する。加えて、子どもが幼い時期の母親の就業規範意識と実態の一致、不一致の動向より、出産後の就業・家庭選択が母親自身の意向によるものか否かを時系列的に把握し、幼い子どもをもつ母親のライフコース選択に必要とされる子育て支援の在り方を考察する。

目的

本稿では子どもが幼い時期の母親の就業規範の変化を時系列的に観察すると同時に、就業規範と人口学的変数、社会的変数の関連をもとに、現代の母親が持つ出産後のライフコース選択の意識構造を明らかにしたい。さらに、子どもが幼い時期の母親の就業規範と実態の一致、不一致の動向に注目し、幼い子どもを持つ母親のライフコース選択に必要とされる子育て支援の方向性を考察し政策的提言をおこなう。

データと分析方法

データは、国立社会保障・人口問題研究所で5年ごとに実施されている出生動向基本查を使用する。対象は、50歳未満の既婚女性（初婚限定）である。なお、子どもが幼い時期の母親の就労規範を尋ねた設問「少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい」は、過去調査第10回から継続してたずねているため1992年から2010年までの推移が把握できるが、第11回(1997年)ではその設問が設けられていないため分析の対象から省くこととした。

分析方法は、まず子どもが幼い時期の母親の就業規範の記述統計による時系列的把握し、さらに就業規範に関連する要因を明らかにするため、人口学的、社会的属性による二変量(クロス)分析を行う。加えてロジスティック分析により各変数の就業規範への影響を分析する。

また、出産後のライフコースの選択(就業・家庭志向)の実際と規範意識(就業志向・家庭志向)との一致度・不一致の割合を時系列的に観察することにより、現代の母親の就業規範意識がどの程度実現されているかを明らかにし、今後実現されるべき子育て支援の方向性について考察を加える。

分析結果

1. 子どもが幼い時期における母親の就業規範の時系列変化

本稿では子どもが幼い時期の就業規範を捉えるにあたって、出生動向基本調査第10回12回、13回、14回で尋ねている「少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい」の設問への回答を用いる。表1は全ての調査回を累積したその度数分布を示したものである。

表1「少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい」

		%	総数
家庭志向	まったく賛成	30.7	8724
	どちらかといえば賛成	46.8	13300
就業志向	どちらかといえば反対	13.3	3792
	まったく反対	5.5	1564
不詳		3.7	1050
合計		100.0	28430

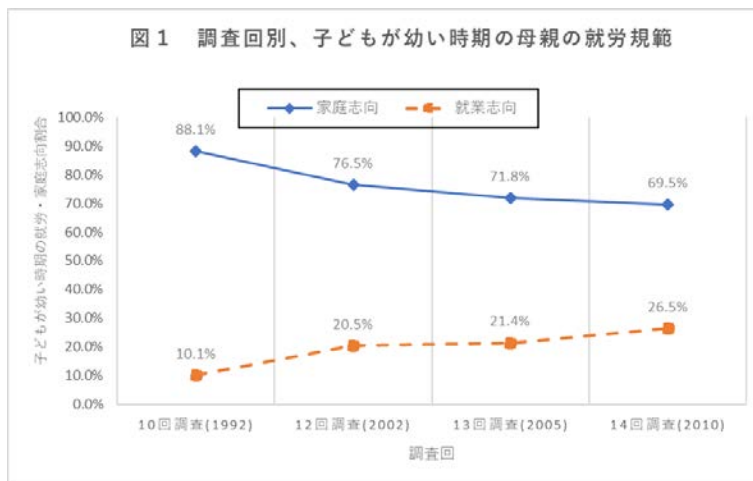
以下、回答の「まったく賛成」「どちらかといえば賛成」の回答を家庭志向、「まったく反

対」「どちらかといえば反対」を就業志向と捉え、調査回別、母親の出生年別、社会属性別（本人の学歴、出産前の従業上の地位、夫の学歴）にその傾向を明らかにする。

(1) 調査回別(図)

子どもが幼い時期における母親の就業規範の調査回別傾向はどのようなものだろうか。

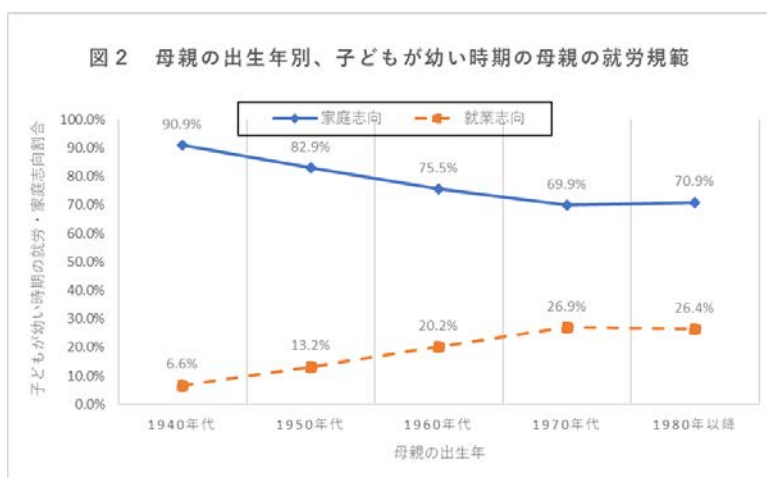
図1によると「家庭志向」は10回(1992年)で88.1%と非常に高い割合であるが、12回(2002年)には76.5と10ポイント以上低下し、その後の調査回ではさらに低下し14回(2010年)では約7割程度となっている。一方、「就業志向」は10回(1992年)で10.1%であったが、調査回ごとに増加し、14回(2010年)では、26.5%となっていることが分かる。



今回の分析では、11回調査が分析対象から除かれているため、10回と12回の間の変化が大きく見えるが、全体の傾向としては、近年になるほど一貫して家庭志向が減少、就業志向が増加の方向に進んでいる。しかし一方で、2010年の14回調査であっても子どもが小さいうちは仕事を持たず家庭にいるのが望ましいと考える妻が約7割と家庭志向が就業志向の2倍以上と多数であることには注視しなければならない。

(2) 本人の属性別(出生年、学歴、出産前の従業上の地位)の傾向

対象の妻の出生年別の傾向をみてみたい。世代によってその差はみられるのだろうか。図2は妻の出生年代ごとに規範意識の変化をみたものであるが、1940年代生れでは「家庭志向」9割以上と非常に高いが、若い世代になるほどその割合は減少し、規範の弱まりが見てとれる。一方、就業志向の割合は若い世代ほど高くなっているが、1970年代と1980年生れ



の間にはそれ以前にみられたような変化はみられず3割弱で一定で、推移している。また、家庭志向も同様に1970年代と1980年代生れでは7割と、割合に変化がみられないが、この傾向がどちらに向かうか今後の調査が待たれる。

本人の社会的属性の一つである、学歴と規範意識との関係をみてみよう。表2は妻の学歴を3段階に分類したものと家庭就業・就業志向の関係をみたものである。これによると高学歴であるほど就業志向が強く、家庭志向が弱まる傾向が見てとれる。このような結果は、高学歴で教育年数が長いほど非伝統的、近代的価値観を学ぶこ

表2 学歴別、子どもが幼い時期の就労・家庭志向

妻学歴3分類の%

	子どもが幼い時期の就労・家庭志向			合計	総数
	家庭志向	就業志向	不詳		
妻学歴3分類					
高校以下	81.1%	15.1%	3.7%	100.0%	15010
短大・高専	76.2%	20.7%	3.2%	100.0%	9383
大学以上	66.0%	29.9%	4.1%	100.0%	3695
不詳	76.0%	12.6%	11.4%	100.0%	342
合計	77.5%	18.8%	3.7%	100.0%	28430

Pearsonの χ^2 : 529.818a***

注: # p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001 ()内は、レファレンス・カテゴリー

とを通じて、子どもが幼い時期でも仕事を持つべきであるという意識が強まるという教育効果とともに、女性の高学歴化の進行による世代効果(つまり高学歴には若い世代が多く、低学歴には高齢の世代が多い)の影響でもあることが推測される。

次に女性の働き方と規範意識の関連をみてみたい。表3は結婚時における妻の働き方と子どもが幼い時期の母親の就業規範をみたものである。結婚時無職であった妻は、家庭志向が高く83.1%であり就業志向は13.4%である。一方、就業してい

表3 妻の働き方別、子どもが幼い時期の就労・家庭志向

結婚時の妻の働き方の%

	子どもが幼い時期の就労・家庭志向			合計	総数
	家庭志向	就業志向	不詳		
結婚時の妻の働き方					
正規	77.9%	19.1%	3.0%	100.0%	20523
非正規	75.7%	20.0%	4.3%	100.0%	3733
無職	83.1%	13.4%	3.5%	100.0%	2245
不詳	69.5%	20.6%	9.8%	100.0%	1929
合計	77.5%	18.8%	3.7%	100.0%	28430

る妻は正規雇用、非正規雇用ともに家庭志向が75%以上を占め、無職ほどではないが、子どもが小さいうちは仕事を持たず家庭にはいるべきだと考えている。また就業志向は2割程度と正規、非正規といった従業上の地位の違いは見られなかった。

2. 子どもが幼い時期の母親就業規範の規定要因

前節の結果では、子どもが幼い時期の規範意識は調査回、妻の出生年、社会的属性などとの差がみられたが、このような二変量分析のみではそれぞれの要因の影響の程度は分からない。そこで以下では、子どもが幼い時期の母親就業規範に上述の諸要因がどの程度影響を及ぼしているかを厳密に検討するため、ロジスティック回帰分析を用いて検討する。

(作業仮説)

今回用いる説明変数の作業仮説は、前述の幼い子どもをもつ母親の望ましい働き方を分析した白波瀬(2005)の3つの仮説に準ずる。まず第1は、「属性仮説」である。これは、母親の出生年(年齢)、や性別、学歴の違い、配偶関係といった対象者の属性による違いが母親の意識を説明するには重要であるとする。一般的に古い世代、女性よりも男性の方がより伝統的(保守的)な傾向を示すので、幼い子どもをもつ母親は無業である方が望ましいとする傾向にあるであろう。一方、学歴の影響は、高学歴で教育年数が長いほど非伝統的、近代的価値観を学ぶことを通じて、子どもが幼い時期でも仕事を持つべきであるという意識が強まると考えられる。また、配偶者である夫の学歴は高学歴であるほど非伝統的であると同時に相対的に高い収入が伝統的価値観を強める方向も持ち、その配偶者である妻の就業志向に影響をもつかもしれない。今回の分析では、属性仮説に対応する変数として妻の出生年、妻の学歴、夫の学歴を投入する。

第2に、母親本人の就業状況・収入による違いが意識に影響を持つであろうとする「労働市場仮説」である。仮説では仕事についているほど、高い収入を得ている者ほど、幼い子の母親も仕事を持つべきとする傾向を示し、収入が高いほど、幼い時期の母親の就業に肯定的であると推測できる。労働市場仮説として今回投入する変数は結婚時の母親の働き方であり、正規職員、非正規職員、無業という分類となっている。影響の方向としては、無業よりも正規職員、非正規職員の方が就業志向に強い関連をもち、さらに平均収入が高い正規職員は非正規職と比較して子どもが幼い時期の就業に寛容であろうと想像する。

第3の仮説は母親本人がどのような家庭環境で育ったかという「世代仮説」である。白波瀬の分析からは、特に本人の母親が有業であったか否かは、性別役割分業規範や子育て期の就業規範と強い関連があると指摘している。しかし、今回使用のデータでは妻の母親の就業経歴の情報は得ることができないため、世代仮説は本稿の分析ではとりあげない。

従属変数は、設問「少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい」に対する回答、「全く賛成」「どちらかといえば賛成」を家庭志向、「全く反対」「どちらかといえば反対」を就業志向とし、それぞれ0、1とした。

子どもが幼い時期における母親の就業規範「家庭志向」 = 0

子どもが幼い時期における母親の就業規範「就業志向」 = 1

(使用変数の記述統計量)

記述統計量					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
子どもが幼い時期における母親の就業規範 (0=家庭志向 1=就業志向)	27380	0.00	1.00	.1956	.39668
妻の出生年代 (10年間隔)	28430	1.00	5.00	2.8453	.99704
妻の学歴3分類 (1=高校以下 2=短大・高専 3=大学以上)	28088	1.00	3.00	1.5972	.70970
結婚時の働き方 (正規雇用=1 2=非正規雇用 無職=3)	26501	1.00	3.00	1.3103	.61924
夫の学歴 (1=短大・高専以下 2=大学以上)	27994	1.00	2.00	1.3610	.48030
調査回 (10, 12, 13, 14)	28430	10.00	14.00	12.0582	1.54695
人口集中度 (1=非人口集中 1=人口集中)	28430	1.00	2.00	1.6340	.48170

(2) ロジスティック回帰分析結果

子どもが幼い時期の母親の望ましい働き方についての意識を家庭志向、就業志向の2群に分類し従属変数とした二項ロジスティック回帰分析をおこなった。

説明変数は、「属性仮説」妻の出生年、妻の学歴、夫の学歴「労働市場仮説」結婚時の妻の働き方、コントロール変数として調査回と人口集中度を投入した。

まず、妻の学歴段階による傾向を見てみると学歴が高いほど有意に就業志向が強くなり、高卒のグループとくらべて短大・高専で1.2倍、大学卒以上で2倍子どもが幼い時期の母親の就労を支持する確率が高くなる。一方で、夫の学歴別では、妻とは反対に学歴が高い夫をもつ妻ほど、有意に母親の就業を支持しない傾向がみられた。

また、結婚時の妻の働き方では、無職よりは仕事に就いている者の方が、非正規よりは正規雇用の方が有意に幼い子どもをもつ母親の就業を支持する傾向が強い(無職と比べて非正規で1.3倍、正規雇用で1.7倍)。

その他、妻の出生年では若い世代ほど、有意に子どもが幼い時期の就業を支持し、調査回では2002年の12回調査と比較して、1992年の第10回調査は有意に母親の就業を支持せず、2010年の14回調査になると有意に支持する傾向がみられた。

表4 子どもが幼い時期の母親の就労規範に関するロジスティック回帰分析
(家庭志向=0 就業志向=1)

説明変数	exp(b)
妻の出生年 1940～1990年	1.026 ***
妻の学歴 (中学校・高校) 短大・高専・専修 大学以上	1.000 1.209 *** 2.020 ***
妻の結婚時の働き方 (無職) 非正規雇用 正規雇用	1.000 1.315 *** 1.687 ***
夫の学歴 (短大・高専・専修以下) 大学以上	1.000 .952
調査回 10回 (12回) 13回 14回	.942 *** 1.000 1.002 1.011 **
人口集中地域 人口集中地区 (非人口集中地区)	1.022 1.000
定数項 カイ自乗 自由度 N	-52.926 1209.865*** 10 25.101

注: # p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001 ()内は、レファレンス・カテゴリー

方程式中の変数

このような結果から、子どもが幼い時期の就業志向を強める変数は、妻の高学歴、結婚時の就業、正規就業、若い世代などであるが、逆に夫が高学歴であることは妻の就業志向を弱める変数であることが分かった。今回の分析で想定した「属性仮説」は、妻の学歴、夫の学歴、妻の出生年の変数においてその仮説が実証された。また、「労働市場仮説」についても結婚時の妻の働き方において予測と結果が一致したといえる。

3. 出産後のライフコース選択と規範意識の一致度とその推移

前節までの分析で1992年(10回調査)から2010年(14回調査)にかけて子どもが幼い時期の母親の就業志向は高まり、家庭志向は低下する傾向がみられたが、その割合は2010年調査で7割と依然高く、子どもが幼い時期の母親は仕事を持たず家庭(子育て)に志向した方がよいという意識が主流であることに変わりはない。

では、このような現代までの就業規範意識の変化の中で、意識と実際のライフコース選択が一致している母親、あるいは一致していない母親はどの程度いるのだろうか。また、1992年の10回調査からその傾向は変化しているのか、以下、先と同様に出生動向基本調査結果にみる子どもが幼い時期の就業規範意識と出産後の就業選択の組み合わせから明らかにしていく。具体的には規範意識と出産後の就業選択を以下のように組み合わせ定義した。

子どもが幼い時期における母親の就業規範と出産後のライフコース選択

- 「就業志向一致型」 : 就業志向－第1子出産直後就業
- 「就業志向不一致型」 : 就業志向－第1子出産直後無業
- 「家庭志向一致型」 : 家庭志向－第1子出産直後就業
- 「家庭志向不一致型」 : 家庭志向－第1子出産直後無業

表5は、この4つの組み合わせの分布を示している。最も多い組み合わせは、家庭志向一致型で、最も多い組み合わせは「家庭志向一致型」で半数以上の母親が、子どもが小さいうちは仕事をもたず家庭に入るべきだと考え、実際に出産後は家庭に専念していることが分かる。

次に高いものは、「就業志向不一致」で子どもが幼い時期の就業に肯定であっても、実際には就業についていない母親は

12.6%、規範意識としては働くことに否定的だが実際に就業している「家庭志向不一致」は8.9%である。また、働くことに肯定の意識を持ち実際に働いている「就業志向一致型」は、全体の7.5%と4つの分類においては最も少ない。

表5 少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい

	%	総数
就業志向一致	7.5	8724
就業志向不一致	12.6	13300
家庭志向一致	56.4	3792
家庭志向不一致	8.9	1564
不詳	14.6	1050
合計	100.0	28430

このような結果から、子どもが幼い時期の働き方の志向と出産後のライフコース選択が一致している母親は全体の64%程度、反対に不一致の母親は17%と、意識と実態が一致しているものが多いことが明らかとなった。

では、このような意識と実態の一致、不一致は時系列的にはどのような変化がみられるのだろうか。図3は、上記の結果を調査回別にみたものである。

全ての調査回を通して、最も多い組み合わせはやはり「家庭志向一致」で特に10回調査(1992年)では65%以上から、10年後の第12回調査までに15ポイント大きく低下し、その後13、14回とやや増加に転じている。

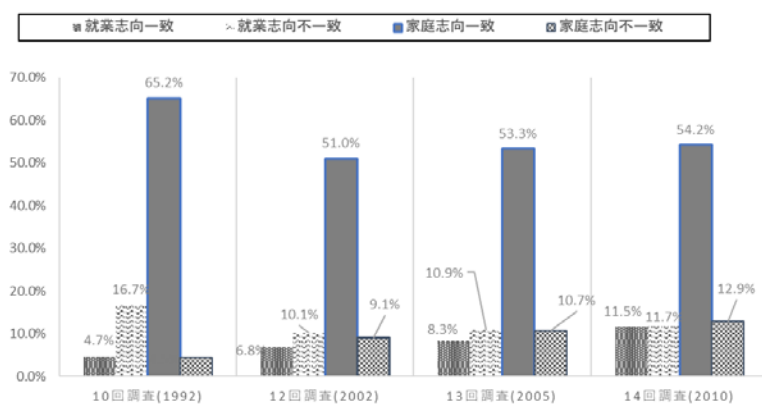
また「就業志向一致」は、10回調査で4.7%であったが、14回調査では11.5%と倍以上になっている。ここでの結果からは、規範意識と実態が一致している母親割合は、家庭志向で低下し、就業志向で増加していることが特徴である。

その他「就業志向不一致」の母親は、10回から12回にかけて16.7%から10.1%に低下した後、14回まであまり大きな変化はみられない。最後に「家庭志向不一致型」、つまり子どもが幼い時期の母親の就労に否定的な意識を持ちながら実際には働いている母親の割合は、調査回を経るほど増加し14回調査(2010年)では、14.5%と最も多い。

上記のような結果より、1990年代初頭から2010年までの約20年間に、就業志向をもつ母親では実際に就業している割合が増え、逆に意識に反して家庭に入っている割合は低下していることから、幼い時期の就業に肯定的な意識を持つ母親は、そのズレが解消される方向に向かったことが見てとれる。

一方で、全体の約7割を占める幼い時期の就業に否定的な意識をもつ母親においては、実際に家庭に入って子育てに専念できる者は全体の半数程度と20年前より大きく低下し、本人の意識に反して就業につく母親割合の増加の傾向が近年まで続いている。

図3 調査回別、子どもが幼い時期の就労規範と実態の一致度



結論と今後の課題

以下、今回の分析で明らかになったことをまとめてみたい。まず第1に、子どもが幼い時期の母親の就業規範の変化に関して、近年になるほど一貫して家庭志向が減少、就業志向が増加の方向に進んでいる。しかし一方で、2010年の14回調査であっても子どもが小さいうちは仕事を持たず家庭にいるのが望ましいと考える妻が約7割と家庭志向が就業志向の2倍以上と多数であることには注視しなければならない。

またこの規範意識の構造を明らかにすべく、家庭志向、就業志向を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った結果、妻が高学歴であるほど、結婚時妻が有職であり、正規雇用であるほど、若い世代であるほど就業志向が有意に高まり、反対に夫の学歴が高いほど高齢の世代ほど家庭志向が有意に高まることが明らかとなった。この結果は、仮説として取り上げた「属性仮説」「労働市場仮説」とおおむね一致するものであったが、第3の仮説「世代仮説」の影響は明らかでなく、この点は今後の分析課題としたい。

本稿でさらに、子どもが幼い時期の母親の就業規範意識と実態の一致、不一致の動向を観察から、幼い子どもを持つ現代の母親のライフコース選択（就業、家庭専念）がどの程度本人の意向を反映しているのかを明らかにした。

結果、1990年代初頭（10回調査）から2010年（14回調査）までの間に、就業志向をもつ母親では実際に就業している割合が増える一方で、本人の就業志向の意識に反して家庭に専念している割合は低下していることから、幼い時期の就業に肯定的な意識を持つ母親は、この約20年間にそのズレが解消される方向に向かったことが見てとれる。

一方で、全体の約7割を占める幼い時期の就業に否定的な意識をもつ母親においては、実際に家庭に入って子育てに専念できる者は全体の半数程度と20年前より大きく低下し、本人の規範意識に反して就業につく母親割合の増加の傾向が近年まで続いている。

最後に本稿の分析で得られた結果から導き出される出産・子育てと就業の両立支援策への提言としては、まず第1に様々な意識と状況にある母親のニーズを多角的にすくい上げる必要があるということである。例えば、本稿で指摘した幼い子どもを持つ母親の就業・家庭志向と実際のライフコース選択が一致していない対象への支援と対策が必要であり、そのためにも意識と実態の一致、不一致の状況に関してさらに精緻な分析が望まれる。第2に、子どもが幼い時期の母親就業規範は、近年までに大きく変化している。その変化の要因として女性の学歴、正規、非正規などの働き方が明らかとなったが、そのような属性の今後の動向が子どもの幼い時期の母親規範をさらに変化させる可能性があり、子育て支援政策の有効性を論ずる上でも規範意識の変化の視点は重要である。

文献

国立社会保障・人口問題研究所(2012a)『第14回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査：

わが国夫婦の結婚過程と出生力』。

白波瀬佐和子(2005) 「母親就労の位置づけに関する国際比較－男女ともに働きやすい社会を目指して

- ー」橘木俊昭編『現代女性の労働・結婚・子育て』ミネルヴァ書房, pp.97-126
- 本田由紀 (2005) 「子どもというリスクー女性活用と少子化対策の両立を阻むものー」橘木俊昭編『現代女性の労働・結婚・子育て』ミネルヴァ書房, pp.65-93
- 天童睦子編 (2004) 『育児戦略の社会学』世界思想社
- 今田幸子・池田心豪(2006)「出産女性1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』No.553, pp.34-44。
- 岩間暁子(2008)「女性の就業と福祉レジーム」『女性の就業と家族のゆくえ』東京大学出版会, pp.61-93。
- 厚生労働省(2012)『働く女性の実情』平成24年版。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2012c)『日本の将来推計人口ー平成24年1月推計ー』。
- 鄭 楊(2006)「乳幼児を持つ既婚女性の就業」澤口恵一・神原文子編『第2回家族についての全国調査(NFRJ03)第2次報告書 No.2 親子、きょうだい、サポートネットワーク』(日本家族社会学会全国家族調査委員会)。
- 内閣府(2012)『男女共同参画白書』平成24年版。
- 内閣府(2013)『子ども・子育てビジョンに係る点検・評価のための指標調査報告書』平成25年版。
- 深堀遼太郎 (2012)「近年の景気後退と有配偶女性の労働力化・非労働力化」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie 編『親子関係と家計行動のダイナミズム』慶応大学出版会, pp.183-200。
- 守泉理恵(2012)「女性就業と子育て支援」小崎敏男・牧野文夫編『少子化と若者の就業行動』原書房, pp.75-96。
- 山谷真名(2011)「妻の性別役割分業意識が就業選択に与える影響の国際比較分析ー少子化に関する国際意識調査」データを用いてー』『生活社会学研究』No.18, pp.67-81。
- Catherine, H. (2003) "A New Approach to Explaining Fertility Patterns: Explaining Declining Fertility, Preference Theory," *Population and Development Review* 29(3), pp.1-26.

Fertility of Immigrant Women in Japan*

An Analysis by Own-children Method based on the Micro-data from the Population Census of Japan

National Institute of Population and Social Security Research, Tokyo, Japan
Yu Korekawa

1. Low Fertility of Immigrant Women in Japan

It has been pointed out that immigrant women's fertility is higher than that of the native women in many developed countries and that such a high fertility raises a receiving country's fertility to a certain degree, although their high fertility approaches to the level of the native women with a passage of the time since migration (e.g. Goldstein et al. 2009: 679-82, Sobotka 2008). This is because fertility of their country of origin is generally higher than that of a receiving country, and they keep that high fertility even after they settle into a host country, where native women's fertility is usually kept low.

Contrary to these findings, it has often been revealed that immigrant women's fertility is lower than that of the Japanese women (e.g. Korekawa 2013, Yamauchi 2010, Kojima 2007). Actually, a fertility of many Asian countries, which are sending migrants to Japan, is generally lower than those of the South American and African countries, which are sending migrants to the U.S. and Europe, although it is still higher than that of the Japanese women. It implies that Japanese experience on immigrant women's fertility is different from those of other developed countries.

In the backdrop of such low fertility, several studies have pointed out that a need for sending remittance to their family in their country of origin, and a large age gap between their Japanese husband reduces their fertility. However those findings are limited to those on international marriages with Japanese men, not those on immigrant couples, whose number is now increasing. Moreover those studies are not based on any theoretical perspective to forecast a future trend of their fertility, such as a social adaptation perspective, which assesses effect from longer residency in a host country, a different trajectory depending on a marriage type they are involved, and short-term disruption effect on their fertility soon after their international migration.

Thereby, the present study aims to clarify why immigrant women's fertility in Japan is lower than that of the native women, based on the social adaptation perspective with own-children method that is applied to the micro-data from the Japanese population census conducted in 2010. It also reveals a demographic impact of immigrants' inflow to Japanese society, which has been under low-fertility for several decades since 1980's and has been instead experiencing an increase of immigrant inflow.

* This paper contains results from "Comprehensive Study on Population Dynamics, Household Formation and Population Projection in Population Declining (Grants-in-Aid for Scientific Research)". The use of the micro-data from the population census is permitted by the Statistics Bureau of Japan based on the Article 33 of the Statistics Act. The use of the micro-data from the vital statistics is permitted by the Ministry of Health, Labour and Welfare based on the Article 32 of the Statistics Act.

2. Previous studies

2-1. Disruption Effect

Typical effect from international migration on fertility is disruption effect and that of interrelation of events (Milewski 2009: 21). These are explaining a sharp decline of immigrant women's fertility due to uncertainty for future soon before/after international migration, or a rapid upsurge of fertility owing to having an approximate factor of giving a birth such as family formation, or family reunion soon after their international migration. In addition, they are known to be cohort effect rather than period one, which is hard to be analyzed by a cross-sectional analysis (Parrado 2011).

Previous studies on "a classical country of immigration" such as the United States., Canada and Australia have found disruption effect, whereas other country's cases, for instance Swedish case shows only an upsurge of their fertility after migration. It is also revealed that any of those effects appear in approximately five years after migration. In more detail, disruption effect is stronger among higher parities than among lower parities, and effect of interrelation of events is stronger among lower parity other way around. Moreover, interrelation of events, which is also known as a "catch-up" effect of fertility, can be seen more frequent among lower birth order (Milewski 2009: 134-6, Milewski 2010: 303, Andersson 2004: 771, Parrado 2011: 1073, Vila and Martin 2007: 373).

2-2. Social Adaptation

Above mentioned effects are short-term ones, whereas social adaptation in a host country and socialization in a country of origin are important to explain middle- to long-term effect of international migration on fertility. These are called social adaptation effect and socialization effect respectively. In this regard, social adaptation theory also assumes that immigrant women's fertility will eventually approach to the level of native women along with economic rationality, and limitations of institutional settings of a host society. Otherwise, they keep their original high fertility under constant effect of socialization affected in their country of origin¹.

