

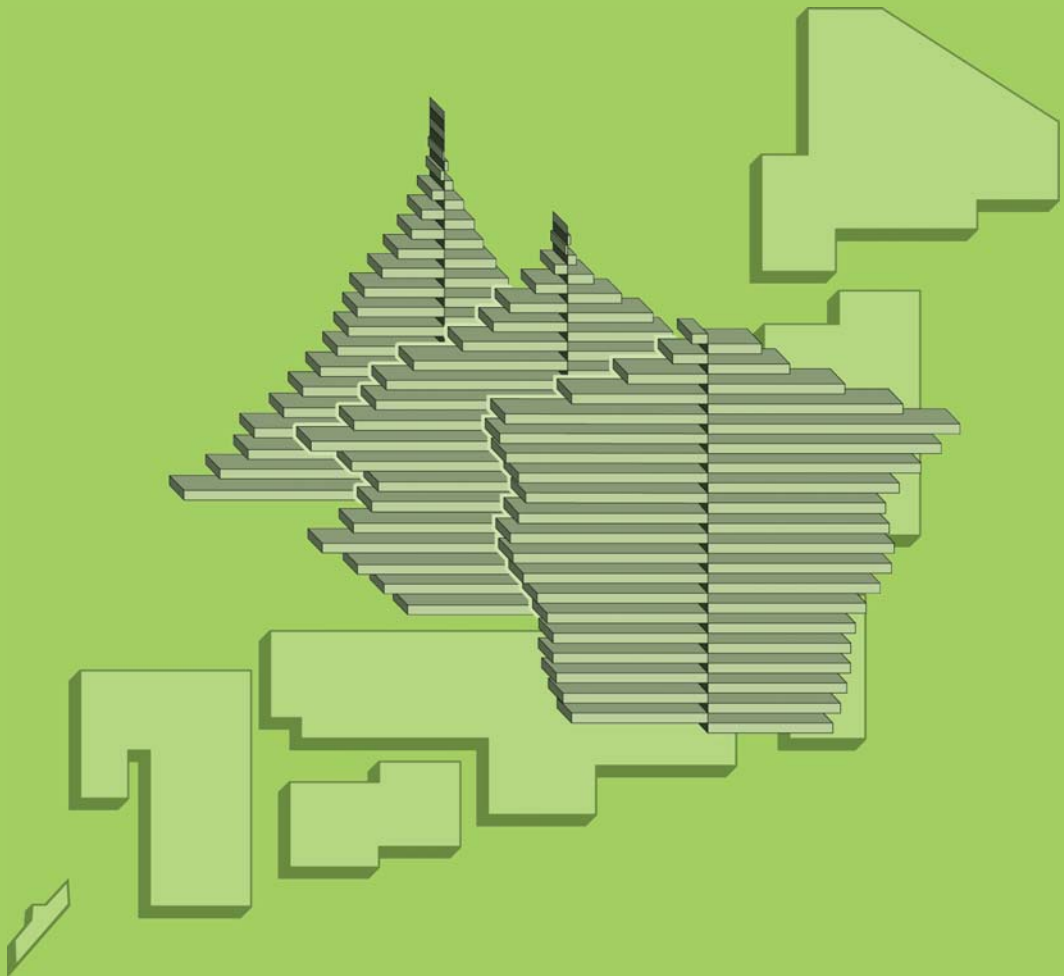
人口問題研究

Journal of Population Problems

第69巻第4号 2013年

特集Ⅰ：少子・超高齢・人口減少社会の人口移動
—第7回人口移動調査の結果から—（その1）

特集Ⅱ：全国将来人口推計とその応用に関する研究（その2）



国立社会保障・人口問題研究所

『人口問題研究』編集規程

I. 編集方針

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

II. 発行回数および発行形態

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

III. 執筆者

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

IV. 査読制度

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

V. 著作権

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

2013年2月

人口問題研究

第69巻第4号(2013年12月)

特集Ⅰ：少子・超高齢・人口減少社会の人口移動

—第7回人口移動調査の結果から— (その1)

- 特集によせて……………林玲子・1～3
近年における世代間居住関係の変化……………千年よしみ・4～24
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—
……………小島克久・25～43
外国からの移動と定住
—マルチレベル分析による居住地域要因の検証—…中川雅貴・44～64

特集Ⅱ：全国将来人口推計とその応用に関する研究 (その2)

- 外国人受入れが将来人口を通じて社会保障に及ぼす
影響に関する人口学的研究…石井 太・是川 夕・武藤憲真・65～85
日本における外国人女性の出生力
—国勢調査個票データによる分析—……………是川 夕・86～102
分母人口を限定した出生力指標から見る2005年以降の
期間合計出生率反転の構造……………岩澤美帆・金子隆一・103～123

資料

- 国立社会保障・人口問題研究所における「社会保障・人口問題
基本調査」二次利用の方法……………坂東里江子・124～127

統計

- 全国人口の再生産に関する主要指標：2012年……………128～143
都道府県別標準化人口動態率：2012年……………144～149
都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および
合計特殊出生率：2012年……………150～156

書評・紹介

- 허병도 『저출산 고령화의 행복 (低出産・高齢化の幸福)』
(曹成虎) ……………157

研究活動報告

- ……………158～164
2013年京都国際地理学会議 IGU 京都地域会議—アクティブ・エイ
ジング検討会 ヴェトナム調査—第9回社会保障国際フォーラム
(中国・杭州)—第27回国際人口学会大会—第23回日本家族社会学
会大会—2013年度統計関連学会連合大会—第6回アジア太平洋人口
会議—2013年日本地理学会秋季学術大会—日本社会学会第86回大会—
第18回厚生政策セミナー「国際人口移動の新たな局面～「日本モデ
ル」の構築に向けて」—

総目次

- ……………165～166

Special Issue I: Internal Migration in the Society of Low-fertility, Super-aged and Population Decline - In-depth Analysis on the Results of the Seventh National Survey on Migration - (Part 1)

- IntroductionReiko HAYASHI• 1-3
Changes in Geographical Distances between Adult Children and Their Parents in Recent Japan.....Yoshimi CHITOSE• 4-24
Analysis of Migrated Elderly Living in Private Households
- Analysis using the Micro-data of "The 7th National Survey on Migration (2011)" -.....Katsuhisa KOJIMA• 25-43
The Effects of Regional Characteristics on Interregional Out-migration among International Return Migrants in Japan: A Multilevel Analysis
.....Masataka NAKAGAWA• 44-64

Special Issue II: The Studies on Population Projections for Japan and Their Applications -Part II -

- Incorporation of Foreign-born Population and Its Impact on the Future Population Dynamics and Social Security
.....Futoshi ISHII, Yu KOREKAWA and Norimasa MUTO• 65-85
Foreign Women's Fertility in Japan; an Analysis by Micro-data of the Japanese Population CensusYu KOREKAWA• 86-102
Period Fertility Measures and the Structure of the Recent Japanese Fertility UpturnMiho IWASAWA and Ryuichi KANEKO•103-123

Material

- How to Use Raw Data of Annual Population and Social Security SurveysRieko BANDO•124-127

Statistics

- Population Reproduction Rates for All Japan: 2012128-143
Standardized Vital Rates by Prefecture: 2012.....144-149
Age-Specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Japanese Females by Prefecture: 2012150-156

Book Review

- Heo, Byung-Do, *Jeochulsan Goryeonghwa-eui Haengbok*
(S.H. CHO)157

Miscellaneous News

.....
*National Institute of Population
and Social Security Research*

Hibiya Kokusai Building 6F
2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-0011

 特 集 I

少子・超高齢・人口減少社会の人口移動—第7回人口移動調査の結果から— (その1)

特集によせて

林 玲 子

国立社会保障・人口問題研究所（以下、「社人研」）では2011年7月に第7回人口移動調査を行い、2012年度に結果の公表を行った。それらは概要、報告書、集計表として日本語版、英語版ともに社人研 Web や政府統計総合窓口 e-Stat に公開されている。今回の調査では、実施4か月前、まさに準備作業が大詰めを迎えていた最中に東日本大震災が起こったため、岩手県、宮城県、福島県では調査を中止し、北海道は9月に延期して行う、といった大幅な変更を余儀なくされた。集計対象は全国15,449世帯で、うち11,353世帯の全世帯員数29,320人の回答を得た。有効回収率は73.5%であった。

人口移動調査の歴史をふりかえると、1976年に「地域人口移動に関する調査」と銘打った調査を第1回とし、その10年後の1986年に第2回（当時の名称は「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査」）が実施され、その後は「人口移動調査」として5年毎に定期的に行われるようになった。7回・35年間にわたる調査概要、調査項目の推移を見ると（表1）、「人口移動調査」と一貫して呼ばれるようになった第3回から全世帯員を対象とするようになり、調査項目は時代に合わせて少しずつ変化しつつも、第4回よりほぼ現在に近い形の調査項目設計となり、調査の厚みを増している。

人口移動に関する公的統計は、人口移動調査以外に国勢調査（大規模年）、住民基本台帳人口移動報告を挙げることができ、これらは悉皆調査で、市区町村といった地域別の詳細な分析が可能であるが、社人研の人口移動調査は、表1に示すような、ライフイベント時、複数の時点、移動の理由や生涯の移動経験、将来の移動可能性など、個人の居住地の移動メカニズムに関する様々な情報を得ることができる。これら調査を合わせるとわが国における人口移動に関する情報はかなり網羅されているといえよう。近年国連を中心とした国内人口移動の国際比較が進展しつつあり、各国関係者に充実した日本の人口移動データを共有することは十分に意義がある。

人口移動は進学・就職・結婚というライフイベントを迎える20歳代若年層で多いことから、近年の人口高齢化により全体的な人口移動は沈静化している。しかし例えば若い女性の就学率の上昇に伴う移動の活発化や、外国居住経験も含めた若者の移動経験の範囲の拡大、親との同居の減少に応じた近居の増加など、新たな人口移動の傾向も生じている。これらの結果はすでに「第7回人口移動調査報告書」（調査研究報告資料第31号）として刊

表1 第1回～7回人口移動調査の概要、調査項目一覧

調査回	第1回	第2回	第3回	第4回	第5回	第6回	第7回
調査年	1976	1986	1991	1996	2001	2006	2011
調査対象	世帯主	世帯主/配偶者 /全世帯員	全世帯員	全世帯員	全世帯員	全世帯員	全世帯員
有効世帯数	7,691	7,825	11,387	14,083	12,594	12,262	11,353
有効世帯員数	7,691 ⁽¹⁾	25,672	34,781	40,400	35,292	32,205	29,320
居住地	出生時	○	○ ⁽³⁾	○	○	○	○
	小学校卒業時	○	-	-	-	-	-
	中学校卒業時	○	○	-	○	○	○
	最終校卒業時	○	○	○	○	○	○
	初職時	○	○	○	○	○	○
	初婚前	-	○	-	○	○	○
	初婚後	○	○	○ ⁽⁴⁾	○	○	○
	退職後	-	-	○	-	-	-
	5年前	-	-	○	○	○	○
	1年前	○	-	○	○	○	○
直前の引越前	-	○	○	○	○	○	
生涯居住県	△ ⁽²⁾	-	-	○ ⁽⁵⁾	○ ⁽⁵⁾	○	○
現住地の居住期間	○	○	○	○	○	○	○
直近の移動の理由	○	○	○	○	○	○	○
将来の移動の可能性	○	-	-	○	○	○	○

注：(1)世帯主数。(2)三大都市圏の居住歴。(3)全世帯員に対しては出生時の居住地のみ、その他の項目は世帯主に対して。(4)初婚後ではなく現在の結婚後の居住地。(5)世帯主と配偶者のみ。

行および社人研 Web に掲載されているが、本特集では、本号（第69巻4号）と次号（第70巻1号）にわたって、さらなる詳細分析を試みる。

本号では、まず千年論文にて、世代間の居住距離（同別居、近遠居）の分析を行い、とりわけ、同居が減少するだけ近居が増え、また近居しやすいのは男きょうだいのいない娘である、といった、ここ10年の変化を見出している。続く小島論文では、移動する高齢者の属性分析を行い、移動しないと思われる高齢者においても、有配偶でない、持ち家に居住していない、県外居住の経験がある、といった要因が移動性向を高める方向に影響を与えていることを実証した。中川論文ではマルチレベル分析の手法を用いて、外国からの帰還移動者には、第三次産業の就業機会が拡大し、労働市場の流動性が高まっている地域に定住する傾向があることを示した。人口移動は、経済・社会の多くの要因により左右されることから、研究内容も多岐にわたる。

人口移動調査が開始された1970年代は、大都市圏への人口集中が人口移動研究の中心的な関心であった。2010年代の日本は、人口減少社会に突入したものの、人口増加が続く都市部もまだ多く、世帯数も増え続けており、社会の変化に対応する人口移動は、いまだ重要な役割を果たしているといえる。こうした中、移動と定住のベスト・バランスはどこにあるのか、動きたい人が動き、定住したい人が留まれる社会となっているのか、人口移動のメカニズムはまだまだ解明されるべき余地が大きく残されていると思われる。

Introduction

Reiko HAYASHI

In July 2011, National Institute of Population and Social Security Research (IPSS) had conducted the Seventh National Survey on Migration, one of the five surveys the IPSS carries out on regular basis. Due to the Great East Japan Earthquake hit in the midst of the preparation of this survey in March 2011, Iwate, Miyagi and Fukushima prefectures were excluded from the survey and the survey in Hokkaido was postponed to September 2011. Nonetheless, the total of 11,353 households with 29,320 household members, or 73.5% of eligible 15,449 households, answered the questionnaire. The basic results were already published on the web (www.ipss.go.jp) and e-Stat, the portal site of official statistics of Japan.

The First National Survey on Migration was conducted in 1976, followed by the Second in 1986, after which the survey became quinquennial in 1991, 1996, 2001, 2006 and 2011. Although there were significant changes in the survey design throughout the seven surveys stretching over 35 years, all household members were covered since the Third Survey in 1991, and the question items were stabilized approximately since the Fourth (1996).

In Japan, official statistics regarding internal migration can be found in the Census and the Report on Internal Migration, both published by the Ministry of Internal Affairs and Communications. These are the statistics which cover the whole population of Japan, allowing regional and municipal level analysis. The National Survey on Migration of IPSS, an official national sample survey, clarifies the detailed migration characteristics such as the place of residence at the time of important life events such as the birth, junior high school graduation, first employment or first marriage, and the time-points such as one year ago, five years ago and before the last move, as well as the life-time residence history, the reason of migration, possibility of future moving and so forth.

Mobility is normally high in earlier stage of life, due to the enrollment for the higher education, employment or marriage which would happen during one's 20's. In Japan in 2011, with highest rate of population ageing in the world, naturally, the slowdown of migration was observed on the overall basis. However, detailed analyses revealed particular changes of migration trend such as higher mobility of young women due to the higher educational achievement, wider range of migration experience of young people or high mobility among the elderly who are unhealthy or do not own a house. In the Special Issue of this volume (Vol.69 No.4) and the next (Vol.70 No.1), further in-depth analyses will be performed.

In the 1970's when the National Survey on Migration started, the main focus of internal migration was mainly on the rapid urbanization and concentration of the population in metropolitan areas of Japan. Now in the 2010's, even with the population decline, some urban areas are gaining population and the number of household is increasing, and the migration studies still play an important role. How we can fulfill our lives by moving or staying, where lies the best balance for the decision of migration, such are the questions which remain to be investigated along with the mechanism of mobility.

特集 I : 少子・超高齢・人口減少社会の人口移動—第 7 回人口移動調査の結果から— (その 1)

近年における世代間居住関係の変化

千 年 よ し み

先行研究によると世代間の支援関係は、両者の居住関係・居住距離に大きく規定されている。本稿では、これまで日本ではあまり分析されることのなかった成人子の視点から親との居住関係（同別居、近遠居）の実態について把握し、この10年間の変化について検討した。また、世代間の居住関係（同別居、近遠居）の規定要因を成人子の人口学的属性に着目して検討し、これらの効果の変化についても分析を行った。

2011年（第7回）と2001年（第5回）の2時点の人口移動調査を用いて分析した結果、この10年間に成人子が親と別居する傾向は強まり、別居親子間では近居の傾向が強くなっていた。きょうだい数の影響は、同別居、近遠居どちらについても人数が多くなるほど距離が離れる傾向は強くなるが、その効果の度合いは2011年で低下している。きょうだい構成の影響は、同居は長男が、近居は男きょうだいがいない女性が近くに住む可能性が最も高い。成人子の配偶状況の影響については、未婚子が最も同居の可能性が高く、近居は有配偶、離死別で高い。支援ニーズからみると、同居は親のニーズが、近居は成人子のニーズが優先されている可能性が示唆された。

I. はじめに

日本においては、2012年に高齢者の割合が24%を上廻り（総務省統計局 2013）、今後もさらなる高齢化の進展が予想されている。高齢者の支援ニーズを考える時、どれほど制度が整備されようとも、高齢親を持つ子どもの役割は大きいだろう。その一方、健康で活動的な生活を送り、孫の面倒を常々みるような高齢親も珍しくない。成人子と親がどの程度交流し、それぞれに支援ニーズが生じた時に相互に支援を行うか否かは、親子間の居住関係・居住距離が大きな影響力を持つ（Bordone 2009, Heylen et al. 2012, Mulder and van der Meer 2009, Michielin and Mulder 2007）。

高齢者の有配偶成人子との同居率は戦後一貫して減少傾向にあり、夫婦のみ、及び単身で暮らす高齢者が増加している（厚生労働省大臣官房統計情報部）。しかし、日本における世代間の居住関係に関する実証的研究は、今なお親子の同別居の規定要因に関する分析が主流である。同居が減少した分、世代間の居住関係は地理的にどのように変化したのか、別居親子間の居住距離を決定する要因は何か、そしてその要因に変化はみられるのか、といった疑問に答える研究は進んでいない。

近年、ヨーロッパ諸国においては、別居親子間の居住距離に関する研究が活発に行われ

ている (Blaauboer et al. 2011, van der Pers and Mulder 2012, Smits 2010, Bordone 2009, Malmberg and Pettersson 2007). これらの研究蓄積によると, 別居親子間の居住距離は双方の支援ニーズの他, 子どものきょうだい数や出生順位等の人口学的属性が大きく関連している (Rainer and Siedler 2012, Michielin and Mulder 2007; Smits 2010). しかし, きょうだい数や出生順位が世代間の居住距離に影響を及ぼすのは, 高齢者の支援に家族の役割が大きい国のみであり, 高齢者支援政策が充実している国においては, このような子どもの人口学的属性は世代間の居住距離に影響を及ぼさないという知見が得られている (Rainer and Siedler 2012).

以上の点をふまえ, 本稿では, 2011年に実施された第7回人口移動調査とその10年前の2001年に実施された第5回人口移動調査のデータを用いて, 成人子側からみた親子間の居住関係の現状を把握し, その規定要因と10年間の変化について分析する. なお, 本稿でいう居住関係とは同別居という居住形態のみならず, 別居している場合の近居や遠居といった地理的な近接性をも含む概念である. 居住距離という場合についても同居を含む親子の地理的な距離を指す.

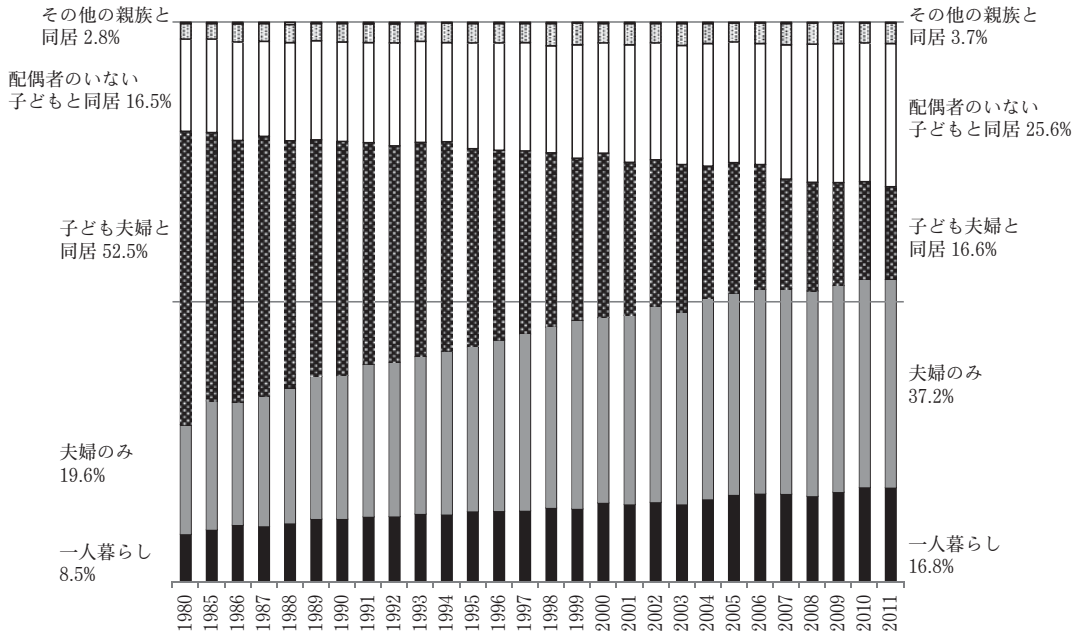
II. 世代間の居住関係の動向

親子間の居住距離について実態を把握する場合, 親側からみた最も近くに住む子どもの居住地までの距離なのか, それとも子ども側からみた親の居住地までの距離なのかを区別する必要がある. 全国レベルの調査で最も簡単に親子間の居住関係に関する情報を得られるのは国民生活基礎調査であり, この調査では親側 (65歳以上) からみた最も近くに居住する子どもとの居住距離を指標として用いている. 以下, 本節では国民生活基礎調査を用いて, 親側からみた子どもとの居住関係について近年の状況を概観する.

まず, 親子間の居住距離が最も近いのは同居であるため, 高齢者の家族形態についてみる. 子どもと同居する65歳以上の高齢者の割合は1980年には69.0%と約7割に達していたが, 2011年時点では42.2%と大きく減少している (厚生労働省大臣官房統計情報部 各年). 1980年時点での子どもと同居する69.0%の高齢者のうち, 子ども夫婦と同居している者は52.5%と半数を超えており, 残りの16.5%は配偶者のいない子どもとの同居である (図1). 一方, 2011年においては, 子どもと同居する42.2%の高齢者のうち, 子ども夫婦と同居している者は16.6%に過ぎない. 配偶者のいない子どもと同居している者が25.6%であるから, 子ども夫婦と同居する高齢者を上廻っている. 30年前には, 2人に1人の高齢者が子ども夫婦と同居していたのが, 現在では6人に1人の割合に低下した. 成人子が結婚後に親と別居する傾向が強くなっていること他, 晩婚化・未婚化の増加で未婚子が親と同居を続けている場合や, 離婚の増加で離婚後に成人子が実家に戻るケースがあるためであろう.

「夫婦のみ」で居住する高齢者の割合は, この30年間で19.6%から37.2%へと倍近くの増加を示している. 「一人暮らし」も8.5%から16.8%へとほぼ倍増である. 2011年時点において, 高齢者にとって最も一般的な家族形態は「夫婦のみ」(37.2%), 2番目が「配偶

図1 高齢者の家族形態



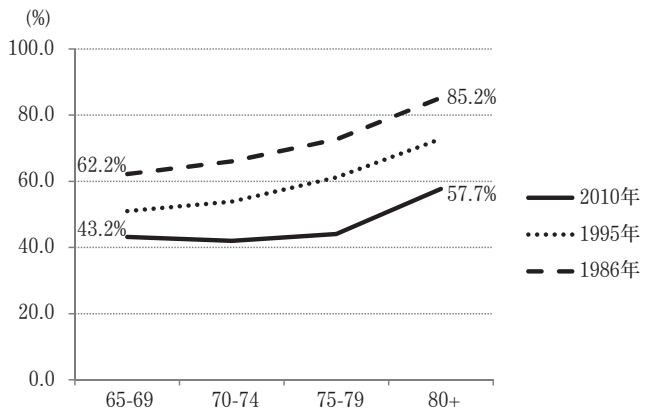
出所：厚生労働省大臣官房統計情報部『国民生活基礎調査』各年

者のいない子どもと同居」(25.6%) となっており、3番目に「一人暮らし」(16.8%) と「子ども夫婦と同居」(16.6%) がほぼ同レベルで並んでいる。子ども夫婦と同居する高齢者は既に少数派と言ってもよく、高齢者の家族形態は多様化している。

第二に、高齢者が子どもと同居するタイミングが遅くなっている。近年においては65歳以上の高齢者が子と同居する割合は、親が80歳を過ぎてから一気に高まる傾向がみられる。

図2は、高齢者の年齢別に1986年、1995年、2010年の3時点で子どもとの同居率を比較したものである。この図から2つの特徴が読み取れる。まず、どの時点においても子との同居率は年齢と共に上昇する。しかし、1986年、1995年においては、子との同居率は年齢と共に緩やかに上昇し、75歳以上で若干高まる傾向が見られたのに対し、2010年では60代後半から70代後半までは同居率はほぼ横ばいで推移し、80歳代に入って上昇する傾向がみられる。

図2 高齢者の年齢階級別、子どもとの同居率



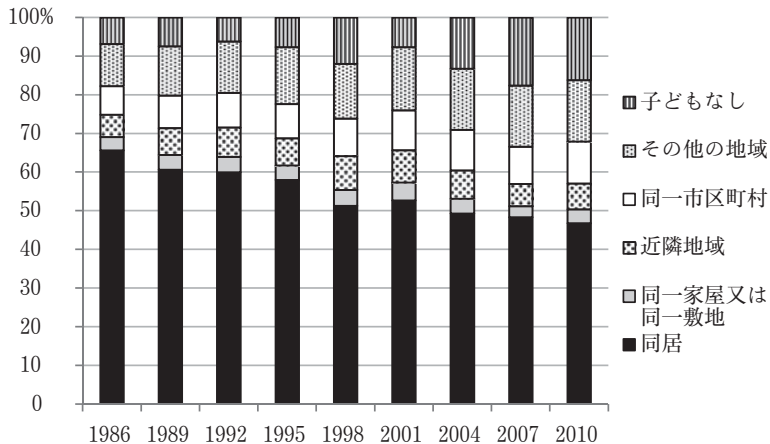
出所：厚生労働省大臣官房統計情報部『国民生活基礎調査』各年

更に、どの年齢層でみても同居率は1986年で最も高く2010年で最も低い。1986年においては65～69歳の高齢者の子との同居率は62.2%であり80歳以上では85.2%に達していた(23ポイントの増加)。一方、2010年時点での子との同居率は、65～69歳で43.2%、75～79歳でも44.0%とほとんど変化は見られないのに対し、80歳以上では57.7%に上昇する(14.5ポイントの増加)。ここ25年ほどの間に、高齢者の子どもとの同居タイミングは更に遅くなっており、80歳を過ぎてから急増する傾向がみられる。

それでは、高齢者からみて、最も近くに居住する子どもはどのような地理的分布をしめているのだろうか。図3は、1986年から2010年までの24年間について、最も近くに居住する子どもの居住地の分布を表したものである。まず目につくのは、前述したように子どもとの同居の減少である。次に大きな変化と言えるのは、子どもがいない高齢者が増加したことであろう。子どもがいない高齢者の割合は、1986年には6.9%に過ぎなかったが2010年においては16.2%と2倍以上の増加をみせている。

親からみた居住距離についてみると、親と同一家屋・同一敷地¹⁾に子どもが居住している割合は、一貫して3%台を推移しており、変化は見られない。近隣地域についても概ね5-6%前後で推移している。同一市区町村の割合については、1986年に7.4%だったのが2010年には10.9%になっており、若干の上昇が見られる。その他の地域(親が居住する市区町村外に子どもが居住)は、10.9%から16.0%へと上昇傾向にある。親が居住する市区町村外に子どもが居住している場合を「遠居」、親と同一家屋・同一敷地、近隣地域、および同じ市区町村に居住している場合を「近居」とすると、近居は16.6%から21.1%へ上昇、遠居も10.9%から16.0%と上昇傾向を見せている。同居が減少した分、特に近居が大幅に増加している傾向はみられず、近居・遠居ほぼ均等に増加している。

図3 高齢者からみた子どもとの居住距離分布



出所：厚生労働省大臣官房統計情報部『国民生活基礎調査』各年

1) 『国民生活基礎調査』の「同一家屋・同一敷地」の定義は、子と生計が別で、同一家屋、又は同一敷地内に住居のある場合をいう、となっている。

Ⅲ. 世代間の居住関係に関する先行研究

1. 日本における先行研究の動向

日本においては、有配偶子と親との同居割合が先進諸国の中では特に高く、世代間の居住関係に関する研究も有配偶子と親との同別居に焦点をあてたものが多くを占める（田淵 1998, 2006, 西岡 2000, 施 2012, 廣嶋 1990, 舟岡・鮎沢 2000, 寺崎 2000）。日本で有配偶子と親との同居割合が高い理由として、従来の研究は直系家族制に基づく長男との同居規範が根強いことを強調してきた（湯沢 1973, 落合 2004）。

一方、親との同居タイミングは、若いコーホートほど遅くなっているのも事実である（施 2012, 西岡 2000）。前節で確認したように、近年においては親が80歳台に入ってから同居割合が急増する傾向がみられる。このような世代間の同別居の変化については、日本の家族制度が直系家族制から夫婦家族制へと転換しつつあるという説、既婚子との同居率は低下したものの、同居タイミングが遅くなっただけであり、直系家族制度の特徴である一子による同居及び相続が現在でも存続しているとし、夫婦家族制に移行しているとは言えないという説もあり（施 2012）、議論は続いている。

本分析の関心は、直系家族制か夫婦家族制かという理論的な議論ではなく、同居が減少した分親子間の居住距離はどのように変化し、どのような要因が両世代間の距離を規定しているのか、という所にある。前節で確認したように、同居が増えた分近居が特に大きく増加している、という結果は得られていないが、これは親側からみた分析であり、子ども側からみた居住関係の実態は不明である。移動の可能性が高いのは圧倒的に親よりも子どもの方であり、子どもの方が親よりも居住地を決める可能性が高いとすれば、子ども側からみた親との居住関係の分析が必要であろう。

親と子の居住関係（同居・近居・遠居）に着目して、日本の全国データを用いて分析した先行研究についても、ほとんどが親からみた分析である。親の支援ニーズ（世帯の経済状況、配偶状況）が遠居に対して同居を高める効果を有することを示した金・朴・小島（1998）、学歴は遠居の可能性を高めること、西南日本に居住していることは同居に対して近居の可能性を高めることを示した田淵・中里（2004）、や田淵（2006）が挙げられる。そして、子ども側の立場から分析した数少ない研究に田淵（2011）、Tabuchi（2012）がある。しかし、この2本の論文の関心は親と有配偶子との居住関係が双系化傾向を強めているのか否かであるため、対象者は有配偶者に限定されている。これらの分析によると、夫の学歴は一貫して夫親・妻親どちらとも遠居する可能性を高めている。

2. 海外における先行研究からの仮説

近年、ヨーロッパ諸国において世代間の居住距離に注目が注がれている背景には、住民登録のようなデータ（対象者の親族の地理的情報も得られる）がスウェーデン、ノルウェー、デンマーク、フィンランド、オランダで利用可能になったこと（Mulder and van der

Meer 2009, Malmberg and Pettersson 2007), 及び加速する高齢化が挙げられる。また、欧米の家族社会学者の間では、近代化による移動性向の高まりに伴って世代間の居住距離が遠くなり、それが世代間のつながりを弱めるのではないか (Sweetser 1966, Aboderin 2004, Bengtson 2001) という議論が長年にわたって続けられている、ということもある。これだけ世代間の居住距離に関する研究が注目を浴びているのも、世代間の相互作用は親子間の居住距離と負の関係にあることが判明しているからであろう。最近の研究によると、親子間の居住距離は支援や交流の規定要因ではなく、場合によっては相互支援関係を維持するために双方が意図的に居住地を選んだ結果であると指摘する研究もある (Wolf 1994, Tomassini et al. 2003, Mulder and Cooke 2009)。

一時点における親子の地理的分布は、その時点までにそれぞれがどこに住むかを選択した結果である。居住地選択とそれに伴う移動は、個人・家族のライフ・サイクル上において発生する様々なニーズをきっかけに生じることが多い (Mulder and Cooke 2009)。このようなニーズは、若い世代により多く生じるものであり、世代間の居住距離は、主に若い世代の居住地選択の結果で決まる (Warnes 1986)。居住地の移動を伴うニーズの2つ目は、家族から支援を受ける、逆に家族へ支援を提供する、といった地理的に独立して居住する家族との相互支援から生ずるものである (Van der Pers and Mulder 2012, Mulder and Cooke 2009, Petterson and Malmberg 2009)。Litwak と Longino (1987) による米国の高齢者の移動モデルでも、定年後には暖かい地域に夫婦で移動し、成人子との居住距離は広がる。しかし、更に高齢になると身体的・精神的支援が必要な状況になり、移動が促進されて親子間の距離は再び近くなる。この高齢者の移動モデルは、正に家族の相互作用を目的とした移動と言えよう。

2000年以前においては、個人の移動はもっぱら個人のライフ・イベントとの関連で分析がなされてきた。しかし、2002年に Konrad et al. (2002) が親子間の居住距離は、別居する成人子の出生順位が関係しているという仮説を打ち出したことで、世代間支援と親子間の居住距離の関係に関する分野へと研究関心は広がった²⁾。その後、2008年に地理学の学術誌である *Population, Space and Place* は Migration in a Family Way という特集を、2009年には Family Ties and Residential Locations という特集を組み、伝統的に個人の移動と考えられていた多くの移動が実は家族の事情に起因する移動であること、移動研究は家族を中心的概念として研究に取り入れる必要があることを提起した (Cooke 2008)。

成人子のきょうだい数や出生順位といった人口学的属性が、多くの国でほぼ一貫して親子間の居住距離に影響していることを示したのは、Rainer と Siedler (2012) である。彼

2) Konrad et al. (2002) は、親が高齢になって支援ニーズが必要になった時のことを考慮して、長子はその責任から逃れるために親から遠居する傾向にあり、第二子以降は結果的に第一子よりも親との居住距離が近くなる、との仮説を立てた。Konrad et al. (2002) はこの仮説をドイツのデータを用いて検証し、矛盾しない結果を得ている。この研究は、個人の移動はその個人が属する家庭内のライフ・イベントだけではなく、別の地域に居住する家族の存在によっても影響を受けること、別居する家族の存在は個人の移動だけではなく、両者の居住距離にも影響を及ぼすこと、成人子の人口学的属性が世代間の居住関係に関係していることを明確にした。

らは、ヨーロッパ10カ国（オーストリア、ベルギー、デンマーク、フランス、ドイツ、ギリシャ、イタリア、オランダ、スペイン、スウェーデン）について親子間の距離と規定要因を検討し、成人子の居住地を決めるのは出生順位や性別よりも、きょうだい数であることを見出した。他の多くの研究でも、一貫してきょうだい数が多いと親からの居住距離は遠くなるという結果が得られている（Malmberg and Pettersson 2007, Rogerson et al. 1997, Van der Pers and Mulder 2012）。しかし、Rainer と Siedler（2012）の分析によると、成人子のきょうだい数やきょうだい構成が世代間の居住距離に影響を及ぼすか否かは、その国の高齢者支援策によって異なっている。スペインやイタリアなど、高齢者支援において家族の役割が大きな国においては、成人子の人口学的属性は居住距離と関連していたが、高齢者のケアを公的セクターがより多く担う国（分析の中では、スウェーデンとデンマーク）においては、子どもの人口学的属性は親子間の居住距離に影響を及ぼさない、という興味深い結果が得られている。

以上の先行研究を基にすると、日本は高齢者の支援における家族の役割が比較的大きい国であるため、親子間の居住距離は成人子の人口学的属性、なかでもきょうだいの出生順位と性別構成の影響が大きいことが予想される。また、きょうだい数の影響については、きょうだい数が多いほど親との距離は遠くなると思われる。以下、成人子の人口学的属性（きょうだい数、きょうだいの性別・出生順）と親子間の居住距離との関係に着目し、データを用いて検証する。

IV. データと方法

1. データ

本稿で用いるデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2001年に実施した第5回人口移動調査と2011年実施の第7回人口移動調査である。第5回・第7回共にそれぞれ同年に実施された「国民生活基礎調査」で設定された調査区より無作為に抽出された300調査区の全ての世帯主および世帯員を対象としている。しかし、第7回調査は2011年3月に発生した東日本大震災の影響により、岩手県、宮城県、福島県での調査は中止したため、調査対象はこの3県を除く288地区のすべての世帯の世帯主および世帯員となった（国立社会保障・人口問題研究所 2013）。有効回収率は第5回が78.0%、第7回が73.5%であった。なお、第6回調査では、世帯主の親の居住地が設問に入っていないため、分析には用いなかった。

第5回、第7回では設問対象者、回答の条件、回答の選択肢が異なる。第5回は世帯主を含む全世帯員に両親の居住地を聞いている。第7回調査では、世帯主と世帯主の親、世帯主の配偶者とその親が別世帯であった場合にのみ、この設問の該当者となる。親が世帯主と同じ世帯に属していれば、世帯員として情報が記入されている。また、移動調査で扱う親子間の居住距離は時間的区分では無く、行政区分を用いている。

2. 変数と分析方法

本稿の課題は、まず子どもからみた親との居住関係が2001年の第5回調査時点と2011年の第7回調査時点でそれぞれどのようになっているのか、そして世代間居住関係がこの10年間の間にどのように変化したのか、を明らかにすることである。二つ目の課題は、親との同別居と居住距離（近居・遠居）の規定要因について分析を行い、規定要因の効果がこの10年間に変化したのか否かを観察することである。分析では子どもの人口学的属性（きょうだい数、きょうだい構成）に着目し、これらの影響が10年間の間に変化したか否かについて検証する。親との同別居の決定と、別居した場合に親の居住地からどの程度の距離に居住するか、との決定は相互に独立しているという前提で、第5回、第7回それぞれのデータを用いて、まず親との同別居の規定要因についてロジスティック分析を行い、次に親と別居している対象者に限定して親との居住関係が近居か遠居かについてロジスティック分析を行う。子どもの人口学的属性の影響力の変化については、第5回と第7回のデータをプールして第5回か第7回かを表すダミー変数を作成し、人口学的属性との相互作用の影響をみる。

分析の対象は、25歳から64歳までの世帯主で、両親のうち少なくともどちらか1人が生存している者とした。被説明変数は、1) 親との同別居（同居=0, 別居=1）、そして親と別居している場合については2) 親との居住距離（近居=0, 遠居=1）である。「同じ敷地内にいる（第7回では、「同じ建物・敷地内」）, 「同じ区市町村内にいる」を「近居」とし、「同じ都道府県の他の区市町村にいる」, 「他の都道府県にいる」, 「外国にいる」を「遠居」とする。親の居住地は、両親のうち母（父）のみが生存している場合には、母（父）の居住場所、両親とも生存している場合には、母の居住場所を用いる。

説明変数には1) 子の属性、2) 子のニーズ、3) 親のニーズ、の3つに係わる変数を考慮する。なお、親の属性であるが、人口移動調査では親について、親の居住地と配偶状況については設問に入れているが、他の基本的属性については世帯主と違う世帯に属している場合には設問に入っていないため、親の属性は分析に用いることが出来ない。子の基本的属性としては、年齢、学歴を投入する。近年においては、親が80歳を超えてから同居の可能性が高まることから、成人子の年齢が高くなるほど親との同居の確率は高くなることが予想される。学歴に関しては、子どもの学歴が高いほど同居よりも別居、近居よりも遠居の可能性が高いことが予想されるが、特に最終学歴が大学以上の場合に別居、遠居の可能性が高くなるだろう。

子どもの人口学的属性として、きょうだい数、きょうだい構成を投入する。成人子にきょうだいがいない場合には親子間の距離が近くなることが予想される。すなわち、一人っ子的場合には、親との同居の可能性が高まり、別居の場合には親との近居の可能性が高くなると考えられる。また、成人子のきょうだい構成については、直系家族制の影響から長男である場合に同居の可能性が、別居の場合には遠居よりも近居の可能性が高くなると予想される。また、男きょうだいがいない女性は、男きょうだいがいる女性よりも親との同居の可能性が高くなり、近居・遠居では近居の可能性が高くなると思われる。成人子のきょう

うだい構成は、性別・出生順を考慮して長男、長男以外の男性、男きよだいがいる女性、男きょうがいない女性に分類し、ダミー変数を作成する。また、成人子の配偶状況については、未婚、有配偶、離別・死別の三つに分けた。子どもの配偶状況については、離別・死別経験者で同居、近居の可能性が高くなることが予想される。

親のニーズに係わる要因として、親の配偶状況を用いる。片方の親が亡くなり、親が独居になった場合には身体的にも精神的にも支援ニーズが高くなると考えられるため、親に配偶者がいない場合には別居よりも同居の可能性が、遠居よりも近居の可能性が高まると想定される。子のニーズに関しては、成人子の子どもの有無（親からみると孫）と末子年齢を組み合わせたものを用いる。子どもが小さいうちは育児支援ニーズが大きくなるため、子どもの年齢が小さいほど遠居よりも近居になることが予想される。一方、成人子に同居子がないケースには子どもが離家した場合も含まれており、そのような場合には親（成人子）もその親の年齢も高くなっていることが考えられるため、居住関係が近くなっている可能性も考えられる。

コントロール変数には住宅状況と地域特性を入れる。過去の研究からは、親が持ち家である場合、親との同居の確率が高いことが判明しているため（田淵 1998, 舟岡・鮎沢 2000, 西岡 2000）、持ち家か否かのダミー変数を投入する。また、地域特性も同別居、及び居住距離に影響を及ぼしていることが判明しているため、地域の指標として、居住地域と地域類型を投入する。居住地域は、DID か（人口集中地区）、Non-DID 地域（非人口集中地区）に分類する。この分析は視点を成人子に置いているため、DID に居住している成人子は Non-DID 地域居住の成人子と比べて親子間の居住距離が離れていることが予想される。また、地域類型の影響は、田淵・中里（2004）、田淵（2006）の研究から、西南日本において親子が近居する可能性が高いことがわかっている。また、西岡（2000）は、家族類型に基づいて地域を 1) 核家族地域（北海道、南関東、京阪神圏、南九州）、2) 拡大家族地域（東北、北陸）、3) その他（上記の1）、2) 以外の地域）の3つに分類し、家族類型別地域が同別居に与える影響が大きいことを示した。本分析では西岡（2000）に続いて、家族類型別地域を用いることとする。日本においては江戸時代から今日まで、それぞれの地域の特性を反映する異なった世帯構造が維持されていると指摘されており（速水 2009）、近年の研究でも東北では同居が維持される傾向が強く、四国・九州では高齢者の単独世帯が維持される傾向が強いことが判明しているためである（小山 2012）。

なお、本稿の分析は、2時点のデータを比較して行うものであり、用いた変数の設問の違いや、2011年調査で東北の調査区が多く抜けていることなど、結果の解釈にあたっては注意が必要である。

V. 分析結果

1. 親との同別居と居住距離

(1) 同別居, 近遠居の規定要因

多変量解析に入る前に, 変数ごとに世帯主の親との同居・近居・遠居割合を検討する(表1). 第7回, 第5回, 共におおむね予想される結果がみいだされた. 特に, 学歴やきょうだい構成, 親の配偶状況, 地域の特徴などに密接な関連がみられる. きょうだい数は, 第7回で平均が全体的に0.5人程度減少しているが, 居住関係との関連ははっきりしない. そして, 興味深いのは, 第5回と第7回の親との同居・近居・遠居割合の変化である. 遠居については56.9% (第5回) と58.6% (第7回) で大きな変化はみられない. しかし, 同居の割合は19.9% (第5回) から10.7% (第7回) とほぼ半減しており, 近居の割合は23.2% (第5回) から30.7% (第7回) へと増加している. 同居の減少分は, ほぼ近居に変化してきているようである.

次に, 親との同別居, 及び別居している場合の親との近遠居について第5回・第7回別々にロジスティック回帰分析を行った(表2). まず, 同別居について第5回, 第7回共に有意となった変数を中心に検討する. 年齢, 学歴と同別居との関連は予想通りである. 子どもの学歴は大学・大学院以上で有意に別居の可能性を高める. そして, 成人子の年齢は高くなるほど別居の可能性は低下する. これは, 親の年齢が高くなるにつれて別居から同居へと居住関係が変化することを示唆している. 子どもの配偶状況について検討すると, 未婚子と比べ, 有配偶, 離別・死別共に別居の可能性が高い. 未婚子, 離別・死別, 有配偶の順番で別居の可能性は上昇する. きょうだい数は, 先行研究同様, 人数が多いほど別居の可能性は有意に高くなるという結果が得られた. また, きょうだい構成についてみると, 長男が親と同居する可能性が最も高く, 今日においても直系家族制の規範が根強いことを示唆している. 別居の可能性は, 男きょうだいがいる女性で最も高く, 長男の5.3倍である. 続いて長男以外の男性, 男きょうだいがいない女性が続く. 男きょうだいがいない女性が長男に続いて同居する可能性が高いのも, 直系家族制の規範の影響と考えられる.

子どもの支援ニーズを示す同居末子年齢は, 同別居に影響を及ぼしてはいなかった. 13歳以上の同居子がいる場合に別居の可能性が低下するが, これは親や祖父母(成人子の親)の年齢が高くなるためかもしれない. 逆に親の支援ニーズの指標である親の配偶状況は負で有意であった. 親の配偶者が亡くなり一人になった場合に同居の可能性は高くなる. つまり, 親との同居は成人子のニーズのためというよりも, 親の支援ニーズの側面が強いと言える(田淵 1998).

住宅は持ち家の場合に別居の可能性が著しく低下する. 地域の変数は DID も家族類型も居住関係に大きな影響を及ぼす. DID 地域(人口集中地区)は, Non-DID 地域(非人口集中地区)と比較すると, 親との同居確率は低い. 成人子が DID 地域に居住している場合には, 親が地方に居住している場合も多いためであろう. 一方, 家族類型地域の影響

表1 記述統計

(%)

	第7回移動調査			第5回移動調査		
	世帯主の親			世帯主の親		
	同居	近居	遠居	同居	近居	遠居
最終学歴						
小・中学校	17.5	35.7	46.7	28.4	25.4	46.3
高校	15.3	35.6	49.2	23.9	25.7	50.4
専修学校	9.6	35.6	54.8	16.1	23.7	60.2
短大・高専	10.3	30.6	59.1	16.1	24.3	59.6
大学・大学院	6.3	24.6	69.1	14.8	19.6	65.6
配偶関係						
未婚	12.8	16.8	70.4	15.1	14.1	70.8
有配偶	10.0	32.3	57.6	21.0	24.8	54.2
離別・死別	12.9	40.0	47.2	20.7	29.0	50.3
きょうだい構成						
長男	14.2	30.6	55.3	28.6	20.9	50.5
長男以外の男性	5.1	29.1	65.9	8.2	25.8	66.1
男きょうだいがいる女性	5.5	32.4	62.1	7.2	26.5	66.3
男きょうだいがいない女性	10.1	36.4	53.5	17.5	28.3	54.2
同居子の有無と同居末子年齢						
同居子無し	11.8	23.1	65.1	17.8	18.5	63.7
0-3歳	2.1	38.1	59.8	9.9	30.0	60.1
4-6歳	5.0	35.9	59.1	15.4	32.1	52.5
7-12歳	5.8	39.0	55.3	22.6	25.6	51.9
13歳以上	17.4	32.4	50.2	28.0	24.1	47.9
親の配偶状況						
有配偶	3.9	32.9	63.2	8.8	27.2	63.9
配偶者無し	19.4	28.0	52.6	32.0	18.7	49.2
住宅						
持ち家以外	2.7	24.8	72.5	3.6	23.4	73.0
持ち家	15.8	34.5	49.7	33.2	23.1	43.8
居住地域						
非人口集中地区	23.7	43.1	33.2	36.4	23.3	40.3
人口集中地区	6.0	26.2	67.9	12.6	23.1	64.3
家族類型別地域*						
東北・北陸	30.1	40.4	29.6	36.4	30.1	33.6
東北・北陸・四国・九州以外	9.6	28.7	61.8	18.6	21.6	59.9
四国・九州	11.0	40.8	48.2	17.2	26.8	55.9
年齢（平均）	52.7	44.8	43.4	48.9	42.1	41.5
きょうだい数（平均）	1.5	1.6	1.5	1.9	1.9	2.0
N	480	1,376	2,622	906	1,055	2,590
(%)	10.7	30.7	58.6	19.9	23.2	56.9

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

*東北・北陸—直系家族優位地域
四国・九州—核家族優位地域

表2 同別居・近遠居のロジスティック回帰分析の結果

	同居・別居				近居・遠居			
	第7回		第5回		第7回		第5回	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
年齢	-0.052 ***	0.949	-0.046 ***	0.955	-0.004	0.996	0.006	1.006
学歴								
小・中学校	-	-	-	-	-	-	-	-
高校	0.122	1.129	-0.070	0.933	0.130	1.139	0.175	1.191
専修学校・短大・高専	0.189	1.208	-0.007	0.993	0.229	1.258	0.378 **	1.459
大学・大学院	0.755 ***	2.127	0.347 **	1.415	0.660 ***	1.934	0.742 ***	2.100
配偶状況								
未婚	-	-	-	-	-	-	-	-
有配偶	1.849 ***	6.352	1.339 ***	3.814	-0.267 *	0.766	-0.724 ***	0.485
離別・死別	1.004 ***	2.730	0.660 ***	1.934	-0.547 ***	0.579	-0.788 ***	0.455
きょうだい数	0.160 ***	1.174	0.174 ***	1.190	0.028	1.028	0.122 ***	1.130
きょうだい構成								
長男	-	-	-	-	-	-	-	-
長男以外の男性	1.313 ***	3.716	1.799 ***	6.044	0.327 ***	1.386	0.113	1.119
男きょうだいがいる女性	1.678 ***	5.353	1.728 ***	5.631	0.086	1.090	-0.294 *	0.746
男きょうだいがいない女性	0.952 ***	2.591	0.713 **	2.039	-0.323 **	0.724	-0.487 **	0.614
同居末子年齢								
同居子無し	-	-	-	-	-	-	-	-
0-3歳	0.388	1.474	-0.333	0.717	-0.498 ***	0.608	-0.241 *	0.786
4-6歳	-0.023	0.977	-0.153	0.858	-0.337 **	0.714	-0.359 **	0.698
7-12歳	0.086	1.090	-0.270	0.763	-0.447 ***	0.640	-0.135	0.873
13歳以上	-0.248 *	0.781	0.180	1.198	-0.150	0.860	-0.213 *	0.808
親の配偶状況								
有配偶	-	-	-	-	-	-	-	-
配偶者無し	-1.088 ***	0.337	-1.211 ***	0.298	0.104	1.110	0.224 **	1.251
住宅								
持ち家以外	-	-	-	-	-	-	-	-
持ち家	-1.518 ***	0.219	-2.321 ***	0.098	-0.510 ***	0.600	-0.432 ***	0.649
居住地域								
Non-DID	-	-	-	-	-	-	-	-
DID	1.215 ***	3.372	1.034 ***	2.813	0.923 ***	2.516	0.268 ***	1.307
家族類型別地域*								
東北・北陸・四国・九州以外	-	-	-	-	-	-	-	-
東北・北陸	-0.668 ***	0.513	-0.398 ***	0.672	-0.646 ***	0.524	-0.873 ***	0.418
四国・九州	0.412 **	1.510	0.232 *	1.262	-0.304 ***	0.738	-0.257 **	0.773
定数項	3.310 ***		3.222 ***		0.462 *		0.823 ***	
-2 Log L	2139.37		2983.69		4688.44		4135.10	
N	4,478		4,551		3,998		3,645	

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

*東北・北陸—直系家族優位地域

四国・九州—核家族優位地域

をみると、直系家族優位地域（東北・北陸）は別居確率が低く、核家族優位地域（四国・九州）は別居確率が高い。第7回の結果をみると、直系家族優位地域の別居の可能性は、直系家族でも核家族優位地域でもない地域と比べて半分であり、逆に核家族優位地域の別居の可能性は1.5倍高くなっている。地域の家族類型の影響は非常に大きいことが読み取れる。

次に、近居・遠居についてロジスティック分析を行った結果を検討する。同別居と異なり、成人子の年齢は影響を及ぼしてはいなかった。つまり、年齢が上昇するにつれ、遠居から近居に変わるという傾向は見られない。学歴の効果は同別居同様、大学以上で遠居の可能性が大幅に上昇する。子どもの配偶状況は、同別居とは正反対の効果を示している。未婚子と比べ、有配偶子、離別・死別どちらも遠居の可能性は低く近居の可能性が高い。未婚子の場合、親から独立して居住する資源があれば遠居する可能性が高く、無い場合には同居になるケースが多いためだろう。きょうだい数は、第5回では正の効果があり、きょうだい数が多いほど遠居の可能性が高い。これは、RainerとSiedler（2012）と一致する結果である。しかし、第7回ではきょうだい数は有意では無かった。そして、きょうだい構成の影響をみると、長男と比べて男きょうだいがいない女性は第5回でも第7回でも有意に近居の可能性が高かった。長男以外の男性と男きょうだいがいる女性は、第5回と第7回では異なる結果を示している。長男以外の男性は長男と比べて遠居の可能性が著しく高くなっている（第7回のみ）。一方、男きょうだいがいる女性は長男と比べ、遠居の可能性は低かった（第5回のみ）。男きょうだいがいない女性は、長男と比べると同居する可能性は低い、近居する可能性は5回でも7回でも高い。

同居末子年齢は、同別居については影響を及ぼしてはいなかったが、近遠居に関しては重要な変数となっている。同居子がいない場合と比べ、12歳以下の同居子がいることは遠居の可能性を大きく低下させる。第5回についても概ね同様の傾向がみられる。そして、この結果からは12歳以下の同居末子年齢の年齢はあまり関係無く、12歳以下の同居子がいるか否かが重要であることがわかる。親の配偶状況は、第7回と第5回では異なった結果となっている。第5回では、親に配偶者がいない場合に遠居の可能性が高いという結果になっている。一方、第7回では親の配偶状況は近遠居に関して有意では無かった。支援ニーズに関して言えば、近年において近居は成人子のニーズが高い場合に選択される傾向があると言えるだろう。育児支援ニーズは、同居の可能性を高めるという研究結果があったが（Tsuya and Bumpass 2004）、本分析結果からは、近年においては近居の可能性を高めているという結果が得られている。ニーズ面からみると、近居は親のニーズよりも成人子のニーズが優先されており、親のニーズには同居で対応していると言える。

持ち家は、効果の程度は同別居ほどではないが、近遠居に関しても世代間の居住距離を短縮させる効果を持っている。成人子が持ち家に居住している場合、遠居の可能性が低いのである。そもそも住宅を建てる際に、親の家の近くを選んでいる可能性があるだろう。また、イタリアの先行研究にもあるように（Tomassini et al. 2003）、親が子どもを自分の家の近くに住ませる目的で、住宅資金援助を行っている可能性もあるだろう。

地域の特徴は、近遠居にも大きな影響を及ぼしている。DID 地域（人口集中地区）では、遠居の可能性が非 DID 地域よりも高い。これは、同別居と同様の理由であろう。また、直系家族優位地域（東北・北陸）と核家族優位地域（四国・九州）は、その他の地域に比べて遠居の可能性は低かった。しかし、この結果には異なったメカニズムが働いていると思われる。直系家族優位地域では、親との同居規範が強いため、たとえ別居であってもなるべく近くに居住した方が良いという規範が強いのかもしれない。一方、核家族地域においては、近居が最も望ましい居住形態であるために同居でも遠居でもなく、近居が選択されている可能性がある。

(2) 人口学的属性の影響は変わったか

次に、子どもの人口学的属性が同別居、及び近遠居に与える影響がこの10年間に変化したのか否かを検証した。まず、同別居についての結果を表3に示す。モデル1は、第5回と第7回のデータをプールして、それぞれの分析を行ったのと同じ変数を投入したものである。モデル2では、第5回=0、第7回=1として時間を表すダミーを追加した。時間ダミーは有意であり、2001年と比べて2011年で別居の可能性が有意に高くなったことを示している。モデル3では、きょうだい構成の影響が変化したのかをみるため、時間ダミーときょうだい構成の交互作用を投入した。結果をみると、時間*長男以外の男性の係数がマイナスで有意である。長男以外の男性が別居する可能性は長男と比べて有意に高いが、その影響は2011年で低下したことになる。女性の方では、同期間に変化は見られなかった。モデル4では、時間ときょうだい数の交互作用を投入した。時間*きょうだい数はマイナスで有意である。きょうだい数は多いほど別居の可能性は高くなるが、その影響力は2011年で低下した。

続いて、子どもの人口学的属性が近居、遠居に与える影響がこの10年間で変化したのか否かを検証した。表4は、交互作用を近遠居の分析に投入した結果である。まず、モデル1であるが、概ね第7回、第5回別々に行った分析と同様の結果であった。モデル2では、時間ダミーは有意でマイナスとなった。すなわち、遠居の可能性は2001年に比べて2011年で低下したと言える。モデル3の結果をみると、きょうだい構成*時間は、どれも有意ではなかった。近遠居に関しては、きょうだい構成の影響に変化は見られなかった。次にモデル4をみると、時間*きょうだい数の交互作用は負で有意である。きょうだい数が多いほど遠居の可能性は高くなるが、その効果は2011年で低下した。また、時間ダミーが有意ではなくなっていることから、2011年で遠居の可能性が低下したのは、きょうだい数の影響が弱くなったためと考えられる。

表3 同別居の規定要因と交互作用

	同居・別居							
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
年齢	-0.033 ***	0.968	-0.050 ***	0.951	-0.050 ***	0.951	-0.050 ***	0.951
学歴								
小・中学校	-	-	-	-	-	-	-	-
高校	0.121	1.128	-0.029	0.972	-0.026	0.974	-0.018	0.982
専修学校・短大・高専	0.240 *	1.272	0.054	1.055	0.053	1.055	0.062	1.064
大学・大学院	0.592 ***	1.808	0.463 ***	1.589	0.464 ***	1.590	0.473 ***	1.604
配偶状況								
未婚	-	-	-	-	-	-	-	-
有配偶	1.476 ***	4.374	1.573 ***	4.822	1.573 ***	4.819	1.573 ***	4.819
離別・死別	0.726 ***	2.067	0.795 ***	2.214	0.806 ***	2.238	0.797 ***	2.220
きょうだい数	0.077 **	1.080	0.183 ***	1.200	0.177 ***	1.194	0.218 ***	1.244
きょうだい構成								
長男	-	-	-	-	-	-	-	-
長男以外の男性	1.592 ***	4.915	1.620 ***	5.055	1.822 ***	6.183	1.616 ***	5.031
男きょうだいかいる女性	1.772 ***	5.884	1.692 ***	5.431	1.882 ***	6.566	1.699 ***	5.468
男きょうだいかいない女性	0.921 ***	2.512	0.805 ***	2.236	0.856 ***	2.355	0.792 ***	2.208
同居末子年齢								
同居子無し	-	-	-	-	-	-	-	-
0-3歳	0.016	1.016	-0.176	0.839	-0.175	0.840	-0.171	0.843
4-6歳	-0.037	0.964	-0.160	0.852	-0.162	0.851	-0.155	0.857
7-12歳	-0.155	0.857	-0.196	0.822	-0.200	0.818	-0.196	0.822
13歳以上	-0.017	0.983	-0.007	0.993	-0.012	0.988	-0.006	0.994
親の配偶状況								
有配偶	-	-	-	-	-	-	-	-
配偶者無し	-1.210 ***	0.298	-1.163 ***	0.313	-1.168 ***	0.311	-1.166 ***	0.312
住宅								
持ち家以外	-	-	-	-	-	-	-	-
持ち家	-1.975 ***	0.139	-2.034 ***	0.131	-2.041 ***	0.130	-2.040 ***	0.130
居住地域								
Non-DID	-	-	-	-	-	-	-	-
DID	1.057 ***	2.879	1.111 ***	3.037	1.108 ***	3.030	1.107 ***	3.025
家族類型別地域*								
東北・北陸・四国・九州以外	-	-	-	-	-	-	-	-
東北・北陸	-0.609 ***	0.544	-0.489 ***	0.613	-0.489 ***	0.613	-0.489 ***	0.614
四国・九州	0.253 **	1.287	0.291 ***	1.338	0.297 ***	1.345	0.296 ***	1.344
時間								
2001年	-	-	-	-	-	-	-	-
2011年			1.151 ***	3.162	1.273 ***	3.571	1.346 ***	3.842
時間*きょうだい構成								
時間*長男以外の男性					-0.582 ***	0.559		
時間*男きょうだいかいる女性					-0.442	0.643		
時間*男きょうだいかいない女性					-0.138	0.871		
時間*きょうだい数							-0.119 *	0.888
時間*成人子の配偶状況								
時間*有配偶								
時間*離別・死別								
定数項	2.751 ***		2.925 ***		2.892 ***		2.864 ***	
-2 Log L	5415.57		5180.50		5170.88		5177.24	
N	9,029		9,029		9,029		9,029	

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

*東北・北陸-直系家族優位地域
四国・九州-核家族優位地域

表 4 近遠居の規定要因と交互作用

	近居・遠居							
	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4	
	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)	b	exp(b)
年齢	-0.002	0.998	0.001	1.001	0.001	1.001	-0.001	0.999
学歴								
小・中学校	-	-	-	-	-	-	-	-
高校	0.129	1.138	0.145	1.156	0.145	1.156	0.155	1.167
専修学校・短大・高専	0.271 **	1.311	0.294 ***	1.342	0.295 ***	1.343	0.301 ***	1.351
大学・大学院	0.689 ***	1.991	0.708 ***	2.029	0.707 ***	2.029	0.717 ***	2.048
配偶状況								
未婚	-	-	-	-	-	-	-	-
有配偶	-0.492 ***	0.611	-0.491 ***	0.612	-0.494 ***	0.610	-0.492 ***	0.611
離別・死別	-0.678 ***	0.508	-0.679 ***	0.507	-0.681 ***	0.506	-0.675 ***	0.509
きょうだい数	0.096 **	1.100	0.080 ***	1.084	0.082 ***	1.085	0.126 ***	1.134
きょうだい構成								
長男	-	-	-	-	-	-	-	-
長男以外の男性	0.240 ***	1.271	0.233 ***	1.262	0.188 **	1.207	0.231 ***	1.260
男きょうだいかいる女性	-0.111	0.895	-0.096	0.909	-0.188	0.829	-0.091	0.913
男きょうだいかいない女性	-0.418 ***	0.658	-0.391 ***	0.676	-0.440 **	0.644	-0.403 ***	0.669
同居末子年齢								
同居子無し	-	-	-	-	-	-	-	-
0-3歳	-0.404 ***	0.668	-0.384 ***	0.681	-0.385 ***	0.681	-0.383 ***	0.682
4-6歳	-0.354 ***	0.702	-0.345 ***	0.709	-0.342 ***	0.710	-0.345 ***	0.708
7-12歳	-0.307 ***	0.736	-0.300 ***	0.741	-0.298 ***	0.742	-0.300 ***	0.741
13歳以上	-0.165 **	0.848	-0.174 **	0.840	-0.173 **	0.841	-0.174 **	0.840
親の配偶状況								
有配偶	-	-	-	-	-	-	-	-
配偶者無し	0.164 ***	1.178	0.156 **	1.169	0.157 ***	1.170	0.153 **	1.165
住宅								
持ち家以外	-	-	-	-	-	-	-	-
持ち家	-0.483 ***	0.617	-0.467 ***	0.627	-0.465 ***	0.628	-0.471 ***	0.624
居住地域								
Non-DID	-	-	-	-	-	-	-	-
DID	0.618 ***	1.855	0.616 ***	1.851	0.617 ***	1.854	0.610 ***	1.840
家族類型別地域*								
東北・北陸・四国・九州以外	-	-	-	-	-	-	-	-
東北・北陸	-0.762 ***	0.467	-0.795 ***	0.452	-0.796 ***	0.451	-0.795 ***	0.452
四国・九州	-0.243 ***	0.785	-0.261 ***	0.770	-0.262 ***	0.770	-0.259 ***	0.772
時間								
2001年	-	-	-	-	-	-	-	-
2011年	-	-	-0.198 ***	0.821	-0.243 ***	0.784	-0.024	0.977
時間*きょうだい構成								
時間*長男以外の男性	-	-	-	-	0.083	1.087	-	-
時間*男きょうだいかいる女性	-	-	-	-	0.167	1.181	-	-
時間*男きょうだいかいない女性	-	-	-	-	0.079	1.082	-	-
時間*きょうだい数	-	-	-	-	-	-	-0.102 **	0.903
時間*成人子の配偶状況								
時間*有配偶	-	-	-	-	-	-	-	-
時間*離別・死別	-	-	-	-	-	-	-	-
定数項	0.719 ***		0.742 ***		0.769 ***		0.668 ***	
-2 Log L	8888.40		8875.01		8873.90		8870.30	
N	7,643		7,643		7,643		7,643	

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

*東北・北陸-直系家族優位地域
四国・九州-核家族優位地域

VI. 考察

世代間の支援は、両者の居住関係・居住距離に大きく規定されている。しかし、日本においては世代間の同別居に関する分析が主流であり、近遠居について分析した研究は少ない。本稿では、これまで日本ではあまり分析されることのなかった子ども側の視点から親の居住地を把握し、まず両者の居住関係（同別居、近遠居）の実態と、2001年から2011年の10年間の変化について検討した。また、世代間の居住関係の規定要因を特に成人子の人口学的属性に着目して検討し、成人子のきょうだい数・きょうだい構成の影響力の変化についても分析を行った。

高齢者からみた場合、同居の割合は減少し、その分近居・遠居共に同程度増加していた。しかし、成人子からみた本分析の結果では、成人子は親と別居する傾向が強まり、別居している親子間では近居の傾向が強くなっていることがわかった。同居は減少しているが、その分近居が増加しているため、相互の支援関係もそれほど弱まってはいない可能性がある。

親との同別居、近遠居に関わる規定要因の2時点比較からは、幾つかの興味深い知見が得られた。まず、成人子の人口学的属性の影響についてみると、きょうだい数の影響は同別居、近遠居どちらに関しても人数が多くなるほど親から離れる傾向が強い。これは、海外の研究でもほぼ一貫して得られる効果であるが、分析からその効果の度合いは2011年で低下していることがわかった。少子化できょうだい数の減少が進み、以前ほどきょうだい数の多さが子どもにとって不利に働かなくなっている可能性がある。夫婦の場合は、それぞれのきょうだい数がどちらの親の近くに住むかを決定する大きな要因となる可能性もあるだろう。

きょうだい構成の影響は、同別居と近遠居では異なっている。同別居では、圧倒的に長男が同居する可能性が高い。しかし、近居の場合は長男ではなく、男きょうだいがいない女性が親の近くに住む可能性が最も高く、次いで長男及び男きょうだいのいる女性、そして最も遠居の可能性が高いのは長男以外の男性であった。長男以外の男性は別居の傾向が長男と比べて高いが、その傾向は2011年で弱くなっている。近遠居に関しては、きょうだい構成の影響力に変化はみられなかった。同居に関しては、やはり伝統的な規範が根強く残っていると言える。

支援ニーズの影響についてみると、同居は親が「配偶者無し」の場合に選択される傾向が強いことから、親のニーズが反映されている可能性が高い。一方、近居は成人子の同居末子年齢が12歳以下で確率が高まることから、成人子のニーズが優先されていると考えられる。田淵（2011）の分析でも、妻が就労している場合に近居の可能性が高まるとの結果を得ており、これも成人子の育児支援ニーズを反映しているとみて良いであろう。分析した10年間で近居が増加しているということは、近居が成人子のニーズを満たす居住形態として選択されている可能性を示唆しており、今後の詳しい検討が必要であろう。全体的な

傾向として同居から近居という流れがあるとするならば、現代の若い世代は自分たちのニーズにより適合的な居住形態を選択し、親が単独で生活できなくなった時に親のニーズ優先へシフトするという状況適合的な居住形態を選んでいるとも考えられる。しかし、近居に関しては長男が最も親の近くに居住する傾向はみられないため、距離が相対的に離れていることによって若い間に親から支援を受けた頻度が他のきょうだいより少なかったとしても親のニーズを満たす、という拘束性が強く残っているように見受けられる。これは施(2012)が指摘する「長男との同居、娘との緊密な援助関係」と矛盾しない結果であろう。

また、成人子が居住する地域属性の効果がみられたことも重要な知見である。親が居住する地域の影響がみられることは先行研究から既に明らかにされていたが(田淵 2006)、子どもが居住する地域においても地域特性は強い効果を示していた。特に興味深いのは、直系家族優位地域では同居の、核家族優位地域では近居の可能性が高まるという結果であり、世代間居住関係に関する地域の規範が今なお存続していることを示している。そのような地域においては、高齢期の地縁的ネットワークが血縁的なつながりと同等かそれ以上に強い可能性もあり、核家族優先地域の高齢者のネットワークがどのような関係から成り、どのくらいの範囲まで分布しているのかを探求することは、今後、子どものいない高齢者が増加することを考慮すれば大きな示唆を得ることが出来るだろう。

参考文献

- Aboderin, Isabella (2004) "Modernisation and Ageing Theory Revisited: Current Explanations of Recent Developing World and Historical Western Shifts in Material Family Support for Older People." *Ageing and Society* Vol.24, No.1, pp.29-50.
- Bengtson, Vern L. (2001) "Beyond the Nuclear Family: The Increasing Importance of Multigenerational Bonds." *Journal of Marriage and Family* Vol.63, No.1, pp.1-16.
- Blaauboer, Marjolein, Clara H. Mulder and Aslan Zorlu (2010) "Distances between Couples and the Man's and Woman's Parents." *Population, Space and Place* Vol.17, No.5, pp.597-610.
- Bordone, Valeria (2009) "Contact and Proximity of Older People to Their Adult Children: A Comparison between Italy and Sweden." *Population, Space and Place* Vol.15, No.4, pp.359-380.
- Cooke, Thomas J. (2008) "Migration in a Family Way." *Population, Space and Place* Vol.14, No.4, pp. 255-265.
- 舟岡史雄・鮎沢光明(2000)「高齢者の同居の決定要因の分析—家族の生活状況と保障機能—」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会, pp.143-177.
- 速水融(2009)『歴史人口学研究—新しい近世日本像』藤原書店.
- Heylen, Leen, Dimitri Mortelmans, Maarten Hermans, and Kim Boudiny (2012) "The Intermediate Effect of Geographic Proximity on Intergenerational Support." *Demographic Research* Vol.27, Article ID 17, pp.455-486.
- 廣嶋清志(1990)「子からみた親子の居住関係と移動」『人口問題研究』第46巻第3号, pp. 16-34.
- 金益基・朴京淑・小島宏(1998)「現代の韓国と日本における老親の地理的ネットワーク」『人口問題研究』第54巻第4号, pp.63-84.
- 国立社会保障・人口問題研究所(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.
- Konrad, Kai A., Harald Künemund, Kjell Erik Lommerud and Julio R. Robledo (2002) "Geography of the Family." *American Economic Review* Vol.92, No.4, pp.981-998.

- 厚生労働省大臣官房統計情報部（各年）『国民生活基礎調査』。
- 小山泰代（2012）「世帯変動の地域的傾向」『人口問題研究』第68巻第2号，pp. 18-36.
- Litwak, Eugene and Charles F. Longino (1987) "Migration Patterns among Elderly pp. A Developmental Perspective." *The Gerontologist* Vol.27, No.3, pp.266-272.
- Malmberg, Gunnar and Anna Pettersson (2007) "Distance to Elderly Parents: Analyses of Swedish Register Data." *Demographic Research* Vol.17, Article ID 23, pp.679-704.
- Michielin, Francesca, and Clara H. Mulder (2007) "Geographical Distances between Adult Children and Their Parents in the Netherlands." *Demographic Research* Vol.22, Article ID 22, pp.655-678.
- Mulder, Clara H., and Thomas J. Cooke (2009) "Family Ties and Residential Locations." *Population, Space and Place* Vol.15, No.4, pp.299-304.
- Mulder, Clara H., and Marieke J. van der Meer (2009) "Geographical Distances and Support from Family Members." *Population, Space and Place* Vol.15, No.4, pp.381-399.
- 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.
- 落合恵美子 [1994]（2004）『21世紀家族へ』有斐閣。
- Petterson, Anna and Gunnar Malmberg (2009) "Adult Children and Elderly Parents as Mobility Attractions in Sweden." *Population, Space and Place* Vol.15, No.4, pp.343-357.
- Rainer, Helmut and Thomas Siedler (2012) "Family Location and Caregiving Patterns from an International Perspective." *Population and Development Review* Vol.38, No.2, pp. 337-351.
- Rogerson, Peter A., Jeffrey A. Burr and Ge Lin (1997) "Changes in Geographic Proximity between Parents and Their Adult Children." *International Journal of Population Geography* Vol.3, No.2, pp. 121-136.
- 施利平（2012）『戦後日本の親族関係—核家族化と双系化の検証』勁草書房。
- Smits, Annika (2010) "Moving Close to Parents and Adult Children in the Netherlands pp. The Influence of Support Needs." *Demographic Research* Vol.22, Article ID 31, pp. 985-1014.
- 総務省統計局（2013）「平成24年10月1日現在人口」
<http://www.stat.go.jp/data/jinsui/2012np/index.htm>
- Sweetser, Dorrian Apple (1966) "The Effect of Industrialization on Intergenerational Solidarity." *Rural Sociology* Vol.31, No.2, pp. 156-170.
- 田淵六郎（1998）「老親・成人子同居の規定要因—子どもの性別構成を中心に—」『人口問題研究』第54巻第3号，pp. 3-19.
- 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・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.
- 田淵六郎（2006）「高齢期の親子関係」『季刊家計経済研究』第70号，pp. 19-27.
- 田淵六郎（2011）「世代間居住関係の変容と規定要因—NFRJ08・03・98の比較を通じて—」田淵六郎・嶋崎尚子編『第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第2次報告書 第2巻 世代間関係の動態』日本家族社会学会全国家族調査委員会，pp.1-14.
- Tabuchi, Rokuro (2012) "Parent-child Proximity and its Determinants in Japan, Korea, and China" in Kunio Ishihara and Rokuro Tabuchi (eds.), *Changing Families in Northeast Asia: Comparative Analysis of China, Korea, and Japan*, Tokyo: Sophia University Press, pp. 17-33.
- 寺崎康博（2000）「成人子同居に見る世帯の生活保障機能」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会，pp.27-55.
- Tomassini, Cecilia, Douglas A. Wolf, and Alessandro Rosina (2003) "Parental Housing Assistance and Parent-Child Proximity in Italy." *Journal of Marriage and Family* Vol.65, No.3, pp. 700-715.
- Tsuya, Noriko O., and Larry L. Bumpass (eds.) (2004) *Marriage, Work & Family Life in Comparative Perspective*. Honolulu: University of Hawai'i Press.
- Van der Pers, Marieke and Clara H. Mulder (2012) "The Regional Dimension of Intergenerational Proximity." *Journal of Marriage and Family* Vol.65, No.3, pp. 700-715.

- Warnes, A. M. (1986) "The Residential Mobility Histories of Parents and Children, and Relationships to Present Proximity and Social Integration." *Environment and Planning A* Vol.18, No.12, pp. 1581-1594.
- Wolf, Douglas A. (1994) "The Elderly and Their Kin pp. Patterns of Availability and Access." Linda G. Martin and Samuel H. Preston (eds.) *Demography of Aging*, Washington, D.C. : National Academy Press, pp. 146-194.
- 湯沢雅彦 (1973) 『図説 家族問題』日本放送出版協会.

Changes in Geographical Distances between Adult Children and Their Parents in Recent Japan

Yoshimi CHITOSE

Past studies consistently indicate that the intergenerational transfers are constrained by geographical distances between parents and adult children. In this paper, I examine geographical distances to parents from adult children's perspective (including coresidence), and how the distance has changed in the decade between 2001 and 2011. I also analyze factors that determine the intergenerational distance especially focusing on demographic characteristics of adult children and how the effects changed over the given decade.

Using the 7th and 5th National Survey on Migration, I found that the likelihood of adult children's coresidence with their parents lowered. In addition, the distance to parents narrowed for those living separately from their parents in 2011 relative to 2001. The size of siblings raises the possibilities of non-coresidence, and of living further from their parents. The effect of the size of siblings remains strong but its impact lowered in 2011. The sibling composition (gender and birth order) indicates that the eldest son is most likely to coreside with parents, implying that norm of patrilocal residence remains strong. However, among those who do not coreside, daughters without male siblings have the highest possibility of living close to parents. The impact of marital status reveals that the never-married are most likely to coreside with parents, while those married, divorced/widowed are more likely to live in close proximity. The effects of support needs imply that coresidence is likely to be selected when the support needs of parent(s) are strong, while living in close proximity is selected when the needs of adult children are strong.

特集 I : 少子・超高齢・人口減少社会の人口移動—第7回人口移動調査の結果から— (その1)

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—¹⁾

小 島 克 久

わが国は、高齢者が「住み慣れた地域」で保健医療などのサービスを利用する体制の構築を目指している。その一方で、「現住地が5年前の居住地と異なる」高齢者も一定の割合で存在する。こうした高齢者はどのような社会経済的属性を持つ者なのかを明らかにするための分析を「第7回人口移動調査」の個票データを用いて行った。65歳以上の者について、「5年前の居住地が異なるか否か」、「5年後に転居の可能性はあるか否か」のふたつの被説明変数に対して、高齢者個人の属性と居住地の属性を説明変数とした、ロジットモデルを用いた回帰分析を行った。その結果、「5年前の居住地が異なる」有意な要因として、有配偶でない、持ち家に居住していない、県外の居住経験があることなどがある。「5年後に転居の可能性はある」有意な要因として、高い教育水準、持ち家に居住していない、県外居住の経験がある、三大都市圏居住などが明らかになった。

I. はじめに

わが国では高齢化が進み、要介護高齢者が増加する中、「地域包括ケアシステム」の構築を進める方向にある。「地域包括ケアシステム」とは、『地域包括ケア研究会 報告書』(平成20年度老人保健健康増進等事業報告書)によると、「ニーズに応じた住宅が提供されることを基本とした上で、生活上の安全・安心・健康を確保するために、医療や介護のみならず、福祉サービスを含めた様々な生活支援サービスが日常生活の場(日常生活圏域)で適切に提供できるような地域での体制」である。その日常生活の圏域は、「おおむね30分以内に駆けつけられる圏域」(中学校の校区)とされている。つまり、高齢者が要介護状態になっても、「住み慣れた地域」で住宅、医療、介護などのサービスが切れ目なく提供されることを目指している。「住み慣れた地域」という言葉から、高齢者は現役時代に居を構えた地域にずっと住み続けているし、今後も住み続ける人であるとイメージすることが考えられる。しかし、『地域包括ケア研究会報告書』(平成21年度老人保健健康増進等

1) 本稿は、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクトである「社会保障・人口問題基本調査(第7回人口移動調査)」の成果を土台とし、日本老年社会学会第55回大会(2013年6月4~6日)でのポスター報告「地域包括ケアの対象の在宅高齢者の定住および転居傾向とその決定要因に関する分析—「第7回人口移動調査」(2011年)を用いた分析—」をもとに、論文として新たに執筆したものである。同学会でコメントをくださった方々、その他にご助言などをくださった方々、そして匿名の査読者の方に、この場を借りて御礼を申し上げる。なお、本稿については、筆者としての公表すべき利益相反は存在しないことを明示する。

事業報告書)によると、「住み慣れた地域」についても、現役世代のときに住んでいた地域や住居に固執した概念ではなく、本人が住み続けたいと考える地域を本人が選択するという広い意味で捉えるべきである」とされている。つまり、高齢者の居住地には、現役時代から住み続けている地域がある一方で、高齢期になってから変えた居住地が考えられる。つまり、居住地で見た高齢者の姿はけっして一様ではないと考えていると思われる。

高齢者の居住地移動の状況を、総務省統計局「国勢調査」でみると、高齢者の中で「5年前の常住地」が「現在の常住地」と異なる者の割合（以下、「5年移動率」とする）は、1990年は10.4%（男性9.0%、女性11.4%）であったが、2000年は11.7%（男性10.5%、女性12.5%）、そして2010年は9.5%（男性8.1%、女性10.6%）となっている。年齢総数（5歳以上）でみた「5年移動率」が2010年で22.8%（男性23.5%、女性22.2%）であるのに対して、高齢者の「5年移動率」は確かに低い。しかし、年次による変動があるとはいえ、高齢者の1割程度が5年間に居住地移動を経験している²⁾。こうした高齢者の中には、特別養護老人ホームなどに入所するために自宅から「施設等世帯」に「転居」した者も多いと考えられる。

そこで、「施設等世帯」に「居住」している高齢者を除いた「一般世帯」に居住する高齢者の「5年移動率」をみると、1990年で7.8%（男性7.0%、女性8.3%）、2000年で8.6%（男性8.5%、女性8.6%）、2010年で6.0%（男性5.9%、女性6.2%）である。「5年移動率」の水準そのものは少し低下するが、高齢者のうち一部の者は、5年以内に転居した経験を持ちながら在宅（地域社会）で生活している。高齢期に居住地を変える理由には、何らかの背景があると考えられる。2013年1月に速報概要が公表された「第7回人口移動調査」によると、高齢者が転居してきた理由として最も多いのは住宅事情である。住宅事情といえば、健康状態、経済状態も良好で「よりよい居住環境」を求めての転居が考えられる一方で、「賃貸住宅の契約満了」、「病気・病弱による子どもとの再同居」などの事情も考えられる。転居する理由の背後には、高齢者の健康状態、家族構成の変化という高齢者の属性が関係していると考えられる。そこで、転居する高齢者の属性の分析が重要ではないかと思われる。

このような問題意識のもと、本稿では国立社会保障・人口問題研究所が2011年に実施した「第7回人口移動調査」の個票データを用いて、一般世帯に居住する転居する高齢者の属性を明らかにする分析を行う³⁾。

2) 本稿で取り上げる「5年移動率」は5年前の居住地が現在と異なる者の割合である。5年前と現在の居住地が同じ者で、その間に転居を繰り返して現住地に戻ってきた者は分析には含まない。

3) 「第7回人口移動調査」の個票データの利用は、統計法および国立社会保障・人口問題研究所がこの法律に基づいて定めた個票データの二次利用に関する規則に基づいて行った。この個票データでは、世帯や個人を識別する変数には、直接に世帯や個人を特定できる情報は含まれていない。そのため、個票データ利用の上で懸念される、個人情報流出、毀損などの倫理上の問題は発生しなかった。

II. 「高齢者の移動」に関する先行研究

そもそも「高齢者の移動」について、これまでどのような研究が行われてきたのだろうか。分析に入る前にこれについてまとめてみる。まず、内野（1987）はわが国の高齢人口の現状を分析する一方で、欧米やわが国における高齢人口移動の研究動向についてまとめている。それによると、高齢者の移動についての研究テーマとして、(1)高齢人口移動の動機（移動理由）、(2)目的地（移動距離）、(3)移動人口の特性、(4)情報の流れ、(5)出発地と到着地に対する高齢人口移動の影響に研究、を指摘している⁴⁾。3番目の移動人口の特性とは、高齢者の中でも、その属性によって移動性に格差があるという論点である。つまり、経済的、身体的に移動する能力がある高齢者の存在が背景にあると思われる。一方で、定住した生活を継続する能力に問題がある（やむを得ず移動する）高齢者の存在も考えられる。

坂井（1989）は、厚生省人口問題研究所「高齢人口の移動に関する人口学的調査」のデータを用いて、高齢人口移動の特徴と移動理由を明らかにしている。特に前者については、60歳以上の移動者では持ち家率が低いこと、死別者割合が高いことなどを明らかにしている。エイジング総合研究センターが1994年に行った「大都市高齢者の移動実態と理由に関する調査」によると、高齢者移動の典型的な姿として、転入者では前期高齢者では健康状態が良い者、後期高齢者では配偶者がいない者、市内移動者では借家から借家へ移動した者などを明らかにしている⁵⁾。平井（1999）も大都市郊外地域の転入高齢者の特性について、所沢市を対象にした研究を行っている。それによると、高齢者の移動には「同居志向型」、「近居志向型」、「随伴型」があり、「同居指向型」には70歳以上の女性に多く、「近居指向型」は60歳代の夫婦に多いことなどを明らかにしている。

杉澤他（2000）では、大都市圏から別荘地域に移動した高齢者の特性を分析しており、別荘地域に移動した高齢者は、移動先に定住する高齢者や大都市に居住し続けている高齢者と比べて、健康状態には有意な差はないが、移動先の高齢者と比べて地域への帰属意識が低く、大都市の高齢者と比べてかかりつけ医がないという特徴を明らかにしている。

齊藤・甲斐（2004）によると、大都市近郊部に転居した高齢者の特性を転居理由別に分析しており、同居や近居を理由とする場合、健康状態、仕事の都合、退職が背景にある者が同程度みられたことなどを明らかにしている。そして東川（2008）は、高齢者の居住移動の特徴として、高齢者の子との同別居の地域差が、高齢者の居住移動の地域差に影響を与えることを明らかにしている。

このように、「高齢者の移動」については、人口学、地理学、老年学などで研究が行われつつある。しかし、分析の対象が大都市圏に限られた研究が多いこと、移動後の影響にフォーカスをおいた研究が多く、高齢者の移動を全国的な視点で行った研究は十分ではな

4) Murphy（1979）を参照。

5) 詳細はエイジング総合研究センター（1994）を参照

い。また、近年の計量分析では、ある被説明変数に対して、説明変数を個人の属性だけでなく、居住する地域の属性も含めて行う傾向にある。ところが、高齢者の移動に関してこうした視点を考慮した研究は十分ではないと思われる。そこで、本稿ではこれらの視点に着目した分析を行う。

Ⅲ. 高齢者の「5年移動率」—「国勢調査」でみた動向—

「第7回人口移動調査」は後述するように、全国からサンプリングされた調査地区に居住する一般世帯を対象とした調査であり、サンプル数もある程度の規模を有する。しかし、この調査による分析につなげるための予備的な考察を行うため、総務省統計局「国勢調査」から高齢者の「5年移動率」をもう少し詳しくみてみる。この調査では1990年から10年ごとに「5年前の居住地」に関する質問項目がある⁶⁾。統計表として、男女・年齢・都道府県別・5年前の居住地別の人口または一般世帯人員が公表されている。そこで、1990年から2010年までの「国勢調査」から一般世帯に居住する高齢者の「5年移動率」の状況を、高齢者の男女・年齢5歳階級、都道府県別にみていくことにする。

1. 一般世帯に居住する高齢者の「5年移動率」—男女・年齢5歳階級別—

一般世帯に居住する高齢者の「5年移動率」を男女・年齢階級別にみたものが図1（男性）と図2（女性）である。これをみると、高齢者の「5年移動率」は、高齢者以外の者と比べて非常に低い。2010年の「国勢調査」の結果から男女・年齢5歳階級の「5年移動率」をみると、男性では25～29歳が47.7%、30～34歳が49.2%でもっとも「5年移動率」が高い。しかし、35歳以上からは急激に低下し、50～54歳では15.2%、55～59歳では12.1%、60～64歳では10.2%となる。65歳以上の「5年移動率」は10%を下回り、65～69歳では7.6%であるが、これ以上の年齢階級では緩やかに低下し、85歳以上では若干上昇するが、4.9%にとどまる。女性でも25～29歳、30～34歳ではそれぞれ、51.3%、52.4%で男性より少し高い水準でピークを形成し、35歳以上で「5年移動率」は急激に低下する。50歳代で10%台となり、60～64歳では8.5%と10%を下回る。65歳以上ではこの水準を緩やかに下回り、65～69歳では7.0%と男性より若干低くなる。これ以上の年齢階級では男性と同様に「5年移動率」は緩やかに低下し、80歳以上で若干上昇するにとどまる。水準そのものは男性を0.2%～1.7%ポイント上回る。特に、85歳以上では6.5%と男性を1.6%ポイント上回る。このように、高齢者の「5年移動率」は、男女ともに他の年齢階級よりも非常に低い。男女でみると女性の方が少し高いが、男女それぞれの年齢による差は小さい。

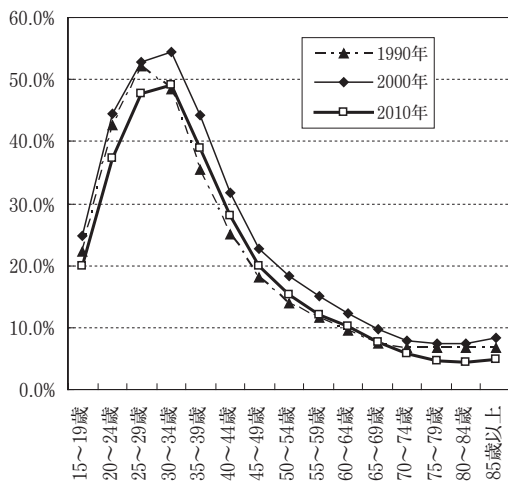
このような傾向は1990年、2000年の国勢調査の結果からもみることができる。1990年の

6)「国勢調査」における過去の居住地に関する調査項目は、「5年前の居住地」となったのは1990年調査からであり、2000年、2010年の調査では、同じ調査項目で調査を行っている。本稿では1990年以降のデータを用いた。なお、1970年、1980年の国勢調査では「現居住地への入居時期」、「従前の居住地」を調査している。1960年の国勢調査では「1年前の居住地」で調査を行っている。（参考）総務省統計局 web サイト：http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/kouhou/str/zuhyou/chousa_j.xls（2013年8月14日閲覧）

場合、男女ともに「5年移動率」のピークは25～29歳であり、その水準は50%を超えるが、女性の方が6%ほど高い。35歳以上で急速に「5年移動率」は低下するが、男性の方が0.7%～3.9%ポイント高い。65歳以上では、男性は65～69歳の7.4%から低下傾向に入る。80歳代以上で安定するが、85歳以上では6.6%になる。女性は65～69歳の8.5%から85歳以上の7.4%へと緩やかに低下しているが、対応する年齢階級の男性よりも0.8%～1.7%ポイント高い。2000年では「5年移動率」そのものの水準が他の年次と比べて若干高いが、男女とも年齢階級別の「5年移動率」は2010年と同じような傾向である。つまり、男性の「5年移動率」は、25～29歳、30～34歳でそれぞれ52.8%、54.4%であり、35歳以上では急激に低下し、45～64歳では10%台にまで低下する。65歳以上では、65～69歳の9.7%から低下傾向に入り、80歳代で安定するが、85歳以上では8.2%となる。女性の「5年移動率」は、25～29歳、30～34歳でそれぞれ56.5%、55.2%と男性よりも若干高い。35歳以上では男性と同じように急激に低下し、50～64歳では10%台にまで低下する。この年齢階級での「5年移動率」の水準は男性の方が高い。65歳以上では、65～69歳の9.2%から男性と同じように緩やかな低下傾向に入るが、80歳代で若干上昇し、85歳以上で8.5%となる。なお、「5年移動率」の水準は65～69歳を除いて女性の方が0.3%～1.1%ポイント高い。

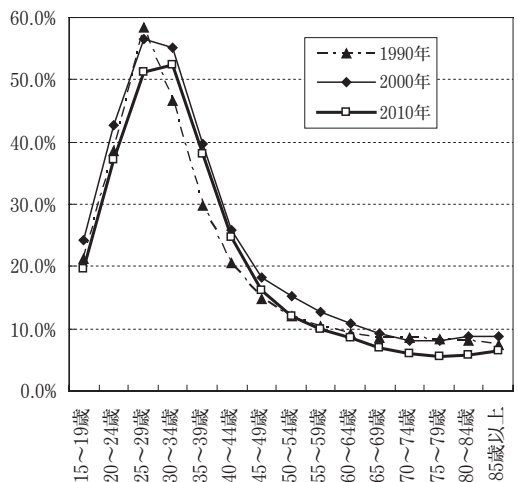
このように、一般世帯に住む高齢者の「5年移動率」をみると、高齢者以外の者よりも非常に低く、男女別では女性の方が高い傾向がみられる。そして、80歳以上では若干上昇するが、おおむね高齢者の年齢が上がるにつれて緩やかに低下する傾向がある。その傾向はこの20年間で安定的である。

図1 5年前と居住地が異なる一般世帯居住者の割合（5年移動率・年齢階級別・男性）



資料：総務省統計局「国勢調査」より筆者作成

図2 5年前と居住地が異なる一般世帯居住者の割合（5年移動率・年齢階級別・女性）



資料：総務省統計局「国勢調査」より筆者作成

2. 都道府県別にみた一般世帯居住高齢者の「5年移動率」

一般世帯に居住する高齢者の「5年移動率」に地域差はみられないのだろうか。表1は「国勢調査」から、高齢者の「5年移動率」を男女・都道府県別にまとめたものである。この表の左側の65歳以上の「5年移動率」をみると、2010年の全国ベースでみた高齢者の「5年移動率」は、男性で5.9%、女性で6.2%である。この水準を上回る都道府県は男女ともに、北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、京都府、大阪府、兵庫県、福岡県、沖縄県である。北海道と沖縄県を除くと、東京圏、大阪圏、政令指定都市が（福岡市と北九州市の）2つある福岡県という大都市圏である。特に、東京都と大阪府は「5年移動率」が特に高く、東京都は男性で8.4%、女性で8.5%であり、大阪府は男性で9.0%、女性で9.3%である。一方、高齢者の「5年移動率」が著しく低い（全国ベースの「5年移動率」半分を下回る）のは、秋田県（男性で2.9%、女性で3.1%）である。

1990年、2000年の「5年移動率」でも同じような地域差がみられる。1990年の場合、全国ベースの高齢者の「5年移動率」（男性で7.0%、女性で8.3%）よりも高い都道府県は、男女ともに上で述べた都道府県に愛知県、奈良県を加えた都道府県である。北海道と沖縄県以外は、大都市圏に属する都道府県である。男性では、北海道、神奈川県、大阪府で10%を超え、女性では、北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、大阪府、兵庫県、奈良県、福岡県で10%を超えている。高齢者の「5年移動率」が著しく低いのは、秋田県、山形県、島根県である。

2000年の高齢者の「5年移動率」は水準そのものが若干上昇する。全国ベースの「5年移動率」（男性で8.5%、女性で8.6%）よりも高い都道府県は、2010年で挙げた都道府県に奈良県を加えた都道府県である。男性の場合は京都府、奈良県、福岡県を除く都道府県で10%に達し、女性では京都府と奈良県を除く都道府県で10%に達している。一方で高齢者の「5年移動率」が著しく低いのは、岩手県（男性のみ）、秋田県、山形県（男性のみ）、新潟県、富山県（男性のみ）、福井県（男性のみ）、島根県である。

また、高齢者の「5年移動率」を表1の右側の75歳以上でも、同じような傾向がみられる。2010年の75歳以上の者の「5年移動率」は全国ベースで男性が4.6%、女性が5.8%である。これを上回る都道府県は男女ともに、北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、福岡県、沖縄県である。これは65歳以上の場合と比べて、奈良県が加わっただけである。「5年移動率」が著しく低いのは、岩手県（男性のみ）と秋田県である。

1990年、2000年の数値をみると、1990年の全国ベースの「5年移動率」（男性で6.6%、女性で8.1%）よりも高い都道府県は、男女ともに2010年で挙げた都道府県に愛知県を加えた都道府県である。特に、男性では北海道、神奈川県、大阪府、女性では、北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、大阪府、福岡県で10%を超えている。「5年移動率」が著しく低いのは、岩手県、秋田県、山形県（女性のみ）である。

2000年では、75歳以上の者の「5年移動率」は水準そのものが若干上昇する。全国ベースでは男性で7.6%、女性で8.5%である。これを上回る都道府県は、2010年と同じ都道府

表1 5年前と居住地が異なる一般世帯居住の高齢者の割合（5年移動率・都道府県別）

	65歳以上						75歳以上					
	男性			女性			男性			女性		
	1990年	2000年	2010年	1990年	2000年	2010年	1990年	2000年	2010年	1990年	2000年	2010年
全国	7.0%	8.5%	5.9%	8.3%	8.6%	6.2%	6.6%	7.6%	4.6%	8.1%	8.5%	5.8%
北海道	10.2%	10.1%	7.3%	13.2%	11.5%	8.2%	10.4%	9.7%	6.3%	13.7%	12.1%	8.3%
青森県	4.3%	5.4%	4.0%	5.6%	6.0%	4.3%	4.0%	4.7%	2.9%	5.3%	6.0%	3.9%
岩手県	3.5%	4.2%	3.3%	4.2%	4.5%	3.4%	3.2%	3.5%	2.3%	3.9%	4.4%	3.0%
宮城県	5.3%	6.0%	4.9%	6.7%	6.4%	5.2%	5.1%	5.2%	3.6%	6.2%	6.3%	4.7%
秋田県	3.1%	3.6%	2.9%	3.9%	4.1%	3.1%	3.0%	3.2%	2.1%	3.7%	4.2%	2.8%
山形県	3.4%	3.9%	3.1%	4.1%	4.3%	3.4%	3.5%	3.4%	2.4%	3.8%	4.3%	3.1%
福島県	4.1%	4.7%	3.8%	5.0%	5.1%	3.8%	3.9%	3.8%	2.5%	4.6%	4.9%	3.2%
茨城県	5.0%	5.7%	4.5%	5.6%	5.9%	4.6%	4.4%	4.8%	3.3%	5.2%	5.6%	4.1%
栃木県	4.7%	5.5%	4.3%	5.6%	5.6%	4.5%	4.4%	4.7%	3.0%	5.2%	5.4%	3.9%
群馬県	4.8%	5.2%	4.3%	5.6%	5.6%	4.5%	4.5%	4.5%	3.2%	5.4%	5.4%	4.1%
埼玉県	9.8%	10.0%	6.2%	11.5%	10.3%	6.9%	9.8%	9.8%	5.4%	11.5%	10.6%	7.1%
千葉県	9.7%	10.4%	6.5%	11.2%	10.3%	7.0%	9.5%	9.8%	5.3%	11.0%	10.3%	7.0%
東京都	9.3%	14.8%	8.4%	11.4%	13.3%	8.5%	8.8%	14.1%	6.7%	11.4%	12.8%	7.9%
神奈川県	10.7%	11.6%	7.4%	12.7%	12.3%	8.1%	10.3%	10.9%	6.4%	12.8%	12.4%	8.2%
新潟県	3.8%	3.8%	3.5%	4.5%	4.2%	3.7%	3.6%	3.4%	2.7%	4.4%	4.1%	3.4%
富山県	3.9%	4.1%	3.2%	4.5%	4.5%	3.4%	3.7%	3.6%	2.4%	4.2%	4.6%	3.3%
石川県	5.4%	5.5%	4.3%	6.4%	6.0%	4.7%	5.4%	4.8%	3.3%	6.2%	5.9%	4.5%
福井県	3.6%	4.1%	3.4%	4.3%	4.4%	3.6%	3.4%	3.6%	2.6%	4.1%	4.3%	3.4%
山梨県	4.5%	5.0%	4.6%	5.1%	5.3%	4.6%	4.1%	3.9%	3.0%	4.5%	4.8%	3.9%
長野県	3.9%	4.4%	3.9%	4.7%	5.0%	4.1%	3.6%	3.6%	2.7%	4.4%	5.0%	3.7%
岐阜県	4.3%	4.3%	3.7%	5.1%	5.0%	4.0%	3.9%	3.7%	2.9%	4.6%	4.9%	3.7%
静岡県	6.6%	6.8%	5.6%	7.5%	7.3%	5.8%	6.0%	5.8%	4.3%	6.8%	7.0%	5.3%
愛知県	7.1%	8.0%	5.5%	8.5%	8.5%	5.9%	6.7%	7.4%	4.5%	8.1%	8.4%	5.9%
三重県	5.1%	5.4%	4.1%	5.8%	5.8%	4.3%	4.7%	4.8%	3.2%	5.2%	5.8%	4.3%
滋賀県	6.0%	6.1%	4.7%	6.6%	6.4%	5.1%	5.6%	5.4%	3.8%	6.1%	6.2%	4.8%
京都府	7.5%	9.9%	5.9%	8.7%	9.7%	6.3%	7.1%	9.7%	4.9%	8.3%	9.6%	6.3%
大阪府	10.5%	13.1%	9.0%	12.4%	13.1%	9.3%	10.1%	12.5%	7.9%	12.5%	13.4%	9.5%
兵庫県	8.5%	13.4%	6.4%	10.0%	14.2%	7.1%	7.8%	12.5%	5.5%	9.8%	14.1%	7.0%
奈良県	9.0%	8.5%	5.2%	10.3%	9.2%	6.1%	8.4%	7.8%	4.8%	9.6%	9.3%	6.4%
和歌山県	5.7%	6.4%	4.8%	6.6%	6.8%	5.1%	5.4%	5.6%	3.9%	6.3%	6.7%	5.0%
鳥取県	4.0%	4.8%	3.6%	4.9%	5.1%	3.8%	3.6%	4.1%	2.4%	4.4%	4.9%	3.4%
島根県	3.5%	4.0%	3.6%	4.1%	4.2%	3.4%	3.4%	3.2%	2.5%	4.1%	4.0%	2.9%
岡山県	4.7%	5.2%	4.0%	5.6%	5.5%	4.3%	4.4%	4.5%	2.8%	5.4%	5.5%	4.0%
広島県	6.5%	7.0%	5.1%	7.7%	7.4%	5.5%	6.2%	6.0%	4.0%	7.5%	7.3%	5.4%
山口県	5.1%	5.9%	4.6%	6.2%	6.3%	4.7%	4.9%	4.9%	3.3%	6.1%	6.2%	4.5%
徳島県	4.0%	5.0%	3.9%	4.8%	5.1%	3.9%	3.9%	4.2%	3.0%	4.5%	5.1%	3.4%
香川県	4.3%	4.8%	3.9%	5.3%	5.1%	4.0%	4.1%	4.1%	2.8%	5.1%	5.1%	3.7%
愛媛県	5.5%	5.5%	4.7%	6.7%	6.1%	5.1%	5.3%	4.6%	3.5%	6.5%	6.1%	4.7%
高知県	6.2%	7.2%	5.2%	7.6%	7.3%	5.6%	6.1%	6.1%	3.7%	7.2%	7.0%	5.0%
福岡県	8.6%	9.9%	6.7%	10.6%	10.0%	7.3%	8.4%	9.4%	5.4%	10.5%	10.0%	7.1%
佐賀県	4.6%	4.8%	4.1%	5.5%	5.5%	4.3%	4.4%	4.2%	3.1%	5.2%	5.5%	3.8%
長崎県	6.7%	6.6%	5.2%	8.1%	7.4%	5.5%	6.4%	6.0%	3.9%	7.7%	7.4%	5.0%
熊本県	5.7%	5.9%	4.8%	7.0%	6.7%	5.1%	5.5%	5.2%	3.5%	6.8%	6.7%	4.6%
大分県	5.4%	6.3%	5.1%	6.6%	6.6%	5.1%	5.2%	5.6%	3.6%	6.2%	6.5%	4.5%
宮崎県	5.8%	6.0%	5.2%	7.2%	6.8%	5.6%	5.4%	5.0%	3.9%	7.0%	6.9%	5.2%
鹿児島県	5.3%	6.0%	5.8%	6.2%	6.3%	5.7%	4.8%	4.6%	3.9%	6.1%	6.1%	5.0%
沖縄県	7.4%	10.0%	8.1%	8.7%	10.1%	8.3%	7.1%	8.8%	6.0%	8.2%	9.4%	7.3%
最大	10.7%	14.8%	9.0%	13.2%	14.2%	9.3%	10.4%	14.1%	7.9%	13.7%	14.1%	9.5%
最小	3.1%	3.6%	2.9%	3.9%	4.1%	3.1%	3.0%	3.2%	2.1%	3.7%	4.0%	2.8%
最大/最小	3.45	4.08	3.13	3.38	3.43	3.03	3.40	4.46	3.85	3.70	3.49	3.37

資料：総務省統計局「国勢調査」より筆者作成

注：網掛けは「5年移動率」が全国よりも高い都道府県、斜体字と点による網掛けは「5年移動率」が全国の半分を下回る都道府県。

県である。特に、男性の場合は東京都、神奈川県、大阪府、兵庫県で10%に達し、女性では北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、大阪府、兵庫県、福岡県で10%に達している。「5年移動率」が著しく低いのは、男性では、岩手県、秋田県、山形県、新潟県、富山県、福井県、長野県、岐阜県、島根県であり、女性では、秋田県、新潟県、島根県である。

このように、一般世帯に居住する高齢者の「5年移動率」には地域差があり、大都市圏ほど高い傾向がみられる。男女・年齢階級別の結果とあわせてみると、「転居する高齢者」の属性は男女・年齢では小さいながらも差がみられ、都道府県でみた地域差もある。その他にも高齢者の属性があることを考えると、「転居する高齢者」の属性を明らかにするには、公表ベースの集計されたデータの分析から個票データを用いた分析に進む方が、より細かい分析結果を明らかにすることが出来る。そこで、本稿の後半では、「第7回人口移動調査」の個票データを用いて、これを明らかにするための分析を行った結果を示す。

IV. 「第7回人口移動調査」を用いた分析の枠組み

1. 使用データー「第7回人口移動調査」についてー

分析に用いたデータは、国立社会保障・人口問題研究所「第7回人口移動調査」の個票データである。この調査は、全国の世帯や世帯員を対象に、「人口移動の動向を明らかにし、将来の人口移動の傾向を見通すための基礎データを得ること」を目的として5年ごとに行われている。「第7回人口移動調査」は2011年7月に実施された。ただし、東日本大震災の影響により、岩手県、宮城県、福島県では調査を中止し、北海道では同年9月1日に延期して実施した。調査項目は世帯主および世帯員の居住歴、居住経験のある都道府県、離家経験、そして5年後の居住地の見通し等である。調査方法として、調査票の配布・回収は調査員が行い、調査票への記入は原則として世帯主に依頼した。調査対象世帯数は15,449世帯であり、有効回収世帯数は11,353世帯であったので、有効回収率は73.5%となる。有効回収世帯の世帯員数は29,320人であり、このうち65歳以上の世帯員（以下、高齢者とする）は6,575人である。これが、本稿の分析対象となる高齢者の数である⁷⁾。

2. 分析の枠組み

(1) 被説明変数

「転居する高齢者の属性」を明らかにするための分析モデルの概要は次のとおりである。まず、今回の分析では、「第7回人口移動調査」の個票データから高齢者を対象にした、ロジットモデルによる回帰分析モデルを用いた。ロジットモデルを選んだ理由は、回帰式で推定された各説明変数の係数が、簡単な計算によってオッズ比に変換できるからである。回帰分析モデルでは、被説明変数と説明変数が必要である。本稿では2つの被説明変数を

7) 実際に分析に用いたのは、65歳以上の世帯員6,575人うち、回帰分析のモデルに必要な変数が全てそろっている者（不詳や無回答がない者）であった。

設定した。

まずひとつは、一般世帯の高齢者について「5年前の居住地と現住地が異なるか否か」という被説明変数である。これは「第7回人口移動調査」の調査項目にある「5年前の居住地」から設定できる。具体的には、「5年前の居住地」には6つの選択肢があり、これらについて、5年前の居住地が「現在と同じ居住地」である者は0、「まだ生まれていない」、「不詳」を除く他の選択肢を選んだ者（どこであれ5年前には現住地以外の場所にいたことが明らかな者）は1というコードを割り当てた⁸⁾。これに対応する説明変数として、高齢者個人や世帯の属性、高齢者が居住している地域（市区町村）の属性を設定した。変数の具体的な内容は後述するとおりであるが、これらの変数を設定した理由は、高齢者個人の状況の他に、高齢者が住んでいる地域の状況も高齢者の移動に影響を与えるのではないかと考えたからである（分析モデルA）。

次に、この調査には「5年後の転居の可能性」という調査項目もある。高齢者が今後の転居の可能性をどう見通しているか、特に転居の可能性を少しでも考えている者は、どのような属性を持つ者で多いかをこの調査項目から明らかにすることができる。近年、高齢者の送り出し、受け入れに関する自治体の連携に関する議論もあり、こうした分析は重要であると思われる⁹⁾。そこで、ふたつめの被説明変数として、一般世帯の高齢者で「5年後の居住地が異なる可能性があるか否か」を設定した。具体的には、「5年後の居住地が異なる可能性」の選択肢のうち、「まったくない」を選んだ場合は0、その他の選択肢（大いにある、ある程度ある、あまりない）を選んだ場合は1を割り当てた。つまり、5年後に居住地が変わっている可能性が少しでもある者を「居住地が異なる可能性がある」とした¹⁰⁾。これに対応する説明変数として分析モデルAと同じように、高齢者個人や世帯の属性、高齢者が居住している地域（市区町村）の属性を設定した（分析モデルB）。

つまり、今回の分析では2つの回帰分析モデルを用いた。なお、これらの被説明変数を作成するときには、不詳は除いた。

(2) 説明変数—高齢者個人・世帯の属性—

上で述べた2つの分析モデルで用いる説明変数について、高齢者個人・世帯の属性については、「第7回人口移動調査」で利用できる変数を用いる。つまり、ふたつの分析モデルで同じ説明変数を用いる。その作成方法などは表2のとおりであるが、主な内容は以下のとおりである。

まず、高齢者個人の属性として最も基本的なのが男女と年齢である。男女については女性を1、男性を0とした（女性ダミー）。年齢については、年齢各歳の値をそのまま用い、

8) 「5年前の居住地」の選択肢は、0.まだ生まれていない、1.現在と同じ居住地、2.現在と同じ区市町村内、3.現在と同じ都道府県の他の区市町村、4.他の都道府県（都道府県名も回答）、5.外国（国名も回答）である。これらの中で、2～5を「現在の居住地以外」としてカテゴリ化した。なお、5年前の基準となる期日は、調査の5年前（2006年7月1日、北海道は9月1日）である。

9) 三菱総合研究所「高齢者居住を中心とした自治体間連携に関する調査」（平成25年3月）

10) 「5年後の転居の可能性」の選択肢は、1.大いにある、2.ある程度ある、3.あまりない、4.まったくない、の4つである。このうち1～3については枝問で転居予定先の地域ブロック、転居の理由などを尋ねている。そこで、1～3を選んだ者は転居の可能性のあるものとみなした。

その二乗も説明変数として加えた。これにより、高齢者の居住地移動の傾向が年齢とともに逡減的なのか否かを明らかにすることができる。高齢者にとって、配偶者との死別、健康状態の悪化によって、子どもとの同居を開始する場合もある。その場合、子どもの側が転居することも考えられるが、親の方が転居する場合も否定できない。そこで、高齢者の配偶関係と健康状態を説明変数として設定した。配偶関係は、配偶者がいる（配偶者と同居および別居）の場合を1、未婚、離別、死別を0とした（有配偶ダミー）。健康状態は、この調査では回答者自身による主観的な評価であり、「よい、まあよい、ふつう、あまりよくない、よくない」の5段階である。そこで、変数の内容をシンプルにするために、「よい、まあよい」を2、「ふつう」を1、「あまりよくない、よくない」を0とした。