Many previous researches have pointed out such a convergence to that of natives within several generations. Especially, the case of the U.S., Canada and Australia show that immigrant women's fertility is in between that of the first generation and that of the native women, or at a level that is relatively close to that of their country of origin (Milewski 2010: 300). On the other hand, European cases emphasize the importance of "mode of incorporation" (Portes and Zhou 1993), depending on into which country a migrant will settle. For instance, Andersson (2004: 770) found that fertility of immigrant women in Sweden converges to the level of the natives in 5 years after migration, partially owing to Swedish social settings for child rearing.

2-3. Selection/Compositional Effect

Finally, selection and compositional effects are known to explain a gap of aggregated fertility between immigrant and the native women by their compositional difference of socio-economic characteristics. Selection effect focuses on selection of migrant in their country of origin, arguing that a person who migrates tends to already have a life style of a developed society even before

migration, and have lower fertility than other people in their country of origin. Whereas, a theory focusing on compositional difference of socio-economic characteristics assesses that immigrant women's lower socio-economic status on average reduces their fertility to lower level than that of native women (Milewski 2009: 28-32).

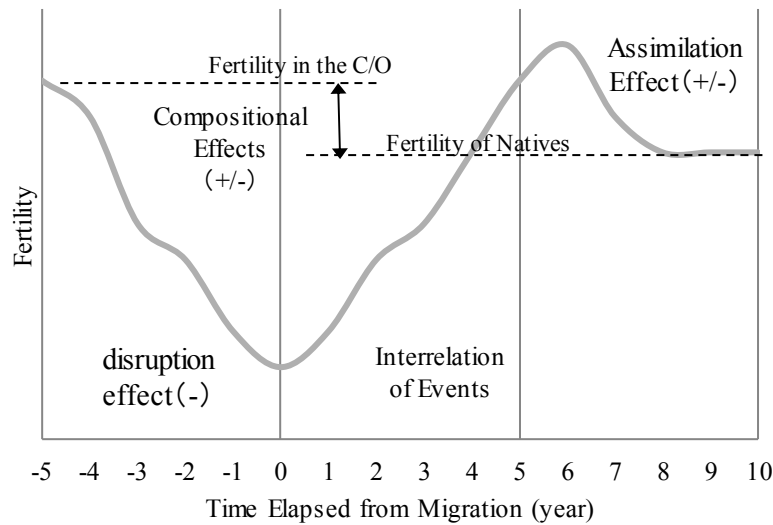
2-4. Previous Studies in Japan

In Japan, there are a few studies on immigrant women's fertility. For instance, Mori (2001) and Lee (1998) estimates aggregated immigrant women's fertility in Japan. Kim (1971) and Kim (1977) analyzed a trend of fertility of ethnic-Korean women in Japan after 1945. Imai (2011), Katsuno & Hayashi (1990), Kojima (2007), and Hara (1994, 96) focused on fertility of spouses of the Japanese men. Yamauchi (2010) also compared immigrant women's fertility in Japan and those in European countries based on child-women-ratio-analysis. Finally, Korekawa (2013) clarified the relationship between aggregated immigrant women's fertility in Japan and the change of immigrants' visa composition.

These studies found that 1) an immigrant women's fertility differs depending on their country of origin, 2) the their contribution to total birth in Japan is becoming larger (Lee 1998), 3) compared to the immigrant women in Europe, immigrant women's fertility in Japan is lower, mainly due to low fertility among married immigrant women (Yamauchi 2010), 4) there is a close relationship between number of the international couples and number of children born to those couples (Katsuno & Hayashi 1990, Hara et al. 1994, 1996), 5) fertility of international couples is lower than that of Japanese couples (Kojima 2007, Imai 2011), 6) fertility of ethnic-Korean is close to the that of Japanese women (Kim 1971, Kim 1977), 7) immigrant women's fertility differs greatly even among different immigrant sub-groups, and there is possibility of its rising with a passage of time since migration (Korekawa 2013a, b).

3. Hypothesis and Research Questions

In light of these studies, the present study assumes hypotheses below. Firstly, based on the social adaptation theory, immigrant women's fertility will converge to the level of Japanese women with longer residency in Japan. Otherwise, there are two possibilities, the first one is that immigrant women will keep their high fertility which is socialized in their country of origin, or their fertility will be reduced, due to constant disruption effect without enough social adaptation effect. In addition, we have to be cautious to effect from interrelation of events, which can raise their fertility rapidly soon after migration



Source: made by author

Figure 1 Concept on Immigrant Women's Fertility

To prove these hypotheses, the present study sets these four research questions to answer. The first question is whether aggregated fertility of immigrant women in Japan is higher than that of natives, as is the case in other developed countries. Secondly, is there effect from interrelation of events soon after migration, and how large it is. Thirdly, to prove effect of social adaptation, the present study examines difference of fertility between immigrant and Japanese women by each couple type separately, and asks whether the gap decreases with passage of time since migration. Finally, socialization effect is examined by comparing estimated fertility of immigrant and Japanese women.

4. Data and Methods

4-1. Utilization of Micro-Data of the Japanese Population Census

To examine immigrant women's fertility, it is desirable to use panel-data such as German Socio-Economic Panel (GSOEP) (Milewski 2009: 69-70), although it takes time to generate such longitudinal data, and it is particularly hard for new destination countries such as Japan.

Then, the present study utilizes the micro-data from the Japanese population census², because it includes basic information to examine abovementioned hypotheses and research questions. The cases are limited to foreign citizens, and 10% of total Japanese citizens in general households. The present study also supplementary uses the micro-data from the vital statistics, because the population census does not include some important information such as a number of children ever born, and duration of marriage and so on.

The study also focuses on major and important new-comer immigrant groups, such as Chinese, Philippine, Thai, and Brazilian women, who are aged 15-49 years old at the time of their giving a birth. Chinese women are typical high skilled labor immigrants who form their family within the

same ethnic group. Philippine and Thai women are typical marriage migrants as spouses of Japanese men. Brazilian women are mainly Japanese Brazilians, so called return migrants, who migrate to Japan with other family members, and who are employed as unskilled manufacturing workers.

4-2. Own-Children Method

The study utilizes own-children method (Grabill and Cho 1965, Cho et al. 1986), because it is the best way other than a life-course approach with panel-data. This method regards each record of micro-data from the population census as a delayed vital registration, and reproduces individual's past fertility history for up to last 10 years. It also reproduces an age specific and total fertility rate in the past. In this regards, many previous researches focus on fertilities of last 4 years or so, in terms of credibility of the estimation. In particular, a number of cohabitating 0-year-old children indicates fertility of the past 1 year (Vila and Martin 2007, Stephen and Bean 1992, Dubuc 2009, Goldstein and Goldstein 1981, Ford 1990).

In more detail, the present study utilizes the following methods to specify own-children, based on the studies of East West Center of Hawaii University, and the actual application of this method to the Japanese population census (Nihon Tokei Kyokai 1990). It specifies own-children based on information on a relationship to a household head and age difference between them. Prospective own-children should be 0 to 4 years old, and their relationships to a household head should be either a child, a grand-child, a sibling, other relative, other household member of a household head, or a household head him/herself. A mother is also specified by the same way. As a result, almost all mother-child relationships are specified, and a few own-children are specified by number of potential own-children dividing by a number of potential mothers, if there are more than 2 potential mothers in the same household.

By those specified mother-child relationship, the study further estimates mid-year population of mothers and number of live-births in that year³, to respectively calculates age specific fertility rate and total fertility rate.

4-3. Interrelation of Events

The study also compares TFRs in the past 1 year (TFR_0) and that in the past 2-4years (TFR_{1-4}) based on the estimated TFRs⁴. In more detail, combined with information of residence place in 5 years ago, TFR_0 indicates fertility between 0.5-1.5 years since migration, and TFR_{1-4} indicates that between -3.5 to 0.5 years since migration⁵. Then, we can compute a TFR ratio by this formula below to show a change of fertility across migration (Goldstein and Goldstein 1981)⁶.

$$D_{TFR,i} = TFR_{0,i}/TFR_{1-4,i}$$

$D_{TFR,i}$: Ratio of TFRs in the past 5 years

$TFR_{0,i}$: TFR of nationality i in average duration or residency from 0.5 to 1.5 years

$TFR_{1-4,i}$: TFR of nationality i in average duration or residency from -3.5 to 0.5 years

4-4. Multivariate Analysis

In addition to it, the study estimates difference of individual women's fertility depending on their marriage type, duration of residency and so on, by a multivariate analysis below.

$$\begin{aligned} \text{Probit}(p) = & \alpha + \sum_{i=1}^4 \beta_1 C_{zi} + \sum_{i=1}^4 C_{zi} (\beta_2 Mg + \beta_3 Im) + \beta_4 (Lr \cdot C_{zi}) \\ & + \sum_{i=1}^4 (Lr \cdot C_{zi}) (\beta_5 Mg + \beta_6 Im) + X' \beta_7 \quad \dots (1) \end{aligned}$$

p : Probability of giving a birth in the past 1 year

α : Constant term

C_{zi} : Dummy variable of being a foreign citizen

Mg : Dummy variable of being married

Im : Dummy variable of being a spouse of a Japanese man (only for immigrant women)

Lr : Dummy variable for longer than 5 years of residency in Japan (only for immigrant women)

X' : Control variables (age, age-squared, a cross-term with being a foreign citizen and age-squared, marital status, school enrollment, age difference from their husband and its squared, husband's educational attainment, residing prefecture, population density, population size of residing municipality)

Dependent variable is probit-transformed probability of giving a birth in the past 1 year. The present study assumes that women intend to give an appropriate number of births in their lifetime⁷, thus explanatory variables showing difference of fertility between immigrant and Japanese women represent difference of lifetime fertility.

C_{zi} is a dummy variable of being foreign citizen, which is separately set for Chinese, Phillipine, Thai, and Brazilian women, and a reference case is Japanese woman. Mg is a dummy variable of being married, whose reference case is single at the time of survey. Im is a dummy variable of being an immigrant spouse of a Japanese man, whose reference case is an immigrant spouse of an immigrant man. Lr is a dummy variable for being an immigrant who has lived in Japan for longer than 5 years, whose reference case is an immigrant who has stayed in Japan for shorter than 5 years.

To sum up, the model consists of effects of being a foreign citizen, and its cross-term with marital status, and marriage type (homogamy/heterogamy), in other words, it aims to estimate difference of fertility among married women, depending on their type of marriage, and crossed-terms between those marital statuses and duration residency further indicate size of social adaptation effect.

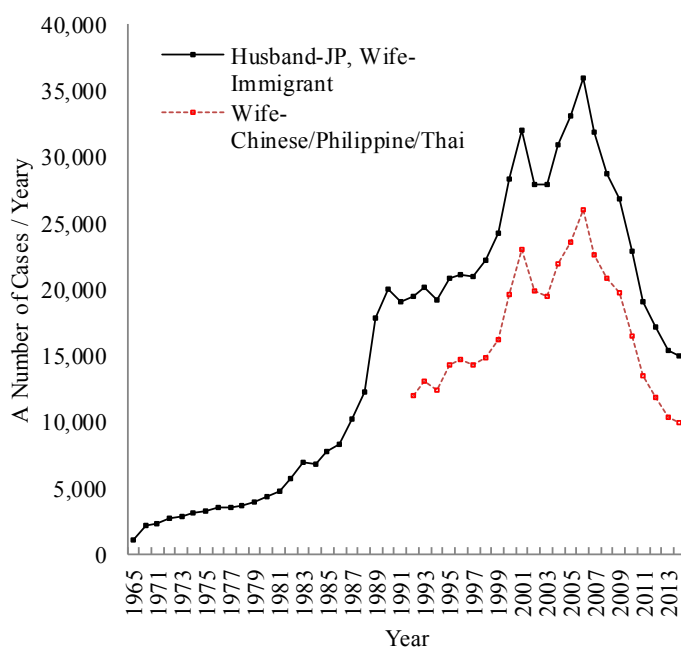
Finally, X' is vector of control variables consisting of age, squared age, a crossed-term between foreign citizenship and squared age⁸, marital status, husband's educational attainment⁹, residing prefecture, population density, residing municipality, and school enrolment¹⁰.

5. Immigrant Women in Japan

The number of immigrant women in Japan has increased since 1990's to the early 2000's, many

of whom came from Asian countries as marriage migrants. Some of them came to Japan via recruiting company for foreign brides, and were sent to rural areas where a number of young women was decreasing. Some other immigrant women came to Japan as entertainers, many of whom were working in a sex industry and met and got married to Japanese men afterward (e.g. Takeda 2011). These episodes mean that acceptance of immigrant women into Japan began in the form of globalization of reproductive work as Sassen pointed out (Sassen 1988).

Indeed, a number of international marriages between immigrant and Japanese men increased in 1990's to early 2000's, when such migratory process had been a major migratory process in those days. In particular, Chinese, Philippine, and Thai women have been occupying around 70% of total foreign brides so far. However it has decreased since 2006 due to tightening of issuance of partner visa (Takeda 2011, Fujimoto 2013).



Source: Ministry of Health, Labour, and Welfare (2015)

Figure 2 A Number of International Marriages between Japanese men and Immigrant Women

In more detail, there are also differences of migratory processes even among immigrant women. For instance, a marriage rate of immigrant women are generally higher than that of the Japanese women, although they are classified into several patterns depending on marriage rates and international marriage rates; there are a combination of a low marriage rate and a low international marriage rate (Chinese women), that of a high marriage rate and a low international marriage rate (Brazilian women), and that of both a high marriage and an international marriage rate (Thai and Filipina women), reflecting different migratory processes of those immigrant women.

For instance, many Chinese women are coming to Japan as international students at the beginning, and meet and get married to an immigrant/Japanese man afterwards, and Filipina and

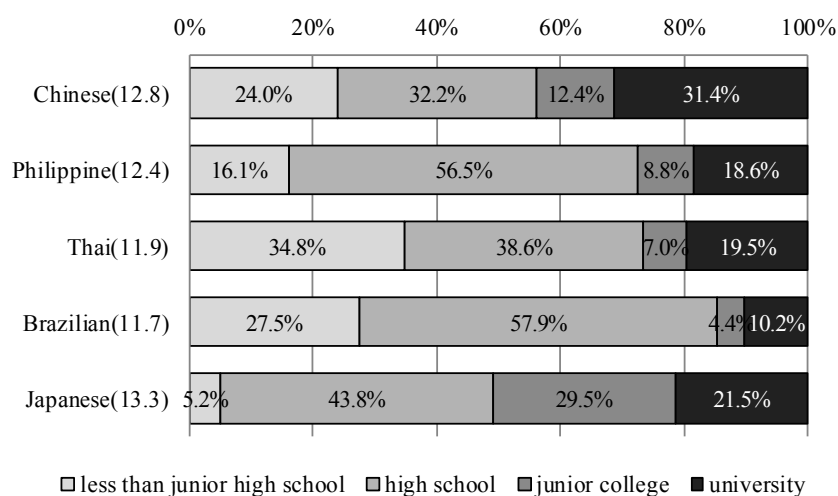
Thai women are coming to Japan as a foreign bride from the beginning. Brazilian women are mostly Japanese Brazilians, who come to Japan with other family members, which is exemplified in high marriage rate and low international marriage rate.

Table 1 Marriage Rates of Women aged 15-49 Years Old and the Proportions of Spouses of Japanese Men among Married Women in 2010

	Marriage Rate	The Proportions of Spouses of Japanese Men among Married Women
Chinese	56.3%	57.7%
Philippine	78.7%	89.3%
Thai	76.1%	93.3%
Brazilian	66.1%	11.6%
Japanese	50.9%	-

Source: tabulated from the population census of Japan

Moreover, distribution of immigrant women's educational attainment show that on average they are less educated than Japanese women, and immigrant women's educational attainments are polarized into low and high strata. For instance, 31.4% of Chinese women have a higher than B.A. degree, which is larger proportion than that of Japanese women. Other immigrant women show smaller proportion of B.A. holder than that of Japanese women. On the other hand, people holding lower than a junior high school diploma, which is 5.2% among Japanese women but 16 to 35% among immigrant women, show that many immigrant women are very low-educated. Further, in terms of education in years, Japanese women show 13.3 years in education on average, yet it is 12.8 years for Chinese women, 12.4 years for Philippine women, 11.9 years for Thai women and 11.7 years for Brazilian women, all of which are shorter than that of the Japanese women.



Source: tabulated from the population census of Japan

Note: Figures in the blankets next to nationality means average year of education

Figure 3 The Composition of Educational Attainments of Women Aged 15-49 Years Old by Nationalities

6. Immigrant Women's Fertility

6-1. Estimations by Own-Children Method

Total fertility rates estimated by own-children method are 1.31 for Japanese women¹¹, 0.87 for Chinese women, 1.46 for Philippine women, 1.04 for Thai women, and 1.27 for Brazilian women, and only Philippine women show a higher TFR than that of Japanese women. Amongst them, Chinese women's TFR is so low, showing only lower than 1, despite the fact that TFRs of their country of origin is 1.7. In this regard, other TFRs of immigrant women are also lower than those in their country of origin; for instance it is 3.2 for Philippine women, 1.4 for Thai women, and 1.8 for Brazilian women. These findings reveal that immigrant women's fertilities are lower than those in their country of origins, as has been revealed in the previous studies.

Table 2 TFRs Estimated by the Own-Children Method (2010)

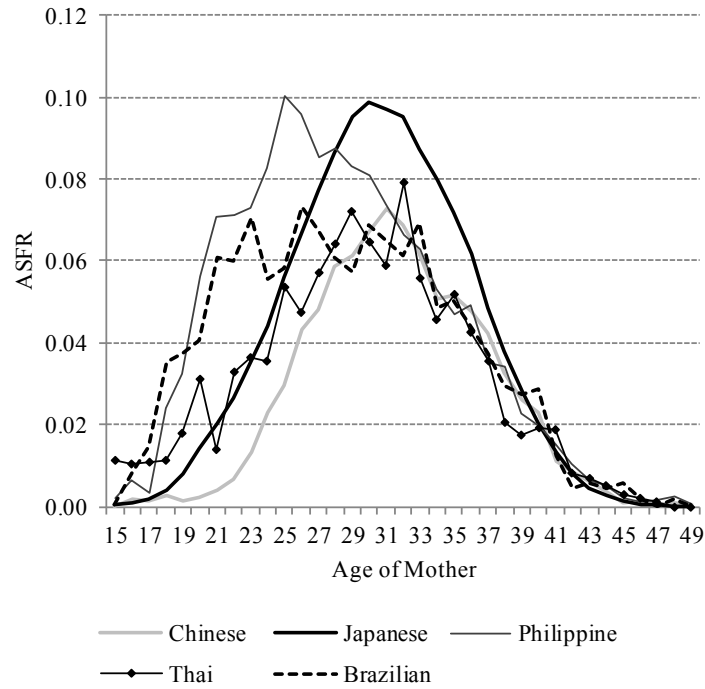
	TFRs in Japan	TFRs in a Country of Origin
Chinese	0.87	1.7
Philippine	1.46	3.2
Thai	1.04	1.4
Brazilian	1.27	1.8
Japanese	1.31	-

Source: tabulated from the population census of Japan

Age specific fertility rates show that Philippine and Brazilian women experience higher fertility in their teen and early 20's, which is a main driver of their high fertility in Japan. Whereas, fertilities of Chinese and Thai women peak around 30 years old, and their fertility on average lower than that

of Japanese women for whole age categories.

To sum up, we can articulate that aggregated TFRs are lower than that of Japanese women, as has not been revealed in the U.S. and European studies.



Source: tabulated from the population census of Japan

Figure 4 Age Specific Fertility Rate by Nationality (2010)

6-2. Analysis on Interrelation of Events

Yet, above mentioned aggregated TFRs compound a change of fertility due to international migration, thus it is not appropriate to compare them with TFR of Japanese women directly. Then, we are going to examine effect of interrelation of events below.

The present study looks into $D_{TFR,i}$, which is a ratio of TFR of nationality i whose average duration or residency from 0.5 to 1.5 years ($TFR_{0,i}$) to TFR of nationality i whose average duration or residency from -3.5 to 0.5 years ($TFR_{1-4,i}$).

Table 3 TFR Ratio in the Last 5 Years
(2010, shorter than 5 years of residency)

	$D_{TFR,i}$
Chinese	1.51
Philippine	1.03
Thai	1.40
Brazilian	1.15
Japanese	1.04

Source: tabulated from the population census of Japan

As a result, this ratio is 1.51 for Chinese women, 1.40 for Thai women, and 1.15 for Brazilian women, all of which are much higher than one, indicating that they have experienced an upsurge of fertility, possibly owing to effect of interrelation of events soon after their migration. Only Philippine women showed 1.03, which is only slightly higher one, but their ratio is relatively higher than that after five years since migration, which is 0.76 (in Table 4), implying that they are experiencing effect of interrelation of events earlier than the last one year.

Next question is whether such upsurge of fertility soon after migration is only seen during that short period. To answer to this question, we are going to check these three questions. The first one is, is it also seen after a passage of time since migration? The second, is it just a one-shot event only around 2010? The third, is it also seen even among Japanese women?

The present study checked these TFR ratios between short-term and long-term stayers in 2010, and found that such an upsurge is only confirmed among short-term stayers, implying that it is due to catch-up effect soon after migration.

Table 4 TFR Ratio in the Last 5 Years
(2010, longer than 5 years of residency)

	$D_{TFR,i}$
Chinese	0.97
Philippine	0.76
Thai	0.85
Brazilian	0.87

Source: tabulated from the population census of Japan

The next point we should check is whether this upsurge is not only limited to immigrant women, but also to Japanese women. Regarding this point, the TFR ratio of Japanese women is just 1.04, implying that they have not experienced such an upsurge during the same period.

Thirdly, we should check whether this phenomenon is only seen around 2010. Then, the present study found that the ratios of 2000 were 1.81 for Chinese women, 1.55 for Philippine women, 1.24 for Thai women, and 1.45 for Brazilian women, any of which are much higher than one, meaning

that these upsurges are not limited to 2010 cohort, but an universal phenomenon confirmed among immigrant women soon after migration.

Table 5 TFR Ratio in the Last 5 Years
(2000, shorter than 5 years of residency)

	$D_{TFR,i}$
Chinese	1.81
Philippine	1.55
Thai	1.24
Brazilian	1.45

Source: tabulated from the population census of Japan

To conclude, immigrant women experience an upsurge of fertility soon after migration, which will decreased with a passage of time.

6-2. Determinants of Immigrant Women's Fertility

Table 6 Results on Multivariate Analysis

	Chinese	Philippine	Thai	Brazilian
Foreign Citizenship	-0.98**	0.02	-0.28	-0.04
*Married	0.21**	-0.92**	-0.56**	-0.77**
*Spouse of JP	0.26**	0.30**	0.21	0.27
Longer than 5 years of residency	0.87**	0.46**	0.72**	0.32**
*Married	-0.73**	-0.34**	-0.47	-0.18
*Spouse of JP	-0.19**	-0.28**	-0.46*	-0.06
Control Variables	omitted			
Number of Cases	2,892,949			

Source: estimated by author

Results of multivariate analysis showed determinants of immigrant women's fertility. Firstly, results on foreign citizenship revealed that only Chinese women showed a negative value, and other immigrant women showed a statistically insignificant result, indicating that only Chinese women, whose fertility in their country of origin is 1.7 have lower fertility than Japanese women on average, and other immigrant women's fertilities cannot be summarized into a single mean. These findings also clarified that there is no uniform socialization effect on their fertility.

A coefficient of being married is 1.72 (omitted in the table 6), but its crossed-terms with foreign citizenship are 0.21 for Chinese women, -0.92 for Philippine women, -0.56 for Thai women, and -0.77 for Brazilian women, indicating that their fertility gap between married and unmarried women tends to be smaller among immigrant women than Japanese women, although married immigrant women have higher fertility than unmarried immigrant women. Yet, this does not mean there are many out-of-wedlock births among immigrant women, because this is partially due to very low fertility of unmarried Japanese women, not due to high fertility of unmarried immigrant women.

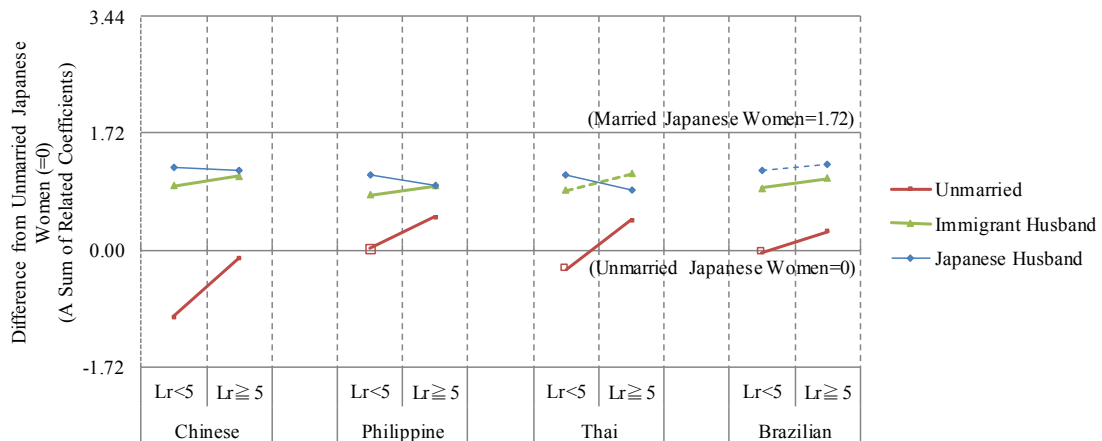
Regarding a marriage type, results on having a Japanese husband showed a statistically significant positive effect on their fertility among Chinese and Philippine women, whereas Thai and Brazilian women do not show any fertility difference between a spouse of a Japanese and that of immigrant man.

Results on duration of residency showed 0.90 for Chinese women, 0.44 for Philippine women, 0.66 for Thai women, and 0.30 for Brazilian women, indicating that longer duration of residency raise their fertility, as the social adaptation theory assumes.

In more detail, results on duration of residency are more varied depending on their marriage types. For instance, married Chinese and Philippine women have smaller effect of longer duration of residency, being compared to unmarried women. Moreover, additional effect of being a spouse of a Japanese man are -0.19 for Chinese women, -0.28 for Philippine women, and -0.46 for Thai women, implying that being a spouse of a Japanese man further reduces effect of longer duration of residency.

To make these results simpler, the present study also aggregated those above mentioned results and showed model fertility of each category of immigrant, being compared to that of Japanese women. According to the results, except Chinese women, we found that there is no statistical difference of fertility between immigrant and Japanese women among unmarried women, and also found that their fertility will rise higher than that of Japanese women with passage of time.

However, married immigrant women, who are supposed to be a main driver of giving births, showed lower level of fertility than that of Japanese women, even after longer duration of residency. In particular, a spouse of an immigrant man showed lower fertility than that of a spouse of a Japanese man, regardless of their duration of residency¹². Moreover, except among Brazilian women, fertility of a spouse of a Japanese man even decreased after longer duration of residency, contradicting to the fact assumed by the social adaptation theory. Their lowness of fertility is emphasized by these trial estimations showing that immigrant women's fertility is kept lower than that of Japanese women, even though effect of social adaptation is doubled (Figure 6).

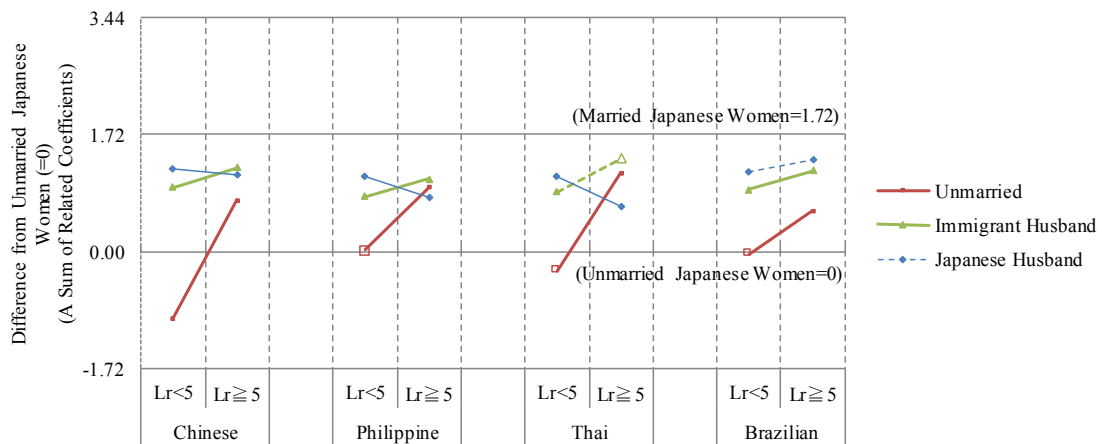


Source: estimated by author

Note 1: A sum of related coefficients, which are statistically significant.