次に、高齢者の社会経済的な状況として、教育水準、持ち家ダミー、世帯構造ダミーを設定した。教育水準は、卒業した学校の種類をもとに、「1.小学校、2.新制中学・旧制高小など」は「中学校以下卒業」として0、「3.新制高校・旧制中学・女学校など」は「高校卒業」として1、「4.専修学校（高卒後）など、5.短期大学、高専など、6.大学、大学院など」は「大学等卒業」として2とした。

高齢者の世帯に関する属性として、「第7回人口移動調査」の個票データから、住宅の所有関係の調査項目と世帯構造に関する変数を用いることができる。まず前者については、住居の所有関係に関する質問をもとに、「1.持ち家（一戸建て）、2.持ち家（共同住宅）」に居住している者を1とし、その他（3.公団・公営などの賃貸住宅、4.民営の借家・アパート、5.社宅などの給与住宅、6.その他）を0とした（持ち家ダミー）。後者については、世帯員の続柄などをもとに作成された世帯の家族類型に関する変数や年齢などをもとに、「高齢者のみの世帯に居住している」場合は1、そうでない場合は0とした（世帯構造ダミー）。

さらに、高齢者の居住地移動傾向は、若いときからの居住地移動経験にも左右されるものと思われる。そこで、「第7回人口移動調査」で調査をしているライフイベントごとの居住地に関する調査項目などをもとに設定された変数から、「他県居住経験ダミー」を作成した¹¹⁾。この調査で把握できる範囲で「現住都道府県以外の地域や外国に居住経験がある」場合は1、そうでない場合は0というコードを設定した。

11) 居住地に関する設問として、引越の経験、生まれた場所、中学校（旧制小学校、高小）卒業時の居住地、最後の学校を卒業したときの居住地、はじめて仕事を持ったときの居住地、はじめての結婚の直前の居住地、はじめての結婚の直後の居住地、5年前の居住地、1年前の居住地、生まれてから現在までに居住したことの都道府県・外国、である。

表2 モデルで使った変数の概要（被説明変数と説明変数）

項目		変数名		内容		
分析モデルA						
被説明変数		5年前の居住地	カテゴリー	「現在の居住地以外」※=1, 「現在と同じ居住地」=0 ※現在と同じ区市町村内, 現在と同じ都道府県の他の区市町村, 他の都道府県（都道府県名も回答）, 外国（国名も回答）		
説明変数	高齢者個人	人口学的	女性ダミー	カテゴリー	女性=1, 男性=0	
			年齢	連続変数	年齢各歳（65歳以上）	
			年齢の二乗	連続変数		
			有配偶ダミー	カテゴリー	配偶者あり（配偶者と同居, 別居）=1, その他（未婚, 離別, 死別）=0	
			健康状態	カテゴリー	よい, まあよい=2, ふつう=1, あまりよくない, よくない=0	
		社会経済	教育水準	カテゴリー	教育程度=「卒業した」者について 大学等卒業（専修学校（高卒後）など, 短期大学, 高専など, 大学, 大学院）=2, 高校卒業（新制高校, 旧制中学・女学校など）=1, 中学校以下卒業（小学校, 2.新制中学, 旧制高小など）=0	
			持ち家ダミー	カテゴリー	持ち家（持ち家（一戸建て）, 持ち家（共同住宅））=1, その他（公団・公営などの賃貸住宅, 民営の借家・アパート, 社宅などの給与住宅, その他）=0	
			世帯構造ダミー	カテゴリー	高齢者のみの世帯居住=1, それ以外=0	
		移動経験	他県居住経験ダミー	カテゴリー	現居住地以外の都道府県, 外国居住経験あり=1, 現住都道府県居住のみ=0※ ※居住地引越の経験, 生まれた場所, 中学校（旧制小学校, 高小）卒業時の居住地, 最後の学校を卒業したときの居住地, はじめて仕事を持ったときの居住地, はじめての結婚の直前の居住地, はじめての結婚の直後の居住地, 5年前の居住地, 1年前の居住地, 生まれてから現在までに居住したことのある都道府県・外国をもとに作成	
					(現住地の居住都道府県をもとに) 三大都市圏居住=1, それ以外=0	
	居住市区町村の属性（それぞれ1つをモデルに投入）	三大都市圏ダミー	カテゴリー	(現住地の居住都道府県をもとに) 三大都市圏居住=1, それ以外=0		
		人口密度	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2005年）の市区町村別人口密度		
		高齢化率	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2005年）の市区町村別高齢化率		
		核家族的世帯割合	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2005年）, 市区町村別核家族世帯と単独世帯が一般世帯に占める割合		
		第1次産業割合	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2005年）, 就業者に占める第1次産業従事者の割合		
		昼夜間人口比	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2005年）, 市区町村別		
		持ち家率	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2005年）, 市区町村別		
		病院数（人口10万人あたり）	連続変数	総務省統計局「市区町村のすがた」（2007年, 2005年データ）		
		診療所数（人口10万人あたり）	連続変数	総務省統計局「市区町村のすがた」（2007年, 2005年データ）		
		民営訪問介護事業所数（人口10万人あたり）	連続変数	総務省統計局「事業所・企業統計調査」（2006年）		
定数						
分析モデルB						
被説明変数		5年後の居住地が異なる可能性	カテゴリー	大いにある, ある程度ある, あまりない=1, まったくない=0		
説明変数	高齢者個人	人口学的	女性ダミー	カテゴリー	分析モデルAと同じ	
			年齢	連続変数		
			年齢の二乗	連続変数		
			有配偶ダミー	カテゴリー		
			健康状態	カテゴリー		
		社会経済	教育水準	カテゴリー		
			持ち家ダミー	カテゴリー		
			世帯構造ダミー	カテゴリー		
		移動経験	他県居住経験ダミー	カテゴリー		
			三大都市圏ダミー	カテゴリー		分析モデルAと同じ
	居住市区町村の属性（それぞれ1つをモデルに投入）	人口密度	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2010年）の市区町村別人口密度		
		高齢化率	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2010年）の市区町村別高齢化率		
		核家族的世帯割合	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2010年）, 市区町村別核家族世帯と単独世帯が一般世帯に占める割合		
		第1次産業割合	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2010年）, 就業者に占める第1次産業従事者の割合		
		昼夜間人口比	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2010年）, 市区町村別		
		持ち家率	連続変数	総務省統計局「国勢調査」（2010年）, 市区町村別		
		病院数（人口10万人あたり）	連続変数	総務省統計局「市区町村のすがた」（2013年, 2010年データ）		
		診療所数（人口10万人あたり）	連続変数	総務省統計局「市区町村のすがた」（2013年, 2010年データ）		
		民営訪問介護事業所数（人口10万人あたり）	連続変数	総務省統計局「経済センサス」（2009年）		
		定数				

(3) 説明変数—高齢者の居住する地域の属性—

本稿で用いたモデルでは、説明変数として高齢者の居住地域（市区町村）の属性も用いた。それは、高齢者が「居住地を移動」するか否かは、個人の属性だけでなく、居住している地域の属性も重要ではないかと考えたためである。例えば、病院や買い物が便利などところに引っ越したいという理由は、個人の事情よりも、病院や商店の充実度という地域の要因が大きい。こうした要因を考慮して、居住地域の属性という変数を加えた。地域の単位は住民に最も身近な市区町村単位とした¹²⁾。

高齢者の居住地域（市区町村）の属性に関する説明変数も表2のとおりである。三大都市圏ダミーは、高齢者が居住している市区町村が、三大都市圏（東京圏、中京圏、大阪圏）にある場合に1、そうでない場合を0とした変数である¹³⁾。その他に、人口密度、高齢化率、核家族的世帯割合（一般世帯に占める核家族と単独世帯の割合）、第1次産業割合（就業者のうち、第1次産業に従事している者の割合）、昼夜間人口比、持ち家率、病院数（人口10万人あたり）、診療所数（人口10万人あたり）、民営訪問介護事業所数（人口10万人あたり）を設定した。これらは市区町村を単位に、国勢調査または他の統計から必要なデータから変数を整備した。使用したデータは、分析モデルAについては2005年の「国勢調査」または同じ年、近い年の他の統計、分析モデルBについては2010年の「国勢調査」または同じ年、近い年の統計を用いた。分析モデルによって使用するデータの年次が異なるのは、地域の属性はタイムラグを伴って影響すると考えたからである。被説明変数が5年間の居住地移動に関するものであるため、分析モデルAではおおむね5年前のデータ、分析モデルBでは調査年に近いデータを用いた。これらのデータは「第7回人口移動調査」の個票データにマッチングさせた。

このように、居住地域の属性に関する変数は10個である。ここでは多重共線性を避けるため、10個の変数を同時に投入しないで、ひとつずつ回帰式に組み込む方法を採用した。つまり、ひとつの被説明変数に対して、高齢者個人・世帯の属性の説明変数と居住地域の属性に関する変数がひとつ含まれる回帰式が10本ある（回帰式1～10）。また、居住地域の属性に関する変数を用いない回帰式（回帰式0）も設定した。よって、被説明変数ひとつにつき11本の回帰式が推計される。なお、解析ソフトはStata12.1を用いた。

3. 記述統計量

これらの変数に関する記述統計は表3のとおりである。分析モデルA、Bそれぞれの被説明変数そして多くの説明変数は、数値として0と1だけを使う変数である。そのため、平均値は1を下回る小数値となっている。一方、年齢は実際の年齢を用いたため、最小値

12) ここでいう市区町村の「区」とは、東京特別区と政令指定都市の区（例、福岡市博多区）である。ただし、浜松市、新潟市、相模原市のように、近年政令指定都市となったところは、2005年のデータ利用の関係で、区単位のデータを用いなかった。また、市町村合併にも配慮し、2011年の市区町村の領域を単位としたデータを整備した。

13) ここでは、東京圏とは埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県を、中京圏とは岐阜県、愛知県、三重県を、大阪圏は京都府、大阪府、兵庫県を指す。

は65, 年齢の二乗も最小は4225となっている。居住地の属性に関する変数は, 三大都市圏ダミー以外は, 各市町村の統計データをもとにした数値である。そのため, 平均値などが変数によって大きく異なる。ただし, 実際の分析は平均が0になるように中心化という処理を行った。

表 3 記述統計量

項目		変数	高齢者 (65歳以上)						
			サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大		
被説明変数	分析モデルA	5年前の居住地	6,179	0.11	0.32	0	1		
	分析モデルB	5年後の居住地が異なる可能性	5,928	0.11	0.31	0	1		
説明変数	高齢者個人	人口学的	女性ダミー	6,394	0.56	0.50	0	1	
			年齢	6,564	74.98	7.22	65	101	
			年齢の二乗	6,564	5,674.70	1,118.06	4,225	10,201	
			有配偶ダミー	6,420	0.68	0.47	0	1	
			健康状態	6,078	1.01	0.68	0	2	
		社会経済	教育水準	5,424	0.72	0.72	0	2	
			持ち家ダミー	6,159	0.88	0.33	0	1	
			世帯構造ダミー	6,571	0.45	0.50	0	1	
			移動経験	他県居住経験ダミー	5,615	0.55	0.50	0	1
			分析モデルA, B共通	三大都市圏ダミー	6,575	0.44	0.50	0.00	1.00
	居住市区町村の属性 (それぞれ1つをモデルに投入)	2005年 (モデルAで使用)	人口密度	6,575	3,128.22	4,299.05	11.65	19,924.76	
			高齢化率	6,575	21.15	5.03	9.14	44.42	
			核家族的世帯割合	6,575	85.21	8.75	60.12	95.25	
			第1次産業割合	6,575	5.25	6.33	0.03	34.13	
			昼夜間人口比	6,575	101.30	47.38	73.27	489.04	
			持ち家率	6,575	66.92	13.81	28.76	92.78	
			病院数 (人口10万人あたり)	6,575	11.02	27.52	0.00	295.67	
			診療所数 (人口10万人あたり)	6,575	124.89	289.81	31.66	3,335.49	
		2010年 (モデルBで使用)	人口密度	6,575	3,164.44	4,464.98	10.70	21,881.50	
			高齢化率	6,575	24.12	5.04	11.72	47.70	
			核家族的世帯割合	6,575	0.87	0.08	0.64	0.96	
			第1次産業割合	6,575	4.59	5.64	0.06	31.46	
			昼夜間人口比	6,575	101.15	40.13	74.90	432.00	
持ち家率	6,575	66.79	13.35	28.82	90.93				
病院数 (人口10万人あたり)	6,575	6.28	4.05	0.00	24.16				
診療所数 (人口10万人あたり)	6,575	79.96	36.26	8.78	321.75				
民営訪問介護事業所数 (人口10万人あたり)	6,575	11.69	7.92	0.00	71.18				

V. 分析結果

1. 「5年前の居住地が現居住地と異なるか否か」(分析モデルAの結果)

分析モデルAの各回帰式(モデル0~10)の推定結果は表4のとおりである。まず, 表3から「5年前の居住地が現居住地と異なる」一般世帯に住む高齢者の割合は約11%であ

る。すでに述べた国勢調査の「5年移動率」と比較すると高めの結果となっている。2013年1月に速報概要が公表された「第7回人口移動調査」(速報概要)から年齢総数でみた「5年移動率」(24.7%)と比較して半分を下回るので、高齢者の移動率そのものは低いことは「国勢調査」の結果と共通している。そのため今回の分析は、「国勢調査」の集計データからわかる傾向を前提に、さらに細かい分析に用いることが可能であるといえる。そのような考えを前提に「転居した」高齢者個人の属性をみてみよう。これについては、地域変数がない回帰式0、地域変数を含む回帰式1から回帰式10までの間で、係数の方向(正の値か負の値か)は全て同じであり、係数の絶対値も同じような水準であるので、全てのモデルをまとめてみた結果を述べる。

まず、女性ダミーは負の値の係数(-0.2より若干大きい程度)となっており、オッズ比換算で0.83程度である。これより、女性高齢者は男性高齢者よりも過去5年間に転居しない傾向がみられる。年齢については非常に小さな正の値の係数(0.01程度)であるが、年齢の二乗はきわめて0に近い負の値である。つまり、より高齢になるほど転居する高齢者の割合は高くなるものの、その上昇の程度はほとんど無視できるものであるといえよう。有配偶ダミーは5%水準で有意な負の値の係数であり、-0.274から-0.266の値となっている。これらの値をオッズ比に換算すると0.76くらいであり、有配偶者はその他の配偶関係の者よりも25%近く転居する可能性が低くなるといえる。健康状態は、-0.138から-0.131の負の係数を取り、健康状態が良くなるほど転居する可能性は低い。別の見方をすると、健康状態が良くない高齢者ほど、転居する可能性が高い。

高齢者の教育水準では係数の値は、0.018から0.051と幅があるものの、正の値の係数を取る。つまり、高学歴層ほど転居した可能性が高い。持ち家ダミーをみると、およそ-1.6の負の係数を取り、しかも1%水準で有意である。これをオッズ比に換算するとおよそ0.19である。つまり、持ち家に住んでいる高齢者は、その所有名義に関係なく定住傾向が非常に強い。このことは、配偶者との死別、健康上の理由で再同居が必要な場合、子どもの側が転居してくる可能性があることを示唆している。世帯構造ダミーはおよそ0.1の正の係数を取る。高齢者だけの世帯に居住している者の方が、転居してきた可能性が高い。

居住歴に関係する他県居住経験ダミーは、0.310から0.355の正の係数を取り、1%水準で有意である。これらの係数値をオッズ比に換算すると、およそ1.39である。つまり、居住している都道府県以外の地域や外国に居住したことのある者ほど、高齢期になっても転居を経験した可能性が40%近く高くなる。

高齢者の居住している地域(市区町村)の属性についてみると、以下のとおりである。負の係数を取るのは、三大都市圏ダミー(-0.127)、高齢化率(-0.019)、第1次産業割合(-0.007)、持ち家率(-0.005)であった。正の値の係数を取るのは、人口密度(0.000)、核家族的世帯割合(0.012)、昼夜間人口比(0.000)、病院数(人口10万人あたり、0.003)、診療所数(人口10万人あたり、0.000)、民営訪問介護事業所数(人口10万人あたり、0.001)である。係数はおおむね小さく、転居してきた高齢者の割合を大きく左右させる要因としては機能していない。

表4 推定結果（5年前の居住地，分析モデルA）

項目	変数	高齢者（5年前の居住地が現住地でない=1）											
		回帰式0	回帰式1	回帰式2	回帰式3	回帰式4	回帰式5	回帰式6	回帰式7	回帰式8	回帰式9	回帰式10	
高齢者個人	人口学的	女性ダミー	-0.187	-0.185	-0.186	-0.187	-0.192	-0.188	-0.187	-0.190	-0.183	-0.184	-0.186
		年齢	0.011	0.017	0.012	0.017	0.011	0.011	0.011	0.011	0.013	0.012	0.010
		年齢の二乗	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		有配偶ダミー	-0.268*	-0.266*	-0.268*	-0.274*	-0.272*	-0.270*	-0.268*	-0.268*	-0.267*	-0.268*	-0.268*
		健康状態	-0.134	-0.138	-0.136	-0.132	-0.131	-0.133	-0.134	-0.131	-0.138	-0.137	-0.135
	社会経済	教育水準	0.043	0.051	0.047	0.026	0.018	0.035	0.043	0.030	0.049	0.047	0.046
		持ち家ダミー	-1.677**	-1.692**	-1.691**	-1.648**	-1.628**	-1.661**	-1.676**	-1.636**	-1.687**	-1.681**	-1.684**
		世帯構造ダミー	0.114	0.109	0.115	0.119	0.099	0.114	0.114	0.106	0.112	0.114	0.114
移動経験	他県居住経験ダミー	0.334**	0.355**	0.341**	0.312**	0.310**	0.322**	0.333**	0.325**	0.340**	0.338**	0.335**	
説明変数	居住市区町村の属性（それぞれ1つをモデルに投入）	三大都市圏ダミー		-0.127									
		人口密度			0.000								
		高齢化率				-0.019							
		核家族的世帯割合					0.012						
		第1次産業割合						-0.007					
		昼夜間人口比							0.000				
		持ち家率								-0.005			
		病院数（人口10万人あたり）									0.003		
		診療所数（人口10万人あたり）										0.000	
		民営訪問介護事業所数（人口10万人あたり）											0.001
定数		-0.574	-0.736	-0.619	-0.837	-0.604	-0.604	-0.572	-0.615	-0.690	-0.645	-0.555	
サンプル数		4,051	4,051	4,051	4,051	4,051	4,051	4,051	4,051	4,051	4,051	4,051	

注：* p<.05; ** p<.01 で有意

2. 「5年後の居住地が現住地と異なる可能性があるか否か」（分析モデルB）

分析モデルBの各回帰式（回帰式0～10）の推定結果は表5のとおりである。まず、表3から「5年後の居住地が現住地と異なる可能性がある」一般世帯に住む高齢者の割合も約11%であり、高齢者の今後5年間の定住傾向は強いといえる。そのような中で「転居する可能性のある」高齢者個人の属性を1と同じようにみてみよう。このモデルでも、地域変数がない回帰式0、地域変数を含む回帰式1から回帰式10までの間で、係数の方向（正の値か負の値か）は全て同じであり、係数の絶対値も同じような水準であるので、1と同様に全てのモデルをまとめてみた結果を述べる。

まず、女性ダミーは負の値の係数（-0.211から-1.87の間）を取り、オッズ比に換算すると0.82程度である。つまり、女性高齢者は男性よりも近い将来での定住傾向は強いといえる。年齢については、0.062から0.098の間の正の係数を取り、年齢の二乗はきわめて0に近い負の値である。つまり、より高齢になるほど将来は転居すると見通す高齢者の割合は高くなるものの、その上昇の程度はほとんど無視できる程度のものである。有配偶ダミー

は-0.223から-0.205の負の値を取り、有配偶者はその他の配偶関係の者よりも今後の転居を見通す者は少ないといえる。健康状態は、-0.178から-0.149の負の係数を取り、回帰式によっては5%水準で有意である。これらをオッズ比に換算するとおよそ0.85となる。つまり、健康状態が良くないほど、転居を見通す可能性が高く、子どもとの同居の他、特別養護老人ホームなどの施設への入居を見通しているものと思われる。

表5 推定結果（5年後の居住地が現住地と異なる可能性，分析モデルB）

項目	変数	高齢者（5年後の居住地が現住地と異なる=1）											
		回帰式0	回帰式1	回帰式2	回帰式3	回帰式4	回帰式5	回帰式6	回帰式7	回帰式8	回帰式9	回帰式10	
高齢者個人	人口学的	女性ダミー	-0.198	-0.206	-0.200	-0.195	-0.211	-0.201	-0.189	-0.200	-0.195	-0.187	-0.200
		年齢	0.090	0.062	0.080	0.093	0.086	0.082	0.098	0.091	0.084	0.094	0.089
		年齢の二乗	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
		有配偶ダミー	-0.208	-0.215	-0.205	-0.213	-0.222	-0.223	-0.205	-0.208	-0.207	-0.208	-0.209
		健康状態	-0.160	-0.149	-0.151	-0.154	-0.154	-0.153	-0.178*	-0.155	-0.161	-0.172*	-0.157
	社会経済	教育水準	0.442**	0.409**	0.403**	0.417**	0.383**	0.386**	0.450**	0.420**	0.435**	0.456**	0.443**
		持ち家ダミー	-2.134**	-2.093**	-2.030**	-2.086**	-2.023**	-2.060**	-2.248**	-2.062**	-2.141**	-2.233**	-2.128**
		世帯構造ダミー	-0.216	-0.200	-0.234*	-0.210	-0.247*	-0.215	-0.217	-0.230*	-0.207	-0.213	-0.219
	移動経験	他県居住経験ダミー	0.647**	0.572**	0.592**	0.622**	0.593**	0.580**	0.658**	0.637**	0.620**	0.658**	0.647**
	説明変数	居住市区町村の属性（それぞれ1つをモデルに投入）	三大都市圏ダミー		0.469**								
人口密度					0.000**								
高齢化率						-0.029*							
核家族的世帯割合							3.766**						
第1次産業割合								-0.064**					
昼夜間人口比									-0.004**				
持ち家率										-0.009			
病院数（人口10万人あたり）											-0.029		
診療所数（人口10万人あたり）												-0.004**	
民営訪問介護事業所数（人口10万人あたり）													0.006
定数		-3.534	-2.763	-3.184	-3.714	-3.458	-3.335	-3.739	-3.612	-3.340	-3.649	-3.487	
サンプル数		3,946	3,946	3,946	3,946	3,946	3,946	3,946	3,946	3,946	3,946	3,946	

注：* p<.05; ** p<.01 で有意

高齢者の教育水準の係数は、0.383から0.456と1のモデルより値が大きくなりかつ、1%水準で有意である。オッズ比換算ではおよそ1.53であるが、教育程度の高い高齢者ほど、転居の可能性、つまり近い将来のライフスタイルを見通している傾向があるといえよう。持ち家ダミーは-2.248から-2.023の負の値を取り、ここでも絶対値では1のモデルよりも大きく、しかも1%水準で有意である。これをオッズ比に換算するとおよそ0.1であり、持ち家に住んでいる高齢者は、その所有名義に関係なく転居しないと見通す傾向がきわめて強い。つまり、住居が確保できている高齢者ほど定住傾向が強いといえる。世帯構造ダミーは-0.247から-0.200の負の係数を取る。これは1のモデルとは反対の結果になった。

つまり、高齢者だけの世帯に居住している場合、転居を近い将来に起きうる出来事と考える者は少なくなると思われる。

居住歴に係る他県居住経験ダミーは、0.572から0.658の水準の正の係数を取り、1のモデルより係数の絶対値が大きく、そして1%水準で有意である。オッズ比換算ではおよそ1.86となり、居住している都道府県以外の地域や外国に居住したことがある者ほど、今後の転居を見通す者が非常に多くなる。

高齢者の居住している地域（市区町村）の属性についてみると、以下のとおりである。負の係数を取るのは、高齢化率（-0.029、5%水準で有意）、第1次産業割合（-0.064、1%水準で有意）、昼夜間人口比（-0.004、1%水準で有意）、持ち家率（-0.009）、病院数（人口10万人あたり、-0.029）、診療所数（人口10万人あたり、-0.004、1%水準で有意）である。高齢化が進んでいる地域で転居を見通す高齢者が少なくなる他、第1次産業で働く者の多い地域、地域の中心地的な機能を果たす市区町村、医療機関が多い地域でも転居を見通す高齢者は少なくなる。

逆に正の係数を取るのは、三大都市圏ダミー（0.469、1%水準で有意）、人口密度（0.000、1%水準で有意）、核家族的世帯割合（3.766、1%水準で有意）、民営訪問介護事業所数（人口10万人あたり、0.006）である。都市的な地域や三世代同居が少ない地域で、転居を見通す者が増えることがわかる。

VI. 考察

このように、一般世帯に居住する高齢者の間では定住傾向が強い。しかし、高齢者が過去5年間に転居を経験した可能性が高くなる有意な要因として、①有配偶でないこと、②持ち家に居住していないこと、③現住地以外の都道府県や外国に居住した経験があること、が明らかとなった。①については、配偶者との離死別が関係し、②は住宅事情、つまり借り換えなどで住み替えが容易、または借りている住宅から退去せざるを得なかったという事情が関係しているものと思われる。また、都道府県を超えた居住経験は、高齢者に転居への抵抗感を少なくさせているのではないかと思われる。地域の属性に関する変数については、有意な変数がみられなかった。現住地の変数を使ったことが原因かと考えられるが、地域変数をどのように取り入れるかは今後の検討課題であると思われる。

今後5年間の転居可能性を見通す高齢者が多くなる有意な要因として、①教育水準が高いこと、②持ち家居住でないこと、③現住地以外の都道府県や外国に居住した経験があること、④三大都市圏に居住していること、⑤核家族や単独世帯が多い地域に居住していること、⑥第1次産業に従事する者がより少ない地域に居住していること、がある。今後の転居可能性とは施設入居も含んでいると考えられるので、教育水準が高い者ほど、要介護になったときなどを含め、今後のことを考えている可能性がある。また、②や③は過去5年間の転居経験と同じ背景があるものと思われる。④以降は居住する地域の事情であるが、これらを総合的にみると、都市的な地域、診療所が不便

な地域では転居を見通す高齢者が多くなる。前者では、都市的な地域では、自分たちで生活しているが、近い将来子どもとの再同居のための引越や、介護施設への入所を視野に入れているものと思われる。後者は、医療サービスの利便性を求めていることであろう。

このように、「転居してきた」、「今後の転居を見通す」高齢者には、いくつかの特徴があることが明らかになった。割合こそは低いものの、「転居してきた」高齢者の存在を認識することで、高齢者が所得や健康状態ほどではないが、一様ではない側面を認識することにつながる。こうした高齢者のさまざまな側面を理解することが、「地域包括ケア」の構築を含め、今後の高齢化に関する議論に資することができると思われる。

今回の分析では、高齢者の移動を被説明変数とし、高齢者個人や世帯の属性、地域の属性を説明変数としてきた。地域の属性について有意な結果を得ることが困難であった。その単位設定（市区町村単位のデータを用いる）は適切であったか、他にふさわしい変数がなかったかといった検討も必要であろう。また、「人口移動調査」ではライフイベントごとの居住地を調査しており、これをもとに、高齢者の居住歴をある程度把握することができる。今回の分析とは逆に、居住歴を性別や年齢とともに説明変数のひとつとした分析、例えば高齢者の健康状態を被説明変数とした場合に、どのような結果が得られるかを明らかにすることで、高齢者の姿の分析を深めることができると考えられる。このような様々な視点からの分析方法を検討することで「人口移動調査」を用いた分析も検討できると考えられる。

(2013年10月1日査読終了)

引用文献

- Murphy, P. (1979) "Migration of the Elderly A Review", *Town Planning Review*, vol. 50, pp.84-93.
- 地域包括ケア研究会 (2009) 『地域包括ケア研究会 報告書～今後の検討のための論点整理～』(平成20年度老人保健健康増進等事業報告書).
- 地域包括ケア研究会 (2010) 『地域包括ケア研究会 報告書』(平成21年度老人保健健康増進等事業報告書, 三菱UFJ リサーチ&コンサルティング).
- 内野澄子 (1987) 「高齢人口移動の新動向」『人口問題研究』第184号, pp.19-38.
- 坂井博通 (1989) 「高齢人口移動の特徴と移動理由」『人口問題研究』第192号, pp.1-13.
- エイジング総合研究センター (1994) 「大都市高齢者の移動実態とその理由 (調査研究の概要)」『Aging』第12巻6号, pp.10-17.
- 平井誠 (1999) 「大都市郊外地域における高齢者転入移動の特性—埼玉県所沢市の事例—」『地理学評論』第72A-5号, pp.289-309.
- 杉澤秀博・斉藤民・柴田博 (2000) 「大都市圏から別荘地域に移動した高齢者の特性」『日本公衆衛生雑誌』第49巻9号, pp.828-836.
- 斉藤民・甲斐一郎 (2004) 「大都市近郊部に転居した高齢者の転居理由による特性の違い」『老年社会科学』第26巻第2号, p215.
- 東川薫 (2008) 「高齢者の居住移動の推移と特徴」『老年社会科学』第29巻第4号, pp.547-552.
- 三菱総合研究所 (2013) 『高齢者居住を中心とした自治体間連携に関する調査 (平成25年3月)』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (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).

Analysis of Migrated Elderly Living in Private Households - Analysis using the Micro-data of "The 7th National Survey on Migration (2011)" -

Katsuhisa KOJIMA

In Japan, we have a long term care policy toward the construction of society providing healthcare, long-term care and other related social services to the elderly living in the place where they have used to live for many years. On the other hand, about 10 percent of the elderly living in the private households has experience to migrate during past five years. It is necessary for us to take their situation into consideration when we provide them health and welfare services. So, we need to clarify what types of the elderly will migrate.

Under such consciousness, I analyzed the attributes of the elderly with past and future migration with micro-data of "The 7th National Survey on Migration (2011)". In this macro-data, we can use data of the elderly (about 6,000 samples) with demographic and socio-economic variables and experience of migration from birth to present. I have used two regression models based on logit model. "Model A" has the dependent variable "Residence of five years ago is different from that of present or not". "Model B" has the dependent variable "Residence of five years later will be different from that of present or not". Both models have independent variables of the attributes of the elderly themselves and socio-economic situation of region where they live.

From "Model A", I have found that the significant independent variables are "Not in married", "Not living in owned house", "Having experience living in two or more other prefectures and foreign country". From "Model B", I have found that the significant independent variables are "Highly educated", "Not living in owned house", "Having experience living in two or more other prefectures and foreign country", "Living in the major metropolitan areas (Tokyo, Osaka and Nagoya area)".

特集 I : 少子・超高齢・人口減少社会の人口移動—第7回人口移動調査の結果から— (その1)

外国からの移動と定住

—マルチレベル分析による居住地域要因の検証—

中 川 雅 貴

本稿は、国際移動と国内移動の関連性という視点から、外国からの帰還移動者の国内における移動性向およびその関連要因について分析を行った。「第7回人口移動調査」の結果から、東京圏をはじめとする大都市圏において帰還移動者の割合が顕著に高いこと、また、帰還移動者の特徴として、学歴や職業でみた社会経済的屬性が高いことに加え、過去の移動歴および将来の移動可能性のいずれにおいても、国内における移動性向が高いことが確認された。「第7回人口移動調査」のマイクロデータに居住地域の社会経済的環境指標を結合したデータを用いたマルチレベル分析の結果、第三次産業における就業機会の拡大および労働市場の流動性の上昇が、帰還移動者の他地域への転出可能性を低下させ、その定住性向を高めることが示された。これらの分析結果は、海外からの帰還移動に際する居住地選択が、こうした地域の社会経済的特性を反映したものであることを示唆している。

I. はじめに

国際的な人の移動が世界規模で拡大するなかで、近年の人口移動研究においては、国際移動と国内移動の関連についての関心が高まっている (King and Skeldon 2010, King and Conti 2013)。これまでも、とりわけ発展途上国に関する研究においては、その人口転換や急速な社会経済構造の変化の過程で生じた農村—都市間の移動を中心とする人口（および労働力）の国内移動と国外への流出についての関連性が指摘され、そのメカニズムが検証されてきた (Zabin and Hughes 1995, Hatton and Williamson 2001, Skeldon 2006)。一方、おもに国際人口移動の受け入れ先としての性格をもつ先進国に関しては、外国からの移動者の国内における地理的分布や移動パターンについての研究が蓄積されている (Trovato and Halli 1990, Belanger and Rogers 1992, Newbold 1996, Light and Johnston 2009)。また、移動形態の多様化により、従来の永住や定住を目的とした移動というよりは、より短期間での反復移動 (Repeat Migration) や帰還移動 (Return Migration) が国際人口移動におけるウェイトを増すにしたがって、海外からの帰還移動者の国内における移動性向の特殊性やその関連要因が指摘されている (McCormick and Wahba 2003, Klagge and Klein-Hitpaß 2007, King and Skeldon 2010)。

日本における国際人口移動と国内人口移動の関連については、これまで、外国人の地理

的分布や居住地移動が主たる分析対象となってきた。たとえば、清水（1994）および Shimizu（1995）では、1980年代以降に増加したアジアからの留学生や、中東・東南アジア出身の外国人労働者について、それぞれ東京大都市圏内における居住地移動を分析している。また、全国を対象とした研究としては、国勢調査の個票データを用いて外国人の都道府県間移動における目的地選択を分析した石川・リャウ（2007）や、市区町村単位での外国人移動数の規定要因を分析した是川（2008）による研究が蓄積されている。これらの研究においては、所得水準や産業部門別の就業機会といった経済的要因（石川・リャウ 2007）に加えて、エスニック・ネットワークの役割（是川 2008）が指摘され、国際移動と国内移動の関連に関する新たな知見を提供している。

しかしながら、これまでの研究において、海外から帰国した日本人移動者（すなわち帰還移動者）の居住地選好や国内移動が分析の対象とされることはほとんどなかった。その背景の一つとして、日本人の国際移動歴および国内移動の双方を把握できる全国レベルの調査データが、国立社会保障・人口問題研究所によって実施されている「人口移動調査」を除いて、ほぼ皆無であることが挙げられる¹⁾。本稿は、上述の国際移動と国内移動の関連性という視点から、2011年に実施された「第7回人口移動調査」の結果を用いて、外国からの移動歴のある日本人の国内移動性向とその規定要因について分析する。分析に際しては、個人の属性や移動に関するミクロデータに居住地域の社会経済的特性を示すデータを結合させ、移動あるいは定住についての個人レベルでの意思決定や選択に、こうした環境要因が与える影響をマルチレベル分析の手法を用いて検証する。

本稿は、以下の5節から構成される。まず次節では、「人口移動調査」による国際移動歴の把握方法について紹介し、日本における外国からの移動者の基本的属性に加えて、学歴や就業状態といった社会経済的属性について概観する。また、過去の移動歴および将来の移動可能性に関する集計結果を示し、国際移動者の国内における移動性向の特徴を検討する。第3節では、居住地の移動について、本稿において採用する個人レベルの属性と地域レベルの社会経済環境の双方の影響を考慮した分析視角と手法について説明する。ここではマルチレベル・モデリングの手法を用いた分析手順とモデルの構造についても概説する。つづく第4節において、分析に用いるデータの概要を説明したうえで、第5節ではマルチレベル・モデルを用いた分析結果を示す。終節では、本稿の分析結果から得られた含意を確認するとともに、今後の研究課題に関する若干の展望を示す。

II. 外国からの移動者の属性と移動性向

「第7回人口移動調査」では、前回調査に引きつづき、すべての世帯員の過去の居住歴について、「生まれてから現在までに3か月以上居住したことがある」都道府県および外国の国名を尋ねており、外国での居住経験や国際移動歴を把握することが可能となってい

1) なお、国勢調査では10年ごとに実施される大規模調査において「5年前の常住地」を尋ねており、この設問にたいする「外国」という回答によって国際移動に関する情報を部分的に得ることができる。

る。また、過去の移動歴を把握する目的で設けられている出生、中学卒業、最終学校卒業、初職、初婚の直前、初婚の直後といったライフイベント時の居住地および5年前居住地、1年前居住地、直近の引っ越し前の居住地といった移動ポイントについては、「現在と同じ市区町村」「現在と同じ都道府県他の市区町村」「他の都道府県（県名）」に加えて、「外国」という選択肢が設けられており、それぞれについて「外国」が該当するかどうかを集計することによって、外国での居住歴ならびに国際移動のパターンの指標とすることができる²⁾。本節では、こうした「過去の居住歴」ならびにライフイベントの発生場所・移動ポイントのいずれかに外国が含まれる場合を、「外国からの移動経験者」と定義し、その基本的属性および社会経済的属性、移動性向の特徴について検証する。

なお、「第7回人口移動調査報告書」（国立社会保障・人口問題研究所 2013）の第V章では、外国での居住経験者についての性別・年齢別・現住地別の集計結果を掲載しているが、そこでは、「居住経験のある都道府県・外国」に関する設問への回答のみによって「外国での居住経験」が定義されているために、本稿における集計値とは異なっている。また「人口移動調査」では、国籍に関する質問項目がないために、日本人と外国人を識別することは困難であるが、「出生地」が日本国内か外国かを判別することができるために、ここでは上記の集計方法によって「外国からの移動経験者」とされたグループを、さらに「日本出生者」と「外国出生者」に分類して集計する。ただし、日本国内に居住する外国人については、調査実施時に調査対象から外れるケースも多々あり、加えて、特定の外国人集住地域が抽出された場合には標本誤差を生起させる可能性も考えられるので、とりわけサンプル規模の小さい外国出生者に関する集計値の解釈に際しては注意を要する（小島 2010）。

1. 外国からの移動経験者の基本的属性

表1に示されたとおり、外国からの移動歴のある人の割合は、第6回調査（2006年）の3.6%から0.2ポイント上昇し、3.8%であった。とりわけ、外国からの移動経験のある日本出生者（以下、帰還移動者とする）の割合が0.3ポイント上昇し、2.7%となった。性別では、外国からの移動経験者の割合は男性3.8%、女性3.7%と、男性のほうが女性よりも若干高くなっているが、その差は前回調査結果よりも縮小している。

2) こうした一連のライフイベントの発生時の居住地を尋ねることにより過去の移動歴や移動範囲を計測する方法は第1回人口移動調査から行われているが、設問に含まれるライフイベントならびに移動ポイントのフレームが統一されているのは、第4回調査（1996年）からである。各調査における居住歴に関するライフイベント・移動ポイントについては、『第7回人口移動調査 報告書』の「第IV章」を参照されたい。

表1 性・年齢および現住地ブロック別でみた外国からの移動経験者割合

	第6回調査(2006年)* (総数: 29,642)**			第7回調査(2011年)* (総数: 28,555人)**		
		日本出生者	外国出生者		日本出生者	外国出生者
総数	3.6%	2.4%	1.2%	3.8%	2.7%	1.1%
男女別						
男性	3.8%	2.6%	1.2%	3.8%	2.8%	1.0%
女性	3.4%	2.2%	1.2%	3.7%	2.5%	1.2%
年齢別						
20歳未満	1.3%	0.8%	0.4%	1.6%	1.1%	0.5%
20 - 29歳	3.7%	2.3%	1.4%	4.6%	2.7%	1.9%
30 - 39歳	3.9%	2.8%	1.0%	4.7%	3.8%	0.9%
40 - 49歳	3.4%	2.6%	0.8%	5.2%	4.1%	1.1%
50 - 59歳	2.6%	2.3%	0.3%	3.2%	2.7%	0.5%
60 - 69歳	5.1%	2.2%	2.9%	3.5%	2.1%	1.4%
70歳以上	6.2%	4.5%	1.7%	4.6%	2.9%	1.8%
現住地別						
北海道	3.4%	1.6%	1.8%	3.0%	0.8%	2.1%
東北	1.2%	1.2%	-	1.5%	1.4%	0.1%
北関東	4.5%	2.4%	2.2%	2.3%	1.6%	0.8%
東京圏	4.7%	3.6%	1.1%	6.4%	4.9%	1.5%
中部・北陸	3.4%	2.3%	1.1%	2.6%	1.8%	0.8%
中京圏	2.9%	2.0%	0.8%	2.9%	2.1%	0.8%
大阪圏	2.9%	1.9%	1.0%	3.3%	2.5%	0.8%
京阪周辺	2.6%	1.9%	0.7%	2.7%	2.2%	0.6%
中国	2.4%	1.7%	0.7%	3.1%	1.8%	1.3%
四国	2.1%	1.7%	0.5%	2.5%	2.2%	0.4%
九州・沖縄	3.8%	2.2%	1.6%	3.3%	1.8%	1.4%

* 第7回調査では東日本大震災の影響により岩手県・宮城県・福島県が実査の対象とならなかったため、第6回調査結果についてもこれら東北3県を除いた値を再集計して比較している。

** 「過去の移動経験」および「過去3カ月以上の居住経験」のすべてが不詳であった者を除く。

年齢別では、20歳代から40歳代の年齢階層において外国からの移動歴のある人の割合が比較的高い傾向にあり、この年齢層では、とりわけ日本出生者において前回調査と比較してもその割合が上昇している。表には示さなかったが、帰還移動者について居住経験のある国をみると、20歳代から40歳代では、米国や英国、カナダ、オーストラリアといった英語圏の国々が目立ち、留学や海外赴任を理由とする外国での居住経験者の増加が示唆される。

現住地ブロック別にみると、外国からの移動歴のある人の割合は東京圏で最も高く、第7回調査において全体の6.4%、日本出生者に限定しても4.9%と、他の地域ブロックと比較してとりわけ高い割合を示している。その他、外国からの帰還移動者の割合が高かったのは、大阪圏(2.5%)、京阪周辺(2.2%)、四国(2.2%)、中京圏(2.1%)であり、四国を除いては大都市圏における割合の高さが目立つ。また、これらの地域ブロックでは前回調査結果と比較しても、その割合が増加している。

2. 社会経済的属性でみた外国からの移動経験者

表2は、「第7回人口移動調査」における15歳から64歳の回答者を対象に、最終学歴、従業上の地位、職業といった社会経済的屬性について外国からの移動経験の有無による分布の違いを示したものである。まず、最終学歴（在学中を含む）については、外国からの移動経験者において、「大学・大学院」の割合が顕著に高い結果となった。とくに、出生地が日本である帰還移動者において高い割合になっており、「短大・高専・専修学校」を合わせると80%を超えている。

表2 外国からの移動経験でみた社会経済的屬性（15歳～64歳）

	総数	外国からの移動：		外国からの移動：	
		なし	あり	日本出生者	外国出生者
最終学歴（在学中を含む）*					
総数	16,347	15,683	664	527	137
大学・大学院	28.6%	27.2%	61.0%	63.4%	51.8%
短大・高専・専修学校	24.4%	24.6%	19.7%	19.7%	19.7%
高校	39.4%	40.4%	15.5%	15.2%	16.8%
その他	7.6%	7.7%	3.8%	1.7%	11.7%
現在の従業上の地位**					
総数	15,697	15,059	638	508	130
正社員・役員	44.4%	44.3%	45.3%	49.8%	27.7%
パートなど	33.2%	33.5%	26.6%	22.6%	42.3%
無職	22.4%	22.2%	28.1%	27.6%	30.0%
現在の職業***					
総数	11,696	11,257	439	355	84
専門・管理職	35.2%	34.6%	49.4%	53.5%	32.1%
事務・販売・サービス職	43.7%	43.9%	37.8%	35.2%	48.8%
その他	21.1%	21.4%	12.8%	11.3%	19.0%

* 「最後に卒業した学校（在学中を含む）の種類」および「在学か卒業か」の不詳を除く。

** 「従業上の地位」不詳を除く。「パートなど」は、「派遣・嘱託・契約社員」「自営・家族従業者・内職」を含む。

*** 「現在の仕事の内容」不詳を除く。「専門・管理職」は、「管理的職業従事者」「専門的・技術的職業従事者」の総数。

就業状態でみても、外国からの移動歴の有無による差異がみられ、外国からの移動歴のある日本出生者のあいだで、「正社員・役員」の割合が最も高くなっている。一方、外国出生者については、「正社員・役員」の割合は28%と低く、「パートなど」のいわゆる非正規就業者の割合が40%以上と顕著に高くなっている。ただし、外国からの移動歴のないグループで22%であった「無職」の割合は、外国からの帰還移動者では28%と比較的高くなっており、このグループにおいては「正社員・役員」と「無職」の両極化がみられる。「現在の職業」でみると、外国からの居住歴の有無による差異はより顕著である。「専門・管理職」の割合は、外国からの移動歴のないグループでは35%であったのに対し、外国からの移動歴のある日本出生者においては、その割合が50%を超えている。また、外国出生

者においては、「専門・管理職」その割合が32%である一方で、「事務・販売・サービス職」の割合が49%と最も高くなっているのが特徴といえる。

3. 外国からの移動経験と移動性向

上記で示した社会経済的属性に加えて、表3では、「居住経験のある都道府県数」「5年前の居住地」「5年後に居住地が異なる可能性」といった移動性向に関する指標について、外国からの移動歴による比較を行っている。まず、「居住経験のある都道府県の数」（外国を除く）に関しては、外国からの移動歴のある日本出生者において、「1県」である者の割合が24%と顕著に低い一方で、「3県以上」と回答している者の割合は45%と、外国からの移動歴のないグループの2倍になっている。このことから、国際移動経験者の国内移動性向の高さ、すなわち国内移動と国際移動の関連が示唆される一方で、外国出生者については、60%の回答者が居住経験のある都道府県数「1県」と回答している。

表3 外国からの移動経験でみた国内の移動性向（15歳～64歳）

	総数	外国からの移動：		外国からの移動：	
		なし	あり	日本出生者	外国出生者
居住経験のある都道府県の数*					
総数	16,345	15,637	708	552	156
1県	45.9%	46.5%	31.5%	23.6%	59.6%
2県	31.2%	31.2%	31.6%	31.9%	30.8%
3県以上	23.0%	22.3%	36.9%	44.6%	9.6%
5年前の居住地**					
総数	17,428	16,722	706 (607)	548 (481)	158 (126)
現在と同じ居住地	71.3%	72.1%	53.0% (61.6%)	56.2% (64.0%)	41.8% (52.4%)
現在と同じ市区町村内	12.4%	12.4%	11.9% (13.8%)	9.5% (10.8%)	20.3% (25.4%)
現在と同じ都道府県内	8.0%	7.9%	9.1% (10.5%)	8.9% (10.2%)	9.5% (11.9%)
他の都道府県	7.8%	7.6%	12.0% (14.0%)	13.1% (15.0%)	8.2% (10.3%)
外国	0.6%	-	14.0%	12.2%	20.3%
5年後に居住地が異なる可能性***					
総数	16,827	16,228	599	478	121
ない	73.7%	74.2%	60.1%	60.5%	58.7%
ある	26.3%	25.8%	39.9%	39.5%	41.3%

* 「外国」を除く。

** 「5年前の居住地」不詳を除く。

*** 「5年後に居住地が異なる可能性」不詳を除く。「5年後に居住地が異なる可能性 = ある」は「大にある」「ある程度ある」の総数、「ない」は「あまりない」「まったくない」の総数。

5年移動率についてみた場合でも、外国からの帰還移動者の国内における高い移動率が確認できる。5年前の居住地が現在の都道府県と異なる人の割合は、外国からの移動経験のないグループにおいて7.6%であったのにたいし、外国からの移動歴のある日本出生者

においては25%（「5年前の居住地 = 外国」を含む）で、5年前の居住地が日本国内であった者に限定しても15%と高い割合であった。一方、外国出生者については、都道府県レベルでの5年移動率でも、外国からの移動歴のある日本出生者よりも移動性向がやや低くなっている。

「人口移動調査」では、過去の移動歴に加え、「5年後に居住地が異なる可能性」についての質問を設けており、「1. 大いにある」「2. ある程度ある」「3. あまりない」「4. まったくない」の4件法によって回答が選択されている。表3に示されるとおり、「1. おおいにある」あるいは「2. ある程度ある」と回答した人の割合は、全体では26%であったが、外国からの移動経験のあるグループでは、その割合が40%となっている。ここでは、外国からの移動経験のある者のうち、日本出生者（40%）と外国出生者（41%）のあいだで、その違いはほとんど確認されず、将来の移動可能性でみた場合、出生地に関わらず、外国からの移動者の高い移動性向が確認された。

以上、本節で概観した社会経済的属性ならびに移動性向について、外国からの移動経験の有無による顕著な違いが確認できた。とりわけ、出生地が日本である帰還移動者の特徴として、東京圏をはじめとする大都市圏への集中、学歴および就業状況でみた高い社会経済的屬性、さらに、これまでの移動歴および将来の移動可能性でみた高い移動性向が示された。とくに、その高い移動性向については、これまであまり注目されることのなかった外国からの移動経験者の特徴であると言え、海外からの帰還移動に際する居住地選択と移動者の社会経済的屬性についての関連を示唆している。以下では、移動性向あるいはその逆の定住傾向を規定する要因について、本節で確認した個人的属性のみならず、居住地域の社会経済的環境の影響を検証する。次節では、その分析の視角と方法について具体的に述べる。

Ⅲ. 分析の視角と方法

人口移動は、個人や世帯の意思決定および行動の帰結としての居住地の空間移動の集合であり、結婚や出生といった他の人口学的事象と同様に、「移動」の生起や居住地選択に関連するミクロ的要因が背景に存在する。その一方で、人口移動に関する研究は、Lee (1966) による古典的なフレームワークの提示以来、集合としての「人口」の空間的な移動特性に影響を与える居住地および移動先（潜在的な移動先を含む）に関する地域環境や地理的諸要因を主要な分析対象の一つとして発展してきた（Gardner 1981, Hugo 1985, Findley 1987, Brown and Goetz 1988）。Massey (1990) によって指摘されたとおり、こうした多層的なプロセスとしての「移動」に関する分析に際しては、個人の属性やライフコース選択といったミクロ的要因と、集団あるいは地域の特性に起因するマクロ的要因の双方の影響を考慮した分析のフレームワークが求められる。

実証分析において、個人レベルの属性および意識や選択に、それぞれが居住する地域などの空間的集合（あるいは学校や職場といった非空間的集合）の特性が与える影響を検証

する場合、通常、個人レベルで計測したデータ（マイクロデータ）に、それぞれの地域がもつ社会経済的特性を示すデータ（コンテキストデータと言われる）をマッチングさせた階層構造をもつデータセットを用いることが多い。そして、ここでは必然的に、個人はそれぞれが所属する集合（地域の場合は市区町村、都道府県、国など）によってグループ化される。ここで、分析の対象となるマイクロレベルの事象に関して、各グループ内における個人間で一定の傾向が共有されている場合、通常の回帰分析において採用される最小二乗法が仮定する誤差項の独立性が満たされない可能性が疑われる。つまり、それぞれが所属するグループ（集団・地域）がもつ特性（一般的に「コンテキスト要因」と言われる）の影響は、その集合に属するすべての個人に対して共通に及び、結果として標準誤差が過小推定され、モデルに投入されたコンテキスト要因の統計的有意性の過誤に関する問題を生起させる。

こうした理論的・計測的に階層構造をもつデータの分析において、コンテキスト要因が個人レベルの従属変数に与える影響を峻別するための手法の一つがマルチレベル分析である³⁾。マイクロ・マクロといった異なる水準の効果を同時にモデル化（multilevel modeling）する手法は、階層モデル（Hierarchical Model）、ネスト・モデル（Nested Model）あるいは混合効果モデル（Mixed Effects Model）と呼ばれる場合もあるが、変動項を個人レベルだけでなく、地域レベルにおいても仮定するのが共通の特徴である（Luke 2004, Rabe-Hesketh and Skrondal 2008, 筒井・不破 2008）。

最もシンプルなマルチレベル・モデルは以下のように定式化される。

$$\begin{aligned} \text{レベル 1 (個人)} &: Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \\ \text{レベル 2 (地域)} &: \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \end{aligned}$$

これらは独立変数を含まない定数項のみのモデルで、一般的にエンpty・モデル（Empty Model）あるいは帰無モデル（Null Model）とも呼ばれるが、誤差項が個人レベルの r_{ij} と地域レベルの u_{0j} に分解されているのが特徴である。このとき、所属するグループ（地域）の違いによって説明される分散の割合を級内相関といい、それぞれのグループがもつ固有の傾向の度合いを示す指標として用いられる。具体的には、上記のエンpty・モデルの推定から得られる個人レベルと地域レベルの誤差項の分散をそれぞれ σ_r^2 , $\sigma_{u_0}^2$ とすると、級内相関係数（Interclass Correlation Coefficient: ICC）は以下の式によって求められる。

$$\text{ICC} = \frac{\sigma_{u_0}^2}{(\sigma_{u_0}^2 + \sigma_r^2)}$$

3) マルチレベル分析の基本的な考え方や手法については、Courgeau (2003) および Subramanian (2004) がわかりやすく解説している。

ここで求められる級内相関係数の値が高い場合、「標本間の独立性」という通常の回帰分析における仮定を満たしていないことになり、マルチレベル・モデリングの必要性が示唆される。なお、従属変数が二値をもつロジスティック回帰分析のように、離散型のカテゴリカル変数を対象とする場合、単純に ICC を算出することは不可能である。しかしながら、推定モデルにおける閾値の背後には潜在的な連続変数が存在し、これを疑似的な連続変数とみなして ICC を計算することは可能である (Rabe-Hesketh and Skrondal 2008, 保田 2011)。

エンプティ・モデルの推定結果によって級内相関の存在が示されると、次のステップとして、独立変数を投入したより複雑なマルチレベル・モデルを構築して分析を進める必要がある。以下は、その例である。

$$\begin{aligned} \text{レベル 1 (個人)} : Y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} \\ \text{レベル 2 (地域)} : \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j} \\ &\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_j + u_{1j} \end{aligned}$$

例として、レベル 1 式の Y_{ij} は、地域 j における個人 i の移動確率を示し、 X_{ij} は性別や年齢、学歴といった個人 ij の属性を示すとする。前述のとおり、マルチレベル・モデルにおいては、従属変数に関する変動項を上位の地域レベルにおいても設定し、下位レベルすなわち個人レベルの切片 β_{0j} や傾き β_{1j} を上位レベルにおいて推定している。前者を含むモデルを「ランダム切片 (Random Intercept) モデル」、後者を含むモデルを「ランダム係数 (Random Slope) モデル」といい、切片と傾きのいずれにおいても変動項が設定されたモデルは「ランダム切片・係数 (Random Intercept / Random Slope) モデル」となる。より具体的には、それぞれの地域における住民のあいだで固有の移動性向 β_{0j} が存在したり、地域間において性別や年齢といった個人の属性が移動確率に与える効果 β_{1j} が何らかのコンテキスト要因 (例えば就業構造や社会的規範など) によって異なる場合が想定される。こうした地域ごとに異なる切片や傾きを、地域に固有の特性 Z_j の関数として推定していることがわかる。

ここで、レベル 2 の式をレベル 1 に代入すると、以下のように展開される。

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{11}Z_jX_{ij} + u_{1j}X_{ij} + r_{ij}$$

さらにこの式を、固定効果 (Fixed Effect) 部分とランダム効果 (Random Effect) 部分に分解すると、以下のように整理される。

$$Y_{ij} = \underbrace{\gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{11}Z_jX_{ij}}_{\text{固定効果パート}} + \underbrace{u_{0j} + u_{1j}X_{ij} + r_{ij}}_{\text{ランダム効果パート}}$$

マルチレベル・モデルが混合効果モデル (Mixed Effects Model) とも呼ばれるのは、このように、異なるレベルの固定効果とランダム効果を同時に推定するためである。異なるレベルの分析モデルと変数の組み合わせによって地域の特性が個人に与える影響を識別する利点として、「文脈効果の不均質性 (Contextual Heterogeneity)」の検証が可能になることが挙げられる (Duncan *et al.* 1998, Kreft and de Leeuw 1998)。これは、地域の相違に起因するマクロレベルの要因、すなわちコンテキスト要因が、すべての個人に対して等しい影響をもたらさないという場合である。