Note 2: A white marker and a dotted line indicates a result that is statistically insignificant in comparison with a reference category.

Figure 5 A Difference of Fertility between Immigrant and Japanese Women



Source: estimated by author

Note 1: A sum of related coefficients, which are statistically significant.

Note 2: A white marker and a dotted line indicates a result that is statistically insignificant in comparison with a reference category.

Figure 6 A Difference of Fertility between Immigrant and Japanese Women (in the case of doubled social adaptation effect)

6-3. Simulated TFRs of Immigrant Women

The present study also implemented a micro simulation based on the multivariate analysis. The simulation basically assumes distributions of all the covariate in the model are the same as those of Japanese cases in the sample, except covariates which are relevant to being an immigrant. There are

four scenarios: the first one assumes all marriages are within immigrants (homogamy) and their duration of residency is shorter than 5 years. The second one assumes all marriages are between immigrant women and Japanese men (heterogamy), and their duration of residency is also shorter than 5 years. Thirdly, all marriages are supposed to be within immigrant women and men (homogamy) and their duration of residency is longer than 5 years. Finally the fourth one assumes all marriages are between immigrant women and Japanese men (heterogamy), and their duration of residency is longer than 5 years.

As a result, all the results in the case of shorter duration of residency showed lower TFRs than that of Japanese women. However, Philippine women in scenario 3, and 4 showed 1.36 and 1.38, Thai women in scenario 3 showed 1.61, and Brazilian women in scenario 4 showed 1.45 respectively, which are higher than that of Japanese women, 1.37, reflecting their younger age pattern of high fertility.

Table 7 Definitions of Scenarios

	Nationality	Marriage Type	Duration of Residency
Scenario 1		Homogamy	Longer than 5 years
Scenario 2	Chinese/Philippine	Heterogamy	Shorter than 5 years
Scenario 3	/Thai/Brazil	Homogamy	Longer than 5 years
Scenario 4		Heterogamy	Shorter than 5 years

Note: distribution of marriage age is the same as that of Japanese women.

Source: made by author

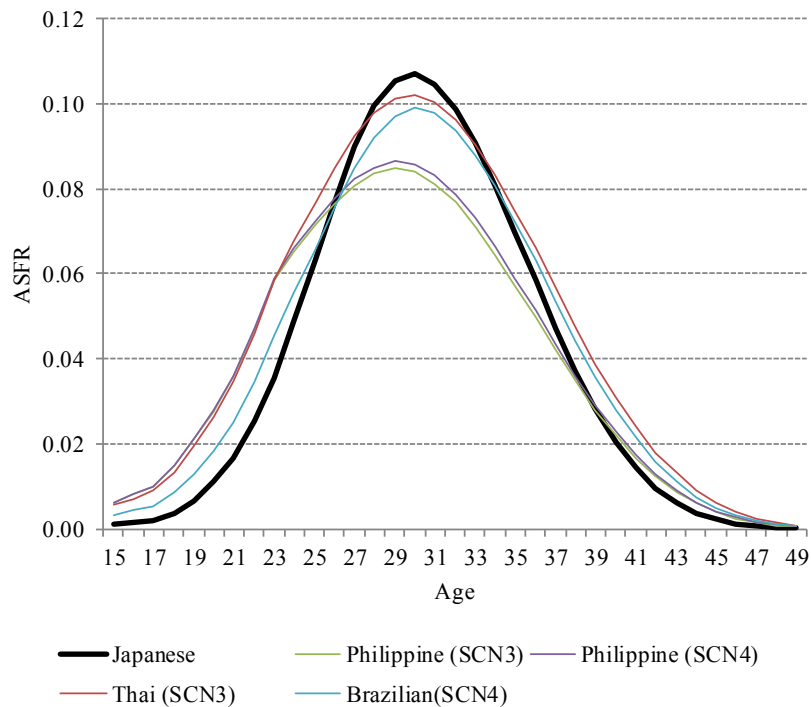
Table 8 Estimated TFRs

	Chinese	Philippine	Thai	Brazilian
Scenario 1	0.71	0.82	0.81	0.75
Scenario 2	1.13	1.29	1.15	1.14
Scenario 3	1.02	1.36	1.61	1.10
Scenario 4	1.15	1.38	1.21	1.45

Note: the estimated TFR for Japanese women is 1.37.

Source: estimated by author

To sum up, we can conclude that immigrant women's fertilities are generally lower than that of Japanese women, even after separating several effects stemming from their ethnicity, and being an immigrant.



Note: “SCN” is an abbreviation of scenario.

Source: estimated by author

Figure 7 Estimated TFRs by Nationality

7. Discussions: Backgrounds of Their Low Fertility

The present study concludes that immigrant women’s fertility is generally lower than that of Japanese women. Young unmarried immigrant women only show slightly higher fertility, which although is just a reflection of low level of out of wedlock births among Japanese women, in other word, which does not necessarily mean high fertility among young immigrant women.

On the other hand, low fertility among married immigrant women is mostly due to insufficient social adaptation effect despite their longer duration of residency. The question is why their fertility does not rise even after longer duration of residency.

The first possible answer to the question is a severe environment of child rearing for immigrant women. For instance, a utilization rate of leave of absence among married women with a 0-year-old baby in the labor force indicates that 51.9% of Japanese women are on leave of absence¹³, but only 22.4% of Chinese women who are married to immigrant men, 7.5% of Philippine women, 8.3% of Thai women, and 8.8% of Brazilian women are on the leave. Whereas, unemployment rates of these women showed that 4.1% of Japanese women are unemployed, but 11.0% of Chinese women, 18.0% of Philippine women, 33.3% of Thai women, and 26.6% of Brazilian women are unemployed, which seem to compensate low utilization rates of leave of absence with a little baby. Further, these low utilization rates are partially due to their unstable employment status which does not necessarily fully guarantee such benefits¹⁴. To sum up, these findings revealed that immigrant couples are facing

a severe environment to have and raise babies in Japan¹⁵, which causes their low fertility.

Table 9 Leave of Absence and Unemployment Rate of Women Who has at least One Younger than 1-Year-Old Baby

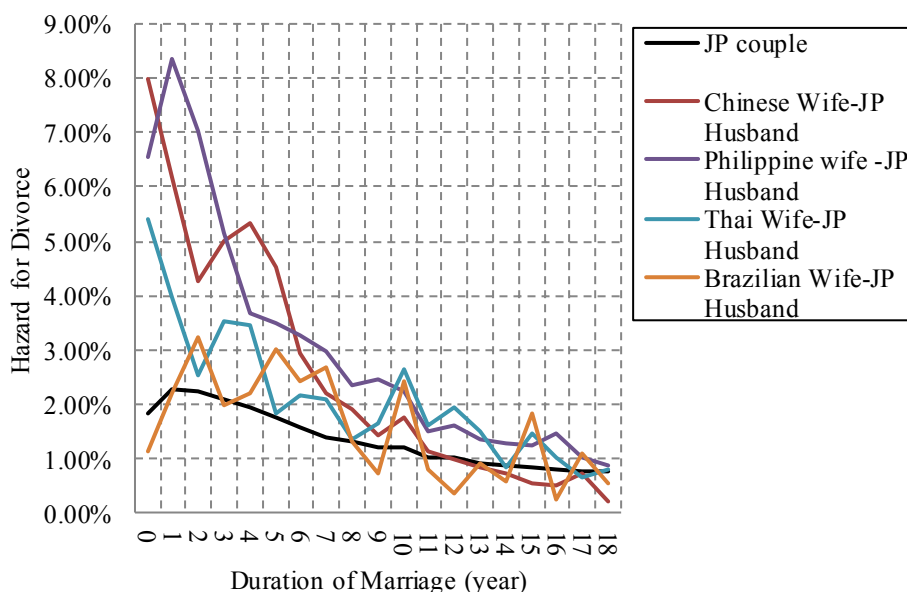
	Leave of absence Rate	Unemployment Rate
Chinese	22.4%	11.0%
Philippine	7.5%	18.0%
Thai	8.3%	33.3%
Brazilian	8.8%	26.6%
Japanese	51.9%	4.1%

Note: Leave of absence rate is to all the women in the labor force

Source: tabulated from the population census of Japan

Next question is why fertility of immigrant women who are married to Japanese men is lower than that of Japanese women. A possible answer to this question is their negative effect of longer duration of residency. Indeed, in previous studies of other countries instability of an international couple is pointed out as one of the reasons of low fertility of immigrant women (Yang and Schoonheim 2010: 121, Kim 2008, Maffioli et al. 2012, Kim et al. 2008)¹⁶. This may be also true of Japanese case.

To prove this instability hypothesis, the present study estimated divorce rates for immigrant women by using the micro data from the vital statistics with the same method as that of Raymo, Iwasawa and Bunpass (2005), and found that contrary to that 22.4% of Japanese couples are to be divorced in 18 years after their marriage, 39.4% of Chinese women who are married to Japanese men are to be divorced in 18 years, 44.2% of Philippine women, 33.2% of Thai women who both are married to Japanese men are to be divorced in 18 years from their marriage. Brazilian women who are married to Japanese men only show almost the same level of divorce rate, partially reflecting the fact that their Japanese husbands might be naturalized Japanese Brazilian men. Anyway, other than Brazilian women, immigrant women's accumulated divorce rates are so high, especially during first five years, that this implies that their marriage relationship would be unstable in 5 years after their marriage. Moreover, relatively low divorce rate of Brazilian women who are married to Japanese men explains why they do not show negative effect of longer duration of residency.



Source: tabulated from the micro-data of the vital statistics
 Figure 8 Hazard Rate for Divorce by Couple Types

To conclude, immigrant women’s fertility is generally lower than that of Japanese women partially due to disruption effect caused by international migration in short term, and their fertility is in the course of recovery promoted by social adaptation effect to Japanese society in the middle term, which although is insufficient to attain its original level, except among young unmarried immigrant women. A main reason of their low fertility even after longer duration of residency is a severe social environment for child rearing in Japanese society, and an unstable marriage relationship among international couples.

Further, these finding revealed that social adaptation theory is not applicable to the Japanese case, due to insufficient adaptation effect among immigrant women. It means that additional inflow of immigrant women into Japanese society will not necessarily raise its fertility, moreover it will possibly decrease it in other way around, as are not cases of other developed countries.

¹ Minority effect (Goldscheider and Uhlenberg 1969) is also effect that is seen on average among immigrant groups. This effect indicates that immigrants are experiencing decline of fertility due to social pressure and uncertainty as being minorities. The present study however only takes the social adaptation effect as a hypothesis, as the minority effect is hard to discern from the other effects as being a member of an immigrant group, for instance effect of their subculture, or effect of their socialization in their country of origin.

² Coverage of the population census of Japan for foreign citizens is estimated 70 – 80%, based on other statistics on registered foreign citizens in Japan (Ishikawa 2005).

³ The 21st completed life table of Japan is used to estimate their survival rates.

-
- ⁴ These TFRs are neither a period-type nor a cohort-type one, but a time-cohort type, which needs caution to compare it with a conventional period-type, or a cohort-type TFR.
- ⁵ In the case of timing of giving births, an average elapsed time from migration is respectively 1.5 to 2.5 years, -2.5 to 1.5 years.
- ⁶ Only aggregated-level analysis was implemented in the present study, due to the limitation of explanatory covariates, which are observed only at the time of survey, although an individual-level analysis was also considered as the same in the analysis of the social assimilation.
- ⁷ It is known that cohort fertility is stable during one's lifetime depending on their socio-economic characteristics, although there has not been any major theory explaining its actual level. Thereby the model can discern difference of their cohort fertility as a difference of probability of giving a birth in the last 1 year between women depending on their socio-economic characteristics including ethnicity.
- ⁸ It is included to estimate difference of timing of giving a birth between different foreign citizenships.
- ⁹ Categories of educational attainments are lower than junior high school, high school, junior college, and higher than university. Any of them includes current students at each educational attainment.
- ¹⁰ Information on immigrant women's educational attainment is not included in the model, because its effect on their fertility is represented in other socio-economic characteristics.
- ¹¹ TFR calculated from the vital statistics is 1.39 in 2010 for Japanese women, which is slightly higher than one estimated by the own-children method.
- ¹² A dummy variable of being a spouse of a Japanese man indicates the difference of fertility among married immigrant women depending on their husband's nationality. This covariate is statistically significant only among Chinese and Philippine women, whereas they are showing positive values but not statistically significant for other two nationalities.
- ¹³ It is almost the same as the one obtained from the 14th National Fertility Survey conducted by National Institute of Population and Social Security Research in 2011 (IPSS 2012: 48), which is 54.7% among mothers who have at least one 1-year-old baby during 2005-9.
- ¹⁴ 22.7 % of Japanese women who have at least one younger-than-1-year-old baby are employed as fixed-term contracted workers, whose working benefits are scarce, whereas the proportion of fixed-term contracted workers is 33.4% for Chinese, 78.3% for Philippines, 57.1% for Thai, and 62.8% for Brazilian women.
- ¹⁵ The rate of leave of absence of immigrant women who are married to Japanese men is 24.7% for Chinese, 9.5% for Philippines, 17.3% for Thai and 27.3% for Brazilian women, which are significantly lower than those among immigrant women who are married to immigrant men, reflecting the fact that a social environment for child rearing for immigrant women who are married to Japanese men might be better than those for immigrant women who are married to immigrant men.
- ¹⁶ There is a few studies on fertility of international couple in the U.S. and Europe, which is partly due to the fact that marriages among immigrants are mostly those among immigrants in those countries.

References

- Andersson, G. 2004 "Childbearing after Migration: Fertility Patterns of Foreign-born Women in Sweden," *International Migration Review*, 38(2), pp.747-75.
- Cho. L. J., Retherford, R. D. & Choe. M. K. 1986 *The Own-Children Method of Fertility Estimation*, East-West Center Book, East-West Center, Hawaii University.
- Cornelius, W. A. T. Tsuda, P. L. Martin, & J. F. Hollifield 2004 *Controlling Immigration A Global Perspective, Second edition*, Stanford University Press.
- Dubuc, S. 2009 "Application of the Own-Children Method for Estimating Fertility by Ethnic and Religious Groups in the UK," *Journal of Population Research*, 26, pp.207-25.
- Ford, K. 1990 "Duration of Residence in the United States and the Fertility of U.S. Immigrants," *International Migration Review*, 24(1), pp.34-68.
- Fujimoto, N. 2013 "Gisokekkon no Jirei kara Jinshintorihiki no Grayzone wo Kensho Suru", *Ritsumeikan Kokusai Chiiki Kenkyu*, Vol.37, pp.175-181. (J)
- Goldsheider and Uhlenberg 1969 "Minority Group Status and Fertility," *The American Journal of Sociology*, 74(4), pp.361-372.
- Goldstein, J. et al. 2009 "The End of "Lowest-Low" Fertility?" *Population and Development Review*, 35(4), pp.663-99.
- Goldstein, S. & A. Goldstein 1981 "The Impact of Migration on Fertility: an 'Own Children' Analysis for Thailand," *Population Studies*, 35(2), pp.265-84.
- Grabill, W. H. & L. J. Cho 1965 "Methodology for the Measurement of Current Fertility From Population Data on Young Children," *Demography*, 2, pp.50-73.
- Hara, T., T. Ueki & M. Murakami, 1994, "Estimate of the Number of International Children in Japan, Based on Trends in Inter-marriage", *International Journal of Japanese Sociology*, 3, pp.29-43.
- Hara, T. 1996 "Kokusaikokkon to Kokusaiji no Shushodoukou", *Kazokushakaigakukenyu*, Vol.8, pp.67-79. (J)
- Iami, H. 2011 "Kokusaikokkon no Fufu no Shushoryoku – Nihonjin Dansei to Gaikokujin Jyosei no Kumiawase no Bunseki", *Keikakugyosei*, Vol.34(4), pp.41-8. (J)
- Ishikawa, Y. 2005 "Gaikokujin Kankei no Nitoukei no Hikaku", *The Journal of Population Studies* Vol.37, pp.83-94. (J)
- Katsuno, M. & Hayasi K. 1990 "Wagakuni ni Okeru Gaikokujin no Shussan –Sonosui to Shoraiyosoku", *Shusankiigaku*, pp.1792-32. (J)
- Kim 1971 "Zainichi Chosenjin no Jinkougakutekikenkyu", *Minzokueisei*, Vol.37(4), pp.131-57. (J)
- Kim 1977 "Zainichi Kankokujin no Saikin 10 Nenkan ni Okeru Jinkougakutekisui", *Minzokueisei*, 43(3,4) ,pp.91-102. (J)
- Kim, Doo-sub 2008 "Status of Foreign Wife and Fertility: A Comparative Analysis of Korean and Taiwanese Data," In Kim, Doo-Sub eds. *Cross Border Marriage, Process and Dynamics*, pp. 287-319, The Institute of Population and Aging Research, Hanyang University.
- Kim et al. 2012 "Mate Selection Pattern and Fertility Differentials among Marriage Immigrants in Korea," In Kim, Doo-Sub eds. *Cross Border Marriage: Global Trends and Diversity*. pp.235-277,

- Korea Institute for Health and Social Affairs (KIHASA).
- Kojima, H. 2007 “Kokusaikkekonnofufu no Kazokukeisei Kodou – Nihon to Taiwan no Hikakubunseki”, *Keizaigakuronso*, Vol.47(3,4). Pp.175-96. (J)
- National Institute of Population and Social Security Research 2012a *Heisei 22nen Dai14kai Shussho Doko Kihonchosa (Kekkon to Shussan ni Kansuru Zenkokuchosa Daiichi Hokokucho*, National Institute of Population and Social Security Research. (J)
- 2012b *Nihon no Shorai Jinko Sukei – Heisei 23(2011) – 72(2060)Nen*, National Institute of Population and Social Security Research. (J)
- 2013 *Nihon no Shorai Suikei Jinko – Heisei 24 Nen Ichigatsu Suikei no Kaisetsu Oyobi Sanko Suikei*, National Institute of Population and Social Security Research. (J)
- Korekawa, Y. 2013a “Nihon Ni Okeru Gaikokujin no Ijyu Katei ga Sono Shushoritsu ni Oyobosu Eikyo ni Tsuite”, *Japanese Sociological Review*, Vol.(64(1), pp.109-27. (J)
- 2013b “Nihon ni Okeru Gaikokujin Jyosei no Shushoryoku – Kokuseichosa Micro-data ni Yoru Bunseki”, *Jinkomondaikenkyu*, Vol.69(4), pp.86-102, National Institute of Population and Social Security Research. (J)
- Ministry of Health, Labour and Welfare 2012 Dai 21kai Seimeihyo (Kanzen Seimeihyo), <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/21th/index.html>(the last accessed day was March 21st, 2013). (J)
- Lee, S. 1998 *Zainiti Gaikokujin no Boshihoken – Nihon ni Ikiru Sekaino Haha to Ko*, Igakushoin.
- Maffiolim et al. “Transnational Couples in Italy: Characteristics of Partners and Fertility Behavior,” In Kim, Doo-Sub eds. *Cross Border Marriage: Global Trends and Diversity*. pp.279-319, Korea Institute for Health and Social Affairs (KIHASA).
- Milewski, N. 2009 *Fertility of Immigrants, A Two-Generational Approach in Germany*, Springer.
- 2010 “Immigrant Fertility in West Germany: Is There a Socialization Effect in Transitions to Second and Third Births? *European Journal of Population*, 26,pp. 297-323.
- Mori, H. 2001 “Waga Kuni ni Okeru Gaikokujin no Kokusekibetsu Shushoritsu ni Tsuite”, *Occasional Paper, Hosei University*, Vol.7, pp.1-18. (J)
- Nihon Tokei Kyokai 1990 *Dokyojiho ni Yoru Nihon no Shushohendo no Keisoku to Bunseki – Showa 60 Nen Kokusei Chosa Monograph Series No.4*, Nihontokeikyokai. (J)
- OECD 2015 *International Migration Outlook 2015*, OECD Publishing
- Parrado, E. A. 2011 “How High is Hispanic/Mexican Fertility in the Unites States? Immigration and Tempo Considerations,” *Demography*, 48, pp.1059-80.
- Portes, A. and Zhou, M. 1993. The New Second Generation: Segmented Assimilation and Its Variants. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 530, pp.74-96.
- Raymo, J. Miho Iwasawa, Larry Bumpass 2005 “Nihon ni Okeru Rikon no Genjyo, Kekkon Cohort Betsu no Susei to Kyoikusuijyunbetsu Kakusa”, *Jinkomondaikenkyu*, Vol.61(3), pp.50-67, National Institute of Population and Social Security Research. (J)

- Sobotka T. 2008 "The rising importance of immigrants for childbearing in Europe", *Demographic Research*, Vol.19(9), pp.225-248.
- Stephen, E. H. and F. D. Bean 1992 "Assimilation, disruption, and the fertility of Mexican-Origin women in the United States," *International Migration Review*, 26(1), pp.67-88.
- Takeda S. 2011 *Murano Kokusaikekkon Saiko Kekkonijuyosei to Noson no Shakihenyo*, Mecon. (J)
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division 2014 *World Population Prospects The 2012 Revision, Methodology of the United Nations Population Estimates and Projections*, Working Paper No, ESA/P/WP. 235.
- Vila M. R. and T. C. Martín 2007 "Childbearing Patterns of Foreign Women in a New Immigration Country: The Case of Spain," *Population (English Edition)*, 62(3), pp.351-79, INED.
- Yamauchi, M. 2010 "Kinnen no Nihon ni Okeru Gaikokujin Jyosei no Shushosu to Shushoritsu", *Jinkomondaikenkyu*, Vol.66(4), pp.41-59.
- Yang and Schoonheim 2010 "Minority Group Status and Fertility: The Case of 'Foreign Brides' in Taiwan," In Yang and Lu ed. *Asian Cross-border Marriage Migration, Demographic Patterns and Social Issues*, pp.103-125, Amsterdam University Press.

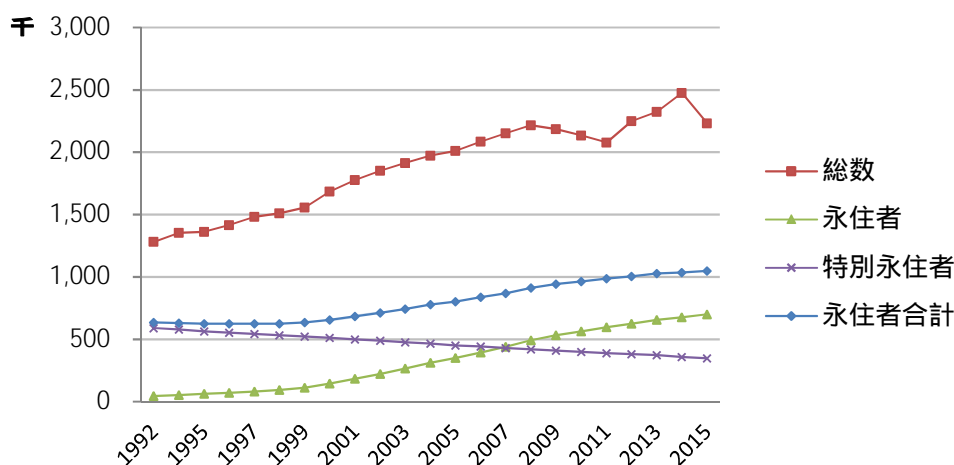
外国人の子どもの地理的分布と住宅
- 2000年・2010年国勢調査データを用いた分析 -

千年よしみ

1. はじめに

本格的な人口減少社会に突入した日本において、出生率の向上と共に議論されるべきなのは、外国人人口の受け入れであろう。出生力については、日本においても政府を中心に様々な施策が採られてきているものの、出生率を向上させるには至っていない。外国人人口受け入れに関しては、移民を受け入れないことが、日本の出入国管理政策の基本である。移民を「外国から来日して、そのまま定住・永住する人」と定義するならば、確かに日本には最初の入国段階で、在留資格「永住」を取得することは制度上不可能であり、移民を受け入れてはいないことになる。しかし、他の短期滞在用の在留資格を得て入国し、一定の期間問題無く日本での滞在を継続した後、本人の申請によって永住許可を得ることは可能である。現に、日本における永住者人口は増加傾向にあり、2015年時点で永住者と特別永住者を合わせると100万人を超えている（図1）。これは、2015年の在留外国人総人口223万人の47%に相当し、半数弱が永住予定の外国人である。

図1 在留資格別外国人人口：1992-2015



出所：法務省『在留外国人統計』。2011年までは外国人登録者数、2012年以降は総在留外国人数。

中でも今後、日本に永住する可能性が高いと考えられるのは、日本で生まれたか、または、小さい時に親に連れられて来日した外国籍の子ども達である。国籍は外国であっても、日本で生まれ育ったため、成人期以降に親の母国に戻って暮らす可能性は低いだろう。しかし、外国籍の子ども達に関して私たちが把握している情報は少ない。外国籍の子ども達が

置かれた環境が日本国籍の子ども達とどのように異なっているか、について把握することは、彼・彼女らの今後の生活や直面する可能性のある課題および対応について考慮する上でも重要であろう。

欧米諸国では、移民の子ども人口が多いことから第二世代や 1.5 世代に焦点をあてた研究が活発に行われている (Booth et al. 1997; Portes and Rumbaut 1996)。しかし、日本においては外国人の子どもの就学に関する研究 (ハヤシザキ 2015; Takenoshita et al. 2013; 大曲他 2011; Chitose 2008) や、集住地域での外国人・日本人住民を対象とした自治体レベルのアンケート調査 (静岡県県民部多文化共生室 2010; 静岡県磐田市 2016; 静岡県浜松市 2014) は多く行われているが、全国レベルのデータを用いて外国人の子どもの置かれた状況を包括的に把握した研究は少ない (cf. 高谷他 2015)。

本稿では、2000 年と 2010 年の国勢調査データを用い、外国籍の子どもの地理的分布と住居の特徴及び変化に焦点をあてて、その概要を明らかにする。子ども人口は 0 歳から 17 歳までとする。また、国籍別の比較では、2015 年時点で子ども人口が多かった韓国・朝鮮、中国、ブラジル、フィリピン、ペルーの 5 カ国について検討する。

2. 国籍別人口と年齢

外国籍の子ども人口は、2010 年時点で 17 万 9 千人に達している。これは、2000 年の約 17 万 7 千人から 2 千人以上の増加である (表 1)。同時期、日本国籍の子ども人口は 2 千万から 2 千万人へ、約百万人減少している。しかし、外国籍の子どもが 0-17 歳までの人口に占める割合は非常に低く、2010 年時点でも 0.88% と 1% に満たないレベルである。外国人は労働者として来日するケースが多いため、生産労働人口割合が高く、高齢人口と年少人口割合は低いのであろう。

表 1 外国籍の子ども人口

国籍	2000	2010
日本	21,308,895 (99.18%)	20,232,282 (99.12%)
外国	177,253 (0.82%)	179,942 (0.88%)

国籍別人口は、2000 年と 2010 年の間に大きな違いがみられる (図 2)。2000 年時点で 7 万 6 千人と最も多かった韓国・朝鮮国籍が 2010 年には 3 万 9 千人ほどに大きく減少し、替わって中国国籍の子どもが 2 万 9 千人から 3 万 9 千人へ増加して韓国・朝鮮国籍の子どもとほぼ同レベルに並んだ。ブラジル国籍の子どもは、両時期とも 3 万 3 千人から 3 万 4 千人で大きな変動はみられない。フィリピン国籍は、6,400 人から 15,000 人に倍以上増加した。また、ペルー国籍の子どもは、6,800 人程度から 9,000 人弱へ増加している。オールド

カマーの多い韓国・朝鮮国籍の子どもは、日本国籍の子どもと同じく減少傾向にある一方、ニューカマーの割合が高い中国、ブラジル、フィリピン、ペルー国籍の子ども人口は、同水準か増加傾向にある。その結果、2000年には外国籍子ども人口の約42.9%を占めていた韓国・朝鮮国籍が2010年では22.1%に減少し、中国国籍が16.3%から21.9%へと大きく増加した(図3)。ブラジル国籍の子どもは、両期間を通じて20%弱を占め、フィリピン国籍が3.7%から8.7%へ倍以上の増加、ペルー国籍が3.9%から5.0%へ増加している。

更に、大きな変化としては、主要5カ国以外の国籍が増加したことが挙げられる。2000年時点においては、主要5カ国の人口が86%を占めていたが、2010年時点では76%に減少している。韓国・朝鮮国籍の人口が減少したことが大きく、「その他」の割合は13%から23%へ10ポイント増加した。

図2 国籍別外国籍の子ども人口

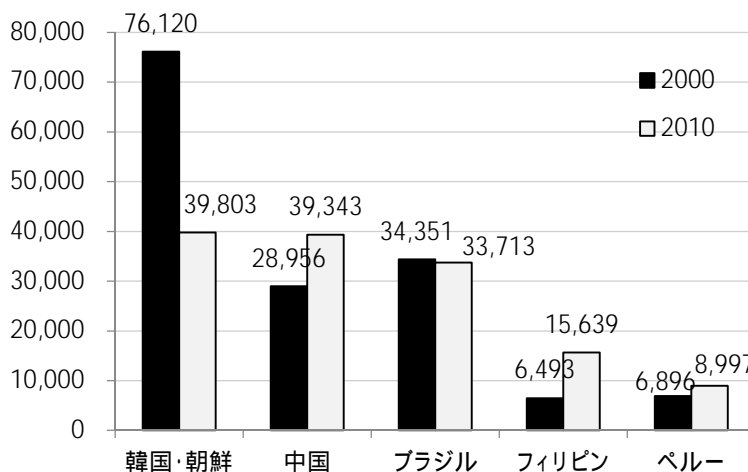
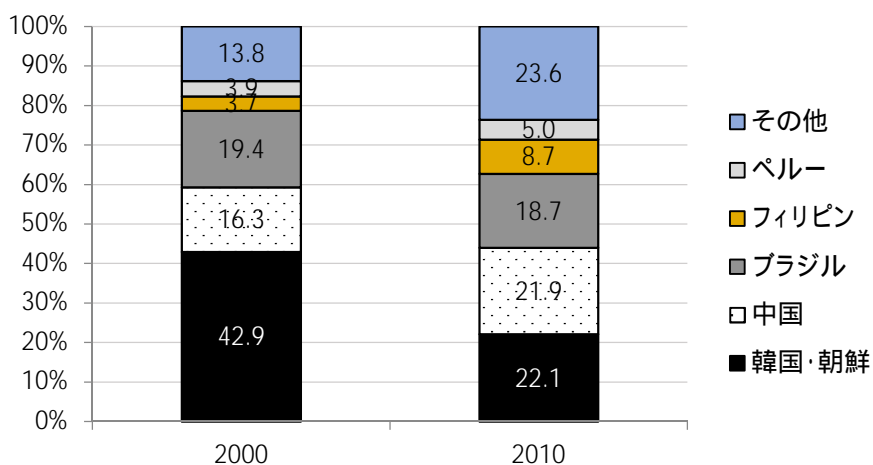
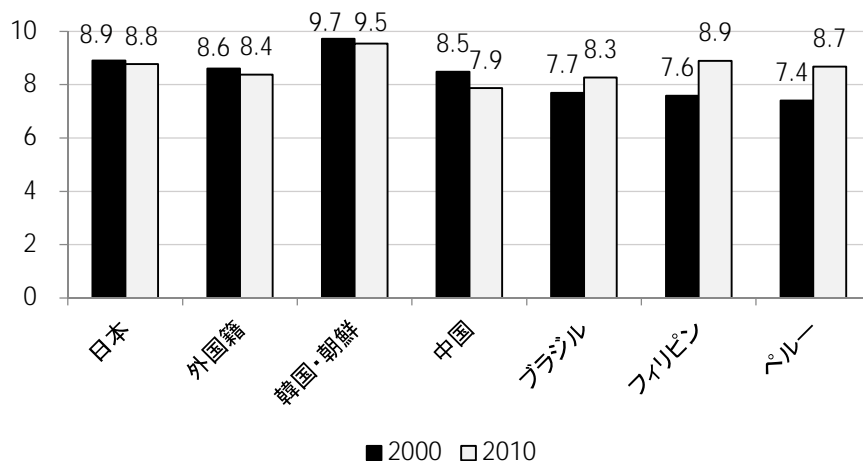


図3 国籍別 国籍別子ども人口の割合



平均年齢をみると、日本国籍は2010年で8.8歳、外国籍全体では8.4歳で日本国籍より少し低い。国籍別にみると、韓国・朝鮮が9.5歳で最も高く、日本国籍の子どもと同じく両期間であまり大きな変化はみられない。中国国籍は、2000年と比べると2010年で平均年齢が若干低くなっているが、ブラジル(7.7歳から8.3歳)、フィリピン(7.6歳から8.9歳)、ペルー(7.4歳から8.7歳)では年齢が上昇している。

図4 国籍別 平均年齢



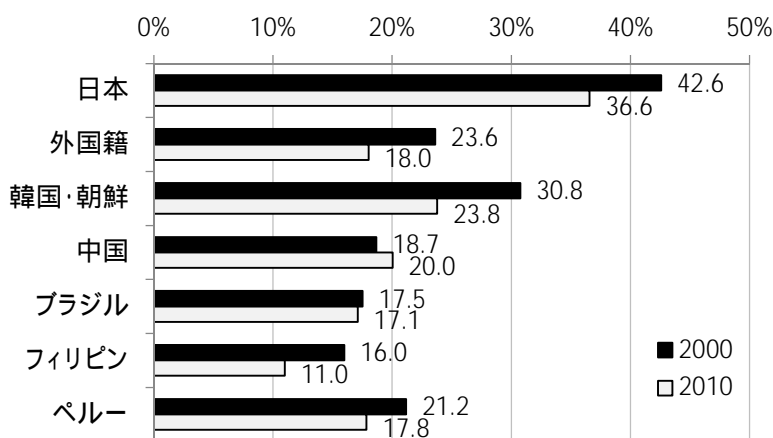
3. 居住期間

外国籍の子どもに関する基礎的な情報のうち、日本の国勢調査で把握出来ないものに、第二世代の割合がある。通常、米国では第二世代を「親のうち少なくとも一人が外国生まれで、子ども自身が米国生まれ」と定義している(Jensen and Chitose 1994)。米国の場合、外国人は国籍ではなく「生まれた国」に基づいて定義されており、国勢調査などでは生まれた国に関する設問が設けられている。そのため、子どもが第二世代か否かは簡単に識別できる。しかし、日本の場合、外国人の定義には国籍が用いられており、国勢調査でも国籍に関する設問はあるが、出生国に関する設問は設けられていない。子どもが第二世代であるか否かは出生国がわからなければ判別不能であるため、国レベルで正しい情報が把握できない状況になっている。

一方、国勢調査では調査時点での居住地における居住期間をきいており、現住地に「出生時から」居住する子どもの人数は把握できる。ただし、居住期間に関しては、一般に子どもが小さいうちは、住宅事情等の理由により移動性向が高い可能性があるため(国立社会保障・人口問題研究所 2013)、出生時から現住地に居住し続けている子どもは、特に年齢が高い場合にその属性に一定の偏りがある可能性が高い。しかし、移民第二世代を、「子ども本人が外国籍で日本生まれ」と大まかに定義するならば、出生時から現住地に居住している外国籍の子どもの割合は、第二世代の推定割合の最低値を表すとも考えられる。

以上の注意点をふまえた上で、図5に出生時から現住地に居住する子どもの割合を示す。全体的に出生時から現住地に居住する子どもの割合は、日本国籍で高く、2010年で低い。外国籍全体をみると、2000年には23.6%と約4分の1を占めていたが、2010年には18%と2割を下回っている。移民第二世代は、最低でも2割弱は存在することになる。国籍別にみると、2010年時点で韓国・朝鮮が24%、中国が20%、ブラジルが17%、フィリピンが11%、ペルーが18%である。オールドカマーである韓国・朝鮮で高く、フィリピンで低い。外国籍人口は一般に日本人よりも移動性向が高いため（Perry and Schachter 2003）第二世代の割合は実際にはもっと高いことが予想される。

図5 出生時から現住地に居住する子どもの割合

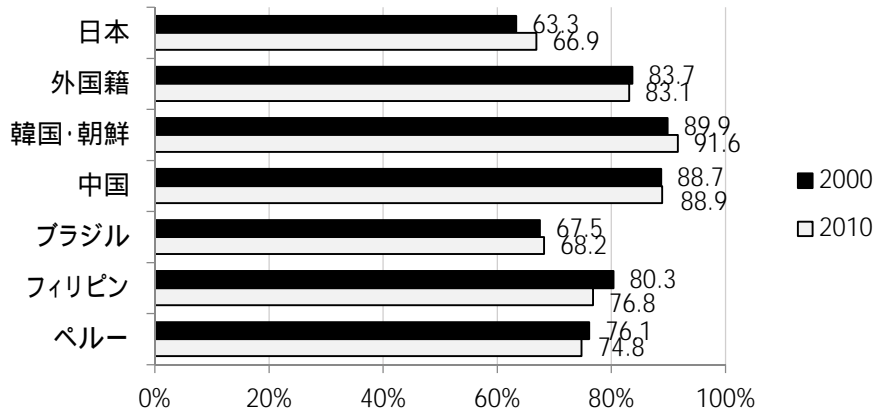


4. 地理的分布

一般に外国人は、特に入国初期段階において主要大都市に集中する傾向が指摘されている（Hou 2007; Hugo and Morén-Alegret 2008; Perry and Schachter 2003）。日本においても同様の傾向が観察される（石川 2014）。それでは、子ども人口についてはどのような分布を示しているのだろうか。

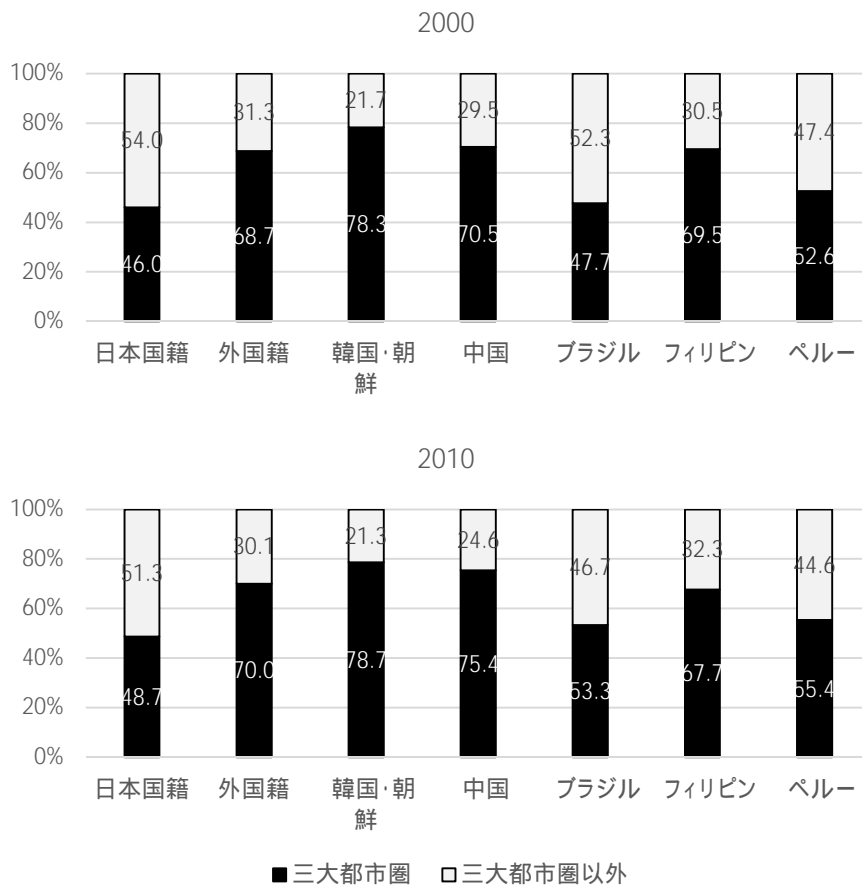
まず、DID 居住割合を図6に示す。外国籍全体としてみると、やはり DID 集住割合は日本国籍の子どもよりも高い。2010年時点で比較すると、日本国籍が約67%であるのに対し、外国籍は83%と高い割合を示している。しかし、国籍別でみると、DID 居住割合には差がみられる。DID 居住割合は、韓国・朝鮮（91.6%）と中国（88.9%）で高いのに対し、ブラジル（68.2%）、フィリピン（76.8%）、ペルー（74.8%）で低い。ブラジル、ペルー人の子どもは親が東海地方や北関東の製造業関連の下請け工場に働いているケースが多いことから、他の国籍の子どもとは異なるパターンを示していると考えられる。また、フィリピン国籍の子どもに関しては、日本人と結婚したフィリピン女性が地方に居住しているケースが多いためかもしれない。

図6 国籍別、DIDに居住する子どもの割合



続いて三大都市圏に居住する子どもの割合を示したのが、図7である。ここでは、埼玉・千葉・東京・神奈川を東京圏、岐阜・愛知・三重を中京圏、京都・大阪・兵庫を大阪圏とした。やはり外国籍全体としてみると、2010年時点での三大都市圏居住割合は外国籍で7割、日本国籍で半数弱と外国籍の子どもの居住割合の方が高くなっている。

図7 国籍別、三大都市圏に居住する子どもの割合



2000年と2010年の変化に注目してみると、外国籍の子どもでは東京圏に居住する割合が30%弱から37.2%へ大幅に上昇した一方で、大阪圏の割合が25%から15%へ減少した。中京圏の割合は、13.8%から17.7%へ東京圏ほどではないものの増加している。これは、大阪圏に集住傾向が強かった韓国・朝鮮国籍の割合が減少し、中京圏に集住傾向の強いブラジル国籍の割合が増加したことが関係しているのかもしれない。現に、韓国・朝鮮国籍の子どもをみると、大阪圏での居住割合は45%から34%へ大幅に減少、ブラジル国籍の子どもの中京圏の割合は、33%から41%へ、ペルー国籍の子どもは17%から23%へ上昇している。中国国籍の子どもは、2010年時点で半数が東京圏に居住しており2000年の44%よりも東京圏への集住傾向が強まっている。そのため、対象とした5カ国の中では韓国・朝鮮国籍の子どもに次いで三大都市圏居住割合が高く75%に達している。フィリピン国籍の子どもは、三大都市圏割合は7割弱と両期間で大きく変わらないものの、中京圏の居住割合が13%から24%弱へ大きく増加している。

表2 国籍別、三大都市圏に居住する子どもの割合

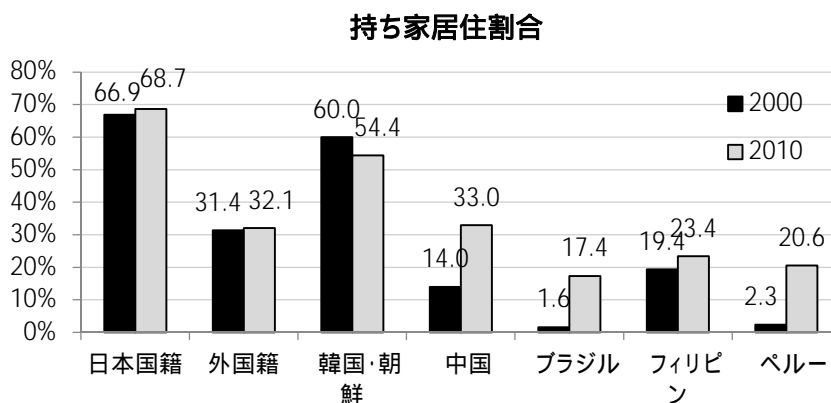
	2000				
	三大都市圏	東京圏	中京圏	大阪圏	非三大都市圏
日本国籍	46.0	24.0	9.0	13.0	54.0
外国籍	68.7	29.8	13.8	25.1	31.3
韓国・朝鮮	78.3	23.4	9.5	45.5	21.7
中国	70.5	44.9	7.6	18.0	29.5
ブラジル	47.7	11.6	33.6	2.5	52.3
フィリピン	69.5	50.7	13.2	5.7	30.5
ペルー	52.6	31.1	17.6	3.9	47.4
	2010				
	三大都市圏	東京圏	中京圏	大阪圏	非三大都市圏
日本国籍	48.7	26.0	9.4	13.3	51.3
外国籍	70.0	37.2	17.7	15.1	30.1
韓国・朝鮮	78.7	34.6	9.2	34.9	21.3
中国	75.4	50.3	10.3	14.8	24.6
ブラジル	53.3	9.8	41.8	1.7	46.7
フィリピン	67.7	39.0	23.9	4.8	32.3
ペルー	55.4	28.4	23.3	3.7	44.6

5. 住宅

日本人にとって住宅は、人生の中でも最大の出費を伴う買い物であり、持ち家取得はライフ・コース上の重要な節目を形成する。高度経済成長期の標準的な住宅をめぐるライフ・コースでは、結婚して世帯を形成し、持ち家を取得することが理想とされていた。しかし、2008年のリーマン・ショックを引き金とした経済不況により、多くの外国人、特に雇用先の人材派遣業が借り上げたアパートに居住していたブラジル人が住む家を失ったことは、まだ記憶に新しい。一方、日本人も雇用の不安定化から結婚・世帯形成・住宅取得を望めない若年層が増えている。このような背景のもと、2000年と2010年の間に、外国人の子どもが居住する住宅はどのような変化を見せたのだろうか。

図8は、持ち家に居住する子どもの割合を示している。日本国籍の子どもは、約68%が持ち家に居住している。外国籍全体では、32%が持ち家に居住しており、日本国籍の子どもの半分程度である。外国籍の子どもの持ち家居住割合は2000年の31%から大きな違いはみられない。しかし、国籍別には大きな差異がある。持ち家居住割合が最も高いのは、韓国・朝鮮であり54%が持ち家に住んでいる。オールドカマーの割合が多いためであろう。中国国籍の子どもの持ち家居住割合は、2000年の14%から2010年の33%へ大きく上昇した。すでに3分の1が持ち家に居住していることになる。ブラジル国籍は1.6%から17.4%へ、ペルー国籍は2.3%から20.6%とめざましい上昇ぶりを示している。フィリピンは2010年で23%であるが、2000年時点で既に19%が持ち家に居住していた。日本人と結婚したフィリピン人の女性が多いためであろう。中国、ブラジル、ペルー国籍の持ち家居住割合が上昇したのは、経済不況をはさみながらも、日本への定住化が進んだことを反映している。

図8 国籍別、持ち家に居住する子どもの割合



一方、近年では、特に地方都市の大規模公営団地に外国人が集住する傾向が指摘されて

おり、日本人住民との摩擦など様々な課題が取り上げられている（稲葉他 2008; 2010; Tsuzuki 2000）。日本では、公営住宅が住宅セーフティネットを構成する唯一の住宅であるが、その着工戸数は1970年代にピークに達し、以後減少している（平山 2011）。図9に公営借家に居住する子どもの割合を示した。日本国籍の子どもでは、公営借家に居住する割合は非常に低く6.1%であり、2000年の7.7%から若干の低下傾向がみられる。一方、外国籍の子どもでは、20.6%から25.0%へ上昇した。4人に1人の子どもが公営借家に居住していることになる。中でも居住割合が高いのは、ペルー（37.7%）、ブラジル（37.2%）、中国（33.6%）であり、3分の1を上回る。2000年からの推移をみると、中国国籍では43.9%から33.6%と公営借家の居住割合が減少し、図8でみたように持ち家居住割合が増加している。一方、韓国・朝鮮、ブラジル、フィリピン、ペルーでは2000年よりも公営借家居住割合は上昇傾向にあることがわかる。

図9 国籍別、公営借家に居住する子どもの割合

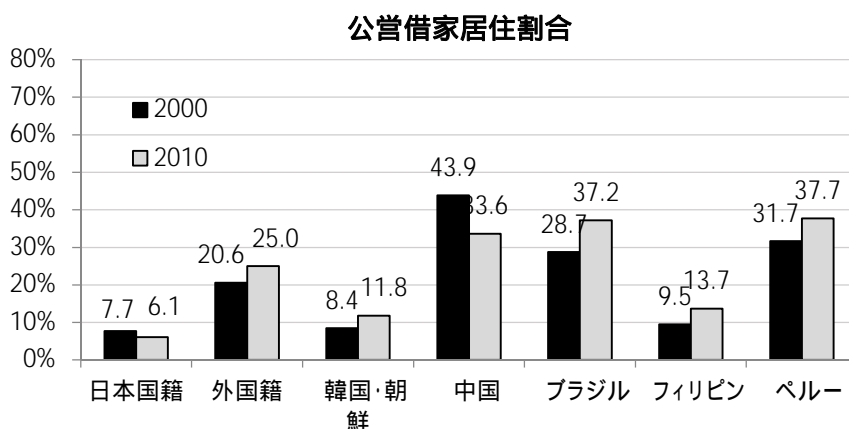
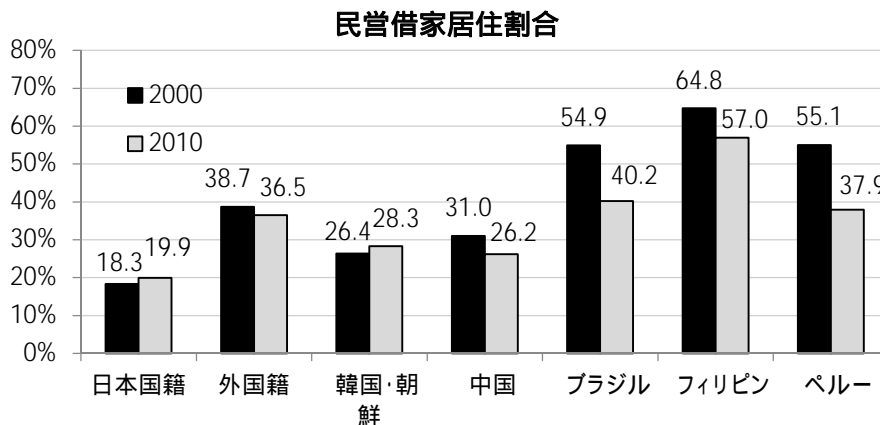


図10 国籍別、民営借家に居住する子どもの割合



一方、民営借家居住割合をみると（図 10）、ブラジル、フィリピン、ペルーはその割合が低下しており、アパート等の民営借家から公営借家や持ち家に住み替えが進んでいることがわかる。中国に関してのみ、民営借家・公営借家共に居住割合の両方が減少し、持ち家居住割合が上昇している。韓国・朝鮮は逆に持ち家割合が減少し、公営借家と民営借家割合が上昇した。これは、韓国・朝鮮国籍の子どもで、オールドカマーからニューカマーへの移行が進んでいることの反映と思われる。

次に、住宅の述べ面積の推移を図 11 に示す。グレーの部分は、最も分布の高いカテゴリーである。2000 年と 2010 年を比較すると、外国籍全体で最も居住割合が高いのは 0-49m² で差は見られない。一方、国籍別で見ると、韓国・朝鮮を除く残りの 4 カ国では 0-49m² の居住割合が最も高いことには変わりはないが、その割合は、中国で 49.1%から 35.9%、ブラジルで 60.4%から 38.6%、フィリピンで 54.4%から 44.6%とペルーで 57.4%から 35.8%と減少傾向にあり、主として 50-69m² と 70-99m² での居住割合が増加している。

表 3 国籍別、子どもが居住する住宅の述べ面積

	2000 年					
	0-49m ²	50-69m ²	70-99m ²	100-149m ²	150m ² +	合計
日本国籍	13.5	19.2	21.9	25.3	20.1	100.0
外国籍	36.6	26.6	16.4	10.8	9.7	100.0
韓国・朝鮮	18.8	25.2	23.6	17.3	15.2	100.0
中国	49.1	32.2	11.6	4.5	2.7	100.0
ブラジル	60.4	29.4	6.9	2.2	1.1	100.0
フィリピン	54.4	21.3	13.6	7.0	3.8	100.0
ペルー	57.4	30.5	8.6	2.4	0.9	100.0

	2010 年					
	0-49m ²	50-69m ²	70-99m ²	100-149m ²	150m ² +	合計
日本国籍	11.5	18.0	25.2	27.5	17.8	100.0
外国籍	32.1	29.2	19.9	12.0	6.8	100.0
韓国・朝鮮	15.3	25.5	28.9	18.6	11.7	100.0
中国	35.9	32.2	20.0	8.6	3.3	100.0
ブラジル	38.6	34.4	13.7	9.3	4.0	100.0
フィリピン	44.6	25.7	15.3	9.0	5.5	100.0
ペルー	35.8	35.1	14.6	9.4	5.0	100.0

6. まとめ

本稿の結果から、2000年と2010年の間の10年間に外国人の子ども人口が外国人生産年齢人口ほどではないにしても増加傾向にあること、韓国・朝鮮国籍の割合が減少し、中国国籍の割合が上昇して2割程度とほぼ同レベルに並んだことが明らかになった。また、第二世代の割合については、現在の居住地に出生時から住み続けている子どもの割合からみて、少なくとも2割程度が存在することがわかった。更に地理的分布については、2000年～2010年の10年間に外国籍全体でみた場合の三大都市圏居住割合に変化は見られないものの、各都市圏における居住割合には国籍によって異なるパターンがあることが判明した。外国籍全体としてみた場合、大阪圏の居住割合が減少し、東京圏での居住割合が上昇していた。これは、韓国・朝鮮国籍の子どもの割合が減少したことが大きいと考えられる。

住宅に関しては、地理的分布同様、国籍による違いが観察されるが、概ね民営借家の居住割合が減少し、持ち家及び公営借家に居住する子どもの割合が上昇していた。居住住宅の種類の変化から、すべての国籍の子どもについて、日本での定住化が進んでいることが推察される。持ち家割合の上昇と公営借家および民営借家割合が減少していることから、中国国籍の子どもについては、経済的状況が比較的安定していると考えられる。韓国・朝鮮の子どもについては、持ち家居住割合が減少するという他の国籍とは逆行するパターンが観察されたことから、オールドカマーからニューカマーへの移行途上にあると思われる。子どもが居住する住宅の述べ面積は、2010年でより広い住宅に居住する子どもの割合が上昇していることが明らかになったが、日本国籍の子どもとの差はまだ大きい。一つには、日本国籍の子どもの方が非三大都市圏における居住者割合が高いこともあるだろう。

今後の課題としては、子どもが属する世帯の特徴、親の就労状況、子ども自身の就学状況や就労状況についても把握すべきであろう。国籍による違いが大きいことから、国籍別の分析は必須である。更に、通常では定住期間が長くなるほど受け入れ社会での生活が安定することから、居住期間によって居住地域や世帯の状況がどのように異なるのか、についても把握すべきであろう。

しかし、地理的分布については、ブラジル国籍やペルー国籍の子どもと日本国籍の子どもの三大都市圏居住割合に大きな差はみられないが、この結果だけを見てブラジル国籍の子どもが日本社会に適応したとは言えない。これは、ブラジル、ペルー国籍の子どもの親の就業している産業や職業を反映しているためであり、子どもの置かれた環境を把握するには、世帯の特徴や親の状況など多様な視点から分析する必要がある。

参考文献

池上重弘・上田ナンシー直美(編)(2015)「磐田市東新町団地の生活状況をめぐる調査の詳細分析報告書」静岡文化芸術大学文化・芸術研究センター長特別研究「多文化共生の地域課題への取り組みをめぐる総括的研究」(研究代表 池上重弘)研究成果報告書.

- 稲葉佳子、石井由香、五十嵐敦子、笠原秀樹、窪田亜矢、福本佳世、瀬戸一郎 (2008) 「公営住宅における外国人居住に関する研究」住宅総合研究財団研究論文集 No.35:275-286.
- 稲葉佳子、石井由香、五十嵐敦子、笠原秀樹、窪田亜矢、福本佳世 (2010) 「公営住宅および都市再生機構の賃貸住宅における外国人居住に関する研究 外国人居住への取組が行われる 10 団地を対象に」住宅総合研究財団研究論文集 No.35:275-286.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『第 7 回人口移動調査報告書』調査研究報告資料第 31 号.
- 静岡県県民部多文化共生室 (2010) 「静岡県多文化共生アンケート調査 (日本人調査・外国人調査) 報告書」.
- 静岡県磐田市 (2016) 「多文化共生に関する市民意識調査報告書 (日本人市民調査)」.
- 静岡県磐田市 (2016) 「多文化共生に関する市民意識調査報告書 (外国人市民調査)」.
- 浜松市企画調整部国際課 (2014) 「浜松市における日本人市民及び外国人市民の意識実態調査報告書」.
- ハヤシザキ カズヒコ (2015) 「移民の子どもの教育の現状と課題」『日本労働研究雑誌』 No.662: 54-62.
- 平山洋介 (2011) 『都市の条件』NTT 出版株式会社.
- 高谷幸・大曲由起子・樋口直人・鍛冶致・稲葉奈々子 (2015) 「2010 年国勢調査にみる外国人の教育 外国人青少年の家庭背景・進学・結婚」『岡山大学大学院社会文化科学研究科紀要』 39: 37-56.
- Booth, Alan, Ann C. Crouter, and Nancy Landale. *Immigration and the Family: Research and Policy on U.S. Immigrants*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Publishers.
- Chitose, Yoshimi. 2008. "Compulsory Schooling of Immigrant Children in Japan: A Comparison across Children's Nationalities." *Asian and Pacific Migration Journal* 17(2): 157-187.
- Hou, Feng. 2007. "Changes in the Initial Destinations and Redistribution of Canada's Major Immigrant Groups: Reexamining the Role of Group Affinity." *International Migration Review* 41(3): 680-705.
- Jensen, Leif, and Yoshimi Chitose. 1994. "Today's Second Generation: Evidence from the 1990 U.S. Census." *International Migration Review* 28(4): 714-735.
- Perry, Marc J., and Jason P. Schachter. 2003. Migration of Natives and the Foreign Born: 1995 to 2000. Censu 2000 Special Reports. US Census Bureau.
- Portes, Alejandro, and Rubén Rumbaut. 1996. *Immigrant America: A Portrait*. Berkeley: University of California Press.
- Takenoshita, Hirohisa, Yoshimi Chitose, Shigehiro Ikegami, and Eunice Akemi

Ishikawa. 2013. "Segmented Assimilation, Transnationalism, and Educational Attainment of Brazilian Migrant Children in Japan." *International Migration* 52(2): 84-99.