ここで取り上げている地域間の居住地移動について考えてみると、たとえば、地域間の子育て環境の違いは、小さい子どもをもつカップルの移動確率にたいしてのみ有意な影響を与えるかもしれない (鎌田 2013)。また、失業率の上昇は、そこに住む生産年齢人口の全体的な移動 (他地域への流出) 確率を上昇させるかもしれないが、教育水準や職業経験の低い住民の意識や行動において、より敏感な反応があらわれるかもしれない。このような地域レベルでの文脈効果が、個人の属性によって異なるかどうかを検証する際には、異なるレベルで計測された変数を組み合わせたクロス水準交互作用 (Cross-level Interaction) をモデルに組み込む必要がある。クロス水準交互作用が強ければ強いほど、特定の個人属性に対する地域要因の影響は強いということになる (Kreft and de Leeuw 1998)。

本稿では、定数項のみに地域レベルの変動項を含んだランダム定数項モデルに、産業構造や就業環境といった地域特性に関する変数を投入し、それらの地域変数と、個人属性である国際移動歴の有無との交互作用が将来の移動確率に与える影響を分析する。これにより、外国からの移動者の定住性向 (あるいはその逆の移動性向) と居住地域の社会経済的環境の関連に関する、より正確な検証が期待される。分析に際しては、従属変数が二値をとるマルチレベル・ロジスティック回帰モデルを推定する。次節では、分析に用いるデータおよび変数について説明する。

IV. 分析データの説明

本稿における分析では、「第7回人口移動調査」の有効回収世帯員数29,320人のうち、15歳から64歳の日本出生者18,071人を分析対象とした⁴⁾。このうち、性別および「国際移動歴の有無」、「5年後に居住地が異なる可能性」に関する変数について不詳値をもつケースを除いた16,723人のデータを分析に用いた。なお、外国出生者については、第Ⅱ節で示したとおり、「人口移動調査」で把握される実数そのものが少ないことに加えて、国際移動経験のある日本出生者と比較した場合、学歴や就業状態といった社会的属性や移動性向について大きな違いがみられるという理由により、ここでの分析対象からは除外した。また、分析の主な関心である地域特性の影響については、上述のとおり、産業構造や就業環境といった雇用機会に関連する要因を検討するために、生産年齢人口に該当しない15歳未

4) 「第7回人口移動調査」の実査および回収状況についての詳細は、国立社会保障・人口問題研究所 (2013) を参照されたい。

満および65歳以上を本分析の対象外とした。

分析に用いる従属変数は、「今後5年間に他の地域ブロックへ移動する可能性の有無」を示す二項変数である。ここでは、「5年後に居住地が異なる可能性」について「1. 大いにある」あるいは「2. ある程度ある」と回答したうえで「転居先予定地域ブロック」が現住地域ブロックと異なる場合（「外国」を含む）を、「今後5年間に他の地域ブロックへ移動する可能性がある」と定義した。表4は、この定義に従って、「5年後に居住地が異なる可能性」の有無および転居予定先を現住地域ブロック別に示したものである。分析対象である16,723人のうち、5年後に居住地が異なる可能性が「大いにある」あるいは「ある程度ある」と回答したのは26%であり、そのうち他の地域ブロックへ移動する可能性がある人の割合は、全体の3.6%、5年後に居住地が異なる可能性がある人全体に対する割合は14%であった。

表4 現住地域ブロック別にみた「5年後に居住地が異なる可能性」の有無と転居予定先

	N	まったくない -あまりない	大いにある -ある程度ある	転居予定先：		
				わからない*	現住地域ブロック内	他の地域ブロック
総数	16,723	73.6%	26.4%	11.4%	11.4%	3.6%
北海道	690	67.0%	33.0%	7.4%	23.5%	2.2%
東北	497	83.5%	16.5%	8.7%	6.6%	1.2%
北関東	1,010	78.2%	21.8%	8.5%	9.3%	4.0%
東京圏	4,580	67.9%	32.1%	12.9%	15.0%	4.2%
（東京都）	(1,190)	(64.3%)	(35.7%)	(11.6%)	(19.0%)	(5.1%)
（その他）	(3,390)	(69.1%)	(30.9%)	(13.3%)	(13.7%)	(3.9%)
中部・北陸	1,841	79.1%	20.9%	9.1%	9.8%	2.0%
中京圏	1,803	71.5%	28.5%	12.6%	8.7%	7.2%
（愛知県）	(1,207)	(68.4%)	(31.6%)	(13.8%)	(9.5%)	(8.3%)
（その他）	(596)	(77.7%)	(22.3%)	(10.4%)	(7.0%)	(4.9%)
大阪圏	2,141	72.8%	27.2%	13.9%	9.2%	4.2%
（大阪府）	(1,098)	(74.6%)	(25.4%)	(11.5%)	(11.2%)	(2.7%)
（その他）	(1,043)	(70.9%)	(29.1%)	(16.4%)	(7.0%)	(5.8%)
京阪周辺	631	82.4%	17.6%	11.3%	3.2%	3.2%
中国	1,093	79.3%	20.7%	8.6%	8.4%	3.7%
四国	442	79.4%	20.6%	7.9%	9.7%	2.9%
九州・沖縄	1,995	74.8%	25.2%	11.9%	12.4%	0.9%

* 「転居予定先：不詳」を含む。地域ブロックによる都道府県のカテゴリについては付表を参照。

この「今後5年間に他の地域ブロックへ移動する可能性がある人」の割合について現住地域ブロックごとの差異を見ると、中京圏で7.2%（愛知県に限定すると8.3%）と最大の値となっているほか、東京圏で4.2%（東京都に限定すると5.1%）、大阪圏4.2%となるなど、大都市およびその周辺部の居住者のあいだで他の地域ブロックに移動する、すなわち転出する可能性が高くなる傾向がうかがえる。一方、非大都市圏においては、九州・沖縄の0.9%をはじめ、東北で1.2%、北海道および中部・北陸でそれぞれ2%と、概して低い

割合が示されている。ただし、大阪府においては、その他の大都市圏の拠点である東京都および愛知県と比較して、その割合が2.7%と顕著に低くなっている点は注目に値する。これらの予備的観察から、将来の地域間ブロック移動の可能性でみた移動性向については、地域ブロックごとにばらつきがあるものの、大都市圏・非大都市圏といった現住地に関する単純な二項分類では説明しきれないことが示唆される。

表5は、本分析におけるマルチレベル・モデルに投入される変数のうち、まず、個人レベル（第一水準）の独立変数のリストと記述統計を示している。本分析において最も関心のある変数は、「国際移動歴の有無」である。国際移動歴については、第二節で示した計測方法と同じであり、本分析に用いるサンプルにおいては、全体の3.2%が国際移動歴もっている。その他の個人属性については、「性別」「年齢」「配偶関係」といった基本的な人口学的属性に加えて、「最終学歴」「現在の就業状態および従業上の地位」を個人の社会経済的属性に関する変数として投入した。「現在の健康状態」については、「あまりよくない」あるいは「よくない」と回答した場合に「健康状態 = 悪い」とするダミー変数を作成した。また、こうした個人的属性による移動の選択性は、現住地における居住期間および出生（身）地に居住しているか否かによっても影響を受けると考えられることから、本分析においては、「出生地域ブロック居住の有無」に関するダミー変数を調整変数として投入した。なお、各独立変数における欠損値による分析サンプル規模の縮小および歪みを回避するために、「配偶関係」「就業状態および従業上の地位」「健康状態」については、それぞれ「不詳」を示すカテゴリーを作成して、モデルに組み込んだ。

表5 マルチレベル分析に用いる個人レベル変数の記述統計

従属変数			
今後5年間に他の地域ブロックへ移動する可能性			
0：ない	96.4%		
1：ある	3.6%		
個人レベル変数			
性別		最終学歴：大学・大学院	27.3%
男性	49.2%	最終学歴：専修学校・短大	23.9%
女性	50.8%	就業状態および従業上の地位	
年齢		正社員・役員	39.6%
15 - 19歳	7.6%	パート・アルバイト	28.0%
20 - 29歳	15.4%	無職	18.2%
30 - 39歳	21.2%	学生（在学中）	9.6%
40 - 49歳	21.5%	不詳	4.6%
50 - 59歳	21.2%	健康状態	
60 - 64歳	13.1%	よい／まあよい／ふつう	89.1%
配偶関係		あまりよくない／よくない	5.3%
未婚	32.3%	不詳	5.6%
有配偶	61.4%	出生地域ブロックに居住	78.1%
離別・死別	5.9%	国際移動歴あり	3.2%
不詳	0.4%		
			N=16,723

地域レベル（第二水準）における個人のグループ化については、「転居予定先地域ブロック」に関する設問において設定された11地域ブロックから、各三大都市圏の拠点である東京都・愛知県・大阪府をそれぞれ分離したうえで独立のユニットとして取り扱う計14の地域ブロックによる分類を用いた⁵⁾。地域ブロックレベルの変数としては、やや探索的ではあるが、各地域の基本的な特性を示す人口構造の変化の指標として「人口高齢化率の変化（2000年 → 2010年）」、産業構造の変化の指標として「第三次就業者増加率（2000年 → 2010年）」、就業構造の変化の指標として「非正規就業者数の増加率（2002年 → 2007年）」、そして雇用環境を示す「完全失業率（2010年）」の4指標を用いた⁶⁾。各指標に関する地域ブロックごとの値は、表6に示されるとおりである。このうち、「非正規就業者数の増加率」については、「国勢調査」における集計結果を用いた場合、就業状態に関する分類が2005年から2010年にかけて変更されていることから、経年変化に関する詳細かつ厳密な分析には適さないことを考慮し、統一の分類による集計値が得られる「就業構造基本調査」を用いて、各地域ブロックにおける2002年と2007年の値を比較した。

表6 マルチレベル分析に用いる地域ブロック変数

	人口高齢化率 の変化	第三次産業就業者数 の増加率	非正規就業者数 の増加率 *	完全失業率 **
データの出所	『国勢調査』	『国勢調査』	『就業構造基本調査』	『労働力調査』
対象期間	2000年→2010年	2000年→2010年	2002年→2007年	2010年
単位	%ポイント	%	%	%
平均	5.40	-2.34	17.22	4.90
北海道	6.51	-6.36	7.32	5.10
東北	5.16	-3.88	19.27	5.33
北関東	5.32	-0.10	20.72	4.77
東京都	4.24	-6.91	13.14	5.50
首都圏（東京都を除く）	6.94	1.55	15.64	4.90
中部・北陸	5.26	-0.57	18.90	4.00
愛知県	5.65	0.56	24.29	4.30
中京圏（愛知県を除く）	5.54	-0.70	20.37	3.90
大阪府	7.20	-6.21	12.17	6.90
大阪圏（大阪府を除く）	5.87	-1.74	18.97	5.45
京阪周辺	5.75	-0.43	24.30	4.47
中国	4.93	-2.96	14.22	3.94
四国	4.82	-4.19	15.45	4.60
九州・沖縄	4.38	-0.86	16.32	5.30

* 非正規就業者数は、『就業構造基本調査』における「雇用者」のうち、「正規の職員・従業員」以外の「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」「その他」の総数。

** 地域ブロック別の完全失業率は、総務省統計局が公表している都道府県ごとのモデル推計値をもとに、各ブロック内における都道府県の平均値を算出した。

5) 地域ブロックによる都道府県分類の詳細については付表を参照。

6) なお、日本国内の外国人の都道府県間移動における目的地選択に影響を与える要因を分析した石川・リャウ（2007）では、目的地となる都道府県の所得水準の効果が学歴によって異なる一方で、産業部門別の雇用増加率が国籍によって定義されるエスニック集団ごとに異なった効果を与えることが示されている。

分析の手順は以下のとおりである。まず、定数項（地域変動項を含む）のみによって構成されるモデル（上述のエンプティ・モデル）の推定結果にもとづいて地域変動項の分散および級内相関を検討し、本分析の従属変数である将来の転出可能性について、地域ブロック間で有意な差異が存在するかどうかを検証する。つづいて、このエンプティ・モデルに個人レベルの属性に関する変数のみを投入したモデルを推定し、各変数が移動可能性に与える独立の効果について検討する。また、地域変動項の分散を比較し、ここで投入された一連の個人レベル要因によって説明される地域間の差異を確認する。そのうえで、これら定数項と個人レベル要因によって構成されるモデルに、上記で説明した地域ブロックの特性に関する各指標を加えたモデルを推定し、個人レベルの移動可能性との関連について検討する。ここでは、本稿において最も関心のある個人属性である「国際移動歴」について、地域レベルでの社会経済環境変数とのクロス水準相互作用項を投入したモデルをそれぞれ推定し、各地域レベル変数が国際移動歴を持つ個人の移動可能性に与える効果の検証を行う。

V. 分析結果

表7は、「今後5年間の他地域ブロックへの移動可能性の有無」について、地域ブロックによって個人をグルーピングしたマルチレベル・ロジスティック回帰分析の結果を示したものである。まず、定数項（地域変動項 u_{0j} を含む）のみを用いた「モデル1」の結果をみると、地域変動項の分散が0.336で有意であることが示され、将来の他地域ブロックへの流出可能性について地域間の差異が一定のレベルで存在することが統計的に確認された。

「モデル2」は、個人レベルでの要因による効果を検証するために、上述の「モデル1」に個人変数のみを加えたものである。なお、前述のとおり、「配偶関係」「就業状態および従業上の地位」「健康状態」については、それぞれ「不詳」を示すダミー変数がモデルに投入されているが、いずれも統計的に有意な結果を示さなかったこともあり、表には掲載されていない。ここで示されるオッズ比が「今後5年後に他地域ブロックへの移動可能性がある」確率の推定値であることに留意して分析結果を見ると、性別に関しては有意な差が認められないものの、年齢に関しては、10代後半から20代にかけて移動確率が最も高くなるという一般的な移動性向のパターンと整合的な結果が得られた。また、配偶関係に関しては、有配偶者のそれと比較した場合に、離別・死別経験者の移動確率のオッズ比が約70%上昇するという推定結果が示された。

教育水準および就業状態といった社会経済的属性と将来の移動可能性の関連については以下のような推定結果が得られた。まず、教育水準については、最終学歴（就学中を含む）が大学・大学院である場合、移動可能性のオッズ比が約35%高くなるなど、高学歴であるほど移動性向が高くなる傾向が認められた。従業上の地位については、「正社員あるいは役員」と比較して、「パート・アルバイト」および「無職」では有意な差はみられなかつ

表7 他地域への転出可能性についてのマルチラベル分析によるオッズ比の推定値

	モデル 1	モデル 2	モデル 3a	モデル 3b	モデル 4a	モデル 4b	モデル 5a	モデル 5b	モデル 6a	モデル 6b
個人レベル										
定数項	0.033 ***	0.146 ***	0.100 ***	0.093 ***	0.151 ***	0.155 ***	0.101 ***	0.094 ***	0.214 *	0.250 *
性別 (男性 = 0, 女性 = 1)	0.901	0.901	0.902	0.900	0.901	0.898	0.901	0.896	0.900	0.898
年齢 (Ref. 15 - 19歳)										
20 - 29歳	0.759	0.759	0.759	0.757	0.759	0.755	0.759	0.755	0.758	0.756
30 - 39歳	0.581 **	0.582 **	0.582 **	0.580 **	0.582 **	0.579 **	0.582 **	0.577 **	0.581 **	0.579 **
40 - 49歳	0.413 ***	0.413 ***	0.413 ***	0.413 ***	0.413 ***	0.412 ***	0.414 ***	0.410 ***	0.413 ***	0.411 ***
50 - 59歳	0.357 ***	0.358 ***	0.358 ***	0.356 ***	0.358 ***	0.355 ***	0.359 ***	0.356 ***	0.358 ***	0.356 ***
60 - 64歳	0.192 ***	0.192 ***	0.192 ***	0.191 ***	0.192 ***	0.191 ***	0.193 ***	0.192 ***	0.192 ***	0.192 ***
配偶関係 (Ref. 有配偶)										
未婚	1.155	1.158	1.158	1.155	1.157	1.157	1.159	1.162	1.158	1.158
性別・死別	1.693 ***	1.695 ***	1.695 ***	1.699 ***	1.694 ***	1.704 ***	1.695 ***	1.703 ***	1.692 ***	1.692 ***
最終学歴：大学・大学院	1.355 ***	1.354 ***	1.354 ***	1.353 ***	1.355 ***	1.349 ***	1.356 ***	1.345 ***	1.357 ***	1.352 ***
最終学歴：専修学校・短大	0.830	0.830	0.830	0.831	0.831	0.832	0.831	0.831	0.832	0.833
従業上の地位 (Ref. 正社員・役員)										
パート・アルバイト	0.896	0.896	0.896	0.896	0.896	0.898	0.897	0.897	0.897	0.900
無職	1.114	1.114	1.114	1.110	1.115	1.110	1.116	1.114	1.117	1.114
学生 (就学中)	1.637 ***	1.636 ***	1.636 ***	1.636 ***	1.636 ***	1.632 ***	1.634 ***	1.623 ***	1.634 ***	1.633 ***
健康状態：よくない	0.922 **	0.923 **	0.923 **	0.911 **	0.923 **	0.908 **	0.923 **	0.911 **	0.923 **	0.919 **
出生地域ブロックに居住	0.217 ***	0.217 ***	0.217 ***	0.217 ***	0.217 ***	0.217 ***	0.218 ***	0.217 ***	0.217 ***	0.217 ***
国際移動歴：あり	2.008 ***	2.009 ***	2.009 ***	6.131 **	2.008 ***	1.786 ***	2.009 ***	4.102 ***	2.011 ***	1.806 ***
地域レベル										
高齢化率の変化	1.071	1.086		1.086						
国際移動歴とのクロス水準交互作用	0.825			0.825						
第三次産業就業者の増加率					1.016	1.022				
国際移動歴とのクロス水準交互作用					0.922 *					
非正規就業者数の増加率							1.022	1.027		
国際移動歴とのクロス水準交互作用								0.906 **		
完全失業率									1.030	1.029
国際移動歴とのクロス水準交互作用										1.006
ランダム効果 (地域レベル)										
地域変動項の分散 (標準偏差)	0.336 ***	0.206 ***	0.204 ***	0.204 ***	0.193 ***	0.193 ***	0.193 ***	0.193 ***	0.204 ***	0.204 ***
級内相関	(0.069)	(0.048)	(0.048)	(0.048)	(0.047)	(0.047)	(0.047)	(0.048)	(0.048)	(0.049)
0.086	0.049	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.045	0.045	0.045	0.045
ケース数	16,723	16,723	16,723	16,723	16,723	16,723	16,723	16,723	16,723	16,723
地域数	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14
地域内平均ケース数	1,194.5	1,194.5	1,194.5	1,194.5	1,194.5	1,194.5	1,194.5	1,194.5	1,194.5	1,194.5
Wald χ^2 検定量	497.69 ***	498.02 ***	499.33 ***	498.27 ***	500.59 ***	499.35 ***	505.19 ***	499.90 ***	503.34 ***	503.34 ***

***, p < 0.01, **, p < 0.05, *, p < 0.1. Ref.: レファレンスカテゴリ

たが、「学生」すなわち就学中である場合は、将来の移動確率が有意に高くなっている。

健康状態に関しては、分析モデルに投入されたその他の個人的要因、すなわち年齢や性別および配偶関係を調整したうえでもなお、現在の健康状態が良好でない場合には、他の地域ブロックへの将来の移動可能性が有意に減少することは注目に値する。一方で、出生地域ブロックに居住している場合は、将来の移動可能性が80%近く低下することが確認された。本分析における主たる分析関心である国際移動歴の有無については、性別や年齢といった人口学的基本属性および学歴や就業状態といった社会経済的属性を調整してもなお、国際移動経験者の将来の移動確率が2倍になるという推定結果が示された。

国際移動経験の効果に加えて、「モデル2」による推定結果に関して着目すべきは、地域変動項の分散の変化である。ここでは、「モデル2」に投入された一連の個人要因の影響を除くことによって、地域変動項の分散が「モデル1」の0.336から「モデル2」の0.206へと減少していることが確認できる。これは、個人レベルの属性の違いを考慮すると、将来の移動可能性に関する地域間のばらつきの度合い、すなわち地域間格差が約40%減少することを意味している。また、ここで吸収されなかった地域変動項の分散については、「モデル2」に含まれない個人要因および地域要因に分解されることになる。

「モデル3」から「モデル6」では、これら個人属性に加えて、居住地域の社会経済的環境を示す指標をマルチレベル・モデルに組み込み、それぞれの居住地域要因変数について、主効果のみのモデル(a)と、「国際移動歴の有無」とのクロス水準交互作用項を投入したモデル(b)を推定した。クロス水準交互作用項のオッズ比は、各地域レベル変数が、「国際移動歴の有無」と「将来の移動可能性」の関連に与える効果として解釈することができる。まず、2000年代における人口高齢化率の変化を地域変数として投入した「モデル3」による推定結果を見ると、地域変動項の分散はモデル2と比較した場合にほとんど変化しておらず、地域レベル要因としての「高齢化率の変化」の主効果についても、将来の移動可能性の有無との有意な関連は認められなかった。また、「モデル3b」における「高齢化率の変化」と「国際移動歴の有無」の交互作用項のオッズ比は0.873となり、国際移動歴が将来の移動確率に与える効果を減少させる傾向が示唆されたが、その推定結果は統計的に有意な水準を満たさなかった。

次に、地域レベルの変数として「第三次産業就業者数の増加率」（2000年～2010年）を投入した「モデル4」の結果をみると、ここでは、地域要因の主効果は認められないものの、国際移動歴とのクロス水準交差項のオッズ比が0.92と有意に低くなっている。これは、居住地域における産業構造の変化が、将来の移動性向との関連において、国際移動の経験者と未経験者に異なった効果を与えることを示している。具体的には、サービス産業を中心とする第3次産業における就業機会の拡大は、国際移動者の他地域への流出確率を低下させる、すなわち定住化を促進する効果をもつことを示すものである。

同様に、「非正規就業者数の増加率」（2002年～2007年）を地域要因として検討した「モデル5」においても、国際移動歴の有無とのクロス水準交互作用項の有意な効果が確認された。ここでの推定結果によると、地域レベルでの非正規就業者数の増加率が1パーセン

ト・ポイント増加した場合、外国からの移動歴という個人属性がもつ将来の移動確率の効果は10%減少することになる。すなわち、非正規就業機会の拡大は、国際移動経験者の定住傾向を上昇させる効果をもつことが示された。「モデル5」において検討された居住地ブロックの完全失業率については、主効果およびクロス水準交互作用項のいずれにおいても、他地域ブロックへの将来の移動可能性すなわち流出可能性との有意な関連は確認されなかった。

VI. おわりに

本稿では、国際移動と国内移動の関連性という検証課題に基づいて、外国からの帰還移動者の国内における移動性向およびその関連要因について分析を行った。2011年に実施された「第7回人口移動調査」の結果から、海外からの帰還移動者の特徴として、東京圏をはじめとする大都市圏において顕著に割合が高いこと、学歴や就業状況でみた社会経済的属性が高いことに加えて、過去の移動歴および将来の移動可能性のいずれにおいても、国内における移動性向が高いことが確認された。このような国際移動経験者の属性および移動性向に関する特徴に着目し、その高い移動性向を低下させる、すなわち定住傾向を上昇させる居住地域の社会経済的要因について、地域ブロックによる変動をモデル化したマルチレベル分析を行った。今後5年間における他地域ブロックへの移動可能性の有無を従属変数とする分析の結果、まず、地域変動項の分散および級内相関係数のいずれにおいても、居住者の将来の転出に関する見通しに関して、個人レベルの要因では説明されない地域に固有の傾向が存在する可能性が示された。また、性別や年齢といった人口学的基本属性に加えて、学歴および就業状況といった社会経済的属性の違いを考慮してもなお、外国からの帰還移動者は、将来の移動可能性が有意に高くなることが確認された。

居住地域の要因については、第三次産業就業者数の増加率および非正規就業者数の増加率が、こうした帰還移動者の将来の移動確率を低下させる効果をもつことが示され、サービス産業における雇用機会の拡大に加えて、労働市場の流動化がすすみ、柔軟な雇用機会を提供する地域において、外国からの移動者の定住が促進される傾向が示唆された。この分析結果については、海外からの帰還移動に際する居住地選択が、こうした地域の社会経済的特性の影響を受けるとともに、帰還移動者に特徴的な就業機会に関する選好を反映したものである可能性が考えられる。

地域レベルの環境要因が個人レベルの従属変数に対して与える影響を正確に推定するための手法であるマルチレベル分析によって、このような結果が得られたことは、地域の社会経済的特性と個人の居住地選好の関連の検証という点においても、少なからず意義のある貢献であると言える。一方で、他地域への居住地移動（すなわち転出）の選択性を考慮した場合、こうした環境要因が将来の移動可能性に与える影響は、現住地におけるこれまでの居住期間によって異なる可能性が考えられる。したがって、将来の移動可能性（あるいは定住）に関する見通しを従属変数とした分析においては、外国からの帰還移動を含

めて、現住地への転入タイミングや、それに至る移動のパターンを詳細に検討する必要があると考えられる。

「人口移動調査」は、外国からの移動歴に関する情報を得られる希少な全国調査であるが、外国からの移動者については実数が少なく、その移動パターンや帰還移動のタイミングに関しては、本稿においても詳細な分析の対象とすることはできなかった。こうした分析課題に取り組むうえでも、小島（2010）において指摘されたとおり、複数回の調査結果から得られた情報を蓄積したデータの分析を行うとともに、外国からの移動歴および将来の移動可能性に関する設問が、過去の調査結果と比較可能なかたちで維持されることが望まれる。

付表 マルチレベル分析に用いた地域ブロックによる都道府県の分類

北海道	北海道
東北 *	青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県
北関東	茨城県・栃木県・群馬県
東京都	
首都圏（東京都を除く）	埼玉県・千葉県・神奈川県
中部・北陸	新潟県・富山県・石川県・福井県・山梨県・長野県・静岡県
愛知県	
中京圏（愛知県を除く）	岐阜県・三重県
大阪府	
大阪圏（大阪府を除く）	京都府・兵庫県
京阪周辺	滋賀県・奈良県・和歌山県
中国	鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県
四国	徳島県・香川県・愛媛県・高知県
九州・沖縄	福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県・沖縄県

* 「第7回人口移動調査」では東日本大震災の影響により岩手県・宮城県・福島県の東北3県が調査の対象とならなかった。

謝辞

本稿の執筆にあたり、国立社会保障・人口問題研究所の鎌田健司氏から、分析手法に関する貴重な助言を頂きました。また、「人口移動調査プロジェクト」リサーチ・アシスタントの秋元裕介氏（東京大学大学院総合文化研究科修士課程）には、データセットの作成に際して多大な協力を頂きました。併せて感謝いたします。本稿にありうべき誤りは全て筆者の責任です。

参考文献

- Belanger, A. and Rogers, A. (1992) "The Internal Migration and Spatial Redistribution of the Foreign-born Population in the United States: 1965-70 and 1975-80", *International Migration Review*, Vol.26, No.4, pp.1343-1369.
- Brown, L.A. and Goetz, A.R. (1987) "Development-Related Contextual Effects and Individual Attributes in Third World Migration Processes: A Venezuelan Example". *Demography* Vol.24, No.2, pp.497-516.
- Gardner, R. (1981) "Macrolevel Influences on the Migration Decision Processes", De Jong, G. and Gardner, R. (eds.) *Migration Decision Making: Multidisciplinary Approaches to Microlevel Studies in Developed and Developing Countries*, New York: Pergamon Press, pp.59-87.
- Courgeau, G. (2003) "From the Macro-Micro Opposition to Multilevel Analysis in Demography", Courgeau, G. (ed.) *Methodology and Epistemology of Multilevel Analysis: Approached from Different Social Sciences*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Duncan C., Jones K., and Moon G. (1998) "Context, Composition and Heterogeneity: Using Multilevel Models in Health Research", *Social Science & Medicine*, Vol. 46, No.1, pp.97-117.
- Findley, S. (1987) "An Interactive Contextual Model of Migration in Ilocos Norte, the Philippines", *Demography* Vol.24, No.2, pp.163-190.
- Hatton, T.J., and Williamson, J.G. (2001) "Demographic and Economic Pressure on Emigration Out of Africa". *NBER Working Paper Series* No. 8124, Cambridge, National Bureau of Economic Research.
- Hugo, G. (1985). "Investigating Community-level Effects on Population Movement", Casterline, J. (ed.) *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg, International Statistical Institute, pp. 157-175.
- 石川義孝・カオ リー リャウ (2007) 「わが国在住外国人による都道府県間移動からみた目的地選択」, 石川義孝 (編著) 『人口減少と地域 地理学的アプローチ』, 京都大学出版会, pp. 227-259.
- 鎌田健司 (2013) 「地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究—マルチレベルモデルによる検証—」, 『人口問題研究』 69-1, pp.42-66.
- King, R. and Conti, F. (2013) "Bridging the Divide: The Gap between the Study of Internal and International Migration, with an Italian Experience", *Willy Brandt Series of Working Papers in International Migration and Ethnic Relations* 1/13, Malmö Institute for Studies of Migration, Diversity, and Welfare.
- King, R and Skeldon, R. (2010) "Mind the Gap! Integrating Approaches to Internal and International Migration", *Journal of Ethnic and Migration Studies* Vol.36, No.10, pp.1619-1646.
- Klagge, B. and Klein-Hitpaß, K. (2007) "High-Skilled Return Migration and Knowledge-based Economic Development in Regional Perspective: Conceptual Considerations and the Example of Poland", *CMR Working Papers* No.19/77, Warsaw, Center of Migration Research.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (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)』.
- 小島宏 (2010) 「外国からの移動と健康—第6回『人口移動調査』(2006年)の分析結果を中心に—」, 『人口問題研究』 66-3, pp.50-79.
- 是川夕 (2008) 「外国人の居住地選択におけるエスニック・ネットワークの役割 — 国勢調査データを用いた人口移動理論からの分析 —」, 『社会学評論』 第59巻 3号, pp.495-513.
- Kreft I. and J. de Leeuw (1998) "Introducing Multilevel Modeling". Sage Publication, 小野寺 孝義, 菱村 豊, 村山 航, 岩田 昇, 長谷川 孝治 訳 (2006) 『基礎から学ぶマルチレベルモデル—入り組んだ文脈から新たな理論を創出するための統計手法』, ナカニシヤ出版
- Lee, E. (1966) "A Theory of Migration", *Demography*, Vol.3, No.1, pp.47-57.
- Light, I. and Johnston, M.F. (2009) "The Metropolitan Dispersion of Mexican Immigrants in the United States, 1980 to 2000", *Journal of Ethnic and Migration Studies*, Vol.35, No.1, pp. 3-18.
- Luke, D.A. (2004) *Multilevel Modeling*, Thousand Oaks, Sage Publications.

- McCormick, B. and Wahba, J. (2003) "Return International Migration and Geographical Inequality: The Case of Egypt", *Journal of African Economies*, Vol.12, No.4, pp. 500-532.
- Massey, D.S. (1990) "Social Structure, Household Strategies, and the Cumulative Causation of Migration", *Population Index* Vol.56, No.1, pp.3-26.
- Newbold, K. (1996) "Internal Migration of the Foreign-born in Canada", *International Migration Review*, 30: 728-747.
- Rabe-Hesketh, S. and Skrondal, A. (2008) *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata (Second Edition)*, College Station: Stata Press.
- 清水昌人 (1994) 「東京大都市地域における外国入就学生の居住移動」, 『地理学評論』67A, pp.383-392.
- Shimizu, M. (1995) "Residential Relocation and Friendship Association of Overstay Foreign Workers in Tokyo", *Geographical Review of Japan*, Vol.68 (ser.B), No.2, pp.168-184.
- Skeldon, R. (2006) "Interlinkages between Internal and International Migration and Development in the Asian Region", *Population, Space and Place*, Vol.12, No.1, pp. 15-30.
- Subramanian, S.V. (2004) "The Relevance of Multilevel Statistical Methods for Identifying Causal Neighborhood Effects", *Social Science & Medicine*, Vol.58, No.10, pp.1961-1967.
- Trovato, F. and Halli, S.S. (1990) "Ethnicity and Geographic Mobility", Halli, S.S. (ed.) *Ethnic Demography*, Ottawa, Carleton University Press.
- 筒井淳也・不破麻紀子 (2008) 「マルチレベル・モデルの考え方と実践」(計量社会学ワンステップアップ講座), 『理論と方法』, Vol.23, No.2, pp.139-149.
- 保田時男 (2011) 「マルチレベル・モデリングによる NFRJ データの分析方法: ダイアド集積型家族調査の有効活用」, 稲葉昭英・保田時男編『第3回家族についての全国調査 (NFRJ08) 第二次報告書 第4巻 階層・ネットワーク』 pp.1-20.
- Zabin, C. and Hughes, S. (1995) "Economic Integration and Labour Flows: Stage Migration in Farm Labor Markets in Mexico and the United States", *International Migration Review*, Vol. 29, No.2, pp. 395-422.

The Effects of Regional Characteristics on Interregional Out-migration among International Return Migrants in Japan: A Multilevel Analysis

Masataka NAKAGAWA

This paper demonstrates an empirical examination of the linkage between international and internal migration, analyzing regional factors associated with interregional out-migration among international return migrants in Japan. The results of the Seventh National Migration Survey find higher propensities of internal migration among overseas return migrants, in terms of their past migration experience and future migration possibility, as well as their concentration in the metropolitan areas and higher socioeconomic status. Matching the micro data to contextual factors reflecting regional characteristics, a multilevel analysis is conducted to examine the effects of regional-level industrial structure and labour market characteristics on the future possibility of out-migration among return migrants from foreign countries. The results of the multilevel estimation confirm that: 1) even after controlling for other individual-level socioeconomic characteristics, international return migrants are significantly more likely to have positive prospects of out-migration from the region of current residence, and 2) growth of employment opportunities in the tertiary sector and flexibility in the regional labour market attenuate the effects of international migration experience on the likelihood of future interregional out-migration. These results imply that destination choices upon return from foreign countries reflect these regional characteristics of potential destinations.

 特 集 II

全国将来人口推計とその応用に関する研究 (その2)

外国人受入れが将来人口を通じて社会保障に及ぼす 影響に関する人口学的研究

石井 太・是川 夕・武藤 憲真

本研究では、複数の前提条件の下に、外国人人口受入れによる将来人口の変化について仮想的シミュレーションを行い、社会保障に与える財政影響に関して人口学的観点からの分析を行った。

年金ブロックにおけるマクロ経済スライドによる給付調整を行う前の賦課保険料率の見通しの比較により以下が明らかとなった。厚年グループで適用するケースである、受入れケース A, B1, B2 と基本ケースの賦課保険料率の関係を見てみると、人口ブロックで分析した男性の老年従属人口指数の関係との共通性が認められ、ケース A, B1, B2 とも外国人労働者の受入れの開始に伴い、賦課保険料率は直ちに基本ケースに比べて低下する効果が見込めるが、ケース A では移入した外国人の高齢化によって、長期的にはその効果が薄まっていく。一方、ケース B1, B2 では、第2世代以降が長期的に賦課保険料率を低下させる効果を持つ。さらに、B2 では第2世代以降が高賃金となることから、引き下げ効果はさらに大きいものとなる。また、最終的な所得代替率については、平成21年財政検証における基本ケースが50.1%であるのに対し、受入れケース A では3.8%ポイント程度の上昇であり、代替率は上昇するものの、賦課保険料率の見通しなどを見ると長期的には移入者の高齢化による影響を免れていない。一方で、受入れケース B1 では6.9%ポイント程度の上昇、受入れケース B2 では7.3%ポイント程度の上昇となり、第二世代の影響が非常に大きい。また、国民年金での適用を行う受入れケース A' では所得代替率にほとんど変化はみられないが、受入れケース B' では1.4%ポイント程度の上昇が見込まれる。

これらの結果から、外国人労働者の受入れの影響について、長期的な観点に立った定量的評価を行うことが重要であることが明らかとなった。しばしば、外国人労働者受入れに関する議論は、当面の労働力不足を補うだけの短期的視点で行われることがあるが、本研究の成果によれば、受け入れた外国人は将来、高齢化して年金等の受給者に回る一方で、家族呼び寄せや出生行動等は新たな社会保障の支え手を生み出す原動力ともなっている。したがって、外国人受入れに関する社会保障への影響評価については、これら全ての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。

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、なお伸長が継続しており、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。

本研究は、複数の前提条件の下に、外国人人口受入れによる将来人口の変化について仮想的シミュレーションを行ってこれが社会保障に与える財政影響を人口学的観点から分析することを目的とする。

I 外国人受入れの社会保障財政影響評価に関する先行研究

移民は、通常、貧しい国から経済的に発展した国へ向かうことから、受入れ国における財政影響がしばしば問題とされる。移入者は公的援助を必要としたり、子どもへの教育費用がかかることから、非移入者の税負担増を招くのではないかという議論がある一方で、高齢化を緩和し、健康保険や年金の負担を軽減するのではないかという議論もある。一般に、多くの移入者は負担をするとともに受益もあることから、ネットでの財政影響が問題となる。このような外国人受け入れに関して影響評価を行った人口学分野での代表的な先行研究として Lee and Miller (1997) が挙げられる。Lee and Miller (1997) では、移入者の受益・負担に関する年齢プロファイルを世代毎に推定し、長期的な人口プロジェクションと組み合わせることにより、追加的移民に関する影響を評価している。Lee and Miller (1997) の研究の対象は社会保障に限らず、全ての受益と負担であるが、長期的な人口シミュレーションを用いて移民の影響を評価するという点は本研究と共通している。特に、年金財政への評価に関しては、このようなアプローチはアクチュアリアル（年金数理的）な財政影響評価法とも共通性があるものと考えられる。公的年金の財政をアクチュアリアルに評価するものの代表例は厚生労働省が行っている財政検証（旧財政再計算）（厚生労働省年金局数理課 2010）であるが、財政検証では人口プロジェクションを基礎データとして用いており、人口シミュレーションとの親和性が高い。

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

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

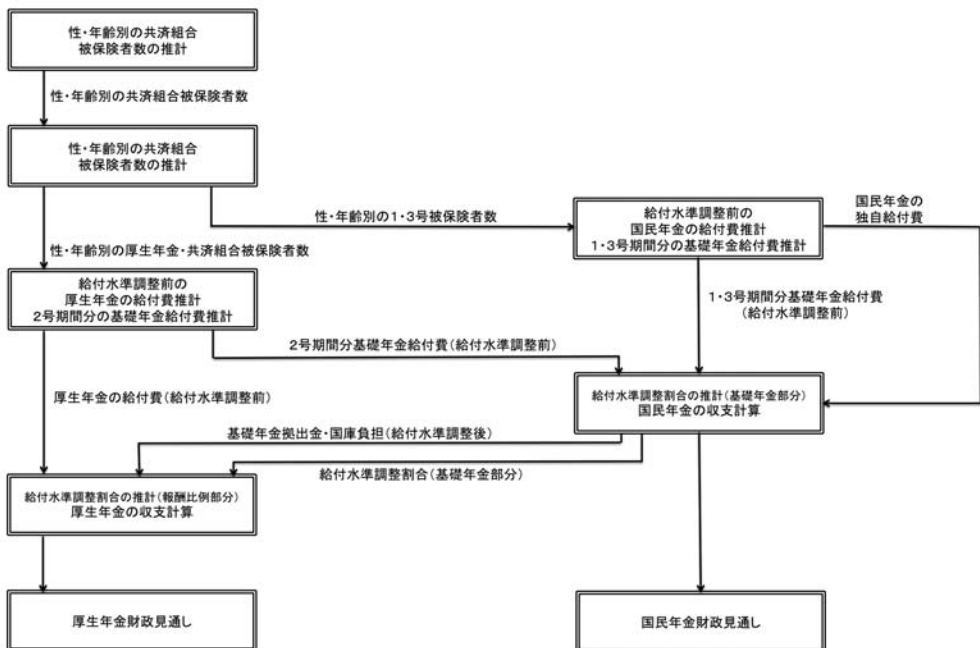
挙げられる。

以下、本研究では厚生労働省の財政検証で用いられているアクチュアリアルなアプローチを応用して年金の財政影響評価を行うことから、この評価方法についてレビューを行うこととする。厚生労働省年金局数理課（2010）では、このようなアクチュアリアルなアプローチの基礎として、利息を前提として異時点間の価値を換算する「現価」の考え方、確率論の基礎ともなっている「大数の法則」、また、収入と支出が均衡しなければならないとする「収支相等の原則」を挙げている。特に、年金制度における収支相等の原則は、集団において確率論的な期待値として考える必要があること、また、単年度ではなく長期にわたる収支を相等させることを述べている。

年金数理計算はこのような考え方に基づいて行われるが、昭和48年の財政再計算報告書である厚生省年金局（1973b）、厚生省年金局（1973a）では、年金財政を具体的に評価する方法について、現価計算等により給付現価や平準保険料率を示す方式（バランスシート方式）と、将来の給付費等をシミュレーションにより示す方式（投影、プロジェクト方式）があるとしている。特に、昭和48年財政再計算では、物価スライドや再評価などの制度の導入もあり、将来人口推計を用いたシミュレーションによる評価が採り入れられている。

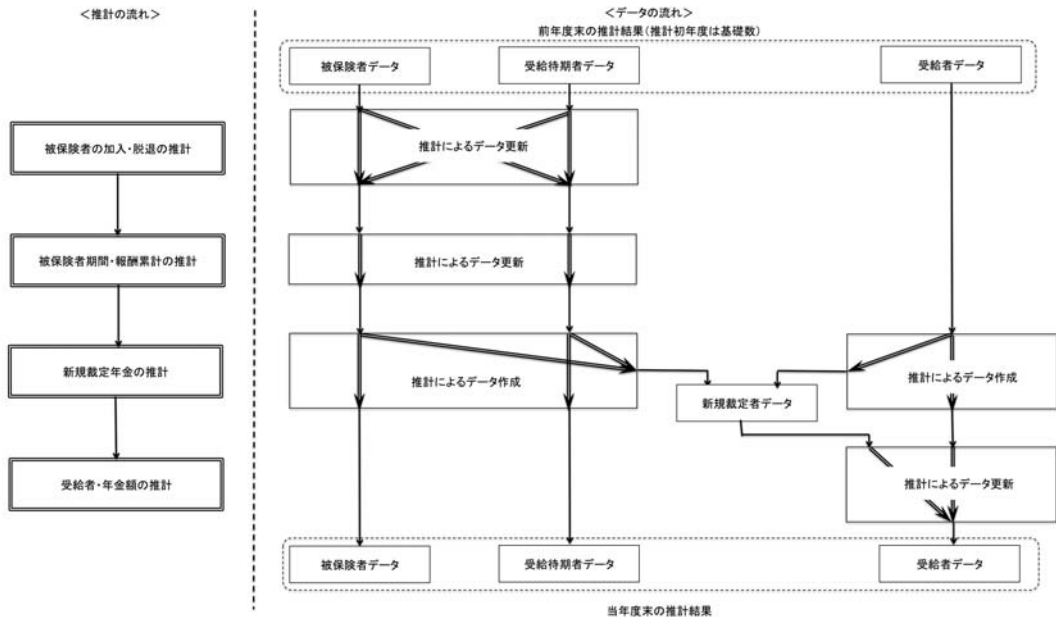
また、昭和51年財政再計算報告書（厚生省年金局 1976）では、コンピュータによる計算のフローを含むシミュレーション方法の詳細などが示されているが、これによれば現在の財政検証でのシミュレーションにおいても給付費等を推計するスキームは大きな変化はないといえる（図2）。ただし、現在では基礎年金制度やマクロ経済スライド等を通じて

図1 平成21年財政検証の全体像



(資料)厚生労働省年金局数理課「平成21年財政検証結果レポート」

図2 平成21年財政検証のシミュレーション構造



(資料)厚生労働省年金局数理課「平成21年財政検証結果レポート」

各制度が影響を及ぼし合うことから構造が複雑化しているとの違いがある(図1)。なお、現在厚生労働省から公開されている財政検証のプログラムは、平成元年～11年の財政再計算時に作成されたものが原型となっている。

次に、医療・介護の影響評価について、政府の将来推計を中心にレビューする。政府の行っている医療費の将来推計は、医療保険制度改革などの機会に随時見直されてきている状況であり、年金の財政検証のように定期的な見直しが行われるわけではない。また、近年で見ると、「医療費の将来見通しに関する検討会(平成18年12月～平成19年7月)」で推計手法の検討が行われ、その後の推計において手法が変更されている。医療費の将来推計については、医療費の伸びをどう見るかが基本的課題の一つであるが、制度改革の効果など統計上の技術的な整理が中心になるということもあって、従来は厚生労働省保険局調査課の中で検討され、作成する形を取ってきていた。ただし、平成18年の国会審議(平成18年医療制度改革法の審議)において、推計手法についてまで議論されたという状況があり、これを機会に有識者による当該検討会が設置され、検討が行われた。

従来の推計(平成18年医療制度改革時の医療費推計等)は、以下のような特徴を有していた。

- 医療費の伸び率の前提については、基本的に過去の傾向から一定率の仮定を設定するもので、経済成長率等に連動するものではなかった
- 医療需給の見通し等が行われていなかった
- 主に医療保険制度改革の影響等を検討するものであった
- 推計期間は2025年まで

しかしながら、平成18年の国会審議後は、大別して次の A, B2 通りの手法の推計となり、それぞれ以下のような特徴を有するものとなった。

A-1 社会保障国民会議における試算（平成19年10月推計）

- 「医療・介護サービスのあるべき姿」を実現する観点から、サービス提供体制について一定の改革を行うことを前提に推計（医療需給等の見通しを推計）
- 医療費の伸び率の一部は経済成長率に連動
- 主に提供体制改革を検討
- 推計期間は2025年まで
- 推計プログラムが公開されている

A-2 社会保障改革に関する集中検討会等（社会保障・税一体改革）における試算（平成23年6月推計、平成24年3月推計）

- 基本的に、社会保障国民会議における試算と同様
- 平成23年6月推計については、推計プログラムが公開されている

B 高齢者医療制度改革会議における試算（平成22年10月推計）

- 高齢者医療制度見直しによる制度間の費用負担状況の変化等を検討
- 経済成長や診療報酬改定は考慮せず、医療費単価伸率は自然増（年率1.5%）のみ（ただし、参考試算として、経済成長や診療報酬改定を見込んだ試算が行われている）
- 推計期間は2025年まで

一方、諸外国の政府や国際機関が実施する医療費推計の手法の分類の一例として、「a. 保険数理（actuarial）モデル」、「b. 財政（financial）モデル」、「c. シナリオ設定モデル」、「d. 計量経済（econometric）モデル」に分類するものがある。ただし、これらのモデル間の厳密な線引きは難しく、その体系的な分類や定義は難しいことに注意が必要である。これらのモデルの事例を挙げると以下の通りである。

a. 保険数理（actuarial）モデル

これは、過去や現状を投影したアクチュアリアルなプロジェクションのことを指している。アメリカの信託基金理事会より毎春に公表されているメディケアの医療費推計や、日本の平成18年以前の医療費推計や高齢者医療制度改革会議における試算（平成22年）は、これに分類されるものと考えられる。

b. 財政（financial）モデル

Cichon et al. (1999) によると、経済モデルと保険数理モデルの中間として捉えられている。各国が（医療そのものというより）国家財政の持続可能性を検証するための推計（例えば、Canada Office of the Parliamentary Budget Officer (2011), UK Office for Budget Responsibility (2012) など）中に内在する医療費推計は、これに分類される。

c. シナリオ設定モデル

医療の需給等に関してシナリオを設定した推計であり、欧州委員会が3年ごとに行う高齢化関連支出推計の中の医療費推計や、日本の社会保障改革に関する集中検討会等（社会保障・税一体改革）における試算（平成23年6月推計、平成24年3月推計）等は、これに

分類される。

d. 計量経済 (econometric) モデル

連立方程式構造の計量経済モデルなどがこの類型に属する。アメリカの国民医療費10年推計で用いられる手法は、これに分類される。

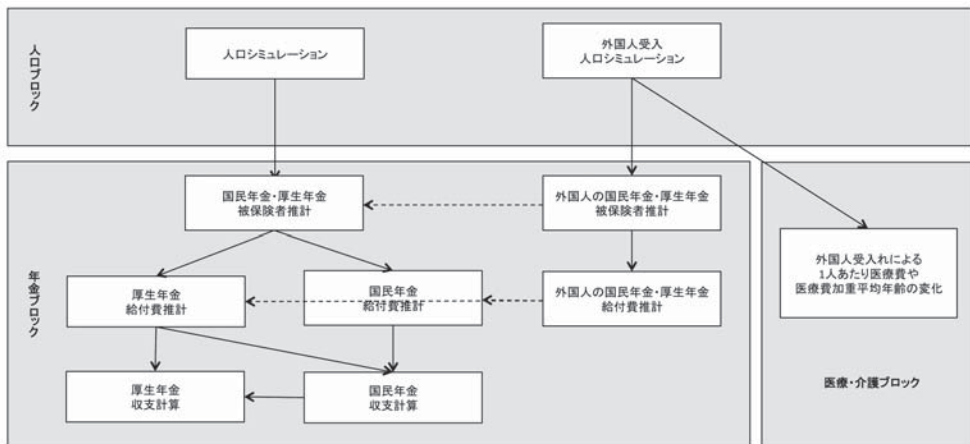
以上に述べたように、社会保障、特に、年金、医療、介護について、長期推計を行って財政影響を評価するものは数多く挙げられる。また、公的年金財政への影響を念頭に、外国人の移入などを変化させた場合に、長期的な人口動向、特に老年従属人口指数に与える影響を分析したものとして石井（2008）が挙げられる。しかしながら、わが国に外国人労働者を受け入れたとした場合の長期的な将来人口の動向をシミュレーションするとともに、さらにその社会保障に与えるマクロ的な財政影響までを、総合的かつ定量的に評価した先行研究はほとんど存在していない。本研究は、このような意味で独自の視点を持った研究とすることができる。

II データと方法

本節では、外国人受入れが将来人口の変化を通じて社会保障に与える影響評価の方法について述べる。本研究において評価を行うスキームの全体像を示したものが図3である。

本研究で行うシミュレーションは、将来の人口シミュレーションを行う「人口ブロック」に加え、その社会保障への影響評価のうち、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」、及び、医療保険・介護保険への影響評価を行う「医療・介護ブロック」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。また、医療・介護ブロックでは、人口ブロックで推計された人口に基づき、1人あたり医療費の変化などを推計する。

図3 全体構成



以下、それぞれのブロック毎に利用するデータ及び評価方法について述べる。

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「日本の将来推計人口」（平成18年12月推計及び平成24年1月推計）（国立社会保障・人口問題研究所 2007）（国立社会保障・人口問題研究所 2012）の仮定値及び推計結果を利用し、これにさらに以下のような前提の下に外国人労働者を政策的に受け入れたとして将来人口の仮想的シミュレーションを実行した。

まず、政策的に労働者として受け入れる外国人は男性労働者に限定することとした。この仮定はモデルの単純化の観点から行ったものであり、必ずしも現実的ではない側面もある。しかしながら、カタールなど海外から多くの労働者を受け入れている国ではその多くが男性労働者を占めていることや、社会保障への影響を人口学的に評価するという観点では、実際には少数の女性労働者がいたとしても、これを男性労働者と擬制して評価しても大きな影響は生じないと考えられ、本研究の目的としては妥当な仮定設定であるといえる。

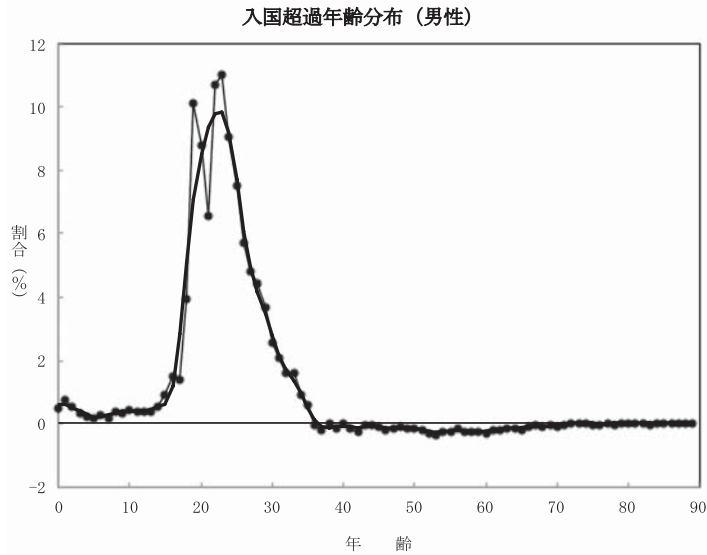
受け入れる外国人労働者の規模については、毎年10万人を基本ケースとすることとした。現在、韓国において導入されている雇用許可制では、在外同胞が対象である特例雇用許可以外の一般雇用許可において短期間の外国人労働者の受入れを行っており、毎年の受入れのマクロ的水準をクォータとして設定している。この2004～2009年の年間クォータの平均は概ね4万人となっており（宣 2010）、韓国の人口規模が日本の約4割程度であることを考慮すると、これは日本における約10万人に相当することとなる。そこで、これを参考として基本ケースの水準を設定した。

受入れ外国人労働者の年齢分布については、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）における18～34歳の外国人入国超過年齢分布を利用することとした。年齢分布を示したものが図4であるが、これを見るとわかるように、18歳以上の年齢分布の多くの部分がこの年齢層に集中していること、また、35歳以上では出国超過となっている年齢層もあり、18～34歳に制限を行ったものである。

さて、一般的に移入した外国人は、滞在長期化・家族呼び寄せ・現地での家族形成などの過程を経て定住化していくとされている。そこで、本研究においては、単純に政策的に男性労働者のみを受け入れ、彼らが定住すると考えるケース「受入れケースA」に加え、さらに、配偶者等の家族の帯同・呼び寄せ、また、そこからの第二世代の誕生などを前提とする「受入れケースB」という複数のシナリオを設定することとした。

受入れケースBについては、受入れケースAと同様の男性労働者に加え、配偶者の帯同・呼び寄せとして、毎年の受入れ外国人男性に対し、82.5%の18～34歳の女性が同時に入国することを仮定した。この82.5%は、2010年の国勢調査に基づく男性の53歳時点での未婚率の補数であり、夫婦の年齢差を3歳とした場合、女性の50歳時点における男性の未婚率の補数に相当する数値となる。すなわち、53歳になるまで未婚であり続ける男性以外は帯同あるいは呼び寄せの形で配偶者を持つと考え、実際にはタイムラグがあるとしても

図4 外国人入国超過年齢分布



同時に入国するとの仮定の下でシミュレーションを行うとするものである。また、子どもの帯同については、同じく平成24年推計の外国人入国超過年齢分布を用い、男性の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。

将来人口シミュレーションに用いる死亡率は平成18年推計及び平成24年推計の仮定値をそのまま用いた。出生率についても、両推計で用いている外国人出生率仮定を基本的にはそのまま用いるが、ケースBにおいて、受入れ外国人男性の配偶者として入国する女性については有配偶者のみが入国するという仮定であるため、出生率を0.825で除することによりインフレートしている。一方、第二世代として誕生した女性についてはそのまま外国人出生率を適用している。

2. 年金ブロック

年金の財政影響評価に当たっては、図3にある通り、厚生労働省年金局から公開されている平成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。

公的年金に関しては、平成21年財政検証以降、社会保障・税一体改革に関連して、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)が成立しており、今後の年金制度の姿はこれにより平成21年財政検証時点とは大きく異なるものとなる。また、さらに、社会保障制度改革国民会議においても引き続き検討が行われることとされており、これも将来の年金の形に影響を及ぼすこととなると考えられる。しかしながら、現状における直近の財政検証は平成21年財政検証であり、これ以降の改正を織り込んだ公式な財政検証はまだ行われていない。一方、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、公的年金の太宗を占める国民年金及び厚生年金に関する影響評価を行うことができれば、ベースとなる年金制度によらず、相対的な影響の方向性などの傾向については同様のものと考えることができる。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礎ケースとし、これに対して外国人労働者の受入れがいかなる影響を及ぼすのかについて評価を行うこととした。このため、年金財政の評価に当たっては人口推計についても平成18年推計をベースとしている。

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、14カ国間(2012年3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、日本で一定期間の滞在后帰国し脱退一時金を受け取ることで年金制度上の影響もほとんど考慮する必要がなかったと考えられる。しかしながら、本研究で評価を行おうとしているのは、より本格的に外国人労働者を受け入れ、かつ、彼らが定住化し、家族形成などを行ったとした場合の影響についてであり、本研究においては、受け入れた外国人は年金制度上日本人と全く同じ取扱いをするという前提を置いている。

次に、年金制度への適用に関するシナリオ設定について述べる。男性外国人労働者を受け入れ、かつその配偶者等の家族が日本に定住化した場合に彼らが適用される年金制度には様々なケースが考えられる。労働者がフルタイムで働く場合には厚生年金の被保険者として適用されることが考えられるが、パートタイマーになった場合には国民年金1号被保険者となるケースも考えられる。また、仮に男性が厚生年金適用となったとしても、その配偶者についても様々なケースが想定される。しかしながら、ここでは以下のような対照的な二つのシナリオを想定することとした。

受入れケース A, B: 受け入れた男性外国人労働者(18~64歳)は全て厚生年金に適用されると考えるケース。受入れケース B では、その子世代の男性も同様に厚生年金適用とし、配偶者やその子世代の女性については全て国民年金3号被保険者(20~59歳)となるものとする。

受入れケース A', B': 受け入れた男性外国人労働者(20~59歳)は全て国民年金1号になると考えるケース。受入れケース B' では、その子世代の男性、配偶者やその子世代の

女性についても全て国民年金1号被保険者（20～59歳）となるものとする。

実際には受け入れた男性外国人労働者は両ケースの間中となると考えられることから、年金制度への財政影響についても、この両ケースの結果からある程度類推することが可能となる。

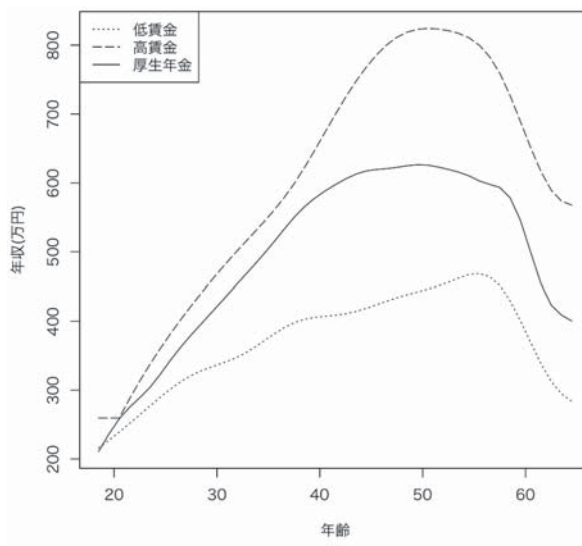
また、受入れケース A, B においては、男性外国人労働者の賃金プロファイルの設定を行う必要がある。ここでは、Lee and Miller（1997）における米国の先行研究において、移民の第一世代は第二世代以降よりも生涯の平均所得が低いという仮定が採用されていることを参考とし、受け入れる外国人労働者には低賃金プロファイルを仮定することとした。

具体的な賃金プロファイルの設定の参考とするため、日本における外国人労働者のパフォーマンスについて定量的に分析した Korekawa（2013）を参照すると、最も不利な場合で、大卒の場合でも、中卒程度のパフォーマンスしか発揮できていない可能性が明らかにされている。そこで、低賃金プロファイルは、賃金構造基本統計調査の中学卒の男性のデータを利用することとした。

一方、受入れケース B では第二世代以降の賃金プロファイルについても仮定が必要となる。Lee and Miller（1997）では第二世代以降では教育水準の上昇等により生涯の平均所得が高まるとの仮定が使われているが、一方、わが国における外国人子女の教育達成でみると、高校入学が大きな壁となり、實際上、中卒となる可能性が高いという結果も得られている（是川 2012）。そこで、第二世代については、第一世代と同様低賃金プロファイルに留まる受入れケース B1 と、高賃金プロファイルへと移行する受入れケース B2 の二つのシナリオを設定することとした。高賃金プロファイルについては、賃金構造基本統計調査の大学卒の男性のデータを利用して作成を行った。

図5は、低賃金・高賃金と厚生年金の1種被保険者の賃金プロファイルを比較したものである。

図5 賃金プロファイル



3. 医療・介護ブロック

次に医療・介護ブロックにおける評価方法について述べる。年金ブロックでは年金が長期にわたる給付と負担の見通しに基づいて制度設計される観点から、公的年金の財政検証と同様に2105年までの概ね100年間にわたる推計を行って財政影響評価を行った。しかしながら、医療・介護は基本的に短期保険であり、年金とは若干状況が異なっている。例えば、厚生労働省の医療費の将来見通しでは、今後の様々な医療の構造変化をひとくくりにして、医療費の伸びと経済成長率が一定程度の相関をもって推移するとの前提が置かれている。本来、医療・介護の将来のサービス需要の内容や量・費用は、「医療等の技術が将来どのように進歩するか」、「予防の効果や医療技術の進歩などにより将来の国民の疾病構造や健康状態がどう変化するか」、「将来の居住形態をはじめとする日常生活がどう変化するか。」などの様々な構造変化に大きく影響を受ける。医療費の将来見通しで用いられている、「今後の様々な医療の構造変化をひとくくり」にするという前提は、このような医療費の伸びを構成する様々な要因の複雑な影響を個別に取り扱うのではなく、全体として経済成長率と一定程度の相関を持つと仮定するとの考え方に基づくものである。しかしながら、このような機械的な前提が妥当と考えられるのはあくまでも20～30年程度であり、遠い将来にありうべき変化をこのような機械的な前提から導くことの意義は低いと考えられ、推計期間も2025年までの短期間のもものとされている。

社会保障改革に関する集中検討会等（社会保障・税一体改革）においては、2025年までの試算（平成23年6月推計）の推計プログラムが公開されており、これを用いれば単純な将来人口の置換えを行うことは可能であるが、2025年までの推計結果にはほとんど差が生じない。これは、外国人の受入れによる将来人口の変化は世代の入れ替えが起こる数十年の長期にわたって影響が出てくるためである。しかしながら、政府で行っている医療費推計等における推計期間に対する考え方に鑑みれば、外国人の受入れによる将来人口の変化が、医療費・介護費等に与える影響を評価する際においても、20～30年を超える推計を行うのは適切ではないと考えられる。

そこで、本研究においては、医療費の将来推計自体を行うのではなく、外国人の受入れによる将来人口の変化が医療費に与えるインパクトを評価することを目的とし、現状の年齢階級別医療費を固定した上で、人口推計の置換えにより、1人当たり医療費がどの程度変化するかについて評価を行った。また、武藤（2011）は、年金制度における金利の効率性の分岐点の分析に用いられる平均割引期間の概念を医療費に拡張した、医療費加重の平均年齢について論じているが、本研究においてもこの医療費加重の平均年齢を推計し、それに対して外国人の受入れが与える影響を評価することとした。

III 結果と考察

本節では、前節において述べた方法論に基づき、具体的に影響評価を行った結果及びその考察について述べることとする。

1. 人口ブロック

人口ブロックにおいては、平成18年12月推計及び平成24年1月推計をベースとし、外国人受け入れに関してケース A、B の2通りの前提を置いた人口シミュレーションを実行した。まず、平成18年推計について、総人口と老年従属人口指数（生産年齢人口を20～64歳としたもの）のシミュレーション結果を示したものが、図6、7である。

2100年での総人口規模は基本ケースが約4,800万人に留まるのに対し、ケース A で約5,400万人と約600万人の増、ケース B では約7,300万人と約2,500万人の増となる。また、老年従属人口指数を同じく2100年で比較すると、基本ケースでは約0.86に到達するのに対し、ケース A では約0.81と0.05ポイント程度の低下、さらにケース B では約0.68と0.18ポイント程度低下することが明らかとなった。

図6 総人口（平成18年推計）

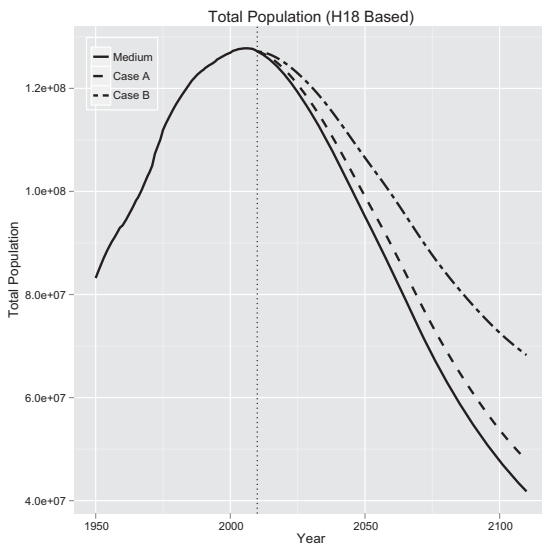
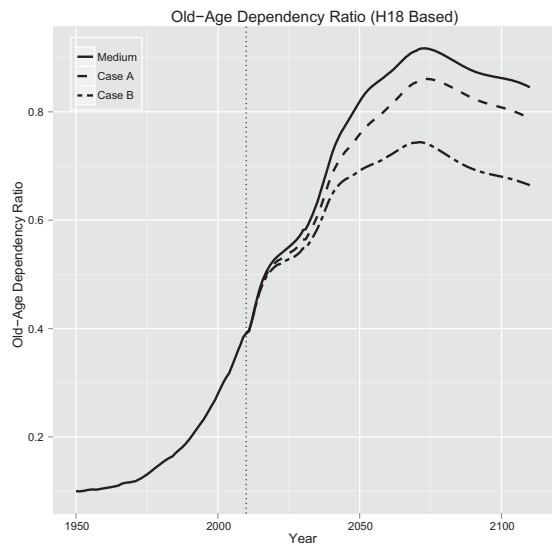


図7 老年従属人口指数（平成18年推計）



一方、平成24年推計について、総人口と老年従属人口指数のシミュレーション結果を示したものが、図8、9である。2100年での総人口規模は基本ケースが約5,000万人であるのに対し、ケース A で5,600万人と約600万人の増、ケース B では約7,600万人と約2,700万人の増となる。また、2100年の老年従属人口指数は、基本ケースでは約0.89であるのに対し、ケース A では約0.83と0.06ポイント程度の低下、ケース B では約0.68と0.20ポイント程度低下する。このように、総人口、老年従属人口指数とも、外国人の受け入れが及ぼす大きな影響は平成18年推計と同様の傾向であることがわかる。

さて、本研究の年金ブロックでは、平成18年推計を基礎とした平成21年財政検証に基づいて年金の財政影響評価を行うが、将来人口が厚生年金の財政に与える影響をより詳しく分析する観点から、平成18年推計について、男性に限定した老年従属人口指数が、外国人の受け入れによっていかなる影響を受けるかについて見てみることにする。

図8 総人口（平成24年推計）

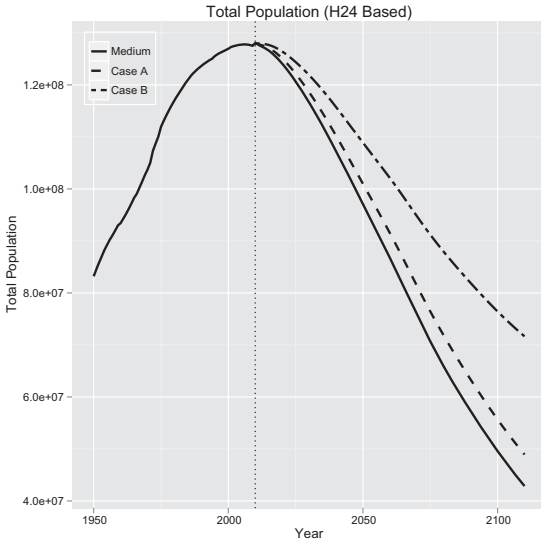


図9 老年従属人口指数（平成24年推計）

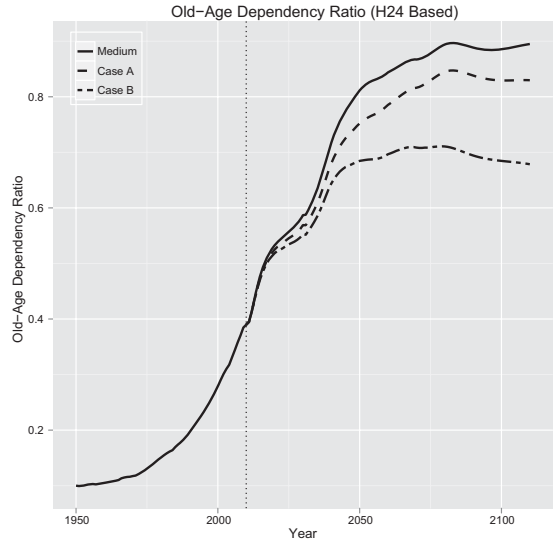


図10は、老年従属人口指数の分母となる、20～64歳の男性人口の見通しを示したものである。ケース A、B ともに、男性外国人労働者の受入れ開始とともに、支え手となる20～64歳人口は直ちに増加することが見て取れる。そして、ケース B では、配偶者が出生行動をすることから、長期的にはさらに第2世代以降として誕生した男性による増加も見込まれる。

一方、図11は、分子となる65歳以上の男性人口の見通しを示したものである。受入れの対象となる外国人労働者は18～34歳であることから、当面、65歳以上人口は変化をしない。

図10 20～64歳人口（男性、平成18年推計）

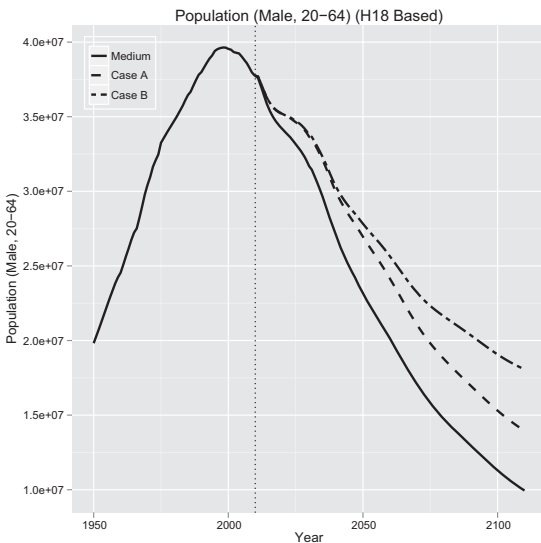


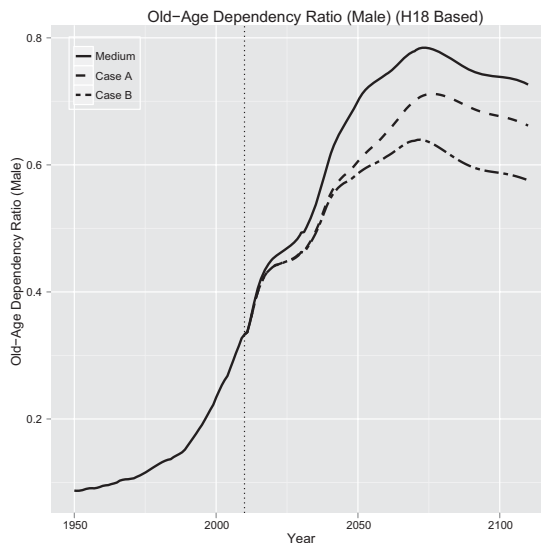
図11 65歳以上人口（男性、平成18年推計）



このことによって、受入れ開始から当面の間、老年従属人口指数は分母のみの増加によって減少し、年金財政にプラスの影響を及ぼすこととなる。しかしながら、グラフに見る通り、2050年以降、外国人を受入れた場合の65歳以上人口は基本ケースに比べて次第に増加していくことがわかる。すなわち、受入れた外国人の高齢化によって長期的には受給世代が増大し、年金財政にマイナスの影響を及ぼすようになってしまうのである。

これら分母、分子となる20～64歳、65歳以上の男性人口の動向を受け、老年従属人口指数は図12のような見通しとなる。図からわかる通り、ケース A、Bとも分母人口の増加を受けて、老年従属人口指数は直ちに基本ケースに比べて低下する効果が見込めるが、ケース A では移入した外国人の高齢化によって、長期的にはその効果がやや薄まっていくことが見て取れる。一方、ケース B では、誕生する第 2 世代が長期的に老年従属人口指数を低下させる効果を持ち、ケース A に比べて大きく指数が低下していることがわかる。このように、外国人受入れによる将来人口の変化は、厚生年金の財政に対して大きなインパクトを与えることが示唆されるが、その効果は受入れシナリオや、将来の時点によって異なる様相を見せることがわかる。

図12 老年従属人口指数（男性、平成18年推計）



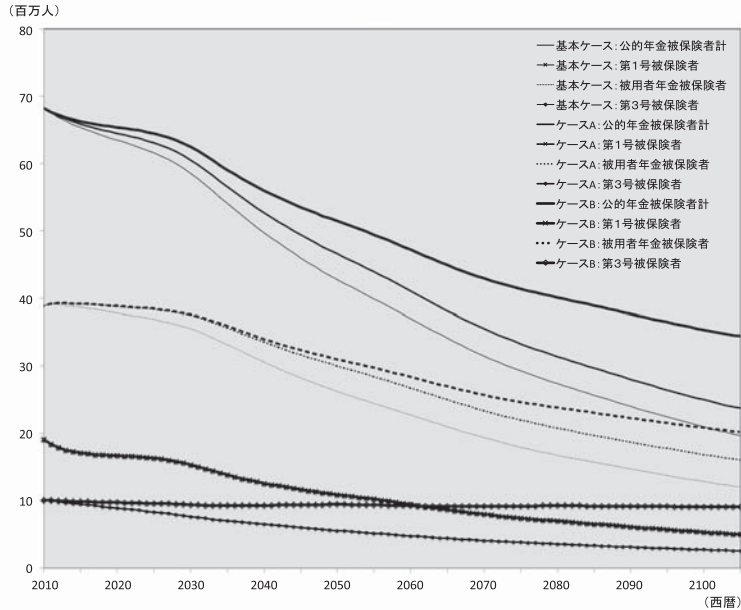
2. 年金ブロック

次に、年金に関する財政影響評価の結果について述べる。方法において述べた通り、本研究でベースケースとなる平成21年財政検証は平成18年推計の将来人口推計に基づいていることから、ここでも人口ブロックの平成18年推計ベースのシミュレーション結果を用いて推計を行った。

まず、厚年グループで適用するケース A、B について公的年金被保険者数の見通しを示したものが図13である。ケース A では第一世代として入国し定住する男性外国人労働者（18～64歳）が厚生年金被保険者数の増となる一方、ケース B では厚生年金被保険者

数としては第二世代以降として生まれてくる男性が加わるとともに、第3号被保険者数に女性外国人（20～59歳）が加わることとなる。

図13 公的年金被保険者数の見通し（ケース A, B）



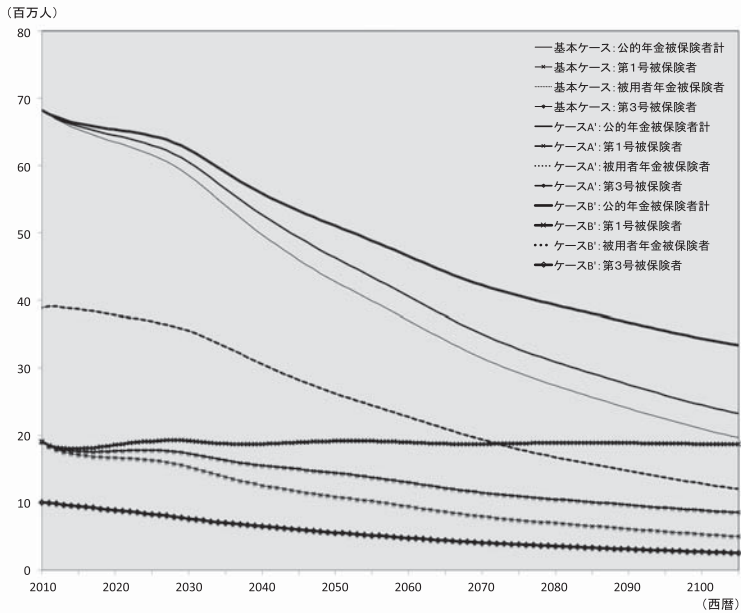
一方、国年グループでの適用を行うケース A', B' についての公的年金被保険者数の見通しを示したものが図14である。こちらでは被保険者数の差異は第1号被保険者のみににおいて生じることとなる。

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はなく、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。ケース A では例えば2025年度における公的年金被保険者の数の減少率は-0.4%、マクロ経済スライドに用いる調整率は-0.7%であるのに対して、ケース B では家族の帯同等により、それぞれ-0.2%、-0.5%となっており、減少率等が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を厚生年金の最終的な所得代替率で比較することが多く行われている。本研究でも同様の評価を行うこととするが、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の関係を見る観点から、各ケースに基づくマクロ経済スライドによる給付調整を行う前の賦課保険料率の見通しを比較することとする。

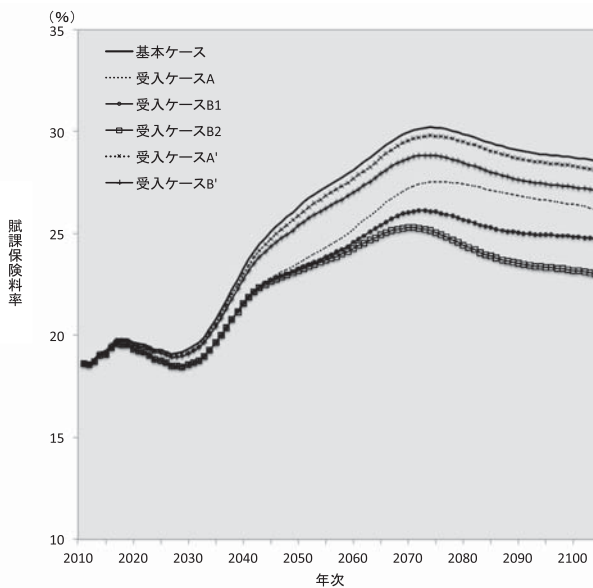
図15はシミュレーションに基づく賦課保険料率の見通しを示したものである。まず、厚年グループで適用するケースである、受入れケース A, B1, B2 と基本ケースの賦課保険料率の関係を見てみると、図12において示した男性の老年従属人口指数の関係とよく似て

図14 公的年金被保険者数の見通し（ケース A'、B'）



いることがわかる。すなわち、ケース A, B1, B2 とも外国人労働者の受入れの開始に伴い、賦課保険料率は直ちに基本ケースに比べて低下する効果が見込めるが、ケース A では移入した外国人の高齢化によって、長期的にはその効果が薄まっていく。一方、ケース B1, B2 では、第2世代以降が長期的に賦課保険料率を低下させる効果を持つのである。さらに、B2 では第2世代以降が高賃金となることから、引き下げ効果はさらに大きいものとなる。

図15 厚生年金の賦課保険料率（スライド調整前）の見通し



さて、次に最終的な所得代替率を見てみよう。平成21年財政検証における基本ケースの結果によれば、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%となるものと見込まれているが、受入れケース A では3.8%ポイント程度の上昇であり、代替率は上昇するものの、賦課保険料率の見直しなどを見ると長期的には移入者の高齢化による影響を免れていないものと考えられる。一方で、受入れケース B1 では6.9%ポイント程度の上昇、受入れケース B2 では7.3%ポイント程度の上昇となり、第二世代の影響が非常に大きいことが明らかとなった。また、国民年金での適用を行う受入れケース A' では所得代替率にほとんど変化はみられないが、受入れケース B' では1.4%ポイント程度の上昇が見込まれる結果となった。

3. 医療・介護ブロック

(1) 1人当たり医療費に与える影響評価

1人当たり医療費に与える影響評価にあたっては、厚生労働省HPで公開されている平成22年（2010年）度の年齢階級別医療費を基礎とし、これを固定して将来推計人口を置き換えることによって、外国人労働者の受入れが及ぼす変化を観察することとした。

年齢階級別医療費に、将来推計人口の平成24年推計の基準人口である2010年の年齢階級別人口を乗ずると、医療費総額は36兆円程度、1人当たり医療費は28万円程度となる。これは、平成22年度国民医療費の公表値と同規模となっていることが確認できる。そこで、この年齢階級別医療費を固定したまま、人口の年齢構成のみを将来の各点の推計人口に置き換えることにより1人当たり医療費の将来推計を行った。ここで、2010年の28万円を1としたときの比率をみると、2035年で1.30、2060年で1.49となっている。

次に、外国人労働者の受入れの影響を評価するため、将来推計人口を受入ケース B によるものに置き換えて同様に推計すると、2035年で1.25、2060年で1.37となり、受入れ期間が長期化するほど外国人受入れの効果が大きくなることが分かる。

なお、この評価の前提は、若年者と高齢者の医療費の伸び率が将来に向けて変わらないことに相当しているが、両者が異なってくると年齢階級別医療費の分布が変化するため、結果が異なってくる点に注意が必要である。

(2) 医療費加重の平均年齢に与える影響評価

1人当たり医療費の影響評価と同じデータを用いて、2010年における医療費加重の平均年齢を推計すると、62.5歳（人口の平均年齢は45.0歳）となるが、この平均年齢は今後の人口高齢化に伴い上昇し、平成24年推計の将来推計人口を用いて評価すると、2035年では70.1歳、2060年で73.8歳に達するものと見込まれる。

ここで、外国人労働者の受入れの影響を評価するため将来推計人口を受入ケース B に置き換え、同様の推計を行うと、2035年で69.3歳、2060年で72.0歳に留まるものと見込まれる。ここでも、外国人受入れの効果は、受入れ期間が長期化するほど大きくなることが観察される。

(3) 介護に与える定性的影響

介護については、医療と同様、長期推計になじみにくい性格があり、定量的シミュレーションは行っていない。介護に関する費用は、要介護度が年齢に応じて上昇することから、定性的には、年金や医療と比較してより高い年齢での人口が増加することによる影響を受けやすい性質がある。したがって、外国人の受入れが将来人口を通じて介護給付費に与える影響は、医療よりもさらに長期の将来において顕著に現れてくるものと考えられる。外国人受入れが介護に与える影響を考える際には、このような定性的性質を考慮に入れて議論することが必要であろう。

おわりに

本研究では、複数の前提条件の下に、外国人人口受入れによる将来人口の変化について仮想的シミュレーションを行い、社会保障に与える財政影響に関して人口学的観点からの分析を行った。

本研究で明らかになった結果をまとめると以下の通りである。

- 人口ブロックについては、平成18年推計ベースでの2100年での総人口規模は、基本ケースが約4,800万人に留まるのに対し、ケース A で約5,400万人と約600万人の増、ケース B では約7,300万人と約2,500万人の増となった。老年従属人口指数を同じく2100年で比較すると、基本ケースでは約0.86に到達するのに対し、ケース A では約0.81と0.05ポイント程度の低下、さらにケース B では約0.68と0.18ポイント程度低下することが明らかとなった。なお、平成24年推計についても、外国人の受入れが及ぼす大きな影響は平成18年推計と同様の傾向であった。また、平成18年推計の男性人口の老年従属指数を見ると、ケース A、Bとも分母人口の増加を受けて、老年従属人口指数は直ちに基本ケースに比べて低下する効果が見込めるが、ケース A では移入した外国人の高齢化によって、長期的にはその効果がやや薄まっていく。一方、ケース B では、誕生する第2世代が長期的に老年従属人口指数を低下させる効果を持ち、ケース A に比べて大きく指数が低下する。
- 年金ブロックでは、人口ブロックでの長期的な人口シミュレーションとの関係を見る観点から、まず、各ケースに基づくマクロ経済スライドによる給付調整を行う前の賦課保険料率の見通しを比較した。厚年グループで適用するケースである、受入れケース A、B1、B2 と基本ケースの賦課保険料率の関係をしてみると、人口ブロックで分析した男性の老年従属人口指数の関係との共通性が認められ、ケース A、B1、B2とも外国人労働者の受入れの開始に伴い、賦課保険料率は直ちに基本ケースに比べて低下する効果が見込めるが、ケース A では移入した外国人の高齢化によって、長期的にはその効果が薄まっていく。一方、ケース B1、B2 では、第2世代以降が長期的に賦課保険料率を低下させる効果を持つ。さらに、B2では第2世代以降が高賃金となることから、引き下げ効果はさらに大きいものとなる。また、最終的な所得代替率については、平成21年財

政検証における基本ケースが50.1%であるのに対し、受入れケース A では3.8%ポイント程度の上昇であり、代替率は上昇するものの、賦課保険料率の見直しなどを見ると長期的には移入者の高齢化による影響を免れていない。一方で、受入れケース B1 では6.9%ポイント程度の上昇、受入れケース B2 では7.3%ポイント程度の上昇となり、第二世代の影響が非常に大きい。また、国民年金での適用を行う受入れケース A' では所得代替率にほとんど変化はみられないが、受入れケース B' では1.4%ポイント程度の上昇が見込まれる。

- 医療・介護ブロックでは、1人当たり医療費と医療費加重の平均年齢に与える影響評価を行った。1人当たり医療費は、将来推計人口が平成24年推計ベースの場合、2010年の28万円を1としたときの比率をみると、2035年で1.30、2060年で1.49となるが、将来推計人口を受入れケース B によるものに置き換えて同様に推計すると、2035年で1.25、2060年で1.37となる。また、医療費加重の平均年齢は、将来推計人口が平成24年推計ベースの場合、2010年で62.5歳、2035年では70.1歳、2060年で73.8歳に達するが、将来推計人口を受入れケース B に置き換えた場合、2035年で69.3歳、2060年で72.0歳に留まるものと見込まれる。両者とも、外国人受入れの効果は、受入れ期間が長期化するほど大きくなる。

これらの将来人口シミュレーションや、年金、医療・介護への影響評価の結果から、外国人労働者の受入れの影響について、長期的な観点に立った定量的評価を行うことが重要であることが明らかとなったといえよう。しばしば、外国人労働者受入れに関する議論は、当面の労働力不足を補うだけの短期的視点で行われることがあるが、本研究の成果によれば、受け入れた外国人は将来、高齢化して年金等の受給者に回る一方で、家族呼び寄せや出生行動等は新たな社会保障の支え手を生み出す原動力ともなっている。したがって、外国人受入れに関する社会保障への影響評価については、これら全ての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。

なお、本研究では外国人受入れの影響について、社会保障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社会保障だけではなく、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複数のシナリオに基づい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、外国人労働者の受入れや社会保障に関する政策議論にあたっては、本研究で提示したシミュレーションを活用しつつ、長期的かつ幅広い観点から定量的な議論を行うことが必要であるといえよう。

参考文献

- Canada Office of the Parliamentary Budget Officer (2011) *Fiscal Sustainability Report 2011*: Canada OFFICE OF THE PARLIAMENTARY BUDGET OFFICER.
- Cichon, M., W. Newbrander, H. Yamabana, A. Weber, C. Normand, D. Dror, and A. Preker (1999) *Modelling in Health Care Finance*: ILO.
- 八田達夫, 小口登良 (1999) 『年金改革論—積立方式に移行せよ』, 日本経済新聞社.
- 石井太 (2008) 「人口変動要因が将来推計人口の年齢構造に与える影響—老年従属人口指数を中心として—」, 『人口学研究』, 第43巻, pp.1-20.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) 『日本の将来推計人口—平成18年12月推計—』, (財)厚生統計協会.
- (2012) 『日本の将来推計人口—平成24年1月推計—』, 一般財団法人厚生労働統計協会.
- 是川夕 (2012) 「日本における外国人の定住化についての社会階層論による分析—職業達成と世代間移動に焦点を当てて—」, *ESRI Discussion Paper Series*, 第283号, pp.1-30.
- Korekawa, Y. (2013) "Immigrant Occupational Attainment in Japan by Census Micro-Data", in Y. Ishikawa ed. *Examining Contribution of Foreign Residents to Contemporary Japan Showing Population Decline (Tentative)*.
- 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』.
- 厚生省年金局 (1973a) 『厚生年金保険法の一部改正に伴う財政再計算結果の概要 (昭和48年11月)』.
- (1973b) 『国民年金法の一部改正に伴う財政再計算結果の概要 (昭和48年11月)』.
- (1976) 『厚生年金保険法の一部改正に伴う財政再計算結果の概要 (昭和51年11月)』.
- Lee, R. D. and T. W. Miller (1997) "The future fiscal impacts of current immigrants", in J. P. Smith and B. Edmonston eds. *The New Americans*: National Academy Press, pp. 297-362.
- 武藤憲真 (2011) 「平均割引期間や平均年齢の分析手法を社会保障に係る費用の分析へ拡張すること—平均割引期間 (債券や負債のデュレーション, 感応度分析), 人口の平均年齢, 年金平均年齢等の分析からの拡張—」, 『厚生指標』, 第58巻, 第12号, pp.28-35.
- 宣元錫 (2010) 「韓国の「外国人力」受入れ政策—「雇用認可制」を中心に—」, 『総合政策研究』, 第18巻, pp. 157-169.
- 高橋昭 (2001) 『外国人と社会保障法』, 明石書店.
- 上村敏之, 神野真敏 (2010) 「公的年金と移民受け入れ: 移民の経済厚生格差への影響」, 『経済学論究』, 第64巻, 第3号, pp.149-167.
- UK Office for Budget Responsibility (2012) *Fiscal Sustainability Report*: UK Office for Budget Responsibility.
- 山本克也 (2010a) 「厚生省財政検証プログラムを用いた公的年金改革案の提示」, 『季刊社会保障研究』, 第88巻, pp.56-63.
- (2010b) 「年金制度の歴史的展開と保険数理モデルの変遷」, 国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『社会保障の計量モデル分析』, 東京大学出版会, pp.85-107.
- (2012) 「実行可能性からみた最低保障年金制度」, 『生活経済学研究』, 第35巻, pp.1-16.

Incorporation of Foreign-born Population and Its Impact on the Future Population Dynamics and Social Security

Futoshi ISHII, Yu KOREKAWA and Norimasa MUTO

In this study, we performed a number of simulations with regard to the change of the future population incorporating the foreign-born population, and analyzed the financial impacts on social security in terms of a demographic study.

The following results were arrived at through a comparison of the projected contribution rates in the pay-as-you-go basis before adjustments using modified indexation in the pension block. We can observe similar results concerning the relationship among the standard case and cases A, B1 and B2 under the assumption that immigrant workers are insured by the Employees' Pension Insurance, as compared to those of the old-age dependency ratio for males that were analyzed in the population block. The contribution rates for cases A, B1 and B2 decrease immediately after the start of incorporation of foreign workers compared to the standard case. Although the effect of mitigation eventually weakens on the aging of the immigrants in case A, the effect due to the second and over-the-second generations keeps the rates lower in cases B1 and B2. In particular, the effect of decrease is much larger for case B2 since the wages for the second and over-the-second generations are high. The ultimate replacement rate for the standard case in the 2009 actuarial valuation is 50.1%, which increases 3.8% in case A that is moderately higher since it is affected by the aging of the immigrants over a long-term according to the observation of the pay-as-you-go contribution rates. We can observe strong effects of the second generation since the increases are 6.9% for case B1 and 7.3% for case B2. For the assumption that the immigrant workers are insured by the National Pension Scheme, the replacement rate for case A' is almost the same as that for the standard case, whereas the rate increases 1.4% in case B'.

These results reveal to us the importance of quantitative evaluation over a long-term on the effect of the incorporation of foreign workers. This kind of issue is often discussed shortsightedly in the context that foreign workers are needed only for the purpose of making up for the immediate shortage of the labor force. However, the results in this study show that incorporated immigrants become pensioners by aging in the future, whereas they also contribute to increasing the contributors to social security as they increase the population as a whole by bringing their families from their home countries or giving birth to younger generations. Therefore, it would be important for discussing the related policy to make long-term and comprehensive evaluations that take all factors in this study into consideration concerning the effect of the incorporation of the foreign-born population on social security.

特集Ⅱ：全国将来人口推計とその応用に関する研究（その2）

日本における外国人女性の出生力

— 国勢調査個票データによる分析 —

是 川 夕

低出生力社会における国際移民の流入とその人口学的影響は、今後も高まっていくと考えられるものの、日本では外国人女性の出生力についての研究は、ほとんど行われてこなかった。本研究では2010年と2000年の国勢調査の個票データを用いて、同居児法による分析を行うことで、こうした課題に応えることを目指した。

その結果、属性効果を考慮しても、日本における外国人女性の出生率はベトナム人を除いて、概して日本人女性よりも低いことが示された。二つ目に、外国人女性は来日直後に出生率の急激な上昇を経験するイベント相関効果の影響を受けている可能性が高いこと、そしてそれは第1子においてのみ確認され、第2子以降の場合、むしろ、出生率は低下することから、中断効果の影響を受けている可能性が高いことが明らかにされた。三つ目に、定住化により、外国人女性の出生率が上昇する傾向にあることが示された。

I. 低出生力下における国際移民の流入とその人口学的影響

現在、低出生力下にある多くの先進諸国において、移民人口が増加しつつある（OECD 2011）。世界各国、地域間の人口学的非対称性を考慮すれば、今後も、移民の流入圧力は上昇ないしは、高止まりする可能性が高く、その社会的重要性は高まっていくと考えられる。

こうした中、移民女性の出生力について明らかにすることは、以下の2つの意義を持つと考えられる。一つ目は、受け入れ国のマクロな人口構造への影響を明らかにする点である。これは、少子高齢化による影響を移民受け入れによってどれだけ緩和できるかについて議論することを意味する。二つ目は、社会的集団としての移民の人口再生産、及びその結果として生じる社会的影響について明らかにする点である。これは、移民2世の誕生などにより、移民の現地社会へのつながりがより強くなり、その結果として、移民2世の教育問題やその後の労働市場への統合など、移民の社会統合について論じることを意味する。

日本においても、1990年の改正入管法の施行以後、中国、韓国、及びフィリピンなどアジア諸国からのニューカマーが数多く来日するとともに、新たに設けられた日系人のカテゴリーにより、日本での自由な就労が可能な「定住者」の資格で、ブラジルや、ペルーといった中南米諸国からの外国人の流入が相次いだ。また、戦前から日本に居住する在日コ

リアンや、難民として来日したベトナム人等、数は少ないながらも日本に定住化している外国人も存在する。更に、こうした特別な経緯がなくとも、在日外国人の間で、永住資格を持つ者の割合が上昇し続けており、彼／彼女らが定住化しつつあることが、様々な研究から明らかにされてきている。

しかし、日本では、外国人女性の出生力に関する研究は、これまでほとんど行われてこなかった。数少ない先行研究において、日本に居住する外国人女性の出生率は総じて低いとされてきたものの (e.g. 是川 2013, 山内 2010, 小島 2007), 外国人女性の出生力について論じる際に重要な要素である日本人と外国人女性の社会経済的属性の分布の違い、国際移動、及び定住化の影響といった点については、十分に検討されてきたとは言い難い。

本研究はこのような問題意識を踏まえ、国勢調査の個票データをもとに、同居児法を用いて、属性効果や国際移動の影響、そして、その後の定住化の影響を踏まえた外国人女性の出生力について明らかにすることを旨とする。それによって、低出生力下にある日本にとって外国人の流入がもたらす人口学的影響について、明らかにすることができると考えられる。

II. 先行研究

1. 移民女性の出生力への注目

(1) 中断効果、及びイベント相関効果

移動に伴う出生力の変化として代表的なものは、中断効果による移動前後の出生力の低下、あるいは移動直後に婚姻、家族の呼び寄せなど、出生近接要因が相次いで見られることから生じる出生力の急激な上昇といったものが挙げられる。これらは、それぞれ中断効果 (disruption effect)、あるいはイベント相関効果 (interrelation of events) と呼ばれており (Milewski 2009: 21)、移民女性の出生力をマクロのピリオドデータだけから見ることを困難にしている主因のひとつといえる (Parrado 2011)。

欧米を中心とした先行研究では、米国やカナダ、オーストラリアといった「古典的」移民国において、中断効果が確認される一方で、スウェーデンのように中断効果が確認されず、移動直後にむしろ出生率が上昇する事例も見られる。また、いずれの効果も移動からおおよそ5年以内の間にみられることが明らかにされているとともに、中断効果については、出生児のパーティが大きくなるほど、イベント相関効果については、特に第1子において、その効果が大きいとされている。また、後者については、移動前に産み控えた出生を取り戻す効果 (catch-up) としても知られており、その場合には、より低いパーティによる出生が多くを占めることとなる (Milewski, 2009: 134-6, Milewski, 2010: 303, Andersson 2004: 771, Parrado 2011: 1073, Vila and Martin 2007: 373)。

(2) 適応効果、社会化効果

上述した効果は短期的な効果であり、中期的な出生力の変化については、移動先への社

会的適応,あるいは出身国で受けた社会化の影響といった視点が重要となる。これらは,それぞれ適応効果 (adaptation effect), 社会化効果 (socialization effect) と呼ばれる。適応効果においては, 経済合理性の追求, 及び女性の労働と出産をめぐる移動先での制度的制約によるものなど様々であるものの, 最終的に現地女性の出生率に近似していくことを想定している (Milewski 2009: 23-8)。また, そういった近似が見られない場合, それは移民が出身国で受けた社会化による影響が持続しているとみなされる。

多くの先行事例では, 移民女性の出生率は居住期間の長期化や, 世代を経ることによって現地女性の水準に近くなることが明らかにされている。特に, 北米や, オーストラリアなど, 伝統的移民国において移民2世の出生率は, 移民1世と現地女性の間の値をとること, あるいは親の出身国の水準により近い値をとることが明らかにされている (Milewski 2010: 300)。一方で, 欧州においては, 国によって大きく異なる結果が得られており, 受け入れ国の制度, あるいは移民受け入れの文脈 (mode of incorporation) (Portes and Zhou 1993) が重要であることを示唆している (Milewski 2010: 311)。例えば, Andersson (2004: 770) は, スウェーデンにおいて移民女性が入国から5年程度の内に, 現地女性とほぼ同じ出生率を示すのは, スウェーデンの福祉制度がそれを規定しているためとしている。

(3) 選別効果, 属性効果

最後に, 選別効果及び属性効果が挙げられる。これは, マクロデータ上で確認される移民女性と現地人女性との出生力の較差が, 両者の社会経済的属性の違いに起因しているとするものである。前者は, 国際移動を選択する, あるいはできる人々は, もともと移動先の先進国的価値観を身に付けた人々であり, 出生力は本国にあっても低い人々であるとする。また, 後者は, 移民女性の多くが移動先の現地時女性よりも教育水準が低いことなど, 両者の社会経済的属性の違いを以て, 出生率の較差の説明とする (Milewski 2009: 28-32)。

(4) 同居児法

移民女性の出生力を把握するにあたっては, German Socio-Economic Panel (GSOEP) のような, パネルデータを用いたライフコースアプローチが採られることが望ましい (Milewski 2009: 69-70)。しかし, パネルデータは蓄積に時間がかかり, 移民受け入れの歴史が短い国, 地域や, 統計データの整備が十分ではない同地域では, 利用することは困難である。そうした場合のひとつの選択肢として, 同居児法 (Grabill and Cho 1965, Cho et al. 1986) を用いた分析が比較的多く採用されてきた。この手法では, 横断面データから個人々の単位での過去の出生歴をパネルデータと同様, 再現することができることから, 横断面データによる制約を多少なりとも克服できるという利点がある。

同居児法とは, 人口調査の調査票を「届出遅れの人口動態届」をみなすことで, 過去10数年間にわたる女子の年齢別出生率とその年次ごとの合計値である合計出生率を推定する方法である (日本統計協会 1990: 1)。多くの先行研究ではデータの信頼性を重視して, 0

歳、あるいは0-4歳までの同居児を対象に分析を行っているものが多い。特に、0歳の同居児の有無は調査年から過去1年間の出生行動を示すことから、直近の期間出生率を再現するのに用いられることが多い (Vila and Martin 2007, Stephen and Bean 1992, Dubuc 2009, Goldstein and Goldstein 1981, Ford 1990)。

2. 日本における先行研究

一方、日本においては、在日外国人女性全般の出生率について明らかにした森 (2001)、李 (1998)、在日コリアンの戦後の出生率の推移について明らかにした金 (1971)、金 (1977) や、国際結婚夫婦の出生率に注目した、今井 (2011)、勝野・林 (1990)、小島 (2007)、原 (1996)、Hara (1994)、近年の日本における外国人女性の出生率を、女性 - 子ども比 (Child-Women Ratio) を用いることで推定するとともに、欧州諸国の事例との比較を行った山内 (2010)、日本における外国人女性の出生率の推移を、在留資格別人口の変化から説明した是川 (2013) が、数少ない先行研究として挙げられるだろう。

これらの研究から、1) 外国人女性の出生率は国籍により大きく異なること (森 2001)、2) 近年、ニューカマーの外国人女性の総出生数に占める割合が増えてきていること (李 1998)、3) 欧州諸国の移民女性と比較して、外国人女性の出生率が低いこと (山内 2010)、4) 国際結婚と外国籍の親を持つ国際児数の間には密接な関連があること (勝野・林 1990, Hara et al. 1994, 原 1996)、5) 国際結婚夫婦の出生率は日本人夫婦の場合と比較して低いこと (小島 2007, 今井 2011)、6) 在日コリアンの出生率は日本人女性のそれと近似していること (金 1971, 金 1977)、7) 外国人女性の出生率はサブグループ間で大きく異なり、定住化が進むにつれて上昇する可能性があること (是川 2013) 等、が明らかにされている。

III. 探究課題

こうした先行研究に基づき、本研究では以下の探究課題を設定する。それらは、1) 日本における外国人女性の出生率は、その属性分布の差異を考慮した場合、日本人女性と比較して高いのか (属性効果)¹⁾、2) 移動直前、直後に出生力の低下／上昇は見られるのか (中断効果／イベント相関効果)、3) 定住化の過程で、外国人女性の出生力は、日本人女性の出生力に近似するのか (社会的適応／社会化効果) の3つである。

一つ目の課題は、これまで、マクロ統計を使って分析されてきたことを、個々人の社会経済的属性の違いを踏まえて、再度、検証するものである。二つ目は、国際移動と出生力の関係を問うものであり、先行研究に従うならば、国際移動の前後で出生率が低下すると予想される。あるいは、国際移動後に結婚、出生という変化を経験したり、移動に際して控えていた出生を取り戻したりといった形で、出生率が急激に上昇することも考えられる。

1) 選別効果と捉えることも不可能ではないが、送出し国の出生率の分布との比較を本稿では行っていないため、単に属性効果とした。

これらの二つの間は、いずれも来日から5年以内の短期的な効果として観察されると考えられる。最後に、三つ目の課題は、より中期的な影響を問うものであり、定住化の過程にあると考えられるいくつかのカテゴリーに属する外国人女性の出生率が、居住期間の長期化に伴って、日本人女性と近似するのかを問うものである。

IV. データ及び方法論

1. 国勢調査個票データの利用

以上の先行研究を踏まえ、本研究では、日本における外国人女性に関する広範な情報とともに、来日時期に関する情報も含むデータとして、国勢調査²⁾の個票データを用いることとした。具体的には、外国人を含む一般世帯に属する個人の全数、及び抽出速報集計用に作成された一般世帯に属する個人の1%抽出標本である³⁾。調査年は原則、2010年のデータを用いつつ、必要に応じて2000年のデータも用いた⁴⁾。

分析対象とするグループは、在日外国人の内、ある程度の人口規模を持つ国籍、及びそれらの内、定住化が進んでいると確認されているサブグループである。まず、国籍としては、韓国・朝鮮、中国、フィリピン、タイ、ベトナム、ブラジルの計6か国の国籍保有者とし、その内、子ども出生時の満年齢が15-49歳の女性に限定した。更に、定住化が進んでいるとされる外国人の類型として、先行研究を踏まえ、在日コリアン女性、日本人、あるいは外国人のパートナーとしての中国人女性⁵⁾、同じく日本人のパートナーとしてのフィリピン、タイ人女性、難民として来日し、その後定住化したベトナム人女性、そして、日系人あるいはその配偶者としてのブラジル人女性を、それぞれのサブグループの特徴を最も強く示すものとして取り出す⁶⁾。なお、国勢調査では帰化人口の識別はできないため、分析対象とするのはあくまで外国籍人口である。しかし、帰化はより定住化が進んだ結果

2) 国勢調査の外国人人口に関する精度は、登録外国人統計の約7-8割程度である。この差については、石川(2005)で詳しく分析されており、もっぱら不法就労・資格外活動・超過滞在など自らの地位に不安を覚える外国人が、調査に非協力的になることを両統計の乖離の原因として挙げている。なお、本稿では日本人の配偶者など、比較的地位の安定した人々を分析対象とすることから、こうした脱落の影響は相対的に小さいものと考えられる。

3) 本研究の一部は、国立社会保障・人口問題研究所「外国人人口の受入れによる将来人口の変化と社会保障への影響に関する研究」の研究結果であり、本稿で使用した「国勢調査」に関する分析結果には、統計法第33条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。

4) 中国、フィリピン、タイ、ブラジル国籍については2010年のデータを、韓国・朝鮮、ベトナム国籍については2000年のデータを用いた。その理由は、本分析では、韓国・朝鮮、ベトナム国籍については、特に、在日コリアン、ベトナム難民について明らかにすることを目的としていることから、これらのグループ以外のニューカマーが少ない2000年のデータを用いるのが適当と考えたためである。

5) 配偶者の国籍が外国籍の場合、サンプル数の制約もあり、それを更に国籍別に区別することはしていない。これは本稿が日本人女性と区別されるところの外国人女性一般の出生力を分析することを目的としているためである。ただし、配偶者の国籍が日本以外である場合、ほとんどは同国籍の者であり、国籍を細かく区別しないことによる深刻な影響はないと思われる。

6) 例えば、在日コリアン女性から配偶者が日本国籍を有する者を除外している。これは、少なくとも在日コリアンが帰化していることを考えると、集団の定義としては不適切であるといえる。しかし、帰化人口の識別ができないことに加え、在日コリアンの特徴をより明確に有する者としては、両者とも日本国籍を有しないものを対象とするのがより適当と考える。

起こると思われるので、外国人女性固有の特徴について分析することを目指す本稿では深刻な影響はないと考えられる。

2. 同居児法による出生率の算出

用いる手法は、先行研究にならない、同居児法を用いる。先述したように、パネルデータによるライフコースアプローチをとれない以上、横断面データから個々人のレベルでの過去の出生歴を再現できる本手法は現状で最善の方法であるといえるからである。

本手法を用いるにあたっては、第一に、各世帯内の子と母親の組み合わせを適切に行うことが必要である。本研究では、ハワイ大学の東西センター（East West Center）による一連の成果も踏まえ、日本の国勢調査に対する同居児法の適用方法を解説した日本統計協会（1990）も参考に、以下の方法によって両者の組み合わせを行った。

子については、各世帯内の0-4歳の者の内、世帯主との続き柄が、子、孫、兄弟姉妹、他の親族、その他、及び世帯主である場合を対象とした。そして、それぞれの場合について、母親である可能性が最も高い女性を、母親としている。また、母親となる可能性の高い女性が2人以上いる場合には、子との年齢差が30歳差より近い方を母親とし⁷⁾、それでも1人に絞り込めない場合には、子ども数を母親候補者で割った値をそれぞれに振り分けている。ただし、そうした事例は極めて少数にとどまっており、そのほとんどは、続き柄から母親として特定可能であった。

以上のように求められた同居児とその母親との対応関係をもとに、性、各歳別の生残率で割り戻すことで過去の各時点での年央人口を求め⁸⁾、再生産年齢（15-49歳）にある女子の年齢別の出生率（ASFR）とその合計値である合計出生率（TFR）を算出した⁹⁾。

3. 国際移動による影響

このようにTFRを算出できることに加え、0歳、及び1-4歳の同居児を対象とした TFR_0 、及び TFR_{1-4} を求めることで、調査年の1年前、及び2-5年前における期間出生率を求めることが可能である¹⁰⁾。

なお、国勢調査では5年前の居住地について、海外あるいは国内かどうかを聞いている。よって、仮にこれが海外の場合、 TFR_0 、 TFR_{1-4} は、平均滞在期間でみると、0.5-1.5年、及び-3.5年から0.5年の間に起きた性行為の結果¹¹⁾とみなすことができ、おおむね移動前と移動直後の出生率の変化とみなすことができる（Goldstein and Goldstein 1981）。これ

7) 日本人を含むすべての国籍において、出生率のピークは30歳を挟んだ前後5年間の間にみられるため。

8) 第21回生命表（完全生命表）（厚生労働省 2012）による値を用いた。

9) 有配偶出生率を求める際、若年層で非常に高いASFRを示す傾向にあることから、算出対象とする年齢を一定年齢以上にすることがある（Goldstein and Goldstein 1981）。また出生動向基本調査（国立社会保障・人口問題研究所 2012: 14-5）によると、結婚の理由として「子どもができた」ためとするものが25歳を境に急減することから、有配偶出生率の算出にあたっては25歳以上の者に限定した。

10) 同居児法によって求められた出生率はTime-cohort型であるため、厳密には人口動態統計から求められる期間出生率とは異なる点に注意する必要がある（日本統計協会 1990: 25-6）。

11) 出生については、それぞれ約1年ラグとなり、平均滞在期間に直すと、それぞれ1.5年から2.5年、-2.5年から1.5年となる。

により、国際移動前後の出生率の低下（中断効果）、及び上昇（イベント相関効果）の有無を検証することが可能である。

本稿では、特に、先述した国籍の内、代表的ニューカマーである中国、フィリピン、タイ、ブラジルの4か国籍について、 TFR_0 、及び TFR_{1-4} を求め、その変化を観察する。その際、国際移動の有無、あるいは異なる国籍ごとの差を比較するといった工夫をすることで、国際移動を処置効果（treatment effect）とみなした際の差の差（difference in difference）を観察する。

4. 属性効果

以上の分析に加え、観察されたマクロレベルでの出生率の違いが、個々人の社会経済的属性の分布の違いによるものかを明らかにするため、多変量解析によって、社会経済的属性について統制した上で、主要国籍間の出生率の違いを明らかにする。具体的には、以下の式で示されるロジスティクス分析を行う。

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot Img + \sum_{m=1}^6 \beta_{2m} \cdot Age_m + X' \cdot \beta_3 + \varepsilon \quad \dots(1)$$

従属変数は、直近1年間に出生を経験する確率 p のオッズの自然対数をとったもの（logit）である。推定は常に同等の属性を持つ日本人女性をベンチマークとした形で行うことで、複数のサブグループに関する推定結果を相互に比較可能な形にする。推定にあたっては、年齢（5歳階級別）（ Age_m ）について統制した後、社会経済的属性 X' について統制した場合／しない場合で、外国人女性であることの効果（ Img ）がどう変わるかを示すことで、属性効果の有無を検証する。