Tsuzuki, Kurumi. 2000. "Nikkei Brazilians and Local Residents: A Study of the Housing Complex in Toyota City." *Asian and Pacific Migration Journal* 9(3): 327-342.

外国人集住地区の分布と集住地区居住外国人の特性に関する分析

中川 雅貴

1. 背景と目的

法務省の「在留外国人統計」によると、1980年代後半以降一貫して増加を続けた日本における外国籍人口（外国人登録者数）は、2008年以降の景気後退および2011年の東日本大震災による影響もあり近年は若干の減少を記録したものの、2013年には再び増加に転じ、2015年末で223万人に達しており、これは1990年と比較して2倍以上の規模になっている。日本においては国内の総人口が、地域間格差を伴う恒常的な減少過程に入っており、石川（2014）が指摘する通り、今後こうした国外からの人口流入が人口規模や地域分布に何らかの影響を与える可能性が考えられる。一方で、外国人人口の動向が地域人口に与える影響の評価に際しては、その地理的分布や居住地選好、ならびに移動パターンを考慮する必要がある。

諸外国とりわけ先進国における事例では、しばしば、海外からの移民あるいは外国人労働者は、大都市部をはじめとする特定の地域に集住する傾向が指摘されてきた（例えば、McHugh, 1989; Newbold, 1996; Castles and Davidson, 2000; OECD, 2004）。日本についても、「在留外国人統計」によると、2014年末時点で日本国内に居住する外国籍人口のうち、60%以上が首都圏の1都3県および愛知県・大阪府に居住しており、大都市部への集中傾向は、日本人人口以上に強いことが確認される。日本国内における外国人人口の地理的分布については、加えて、製造業分野で就労する日系人労働者とその家族を中心とするブラジル人人口が集中する北関東や東海地方の工業都市や、オールドカマーと呼ばれる韓国・朝鮮籍人口が歴史的に多い西日本の大都市など、特定の市町村に偏在することが確認されてきた（石川, 2011）。

近年では、国勢調査の小地域データなど、市区町村未満の単位でのデータの整備および公開が進んでおり、これらの小地域データを活用した、とくに大都市内部における外国人集住地区に関する分析も蓄積されつつある（福本, 2010; 石川, 2011 など）。しかしながら、外国人集住地区については、その識別に際する定義が確立されていないことに加えて、集住地区に居住する外国人の属性についても明らかにされていない点が多い。

本稿では、こうした問題意識に依拠し、国勢調査の個票データを独自に集計したデータを用いて、外国人集住地区の分布状況と集住地区居住外国人の特性を把握することを目的とする¹。以下、次節では本稿における分析の方法について説明したうえで、結果の概要を示し、考察と結論を述べる。

¹ 国立社会保障・人口問題研究所「人口移動調査」プロジェクトの一環として、統計法第33条に基づく調査票情報の二次利用提供を受けました。

2. 方法

本稿における分析に際しては、「平成 22 年 国勢調査」による個票データを基本単位区単位で再集計した結果を用いた²。国勢調査の基本単位区は、学校区、町丁・字など、市区町村を細分した地域についての結果を利用できるようにするために、平成 2 年国勢調査から導入された地域単位であり、1 調査区におおむね 20～30 世帯が含まれるように設定されている。平成 2 年国勢調査以降は、調査区の設定が基本単位区を基に行われており、通常、一つの調査区は、一つの基本単位区あるいは二つ以上の基本単位区を組み合わせで設定されている³。平成 22 年国勢調査では、全国で約 189 万基本単位区が設定されている。なお、「平成 22 年国勢調査」における外国人（外国籍）人口は、1,648,037 人であり、この全外国人人口を分析の対象とした。

表 1 は、国勢調査基本単位区を単位として、各調査区における「外国人居住者数」と「全居住者に占める外国人の割合」という二種類の指標の異なる組み合わせによって「外国人集住地区」を定義した場合の集住地区居住外国人の割合を示したものである。例えば、「『外国人居住者数が 10 人以上』かつ『外国人居住者が当該地区の全人口の 5%以上』という条件の組み合わせによって「集住地区」を定義した場合、集住地区に居住する外国人は、全体（1,648,037 人）の 31.7%に該当するということになり、表 1 の中では最も「緩い」定義（最も多くの外国人が「集住地区居住者」に該当する）ということになる。同様に、「集住地区」の定義を「外国人居住者数が 30 人以上」かつ「当該地区における全居住者の 10%以上」に絞ると、集住地区に居住する外国人の割合は、全外国人の 9.7%に低下する。

表 1. 異なる定義による集住地区居住外国人の割合

	外国人居住者の割合（%）			
	5%以上	10%以上	25%以上	50%以上
外国人居住者数				
10 人以上	31.7%	27.2%	13.4%	5.1%
30 人以上	9.8%	9.7%	8.3%	4.2%
50 人以上	4.5%	4.5%	4.2%	2.9%
100 人以上	1.3%	1.3%	1.1%	1.0%

データ：「平成 22 年国勢調査」（個票データによる再集計）

以下本稿では、やや試行的ではあるが、さしあたり「外国人居住者数 50 人以上」かつ「全居住者に占める割合が 10%以上」の調査区を外国人集住地区と定義し、その分布と特性につ

² 国立社会保障・人口問題研究所「人口移動調査」プロジェクトの一環として、統計法第 33 条に基づく調査票情報の二次利用提供を受けました。

³ ただし、世帯数の多い基本単位区では、基本単位区を分割して調査区が設定されるなど、場合によっては調査区より大きい基本単位区もある。

いて把握することを試みる。なお、この定義に従うと、全国で 949 国勢調査区が外国人集住地区に該当することになる。

3. 結果

表 2 は、上述の定義に従って識別された外国人集住地区について、その分布数の上位 10 市区町村を示したものである。全国の市区町村のうち、国勢調査基本単位区を単位とした外国人集住地区が最も多く確認されたのは大阪市生野区であり、61 の基本単位区が外国人集住地区として識別され、全外国人住民のうち 14%がこれらの集住地区に居住している。次いで外国人集住地区が多いのは愛知県豊田市の 40 地区であり、集住地区居住外国人の割合 28%は、観察された中では最も高い割合となった。なお、集住地区が最も多い大阪市生野区は、歴史的にいわゆるオールドカマーと呼ばれる韓国・朝鮮籍の外国人人口が多い一方で、集住地区数 2 位の愛知県豊田市や豊橋市は、1990 年代以降、おもに製造業分野に雇用される日系ブラジル人の著しい増加を経験した地域である。4 位から 6 位には、いずれも東京都の区部であり、集住地区数そのものは多いものの、集住地区に居住する外国人の割合が比較的低いのが特徴といえる。

表 2. 外国人集住地区の多い市区町村（上位 10 市区町）

	集住地区数 (全国 949 地区)	集住地区に居住する 外国人の割合
大阪市生野区	61	13.9%
愛知県豊田市	40	28.4%
愛知県豊橋市	27	16.4%
東京都港区	25	13.6%
東京都新宿区	22	6.3%
東京都豊島区	20	7.3%
岐阜県美濃加茂市	17	28.2%
茨城県つくば市	16	23.7%
静岡県磐田市	14	21.6%
岐阜県可児市	13	25.0%

データ：「平成 22 年国勢調査」(個票データによる再集計)

なお、総務省統計局が「平成 22 年国勢調査」に基づいて設定している大都市圏の圏域に従い、全国の市区町村を「三大都市圏・中心部」「三大都市圏・非中心部」「非三大都市圏・中心部」「非三大都市圏・非中心部」に 4 分類⁴したうえで、地域類型別の外国人集住地

⁴ ここでは、総務省統計局が「平成 22 年国勢調査」に基づいて設定している 11 の大都市圏のうち関東大都市圏・中京大都市圏・近畿大都市圏を「三大都市圏」とし、それぞれに含まれる政令指定都市の区を

区の分布を確認したところ，以下のとおりの分布となった；三大都市圏・中心部：28.4%，三大都市圏・非中心部：30.4%，非三大都市圏・中心部：7.4%，非三大都市圏・非中心部：33.8%。

表3は，集住地区に居住する外国人に占める割合ならびに集住地区に居住する外国人の割合を主要国籍別に示したものである。集住地区に居住する割合が最も高いのはブラジル人の12%であった。一方，中国籍と韓国・朝鮮籍人口については，国籍別の総数がいずれも40万人以上であり，国籍別の外国人人口としては他のグループよりも顕著に大きい人口集団であるが，集住地区居住外国人の割合は，中国籍が4%，韓国・朝鮮籍が2%と比較的低く，小地域でみた居住地区が分散していることが示唆される。その他，集住地区居住人口の割合が比較的高いのは，ベトナム（7%），インドネシア（9.7%）といった東南アジア国籍のグループである。

表3. 外国人集住地区に居住する外国人の属性： 国籍

	総数		集住地区居住外国人に占める割合	集住地区に居住する外国人の割合
中国	460,459	27.9%	24.4%	3.9%
韓国・朝鮮	423,273	25.7%	12.2%	2.1%
ブラジル	153,166	9.3%	25.5%	12.2%
フィリピン	145,950	8.9%	6.5%	3.3%
ベトナム	29,843	1.8%	3.0%	7.4%
タイ	29,716	1.8%	1.3%	3.1%
インドネシア	18,539	1.1%	2.4%	9.7%
アメリカ	38,327	2.3%	2.1%	4.0%
イギリス	9,872	0.6%	0.5%	3.4%
ペルー	36,776	2.2%	3.2%	6.3%
その他	302,116	18.3%	19.0%	4.6%
総計	1,648,037	100.0%	100.0%	4.5%

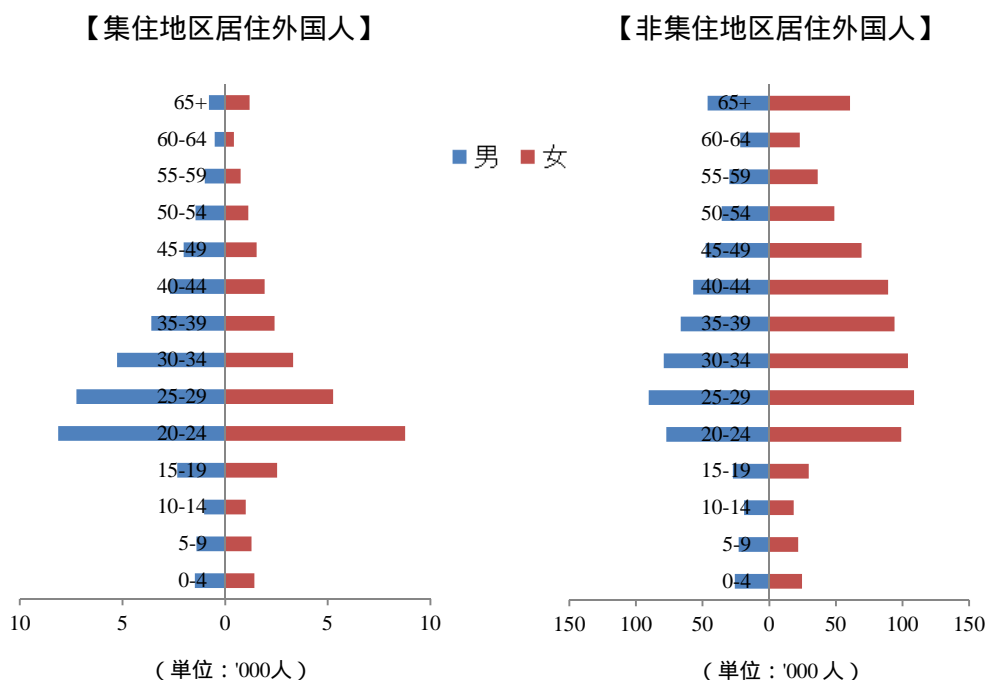
データ：「平成22年国勢調査」（個票データによる再集計）

図1は，集住地区に居住する外国人の基本属性を把握するために，その性・年齢別分布を非集住地区居住外国人と比較したものである。この人口ピラミッドより，集住地区に居住する外国人の特徴として20歳代～30歳代の若年層の割合が相対的に高く，また女性の割

中心部とした。「非三大都市圏」については，上記の基準において非三大都市圏および都市圏の中心市として設定されている市（政令指定都市の区を含む）を中心部とした。すなわち，非三大都市圏の中心部に該当するのは，札幌市（区），仙台市（区），新潟市（区），静岡市（区），浜松市（区），岡山市（区），広島市（区），松山市，北九州市（区），福岡市（区），熊本市（区），鹿児島市である。なお，この地域分類区分については，中川ほか（2016）に倣うものである。

合が比較的高いことがうかがえる。実際，中位数年齢を確認すると，集住地区居住外国人の 27 歳に対して，非集住地区居住外国人の注意数年齢は 34 歳であった。一方，65 歳以上人口割合は，集住地区居住外国人の 2.8%に対して，非集住地区居住外国人は 7.3%となった。性比については，集住地区居住外国人の 119.1 に対して，非集住地区居住外国人は 80.5 であり，対照的な結果となった。

図 1. 外国人集住地区に居住する外国人の属性： 性別・年齢



データ：「平成 22 年国勢調査」(個票データによる再集計)

その他の人口学的属性からみた外国人集住地区に居住する外国人の特性としては，有配偶者割合の低さ，居住年数ならびに 5 年移動率でみた移動性向の高さが確認された(表 4)。この傾向は，集計対象を 20-44 歳に限定することにより年齢構成の違いによる影響をある程度統制したうえでも確認された。とくに 5 年前の常住地については，集住地区に居住する外国人の 55%が「外国」となっており，非集住地区居住外国人における割合(27%)の 2 倍以上となっているのが目立つ。国内移動に限定しても，5 年前の常住地が国内であった人のうち，5 年間の県間移動率は，集住地区居住外国人が 16%(20-24 歳に限定すると 21%)となっており，高い移動率が確認される。一方，単身世帯居住者割合でみた世帯構成については，顕著な違いが確認されなかった。

表 4. 外国人集住地区に居住する外国人の属性： その他の人口学的属性

	集住地区居住外国人	非集住地区居住外国人
有配偶者割合		
20 歳以上	44.2%	61.2%
20 - 44 歳	31.8%	37.9%
単身世帯居住者割合	27.2% (66.5%)	28.7% (67.9%)
居住年数：1 年未満	39.0% (43.7%)	19.3% (25.3%)
5 年前の常住地		
国外 (20-24 歳)	54.8% (65.8%)	26.9% (39.5%)
他の都道府県 (20-24 歳)*	15.5% (20.6%)	9.5% (14.4%)

*「5 年前の常住地 = 国内」に対する割合
データ：「平成 22 年国勢調査」(個票データによる再集計)

表 5 は、国勢調査結果から得られる社会経済的指標のうち、就学状況 (16-24 歳)、完全失業率、就業形態、産業および職業について、集住地区居住外国人と非集住地区居住外国人を比較したものである。集住地区居住外国人の特徴として、16-24 歳人口における就学者割合の高さ (すなわち中高等教育就学率の高さ) および完全失業率の低さが確認できる。また、就業状況については、非正規就業者割合の高さ、製造業従事者割合の高さ、生産工程従事者割合の高さが特徴としてみられる。以上の観察により、社会経済的属性に関しては、集住地区居住外国人は、高等教育機関に就学中のグループと、製造業分野におけるとりわけ単純労働とされる職種に非正規雇用で従事しているグループに両極化していることが示唆される。

表 5. 外国人集住地区に居住する外国人の属性： 社会経済的属性

	集住地区居住外国人	非集住地区居住外国人
在学中 (16-24 歳)	56.9%	39.1%
完全失業率	6.9%	8.4%
非正規就業者割合	66.7%	54.2%
産業		
製造業	59.9%	33.3%
サービス産業	19.2%	44.8%
その他	20.9%	21.9%
職業		
管理・専門・技術	6.9%	14.6%
生産工程	64.2%	42.0%
その他	28.9%	43.4%

データ：「平成 22 年国勢調査」(個票データによる再集計)

4. まとめ

本稿では、「平成 22 年 国勢調査」による個票データを基本単位区単位で再集計した結果を用いて、外国人集住地区の分布と集住地区居住外国人の特性の把握を試みた。「外国人居住者が 50 人以上」かつ「全居住者の 10%以上を外国人が占める」という条件を満たす基本単位区を外国人集住地区として定義したところ、全国で 949 の集住地区が識別された。これらの外国人集住地区は、大都市中心部に加えて、大都市周辺部や地方都市にも散在していることが確認された。具体的には、歴史的に韓国・朝鮮籍の外国人人口が多い西日本の大都市部に加えて、製造業分野で就労する日系人を中心とするブラジル人人口が集中する東海地方の工業都市に外国人集住地区が多く分布しており、日本国内における外国人集住地区の多様性と地域性が示された。

外国人集住地区に居住する外国人の特性について、国籍別にみると、ブラジル人に加えて、ベトナムやインドネシアなど東南アジア国籍人口の集住地区居住割合が高い一方で、中国籍や韓国・朝鮮籍人口の集住地区への集中度が低くなっている。これは、日本国内における就労状況等の社会経済的屬性に関して、前者が比較的同質的な集団であるのに対して、国籍別でみた人口規模が大きい後者は多様な集団であることを反映していると考えられる。このことから、日本国内においても、小地域レベルで観察した集住状況が、外国人の定住化ならびに社会経済的統合の指標の一つになり得ることが示唆される。

ただし、前節において確認したとおり、社会経済的屬性でみた集住地区居住外国人の特性については、高等教育機関に就学中のグループと、製造業分野におけるとりわけ単純労働とされる職種に非正規雇用で従事しているグループへの両極化が示唆される点には注意が必要である。今後の分析課題として、居住する外国人の属性の違いによって「集住地区」の類型化し、さらに複数時点の観察データを比較して、その経年変化を検証することが有用であると考えられる。

引用文献

- 福本拓 (2010) 「東京および大阪における在日外国人の空間的セグリゲーションの変化：『オールドカマー』と『ニューカマー』間の差異に着目して」『地理学評論』83 (3), pp. 288-313.
- 石川義孝 編 (2011) 『地図でみる日本の外国人』ナカニシヤ出版 .
- 石川義孝 (2014) 「日本の国際人口移動 人口減少問題の解決策となりうるか？」『人口問題研究』第70巻第3号, pp.244 – 263.
- McHugh, K.E. (1989) “Hispanic Migration and Population Redistribution in the United States,” *The Professional Geographer*, Vol. 41, No. 3, pp.429-439.
- 中川雅貴・小池司朗・清水昌人 (2016) 「外国人の市区町村間移動に関する人口学的分析」『地学雑誌』125 (4): pp. 475-492.
- Newbold, K. (1996) “Internal Migration of the Foreign-born in Canada”, *International Migration Review*, Vol. 30, No. 3, pp. 728-747.
- OECD (2004) *Trends in International Migration: SOPEMI 2003 Edition*. Paris: OECD.

全国と都道府県の整合性を保つ将来人口推計モデルの検討

石井 太, 小池司朗

1 はじめに

国立社会保障・人口問題研究所の人口・世帯の将来推計は、人口減少・少子高齢化・地域構造変化等による人口・世帯の長期動向を踏まえた施策立案に広範に活用されている。従来、わが国の人口・世帯の将来推計は、最初に全国の将来人口を推計し、これに地域・世帯推計を整合させる形で実施してきたが、わが国が人口減少期を迎えるにあたり、地域や世帯の変化が少子化・長寿化等の全国的潮流に影響を与える新たな展開が見られている。このような人口減少期における将来推計にあたっては、地域・世帯の将来に関する情報提供により重点を置き、これに全国的な少子化・長寿化の傾向を整合させるという新たな観点を導入した将来推計モデルの必要性が高まっている。

本研究は、このような問題意識の下、全国推計と都道府県推計をより整合的に同時推計することが可能な死亡率推計モデルを試作し、これを都道府県将来人口推計に適用することにより、全国推計と都道府県推計の整合性を保つ将来人口推計モデル開発のための基礎的研究を行うことを目的とするものである。

2 背景と先行研究

現在、各国や国際機関などで行われる死亡率の将来推計においては、Lee-Carter モデル (Lee and Carter 1992) が標準的な方法として用いられている。わが国の死亡率モデルも、若年層に Lee-Carter モデル、高年齢層には線形差分モデルを組み合わせた死亡率モデルであり、Lee-Carter モデルを応用した「修正 Lee-Carter モデル」と位置づけることが可能である (石井 2013)。

Lee-Carter モデルは以下のような式で表されるリレーショナル・モデルの一種である。

$$\log m_{x,t} = a_x + k_t b_x + \epsilon_{x,t}$$

ここで、

$\log m_{x,t}$: 対数死亡率

a_x : 対数死亡率の標準的な年齢パターン

k_t : 死亡水準 (死亡指数)

b_x : k_t が変化する時の年齢別死亡率の変化

$\epsilon_{x,t}$: 平均 0 の残差項

である。

この Lee-Carter モデルを改良し、地域間、あるいは全国推計と地域推計の整合性を図る機能を持った死亡率推計モデルの例として、Li and Lee (2005) による Coherent Mortality Forecasts が挙げられる。本研究ではこの方法論を公式推計でも用いられている修正 Lee-Carter モデルに応用することを試みる。

Li and Lee (2005) は、似たような経済社会条件を持ち、密接な関連を持つ人口グループに対して、どのように Lee-Carter モデルを適用するかを論じたものである。この時の、グループとしては、ある国の男女、一国内の郡や種族、一定地域の中に含まれる国々などが例として挙げられる。

Lee-Carter モデルによる推計において、グループごとの死亡率推計値が長期的に乖離を続けないためには、 $b(x)$ と $k(t)$ が一致することが必要かつ十分な条件となる。これらを、 $B(x)$ 、 $K(t)$ と表すこととすると、これらはグループ全体に対して Lee-Carter モデルを適用することによって得たものとすべきであることは明らかである。一方、 $a(x)$ は長期的な乖離の原因とはならないため、各グループごとに求めた $a(x, i)$ で推定できる。ここで、 $[a(x, i) + B(x)K(t)]$ を i 番目の人口の共通要因モデル (common factor model) と呼ぶこととする。

次に、この共通要因モデルにさらにグループ毎の個別要因を導入してパフォーマンスを改善する。共通要因モデルの残差行列 $\log(m(x, t, i)) - a(x, i) - B(x)K(t)$ に通常の LC モデルのように特異値分解を行い、その第一特異値を用いて、時間変化を表す $k(t, i)$ と年齢パターンを表す $b(x, i)$ によりモデリングする。このようにして、改良共通要因モデル (augmented common factor model)

$$\log(m(x, t, i)) = a(x, i) + B(x)K(t) + b(x, i)k(t, i) + \epsilon(x, t, i), \quad 0 \leq t \leq T$$

を得ることができる。

推計にあたっては、 $k(t, i)$ のモデリングが必要となるが、 $k(t, i)$ はドリフト項のないランダムウォークか AR(1) である時に定数に向かう傾向を持ち、整合的なモデリングが可能となる。そこで、彼らは、 $k(t, i)$ がこのどちらかでモデリングできれば推計を行うグループに含めるが、できない場合にはグループから外すか、より高次の AR モデルを用いるべきであるとしている。

3 データと方法

本稿では、Li and Lee (2005) の提案するモデルを応用し、現在わが国の全国推計で用いられている死亡率モデルへの適用を試みるとともに、これを利用した都道府県別将来人口推計を行う。

死亡率推計に使用したデータは、日本版死亡データベースに基づく都道府県別死亡率 (1975 年以降) である*1。現在、日本版死亡データベースでは都道府県別生命表について、

*1 ただし、全国値については戦後のデータが存在すること、また、平成 24 年の全国将来人口推計において

基礎データは各年・各歳のものが提供されているが、生命表自体については5年あるいは10年分をまとめた5歳階級のものしか提供されていない。そこで、本研究では基礎データから各年・各歳の生命表を構成して用いている。石井(2015a)にある通り、都道府県別生命表は特に人口規模の小さい県において死亡率の安定性を欠くことから、通常の生命表作成プロセスでは将来推計の基礎データとできるレベルの生命表が構成できない。そこで、本研究では推定された対数死亡率*2に対してさらにP-splineによる平滑化を施し、得られた死亡率から生命表を再構成した。

推計モデルについては、現在、全国将来推計で用いられている修正 Lee-Carter モデルとした。これは、若年層は Lee-Carter モデルを用いつつ、高齢層については線形差分モデルを組み合わせたモデルである。

この修正 Lee-Carter モデルに Li and Lee (2005) を適用するため、 $b(x)$ と $k(t)$ に加え、線形差分モデルの推計に必要なパラメータ $S(t)$ 、 $g(t)$ についても全国値のパラメータを用いた推定を行って共通要因モデルを構築する。さらに、実績の死亡率と共通要因モデルの残差を特異値分解し、第一特異値を用いて改良共通要因モデルを作成する。

Li and Lee (2005) では、 $k(t, i)$ のモデリングにあたり、ドリフト項のないランダムウォークか AR(1) を用いるとし、それぞれのモデルによる説明度合を表す指標を導入してモデルの選択を行っている。本研究では、単純化の観点から、全ての都道府県に対して AR(1) モデルを用いることとした。

次に、このようにして得られた都道府県別死亡率の将来推計値を用いて、都道府県別将来人口推計の試算を行った。まず、基準人口は2015年国勢調査、都道府県別男女各歳別総人口(年齢・国籍不詳按分)とし、出生仮定については、2015年の都道府県別女子各歳別出生率を推計期間中一定とした。また、出生性比は全都道府県で一律に105.5とした。死亡仮定については、上述の方法によって推計された都道府県別年齢別死亡率から生残率を求めて推計に使用した。移動仮定については、2015年の都道府県別男女各歳別転出先別転出率(資料:住民基本台帳人口移動報告)を推計期間中一定(ロジャース・モデル)とした。ここで、ロジャース・モデルの構築は小池(2016)と同様の手法による。また、転出先別転出率は、推定された各歳別転出先別転出数を分子、各歳別日本人人口(按分済)を分母として算出し、将来の転出先別転出数はこの転出先別転出率に各歳別総人口を乗じて算出した。なお、89歳→90歳から100歳以上→101歳以上は、「90歳以上」の転出先別転出率の1/12を一律に適用し、国際人口移動はゼロと仮定した。

また、これと同様の仮定に基づく全国の将来人口の試算値についても併せて算出し、都道府県別推計の合計値と比較を行った。

1970年以降のデータが用いられていることから、本研究でも全国値のみは1970年以降を基礎データとした。

*2 死亡率が0となる年齢が存在する場合には0でない年齢間で線形補間を行った。0歳を含む区間で死亡率が0である場合には0とならない最小の年齢の死亡率で補外した。

4 結果と考察

4.1 都道府県別死亡率推計

都道府県別死亡率推計結果について、平均寿命の推移と見通しを図 1、2 に示した。マーカーで示されたのが日本版死亡データベースによる実績値、点線が共通要因モデルによる推計値、実線が改良共通要因モデルによる推計値である。

男性について観察すると、どの都道府県においても概ね実績値とモデルによる推定値の当てはまりは良好であり、また、平均寿命の将来推計値について、共通要因モデルと改良共通要因モデルの差はそれほど大きいものとはなっていない。ただし、いくつかの都道府県では、実績値とモデルによる推定値に乖離が見られ、この場合、将来推計値における共通要因モデルと改良共通要因モデルの差も大きいものとなる。このような都道府県としては、鳥取県、島根県、徳島県のように人口規模が小さいことから死亡率の変動が大きいと考えられるもの、岩手県、宮城県、福島県のように東日本大震災の影響により 2011 年の平均寿命が他の年次に比べて特に低い値を示しておりその影響が考えられるものの他、沖縄県においてもやや大きい乖離が観察される。人口規模の小さい都道府県については全国値のような滑らかな死亡率変化を期待することは難しく、一定程度の乖離が生じることは自然な現象であるといえる。一方、東日本大震災の影響は特定の都道府県の特定の年次のみによる効果であり、将来に向けてこのような特異な効果が引き続くとは限らないことから、当該年次を外してモデリングすることも考えるが、本研究では単純化の観点からそのままモデリングを行った。また、石井 (2015b) では、都道府県別死因別死亡確率を用い、階層クラスター分析によって都道府県を 4 つのグループに分類する分析を行っているが、そこでの結果によれば、男女とも沖縄は単独で一つのグループを形成するという、他の都道府県と比べて死亡状況が特異であるとの性質が見られており、沖縄県についてはこのような性質が乖離の要因となっていると考えることができる。