なお、 X' には、統制変数がベクトルの形で含まれ、0人を参照事例とした場合のこれまでの出生数（1人、2人、3人以上）、居住地（都道府県）、高校卒業を参照事例とした場合の学歴（中学以下、短大・高専、大学・大学院）、「主に仕事」を参照事例とした場合の労働力状態（「家事などの他仕事」、「通学の傍ら仕事」、「休業者」、「完全失業者」、「家事」、「通学」、「その他」）、夫との年齢差（年）、及び、居住市区町村の総人口が含まれる。これらの変数について統制する前後を比較することで、観察された出生率の差（ ΔImg ）を属性効果の大きさとして見ることができる。

5. 定住化の影響

本データは横断面データであるため、得られた結果はあくまで特定のサブグループ間における任意の属性の分布の違いでしかない。しかし、比較するサブグループの属性を予め統制することで、サブグループ間の横断面での差異を、居住期間の長期化として解釈することが可能である。こうすることで、居住期間の長期化、つまり定住化の影響を示すことができると考えられる。これは、日本における外国人に関するパネルデータがない現在においては、最善の方法であると考えられる。具体的には、以下の式により推定を行った。

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Img} + \sum_{m=1}^6 \beta_{2m} \cdot \text{Age}_m + \beta_3 \cdot \text{Stl} + X' \cdot \beta_4 + \varepsilon \quad \dots(2)$$

基本的な形は、属性効果について検証する際に用いた式(1)と同じであり、これに国内居住期間が5年以上であることの効果 (Stl) を加えたものである。これにより、国内居住期間の異なる二つのサブグループ間の差異を、居住期間の長期化の効果として示すことができる。

V. 日本における外国人女性

1. 外国人流入の文脈とその社会経済的特徴

日本における外国人人口は、1989年の入管法改正を受け、1990年代以降、急速に増加し、2010年末には2,134,151人と、1990年からほぼ倍増した。

まず、今回の分析対象となる外国人女性の範囲とその特徴を把握しておきたい(表1)。対象となる国籍は、韓国・朝鮮、中国、フィリピン、タイ、ベトナム、及びブラジルであり、これに参照事例としての日本が加わる。

表1 国籍ごとに見た社会経済的属性(15-49歳女性)

	平均年齢 (歳)	有配偶率 (%)	内 夫日本人 (%)	夫との 年齢差(年)	平均同居 児数(人)	大学卒業 (%)	労働参加率 (%)	5年以上 滞在(%)	身分に基づ く在留(%)
韓国・朝鮮 N=157,309	33.0	50.9	20.9	2.2	0.19	15.6	52.4	88.9	91.8
中国 N=228,124	30.4	57.7	52.2	3.2	0.14	24.6	66.0	45.0	39.0
フィリピン N=100,479	36.0	78.8	88.0	8.2	0.26	14.5	60.1	78.6	85.3
タイ N=18,654	37.7	77.8	91.8	7.0	0.15	14.7	50.3	75.9	69.3
ベトナム N=4,831	28.4	50.7	8.4	2.3	0.27	9.4	64.2	48.7	61.1
ブラジル N=45,445	33.4	66.2	11.4	1.8	0.21	7.9	74.2	82.5	98.7
日本	33.2	51.5	-	1.1	0.20	19.1	66.0	-	-

注1：身分に基づく在留資格とは、永住者、永住者の配偶者等、日本人の配偶者等、定住者、及び特別永住者のいずれかの資格を有するものである。なお、この割合は国籍別の総人口から短期滞在者を除いた人口に対する割合である。

注2：韓国・朝鮮、及びベトナム国籍については調査年次が2000年の値である。

注3：年齢は満年齢から求めたものである点に注意されたい(以下、共通)

出所 国勢調査個票データより集計、登録外国人統計

基本属性の分布をみると、国籍によって大きく異なることが分かる。その一方で、国内居住期間が5年以上の者の割合を見ると、中国、ベトナムを除く全ての国籍でおおよそ80%以上の値を示すことから、外国人の多くが定住化しつつあるということがわかる。また、登録外国人統計(法務省)から、在留資格が、定住化と密接なかかわりを持つとされる身

分に基づく在留資格（永住者、永住者の配偶者等、日本人の配偶者等、定住者、及び特別永住者）である者の割合を求めると、居住期間が長い者が多い国籍ほど、これらの在留資格を有する者の割合が高く、外国人の定住化が進んでいることがわかる。

そこで、本稿では外国人女性の出生力における定住化の影響をより正確に検出するため、これらの外国人を更に下記のサブグループに分類する（表2）。

表2 定住化の類型別にみたサブグループとその特定にあたっての条件

サブグループ	対象特定にあたっての条件
在日コリアン	国内居住期間5年以上の者（夫が日本人である者を除く）（調査年 2000年）
定住中国人	夫の国内居住期間が5年以上の有配偶者（夫が日本人である者を除く）
日本人の配偶者 （中国、フィリピン、タイ）	夫が日本人である有配偶者
在日ベトナム人	国内居住期間5年以上の者（夫が日本人である者を除く）（調査年 2000年）
日系ブラジル人	夫が日本人である者以外全ての者

それぞれのサブグループの基本属性は表3の通りである¹²⁾。詳細は紙幅の関係で割愛するが、いずれも全体平均よりも居住期間が長い傾向にあるとともに、その他の特徴も先行研究で明らかにされて来たことと一致することを指摘しておきたい。

表3 サブグループごとに外国人女性の社会経済的屬性

	平均年齢 (歳)	有配偶率 (%)	夫との 年齢差(年)	平均同居 児数(人)	大学卒業 (%)	労働参加率 (%)	5年以上 滞在(%)
在日コリアン N=108,605	32.0	36.6	1.4	0.13	13.6	58.0	—
定住中国人 N=26,905	35.9	—	2.4	0.36	43.2	57.1	88.8
日本人の配偶者							
—中国 N=57,051	36.9	—	10.5	0.29	21.6	47.3	70.7
—フィリピン N=62,688	37.3	—	12.3	0.31	13.4	51.4	81.8
—タイ N=12,177	39.8	—	10.2	0.18	12.6	41.3	83.1
在日ベトナム人 N=2,122	30.7	67.2	2.6	0.43	5.6	50.7	—
日系ブラジル人 N= 39,341	32.9	62.0	1.7	0.20	7.5	74.7	81.6
日本人（有配偶）	38.7	—	2.2	0.37	16.4	62.3	—

注：有配偶者の場合、年齢は25歳以上49歳以下。

出所 国勢調査個票データより集計

12) 実際にはこの定義のみからでは、それぞれのサブグループを厳密に特定することは難しい。例えば、在日コリアンや在日ベトナム人には、それぞれニューカマーが若干、含まれる可能性がある。よって、本稿の結果はあくまでそれぞれの典型的な特徴を把握したものとして捉える必要がある。

2. 出生における特徴

外国人女性の出生における特徴を見ると（表4）、フィリピン及びベトナム女性を除けば合計出生率（TFR）は、日本人よりも低い。これは、日本における外国人女性の出生率が低いとする先行研究の結果とも合致する（山内 2010）。また、同居児法の推定精度を確認するため人口動態統計から求められた2010年の日本人女性の合計出生率である1.39と比較すると、1.34と若干低いものの、十分な推定精度を持っていると考えられる。

表4 同居児法によって求められた合計出生率（TFR）

国籍	合計出生率（TFR）
韓国・朝鮮	1.21
中国	0.88
フィリピン	1.42
タイ	1.06
ベトナム	1.75
ブラジル	1.22
日本	1.34 (1.39)

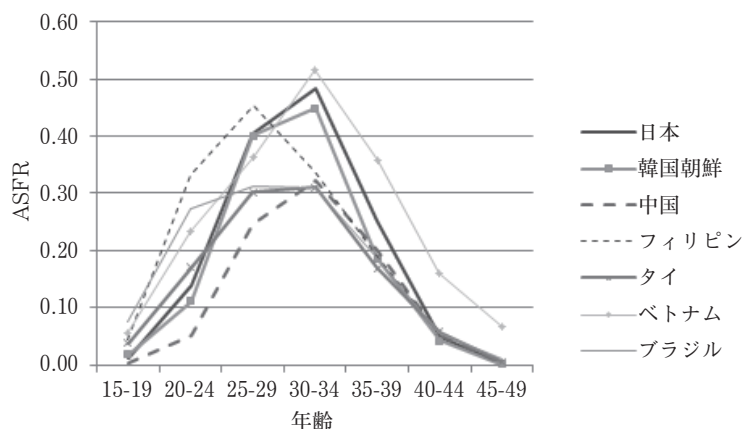
注1：韓国・朝鮮、ベトナム国籍については2000年の値。それ以外は2010年。

注2：日本のカッコ内は人口動態統計から求められた公表値。

出所 国勢調査個票データより集計

年齢別出生率（ASFR）を見ると（図1）、フィリピン人女性、ブラジル人女性で10代から20代前半にかけての出生率が日本人女性よりも高いものの、その後、ピーク値が十分に上昇しないことから、TFRで見ると日本人女性よりも低くなる傾向にある。他の国籍については、年齢別出生率のパターンは日本人女性と似ているものの、全年齢層で日本人よりも低い水準にとどまることから、ベトナム人女性を除けば、やはりTFRで見ると日本人女性よりも低くなる。

図1 国籍別に見た年齢別出生率（ASFR）の分布



出所 国勢調査個票データより集計

また、定住化が進んでいると考えられるサブグループごとに見ても（表5）、その傾向は変わらず、在日ベトナム人の2.17を除けば、日本人女性と比べて大幅に低い水準にとど

まる。特に夫が日本人である場合には、これが低くなる傾向にあることから、国際結婚夫婦の出生力が高くないとする先行研究と一致するといえよう。

表5 サブグループごとに見た合計出生率

国籍	合計出生率 (TFR)
在日コリアン	0.79
定住中国人	1.57
日本人の配偶者	
—中国	1.54
—フィリピン	1.25
—タイ	1.25
在日ベトナム人	2.17
日系ブラジル人	1.16
日本人 (有配偶)	2.37

注：定住中国人，日本人の配偶者（中国，フィリピン，タイ），日本人（有配偶）については25-49歳を対象とした値。それ以外は15-49歳。
出所 国勢調査個票データより集計

VI. 属性効果の検証

社会経済的属性 (X') について統制した前後で、それぞれの国籍効果の変化を見ると (表6)，ベトナムとブラジル以外では、属性効果は出生率を押し上げていることが明らかになった。これは、外国人女性の合計出生率は、既に日本人女性よりも低い傾向にあるものの、それは本来、もっと低い可能性を示す。特に、日本人の配偶者として滞在する者の多い、フィリピンやタイの場合、その効果は大きい。一方で、ベトナム、ブラジルでは、属性効果はマイナスに効いており、実際の出生率は日本人よりも高いか (ベトナム)、同程度である (ブラジル) ことが示された。

以上のことから、一つ目の探究課題については、属性効果について考慮した後も、外国人女性の出生率は、日本人女性よりも低い傾向にあることが示されたといえよう。

表6 社会経済的属性に関する統制前後での国籍効果の差異

	Img_0 (X' 統制なし)	Img_1 (X' 統制あり)	ΔImg $= Img_0 - Img_1$
韓国・朝鮮	-0.08 ***	-0.16 ***	0.08
中国	-0.47 ***	-0.58 ***	0.10
フィリピン	-0.10 ***	-0.62 ***	0.52
タイ	-0.32 ***	-0.88 ***	0.56
ベトナム	0.08	0.22 ***	-0.22
ブラジル	-0.17 ***	0.07 *	-0.17

注1：*** $p \leq .01$, ** $p \leq .05$, * $p \leq .1$

注2： ΔImg を求めるにあたって $p > .05$ の場合、0 とみなして算出した。

注3：韓国・朝鮮、及びベトナムについては2000年のデータを用いたもの、それ以外は2010年。

VII. 国際移動の影響の検証

以上のように、マクロで比較した外国人女性の出生力は日本人女性と比較して同程度か、低い傾向にあることが示された。では、国際移動の影響はどのような形で見られるのであろうか。先述したように、国際移動からの影響は移動前後5年間程度の間に見られるとされることから、ニューカマーとして代表的な4か国の内、国内居住期間が5年未満の者について、 TFR_0 と TFR_{1-4} を比較することで明らかにしたい。

表7-1 国際移動直後の出生率の変化（国内居住期間5年未満の者）

国籍	2010		
	TFR_0	TFR_{1-4}	TFR_0 / TFR_{1-4}
中国	0.67	0.44	1.51
フィリピン	1.57	1.56	1.01
タイ	1.13	0.82	1.38
ブラジル	1.12	0.97	1.15
日本	1.34	1.28	1.05

注：日本については全サンプルを対象。

出所 国勢調査個票データより集計

表7-2 国際移動直後の出生率の変化（国内居住期間5年以上の者）

国籍	2010		
	TFR_0	TFR_{1-4}	TFR_0 / TFR_{1-4}
中国	1.31	1.35	0.97
フィリピン	1.40	1.89	0.74
タイ	1.25	1.46	0.85
ブラジル	1.31	1.51	0.87

出所 国勢調査個票データより集計

表7-3 国際移動直後の出生率の変化（調査年次 2000年）

国籍	2000		
	TFR_0	TFR_{1-4}	TFR_0 / TFR_{1-4}
中国	1.06	0.58	1.82
フィリピン	2.25	1.46	1.54
タイ	1.40	1.10	1.27
ブラジル	1.05	1.06	0.98

出所 国勢調査個票データより集計

表7-4 国際移動直後の出生率の変化（第2子以降）

国籍	2010		
	TFR_0	TFR_{1-4}	TFR_0 / TFR_{1-4}
中国	0.06	0.16	0.36
フィリピン	0.19	0.47	0.41
タイ	0.14	0.29	0.47
ブラジル	0.08	0.16	0.47

出所 国勢調査個票データより集計

算出結果によると（表7）、中国人、タイ人、及びブラジル人女性で来日直後に TFR が上昇していることがわかる。一方、フィリピン人女性はほとんど変化していない。また、同じ期間の日本人女性の TFR はほとんど変化していないことから、これは外国人女性に特有の現象であると考えられる。こうしたことから、国際移動直後にイベント相関効果があるのではないかと推測されることから、以下でその検証を行う。

まず、国際移動を経験していない期間、つまり国内居住期間が5年以上の者の場合、これはどうであろうか。その結果、観察期間中に国際移動を経験していない場合、このような TFR の上昇は見られず、むしろ低下することが示された。このことから、国内居住期間が5年未満の場合に見られた TFR の急速な上昇は、国際移動によって引き起こされたものである可能性が高いといえよう。

では、2000年のデータと比較した場合はどうであろうか。国際移動からの影響が普遍的なものである場合、同じような結果が違う年次データでも確認されるはずである。その結果、2000年のデータではブラジルを除く全ての国籍で、より大きな TFR の上昇が見られることが確認された。よって、日本における外国人女性は国際移動の影響により、来日直後に出生率の急上昇を経験する可能性が高いことが示された。

更に、これをパリティ別に見た場合どうであろうか。結婚等によるイベント相関効果である場合、先述したように、低いパリティでより強い効果が確認される可能性が高い。そこで、算出結果を見ると、第2子以降はむしろ TFR は低下していることが示された。また、このことから、フィリピン人女性も、第1子については TFR の来日直後の上昇を経験していることが示されたといえるだろう。

以上のことから、二つ目の課題について、日本における外国人女性は、来日直後にイベント相関効果により、出生率の急上昇を経験している可能性が高いことが示された。また、これは第1子の場合に強く、第2子以降の場合は、むしろ中断効果によって出生率が低下する可能性も示された。

なお、こうした結果は本来、先述したサブグループごとに求められることが望ましいが、国勢調査では配偶関係などの基本属性は調査時点のものしか分からないため、過去にさかのぼって TFR を推定するにあたっては、国籍ごとに見たマクロな比較をするにとどめざるを得なかった。しかし、いくつかの対照事例との比較によって分析を行ったことから、国際移動の影響について十分、明らかにすることができたといえよう。

VIII. 定住化の影響

最後に、より長期的な出生率の変化について、定住化の影響という観点から迫ってみたい。まず、国内居住期間の長短によって、TFR を求め、これらを比較してみると、日系ブラジル人を除く全てのサブグループで、居住期間の長期化に伴って出生率は低下し、日本人女性よりも更に低い水準に向かっていることがわかる（表8）。これは、定住化に伴い現地の女性の出生率の水準に接近していくとする想定とは異なった結果である。

表8 定住化の影響（記述統計）

国籍	国内居住期間		定住化の効果
	5年未満(1)	5年以上(2)	(2)-(1)
在日コリアン	—	0.79	—
定住中国人	1.86	1.50	-0.36
日本人の配偶者			
—中国	1.61	1.51	-0.10
—フィリピン	1.52	1.16	-0.36
—タイ	1.66	0.98	-0.68
在日ベトナム人	—	2.17	—
日系ブラジル人	1.09	1.17	0.09

出所 国勢調査個票データより集計

しかし、本分析は横断面データによるものであることから、居住期間の長期化の効果は、それに伴う個々人の属性の変化と混同されてしまう可能性がある。よって、多変量解析により、学歴や労働力状態などについて統制を加えた上で、居住期間の長期化の影響を明らかにする。

その結果、日本人の配偶者であるフィリピン、及びタイ人女性を除くサブグループ¹³⁾で居住期間の長期化により、出生率は日本人女性の水準に近づくことが示された（社会的適応）（表9）。しかし、水準自体は日本人女性と比較すれば低いままにとどまることも明らかにされた。また、日本人の配偶者であるフィリピン、及びタイ人女性の場合、定住化の効果について、有意な結果を得ることはできなかった。これは、今井（2011）が指摘するように、日本人夫が高齢であることと関連するのかもしれない。

最後に、在日ベトナム人や在日コリアンが日本人女性よりも高い出生率を示すことは、他のサブグループに属する女性についても、今後、世代を経るなど、定住化が進むにつれて、日本人女性の水準に近づくとともに（社会的適応）、場合によっては本来のより高い水準にまで到達する可能性（社会化効果）を示唆するものといえよう。

表9 定住化の影響（多変量解析）

国籍	国籍による効果 (<i>Imm</i>)	居住期間長期化の効果 (<i>Stl</i>)
在日コリアン	0.20 ***	-
定住中国人	-0.75 ***	0.26 ***
日本人の配偶者		
—中国	-0.67 ***	0.23 ***
—フィリピン	-0.42 ***	0.01
—タイ	-0.76 ***	-0.12
在日ベトナム人	0.39 ***	-
日系ブラジル人	-0.52 ***	0.37 ***

注1：*** $p \leq .01$, ** $p \leq .05$, * $p \leq .1$

注2：韓国・朝鮮、及びベトナムについては2000年のデータを用いたもの、それ以外は2010年。

13) 国内居住期間が5年未満の者を含まない在日コリアン、在日ベトナム人を除く。

IX. 考察

低出生力社会における国際移民の流入とその人口学的影響は、今後も高まっていくと考えられるものの、日本では外国人女性の出生力についての研究は、ほとんど行われてこなかった。一部の研究では、日本における外国人女性の出生率は日本人女性と比較しても低いことが指摘されてきたりもしたが、それらはマクロ統計を用いた記述的な分析にとどまる場合が多かったり、あるいは国際結婚夫婦に限定したものであったりと、外国人女性の出生力を国際移動や定住化の影響の観点から明らかにしたものではなかった。そうした中、本研究では2010年と2000年の国勢調査の個票データを用いて、同居児法による分析を行うことで、こうした課題に応えることを目指したものである。

その結果、一つ目の探究課題への答えとしては、属性効果を考慮した場合も、日本における外国人女性の出生率はベトナム人を除いて、概して日本人女性と比較して低く、先行研究の結果が正しいことが示された。

次に、外国人女性は来日直後にTFRの急激な上昇を経験するイベント相関効果の影響を受けている可能性が高いこと、そしてそれは第1子においてのみ確認され、第2子以降の場合、むしろ、TFRは低下することから、中断効果の可能性が高い。これが第二の探究課題に対する答えである。

第三の課題について、定住化の影響はマクロ統計からではマイナスの効果を示す場合がほとんどであるものの、学歴や労働力状態、出生順位等について統制した上でその効果を検出した場合、いくつかのケースでプラスの影響を持つことが示された。しかし、その結果実現する出生率は日本人女性よりも低い水準にとどまることから、社会的適応が不十分である可能性が示された。また、長期間、日本に在住してきた在日コリアンや在日ベトナム人の場合、日本人女性よりも高い出生率を示すことから、十分に時間が経った後には、社会的適応の範囲を超えて本来持っていたより高い出生力が実現していると考えられる(社会化効果)。このことは、同時に、他のサブグループにおいても、更なる定住化の結果、出生率が上昇し、日本人女性と同等、あるいはそれ以上にまで上昇する可能性を示すものといえよう。

以上の分析から、日本における外国人女性の出生率は、属性効果、及び来日直後に見られるイベント相関効果により、押し上げられている可能性が高いものの、依然として日本人女性よりも低い水準にとどまることが示された。しかし、定住化に伴う社会的適応により、出生率は上昇する傾向にあることから、中長期的には日本人女性よりも高い水準に到達する可能性もあるといえよう(社会化効果)。

今後の課題は、外国人女性についてのパネルデータを構築するなど、来日からの時間に伴う変化を個人単位でより正確に捉えることができるようにすることである。

(2013年9月18日査読終了)

参考文献

- 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. and Choe. M. K. (1986) *The Own-Children Method of Fertility Estimation*, East-West Center Book, East-West Center, Hawaii University.
- 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.
- Goldstein, S. and 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. and 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 Intermarriage", *International Journal of Japanese Sociology*, 3, pp.29-43.
- 原俊彦 (1996) 「国際結婚と国際児の出生動向」, 『家族社会学研究』8, pp.67-79.
- 今井博之 (2011) 『国際結婚の夫婦の出生力—日本人男性と外国人女性の組み合わせの分析—』, 「計画行政」, 34(4), pp.41-8.
- 石川義孝 (2005) 「外国人関係の2統計の比較」, 『人口学研究』37, pp.83-94.
- 勝野真人, 林謙治 (1990) 「わが国における外国人の出産—その推移と将来予測」, 『週産期医学』, pp.1729-32.
- 金正根 (1971) 「在日朝鮮人の人口学的研究」, 『民族衛生』, 37(4), pp.131-57.
- 金潤信 (1977) 「在日韓国人の最近10年間における人口学的推移」, 『民族衛生』, 43(3, 4), pp.91-102.
- 小島宏 (2007) 「国際結婚夫婦の家族形成行動—日本と台湾の比較分析」, 『経済学論纂』, 47(3,4), 175-96, 中央大学.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『平成22年 第14回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査) 第I報告書』, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 是川夕 (2013) 『日本における外国人の移住過程がその出生率に及ぼす影響について』, 「社会学評論」, 64(1), pp.109-27.
- 厚生労働省 (2012) 「第21回生命表 (完全生命表)」, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/21th/index.html> (最終アクセス日 2013年3月21日).
- 李節子 (1998) 『在日外国人の母子保健—日本に生きる世界の母と子』 医学書院.
- 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.
- 森博美 (2001) 「わが国における外国人の国籍別出生率について」『オケージョナルペーパー』法政大学日本統計研究所, 7, pp.1-18.
- 日本統計協会 (1990) 「同居児法による日本の出生変動の計測と分析—昭和60年国勢調査 モノグラフシリーズ No.4」, 日本統計協会.
- OECD (2011) *International Migration Outlook 2011*, 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.
- Stephen, E. H. and F. D. Bean (1992) "Assimilation, disruption, and the fertility of Mexican-Origin women in the Unites States," *International Migration Review*, 26(1), pp.67-88.
- 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.
- 山内昌和 (2010) 『近年の日本における外国人女性の出生数と出生率』 人口問題研究66(4), pp. 41-59, 国立社会保障・人口問題研究所.

Foreign Women's Fertility in Japan; an Analysis by Micro-data of the Japanese Population Census

Yu KOREKAWA

There are few studies on foreign women's fertility in Japan, although the importance of international migration and its demographic impact will be increasing in the low-fertility societies in a future. The present study aims to answer to this issue by an own-children method applied to the micro-data of the Japanese Population Census 2000, and 2010.

As a result, it is revealed that the foreign women's fertilities tend to be lower than that of Japanese women except Vietnamese, even though socio-demographic characteristics are controlled. Secondly, foreign women have probably experienced interrelation of events, or rapid TFR increase soon after international migration, only among the first child. It is also clarified that they have probably experienced the disruption effect among secondly or later child, because TFR decrease except the first one. Thirdly, it is revealed that foreign women's fertility tends to increase in the settlement processes.

特集Ⅱ：全国将来人口推計とその応用に関する研究（その2）

分母人口を限定した出生力指標から見る
2005年以降の期間合計出生率反転の構造

岩澤美帆・金子隆一

出生力を表す指標としては、母の年齢別出生数に対し、年齢別の全女子人口を分母人口とした年齢別出生率が参照されることが多い。しかし分母人口を限定することにより、これ以外にも様々な出生力指標を算出することができる。上記の「出生率」（発生率）のほか、当該出生順位の出生を経験していない女性にリスク人口を限定した「未経験者生起率」、あるいは、直前順位の出生を経験しているが、当該出生順位の出生を経験していない、既往出生児数別の女性を分母とした「パリティ生起率」、その他、年齢ではなく、直前の出生からの経過時間別人口を分母にした「経過時間別生起率」などがある。分母人口を限定した出生率は、生命表の手法を用いることで、出生力表合計出生率、パリティ出生力表合計出生率、パリティ拡大率合計出生率といった期間の生涯指標に換算することができ、その値は指標に関わる世代の出生タイミングに規定されるリスク人口の影響を受け、異なる値と傾向を示す。

本研究では、通常の年齢別出生率とその生涯指標である期間合計（特殊）出生率と同時に、未経験者生起率やパリティ生起率に基づく出生力指標の変化を観察することで、近年の出生力変動の解釈を試みた。また、未経験者生起率を固定した仮想的な出生率と実績値を比較することにより、通常の期間合計出生率に内包されているテンポ効果による変化量の把握を試みた。

2005年までは、過去の出生先送りにより、未経験者人口の増加というプラス要因があったにもかかわらず、それを上回る未経験者生起率の低下が起り、結果的に合計出生率が低下し続けたことがわかった。一方2005年以降については、上昇分の約半分は未経験者人口の増加で説明ができるものの、残りの半分は未経験者生起率自体の上昇が寄与していることがわかった。さらに、年齢層別の分析によれば、未経験者生起率による上昇分は主に30代以上の貢献で説明される。なお、2010年時点で出生先送りによる未経験者人口の増加効果がほぼ消滅しているため、今後の合計出生率の上昇は、未経験者生起率の上昇という実質的な行動変化にのみ依存すると見られる。

I はじめに

出生の発生は、その出生のリスクを有する同質な人口の規模（暴露）とそのリスク人口からの生起強度（ハザード）に規定されると考えることができる。しかし、どのような集団を同質なリスク人口と見なすべきかは一意に決まるものではなく、状況や分析の目的によって様々な指標を算出することが有効であると考えられている（Rallu and Toulemon 1994）。出生力の動向として通常参照される全女子人口を分母とした年齢別出生率は、ある意味で、分母人口が同質ではない。そのために、時として、生涯出生力指標（生涯に生

む平均子ども数に相当)である期間合計(特殊)出生率は、テンポ効果を含む歪みを持つことが知られている。例えば、第1子出生のリスク人口は、第1子を産んでいない女子人口であるとの考え方を採用すれば、期間合計出生率の変動には、第1子出生未経験者からの生起率の変化と、第1子出生未経験者の人口規模という過去の経験に依存する要素の影響との両方を含んでいることになる。本研究は、2005年を底に低下傾向が反転した日本における期間合計(特殊)出生率がどのような構造および行動変化を反映したものであるかを理解するために、年次別、年齢別、出生順位別に、当該事象の未経験者にリスク人口を限定した未経験者生起率と、さらに既往出生児数(パリティ)別にリスク人口を限定したパリティ生起率を計算し、それらに基づく生涯指標(合計出生率)の動向を観察する。さらに、ある時点以降、未経験者生起率を固定し、未経験者人口の規模のみを変動要因とした反実仮想的な期間合計出生率を算出することによって、発生率に基づく現実の期間合計出生率反転の構造を明らかにする。

II 背景

出生力是一个の指標で表現することが難しく、多様な指標を総合的に解釈すべきことが人口学者によって主張されてきた(河野・石川 1985, Rallu and Toulemon 1994)。とりわけ世代ごとにタイミング変化(出産の若年化や先送り)が起きているときの、いわゆる期間合計(特殊)出生率の解釈および将来見通しは困難となる。出生は、最終的な子ども数といった量的な要素(カンタム)と、いつ、どのような間隔で産むかというタイミングに関わる要素(テンポ)で決定されるという考え方に従えば、モデルによって期間合計出生率変動に含まれるテンポ効果のある程度表現することが可能になる。これまでも期間合計出生率変動に含まれるテンポ効果抽出に関する数多くの議論がなされてきた(Ryder 1964, 河野・石川 1985, Keilman 1994, Kohler and Philipov 2001, Bongaarts and Feeney 1998, Kohler and Ortega 2002, 金子 2004, Suzuki 2007, Inaba 2007)。さらに、2005年以降、日本の合計出生率は反転傾向を示しており、その解釈を提示することが人口学的な課題となっている。日本を含む期間合計出生率が1.3を下回るような超低出生力を経験した欧州地域では1990年代後半以降、同様に反転を示しており、多くの場合、先送りされていた出生が30代以上といった高年齢で生み戻されることによるテンポ効果の消滅と解釈されている(Goldstein et al. 2009, Bongaarts and Sobotka 2012)。一方、日本については、少なくとも2008年までの変化についてタイミング効果だけでは説明がつかない上昇であることが金子によって指摘されている(Kaneko 2009, 金子 2010)。その他、先進国における反転期は子育て支援政策の充実期や国際人口移動の拡大期とも重なっており、環境の変化による実質的な行動変化が起こっている可能性も指摘されている(Goldstein et al. 2009)。

テンポ効果については、近年では、Bongaarts と Feeney による平均出生年齢の変化を用いた簡便な調整出生率(Bongaarts and Feeney 1998, 2003, 2006)の利用が多く見ら

れるが、モデルが有効であるためには年齢分布の変化について強力な前提を満たさなければならない、パリティ構造の影響を受けるといった弱点がある (Kohler and Ortega 2002, van Imhoff and Keilman 2000, Ní Bhrolcháin 2011). そこで本研究では、出生率指標の分母人口を限定し、生命表を活用した手法によって、近年の期間合計出生率の変動におけるテンポ効果の影響を抽出することを試みた。こうした試みは、人口学分野ではすでに1950年代から行われており、日本についても国勢調査や標本調査を用い、年齢別の指標については河野 (1964)、河野・石川 (1985)、Yamaguchi and Beppu (2004)、Suzuki (2007) において、前子からの経過期間 (出生間隔) 別の指標については、小林 (1970)、Feeney (1986)、伊藤 (1986)、Ogawa and Retherford (1993)、Retherford and Ogawa (2006) 等で計算されてきた。今回は精度の高い人口動態統計のデータを用い、近年の合計出生率回復期を含んだ期間について計算することでこれらの研究成果をフォローアップしたい。

出生力指標におけるリスク人口の限定方法はいくつか考えられるが、今回は年齢別指標が得られることを優先し、初婚や出生順位別出生などの当該事象の未経験者に限定したものの (未経験者生起率) と、初婚や出生順位別出生を順番に生起する事象とみなし、直前の事象は経験したが当該事象を経験していない既往出生児数別の女子人口 (パリティ) に限定したものの (パリティ生起率) に着目する。これらの年齢別生起率も、通常の年齢別出生率と同様、当該年の仮設コーホートに当てはめ、生涯指標に換算、すなわち合計出生率を算出することが可能である。ただし、年齢別出生率の合計値が合計 (特殊) 出生率になるのとは異なり、未経験者生起率とパリティ生起率を用いる場合は、初婚、出生順位別出生を事象とした生命表 (初婚表、出生力表、多相出生力表) によって生涯指標を得る必要がある。これらの合計出生率は年齢別出生率を用いた合計出生率とは異なり、前年以前の状況に起因するリスク人口の変動の影響を受けにくいため、当該年の出生の起こりやすさを評価するのにより望ましいと考えられる。なお、日本については、未経験者生起率に基づく合計出生率は Yamaguchi と Beppu (2004) により、パリティ生起率にも基づく合計出生率は Chiang (1984) の方法に従い河野と石川 (1985)、Suzuki (2007) によって計算されているが、今回は、初婚も含め、2011年までの動向を観察する。また、本研究における分母人口を限定した生涯出生力指標においては、通常の合計 (特殊) 出生率と同様、女性の死亡過程は考慮しない。

さらに、年齢別出生率は、年齢別未経験者生起率と年齢別未経験者人口の関数として表すことができる。このモデルを用いて、ある時点以降、年齢別未経験者生起率を固定した場合に得られる仮想的な合計出生率を求める。この指標の変動は、未経験者人口の変化といった構造的要因のみで変動すると考えられるので、これを実際の合計出生率と比較すれば、その差こそが、生起率の変化が寄与した部分であると解釈することができる。さらに未経験者生起率による効果を年齢層別に観察することで、変化に寄与した年齢層を特定することができる。もし、若年齢での上昇が顕著ならば、社会経済状況の好転を示唆する一方で、高年齢での上昇のみならば、先送りに呼応した駆け込み行動と解釈できよう。今般

の期間合計出生率上昇に未経験者生起率の上昇といった実質的な出生力の上昇がどの程度含まれているのかを明らかにすることは、今後の見通しの議論に役立つと思われる。

III データ

本研究では出生のみならず、出生の重要な近接要因である初婚の動向についても分析する。従って、人口動態統計による初婚数、出生数を分子とし、国勢調査人口に基づく生存延べ年数をリスク人口（暴露）とした、届出遅れを補正した年齢別初婚率、出生順位別年齢別出生率を用いる。初婚率については、日本人女性の初婚に限定した初婚率を、出生率については、母日本人に限定した日本人出生率を用いた。ちなみに、毎年、厚生労働省統計情報部によって公表されている日本人の初婚率には妻外国人、夫日本人の初婚が含まれており、また日本人の出生率については、母が外国人、父が日本人の「日本国籍児」を含んだ出生が含まれている。さらに、分母人口については10月1日時点の女子人口を用いている。以上の点において、本研究で用いる実績値は公表値と異なる値となっている。分析に用いる年次は1950年～2011年である。

当該年次の各年齢時未経験者人口は、コーホート累積初婚率あるいはコーホート累積出生率の補数を用いる。従って、期間指標としては、15歳の出生率が得られる最も古いコーホートである1935年出生コーホートが50歳に達する1985年以降の分析が可能となる。

なお本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「全国将来人口推計プロジェクト」および厚生労働科学研究費補助金「外国人人口の受け入れによる将来人口の変化と社会保障への影響に関する研究」の研究成果であり、本稿で使用した「人口動態統計」に関する分析結果には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。

IV 方法

1. リスク人口の異なる出生率

年齢別出生率は、リスク人口のとらえ方によって、主に3つの種類に整理することができる。

まず、分母人口を限定するのか（conditional）、限定しないのか（unconditional）で大きく二つに分けることができ、Bongaartsらは前者を第1種の率、後者を第2種の率と呼んでいる（Bongaarts and Feeney 2006）。前者は事象を繰り返しのない事象ととらえることから、ハザード関数に相当し、後者は事象経験者も分母に入っていることから、確率密度、頻度、発生率に相当すると解釈される。

第1種の率は、出生順位の扱いによって、さらに二つに分けることができる。リスク人口を当該事象未経験者としつつ、各出生順位は独立に扱う場合と、各事象が順番に生起することを考慮し、前事象は経験したが次の事象を経験していない人口、すなわちパリティ人口をリスク人口とする場合に分けられる。ここではパリティを考慮しない前者を未経験

者生起率，後者をパリティ生起率と呼ぶ。

Rallu and Toulemon (1994), Bongaarts and Sobotka (2012) の整理に従えば，3種の出生率は以下のように説明される（表記法については，本研究の分析に合わせ改変した）。

${}_1f_x(i)$ ：満 x 歳（ x 歳から $x+1$ 歳），出生順位 i の第 2 種の年齢別出生率（発生率）。出生順位 i ，満 x 歳のリスク人口は，パリティにかかわらず当該年に満 x 歳である全女性である。

${}_1h_x^S(i)$ ：各出生順位（ i ）を独立に扱った，第 1 種の条件付き出生率（未経験者生起率）。出生順位 i ，満 x 歳のリスク人口は，当該出生順位（ i ）を経験していない女性である。死亡を事象とした生命表では満 x 歳の死亡率 ${}_1m_x$ に相当する。

${}_1h_x^P(i)$ ：第 1 種の条件付き出生率（パリティ生起率）。出生順位 i ，満 x 歳のリスク人口は，前出生順位 $[i-1]$ の出生を経験し，かつ当該順位（ i ）の出生を経験していない女性（パリティ $[i-1]$ の女性）である。なお，パリティ生起率を確率に変換したものがパリティ生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ である。

2. 期間生涯出生力指標

上記の異なる出生率を用いることで，期間生涯出生力指標も 3 種類得られる。

(1) 期間合計出生率： TFR

期間合計出生率 TFR は，出生順位 i ，満 x 歳の年齢別出生率 ${}_1f_x(i)$ を合計した通常の期間合計出生率（いわゆる合計特殊出生率）である。

$$TFR = \sum_i TFR(i) = \sum_i \sum_{a=15}^{49} {}_1f_a(i)$$

(2) 期間出生力表合計出生率： TFR^S

期間出生力表合計出生率 TFR^S は，出生順位別の出生力表から得られる生涯出生確率の合計値として得られる。当該年の出生順位別未経験者生起率 ${}_1h_x^S(i)$ に従った場合に，女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当する。Yamaguchi and Beppu (2004), Bongaarts and Feeney (2006) では，出生先送りによるテンポ効果を緩和する生涯指標として解説されている。

$$TFR^S = \sum_i TFR^S(i) = \sum_i \left\{ 1 - \exp \left[- \sum_{a=15}^{49} {}_1h_a^S(i) \right] \right\}$$

ここで，未経験者生起率 ${}_1h_x^S(i)$ は，コーホートの年齢別初婚率あるいは出生順位別年齢別出生率 ${}_1f_x^c(i)$ を使って以下のように近似する。なお， c 年生まれ女性のコーホート

の発生率 ${}_1f_x^c(i)$ については、ここでは $c+x$ 年の ${}_1f_x(i)$ と $c+x+1$ 年の ${}_1f_x(i)$ との平均として求めた。

コーホートの出生順位別 x 歳時生存関数、いわゆる未産割合を $S_x(i)$ とする。 x 歳時の出生順位別出生ハザードを $\mu_x(i)$ 、コーホートで15歳以降 x 歳時点までの値を累積した x 歳時累積ハザードを $H_x(i) = \int_{15}^x \mu_a(i) da$ 、とすると、累積ハザードと生存関数の関係は、以下のように示される。

$$H_x(i) = -\ln[S_x(i)]$$

コーホートの未経験者生起率 ${}_1h_a^{Sc}(i)$ は、累積ハザードの1年分の差、すなわち年間平均ハザードとして、下記のように表すことができる。

$$\begin{aligned} {}_1h_x^{Sc}(i) &\simeq H_{x+1}(i) - H_x(i) \\ &= -\ln[S_{x+1}(i)] + \ln[S_x(i)] \\ &= -\ln[S_{x+1}(i)/S_x(i)] \end{aligned} \quad (1)$$

今回 $S_x(i)$ は、 $S_x(i) = 1 - \sum_{15}^{x-1} [{}_1f_a^c(i)]$ として求め、上記(1)式に代入する。コーホートの ${}_1h_x^{Sc}(i)$ を期間指標に組み替え、 ${}_1h_x^S(i)$ を得る。

(3) 期間パリティ出生力表合計出生率： TFR^P

期間パリティ出生力表合計出生率 TFR^P は、パリティ人口をリスク人口とした生起率に基づく生涯出生力指標である。出生順位別出生を事象とした多相生命表（増減生命表）を利用した多相（増減）出生力表合計出生率とも言える。当該年のパリティ生起率 ${}_1h_x^P(i)$ に従った場合に、女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当する。Rallu と Toulemon (1994) は、Parity-Age-TFR (PATFR) と呼び、Suzuki (2007) は Period Average Parity (PAP) と呼んでいる。日本については河野 (1964)、河野・石川 (1985) において、1970年代までの指標（年齢・出生順位、有配偶率を考慮に入れた男女児合計純再生産力表）が算出されている。ここでは Rallu と Toulemon (1994) の解説をもとに、第1子出生前の初婚も事象に加えた場合のモデルを解説する。

このモデルでは、パリティ生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ 、すなわち、年齢 x 歳時点の未婚あるいは既婚パリティ $[i-1]$ の女性が、当該年の間に初婚を経験あるいは i 番目の子を出生する確率を用いる。ここで事象 i は、0 (初婚)、1 (1子)、2 (2子)、3 (3子)、4 (4子)、……、 ω をとり、パリティ別人口は、未婚 ($i-1 = 0-1 = -1$)、既婚パリティ 0、既婚パリティ 1、既婚パリティ 2、既婚パリティ 3、既婚パリティ 4、……、既婚パリティ $\omega-1$ という構造を持つ。

本モデルでは、出生といった事象は前の出生の産後不妊期間および妊娠期間を経て生起するという事情を考慮し、前の事象が1年以上前に経験されていることを前提とする。さらに簡単のため、満 x 歳の出生は、 $x+1$ 歳直前に発生するものとし、そのリスク人口は

x 歳時点でパリティ $[i-1]$ の人口である離散モデルとして扱うこととする。この場合、パリティ生起率 ${}_1h_x^P(i)$ はパリティ生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ と同値となる。

なお、本研究では離死別による有配偶人口の減少は考慮していない。したがってパリティ生起率の低下には、離死別の増加による減少効果が含まれ得る。

$N_x(i-1)$ を、当該年期首に x 歳で、未婚 ($i-1 = -1$) またはパリティ $[i-1]$ の女子人口とすると、未婚者およびパリティ別人口を合計したものは、

$$\begin{aligned} \sum_{i=0}^{\omega} N_x(i-1) &= N_x(-1) + N_x(0) + N_x(1) + N_x(2) + N_x(3) + \dots + N_x(\omega-1) \\ &= N \end{aligned}$$

となる。すなわち N は年齢 x 歳の全女子人口であり、死亡も移動もないとすると、15歳から50歳まで一定である。

${}_1q_x^P(i)$ の実績値は、コーホートの年齢別初婚率あるいは出生順位別年齢別出生率 ${}_1f_x^c(i)$ から求める。コーホートの累積初婚率あるいは出生順位別累積出生率を用いて、 x 歳時点でのパリティ人口比 $R_x^c(i-1) (= N_x(i-1)/N)$ を以下のように求める。

$$R_x^c(i-1) = \sum_{a=15}^{x-1} {}_1f_a^c(i-1) - \sum_{a=15}^{x-1} {}_1f_a^c(i)$$

コーホートでのパリティ生起確率 ${}_1q_x^{Pc}(i)$ は、当該年齢における年齢別出生率 ${}_1f_x^c(i)$ を用い、

$${}_1q_x^{Pc}(i) = \frac{{}_1f_x^c(i)}{R_x^c(i-1)}$$

として求める。

ここで問題となるのは、近年、10代においては、婚外子や婚前妊娠結婚の増加から、当該年期首の初婚者の数に対して当該年の第1子の数が大きくなる状況が起き得ることである。生起確率が1を超えないようにするため、初婚者数と第1子出生数が逆転する場合は、第1子の数に一致するよう初婚発生を前倒しする調整を行っている。ただし、初婚発生のタイミングだけを調整するので、生涯確率には影響しない。

コーホートのパリティ生起確率 ${}_1q_x^{Pc}(i)$ をもとに、期間の ${}_1q_x^P(i)$ を求める際には、 ${}_1q_x^{Pc}(i)$ をパリティ生起率 ${}_1h_x^{Pc}(i)$ に変換し、それを対応する期間の ${}_1h_x^P(i)$ に組み替えた上で、改めて生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ に変換するという手順となるが、本モデルは前節で示したように事象が誕生日直前に起きる離散モデルであるため、 ${}_1h_x^{Pc}(i) = {}_1q_x^{Pc}(i)$ 、 ${}_1h_x^P(i) = {}_1q_x^P(i)$ となる特殊なケースとなっている。

以下では、各年齢時 ${}_1q_x^P(i)$ を用いて、パリティ別人口 $N_x(i-1)$ を求める方法を解説する。15歳の女性は全員未婚なので、

$$N_{15}(-1) = N$$

となる。

年齢 $x \geq 16$, $i = 0$, すなわち未婚の年齢別女子人口は,

$$N_x(-1) = N_{15}(-1) \prod_{15 \leq a < x} [1 - {}_1q_a^P(0)]$$

となり, x 歳まで初婚をせずに残存している女性となる. 年齢 $x \geq 16$, $i = 1$, すなわち既婚パリティ 0 の年齢別女子人口は,

$$N_x(0) = \sum_{15 \leq a < x} \left\{ N_a(-1) {}_1q_a^P(0) \prod_{a < b < x} [1 - {}_1q_b^P(1)] \right\}$$

となり, 15歳以上 x 歳までの a 歳で初婚を経験するが, その後 x 歳まで第 1 子を産むことなく残存している女性である. 年齢 $x \geq 16$, $i \geq 2$, すなわち既婚パリティ 1 以上の年齢別女子人口は,

$$N_x(i-1) = \sum_{15 \leq a < x} \left\{ N_a(i-2) {}_1q_a^P(i-1) \prod_{a < b < x} [1 - {}_1q_b^P(i)] \right\}$$

となる. 例えば, 年齢 30 歳, 子どもを一人持ち, 2 子目を産んでいない既婚パリティ 1 の人口 $N_{30}(1)$ は, 30 歳までの a 歳で第 1 子を産み, かつ a 歳以降 30 歳になるまでに第 2 子を産んでいない人口となる. なお, 高順位パリティ人口は, 出生過程の初期には存在しないはずなので, $x < 16 + i$ の場合は, $N_x(i-1) = 0$ とする.

50 歳時点の $N_{50}(i-1)$ は, 全女子 N の最終的なパリティ構造を示すことになる. 従って, 生涯指標である $TFR^P(i)$ (当該年のパリティ別年齢別生起確率に従った場合に, 女性が生涯に i 子を出生する確率に相当) および TFR^P (当該年のパリティ別年齢別生起確率に従った場合に, 女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当) は,

$$TFR^P(i) = \frac{1}{N} \sum_{j \geq i} N_{50}(j)$$

$$TFR^P = \sum_i TFR^P(i) = \frac{1}{N} \sum_{j=i} j N_{50}(j)$$

となる.

また, 第 i 子の年齢別出生率 ${}_1f_x(i)$, 全子の年齢別出生率 ${}_1f_x$ は, 期間の生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ を用い,

$${}_1f_x(i) = \frac{1}{N} N_x(i-1) {}_1q_x^P(i)$$

$${}_1f_x = \sum_i {}_1f_x(i)$$

と表すことができ, 合計値も通常の TFR と同様,

$$TFR^P(i) = \sum_{a=15}^{49} {}_1f_a(i)$$

$$TFR^P = \sum_{a=15}^{49} {}_1f_a$$

として表せる。

このほか、年齢の代わりに前事象からの経過時間をつかったパリティ別経過時間（出生間隔）別 TFR といった指標も考案されている（Feeney 1986）。この場合の出生順位別出生力表出生確率はパリティ拡大率に相当する。ただし、人口動態統計では出生間隔に関するデータが取得できないため、本稿では扱わない。なお日本については伊藤（1979, 1986）が1960～70年代におけるパリティ別出生間隔別出生確率を、Ogawa and Retherford（1993）、Retherford and Ogawa（2006）が1950～2000年についての同指標を算出している。

上記で示した出生力に関する3つの指標およびその構造を Bongaarts and Feeney（2006）の整理を参考にして表1にまとめた。

表1 出生率指標の分類

率の種類	第1種の率 (分母を限定)		第2種の率 (分母を限定せず)
	年齢別パリティ生起率	年齢別未経験者生起率	年齢別出生率
	${}_1h_x^P(i)$	${}_1h_x^S(i)$	${}_1f_x(i)$
	年齢別パリティ出生確率 ${}_1q_x^P(i)$		
分子	満 x 歳の第 i 子出生		
分母	満 x 歳、パリティ $[i-1]$ の女性人口	満 x 歳、 i 子を産んでいない女性人口	満 x 歳の全女性人口
事象の特性	出生順位間で相互に依存	出生順位間で独立、非繰り返し事象	出生順位間で独立、繰り返し事象
生涯出生力指標	TFR^P 多相出生力表合計出生率 (増減出生力表)	TFR^S 出生力表合計出生率 (減少出生力表)	TFR 合計（特殊）出生率

3. 仮想的な未経験者生起率を用いた年齢別出生率の推定

本研究では、未経験者生起率 ${}_1h_x^S(i)$ に注目し、通常の合計出生率における未経験者生起率自体の変化の効果と、未経験者人口の変動による効果を分解することを試みる。

未経験者生起率を用いてコーホートの年齢別出生率を再現すると、前節関係式(1)より

$$S_{x+1}(i) = \exp\{\ln[S_x(i)] - {}_1h_x^{Sc}(i)\}$$

$$= S_x(i) \cdot \exp[-{}_1h_x^{Sc}(i)]$$

を用い、

$$\begin{aligned} {}_1f_x^c(i) &= S_x(i) - S_{x+1}(i) \\ &= S_x(i) - S_x(i) \cdot \exp[-{}_1h_x^{Sc}(i)] \\ &= S_x(i) \{1 - \exp[-{}_1h_x^{Sc}(i)]\} \end{aligned}$$

となる。

ここで、未経験者生起率を、ある時点以降固定させて出生率を再現すると、固定した未経験者生起率 ${}_1h_x^{Sc}(i)$ を用い、

$$\overline{{}_1f_x^c}(i) = S_x(i) \{1 - \exp[-\overline{{}_1h_x^{Sc}}(i)]\}$$

によって仮想的なコーホートの年齢別出生率を求めることができる。これを期間指標に変換し、全出生順位、全年齢について合計すれば、反実仮想的な期間合計出生率 $TFR^{\overline{h^S}}$ が得られる。

$$TFR^{\overline{h^S}} = \sum_i TFR^{\overline{h^S}}(i) = \sum_i \sum_{a=15}^{49} \overline{{}_1f_a}(i)$$

未経験者生起率を固定した時点からの合計初婚率・合計出生率の増加・減少分は、未経験者人口の増減という構造変化によってのみもたらされたものであると解釈できる。そしてその仮想的な出生率と実績値との間に差があれば、その分は、未経験者生起率の変化によってもたらされた変化量であると解釈できる。さらに、どの年齢層の未経験者生起率が変化に寄与しているかを明らかにするために、未経験者生起率の固定を一部の年齢層に限定することで出生率を再現し、実績値と比較した。

V 年齢別指標の動向

ここでは、(1)分母人口を限定しない発生率である通常初婚率と出生率、(2)分母人口を当該事象未経験者に限定した未経験者生起率に基づく初婚率と出生率、(3)分母人口を当該事象未経験者かつ前事象経験者に限定したパリティ生起率に基づく初婚率と出生率の動向を示す。図1～3には、各指標の20歳、25歳、30歳、35歳、40歳、45歳時点の年次変化を示した。

通常初婚率については、2000年代前半までにおいては25歳初婚率が顕著に低下傾向を示していたが、2000年代後半では低下に歯止めがかかっていることがわかる。一方で30歳初婚率は2000年代前半まで上昇傾向を示していたが、2000年代後半に入り高止まりを示している。35歳の上昇傾向は2010年以降も継続している。出生順位別にみた年齢別出生率は、初婚率と同様、25歳での低下傾向が2005年以降下げ止まっている一方で、30歳、35歳の指

標がやや上昇している。第2子でも25歳、30歳での下げ止まりと35歳での上昇が見られ、第3子については、25歳、30歳、35歳の低下傾向が2005年反転していることがわかる。

図2は初婚、各出生順位別に、当該事象未経験者をリスク人口とした場合の年齢別生起率を年次別に示したものである。初婚については、25歳時点未経験者生起率が2005年まで大きく低下したが、その後横ばいであることがわかる。それ以外の年齢では、先の年齢別初婚率と違い大きな変化はないが、35歳、40歳など比較的高い年齢で、過去5年間に於いてやや上昇傾向がみられる。第1子については、25歳、30歳の未経験者生起率が2005年まで大きく低下し、その後横ばいとなっている。代わりに35歳、40歳の未経験者生起率が2005年以降上昇傾向を示しており、20歳前後における過去の先送り分が、30歳以降で取り戻されていると解釈できる。第2子については、30歳未経験者生起率の低下と35歳、40歳での上昇が見られる。第3子は、2005年以降、30代以上のみならず、20代での未経験者生起率も上昇傾向にあるという特徴を確認できる。

図3は、パリティをリスク人口として算出した年齢別パリティ生起確率の年次変化である。第1子の年齢別生起確率は比較的安定していることが分かる。また、3子ではいずれの年齢でも近年上昇傾向が見られる。

図1 年次別にみた年齢別出生率 (${}_1f_x$) の推移

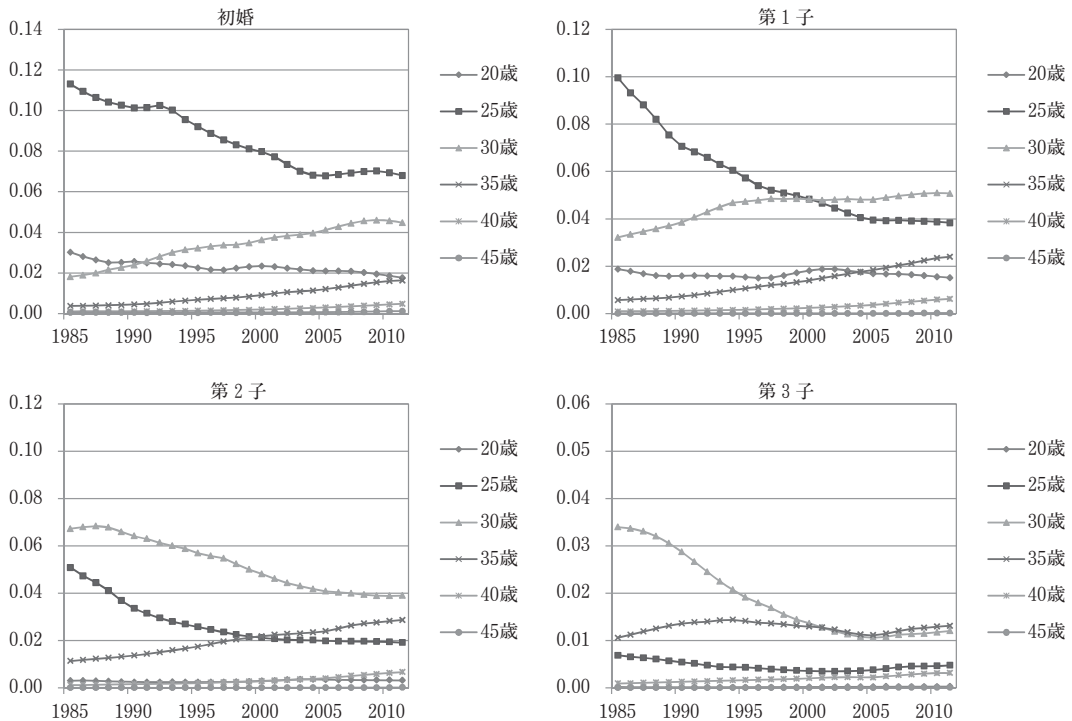


図2 年次別にみた年齢別未経験者生起率 (${}_1h_x^S$) の推移

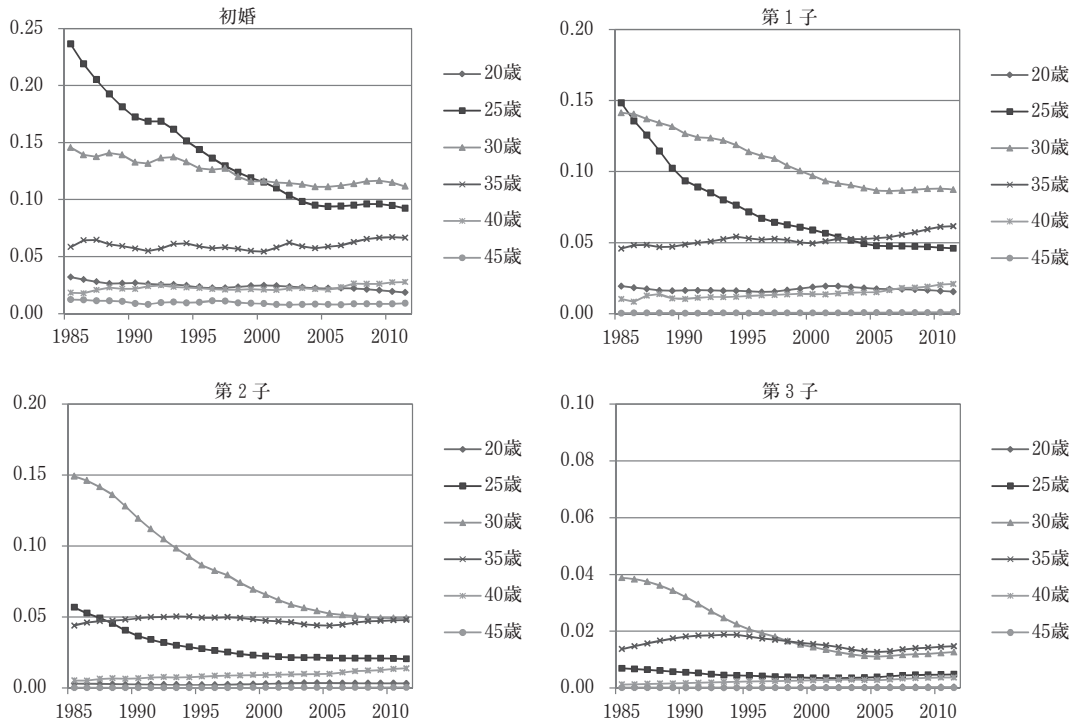
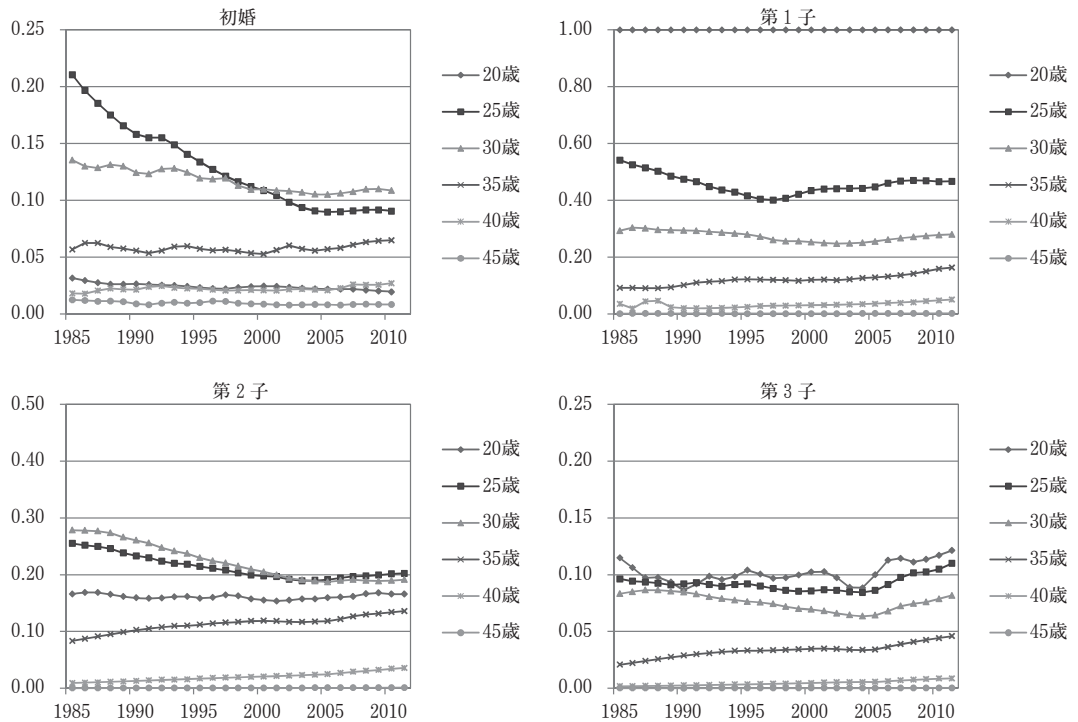


図3 年次別にみた年齢別パーティ生起確率 (${}_1q_x^P$) の推移

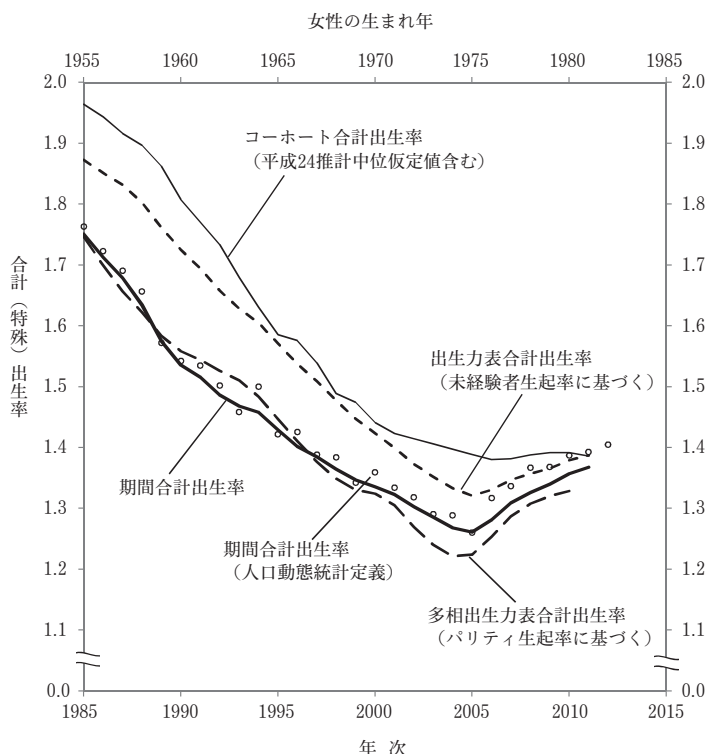


VI 生涯出生力指標（合計出生率）の動向

年齢別未経験者生起率は、死亡を事象とした生命表関数の ${}_1m_x$ （満 x 歳の死亡率）にあたり、これを用いて事象が初婚である初婚表、事象が出生順位別出生である出生力表を計算することができる。50歳時点の生存関数の補数が生涯累積確率に一致するので、出生順位別の生涯累積確率を合計すれば出生力表に基づく合計出生率 TFR^S を算出することができる。この出生力表に基づく合計出生率は、通常の期間指標よりもテンポ効果を受けにくく、コーホート合計出生率に近い水準を示す（Yamaguchi and Beppu 2004）。また、未経験者生起率に基づく合計出生率の代わりに、パリティ生起率に基づく合計出生率も計算することができることをIV章で示した。

期間合計出生率、出生力表合計出生率（未婚者生起率ベース、パリティ生起率ベース）、そして、生まれ年を29年ずらして表示したコーホート合計出生率を図4に示すと、パリティ生起率ベースの多相出生力表合計出生率が2000年以降もっとも低い水準を示し、未婚者生起率ベースの出生力表合計出生率とコーホート合計出生率はより水準に近いが、2005年前

図4 期間合計出生率、出生力表に基づく合計出生率、コーホート合計出生率の推移

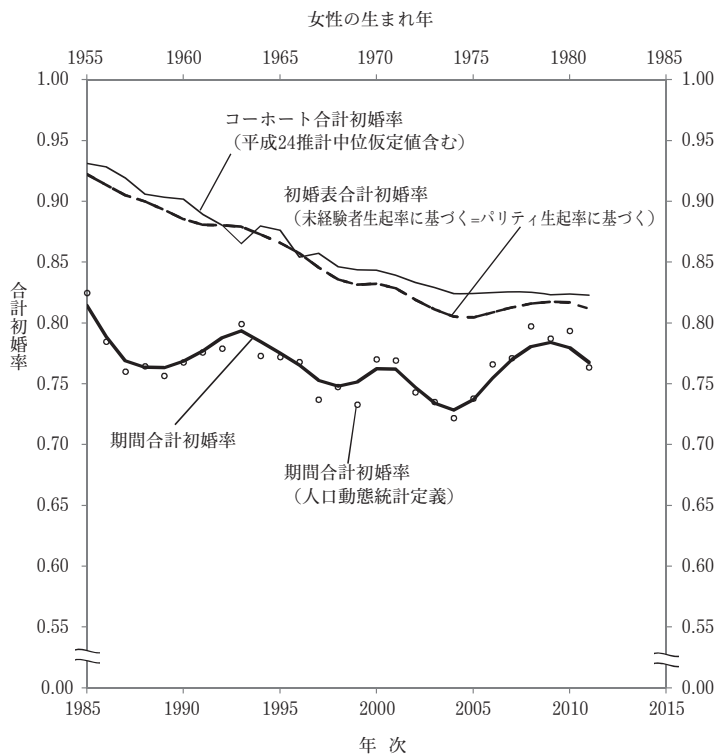


注：「人口動態統計定義」とは、分母人口に生存のべ年数ではなく10月1日人口を用い、出生数に母外国人の日本国籍児を含むことを意味する。

後は前者でやや落ち込みが見られる。なお、ここで示したコーホート合計出生率は、まだ実績の得られない部分については、全国将来推計人口（平成24年1月推計）（国立社会保障・人口問題研究所 2012）の出生率の中位仮定値の値を用いている。従って、出生過程がほぼ終了している1970年生まれ以降の数值は直近の傾向を投影して得られたものであり、現実には異なる可能性がある。総じて2005年以降、指標間の差が縮小していることがわかる。テンポ効果の消滅は日本についてもある程度あてはまることが示唆される。

全出生の合計出生率と同様に、合計初婚率についても図5に示した。分母を限定しない期間合計初婚率が0.8前後で下降・上昇を繰り返すのに対し、初婚表合計初婚率は2004年までほぼ一貫して下降し、その後やや回復するも低い水準にとどまっている。コーホート合計初婚率は全国将来推計人口（平成24年1月推計）（国立社会保障・人口問題研究所 2012）の初婚率の中位仮定値を含んでいるが、ここでは生まれ年を26年ずらして重ねて示している。初婚表初婚率はコーホート合計初婚率とほぼ同様の傾向と水準を示しており、期間合計初婚率の上下動は、初婚生起率（いわゆる初婚ハザード）の全体的な水準とは無関係なテンポ効果を反映したものであることが示唆される。

図5 期間合計初婚率，初婚表に基づく合計初婚率，コーホート合計初婚率の推移



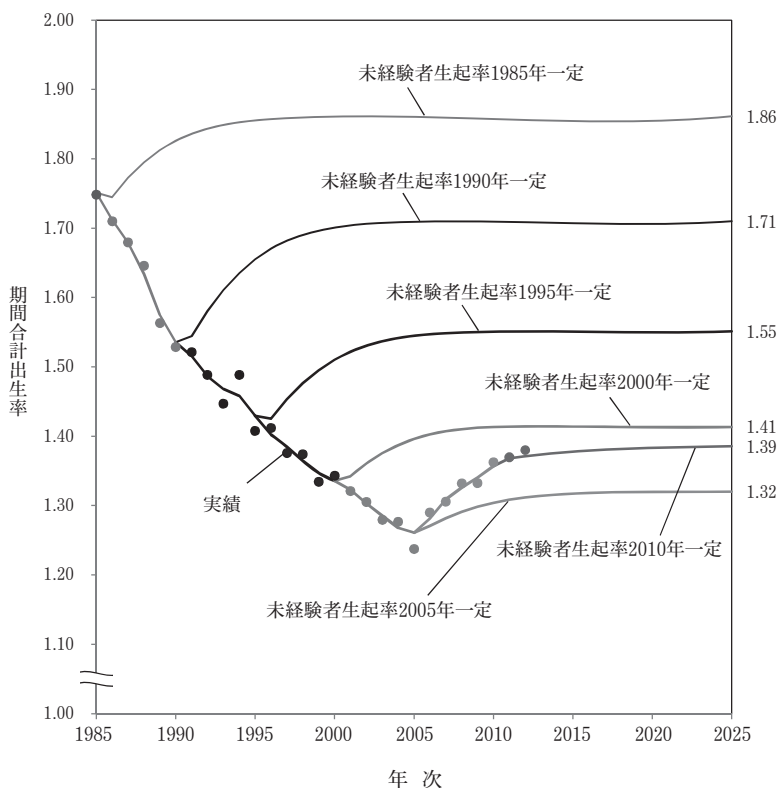
注：「人口動態統計定義」とは、分母人口に生存のべ年数ではなく10月1日人口を用いることを意味する。初婚数には届出遅れを補正した妻日本人の初婚を用いている。

Ⅶ 未経験者生起率固定シミュレーションによる構造変化効果の抽出

1. 未経験者生起率固定による期間合計出生率の動向

年齢別未経験者生起率が計算できる1985年以降について、年齢別未経験者生起率を5年おきに固定した場合に期間合計出生率がどのように推移するかを図6に示した。いずれのケースも固定した翌年から上昇している。1985年時点での実績は1.75であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.86であった。1990年時点での実績は1.54であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.71であった。1995年時点での実績は1.43であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.55であった。2000年時点での実績は1.34であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.41であった。2005年時点での実績は1.26であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.32であった。なお、2010年時点での実績は1.36であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.39であり、上昇分は0.03とこれまでで最も小さい。先送りによる未経験者の滞留効果がほとんど消滅していることを意味する。ちなみに、この未経験者生起率を固定して最終的に得られる水準は、先ほどの初婚表、出生力表に基づく合計特殊出生率の値にほぼ一致する。

図6 各年次で未経験者生起率を固定した場合の期間合計出生率の推移と最終レベル



2. 2005年以降における未経験者人口および生起率変化の期間合計出生率上昇への寄与

2005年以降に関しては、2005年以降未経験者生起率を固定して推計される水準よりも実績が上回っていることがわかった。すなわち、未経験者生起率そのものの上昇が、出生率上昇に寄与していることを意味する。では、こうした寄与は、出生順位や年齢層で異なるのだろうか。未経験者生起率を固定した際に得られる期間合計出生率と2005年実績値との差は、未経験者人口の規模変化に起因する変化量と見なすことができ、未経験者生起率固定値と2010年の実績値との差は、未経験者生起率変化に起因する変化量と見なすことができる。また、未経験者生起率の固定を一部の年齢層に限れば、未経験者生起率の効果を年齢層別に把握することができる。これらの変化量を、出生順位別、年齢層別に示したのが表2である。初婚率は合計出生率の分解とは無関係であるが、参考までに年齢層別の分解の結果を掲載した。

表2 2005年の発生率／未経験者生起率を固定した場合の2010年の期間合計出生率

変化量の分析		全子	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子
2005年	実績	1.261	0.737	0.623	0.465	0.140	0.032
	発生率（初婚率・出生率）一定	1.261	0.737	0.623	0.465	0.140	0.032
	未経験者生起率一定	1.304	0.781	0.649	0.480	0.143	0.033
2010年	30歳以上未経験者生起率一定	1.301	0.766	0.642	0.474	0.150	0.035
	35歳以上未経験者生起率一定	1.317	0.772	0.653	0.471	0.155	0.038
	40歳以上未経験者生起率一定	1.348	0.777	0.664	0.482	0.162	0.040
	実績	1.357	0.780	0.668	0.485	0.164	0.040
変化量	未経験者人口効果	0.043	0.044	0.026	0.015	0.003	0.000
	未経験者生起率（ハザード率）変化	0.053	-0.002	0.019	0.006	0.020	0.008
	30歳未満未経験者生起率変化	-0.003	-0.016	-0.007	-0.006	0.007	0.003
	30～35歳未満未経験者生起率変化	0.016	0.006	0.011	-0.003	0.006	0.003
	35～40歳未満未経験者生起率変化	0.030	0.006	0.012	0.011	0.007	0.002
	40歳以上未経験者生起率変化	0.009	0.002	0.003	0.004	0.002	0.001
	全体	0.096	0.043	0.045	0.020	0.023	0.008
年齢別の寄与（%）	未経験者人口効果	44.9	103.6	57.3	71.7	11.6	3.0
	未経験者生起率変化	55.1	-3.6	42.7	28.3	88.4	97.0
	30歳未満未経験者生起率変化	-3.2	-36.8	-14.7	-28.3	28.6	34.0
	30～35歳未満未経験者生起率変化	17.0	14.5	23.5	-13.3	23.9	37.1
	35～40歳未満未経験者生起率変化	31.6	13.1	26.1	52.0	28.4	19.7
	40歳以上未経験者生起率変化	9.7	5.6	7.8	17.8	7.5	6.3
全体	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
出生順位別の寄与（%）	未経験者人口効果	100.0	-	59.5	33.8	6.2	0.6
	未経験者生起率変化	100.0	-	36.1	10.9	38.5	14.6
	30歳未満未経験者生起率変化	100.0	-	215.3	187.3	-214.4	-88.1
	30～35歳未満未経験者生起率変化	100.0	-	64.7	-16.6	33.8	18.1
	35～40歳未満未経験者生起率変化	100.0	-	38.5	34.8	21.5	5.2
40歳以上未経験者生起率変化	100.0	-	37.3	38.8	18.6	5.4	

注：「第4子」は第5子以上を含む。

まず、合計特殊出生率は2005年の1.261から1.357へ約0.096上昇している。これを、未経験者人口効果（以前に先送りが起こることによりリスク人口が増加することによる上昇効果）と未経験者生起率の上昇による変化に分けると、前者が0.043、後者が0.053を説明し、上昇分の44.9%が未経験者人口効果、残りの55.1%が未経験者生起率上昇の効果であると解釈することができる。これを出生順位別にみると、未経験者人口効果という構造変化による効果が大きいのが初婚（103.6%）であり、第1子、第2子はそれぞれ57.3%、71.7%が未経験者人口効果で説明され、第3子、第4子以上は、未経験者生起率上昇の効果が大いこと（それぞれ88.4%、97.0%）が分かる。未経験者人口効果全体への各出生順位の寄与は、第1子が59.5%、第2子が33.8%であり、低出生順位で先送りによるテンポ効果の解消が進んでいることがわかる。一方、未経験者生起率上昇効果には、第3子が38.5%と最も多く寄与しており、第1子の36.1%、第4子以上の14.6%が続く。未経験者人口効果、生起率上昇効果に対する出生順位別の寄与は図7にも示した。

出生率上昇の効果をさらに年齢層別に分け、それぞれの寄与をみると、30歳未満の出生率変化は、初婚、第1子、第2子でマイナス、一方第3子、第4子以上は28.6%、34%のプラスの効果をもっていた。30代前半については、初婚で14.5%、第1子で23.5%、第3子では23.9%、第4子以上で37.1%と比較的大きい。30代後半の寄与は第2子で52.0%と大きく出ている。全出生の合計特殊出生率の上昇分は、30歳未満の出生率の寄与が-3.2%であるのに対し、30代前半は17.0%、後半が31.6%と概ね30代での出生率の上昇が寄与していることがわかった。年齢層別の寄与は図8にも示したが、未経験者生起率の上昇効果は概ね30代以降で起こっており、30歳未満においては出生も初婚もマイナスであることがわかる。

図7 発生率（出生率）変化量に対する出生順位別生起率変化の寄与

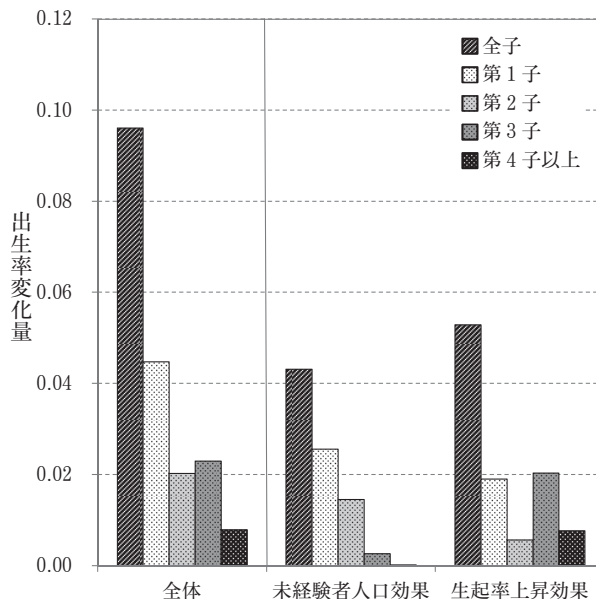
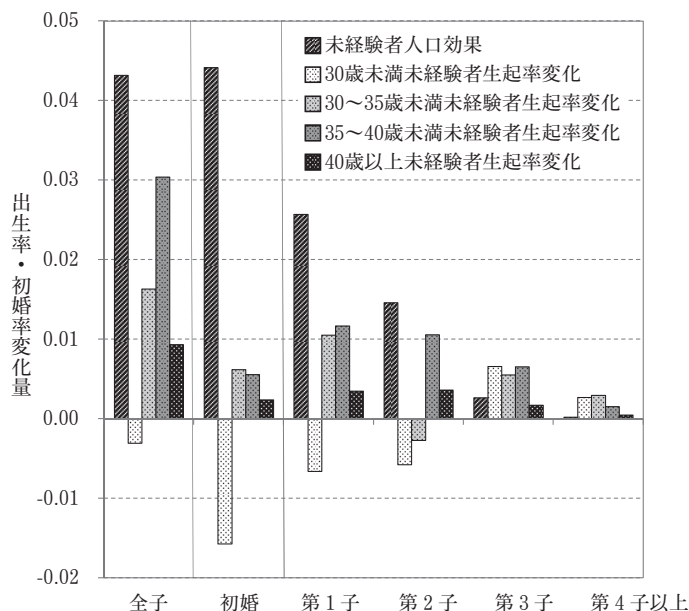


図8 発生率（初婚率・出生率）変化量に対する年齢層別生起率変化の寄与



VIII 結論

分母人口を限定しない年齢別出生率の変動には、当該年次の状況を反映する行動変化のみならず、過去の行動の帰結であるリスク人口の変化による影響が含まれる。第1子出生率について言えば、第1子をすでに産んだ女性も分母人口に含まれていることから、出生率が上昇した場合、第1子を産んでいない女性からの出生生起率（ハザード）が上昇したのか、第1子を産んでいない女性人口そのものの増加による影響なのかを区別することができないという問題がある。そこで、本研究では、分母人口を当該出生順位の出生を経験していない女性に限定した年齢別出生率（未経験者生起率およびパリティ生起率）を求め、生命表を用いて生涯出生力指標に換算し、その動向を観察した。また2005年以降未経験者生起率を固定した仮想的な出生率を計算することにより、2005年以降日本で観察されている合計（特殊）出生率の上昇にリスク人口の増減で説明できない実質的な生起率上昇の効果がどの程度含まれているのか、その出生順位別、年齢層別の寄与を明らかにした。

2005年までは、過去の出生先送り傾向により、常に未経験者人口の増加というプラス要因があったにも関わらず、それを上回る未経験者生起率の低下が顕著であり、結果的に反転が起こらず期間合計出生率が低下を続けていたことが分かった。一方2005年以降については、未経験者人口の増加に加え、生起率そのものについても上昇が見られ、出生率が反転上昇する結果をもたらした。なお、2005年から2010年までの上昇分の約45%が未経験者人口増加に起因し、残りの55%が生起率上昇分の寄与という結果が得られた。さらに、年

年齢別に未経験者生起率を固定する方法により各年齢層の寄与を測定したところ、未経験者生起率上昇は主に30代以上で起こっていることがわかり、過去に先送りされた出生を取り戻すキャッチアップ行動である可能性が示唆された。2010年以降については、2010年の時点で、先送りによる未経験者人口の増加効果がほぼ消滅しているため、未経験者人口の増加効果による上昇は見込めない。2010年以降も期間合計出生率の上昇が続くとすれば、未経験者生起率の上昇という実質的な行動変化が起きていることを意味する。ただし、現時点で高年齢層のキャッチアップ行動以外に20代といった若い世代での行動変化は明確には観察されていない。むしろ2005年以降も、20代における生起率はマイナスの変化を示している。20代の行動が以前の世代と比べて大きく変わるような本格的な意識や環境の変化は生じていないと言わざるをえない。

本研究で扱った年齢別指標に基づく生涯出生力指標の他に、前出生からの経過時間、すなわち出生間隔別の出生率をつかった出生力指標 (Parity Progression Ratios) も開発されている (Feeney 1986)。またこうした指標が、詳細な属性を含んだ大規模調査の出生歴から計算できる場合は、共変量を含んだ生存時間モデルとして、出生力指標に対する属性の影響を示すことができるなど (Retherford et al. 2010)、出生力指標を解釈する分析枠組みも進化している。こうした方法も含め、出生力の期間指標の構造を様々な視点から精査し解釈することが、わが国の少子化の理解に有効であると思われる。

文献

- Bongaarts, J. and G. Feeney. (1998) "On the Quantum and Tempo of Fertility", *Population and Development Review*, Vol.24, No.2, pp.271-291.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. (2003) "Estimating Mean Lifetime", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol.100, No.23, pp.13127-13133.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. (2006) "The Quantum and Tempo of Life-cycle Events", *Vienna Yearbook of Population Research*, Vol.4, pp.115-151.
- Bongaarts, J. and T. Sobotka. (2012) "A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility", *Population and Development Review*, Vol.38, No.1, pp.83-120.
- Chiang, Chin Long. (1984) *Life Table and its Applications*, R. E. Krieger Publishing Company, Malabar, Florida.
- Feeney, G. (1986) *Period Parity Progression Measures of Fertility in Japan*, NUPRI Research Paper Series No.35, Nihon University, Population Research Institute.
- Goldstein, J.R., T. Sobotka, and A. Jasilioniene. (2009) "The End of 'Lowest-low' Fertility?", *Population and Development Review*, Vol.35, No.4, pp.663-699.
- Inaba, H. (2007) "Effects of Age Shift on the Tempo and Quantum of Non-repeatable Events", *Mathematical Population Studies*, Vol.14, No.3, pp.131-168.
- 伊藤達也 (1979) 「最近の出生変動を分析する資料としての1980年国勢調査の意義」『人口問題研究』第150号, pp.56-61.
- 伊藤達也 (1986) 「人口調査に基づく出生のタイミング変化の計測方法」『人口問題研究』第179号, pp.49-59.
- 金子隆一 (2004) 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化、高学歴化および出生行動変化効果の測定」『人口問題研究』Vol.60, No.1, pp.4-35.
- Kaneko, R. (2009) "Fertility Prospects in Japan: Trends, Recent Rise, and Life Course Developments",

- Paper presented at the United Nations Expert Group Meeting on Recent and Future Trends in Fertility. New York, USA, December 2-4, 2009.
- 金子隆一 (2010) 「わが国近年の出生率反転の要因について—出生率推計モデルを用いた期間効果分析—」『人口問題研究』Vol.66, No.2, pp.1-25.
- Keilman, N. (1994) "Translation Formulae for Non-repeatable Events", *Population Studies*, Vol.48, No.2, pp.341-357.
- 小林和正 (1970) 「第5次出産力調査結果の分析(3)」『人口問題研究』第113号, pp.31-47.
- Kohler, H.-P. and D. Philipov. (2001) "Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula", *Demography*, Vol.38, No.1, pp.1-16.
- Kohler, H.-P. and J.A. Ortega. (2002) "Tempo-adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility." *Demographic Research*, Vol.6, No.6, pp.91-144.
- 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)』.
- 河野彌実 (1964) 「年齢・出生順位・結婚を考慮に入れた男女児合計再生産力表」『人口問題研究所年報』第9号, pp.7-11.
- 河野彌実, 石川晃 (1985) 「出生力におけるタイミングとパリティ構成の分析」『人口問題研究』No.174, pp.19-39.
- 松下敬一郎, 稲葉寿 (1987) 「ハザード関数の統計解析と生命表」『人口問題研究』第183号, pp.36-50.
- Ní Bhrolcháin, M. (2011) "Tempo and the TFR", *Demography*, Vol.48, No.3, pp.841-861.
- Ogawa, N., and R.D. Retherford. (1993) "The Resumption of Fertility Decline in Japan: 1973-92", *Population and Development Review*, Vol.19, No.4, pp.703-741.
- Rallu, J.L. and L. Toulemon. (1994) "Period Fertility Measures: The Construction of Different Indices and their Application to France, 1946-89", *Population an English Selection*, Vol.6, pp.59-93.
- Retherford, R.D. and Ogawa, N. (2006) "Japan's Baby Bust: Causes, Implications, and Policy Responses", in F.R. Harris ed. *The Baby Bust: Who will do the Work? Who will Pay the Taxes?* Lanham: Rowman & Littlefield, pp.5-47.
- Retherford, R.D., N. Ogawa, R. Matsukura, and H. Eini-Zinab. (2010) "Multivariate Analysis of Parity Progression—Based Measures of the Total Fertility Rate and its Components", *Demography*, Vol.47, No.1, pp.97-124.
- Ryder, N.B. (1964) "The Process of Demographic Translation", *Demography*, Vol.1, No.1, pp.74-82.
- Suzuki, T. 2007. "On the Difference between TFR and Parity Progression Measure of Fertility." *The Japanese Journal of Population*, Vol.5, No.1, pp.12-18.
- van Imhoff, E. and N. Keilman. (2000) "On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment", *Population and Development Review*, Vol.26, No.3, pp.549-553.
- Yamaguchi, K. and M. Beppu. (2004) "Survival Probability Indices of Period Total Fertility Rate", Paper presented at Annual Meeting of the Population Association of America, Boston, MA.

Period Fertility Measures and the Structure of the Recent Japanese Fertility Upturn

Miho IWASAWA and Ryuichi KANEKO

Although the age-specific fertility rate (births to mothers of a specified age over all women of that age) is widely referred to as an ordinary fertility measure, it is known that a couple of other measures based on different exposure to the risk of childbearing provide more stable values and allow us to assess fertility trends by removing a part of tempo distortions. These conditional fertility rates includes age- and parity-specific occurrence rates in which the birth orders of children are independent, age- and parity-specific occurrence rates with interconnectedness across parities, and duration- and parity-specific occurrence rates. Using fertility life table techniques with these age-specific occurrence rates, a synthetic measure of period fertility can be calculated. In this paper, we present an overview of trends in the conventional period fertility measure, TFR, and other indicators taking into account parity, and, based on a comparison of these indices, we estimate the role of declines in the tempo effect in the recent upturn in period TFR in Japan. Until the year 2005, although an increase in the exposure population due to postponement in the past few years did contribute to raising the TFR, a large drop in the exposure-specific rates led to a further decline. On the other hand, after 2005 through 2010, a half of the increase in the TFR is accounted for by an increase in the exposure population, and the rest of the increase is explained by an increase in the exposure-specific rates. Analyses by age group demonstrate that most of the increases due to a rise in the exposure-specific rates occur at the age of thirties and older.

資 料

国立社会保障・人口問題研究所における 「社会保障・人口問題基本調査」二次利用の方法

坂 東 里江子

国立社会保障・人口問題研究所では研究の基礎資料を得るために毎年、調査を行っている。旧人口問題研究所と旧社会保障研究所が1996年に国立社会保障・人口問題研究所となつてからは「社会保障・人口問題基本調査」と名称を統一し、そのなかで『出生動向基本調査』、『人口移動調査』、『生活と支え合いに関する調査』、『全国家庭動向調査』、『世帯動態調査』の5つの調査をローテーションを組んで毎年実施している。

これら調査の内容および結果に関する主要文献については、本誌に1996年以前の調査(旧人口問題研究所時代)(坂東, 白石 2013a)と1997年以降の「社会保障・人口問題基本調査」(坂東, 白石 2013b)にわけて掲載している。

本号では「社会保障・人口問題基本調査」の初回からの調査方法、標本数など基本情報を別表に「社会保障・人口問題基本調査：対象・規模・回収率・抽出方法」としてまとめた。

参考とした資料は「事業報告書」、「実地調査報告資料」、「研究資料」、「調査研究報告資料」、「人口問題研究」など、これまで国立社会保障・人口問題研究所が刊行してきたものである。

新統計法(平成19年法律第53号)の施行を機に、公的統計の調査票情報(個票データ)の二次利用による利活用が推進された。同法の施行に伴い、当研究所の調査も厚生労働省の調査のひとつとして、二次利用の機会を提供することになった。2013年9月現在二次利用可能な調査票情報(個票データ)については別表を参照いただきたい。

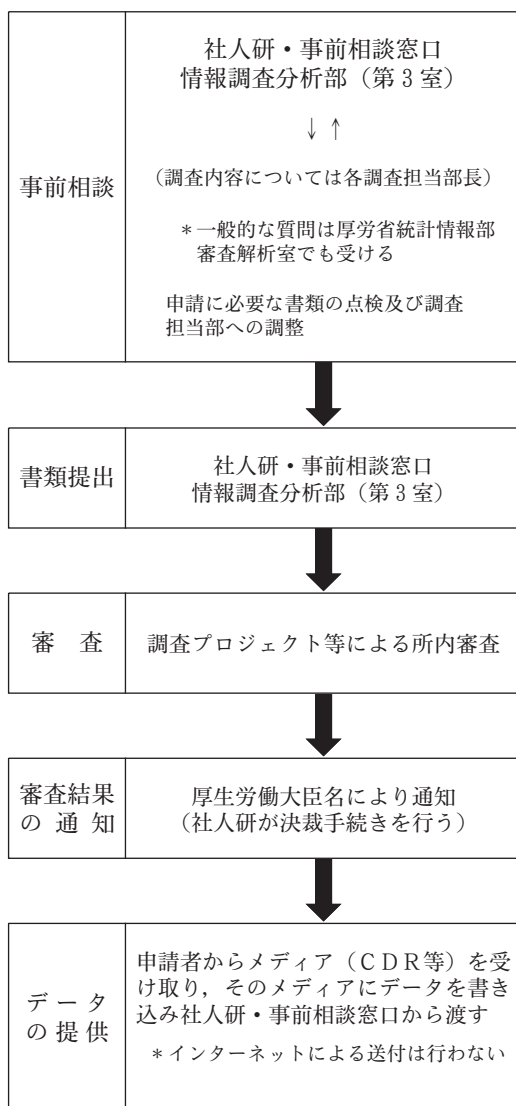
また、新統計法第33条に基づいて二次利用が可能になったのは、公的機関からの公募の方法による補助を受けて行う研究など高度な公益性を有する研究ならびに行政理由で利用する場合に限定されている。なお、調査票情報(個票データ)に係る二次的利用方法としては、他に「オーダーメイド集計」と「匿名データの提供」¹⁾がある。しかし当研究所で実施している調査については、国民生活基礎調査の後続調査としてサンプル数が少規模であることから、これらの提供は行っていない。

1) 匿名データの作成・提供及びオーダーメイド集計については以下総務省統計局のホームページ参照。
<http://www.stat.go.jp/info/tokumei/>

参考文献

- 坂東里江子, 白石紀子 (2013a) 「実地調査のあゆみⅠ 旧人口問題研究所における主な実地調査一覧 (1996年以前)」『人口問題研究』第69巻1号, pp.142-158.
- 坂東里江子, 白石紀子 (2013b) 「実地調査のあゆみⅡ 国立社会保障・人口問題研究所における実地調査の概要 (1997年以降)」『人口問題研究』第69巻2号, pp.125-132.
- 本多龍雄 (1959) 「昭和32年第3次出産力調査の概要」『人口問題研究』77, p.3
- 厚生省人口問題研究所 (1996) 「序文」, 厚生省人口問題研究所編「第3回世帯動態調査 (1994年 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10号) p.序文.

調査票情報 (個票データ) の利用申請手順



利用を希望する統計調査の調査票情報が提供可能であるかなどの問い合わせや相談とともに法第33条の趣旨, 手続き, 利用の制限 (守秘義務, 利用期間), 提供可能な調査票情報等, 審査基準, 適正管理義務等についての説明と申請に必要な書式 (ワードやPDF) の提供も併せて行います。

相談は社人研・事前相談窓口へ

MAIL: data_nijiriyou@ipss.go.jp

TEL: 03-3595-2988

FAX: 03-3591-4818

別表 社会保障・人口問題基本調査一覧

①出生動向基本調査（出産力調査第1～9回まで）

（2013年9月現在）

実施年・月（調査回）	調査票種類	対象	規模		回収				抽出方法	貸出対象
			調査区数	標本数 （配布数） （1）	回収数 （2）	有効数 （3）	回収率% （2）/（1）	有効回収率% （3）/（1）		
1940.1（第1回）		全夫婦	…	100,000	80,638	71,606	80.6	71.6	有意抽出法による典型調査	-
1952.7（第2回）	一種類の のみ	抽出調査区内 の全夫婦	約1,000 ¹⁾	13,031	…	…	…	…	層別多段抽出	-
1957.1（第3回）		妻の年齢50歳 未満の同居 夫婦	718	24,990	— ²⁾				有意抽出法 による典型 調査	-
1960.1（第4回）		第3回と同様	362	12,859	12,729	12,720	99.0	99.9 ³⁾		-
1967.7（第5回）		甲票 ⁴⁾ 乙票 ⁴⁾	妻の年齢50歳 ⁵⁾ 未満のすべての 夫婦	504	14,544	14,431	14,347	99.2		98.6
1972.6（第6回）	精密調査票 ⁶⁾	第3回と同様	300	9,561	9,355	9,182	97.8	98.2	-	
1977.6（第7回）	一種類の のみ	第1回と同様	360	15,097	14,734	14,064	97.6	93.2	系統抽出	○
1982.6（第8回）	夫婦票	50歳未満の 有配偶女子	325	8,853	8,740	8,433	98.7	95.3		○
	独身票	18歳以上35歳 ⁷⁾ 未満の独身 男女		5,807	5,334	4,987	91.9	85.9		○
1987.6（第9回）	夫婦票	第8回と同様	400	10,297	9,700	9,522	94.2	92.5	クラスター サンプリング	○
	独身票			7,246	6,447	6,074	89.0	83.8		
1992.6（第10回）	夫婦票	第8回と同様	490	10,878	10,296	9,908	94.6	91.1	2段クラス ターサン プリング	○
	独身票			18歳以上50歳 未満独身男女	12,394	10,873	9,636	87.7		
1997.6（第11回）	夫婦票	第8回と同様	500	9,417	8,853	8,148	94.0	86.5		○
	独身票			18歳以上50歳 未満独身男女	12,553	10,652	9,407	84.9		74.9
2002.6（第12回）	夫婦票	第11回と同様	600	9,021	8,382	7,916	92.9	87.8		○
	独身票			12,866	10,888	9,686	84.6	75.3		
2005.6（第13回）	夫婦票	第11回と同様	700	7,976	7,296	6,836	91.5	85.7		○
	独身票			12,482	9,900	8,734	79.3	70.0		
1992.6（第14回）	夫婦票	第11回と同様	840	9,050	8,252	7,847	91.2	86.7	○	
	独身票			14,248	11,487	10,581	80.6	74.3		

…不明. 1)労働力調査と同一. 2)「回収票はわずか数票を除いてすべて有効票として集計された」とある. 本多龍雄(1959)「昭和32年第3次出産力調査結果の概要」『人口問題研究』77, p.3. 3)計算値でなく「昭和37年事業報告書」による数字. 4)甲票は結婚に関して, 乙票は初再婚に関しての調査票. 5)事実上夫婦生活をしていると認められる者も含む. 6)「厚生行政基礎調査」の附帯調査. 調査対象地区は「厚生行政基礎調査」の7分の1. 一部の項目は同調査に含まれる. 7)離死別も含む.

②人口移動調査

実施年・月（調査回）	調査票種類	対象	規模		回収				抽出方法	貸出対象
			調査区数	標本数 (配布数) (1)	回収数 (2)	有効数 (3)	回収率% (2)/(1)	有効回収率% (3)/(1)		
1976.6（第1回）	一種類の のみ	世帯主	140	7,952	7,691	…	96.7	…	多段階化 無作為抽出	*
1986.1（第2回）		世帯主	175	8,323	7,829	7,825	94.1	94.0		*
1991.11（第3回）		世帯主と世帯員	265	13,999	12,519	…	89.4	…		○
1996.7（第4回）		世帯主と世帯員	300	15,131	14,494	14,083	95.8	93.1		○
2001.7（第5回）		世帯主と世帯員	300	14,735	13,610	12,594	92.4	85.5		○
2006.7（第6回）		世帯主と世帯員	300	14,062	12,575	12,262	89.4	87.2		○
2011.7（第7回）		世帯主と世帯員	288	12,884	11,546	11,353	89.6	88.1		○

…不明。第1回の調査名は「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査」、第2回の調査名は「地域人口移動に関する調査」、第3回以降「人口移動調査」となる。第7回は東日本大震災の影響により、岩手県、宮城県、福島県では調査を中止し、北海道では同年9月に延期の上実施した。*現在整備中。

③生活と支え合いに関する調査（旧：社会保障実態調査）

実施年・月（調査回）	調査票種類	対象	規模		回収				抽出方法	貸出対象
			調査区数	標本数 (配布数) (1)	回収数 (2)	有効数 (3)	回収率% (2)/(1)	有効回収率% (3)/(1)		
社会保障実態調査										
2007.7（第1回）	世帯票 個人票	世帯主 世帯員 ¹⁾	300	15,782 20,689	10,766 17,466	10,766 17,188	68.2 84.4	68.2 83.1	多段階化 無作為抽出	○
生活と支え合いに関する調査										
2012.7（第2回）	世帯票 個人票	世帯主 世帯員 ²⁾	300	16,096 26,260	11,450 23,733	11,000 21,173	71.1 90.4	68.3 80.6	多段階化 無作為抽出	○

1)20歳～70歳。2)20歳以上。

④全国家庭動向調査

実施年・月（調査回）	調査票種類	対象	規模		回収				抽出方法	貸出対象
			調査区数	標本数 (配布数) (1)	回収数 (2)	有効数 (3)	回収率% (2)/(1)	有効回収率% (3)/(1)		
1993.7（第1回）	一種類の のみ	有配偶女子	238	11,480	10,691	9,252	93.1	80.6	多段階化 無作為抽出	○
1998.7（第2回）			300	13,630	12,398	11,951	91.0	87.7		○
2003.7（第3回）			300	14,332	12,681	11,018	88.5	76.9		○
2008.7（第4回）			300	13,045	11,046	10,009	84.7	76.7		○

対象者はすべての世帯の有配偶女子、妻がいない世帯は世帯主による。

⑤世帯動態調査

実施年・月（調査回） ¹⁾	調査票種類	対象	規模		回収				抽出方法	貸出対象
			調査区数	標本数 (配布数) (1)	回収数 (2)	有効数 (3)	回収率% (2)/(1)	有効回収率% (3)/(1)		
1994.1（第3回）	世帯票 個人票	世帯主 ³⁾	200	9,599	9,029	8,578	94.1	89.4	多段階化 無作為抽出	○
1999.7（第4回）		個人 ²⁾		22,553	21,350	20,788	94.7	92.2		○
2004.7（第5回）	一種類の のみ	世帯主 ³⁾	300	16,267	13,385	12,434	82.3	76.4		○
2004.7（第5回）		世帯主 ³⁾	300	15,972	11,732	10,711	73.5	67.1		○
2009.7（第6回）		世帯主 ³⁾	300	15,678	12,045	11,355	76.8	72.4		○

1)第3回報告書（厚生省人口問題研究所1996）によれば第1回は「昭和60年度 家族ライフコースと世帯構造の変化に関する人口学的調査」、第2回は「平成元年度 第2回全国家族・世帯調査 家族ライフコースと世帯構造の変化に関する人口学的調査」である。2)18歳以上。3)世帯主に世帯員の状況についても聞いている。

統 計

全国人口の再生産に関する主要指標：2012年

研究所では、わが国における再生産の水準を明らかにし、その時系列変化を示すため、これまでも標準化などの加工を行った再生産に関する諸指標を公表している。

本稿では2012年における日本の人口再生産率に関する主要指標について、2012年1月から12月までの出生・死亡統計¹⁾ (確定数)、2012年10月1日現在の日本人人口²⁾ および2012年簡易生命表³⁾ の数値に基づき算出した。その内容は、1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女性の人口再生産率ならびに安定人口諸指標⁴⁾ である。以下、これら諸指標の概況を説明した後、2012年の特徴について述べる。 (別府志海・石川晃)

主要結果

2012年の出生数は1,037,231人であり、前年(2011年)の1,050,806人に比べ13,575人減少した。出生数は1973年の209万人をピークに減少し、1990年代には120万人前後で推移していたが、2000年以降再び減少傾向が顕著になり、2005年には106万人と戦後最低を記録した。その後2006年から08年にかけてほぼ109万人へと若干増加し、2009年から10年までは107万人程度で推移していたが、2012年で104万人弱へ減少した。また、普通出生率もほぼ同様な傾向を示し、1973年の19.4%から多少の変動はみられるが、一貫した低下傾向が続き2005年には8.4%まで低下した。しかし、2006年には8.7%と前年に比べ0.3ポイント上昇し、2008年まで緩やかに上昇した後に再び低下に転じ、2012年は8.2%と2011年の8.3%を下回って戦後最低を更新した。一方、2012年の死亡数は1,256,359人で、前年の1,253,066人に比べ3,293人増加し、普通死亡率は10.0%と前年(9.9%)に比べ0.1ポイント上昇した。死亡数および率ともに1980年代中葉以降短期的な変動はみられるが、概ね増加傾向を示し2003年に実数で100万人を上回り、2011年には戦後(1947年以降)初めて120万人を突破し、2012年は戦後最多を更新した。普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、2005年に初めてマイナス(-0.2%)になったが2006年はプラス(0.1%)となった。その後マイナスが続き2012年には-1.7%まで拡大し、本格的な人口減少を裏付けている。

標準化人口動態率をみると、2012年の出生率は9.4%、死亡率は1.8%となり前年に比べ出生率はほぼ横這い、死亡率は0.1ポイント低下となった。これにより2012年の自然増加率は7.6%となり前年に

1) 厚生労働省統計情報部『平成24年 人口動態統計』, 2014年1月(予定)。

2) 総務省統計局『人口推計 一平成24年10月1日現在一』(人口推計資料 No.86), 2013年6月。

3) 厚生労働省統計情報部『平成24年 簡易生命表』, 2013年10月。

4) 標準化人口動態率は特定の人口を用いて人口の年齢構造による影響を除去した指標であり、人口再生産率はそれを用いずに除去した指標である。さらに安定人口諸指標は、年齢別の出生率・死亡率が人口に与える影響を抽出した「真の」人口動態率指標である。

各指標の定義および詳細については、次の文献を参照されたい。

1. 厚生省人口問題研究所『全国日本人人口の再生産に関する指標(1985年~1990年)』(研究資料第272号), 1992年2月。

2. 岡崎陽一『人口統計学〔増補改訂版〕』古今書院, 1999年5月。

3. Siegel, Jacob S. and David A. Swanson (eds.), *The methods and materials of demography (Second edition)*, Elsevier Academic Press, 2004年。

比べ0.1ポイントの上昇を示した。標準化人口動態率を普通動態率と比べると、1930年以前は出生率・死亡率とも両者にほとんど差はないが、1940～1970年代では標準化出生率が上回り、1980年代半ばから2000年代半ばまではほぼ同一の水準であったが、それ以降は標準化出生率がほぼ横這いであるのに対し、普通出生率は低下し続けているために乖離が広がっている。死亡率では標準化死亡率が特に1950年代半ばから低下傾向であるのに対し、普通死亡率は低下が緩やかであり、さらに1980年代からは上昇に転じて両者の差は年を追って拡大している。この両者の差は標準化人口動態率算出に用いた標準人口と普通動態率算出に用いた人口の年齢構造の相違によるものであり、特に死亡率における両者の差は人口の高齢化に起因する（表1、図1）。

人口再生産率をみると、合計特殊出生率は、1940年以前に4.1～5.1の水準にあり、1947～49年に4.3を超える水準であった（表2、表4、図2）。しかし1950年代に入ると急速に低下し、1974年には静止粗再生産率（人口置換水準）を下回り、その後も長期的な低下傾向が続いている。近年では、2005年に戦後最低の水準（1.26）となったが、2006年以降は若干の上昇傾向を示している。2012年の合計特殊出生率は1.41であり、前年と比べ0.02上昇した。総再生産率は、戦前から戦後直後まで2を上回る水準にあったが、1950年に2.0の水準を割り込み1950年代半ばから1970年代半ばまで1.0の水準付近にあった。しかし1974年に1.0を下回ってから2005年まではほぼ持続的に低下し、その後やや上昇して2012年は0.68の水準にある。純再生産率は、1940年以前でも1.3～1.6に留まり、1947～49年も1.7であった。1950年代半ばから1970年代前半まで概ね1.0の水準で推移した後に低下を始め、1990年に0.74、2005年に0.61まで低下して反転し、2012年は0.68となっている。総再生産率と比べると純再生産率は1950年以前ではかなり低い水準にあるが、近年では低死亡率を反映し、2012年は純再生産率と総再生産率がほぼ同一の水準となっている。

安定人口⁵⁾における諸指標をみると、増加率は1950年頃まで10%を超える水準にあったが、1950年代の前半に急速に低下し、1950年代後半から1960年代前半は-1～-3%程度であった（表3）。1960年代後半から1970年代前半は、1966年が-11.1%となった他は0～1%の水準であり、静止人口（人口増減がない安定人口）に近かったと言えよう。しかし1970年代後半から増加率はマイナスになっており、2012年には増加率-12.5%、出生率6.3%、死亡率18.8%となっている。これを前年（2011年）と比べると、増加率は0.4、出生率は0.1、死亡率は-0.3ポイントそれぞれ変化している。また、安定人口平均世代間隔は31.0年となり前年より0.2年の伸びを示している。これは晩産化の影響によるものである（表9）。安定人口の65歳以上割合は2005年の40.8%をピークに減少し、2012年は37.8%となった。安定人口における65歳以上割合に比べ実際人口におけるそれが27.1%と低いのは、現実に観察された過去の出生・死亡の影響に他ならない（表10）。

次に、上記諸率の算出に用いた出生率ならびに死亡率について、少し詳細に触れたい。年齢別出生率はいずれの年次も単峰曲線を描いているが、その水準は、とりわけ1970年の前後で大きく異なっている（表5、図3）。年次別にみると、1930年は他の年次と比較して特に10歳代と30歳代後半の出生率が高い。1950年は1930年と比べて特に30歳以上での出生率が低下しており、1970年は1930年、1950年と比べ25歳以上の出生率低下が著しい。ところが1990年以降になると全年齢で出生率の低下がみられ、出生率低下が新たな局面に入ったことを伺わせる。1990年以降の変化の特徴は、30歳未満における出生率の大きな低下と30歳以上での出生率上昇であり、したがって出生タイミングの遅延である。

5) 安定人口とは、ある人口動態（出生・死亡の水準および年齢パターン）が一定不変で推移した際に究極的に表れる人口であり、その年齢構造は時間経過に対し一定になると同時に、安定人口の人口動態率も一定となる。安定人口は、与えられた年齢別出生率と年齢別死亡率によってのみ決定され、過去における人口動態の変動や現実の人口年齢構造などの影響を受けない。このため安定人口の動態率は、与えられた年齢別人口動態率が人口変動に対して持つ潜在力を示す。

1990年以降、30歳代における出生率の上昇を20歳代の低下が上回る傾向が続いていたが、2006年以降になると20歳代の出生率は小幅になる一方で30歳以上の出生率がそれを上回って大きく上昇しており、このことが合計特殊出生率を押し上げている。2012年を2011年と比べると、30歳未満では0.013低下しているが、30歳以上では逆に0.026上昇している。

出生順位別合計特殊出生率をみると、第1子および第2子出生率は1960年代後半にかけて上昇した後、1990年頃まで緩やかに低下する（表6、表7、図4）。その後、第1子出生率はほぼ一定で推移するが、第2子出生率は2005年頃にかけて低下を続け、その後若干上昇している。これに対し、第3子以上の出生率は1950～60年代にかけて大きく低下し、1970年代前半を除けば低い水準保っている。しかし、2005年以降では第3子以上の出生率も若干ながら上昇している。

出生順位別平均出生年齢は、1970年以降、ほとんどの出生順位において上昇しているが、なかでも第1子および第2子の上昇が大きい（表7、図5）。

年齢別死亡率は、前年と比べるとほぼ全年齢で低下している（表8）。2011年からの低下幅は高齢ほど大きく、最も死亡率の低下幅が大きい年齢は男女とも80～84歳である。また女性に比べ男性の死亡率低下が大きい。

2012年について男女計の安定人口年齢構造を求めると、年少（0～14歳）人口割合は11%、老年（65歳以上）人口割合は34%であった（表11）。これを実際人口における年齢構造と比較すると、安定人口年齢構造の年少人口割合は2ポイント小さく、老年人口割合は10ポイント大きい。この差は、前述のように過去における出生・死亡の影響である。