また、実績値と将来推計値の軌道については、概ねどの都道府県でも接続はよく、平均寿命の推移については自然なものとなっていると考えられる。ただし、いくつかの都道府県では実績値から推計値に変わる点で若干の乖離が生じていたり、接続点での微分係数の違いから滑らかさを欠いているものも観察される。

女性の平均寿命についてもその傾向については概ね男性と同様である。

また、各都道府県について、推計の基準時点となる 2015 年、推計最終年次となる 2065 年の年齢パターンを図 3、4 に示した。ここで、一点鎖線で示したのが 2015 年、点線は共通要因モデルによる 2065 年推計値、実線が改良共通要因モデルによる 2065 年推計値である。男女とも 2065 年推計値について、高齢層においては共通要因モデルと改良共通要因モデルの違いは大きくないが、若年層においては乖離が見られる都道府県も存在する。

図1 平均寿命の推移と見通し（男性）

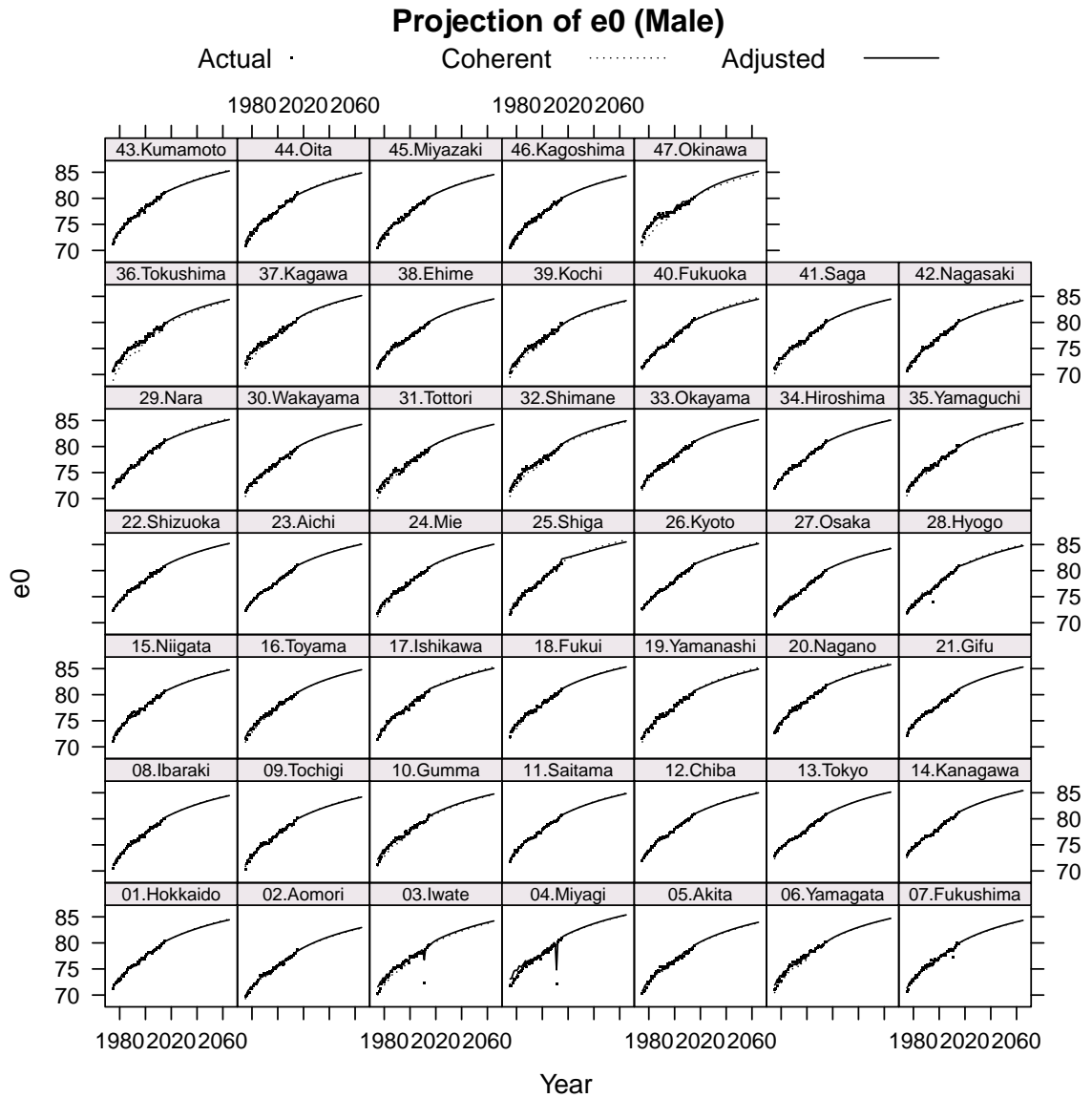


図2 平均寿命の推移と見通し（女性）

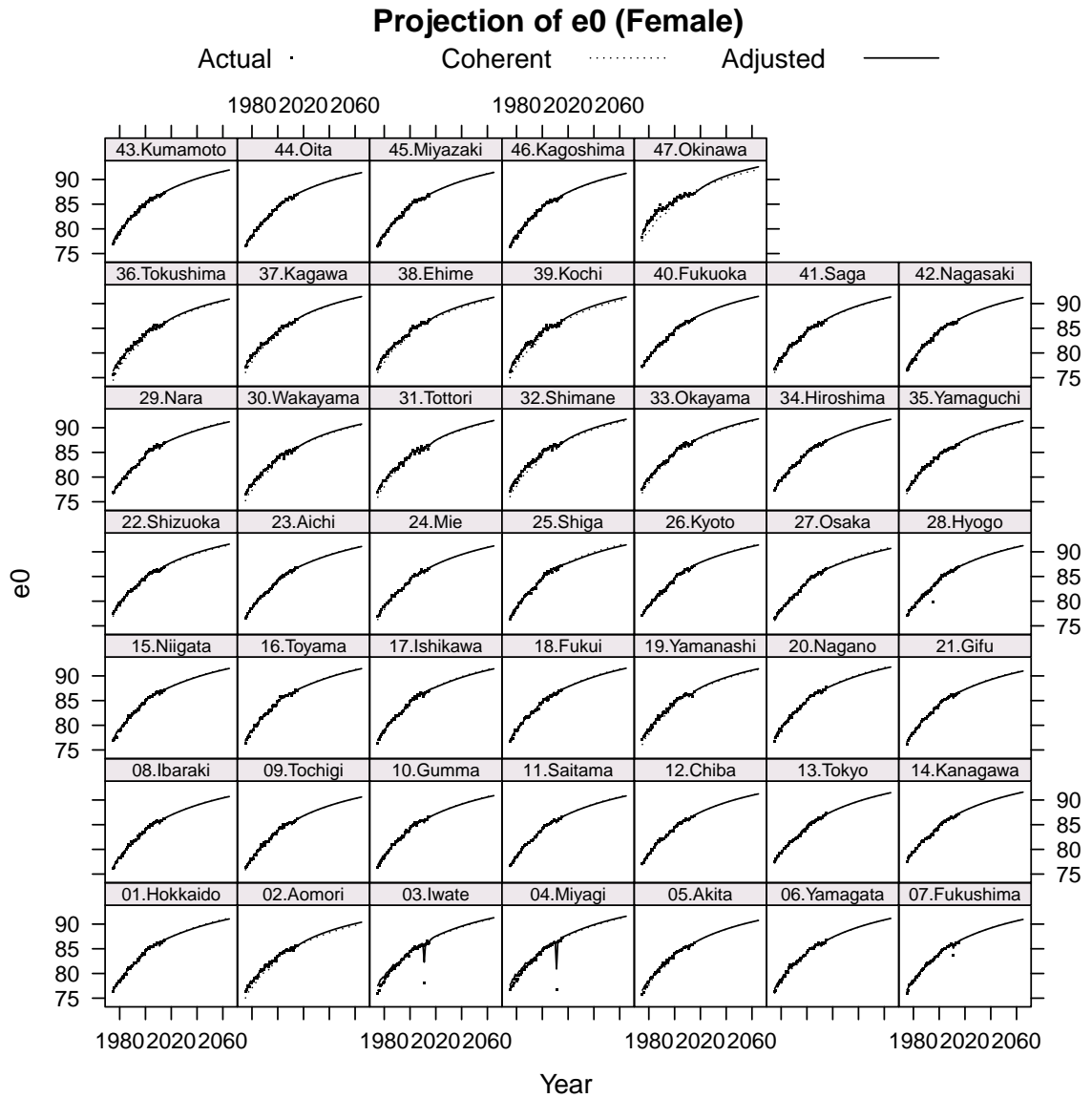


図3 年齢別死亡率の将来推計（男性）

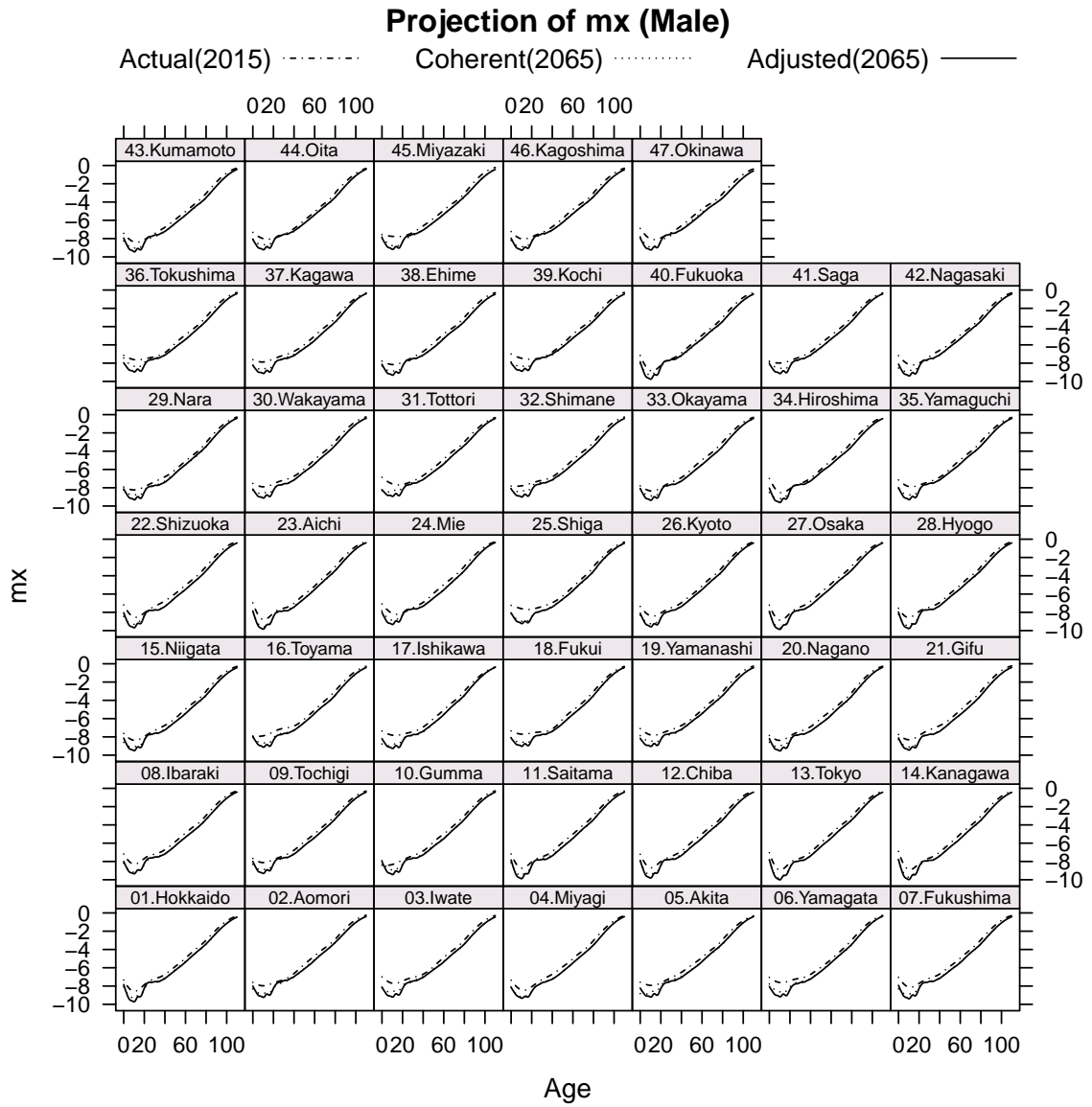
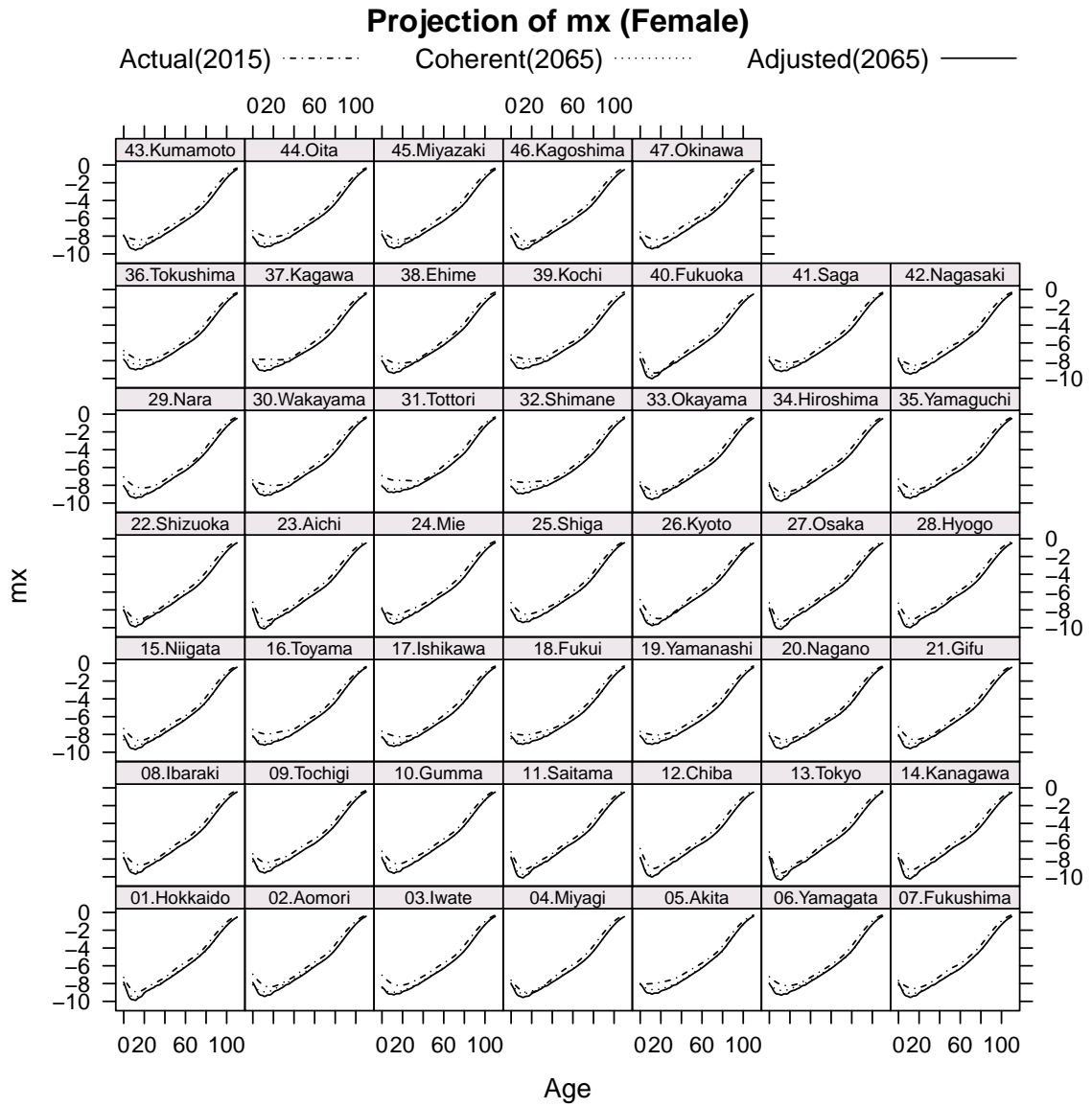


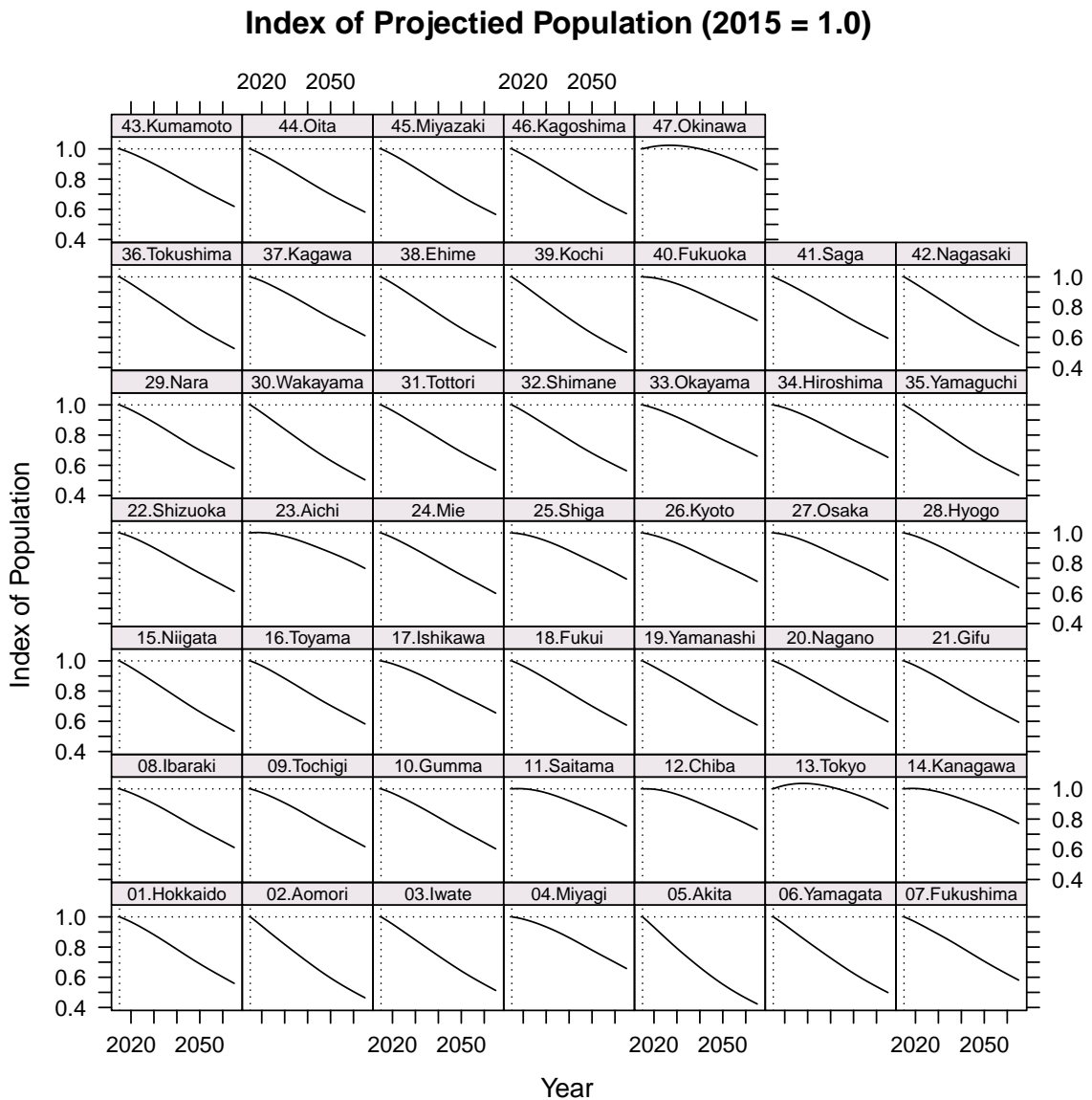
図4 年齢別死亡率の将来推計（女性）



4.2 都道府県別将来人口推計

4.1 節で述べた都道府県別死亡率推計結果を用い、3 節で述べた方法論に基づいて都道府県別将来人口推計を行った。総人口の推計結果を各都道府県の 2015 年総人口を 1.0 とした指数で表したものが図 5 である。前提とした出生仮定が 2015 年の都道府県別女子各歳別出生率を一定とするものであることから、長期的にはどの都道府県も減少基調に転じるものの、都道府県間の人口移動の影響から、特に大都市圏の都道府県においては、当初やや増加傾向にあるか、または減少の速度が緩やかなものとなっていることが観察できる。

図 5 都道府県別総人口の見通し（2015 年を 1.0 とした場合の指数）



次に、都道府県別に行った将来推計結果を足しあげたものと、全国値による将来推計結果を比較したものが図6である。これによれば、両者の総人口の乖離はだんだんと大きくなっていくものの、50年後の2065年の推計結果でも-0.49%の乖離に留まっている。年齢3区分別に見た場合、2065年に0～14歳人口で-1.15%とやや乖離が大きくなるが、15～64歳では-0.31%、65歳以上では-0.53%の乖離となっている。また、死亡数・出生数の乖離を見ると、死亡数は2025年で0.70%と最も乖離が大きいが、それ以降は縮小傾向にある。一方、出生数については長期的には乖離が増大する傾向にあり、2065年で-1.18%となっている。

死亡数の乖離が縮小傾向にあることから2065年における総人口・年齢区分別人口の乖離の要因は出生数の違いによる部分が大いと考えられる。出生・死亡ともに、将来的に都道府県間の人口規模の相対関係が変動することにより、都道府県別推計と全国推計との人口動態率に違いが生じ、これが出生数・死亡数の乖離につながっていると考えられる。

図6 都道府県別による総人口と全国値による総人口の比較

	2015年	2020年	2025年	2030年	2035年	2040年	2045年	2050年	2055年	2060年	2065年
[全国値との乖離]											
総人口	0.00%	-0.03%	-0.09%	-0.15%	-0.20%	-0.24%	-0.27%	-0.32%	-0.36%	-0.42%	-0.49%
0～14歳人口	0.00%	-0.12%	-0.30%	-0.43%	-0.48%	-0.47%	-0.54%	-0.69%	-0.88%	-1.05%	-1.15%
15～64歳人口	0.00%	0.01%	0.02%	0.02%	0.00%	-0.04%	-0.08%	-0.11%	-0.16%	-0.22%	-0.31%
65歳以上人口	0.00%	-0.07%	-0.23%	-0.37%	-0.46%	-0.48%	-0.47%	-0.48%	-0.50%	-0.52%	-0.53%
死亡数		0.58%	0.70%	0.56%	0.33%	0.02%	-0.06%	0.14%	-0.07%	0.06%	-0.08%
出生数		-0.42%	-0.52%	-0.41%	-0.42%	-0.55%	-0.75%	-0.96%	-1.13%	-1.18%	-1.18%

5 おわりに

本研究は、全国推計と都道府県推計をより整合的に同時推計することが可能な死亡率推計モデル開発及びその都道府県別将来人口推計への応用を目的として行った。Lee-Carterモデルを改良し、地域間、あるいは全国推計と地域推計の整合性を図る機能を持った死亡率推計モデルの例として、Li and Lee (2005) による Coherent Mortality Forecasts の方法論に基づき、これをわが国の修正 Lee-Carter モデルに適用できるように改善を行って将来推計を試みた。さらに、得られた都道府県別将来死亡率を用いて、都道府県別の将来人口推計を行い、全国値による将来推計結果との比較を行った。本研究において得られた結果とその考察をまとめると以下の通りである。

- 平均寿命については、男女とも概ね実績値とモデルによる推定値の当てはまりは良好であり、また将来推計値について、共通要因モデルと改良共通要因モデルの差はそれほど大きいものとはなっていない。ただし、いくつかの都道府県では、実績値とモデルによる推定値に乖離が見られ、この場合、将来推計値における共通要因モデルと改良共通要因モデルの差も大きいものとなる。このような都道府県としては、人口規模が小さいもの、東日本大震災の影響によるもの、独自の死亡傾向を示す沖縄県が挙げられる。

- 平均寿命の実績値と将来推計値の軌道については、概ねどの都道府県でも接続はよいものの、実績値から推計値に変わる点で若干の乖離が生じていたり、接続点での微分係数の違いから滑らかさを欠いているものも観察される。
- 都道府県別に行った将来推計結果を足しあげたものと、全国値による将来推計結果を比較すると、総人口について乖離はだんだんと大きくなっていくものの、50年後の2065年の推計結果でも-0.49%の乖離に留まっている。また、年齢3区分別に見た場合、2065年に0～14歳人口で-1.15%とやや乖離が大きくなるが、15～64歳では-0.31%、65歳以上では-0.53%の乖離となっている。
- 死亡数・出生数の乖離を見ると、死亡数は2025年で0.70%と最も乖離が大きいが、それ以降は縮小傾向にある。一方、出生数については長期的には乖離が増大する傾向にあり、2065年で-1.18%となっている。出生・死亡ともに、将来的に都道府県間の人口規模の相対関係が変動することにより、都道府県別推計と全国推計との人口動態率に違いが生じ、これが出生数・死亡数の乖離につながっていると考えられる。

本研究で得られた結果から、修正 Lee-Carter モデルのフレームワークにおいて、全国推計と都道府県推計の整合性を一定程度保ちながら死亡率推計モデル構築を行うことのできる可能性が示されたものと考えられる。しかしながら、実績値とモデルによる推定値の乖離、将来推計値における共通要因モデルと改良共通要因モデルに差が生じるケースの存在や、実績値から推計値に変わる点での乖離などの存在などもあり、これらが都道府県死亡率の自然な投影結果と見られるかどうかについてはさらに検討が必要な点も残されていると考えられる。特に、沖縄県に見られたような、全国の死亡動向と異なる特徴を持つ場合の対応なども課題となろう。

さらに、これに基づく都道府県別の将来人口推計についても、全国値による将来人口推計と一定の整合性が保たれることが示されたと考えられる。しかしながら、より詳細に見ると、出生数の推計値について長期的に乖離が大きくなっていく点、0～14歳人口において比較的大きな乖離が見られる点なども観察された。これらの乖離の要因の一つとして、将来的な都道府県間の人口規模の相対関係の変動が考えられるが、その要因についてさらに詳細に分析することや、都道府県別推計の合計値と全国推計値の整合性をより高めるような方法論の開発など、将来人口推計手法全般に関してさらなる検討が必要と考えられる点も存在している。このような点への対応については今後の検討課題としたい。

参考文献

- 石井太 (2013) 「死亡率曲線の自由な方向への変化を表現する数理モデルとわが国の将来生命表への応用」, 『人口問題研究』, 第 69 巻, 第 3 号, pp.3-26.
- (2015a) 「日本版死亡データベースの構築に関する研究」, 『人口問題研究』, 第 71

- 卷, 第 1 号, pp.3-27.
- (2015b) 「日本版死亡データベースの人口分析への応用」, 『人口問題研究』, 第 71 卷, 第 2 号, pp.141-155.
- 小池司朗 (2016) 「プールモデルの投影精度に関する研究」, 『人口問題研究』, 第 72 卷, 第 3 号, pp.256-275.
- 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>.
- Lee, R. and L. Carter (1992) “Modeling and Forecasting U.S. Mortality”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp. 659-675.
- Li, N. and R. Lee (2005) “Coherent mortality forecasts for a group of populations: An extension of the Lee-Carter method”, *Demography*, Vol. 42, No. 3, pp. 575-594.

地域推計と世帯推計の統合に関する研究

鈴木 透 (人口構造研究部)

緒言

国立社会保障・人口問題研究所の世帯数の将来推計では、全国版は動的な世帯推移率法を用いているが、都道府県版は静的な世帯主率法に依拠している。全国版で用いられる世帯推移率法は、男女別・年齢(5歳階級)別人口をさらに複数の状態に分割し、状態間の推移確率行列を設定し、それに期首の状態別人口を乗じて期末(5年後)の状態別人口を求めていく方法である。国立社会保障・人口問題研究所(2013)では、配偶関係と世帯内地位の組合せによって、表1のように男子12種類、女子11種類の生存状態を定義した。

表1 国立社会保障・人口問題研究所(2013)における配偶関係×世帯内地位

男性		女性	
S: hS	未婚・単独世帯のマーカ	S: hS	未婚・単独世帯のマーカ
S: hO	〃 その他の世帯のマーカ*	S: hO	〃 その他の世帯のマーカ*
S: nh	〃 非マーカ	S: nh	〃 非マーカ
M: hS	有配偶・単独世帯のマーカ**	M: hS	有配偶・単独世帯のマーカ
M: hC	〃 夫婦のみの世帯のマーカ	M: hP	〃 ひとり親と子の世帯のマーカ
M: hN	〃 夫婦と子の世帯のマーカ	M: sp	〃 配偶者
M: hO	〃 その他の世帯のマーカ	M: nh	〃 その他の非マーカ
M: nh	〃 非マーカ		
W: hS	死離別・単独世帯のマーカ	W: hS	死離別・単独世帯のマーカ
W: hP	〃 ひとり親と子の世帯のマーカ	W: hP	〃 ひとり親と子の世帯のマーカ
W: hO	〃 その他の世帯のマーカ	W: hO	〃 その他の世帯のマーカ
W: nh	〃 非マーカ	W: nh	〃 非マーカ

* 親夫婦を含まない世帯

** ひとり親と子の世帯のマーカを含む

一瞥して明らかなように、状態はまず「未婚」「有配偶」「死離別」の配偶関係に分類され、それぞれの配偶関係で可能な世帯のマーカまたは非マーカに細分されている。推移確率行列の作成も二段階を経て行われ、まず表2のような4×4の配偶関係間推移確率行列(死亡確率を含む)を、男女別・5歳階級別に作成した。次いで第6回世帯動態調査(国立社会保障・人口問題研究所 2011)の集計結果に依拠し、配偶関係間推移が与えられた場合の状態間の条件付推移確率を適用し、フルサイズの推移確率行列を作成した。

こうした状態間推移確率は、将来人口推計における年齢別出生率・死亡率・移動率に対応する。将来人口・世帯推計では、そうした人口学的率(イベント生起率)こそが人口変動をもたらすエンジンで、人口規模や人口構造、人口分布等は推計の結果得られるアウト

プットであると考えられる。したがって仮定値を設定すべきなのは人口学的率であり、本来アウトプットであるべき人口増加率や年齢構造、地域分布等に対し仮定値を設定するのは、方法論的に妥当でないとされる。

表2. 配偶関係間推移確率行列

期首 \ 期末	s	m	w	d
s 未婚	$1 - qsm - qsw - qsd$	qsm	qsw	qsd
m 有配偶	0	$1 - qmw - qmd$	qmw	qmd
w 死離別	0	qwm	$1 - qwm - qwd$	qwd
d 死亡	0	0	0	1

qsm 初婚確率
 qsw 初婚 結婚解消確率
 qmw 結婚解消確率
 qwm 再婚確率
 qsd 未婚者の死亡確率
 qmd 有配偶者の死亡確率
 qwd 死離別者の死亡確率

ところが都道府県別世帯推計（国立社会保障・人口問題研究所 2014）で用いられた世帯主法は、妥当でない方法論に依拠している。世帯主率 = 一般世帯主数 ÷ 一般世帯人員数は、65 歳以上割合や市部人口割合等と同じく人口構造の一種であり、本来アウトプットとして得られるべきものである。しかし世帯主率法では、将来の世帯主率を仮定して推計を行っている。これは将来の 65 歳以上割合を仮定して人口高齢化の推計を行うのに似ている。

本稿では、都道府県別世帯推計に世帯推移率法を適用する場合の問題点について考察する。この場合、最も問題となるのは状態間推移と人口移動との関連である。全国世帯推計では、国際人口移動は配偶関係や世帯内地位間の推移に影響しないと仮定している。日本の国際人口移動の水準では、この仮定は妥当と考えられる。しかし都道府県間人口移動の水準は国際人口移動よりはるかに高く、無視できる水準ではない。

都道府県間移動と配偶関係間推移

ここでは地域がふたつしかない場合の最も単純な多地域モデルを考える。地域 1 と地域 2 の間の 5 年間移動確率を m_{12} , m_{21} とする。仮に移動確率が配偶関係間推移確率と独立である場合、推移確率行列は表 3 のようになるだろう。結婚・離婚・死別等が移動と独立であれば、地域別の配偶関係間推移確率と移動確率さえあれば、将来の男女別・5 歳階級別・配偶関係別人口は投影できることになる。

独立性の仮定はどの程度妥当だろうか。直ちに生じる疑問は、そもそも結婚は夫妻の少なくとも一方の移動を伴うものであり、都道府県間移動に限定してもなお移動と結婚は結び付いているのではないかという点である。このことを、第 7 回世帯動態調査（国立社会保障・人口問題研究所 2016）で確認してみたい。

表3. 移動と配偶関係開け掛移り独立な場合の推移確率行列

	s_1	m_1	w_1	s_2	m_2	w_2	d
s_1 地域1未婚	$(1-m_{12})(1-gsm_{11}-qsw_{11}-qsd_1)$	$(1-m_{12})qsm_{11}$	$(1-m_{12})qsw_{11}$	$m_{12}(1-gsm_{11}-qsw_{11}-qsd_1)$	$m_{12}qsm_{11}$	$m_{12}qsw_{11}$	qsd_1
m_1 " 有配偶	0	$(1-m_{12})(1-qmw_{11}-qmd_1)$	$(1-m_{12})qmw_{11}$	0	$m_{12}(1-qmw_{11}-qmd_1)$	$m_{12}qmw_{11}$	qmd_1
w_1 " 死離別	0	$(1-m_{12})qwm_{11}$	$(1-m_{12})(1-qwd_1)$	0	$m_{12}qwm_{11}$	$m_{12}(1-qwd_1)$	qwd_1
s_2 地域2未婚	$m_{21}(1-gsm_{21}-qsw_{21}-qsd_2)$	$m_{21}qsm_{21}$	$m_{21}qsw_{21}$	$(1-m_{21})(1-gsm_{21}-qsw_{21}-qsd_2)$	$(1-m_{21})qsm_{21}$	$(1-m_{21})qsw_{21}$	qsd_2
m_2 " 有配偶	0	$m_{21}(1-qmw_{21}-qmd_2)$	$m_{21}qmw_{21}$	0	$(1-m_{21})(1-qmw_{21}-qmd_2)$	$(1-m_{21})qmw_{21}$	qmd_2
w_2 " 死離別	0	$m_{21}qwm_{21}$	$m_{21}(1-qwd_2)$	0	$(1-m_{21})qwm_{21}$	$(1-m_{21})(1-qwd_2)$	qwd_2
d 死亡	0	0	0	0	0	0	1

m_{12} 地域1から地域2への移動確率

m_{21} 地域2から地域1への移動確率

qsm_{11} 地域1,2の初婚確率

qsw_{11} 地域1,2の初婚→結婚解消確率

qmw_{11} 地域1,2の結婚解消確率

qwm_{11} 地域1,2の再婚確率

qsd_1 地域1,2の未婚者の死亡確率

qmd_1 地域1,2の有配偶者の死亡確率

qwd_1 地域1,2の死離別者の死亡確率

表4は調査の5年前(2009年7月)に未婚だった回答者の5年間の初婚確率を、都道府県移動の有無別に示したものである。男女とも5年前の居住都道府県が調査時と異なる者は、調査時点で既婚である確率が高い。男女とも統計的に有意差があるが、特に女子の場合、移動者の非移動者に対する初婚の相対リスクは $0.40 / 0.15 = 2.7$ 倍に達する。

表4. 都道府県間移動の有無別、5年前未婚者の初婚確率

男	N	初婚確率
移動なし	2,311	0.13371
移動あり	416	0.20913
$\chi^2 =$		15.556 **

女	N	初婚確率
移動なし	2,012	0.14811
移動あり	282	0.40071
$\chi^2 =$		105.559 **

** p<0.01

第7回世帯動態調査(2014)

表5は5年前に有配偶だった回答者の5年間の結婚解消(離婚または配偶者の死亡による)を比較したものである。やはり移動者の方が調査時点で死離別に推移している可能性が高いが、その差は初婚ほどではなく、男子では統計的な有意差はない。このように有配偶者の結婚解消は移動と独立と仮定できるかもしれないが、初婚に関しては明らかに独立ではない。再婚のケース数は少なく分析できなかったが、初婚と同じく移動と強く関連することが予想される。

表5. 都道府県間移動の有無別、5年前有配偶者の結婚解消確率

男	N	結婚解消確率
移動なし	6,292	0.03020
移動あり	255	0.05098
$\chi^2 =$		2.8655

女	N	結婚解消確率
移動なし	5,840	0.08236
移動あり	215	0.13023
$\chi^2 =$		5.5654 *

* p<0.05

第7回世帯動態調査(2014)

移動者の初婚・再婚確率が非移動者より有意に高いことを勘案して、表3の推移確率行列を修正することを考える。仮に移動者の相対リスク $R > 1$ が移動の方向に対し対称的であれば、初婚に関しては表3の第1行第4,5列と第4行第1,2列を次のように修正すればよい。

$m_{12} (1 - qsm_1 R - qsw_1 - qsd_1),$	第1行第4列
$m_{12} qsm_1 R,$	第1行第5列
$m_{21} (1 - qsm_2 R - qsw_2 - qsd_2),$	第4行第1列
$m_{21} qsm_2 R.$	第4行第2列

しかし一般に移動がもたらす初婚の相対リスクは、移動の方向と独立なのだろうか。つまり特定の二地域について、いずれからいずれへの移動も同程度の結婚移動を伴うと仮定してよいのだろうか。この仮定が破れる例として、大都市の郊外化と結婚移動が関連している場合が想定される。この場合、都心への転入よりも都心から郊外への転出の方が、結婚との結びつきが強いだらう。

表6. 5年間の居住地の変化別、5年前未婚者の初婚確率

性別	2009年7月	2014年7月	N	初婚確率	相対リスク
男	大都市中核	大都市中核	581	0.11360	
	大都市中核	その他	75	0.37333	3.29
	その他	その他	2,135	0.13583	
	その他	大都市中核	79	0.24051	1.77
女	大都市中核	大都市中核	551	0.11978	
	大都市中核	その他	46	0.60870	5.08
	その他	その他	1,771	0.16770	
	その他	大都市中核	44	0.31818	1.90

大都市中核は東京都・大阪府・愛知県
第7回世帯動態調査(2014)

そこで 47 都道府県を「大都市中核」(東京・大阪・愛知)と「それ以外」に二分し、5年前未婚者の初婚確率を比較したのが表 6 である。予想どおり大都市中核からの転出の方が初婚確率を引き上げる効果が大きく、大都市中核にとどまった者に比べ男子は 3 倍、女子は 5 倍以上初婚確率が高い。大都市中核への転入も初婚確率を高めるが、相対リスクは男女とも 2 倍未満にとどまっている。このように移動と初婚の結合が非対称的でない場合が多いとすれば、多くの地域の組合せについて二種類の相対リスクを用意する必要があることになる。

$m_{12} (1 - qsm_1 R_1 - qsw_1 - qsd_1),$	第 1 行第 4 列
$m_{12} qsm_1 R_1,$	第 1 行第 5 列
$m_{21} (1 - qsm_2 R_2 - qsw_2 - qsd_2),$	第 4 行第 1 列
$m_{21} qsm_2 R_2.$	第 4 行第 2 列

このように移動と配偶関係間推移は独立であり得ず、表 3 の独立モデルはかなりの修正を要する。たとえ結婚解消は移動と独立と仮定し、再婚の相対リスクは初婚と同等と仮定するにせよ、なお $47 \times 46 \times 2 = 4324$ 通りの相対リスクを特定する必要がある。世帯動態調査では標本規模が小さく、都道府県の組合せ別の集計は不可能である。このことは、全国を「東京・大阪・愛知」と「それ以外」に二分した表 5 でさえ、5年間の移動者は数十人の規模にすぎないことから察知できよう。十分な経験的根拠をもって、すべての転出元 - 転入先の組合せ別に初婚の相対リスクを特定するのは、きわめて困難である。

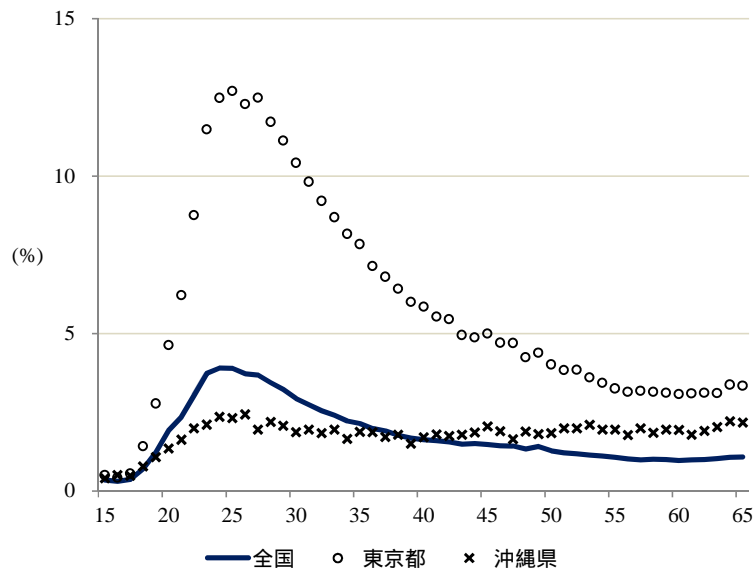
地域別の配偶関係間推移確率

表 3 では地域別に配偶関係間推移確率が異なることが想定された。現実に都道府県別の人口・世帯を同時に推計するモデルでは、将来の都道府県別の初婚・再婚・結婚解消確率および配偶関係別死亡確率が必要になる。一般に年齢別出生率や死亡率など、移動率以外の率は、全国値からの格差を用いて仮定値を設定する方法が有効とされる。都道府県別世帯推計（国立社会保障・人口問題研究所 2014）でも、各都道府県の男女別・5歳階級別・家族類型別世帯主率の全国値からの格差を用いて将来の世帯主率を仮定している。

初婚確率の場合、移動と届出地の関係がまず問題になる。結婚前後の居住地は、夫の結婚前居住地、妻の結婚前居住地、結婚後の居住地（同居）の三つがある。おそらくほとんどの夫婦は結婚後の居住地で届け出るだろうが、その場合、結婚移動者と結婚前からの居住者が区分できず、相対リスクが正しく適用できない。

人口動態統計年報には、当該年度内に届出て結婚生活に入った夫婦の都道府県別・年齢別初婚数が掲載されている。届出遅れや年齢不詳が除外されているため、これを国勢調査の未婚人口で割って得た初婚ハザードは過小評価になる。仮に遅れや不詳の生じ方に地域差がないのであれば、全国値との格差には影響を与えない。しかし実際には、大都市圏の方が遅れや不詳が多いことが予想される。

図1. 女子の年齢別、配偶関係不詳割合 (2015年国勢調査)

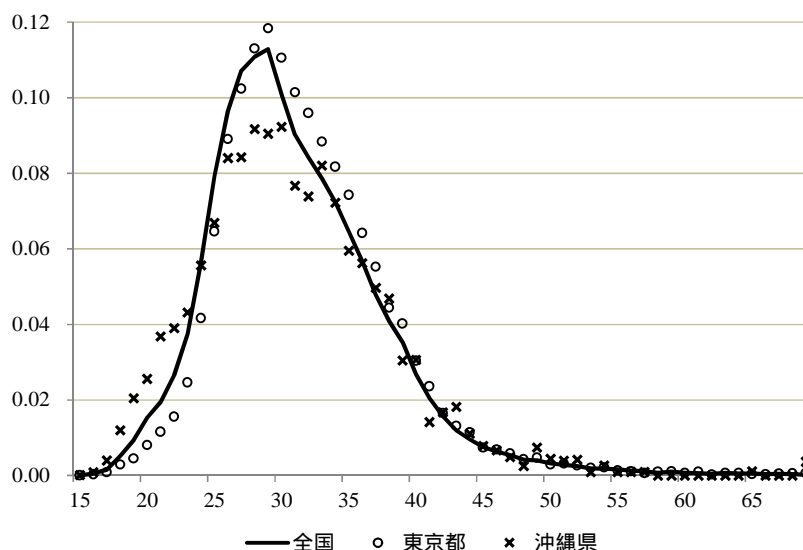


分母となる国勢調査人口に年齢や配偶関係の不詳が非常に多い場合、そもそも計算された初婚ハザードが過小なのか否かすら明瞭でなくなる。図 1 をみると、配偶関係不詳には明らかに地域差があり、しかも年齢パターンも一様でない。東京都の女子では全体的に配偶関係不詳が多く、23～30歳では10%を超える。沖縄県は20～30代は全国より配偶関係不詳の割合が低い、40代以降でも不詳割合が低下しない。これは、東京都の配偶関係不詳者には未婚者が多く、沖縄県は死離別が多いことを示唆するように思われる。このよう

に配偶関係不詳の内訳に地域差があるとすれば、単純な比例配分による補正は誤った結論を導く可能性が高い。

図2は2015年の人口動態統計年報にある女子の初婚数を、2015年国勢調査の未婚日本人女子人口で割った初婚ハザードで、遅れや不詳の調整はしていない。図1の配偶関係不詳の水準から、東京都のハザードは過大評価で、沖縄県は40歳未満では過小評価になっているだろう。しかし全体的なハザードの高低に加え、沖縄県は全国値より早婚で東京都は晩婚であるというテンポの違いも認められる。したがって全国からの格差としては、全体の比例ハザード係数に加え、水平方向のシフトに関するパラメタも必要になるだろう。また沖縄県の年齢パターンは凹凸が大きく、あらかじめ平滑化しておく必要がある。しかし20代前半にみられる不自然な膨らみは、婚外出生や婚前妊娠に関する異質性の結果かも知れず、平滑化でならしてしまってもよいものか疑問が残る。

図2. 女子の年齢別、初婚ハザード(2015年)



条件付確率の地域差

全国世帯推計では、表2のような配偶関係間推移確率行列(4×4)に対し、世帯動態調査から得られた条件付推移確率を適用してフルサイズの推移確率行列(男子13×13、女子12×12)を作成する。もし条件付確率に地域差がないのであれば、全国での条件付確率をそのまま適用すればよいが、そのような仮定が正当化されるとは考えにくい。

たとえば配偶関係間推移として、期首に未婚だった者が期末にも未婚のままどまったという条件が与えられたとする。この場合、最も大きな推移は親世帯からの離家による、未婚の非マーカ(表1のS:nh)から未婚の単独マーカ(S:hS)への推移である。結婚前の離家は進学・就職を契機とすることが多いので、そうした機会が豊富な大都市圏では結婚前離家確率が低いことが予想される。実際に表7の集計結果をみると、20~29歳未婚女子の離家経験割合は関東と近畿で低い。20~29歳未婚男子の地域パターンはこれとは異なり、東海・甲信で低く、東北・北陸は非常に高い。関東・近畿は北海道・中国・四国とあまり

変わらず、大都市圏で離家が遅いということではなさそうである。いずれにせよ結婚前離家のタイミングには明らかに地域差があり、全国の条件付確率を一律に適用するわけには行かない。

表7. 地域ブロック別、20～29歳未婚者の離家経験割合

	男		女	
	N	離家経験済み(%)	N	離家経験済み(%)
北海道	52	50.0	36	36.1
東北・北陸	112	67.0	83	33.7
関東	357	52.1	258	28.7
東海・甲信	108	43.5	107	37.4
近畿	146	53.4	169	29.6
中国・四国	54	50.0	88	59.1
九州	59	45.8	82	37.8

第7回世帯動態調査(2014)

表8. 地域ブロック別、過去5年間に結婚した回答者の世帯主率

	男		女	
	N	世帯主率(%)	N	世帯主率(%)
北海道	24	87.5	25	4.0
東北・北陸	41	65.9	42	4.8
関東	181	91.7	174	2.9
東海・甲信	61	80.3	58	3.4
近畿	69	92.8	70	5.7
中国・四国	43	90.7	39	0.0
九州	105	88.6	103	2.9

第7回世帯動態調査(2014)

配偶関係間推移として、未婚または死離別から有配偶への推移、つまり結婚を経験したという条件が与えられた場合についても考える。この場合、結婚後夫の大部分は世帯主になると考えられる。しかし表8の集計結果をみると、東北・北陸で結婚5年以内の夫の世帯主率が低いことがわかる。

このような子との同居割合と世帯構造の地域差については、以前から研究されてきた。清水(1985)は1973,1983年厚生行政基礎調査を分析し、東北6県と北陸4県を特に三世代世帯が多い地域、北海道、関東(埼玉・千葉・東京・神奈川)、近畿(京都・大阪・兵庫)、南九州(熊本・宮崎・鹿児島・沖縄)を特に核家族が多い地域とした。清水(1992)では国勢調査の高齢者がいる世帯の家族類型から、核家族世帯と単独世帯を合わせた比率は一貫して山形県で最小値、鹿児島県で最大値をとり、しかもその格差は1970～85年の間に拡大したとした。

清水(1985)が提示した三世代世帯地域(東北・北陸)、核家族地域(北海道・首都圏・大阪圏・南九州)およびその他という三類型は、Kojima(1989)、西岡(2000)、鈴木(2001)等の親子同居の要因に関する多変量解析で用いられた。それ以外の地域類型を用いた

Kojima(1994)、Budak et al. (1996)、田淵・中里(2004)、施(2008)等の多変量解析でも、おおむね東北・北陸で親子同居が多く、西南日本で少ないという結果が得られた。このようにほとんどの多変量解析で地域ブロックの効果が有意に検出されるということは、そうした地域差が人口構造や学歴・職業・所得等の簡単に観測される階層差に還元できない、何らかの文化的差異に根ざしていることを示唆する。特に、同居による密接な相互扶助を良しとするか、一定の距離を置いた親子関係を良しとするかの考え方の地域差があるように思われる。

歴史人口学的研究によると、東北日本と西南日本の家族システムの差は少なくとも江戸時代までさかのぼれることがわかっている。18～19世紀の岩代国下守屋村(福島県)と美濃国西条村(岐阜県)を比較したOchiai(2009)は、いずれも直系家族システムではあるが、同一の家族システムとは言えないと結論づけた。下守屋では三世代家族が多く、西条では核家族が多かったという違いに加え、差は結婚や奉公といったライフコースから出生率にまで及んでいた。平井(2008)によると、東北の家族システムは「遅れた近畿型」ではない。晩婚で家長の交替が遅い近畿地方の家族システムは、18世紀に新田開発の余地がなくなり、人口圧力によって分割相続が困難になった状況で確立した。近畿での近世的な「イエ」の確立は人口抑制を目的とし、家にいられなくなった者は都市へ流入し、都市の高い死亡率も人口調整の役割をした。しかし東北では飢饉等の自然災害によって経済的条件が厳しく、幕末になっても土地不足を生じるほど人口が過剰になることはなかった。むしろ東北では18世紀の人口減少によって村落経済は停滞し、田畑は荒廃した。このような危機に対する「生き残り戦略」として近世的な「イエ」が確立した。

このように長く続いてきた世帯形成規範の地域差は今後も持続するだろうが、長期推計を行うのであれば地域差が最終的に解消するのか、一定の差を残して収束するのかの判断を迫られることになる。また結婚時には新居制でも、高齢の親と再同居して拡大家族を形成する頻度やタイミングにも地域差があり得、これも推移確率行列に影響する。さらに子の離家や結婚のタイミングの地域差は、高齢夫婦のみの世帯(エンpty・ネスト)へ移行するタイミングに影響するが、そうした地域差を補足するのは難しい。

政策的意義

仮に動的モデルによる地域別人口・世帯の同時推計が実現した場合、政策的な利用価値は大きい。まず、現在の人口・世帯推計では得られない地域(都道府県)別の配偶関係別人口や配偶関係間推移数が得られる。地域別の晩婚化・未婚化や離婚の増加は、有配偶女子人口の減少を通じて、地域人口の減少を強く規定する。男女・年齢別の離婚数や離別人口が得られれば、女世帯主世帯と子どもを含む貧困世帯の発生メカニズムがより詳細に把握でき、児童福祉政策に有益だろう。類型別世帯数のストックに加え、フローも得られるのも大きな利点である。たとえば特定期間に独居に移行する高齢者数と独居から脱出する高齢者数が得られれば、よりきめ細かな支援が可能だろう。

移動と状態間推移の関連が定量的に示せれば、応用範囲は広いだろう。未婚者の離家や親元への戻り、初婚時の移動に関する統計資料は、地方再生の施策に有益な示唆を与えるだろう。結婚解消時、退職時の移動や高齢者の呼び寄せ移動に関する資料も、経済・福祉政策と広く関連するだろう。たとえ将来推計が可能なほど広範で詳細な資料が得られなくても、移動と世界形成・解体の関連に関する調査研究の蓄積は、幅広い政策分野に有意義

な貢献を果たすだろう。

結語

本稿で検討したように、地域別人口推計と世帯推計を同時に行うモデルには、多くの方法論的問題が立ちはだかることになる。地域間移動と配偶関係間推移は独立でなく、特に移動と結婚の相関は転出元・転入先の組合せによって複雑なパターンを示す。地域別の配偶関係間推移確率の算出には、官庁統計における年齢・配偶関係不詳のパターンが地域によって異なることが問題となる。配偶関係間推移確率行列を世帯推計のための推移確率行列に拡張する際には、様々な条件付確率に地域差があることが想定され、基礎データを得るのが難しい上に、説得力のある仮定値設定を行うのも困難である。現状では地域別人口・世帯の同時推計モデルを構築するには、非情に強い仮定を置かざるを得ず、きわめて不満足なものしか構築できないだろう。

参考文献

- 国立社会保障・人口問題研究所(2011)『第6回世帯動態調査(2009年社会保障・人口問題基本調査)現代日本の世帯変動』調査研究報告資料第28号.
- 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.
- 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(2016)『第7回世帯動態調査(2014年社会保障・人口問題基本調査)現代日本の世帯変動』調査研究報告資料第34号.
- 清水浩昭(1985)「家族形態の地域性」『人口問題研究』第176号, pp. 33-37.
- 清水浩昭(1992)『高齢社会と家族構造の地域性 - 人口変動と文化伝統をめぐって -』時潮社.
- 鈴木透(2001)「人口減少社会の親族資源」『理論と方法』第30号 pp. 185-197.
- 田淵六郎・中里英樹(2004)「老親と成人子との居住関係 - 同居・隣居・近居・遠居をめぐって -」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容 - 全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, pp. 121-148.
- 西岡八郎(2000)「日本における成人子と親との関係 成人子と老親の居住関係を中心に」『人口問題研究』第56巻第3号, pp. 34-55.
- 平井昌子(2008)『日本の家族とライフコース』ミネルヴァ書房.
- Ochiai, Emiko (2009) "Two Types of Stem Household System in Japan: the Ie in Global Perspective," in Antoinette Fauve-Chamoux and Emiko Ochiai (eds.), *The Stem Family in Eurasian Perspective - Revisiting House Societies, 17th-20th Centuries*, Population, Family, and Society Vol. 10, Peter Lang, Bern, pp. 287-326.

外国人受入れ政策に対応した人口動態変動を織り込んだ 公的年金財政シミュレーション

石井 太・小島 克久・是川 夕

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。

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太・是川夕 (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。本研究では、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するとともに、受入れた女性労働者の将来の出生行動の変化という、人口動態変動をも織り込みつつ、外国人受入れが公的年金財政に与える影響をシミュレーションにより評価することを目的とする。

2 外国人介護労働者受入れシナリオの検討

2.1 外国人介護労働者受け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け入れがある。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。その受け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、国による受け入れの仕組みに違いがある。また、カナダ、イスラエル、台湾では受け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け入れである*1。

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	<ul style="list-style-type: none"> ・介護労働者不足の解消 ・介護労働者育成・訓練費用の節約 ・<u>※税および社会保険料の収入の増加</u> ・<u>特に年金財政の改善・積立金の増加</u> ・<u>※定着すれば、人口規模が維持</u> 	<ul style="list-style-type: none"> ・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 ・<u>※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</u>
	送り出し国	<ul style="list-style-type: none"> ・<u>※将来、年金を送り出し国から受け取ることができる</u> 	<ul style="list-style-type: none"> ・介護労働者不足 ・「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	<ul style="list-style-type: none"> ・介護労働者不足の解消 	<ul style="list-style-type: none"> ・「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	<ul style="list-style-type: none"> ・家族への送金 ・技能の高い介護労働者の帰国 	<ul style="list-style-type: none"> ・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) ・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	<ul style="list-style-type: none"> ・介護労働の負担の減少 	<ul style="list-style-type: none"> ・「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	<ul style="list-style-type: none"> ・より高い賃金と就業歴蓄積の機会 ・<u>※将来の年金受け取り</u> 	<ul style="list-style-type: none"> ・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	<ul style="list-style-type: none"> ・就業機会が増える可能性 	<ul style="list-style-type: none"> ・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(小島仮訳)

表1をみると、マクロレベルでのメリットとして、受け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、受け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、受け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け入れ国からの年金受け取りが期待できる。一方で課題として、受け入れ国では、彼らの社会への適応などがある一方で、送り出し国での人材枯渇もある。これに加えて、受け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。

*1 これについての詳細は、本研究事業の平成26年度、平成27年度の報告書所収の小島(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。

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）。

2.2 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

2.2.1 外国人介護労働者受け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け入れを図るため、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った。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。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。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け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*4。

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

*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）

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 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。

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。

2.2.2 外国人介護労働者受け入れシナリオ（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け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き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、日本に来たその後で配偶者（夫）を呼び寄せるとするシナリオとする。

2.2.3 外国人介護労働者受け入れシナリオ（就業状態と社会保険加入）

諸外国の外国人介護労働者受け入れ制度では、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^{*5}。わが国で外国人介護労働者を定住前提で受け入れる場合、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

^{*5} 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）。

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。わが国の介護労働者の就業形態など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*6。

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、2017 年 2 月現在ではアメリカ合衆国をはじめとする 16 カ国で発効済みであり、フィリピンなど 4 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、ここでは滞在が 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業形態と年金加入のオプションとして、正規雇用で厚生年金に加入、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) だけが起きる、(B) とが 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け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。

3 シミュレーションの方法論

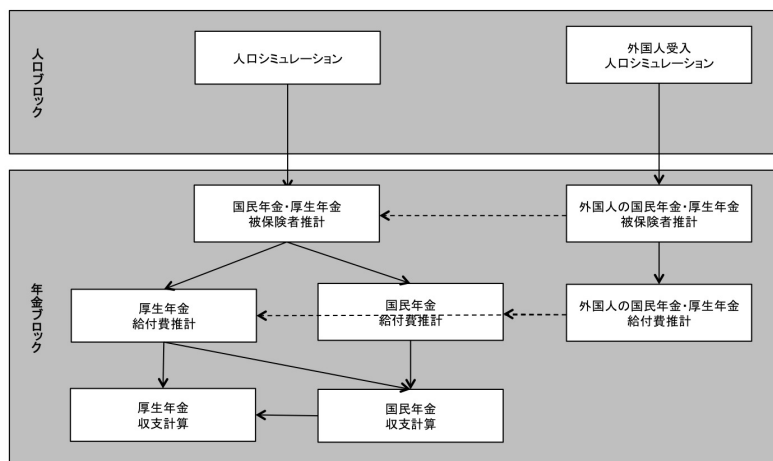
前節において検討したシナリオに基づき、シミュレーションを行うための方法論について述べる。本研究で行うシミュレーションの全体構成は図 1 に示すとおりであり、将来の人口シミュレーションを行う「人口ブロック」と年金制度（厚生年金・国民年金）への評価を行う「年金ブロック」から成る。人口ブロックでは、外国人受入れに関するシナリオ設定とともに、外国人人口の長期シミュレーションを実行する。年金ブロックでは、人口ブロックで推計された人口に基づき給付費推計を行い、全体の収支計算を実行する。

3.1 人口ブロック

外国人受入れに関する将来人口の変化については、国立社会保障・人口問題研究所（2007）の「日本の将来推計人口」（平成 18 年 12 月推計）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

*6 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。

図1 全体構成



の仮想的シミュレーションを実行した。

前節でのシナリオ設定において、外国人介護労働者を受け入れる場合、全員が女性と考えたことから、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。その年齢分布については、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)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、外国人女性の出生率については以下の仮定を設けた。まず、第一世代の女性については、国勢調査の個票データに対して同居児法を用いることで算出された年齢別出生率(是川 2016)を用いた。現在、日本に居住する出生可能年齢にある外国人女性のほとんどが第一世代であることを踏まえれば、こうした仮定は妥当といえよう。

また、移民第一世代の女性の出生率は出身国の出生率、及び国際移動による影響によって決まると考えられることから、その将来的な推移を仮定するに当たっても、出身国の出生率の推移に比例的に従うと仮定して求めた。具体的には同居児法によって求められた日本での年齢別出生率と本国の年齢別出生率との比を求め、それが将来的に一定に保たれると仮定した上で、将来的な出生率の推移を求めた。なお、その際、前提とされる将来的な出生率の推移には国連人口部によるWorld Population Prospects(United Nations 2015)の国別のデータを使用した。

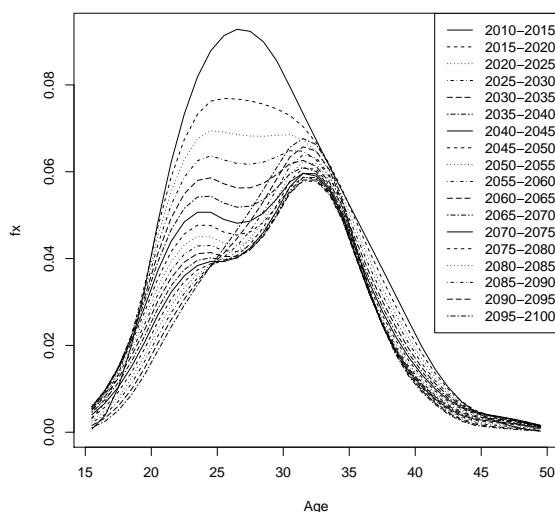
第二世代以降については、日本人女性と同じ出生率をとるものと仮定した。これは、日

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*7。

以上の仮定を設けることで、出身国の出生率の変化、国際移動による影響、及び社会的適応による影響の3点について考慮することができ、より現実に近いシミュレーションが可能になるものと思われる。

なお、将来人口のシミュレーションにあたっては、5歳階級ではなく、年齢各歳での出生率関数が必要となる。そこで、5歳階級別出生率の累積分布関数にスプライン曲線を当てはめ*8、これを各歳の累積分布関数とすることによって年齢別出生率を求めた(図2)。また、平成18年推計の基本推計の出生率は2055年までしか変化を仮定していないため、受入れ外国人の出生率も同じ年次までの変化を仮定し、それ以降は2055年の値で一定となるものとした。

図2 年齢別出生率



3.2 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(2010)の平成21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

*7 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らしているものが多い(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。

*8 15~49歳の範囲だけで当てはめを行うと15~19歳、45~49歳の階級で不自然な関数形が出現することから、 $F(x)$ を累積分布関数として、 $0, 0, 0, F(20), F(25), F(30), F(35), F(40), F(45), F(50), F(50), F(50)$ という系列に当てはめ、さらにマイナスが生じる場合には0として当該年齢階級の他の年齢を補正することによって年齢別出生率を求めている。

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。

公的年金に関しては、平成21年財政検証以降、社会保障・税一体改革の中で年金関連四法^{*9}が成立し、その後、社会保障制度改革国民会議の議論を踏まえて成立した社会保障改革プログラム法において、マクロ経済スライドの見直し、短時間労働者に対する被用者保険の適用拡大、高齢期の就労と年金受給の在り方、高所得者の年金給付の見直し、という4つの検討課題が明記された。そして、新たに平成26年財政検証が行われるとともに、これらの検討課題に対応した「オプション試算」が実施され、これに基づいて社会保障審議会年金部会において行われた議論の整理が本年1月に取りまとめられている。このように、平成21年財政検証に代わる平成26年財政検証が行われたこと、また、その後の法改正などを踏まえると、今後の年金制度の姿やその評価に関する状況は、平成21年財政検証時点と現在では異なっている面があることは否めない。平成26年財政検証のシステムは昨年9月に公開されてはいるものの、本研究が目的としているのは、外国人労働者を受け入れたとした場合に公的年金がいかなる影響を受けるかを評価することであり、平成21年財政検証ベースでのシミュレーションによっても、相対的な影響の方向性やインパクトを評価することは十分に可能である。したがって、本研究においては平成21年財政検証結果を基本ケースとして評価を行うこととした。

また、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他、15カ国間(2015年5月現在)との間で、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の社会保障協定が締結されている。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

^{*9} 年金受給資格期間の短縮や短時間労働者への厚生年金の適用拡大等を盛り込んだ「公的年金制度の財政基盤及び最低保障機能の強化等のための国民年金法等の一部を改正する法律」(平成24年8月10日成立)、被用者年金制度を一元化することなどを盛り込んだ「被用者年金制度の一元化等を図るための厚生年金保険法等の一部を改正する法律」(平成24年8月10日成立)、年金額の特例水準(2.5%)について平成25年度から27年度までの3年間で解消することなどを含む「国民年金法等の一部を改正する法律等の一部を改正する法律」(平成24年11月16日成立)、年金受給者のうち低所得高齢者・障害者等に福祉的な給付を行う「年金生活者支援給付金の支給に関する法律」(平成24年11月16日成立)。

ては、受け入れた外国人は年金制度上日本人と全く同じ取扱いをするという前提を置いている。

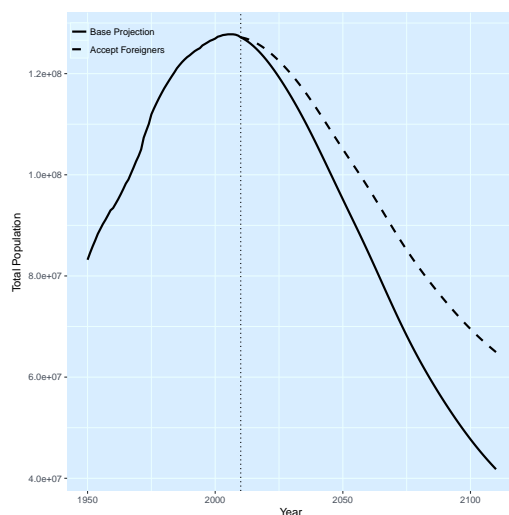
具体的な年金制度への適用については、2節において検討した通り、受入れた女性外国人労働者が全て厚生年金適用となるケース A、厚生年金と国民年金に 50% ずつ適用されるケース B の 2 通りを仮定する。いずれのケースにおいても配偶者として入国する男性については厚生年金適用となるものとする。また、第 2 世代以降についても第 1 世代と同様の適用が行われるとしてシミュレーションを実行した。

4 結果と考察

4.1 人口ブロック

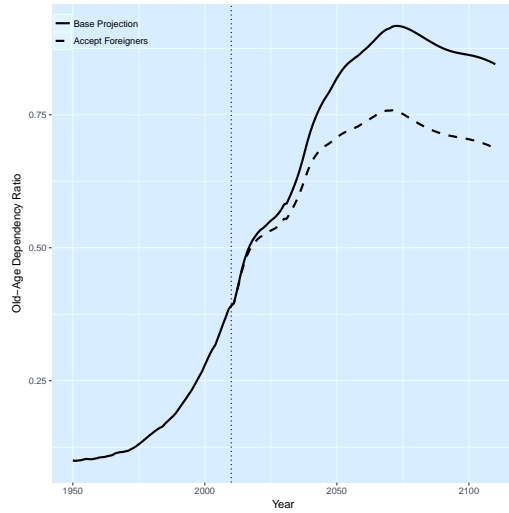
総人口のシミュレーション結果を示したものが図 3 である。基本ケースでは、総人口は 2050 年において約 9,500 万人、2100 年において約 4,800 万人まで減少するものと見込まれる。これに対し、介護外国人労働者等の受入れを行う場合、2050 年において約 1 億 500 万人と約 1,000 万人の増加、2100 年において約 7,000 万人と約 2,200 万人の増加となる。

図 3 総人口の見通し



次に、公的年金財政に大きく影響を与える老年従属人口指数（20～64 歳人口に対する 65 歳以上人口の指数）をみてみよう（図 4）。基本ケースでは、老年従属人口指数は 2050 年において 0.819、2100 年において 0.862 まで増加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 0.708 と 0.111 ポイントの低下、2100 年において 0.704 と 0.158 ポイントの低下となる。

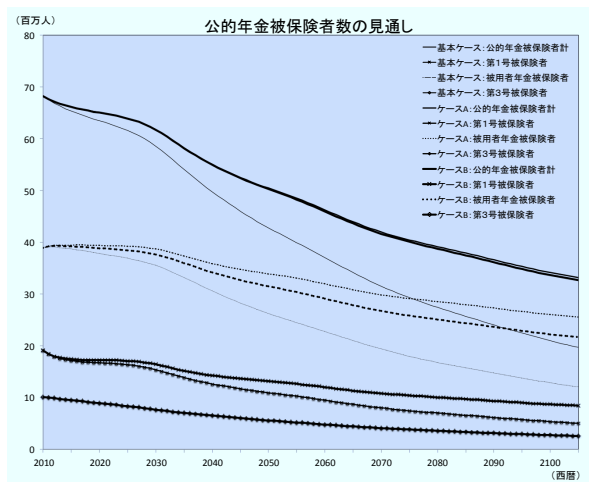
図4 老年従属人口指数の見通し



4.2 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5に示した。ケースAでは基本ケースからの増加は全て厚生年金適用対象者であり、被用者年金の被保険者数だけが変化している。一方、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ことから、国民年金1号被保険者数が増加するとともに、概ね同程度の被用者年金被保険者がケースAよりも少なくなっている。

図5 公的年金被保険者数の見通し



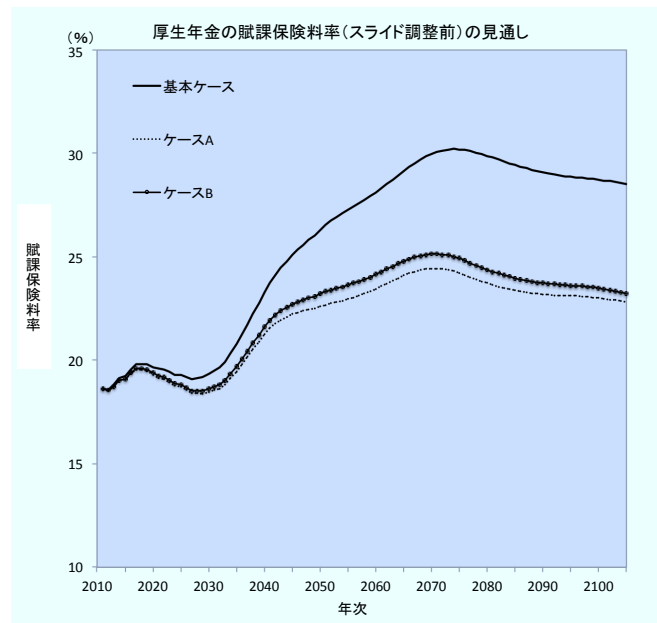
なお、これらの被保険者数は、各給付費等のシミュレーションに直接影響を与えるだけでなく、公的年金被保険者数全体の減少率としてマクロ経済スライドの基礎となることにも注意が必要である。平成21年財政検証の基本ケースでの2025年度における公的年金被保険者数の減少率は -0.6% 、マクロ経済スライドに用いる調整率は -0.9% と

なっている。これに対して、介護労働者を受入れる場合には、これらに対応する率は－0.3%と－0.6%とより緩やかなものとなっている。

次に、これらを利用して行った厚生年金の財政影響評価の結果について述べる。現在の制度では保険料固定方式が採られていることから、人口や経済前提の変動の影響は、通常、厚生年金の最終的な所得代替率で比較される。本研究でもこの方法により評価を行うが、それに先立ち、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明らかにする観点から、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する。

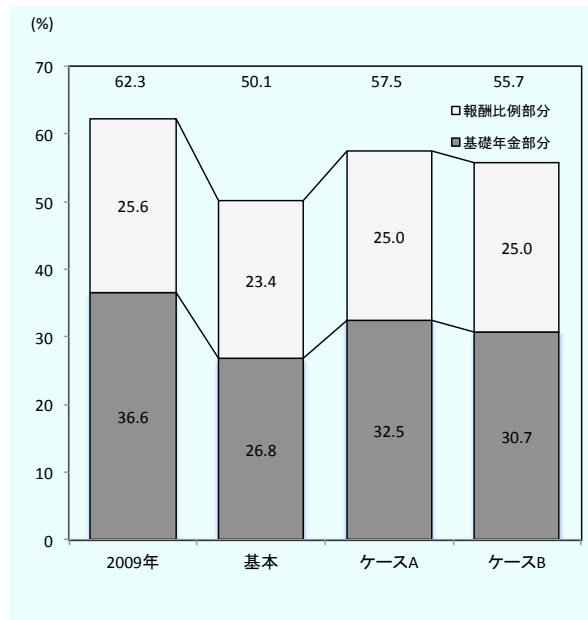
図6が各ケースに対応した賦課保険料率の見通しを示したものである。まず、基本ケースと比較すると、外国人労働者を受入れるケースA、ケースBとも賦課保険料率は下がっていることがわかる。また、この動向は人口ブロックで観察した老年従属人口指数と類似していることもわかる。ケースAとケースBを比較すると、ケースAでの賦課保険料率の方が低く、厚生年金適用を行った場合の方が、厚生年金財政にとってはプラスの効果が大きいことがわかる。

図6 賦課保険料率の見通し



次に、厚生年金の最終的な所得代替率によって財政影響を評価しよう。平成21年財政検証における基本ケースでは厚生年金の標準的な年金受給世帯の所得代替率は最終的に50.1%となるが、その内訳は報酬比例部分（以下「比例」）23.4%、基礎年金部分（以下「基礎」）26.8%である。また、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2019年度に対し、基礎2038年度であり、特に基礎年金の給付水準調整が長く続き、将来的な基礎年金水準が相対的に低下していく構造となっている。これに対し、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示したものが図7である。まず、ケース

図7 所得代替率の見通し



Aでは代替率は57.5%と基本ケースに対して7.4%ポイント上昇するのに対し、受入れケースBでは55.7%と5.6%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1.6%ポイント、基礎年金部分で5.7%ポイント、ケースBでは報酬比例部分で1.7%ポイント、基礎年金部分で4.0%ポイントであり、両者の差は基礎年金部分の差によるところがほとんどである。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より強いことがわかる。

5 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するとともに、受入れた女性労働者の将来の出生行動の変化という、人口動態変動をも織り込みつつ、外国人受入れが公的年金財政に与える影響のシミュレーションを行った。しばしば、外国人労働者受入れに関する議論は、当面の労働力不足を補うだけの短期的視点で行われることがあるが、公的年金への財政影響は老年従属人口指数と賦課保険料率の相似関係に見られたように、長期的な人口動向の変化に大きく影響を受ける。また、受け入れた外国人を厚生年金へ適用する場合、基礎年金の水準低下幅の拡大が抑えられることから、基礎年金水準低下問題に対応する効果があることが明らかとなった。このように、外国人受入れに関する公的年金への影響評価にあたっては、本研究で考察を行ったような様々な影響を織り込んだ長期的な評価を行うことが具体的な施策の議論にとって極めて重要であるといえよう。

なお、本研究では外国人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。

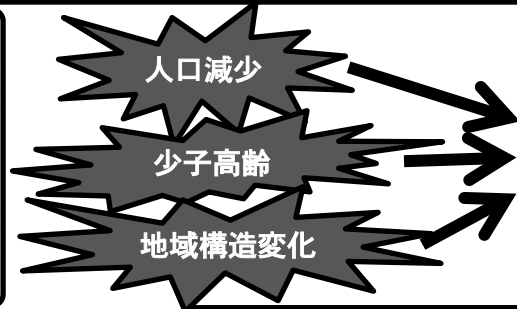
参考文献

- 石井太, 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.
- 厚生労働省年金局数理課 (2010) 『平成 21 年財政検証結果レポート』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) 『日本の将来推計人口ー平成 18 年 12 月推計ー』, (財) 厚生統計協会.
- (2012) 『日本の将来推計人口ー平成 24 年 1 月推計ー』, 一般財団法人厚生労働統計協会.
- 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.
- 是川夕 (2016) 「低い外国人女性の出生力とその要因育児資源の不足と不安定な婚姻関係」, 『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.65-94.
- 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.

- 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.
- 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*.
- 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.
- United Nations (2015) *World Population Prospects: The 2015 Revision, custom data acquired via website*.

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 事業流れ図

背景・目的



人口・世帯の長期動向を踏まえた施策立案の必要と将来推計の広範な活用

地域や世帯の変化が少子化・長寿化等の全国的潮流に影響を与える新たな展開

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研究

- ・ 先進諸国等における人口学界の最新の研究動向を反映した人口・世帯の動向分析の深化
- ・ 地域・世帯の将来に関する情報提供により重点を置きこれに全国的な少子化・長寿化の傾向を整合させるという新たな観点を導入した将来推計モデルの開発
- ・ 「日本モデル」として中長期的な成長戦略分野となり得るわが国の人口高齢化とその政策的・技術的対応への人口・世帯の将来推計を用いた政策的シミュレーションの必要性

研究方法

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

- ・ 先進諸国等における最新の出生・死亡研究、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・解体行動に関する研究動向や最先端技術のレビューとデータ整備
- ・ 外国人人口の地理的分布と国内移動の動向に関する研究のレビュー
- ・ 最新の研究レビューに基づく出生・死亡分析のための新たな指標の開発とこれによる動向分析
- ・ 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・解体行動の動向と地域パターンの変化に関する統計的定量分析
- ・ 外国人人口の地理的分布・国内移動・世帯変動に関する分析
- ・ 「子を生き育てやすい」条件の探索など動向分析に基づく少子化の要因分析

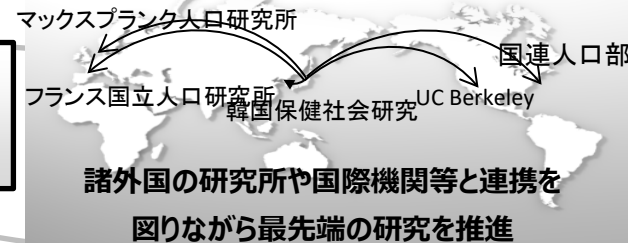
地域・世帯に関する推計に重点を置いた次世代将来推計モデルに関する基礎的研究

- ・ 出生・死亡モデル改善、GIS等を利用した将来人口推計における人口移動モデル改善に関する研究
- ・ 先進諸国等における世帯推計の動向のレビュー
- ・ 高学歴・高就業化に応じた女性の人口移動動向に関する分析
- ・ 生殖補助/遺伝子医療による人口学的インパクトに関する国際研究レビュー
- ・ 全国将来推計と地域・世帯との統合化に関する基礎研究
- ・ 家族の変容と親子の居住距離の動向分析
- ・ 人口移動と地域人口分布の変化に関する指標群の構築
- ・ 出生・死亡推計モデルの精密化と多様な情報提供
- ・ 地域別人口推計と世帯推計の統合化に関する研究
- ・ ジェンダー変容に応じた人口移動・世帯変動に関する総合的研究

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

- ・ 国際人口移動の選択肢と将来人口に与える効果分析
- ・ 地方自治体の政策と地域別人口変化との関係の分析
- ・ 高齢者ケア需要と人口移動に関する国際比較研究レビュー
- ・ 外国人受入れ政策に対応した社会保障シミュレーション
- ・ 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
- ・ 大都市圏における高齢者ケア需要と人口移動の動向分析
- ・ 国際人口移動に出生・死亡動向の変動を加えた総合的政策シミュレーション
- ・ 人口減少社会における持続可能な地域政策に関する研究
- ・ 地域別の世帯・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
- ・ 高齢者ケア需要と世帯変動・人口移動に関する総合的モデルに関する研究

国際的連携による研究推進



先進諸国の研究動向やGISなど最新技術の導入

全国と地域・世帯の整合性の深化と推計の政策応用

期待される効果

各分野の施策立案に必要となる

各分野の施策立案に必要となる人口学的分析結果の提供を充実させることが可能となる。

少子化： 次世代健全育成(子ども・子育て支援)、男女共同参画、WLB、母子保健
長寿化： 高齢者医療・介護、年金、健康寿命、健康産業
国内人口移動・地域分布： 地方自治、国土計画

厚生労働行政施策のニーズにマッチした地域・世帯

地域・世帯の将来に関する情報提供により重点を置き、これに全国的な少子化・長寿化の傾向を整合させるという新たな観点を導入した将来推計モデルの開発によって、子育て・医療・介護等の施策立案に必要な地域の将来人口や高齢世帯の見通しなど、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。

政策課題の評価、人口-経済-社会保障モデルへの発展や未来社会シミュレーション等への応用

将来推計システム等を活用し、人口・世帯に関する将来推計に基づいた様々な政策的シミュレーションによって、様々な政策課題の評価が可能になるとともに、人口-経済-社会保障モデルへの発展や未来社会シミュレーション等への応用が期待される。

研究成果の刊行に関する一覧表：

（研究代表者）

石井太「ポスト人口転換期の死亡動向」佐藤龍三郎・金子隆一編著『人口学ライブラリー17 ポスト人口転換期の日本』第3章, 原書房, pp.91-109 (2016)

石井太「国連推計における確率推計手法について」『統計』, 第67巻, 第6号, pp.36-41 (2016.6)

石井太・林玲子・鈴木透・小池司朗・岩澤美帆・千年よしみ・小島克久・菅桂太・中川雅貴・是川夕・余田翔平・別府志海・新谷由里子『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』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）平成28年度総括研究報告書（2017.3）

（研究分担者）

林玲子「人口変動とメガシティ」村松他編『メガシティの進化と多様性』, 東京大学出版会, pp.37-52 (2016.9)

林玲子「障害率からみたサブサハラアフリカの人口高齢化-センサスデータを使って」『アフリカ研究』第90号, pp.47-58 (2016.12)

林玲子・島尾忠男・島崎謙治・石川信克・杉下智彦「第30回日本国際保健医療学会学術大会ミニ・シンポジウム「タテからヨコへ～リソースをどう使うか～UHCの経験と応用」報告」『国際保健医療』第32巻 第1号, pp.27-36 (2017.3)

Reiko Hayashi "Long-term Care of Older Persons in Japan" SDD-SPPS PROJECT Working Papers Series: Long-Term Care for Older Persons in Asia and the Pacific, UNESCAP, Bangkok (2016.5)

林玲子「施設人口と高齢者の移動」厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業「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」(研究代表者 石井太) 平成28年度総括研究報告書 (2017.3)

小山泰代・鈴木透「世帯の動向と将来像」森田朗監修, 国立社会保障・人口問題研究所編『日本の人口動向とこれからの社会 - 人口潮流が変える日本と世界』東京大学出版会, pp. 61-80 (2017.4)

鈴木透「東アジアの低出産・高齢化問題」森田朗監修, 国立社会保障・人口問題研究所編『日本の人口動向とこれからの社会 - 人口潮流が変える日本と世界』東京大学出版会, pp. 187-205 (2017.4)

鈴木透「地域別将来人口推計の取り組みと課題」『都市住宅学』96号, pp. 23-26 (2017.1)

鈴木透・林玲子・小島克久・菅桂太・中川雅貴・佐々井司・中川聡史・馬欣欣・丹羽孝仁・千年よしみ・Cho Youngtae・Lin Ji-ping・Cheung Paul『東アジア, ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究』厚生労働科学研究費補助金・地球規模保健課題解

決推進のための行政施策に関する研究事業（H27-地球規模-一般-001）平成 28 年度総括
研究報告書（2017.3）

鈴木透「書評・紹介 / Dudley L. Poston, Jr., Wen Shan Yang and Demetrea Nicole Farris
(eds.), The Family and Social Change in Chinese Societies」『人口問題研究』第72巻第
4号, pp.386 (2016.12)

小池司朗・山内昌和「平成の大合併」前後における旧市町村別の自然増減と社会増減の
変化 - 東北地方と中国地方の比較分析 - 」『地学雑誌』125巻4号, pp.457-474 (2016)

中川雅貴・小池司朗・清水昌人「外国人の市区町村間移動に関する人口学的分析」『地学
雑誌』125巻4号, pp.475-492 (2016)

小池司朗「プールモデルの投影精度に関する研究」『人口問題研究』72巻3号, pp.256-245
(2016)

小池司朗「市区町村における外国人の転入超過と人口流出」『E-journal GEO』11巻2号,
pp.375-389 (2016)

Raymo, James M., and Miho Iwasawa "Diverging Destinies: The Japanese Case."
Springer (2016)

岩澤美帆・金子隆一・佐藤龍三郎「ポスト人口転換期の出生動向」佐藤龍三郎・金子隆一
編著『ポスト人口転換期の日本』原書房, pp.55-90 (2016)

林玲子・小島克久・中川雅貴 International Migration of Care Personnel in the Context
of Global Aging: experience in Japan and Taiwan, ERIA workshop on " International
Migration and Development inast Asia ", Bangkok, Thailand (2016.8.26)

（研究協力者）

余田翔平「再婚からみるライフコースの変容」『家族社会学研究』日本家族社会学会 第26
巻第2号, pp.139-150 (2014)

中川雅貴・小池司朗・清水昌人「外国人の市区町村間移動に関する人口学的分析」『地学
雑誌』125巻4号, pp.475-492 (2016)