なお、総人口について安定人口および静止人口に至る経過を参考表および参考図に示す（参考表1、参考表2、参考図1）。

図1 年次別人口動態率の普通率および標準化率：1947～2012年

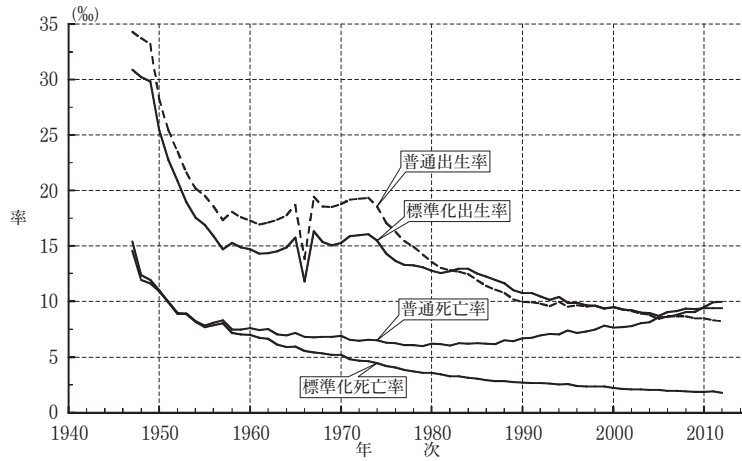


図2 女性の人口再生産に関する主要指標：1947～2012年

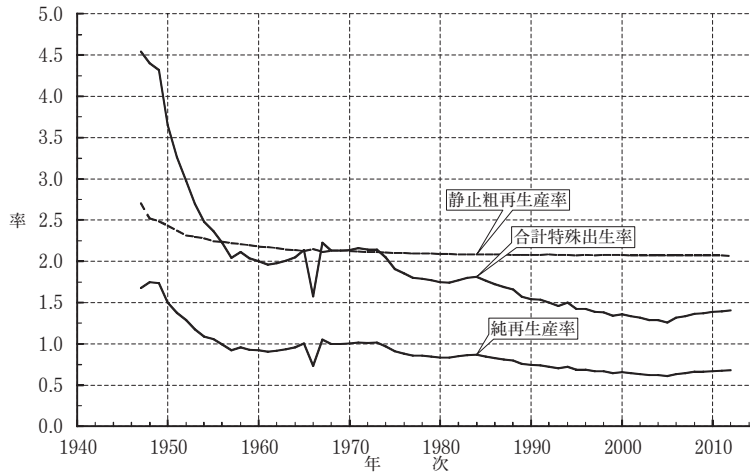


図3 女性の年齢別出生率：1930, 50, 70, 90, 2000, 12年

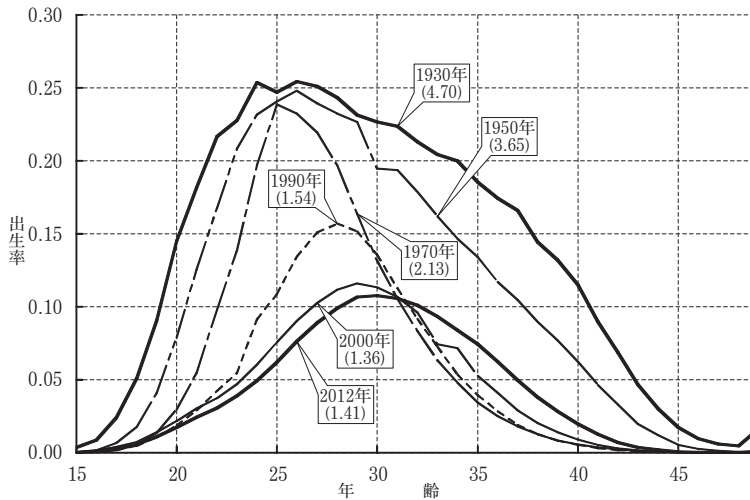


表1 年次別標準化人口動態率：1925～2012年
Table 1. Standardized and Crude Vital Rates: 1925-2012

年次 Year	標準化人口動態率(%) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数(%) Index of standardized vital rates (1930=100)			[参考] 普通動態率(%) Crude vital rates		
	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc.rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc.rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc.rate
1925	35.27	20.25	15.01	109.01	111.47	105.85	34.9	20.3	14.6
1930	32.35	18.17	14.19	100.00	100.00	100.00	32.4	18.2	14.2
1940	27.75	16.96	10.79	85.78	93.35	76.09	29.4	16.5	12.9
1947	30.87	15.40	15.47	95.42	84.79	109.02	34.3	14.6	19.7
1948	30.20	12.38	17.82	93.35	68.16	125.61	33.5	11.9	21.6
1949	29.83	11.95	17.88	92.20	65.76	126.05	33.0	11.6	21.4
1950	25.47	11.02	14.45	78.74	60.68	101.86	28.1	10.9	17.2
1955	16.88	7.70	9.18	52.18	42.40	64.70	19.4	7.8	11.6
1960	14.69	7.01	7.69	45.42	38.57	54.20	17.2	7.6	9.6
1965	15.74	5.96	9.77	48.64	32.81	68.91	18.6	7.1	11.5
1970	15.26	5.18	10.08	47.18	28.54	71.05	18.8	6.9	11.9
1971	15.87	4.82	11.05	49.06	26.56	77.88	19.2	6.6	12.6
1972	15.96	4.66	11.31	49.35	25.64	79.71	19.3	6.5	12.8
1973	16.07	4.61	11.47	49.68	25.36	80.83	19.4	6.6	12.8
1974	15.47	4.45	11.02	47.82	24.49	77.71	18.6	6.5	12.1
1975	14.32	4.20	10.12	44.27	23.14	71.32	17.1	6.3	10.8
1976	13.65	4.05	9.60	42.19	22.30	67.66	16.3	6.3	10.0
1977	13.31	3.84	9.47	41.15	21.15	66.76	15.5	6.1	9.4
1978	13.25	3.73	9.52	40.94	20.52	67.09	14.9	6.1	8.8
1979	13.07	3.56	9.51	40.41	19.62	67.03	14.2	6.0	8.2
1980	12.76	3.57	9.19	39.45	19.67	64.78	13.6	6.2	7.4
1981	12.55	3.44	9.11	38.79	18.94	64.22	13.0	6.1	6.9
1982	12.75	3.28	9.47	39.40	18.05	66.74	12.8	6.0	6.8
1983	12.95	3.27	9.68	40.02	17.99	68.23	12.7	6.2	6.5
1984	12.96	3.15	9.80	40.05	17.36	69.12	12.5	6.2	6.3
1985	12.53	3.06	9.48	38.74	16.82	66.81	11.9	6.3	5.6
1986	12.26	2.94	9.32	37.90	16.18	65.72	11.4	6.2	5.2
1987	11.95	2.82	9.13	36.94	15.53	64.36	11.1	6.2	4.9
1988	11.66	2.84	8.82	36.04	15.61	62.21	10.8	6.5	4.3
1989	11.02	2.73	8.29	34.06	15.03	58.43	10.2	6.4	3.7
1990	10.74	2.72	8.02	33.20	14.97	56.55	10.0	6.7	3.3
1991	10.78	2.66	8.12	33.33	14.64	57.27	9.9	6.7	3.2
1992	10.48	2.65	7.82	32.38	14.60	55.15	9.8	6.9	2.9
1993	10.14	2.62	7.52	31.35	14.41	53.03	9.6	7.1	2.5
1994	10.42	2.53	7.89	32.22	13.92	55.66	10.0	7.1	2.9
1995	9.90	2.57	7.33	30.59	14.12	51.67	9.5	7.4	2.1
1996	9.89	2.41	7.48	30.58	13.28	52.74	9.7	7.2	2.5
1997	9.65	2.36	7.29	29.83	12.99	51.40	9.5	7.3	2.2
1998	9.63	2.36	7.27	29.75	12.98	51.23	9.6	7.5	2.1
1999	9.35	2.33	7.02	28.91	12.85	49.49	9.4	7.8	1.6
2000	9.51	2.23	7.27	29.38	12.29	51.27	9.5	7.7	1.8
2001	9.29	2.14	7.15	28.72	11.81	50.39	9.3	7.7	1.6
2002	9.21	2.09	7.12	28.47	11.51	50.20	9.2	7.8	1.4
2003	8.99	2.08	6.91	27.80	11.44	48.74	8.9	8.0	0.9
2004	8.95	2.04	6.91	27.66	11.24	48.69	8.8	8.2	0.7
2005	8.72	2.04	6.68	26.96	11.25	47.09	8.4	8.6	-0.2
2006	9.06	1.98	7.08	28.00	10.88	49.92	8.7	8.6	0.1
2007	9.16	1.94	7.22	28.30	10.66	50.90	8.6	8.8	-0.1
2008	9.34	1.92	7.43	28.88	10.55	52.36	8.7	9.1	-0.4
2009	9.31	1.86	7.45	28.77	10.22	52.52	8.5	9.1	-0.6
2010	9.40	1.85	7.55	29.07	10.18	53.25	8.5	9.5	-1.0
2011	9.40	1.91	7.49	29.06	10.53	52.80	8.3	9.9	-1.6
2012	9.43	1.78	7.64	29.13	9.81	53.88	8.2	10.0	-1.7

1930年全国人口を標準人口に採り、任意標準人口標準化法の直接法による。総務省統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1947年～72年は沖縄県を含まない。

表2 年次別女性の人口再生産率：1925～2012年
Table 2. Reproduction Rates for Female: 1925-2012

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総 再生産率 GRR (2)	純 再生産率 NR (3)	再生産 残存率 (3)/(2) (4)	静止粗 再生産率 (1)/(3) (5)	(1)-(5) (6)	1930年を基準とした指数		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NR
1925	5.10	2.51	1.65	0.66	3.10	2.00	108.4	109.3	108.2
1930	4.70	2.29	1.52	0.66	3.09	1.61	100.0	100.0	100.0
1940	4.11	2.01	1.43	0.71	2.87	1.24	87.4	87.5	94.2
1947	4.54	2.21	1.68	0.76	2.71	1.84	96.6	96.3	110.4
1948	4.40	2.14	1.75	0.82	2.52	1.88	93.5	93.3	114.9
1949	4.32	2.11	1.74	0.82	2.48	1.83	91.7	91.9	114.2
1950	3.65	1.77	1.50	0.85	2.43	1.22	77.6	77.3	98.6
1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.24	0.13	50.4	50.2	69.4
1960	2.00	0.97	0.92	0.94	2.18	-0.18	42.6	42.5	60.4
1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.01	45.5	45.4	66.2
1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.4	44.9	66.0
1971	2.16	1.04	1.02	0.98	2.12	0.04	45.9	45.5	66.9
1972	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.5	45.2	66.6
1973	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.5	45.3	66.7
1974	2.05	0.99	0.97	0.98	2.11	-0.06	43.5	43.3	63.8
1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.19	40.6	40.4	59.6
1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.4	39.2	57.9
1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.3	38.1	56.4
1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.1	37.9	56.2
1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.6	37.4	55.5
1980	1.75	0.85	0.83	0.98	2.09	-0.35	37.1	37.0	54.8
1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	37.0	36.9	54.8
1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.6	37.6	55.8
1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.3	38.2	56.8
1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.5	38.4	57.2
1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.32	37.5	37.4	55.7
1986	1.72	0.84	0.83	0.99	2.08	-0.36	36.6	36.5	54.3
1987	1.69	0.82	0.81	0.99	2.08	-0.39	35.9	35.8	53.4
1988	1.66	0.81	0.80	0.99	2.08	-0.42	35.2	35.1	52.3
1989	1.57	0.76	0.76	0.99	2.08	-0.51	33.4	33.3	49.7
1990	1.54	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.54	32.8	32.7	48.8
1991	1.53	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.55	32.6	32.5	48.5
1992	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.9	31.8	47.4
1993	1.46	0.71	0.70	0.99	2.08	-0.62	31.0	30.9	46.1
1994	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.9	31.8	47.4
1995	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.2	30.2	45.0
1996	1.43	0.69	0.69	0.99	2.08	-0.65	30.3	30.2	45.1
1997	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.5	29.5	44.0
1998	1.38	0.67	0.67	0.99	2.08	-0.69	29.4	29.4	43.8
1999	1.34	0.65	0.65	0.99	2.08	-0.73	28.5	28.5	42.5
2000	1.36	0.66	0.65	0.99	2.08	-0.72	28.9	28.8	43.0
2001	1.33	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.4	28.3	42.3
2002	1.32	0.64	0.64	0.99	2.07	-0.76	28.0	28.0	41.8
2003	1.29	0.63	0.62	0.99	2.07	-0.78	27.4	27.4	40.9
2004	1.29	0.63	0.62	0.99	2.07	-0.78	27.4	27.4	40.9
2005	1.26	0.61	0.61	0.99	2.07	-0.81	26.8	26.8	40.0
2006	1.32	0.64	0.64	0.99	2.07	-0.75	28.0	28.0	41.8
2007	1.34	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.4	28.3	42.4
2008	1.37	0.67	0.66	0.99	2.07	-0.70	29.1	29.0	43.4
2009	1.37	0.67	0.66	0.99	2.07	-0.70	29.1	29.0	43.4
2010	1.39	0.67	0.67	0.99	2.07	-0.69	29.5	29.4	44.0
2011	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.6	29.6	44.2
2012	1.41	0.68	0.68	0.99	2.07	-0.66	29.9	29.9	44.7

国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生数ならびに生命表（完全生命表および簡易生命表）の生残率（ L_x^f ）によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1947年～72年は沖縄県を含まない。

表3 年次別女性の安定人口動態率、平均世代間隔および年齢構造係数：1925～2012年
 (付 女性の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Population for Female: 1925-2012

年次 Year	安定人口動態率(%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔 (年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数(%) Age composition of stable population			[参考] 実際人口年齢構造係数(%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
	1925	17.11	35.90		18.80	29.18	38.10	57.37	4.53	36.54
1930	14.23	32.76	18.54	29.52	35.76	58.75	5.49	36.45	58.11	5.44
1940	11.93	28.59	16.67	30.21	33.58	60.36	6.06	35.71	58.84	5.45
1947	17.34	31.46	14.12	29.91	36.05	58.60	5.34	34.03	60.50	5.47
1948	18.87	30.54	11.67	29.61	36.34	58.18	5.48	34.09	60.44	5.48
1949	18.80	30.30	11.50	29.39	35.93	58.40	5.67	34.23	60.24	5.53
1950	13.88	25.85	11.97	29.23	32.03	60.80	7.17	34.11	60.25	5.64
1955	1.90	15.84	13.94	28.77	22.20	64.07	13.73	32.11	61.88	6.02
1960	-3.01	12.68	15.69	27.86	18.74	64.45	16.81	28.81	64.79	6.39
1965	0.25	13.84	13.60	27.68	20.28	63.89	15.82	24.63	68.43	6.94
1970	0.14	13.47	13.33	27.73	19.87	63.25	16.88	22.94	69.26	7.80
1971	0.65	13.59	12.94	27.72	19.98	62.76	17.26	22.94	69.14	7.92
1972	0.47	13.43	12.96	27.65	19.79	62.60	17.61	23.06	68.81	8.13
1973	0.52	13.41	12.90	27.62	19.77	62.52	17.71	23.26	68.41	8.33
1974	-1.06	12.54	13.60	27.54	18.72	62.38	18.90	23.32	68.12	8.56
1975	-3.54	11.25	14.79	27.47	17.13	61.95	20.93	23.32	67.81	8.87
1976	-4.58	10.70	15.28	27.50	16.43	61.62	21.95	23.30	67.56	9.14
1977	-5.53	10.19	15.72	27.60	15.77	61.14	23.09	23.21	67.34	9.44
1978	-5.66	10.08	15.74	27.67	15.62	60.90	23.48	23.06	67.20	9.74
1979	-6.09	9.82	15.91	27.73	15.27	60.48	24.25	22.82	67.10	9.97
1980	-6.50	9.62	16.12	27.79	15.02	60.35	24.62	22.52	67.11	10.37
1981	-6.54	9.55	16.09	27.88	14.92	60.08	25.00	22.43	66.89	10.68
1982	-5.83	9.78	15.61	27.98	15.20	59.83	24.96	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.03	15.25	28.06	15.53	59.91	24.56	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.09	15.04	28.17	15.60	59.67	24.72	21.11	67.37	11.52
1985	-5.86	9.64	15.50	28.32	15.02	59.25	25.73	20.61	67.38	12.00
1986	-6.69	9.22	15.91	28.45	14.46	58.69	26.85	20.03	67.58	12.39
1987	-7.28	8.91	16.19	28.60	14.03	58.17	27.80	19.40	67.77	12.83
1988	-7.92	8.66	16.58	28.76	13.71	58.08	28.21	18.72	68.01	13.26
1989	-9.68	7.90	17.59	28.92	12.68	57.06	30.25	18.04	68.24	13.71
1990	-10.26	7.67	17.93	29.03	12.36	56.76	30.88	17.47	68.29	14.23
1991	-10.44	7.57	18.01	29.10	12.23	56.52	31.26	16.92	68.31	14.76
1992	-11.19	7.28	18.48	29.20	11.83	56.11	32.06	16.45	68.26	15.29
1993	-12.07	6.93	19.00	29.32	11.34	55.44	33.22	16.00	68.19	15.82
1994	-11.07	7.22	18.30	29.41	11.73	55.45	32.83	15.63	68.01	16.36
1995	-12.80	6.63	19.44	29.51	10.91	54.72	34.36	15.30	67.79	16.92
1996	-12.69	6.58	19.27	29.63	10.82	54.13	35.05	14.99	67.50	17.51
1997	-13.49	6.28	19.77	29.70	10.40	53.50	36.10	14.70	67.20	18.10
1998	-13.62	6.22	19.83	29.75	10.30	53.19	36.50	14.42	66.89	18.69
1999	-14.62	5.90	20.52	29.80	9.86	52.76	37.38	14.15	66.61	19.24
2000	-14.23	5.95	20.18	29.81	9.91	52.36	37.72	13.96	66.15	20.09
2001	-14.78	5.74	20.52	29.82	9.61	51.77	38.62	13.74	65.72	20.53
2002	-15.17	5.59	20.76	29.87	9.38	51.25	39.37	13.58	65.27	21.15
2003	-15.80	5.39	21.19	29.99	9.09	50.79	40.11	13.41	64.88	21.70
2004	-15.74	5.37	21.12	30.08	9.07	50.58	40.35	13.27	64.55	22.18
2005	-16.47	5.19	21.66	30.17	8.81	50.39	40.80	13.16	63.95	22.89
2006	-14.95	5.59	20.54	30.27	9.37	50.84	39.79	13.05	63.36	23.59
2007	-14.44	5.73	20.16	30.40	9.57	50.98	39.45	12.94	62.75	24.31
2008	-13.61	5.98	19.59	30.46	9.92	51.39	38.69	12.86	62.18	24.96
2009	-13.54	5.96	19.50	30.60	9.89	51.08	39.03	12.75	61.60	25.65
2010	-13.10	6.11	19.21	30.68	10.10	51.41	38.49	12.57	61.43	26.00
2011	-12.87	6.24	19.11	30.78	10.29	51.83	37.89	12.49	61.24	26.27
2012	-12.48	6.32	18.80	30.96	10.39	51.81	37.79	12.39	60.46	27.15

表4 女性の年齢（各歳・5歳階級）別人口，出生数，出生率および生残数ならびに人口再生産率：2012年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female: 2012

年齢 x (1)	女性人口 P_x^F (2)	出生数			出生率		生残率 (静止人口) L_x^F (8)	期待女兒数 (7)×(8) 100,000 (9)
		総数 B_x (3)	男 B_x^M (4)	女 B_x^F (5)	出生率 (3)/(2) (6)	女兒出生率 (5)/(2) (7)		
15	578,217	239	137	102	0.00041	0.00018	99,626	0.00018
16	573,184	795	420	375	0.00139	0.00065	99,615	0.00065
17	589,242	1,916	1,000	916	0.00325	0.00155	99,601	0.00155
18	592,155	3,368	1,742	1,626	0.00569	0.00275	99,584	0.00273
19	579,987	6,452	3,312	3,140	0.01112	0.00541	99,566	0.00539
20	584,915	10,195	5,262	4,933	0.01743	0.00843	99,545	0.00840
21	577,428	14,022	7,183	6,839	0.02428	0.01184	99,523	0.01179
22	584,956	18,013	9,229	8,784	0.03079	0.01502	99,501	0.01494
23	598,304	23,280	11,812	11,468	0.03891	0.01917	99,477	0.01907
24	614,779	30,295	15,587	14,708	0.04928	0.02392	99,452	0.02379
25	631,248	39,034	19,931	19,103	0.06184	0.03026	99,425	0.03009
26	644,847	49,236	25,329	23,907	0.07635	0.03707	99,396	0.03685
27	675,424	60,035	30,838	29,197	0.08889	0.04323	99,365	0.04295
28	697,145	68,931	35,461	33,470	0.09888	0.04801	99,334	0.04769
29	705,738	75,228	38,439	36,789	0.10660	0.05213	99,303	0.05177
30	707,730	76,179	39,023	37,156	0.10764	0.05250	99,271	0.05212
31	718,426	75,822	38,940	36,882	0.10554	0.05134	99,237	0.05095
32	751,768	75,949	38,842	37,107	0.10103	0.04936	99,201	0.04897
33	770,772	72,060	36,897	35,163	0.09349	0.04562	99,163	0.04524
34	806,861	67,705	34,576	33,129	0.08391	0.04106	99,124	0.04070
35	829,108	61,509	31,532	29,977	0.07419	0.03616	99,083	0.03582
36	870,495	54,251	28,040	26,211	0.06232	0.03011	99,039	0.02982
37	912,252	45,240	23,159	22,081	0.04959	0.02421	98,990	0.02396
38	962,723	36,669	18,748	17,921	0.03809	0.01862	98,936	0.01842
39	981,539	27,811	14,302	13,509	0.02833	0.01376	98,878	0.01361
40	960,364	18,850	9,665	9,185	0.01963	0.00956	98,814	0.00945
41	937,764	11,750	6,053	5,697	0.01253	0.00608	98,744	0.00600
42	910,559	6,455	3,246	3,209	0.00709	0.00352	98,668	0.00348
43	899,989	3,388	1,754	1,634	0.00376	0.00182	98,586	0.00179
44	882,205	1,588	808	780	0.00180	0.00088	98,496	0.00087
45	880,740	618	318	300	0.00070	0.00034	98,400	0.00034
46	689,081	174	100	74	0.00025	0.00011	98,296	0.00011
47	854,969	72	39	33	0.00008	0.00004	98,183	0.00004
48	798,712	36	14	22	0.00005	0.00003	98,060	0.00003
49	781,290	60	41	19	0.00008	0.00002	97,923	0.00002
総数	26,134,916	1,037,231	531,781	505,450	1.40521	0.68477	—	0.67955
15～19	2,912,785	12,770	6,611	6,159	0.00438	0.00211	497,992	0.00211
20～24	2,960,382	95,806	49,073	46,732	0.03236	0.01579	497,498	0.01571
25～29	3,354,402	292,466	149,999	142,467	0.08719	0.04247	496,823	0.04220
30～34	3,755,557	367,717	188,279	179,438	0.09791	0.04778	495,996	0.04740
35～39	4,556,117	225,481	115,781	109,700	0.04949	0.02408	494,926	0.02383
40～44	4,590,881	42,031	21,526	20,505	0.00916	0.00447	493,308	0.00441
45～49	4,004,792	960	512	448	0.00024	0.00011	490,862	0.00011

本表の数値は、前掲表1～表3の各指標の2012年分算定に用いたものである。

女性人口は、総務省統計局『人口推計』による2012年10月1日現在の日本人人口。出生数は、厚生労働省大臣官房統計情報部の2012年『人口動態統計』。生残率は、厚生労働省大臣官房統計情報部の『簡易生命表』による L_x^F 。なお、出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数については、既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

(6)欄の総数は合計特殊出生率、(7)欄の総数は総再生産率、(9)欄の総数は純再生産率。

表5 女性の年齢（各歳）別出生率：1930～2012年
Table 5. Age Specific Fertility Rates: 1930-2012

年齢 x	1930年	1947年	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2012年
15	0.00358	0.00045	0.00032	0.00006	0.00012	0.00006	0.00012	0.00033	0.00036	0.00038	0.00041
16	0.00869	0.00183	0.00171	0.00039	0.00032	0.00051	0.00060	0.00132	0.00132	0.00122	0.00139
17	0.02397	0.00734	0.00663	0.00165	0.00152	0.00204	0.00195	0.00384	0.00344	0.00313	0.00325
18	0.05111	0.02154	0.01770	0.00517	0.00531	0.00503	0.00467	0.00732	0.00666	0.00611	0.00569
19	0.09062	0.04561	0.04097	0.01350	0.01360	0.01124	0.01071	0.01411	0.01354	0.01237	0.01112
20	0.14506	0.08746	0.07900	0.02987	0.02966	0.02175	0.01873	0.02161	0.02072	0.01943	0.01743
21	0.18164	0.13086	0.12578	0.06219	0.05465	0.03878	0.02891	0.03025	0.02865	0.02715	0.02428
22	0.21677	0.16890	0.16773	0.10810	0.09815	0.06393	0.04223	0.03732	0.03605	0.03363	0.03079
23	0.22790	0.21890	0.20849	0.14808	0.13886	0.10718	0.05451	0.04696	0.04361	0.04283	0.03891
24	0.25379	0.24405	0.23176	0.18328	0.19712	0.15368	0.09134	0.06033	0.05330	0.05507	0.04928
25	0.24709	0.26404	0.24064	0.19839	0.23885	0.18564	0.10862	0.07569	0.06415	0.06531	0.06184
26	0.25451	0.28203	0.24807	0.20233	0.23242	0.20511	0.13451	0.09044	0.07597	0.07740	0.07635
27	0.25106	0.26166	0.23950	0.19253	0.21945	0.19683	0.15120	0.10263	0.08603	0.08878	0.08889
28	0.24336	0.27662	0.23228	0.16955	0.19718	0.17636	0.15697	0.11178	0.09516	0.09859	0.09888
29	0.23151	0.26768	0.22676	0.14585	0.16376	0.14974	0.15183	0.11613	0.10152	0.10548	0.10660
30	0.22677	0.25921	0.19468	0.11992	0.13156	0.12051	0.13572	0.11320	0.10172	0.10571	0.10764
31	0.22381	0.24723	0.19375	0.09665	0.10529	0.08772	0.11277	0.10664	0.09597	0.10465	0.10554
32	0.21304	0.23772	0.17867	0.07521	0.08339	0.06606	0.09157	0.09598	0.08717	0.09822	0.10103
33	0.20455	0.22007	0.16191	0.05983	0.06334	0.04432	0.07255	0.07446	0.07748	0.09021	0.09349
34	0.20002	0.20803	0.14676	0.04631	0.04787	0.03414	0.05369	0.07175	0.06620	0.08013	0.08391
35	0.18545	0.19444	0.13406	0.03575	0.03435	0.02450	0.03924	0.05267	0.05562	0.06984	0.07419
36	0.17438	0.17266	0.11701	0.02896	0.02509	0.01696	0.02833	0.04100	0.04511	0.05794	0.06232
37	0.16600	0.15598	0.10473	0.02221	0.01808	0.01159	0.01911	0.02913	0.03379	0.04464	0.04959
38	0.14432	0.13733	0.08974	0.01740	0.01250	0.00799	0.01274	0.02044	0.02276	0.03419	0.03809
39	0.13219	0.12080	0.07704	0.01352	0.00840	0.00548	0.00845	0.01394	0.01885	0.02522	0.02833
40	0.11506	0.09468	0.06228	0.00909	0.00553	0.00346	0.00528	0.00892	0.01078	0.01716	0.01963
41	0.08970	0.07501	0.04642	0.00711	0.00356	0.00227	0.00303	0.00528	0.00678	0.01083	0.01253
42	0.06850	0.05345	0.03302	0.00475	0.00225	0.00146	0.00174	0.00293	0.00373	0.00623	0.00709
43	0.04659	0.03564	0.01975	0.00285	0.00122	0.00076	0.00086	0.00153	0.00192	0.00300	0.00376
44	0.03004	0.02138	0.01204	0.00156	0.00071	0.00039	0.00040	0.00076	0.00096	0.00153	0.00180
45	0.01740	0.01183	0.00539	0.00084	0.00043	0.00020	0.00016	0.00031	0.00044	0.00054	0.00070
46	0.00968	0.00608	0.00271	0.00038	0.00018	0.00007	0.00007	0.00011	0.00016	0.00023	0.00025
47	0.00607	0.00333	0.00119	0.00027	0.00009	0.00004	0.00002	0.00004	0.00007	0.00007	0.00008
48	0.00450	0.00225	0.00075	0.00010	0.00005	0.00001	0.00001	0.00002	0.00004	0.00006	0.00005
49	0.01626	0.00738	0.00134	0.00024	0.00007	0.00001	0.00001	0.00002	0.00007	0.00005	0.00008
合計	4.70499	4.54344	3.65059	2.00390	2.13494	1.74582	1.54265	1.35918	1.26010	1.38734	1.40521

1947～70年は沖縄県を含まない。率算出の分母人口は、1930年は総人口、1947年以降は日本人人口である。
合計は、合計特殊出生率を表す。

表6 女性の年齢別出生順位別出生率：2012年

Table 6. Age Specific Fertility Rates by Live Birth Order for Female: 2012

年齢 x	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
15	0.00041	0.00041	0.00000	—	—	—
16	0.00139	0.00135	0.00003	—	—	—
17	0.00325	0.00311	0.00014	0.00000	—	—
18	0.00569	0.00508	0.00058	0.00002	—	0.00000
19	0.01112	0.00959	0.00146	0.00007	0.00000	—
20	0.01743	0.01404	0.00309	0.00028	0.00002	0.00000
21	0.02428	0.01769	0.00590	0.00065	0.00005	—
22	0.03079	0.02052	0.00898	0.00120	0.00008	0.00002
23	0.03891	0.02437	0.01202	0.00222	0.00026	0.00004
24	0.04928	0.03028	0.01516	0.00334	0.00043	0.00006
25	0.06184	0.03755	0.01884	0.00471	0.00064	0.00010
26	0.07635	0.04479	0.02400	0.00641	0.00096	0.00020
27	0.08889	0.05082	0.02846	0.00801	0.00132	0.00028
28	0.09888	0.05424	0.03313	0.00943	0.00170	0.00038
29	0.10660	0.05543	0.03758	0.01104	0.00206	0.00049
30	0.10764	0.05184	0.04045	0.01250	0.00224	0.00062
31	0.10554	0.04695	0.04187	0.01342	0.00257	0.00072
32	0.10103	0.04117	0.04163	0.01488	0.00261	0.00074
33	0.09349	0.03520	0.03966	0.01496	0.00284	0.00082
34	0.08391	0.03054	0.03534	0.01461	0.00270	0.00072
35	0.07419	0.02596	0.03123	0.01351	0.00270	0.00078
36	0.06232	0.02123	0.02574	0.01206	0.00246	0.00084
37	0.04959	0.01652	0.02048	0.00951	0.00227	0.00080
38	0.03809	0.01266	0.01551	0.00728	0.00196	0.00068
39	0.02833	0.00977	0.01134	0.00521	0.00144	0.00056
40	0.01963	0.00700	0.00758	0.00342	0.00115	0.00048
41	0.01253	0.00459	0.00466	0.00214	0.00073	0.00041
42	0.00709	0.00267	0.00251	0.00119	0.00045	0.00026
43	0.00376	0.00147	0.00127	0.00058	0.00026	0.00019
44	0.00180	0.00072	0.00054	0.00028	0.00014	0.00011
45	0.00070	0.00027	0.00022	0.00011	0.00007	0.00004
46	0.00025	0.00011	0.00006	0.00004	0.00003	0.00002
47	0.00008	0.00005	0.00002	0.00001	0.00000	—
48	0.00005	0.00002	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000
49	0.00008	0.00006	0.00002	0.00000	—	0.00000
合計	1.40521	0.67807	0.50953	0.17310	0.03415	0.01036
平均年齢	30.81	29.58	31.51	32.73	33.71	34.92
15～19	0.00438	0.00392	0.00044	0.00002	0.00000	0.00000
20～24	0.03236	0.02149	0.00911	0.00156	0.00017	0.00002
25～29	0.08719	0.04884	0.02868	0.00801	0.00136	0.00029
30～34	0.09791	0.04078	0.03970	0.01411	0.00260	0.00073
35～39	0.04949	0.01687	0.02042	0.00933	0.00214	0.00073
40～44	0.00916	0.00336	0.00339	0.00156	0.00056	0.00029
45～49	0.00024	0.00010	0.00007	0.00003	0.00002	0.00001

表4の注参照。

平均（出生）年齢は、年齢別出生率（ f_x ）を用い次のように求めた。

$$\text{平均年齢} = \frac{\sum \{f_x \times (x+0.5)\}}{\sum f_x}$$

なお、表中「—」は出生数が0を示す。

表7 女性の出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：1950～2012年

Table 7. Total Fertility Rates and Mean Age at Birth by Live Birth Order for Female: 1950-2012

年次 Year	合計特殊出生率						平均出生年齢 (歳)					
	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
1950	3.65	0.88	0.96	0.61	0.42	0.78	29.62	24.83	27.18	29.91	32.31	36.48
1951	3.26	29.55
1952	2.98	29.38
1953	2.69	29.20
1954	2.48	0.70	0.61	0.51	0.31	0.35	29.03	25.03	27.53	29.86	31.96	36.06
1955	2.37	0.72	0.60	0.46	0.29	0.30	28.85	25.14	27.57	29.95	31.98	35.86
1956	2.22	0.74	0.60	0.40	0.25	0.25	28.64	25.26	27.66	30.04	32.12	35.80
1957	2.04	0.72	0.59	0.35	0.19	0.19	28.45	25.42	27.74	30.07	32.20	35.72
1958	2.11	0.81	0.63	0.34	0.16	0.16	28.23	25.50	27.84	30.10	32.29	35.75
1959	2.04	0.85	0.64	0.31	0.13	0.13	28.07	25.53	27.93	30.12	32.34	35.86
1960	2.00	0.87	0.65	0.29	0.11	0.10	27.87	25.60	27.98	30.12	32.28	35.88
1961	1.96	0.87	0.67	0.26	0.09	0.08	27.79	25.75	28.10	30.15	32.29	35.97
1962	1.98	0.90	0.68	0.25	0.07	0.06	27.70	25.85	28.23	30.22	32.28	36.07
1963	2.00	0.92	0.72	0.24	0.07	0.05	27.71	25.96	28.39	30.27	32.30	36.01
1964	2.05	0.95	0.75	0.24	0.06	0.04	27.70	25.96	28.44	30.32	32.29	36.05
1965	2.14	0.99	0.81	0.25	0.05	0.03	27.70	25.89	28.45	30.42	32.34	35.94
1966	1.58	0.82	0.55	0.17	0.04	0.03	27.65	25.81	28.51	30.57	32.49	36.09
1967	2.23	1.00	0.90	0.26	0.05	0.02	27.75	25.87	28.57	30.63	32.50	35.94
1968	2.13	0.97	0.84	0.26	0.05	0.02	27.77	25.88	28.57	30.71	32.54	35.77
1969	2.13	0.95	0.84	0.27	0.05	0.02	27.78	25.86	28.51	30.73	32.52	35.66
1970	2.13	0.94	0.84	0.28	0.05	0.02	27.75	25.82	28.46	30.76	32.55	35.50
1971	2.16	0.93	0.86	0.30	0.05	0.02	27.74	25.77	28.41	30.72	32.54	35.35
1972	2.14	0.93	0.84	0.30	0.05	0.02	27.67	25.68	28.36	30.68	32.50	35.37
1973	2.14	0.93	0.83	0.31	0.05	0.02	27.64	25.63	28.29	30.63	32.45	35.15
1974	2.05	0.91	0.80	0.28	0.05	0.02	27.54	25.61	28.20	30.59	32.48	35.28
1975	1.91	0.86	0.76	0.24	0.04	0.01	27.46	25.66	28.15	30.51	32.45	35.25
1976	1.85	0.83	0.75	0.23	0.03	0.01	27.47	25.74	28.14	30.43	32.34	35.27
1977	1.80	0.79	0.74	0.22	0.03	0.01	27.56	25.87	28.19	30.39	32.32	35.27
1978	1.79	0.79	0.73	0.23	0.03	0.01	27.63	25.95	28.26	30.38	32.35	35.17
1979	1.77	0.78	0.72	0.23	0.03	0.01	27.70	26.02	28.35	30.40	32.28	35.31
1980	1.75	0.79	0.69	0.23	0.03	0.01	27.75	26.07	28.43	30.50	32.33	35.19
1981	1.74	0.79	0.68	0.23	0.03	0.01	27.84	26.17	28.53	30.61	32.38	35.14
1982	1.77	0.80	0.69	0.24	0.03	0.01	27.93	26.25	28.60	30.72	32.48	35.16
1983	1.80	0.81	0.70	0.25	0.03	0.01	28.03	26.32	28.69	30.86	32.59	35.10
1984	1.81	0.80	0.71	0.26	0.04	0.01	28.15	26.40	28.76	30.95	32.72	35.06
1985	1.76	0.76	0.69	0.26	0.04	0.01	28.28	26.52	28.84	31.03	32.83	35.08
1986	1.72	0.74	0.67	0.26	0.04	0.01	28.40	26.66	28.94	31.13	32.95	35.05
1987	1.69	0.72	0.66	0.26	0.04	0.01	28.55	26.80	29.05	31.25	33.00	35.24
1988	1.66	0.70	0.65	0.26	0.04	0.01	28.70	26.92	29.19	31.37	33.22	35.27
1989	1.57	0.67	0.61	0.25	0.04	0.01	28.84	27.05	29.34	31.52	33.34	35.30
1990	1.54	0.66	0.59	0.25	0.04	0.01	28.95	27.16	29.47	31.64	33.45	35.35
1991	1.53	0.68	0.57	0.24	0.04	0.01	29.01	27.24	29.59	31.77	33.55	35.38
1992	1.50	0.68	0.56	0.22	0.04	0.01	29.11	27.38	29.69	31.89	33.70	35.46
1993	1.46	0.67	0.54	0.21	0.03	0.01	29.21	27.53	29.80	32.01	33.80	35.56
1994	1.50	0.69	0.55	0.21	0.04	0.01	29.31	27.66	29.92	32.11	33.89	35.67
1995	1.42	0.66	0.52	0.20	0.04	0.01	29.39	27.76	30.01	32.16	33.97	35.75
1996	1.43	0.66	0.53	0.19	0.03	0.01	29.51	27.88	30.15	32.24	34.02	35.74
1997	1.39	0.65	0.51	0.18	0.03	0.01	29.57	27.94	30.26	32.33	34.06	35.73
1998	1.38	0.66	0.51	0.18	0.03	0.01	29.62	27.98	30.39	32.40	34.13	35.92
1999	1.34	0.65	0.49	0.17	0.03	0.01	29.64	27.99	30.49	32.47	34.18	35.82

表7 女性の出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：1950～2012年（つづき）
 Table 7. Total Fertility Rates and Mean Age at Birth by Live Birth Order for Female: 1950-2012 (Con.)

年次 Year	合計特殊出生率						平均出生年齢（歳）					
	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
2000	1.36	0.66	0.49	0.16	0.03	0.01	29.65	28.00	30.52	32.54	34.29	35.79
2001	1.33	0.66	0.48	0.16	0.03	0.01	29.66	28.03	30.53	32.59	34.33	35.81
2002	1.32	0.66	0.47	0.15	0.03	0.01	29.69	28.12	30.57	32.63	34.35	35.94
2003	1.29	0.64	0.47	0.14	0.03	0.01	29.81	28.33	30.59	32.60	34.33	35.91
2004	1.29	0.64	0.48	0.14	0.03	0.01	29.91	28.49	30.67	32.58	34.24	35.92
2005	1.26	0.62	0.46	0.14	0.02	0.01	29.97	28.61	30.72	32.50	34.18	35.84
2006	1.32	0.65	0.48	0.15	0.03	0.01	30.08	28.71	30.86	32.52	34.10	35.75
2007	1.34	0.66	0.48	0.16	0.03	0.01	30.22	28.86	31.01	32.56	34.01	35.60
2008	1.37	0.67	0.49	0.16	0.03	0.01	30.30	28.94	31.08	32.56	33.90	35.52
2009	1.37	0.68	0.49	0.16	0.03	0.01	30.43	29.12	31.20	32.62	33.87	35.31
2010	1.39	0.68	0.50	0.17	0.03	0.01	30.52	29.26	31.24	32.65	33.78	35.16
2011	1.39	0.68	0.50	0.17	0.03	0.01	30.63	29.37	31.34	32.66	33.72	34.98
2012	1.41	0.68	0.51	0.17	0.03	0.01	30.81	29.58	31.51	32.73	33.71	34.92

1972年以前は沖縄県を含まない。出生順位別出生率（総数を除く）の1950～64年および1966～67年は5歳階級による。

図4 出生順位別合計特殊出生率：1950～2012年

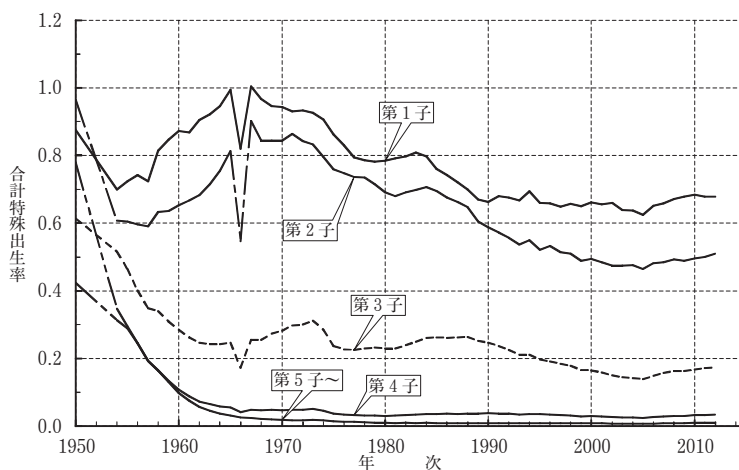


図5 出生順位別平均出生年齢：1950～2012年

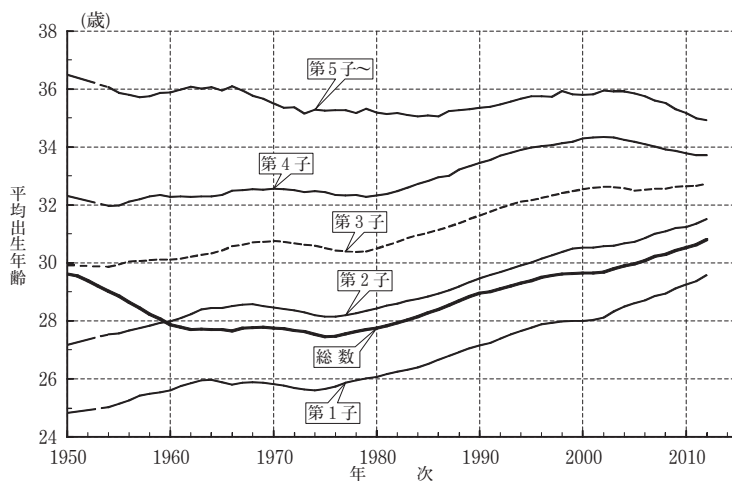


表8 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：2012年
Table 8. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates
by 5-Year Age Group and Sex: 2012

年齢階級 x	総数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人口 P_x	死亡数 D_x	死亡率 m_x	人口 P_x^M	死亡数 D_x^M	死亡率 m_x^M	人口 P_x^F	死亡数 D_x^F	死亡率 m_x^F
総数	125,957,139	1,256,359	0.00997	61,327,594	655,526	0.01069	64,629,545	600,833	0.00930
0～4	5,223,899	3,177	0.00061	2,675,283	1,681	0.00063	2,548,616	1,496	0.00059
5～9	5,363,950	497	0.00009	2,745,746	292	0.00011	2,618,204	205	0.00008
10～14	5,823,160	509	0.00009	2,983,305	303	0.00010	2,839,855	206	0.00007
15～19	5,981,141	1,370	0.00023	3,068,356	921	0.00030	2,912,785	449	0.00015
20～24	6,077,431	2,477	0.00041	3,117,049	1,780	0.00057	2,960,382	697	0.00024
25～29	6,849,035	3,205	0.00047	3,494,633	2,181	0.00062	3,354,402	1,023	0.00031
30～34	7,644,163	4,067	0.00053	3,888,606	2,649	0.00068	3,755,557	1,418	0.00038
35～39	9,267,863	6,808	0.00073	4,711,746	4,411	0.00094	4,556,117	2,397	0.00053
40～44	9,317,974	10,351	0.00111	4,727,093	6,670	0.00141	4,590,881	3,681	0.00080
45～49	8,081,592	13,847	0.00171	4,076,800	9,025	0.00221	4,004,792	4,822	0.00120
50～54	7,587,224	20,780	0.00274	3,801,892	13,638	0.00359	3,785,332	7,142	0.00189
55～59	7,882,127	33,233	0.00422	3,916,559	22,633	0.00578	3,965,568	10,600	0.00267
60～64	10,187,785	67,526	0.00663	4,997,135	47,297	0.00946	5,190,650	20,229	0.00390
65～69	8,161,020	80,202	0.00983	3,914,147	55,578	0.01420	4,246,873	24,625	0.00580
70～74	7,363,618	111,563	0.01515	3,425,981	74,539	0.02176	3,937,637	37,024	0.00940
75～79	6,230,834	164,424	0.02639	2,729,692	103,596	0.03795	3,501,142	60,828	0.01737
80～84	4,617,866	221,646	0.04800	1,822,334	125,548	0.06889	2,795,532	96,098	0.03438
85～89	2,772,533	235,023	0.08477	899,454	106,607	0.11852	1,873,079	128,416	0.06856
90歳以上	1,523,924	275,652	0.18088	331,783	76,176	0.22960	1,192,141	199,476	0.16733

本表の数値は、前掲表1の標準化死亡率の2012年分算定に用いたものである。

人口は、総務省統計局『人口推計』による2012年10月1日現在の日本人人口。死亡数は、厚生労働省大臣官房統計情報部の2012年『人口動態統計』による。なお、死亡数は年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

表9 女性の安定人口増加率、出生率、および死亡率ならびに平均世代間隔
：2012年、2011年

Table 9. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of
Stable Population for Female: 2012,2011

安定人口指標		2012年	2011年	差
安定人口増加率	γ	-0.01248	-0.01287	0.00039
安定人口出生率	b	0.00632	0.00624	0.00008
安定人口死亡率	d	0.01880	0.01911	-0.00031
安定人口平均世代間隔	\bar{T}	30.96214	30.78394	0.17820
静止人口平均年齢	u	44.18990	44.03799	0.15191
静止人口平均世代間隔	α	30.80213	30.61869	0.18344

表10 女性の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：2012年
Table 10. Age Composition of Stable Population for Female: 2012

年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F	年齢 X	構造係数 C_x^F
0	0.00635	25	0.00864	50	0.01160	75	0.01399	0~4	0.03253
1	0.00642	26	0.00874	51	0.01173	76	0.01397	5~9	0.03459
2	0.00650	27	0.00885	52	0.01185	77	0.01392	10~14	0.03681
3	0.00658	28	0.00896	53	0.01198	78	0.01384	15~19	0.03916
4	0.00667	29	0.00907	54	0.01210	79	0.01372	20~24	0.04164
5	0.00675	30	0.00918	55	0.01223	80	0.01355	25~29	0.04426
6	0.00683	31	0.00929	56	0.01235	81	0.01334	30~34	0.04703
7	0.00692	32	0.00940	57	0.01248	82	0.01308	35~39	0.04995
8	0.00700	33	0.00952	58	0.01260	83	0.01277	40~44	0.05299
9	0.00709	34	0.00963	59	0.01272	84	0.01239	45~49	0.05612
10	0.00718	35	0.00975	60	0.01284	85	0.01194	50~54	0.05927
11	0.00727	36	0.00987	61	0.01296	86	0.01143	55~59	0.06238
12	0.00736	37	0.00999	62	0.01307	87	0.01084	60~64	0.06534
13	0.00745	38	0.01011	63	0.01318	88	0.01017	65~69	0.06792
14	0.00755	39	0.01023	64	0.01329	89	0.00943	70~74	0.06964
15	0.00764	40	0.01035	65	0.01340	90	0.00862	75~79	0.06943
16	0.00773	41	0.01047	66	0.01350	91	0.00777	80~84	0.06514
17	0.00783	42	0.01060	67	0.01359	92	0.00689	85~89	0.05382
18	0.00793	43	0.01072	68	0.01368	93	0.00600	90~94	0.03440
19	0.00803	44	0.01085	69	0.01376	94	0.00512	95~99	0.01431
20	0.00812	45	0.01097	70	0.01383	95	0.00428	100~	0.00329
21	0.00822	46	0.01110	71	0.01389	96	0.00350		
22	0.00833	47	0.01122	72	0.01394	97	0.00278	総数	1.00000
23	0.00843	48	0.01135	73	0.01398	98	0.00215	0~14	0.10393
24	0.00853	49	0.01148	74	0.01400	99	0.00161	15~64	0.51813
						100~	0.00329	65~	0.37795

表11 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：2012年
Table 11. Age Composition of Stable Population and Actual Population: 2012 (%)

年齢 Age x	安定人口年齢構造 Age composition of stable population			実際人口年齢構造 Age composition of actual population		
	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female
	総数	100.00	48.25	51.75	100.00	48.69
0~4	3.45	1.77	1.68	4.15	2.12	2.02
5~9	3.67	1.88	1.79	4.26	2.18	2.08
10~14	3.91	2.00	1.90	4.62	2.37	2.25
15~19	4.16	2.13	2.03	4.75	2.44	2.31
20~24	4.42	2.26	2.15	4.82	2.47	2.35
25~29	4.69	2.40	2.29	5.44	2.77	2.66
30~34	4.98	2.55	2.43	6.07	3.09	2.98
35~39	5.28	2.70	2.58	7.36	3.74	3.62
40~44	5.60	2.86	2.74	7.40	3.75	3.64
45~49	5.92	3.01	2.90	6.42	3.24	3.18
50~54	6.23	3.16	3.07	6.02	3.02	3.01
55~59	6.52	3.29	3.23	6.26	3.11	3.15
60~64	6.76	3.38	3.38	8.09	3.97	4.12
65~69	6.90	3.39	3.51	6.48	3.11	3.37
70~74	6.90	3.30	3.60	5.85	2.72	3.13
75~79	6.63	3.03	3.59	4.95	2.17	2.78
80~84	5.85	2.48	3.37	3.67	1.45	2.22
85~89	4.42	1.64	2.79	2.20	0.71	1.49
90~94	2.55	0.77	1.78	0.91	0.21	0.70
95~99	0.96	0.22	0.74	0.26	0.05	0.21
100~	0.20	0.03	0.17	0.04	0.01	0.03
0~14	11.03	5.66	5.38	13.03	6.67	6.36
15~64	54.55	27.74	26.81	62.62	31.60	31.02
65~	34.41	14.85	19.56	24.35	10.42	13.93

安定人口年齢構造係数のうち男性の求め方は岡崎陽一（1999）『人口統計学〔増補改訂版〕』古今書院を参照。
実際人口年齢構造係数は、総務省統計局『人口推計』による2012年10月1日現在の日本人人口。

参考表1 2012年出生率, 死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率(‰)			人口総数 (1,000人)	年齢構造係数(%)				人口 ¹⁾ 性比
	増加率	出生率	死亡率		0~14歳	15~64歳	65歳以上	75歳以上	
2012	-1.90	8.26	10.16	127,515	12.98	62.87	24.15	11.91	94.72
2013	-2.43	8.07	10.50	127,273	12.88	62.06	25.05	12.25	94.67
2014	-2.94	7.89	10.83	126,964	12.79	61.27	25.94	12.49	94.61
2015	-3.45	7.73	11.17	126,590	12.69	60.66	26.65	12.85	94.56
2016	-3.93	7.58	11.51	126,155	12.58	60.20	27.22	13.28	94.49
2017	-4.39	7.45	11.84	125,660	12.47	59.84	27.69	13.73	94.43
2018	-4.83	7.34	12.17	125,109	12.37	59.56	28.07	14.11	94.36
2019	-5.26	7.24	12.50	124,506	12.28	59.37	28.34	14.50	94.29
2020	-5.65	7.16	12.81	123,854	12.22	59.18	28.60	14.65	94.22
2030	-8.73	6.87	15.60	115,308	11.27	58.56	30.16	18.03	93.52
2040	-10.53	6.83	17.37	104,675	11.04	55.29	33.66	18.08	93.12
2050	-11.40	6.63	18.03	93,895	11.03	53.48	35.49	20.99	93.03
2060	-13.36	6.56	19.93	83,042	10.86	53.94	35.20	22.06	92.37
2070	-13.29	6.75	20.04	72,498	10.96	54.64	34.40	20.70	92.73
2080	-12.30	6.73	19.03	63,821	11.11	54.40	34.48	20.35	93.28
2090	-12.44	6.66	19.10	56,424	11.03	54.50	34.47	20.82	93.24
2100	-12.57	6.73	19.31	49,782	10.99	54.69	34.32	20.65	93.17
2110	-12.44	6.73	19.17	43,919	11.07	54.51	34.41	20.44	93.27
2120	-12.42	6.68	19.10	38,797	11.04	54.48	34.48	20.67	93.27
2130	-12.54	6.72	19.26	34,242	11.00	54.64	34.36	20.68	93.20
2140	-12.47	6.73	19.20	30,212	11.05	54.55	34.40	20.50	93.25
2150	-12.43	6.69	19.13	26,679	11.05	54.50	34.46	20.62	93.27
2160	-12.51	6.71	19.22	23,551	11.01	54.60	34.39	20.67	93.22
2170	-12.48	6.72	19.21	20,782	11.04	54.57	34.39	20.55	93.24
2180	-12.45	6.70	19.15	18,347	11.05	54.51	34.44	20.60	93.26
2190	-12.49	6.71	19.20	16,197	11.02	54.57	34.41	20.65	93.23
2200	-12.49	6.72	19.21	14,294	11.04	54.57	34.40	20.58	93.24
2210	-12.46	6.71	19.17	12,618	11.04	54.53	34.43	20.59	93.25
2220	-12.48	6.71	19.19	11,139	11.03	54.56	34.41	20.63	93.24
2230	-12.49	6.72	19.20	9,832	11.03	54.57	34.40	20.60	93.24
2240	-12.47	6.71	19.18	8,678	11.04	54.54	34.42	20.59	93.25
2250	-12.48	6.71	19.18	7,661	11.03	54.55	34.41	20.62	93.24
2260	-12.48	6.71	19.20	6,762	11.03	54.56	34.40	20.60	93.24
2270	-12.47	6.71	19.18	5,969	11.04	54.55	34.41	20.59	93.25
2280	-12.47	6.71	19.18	5,269	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2290	-12.48	6.71	19.19	4,651	11.03	54.56	34.41	20.61	93.24
2300	-12.47	6.71	19.19	4,105	11.04	54.55	34.41	20.60	93.24
2310	-12.47	6.71	19.18	3,624	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2320	-12.48	6.71	19.19	3,199	11.03	54.56	34.41	20.61	93.24
2330	-12.48	6.71	19.19	2,823	11.04	54.55	34.41	20.60	93.24
2340	-12.47	6.71	19.18	2,492	11.04	54.55	34.41	20.61	93.24
2350	-12.48	6.71	19.19	2,200	11.03	54.56	34.41	20.61	93.24
2360	-12.48	6.71	19.19	1,942	11.04	54.55	34.41	20.60	93.24
2370	-12.48	6.71	19.19	1,714	11.04	54.55	34.41	20.60	93.24
2380	-12.48	6.71	19.19	1,513	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2390	-12.48	6.71	19.19	1,336	11.03	54.55	34.41	20.60	93.24
2400	-12.48	6.71	19.19	1,179	11.04	54.55	34.41	20.60	93.24
2410	-12.48	6.71	19.19	1,041	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2420	-12.48	6.71	19.19	919	11.03	54.55	34.41	20.60	93.24
2430	-12.48	6.71	19.19	811	11.03	54.55	34.41	20.60	93.24
2440	-12.48	6.71	19.19	716	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2450	-12.48	6.71	19.19	632	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2460	-12.48	6.71	19.19	558	11.03	54.55	34.41	20.60	93.24
2470	-12.48	6.71	19.19	492	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2480	-12.48	6.71	19.19	435	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2490	-12.48	6.71	19.19	384	11.03	54.55	34.41	20.60	93.24
2500	-12.48	6.71	19.19	339	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2600	-12.48	6.71	19.19	97	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2700	-12.48	6.71	19.19	28	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2800	-12.48	6.71	19.19	8	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
2900	-12.48	6.71	19.19	2	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24
3000	-12.48	6.71	19.19	1	11.03	54.55	34.41	20.61	93.24

2012年男女年齢(各歳)別人口(総人口)を基準人口とし、2012年における女性の年齢別出生率(合計特殊出生率:1.41)、出生性比(105.2)および生命表による死亡率(平均寿命男:79.94年、女:86.41年)が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり、安定人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

なお、人口動態率は、当年10月~翌年9月間について平均人口を分母とした率である。国際人口移動はゼロとしている。

人口および諸指標の求め方は石川晃(2004)「安定人口モデルを用いた新たな人口再生産率諸指標」『人口問題研究』60-4を参照。

1) 女性人口総数に対する男性人口総数。

参考表 2 2012年以降人口置換出生率，死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率(‰)			人口総数 (1,000人)	年齢構造係数(%)				人口 ¹⁾ 性比
	増加率	出生率	死亡率		0～14歳	15～64歳	65歳以上	75歳以上	
2012	1.98	12.13	10.15	127,515	12.98	62.87	24.15	11.91	94.72
2013	1.36	11.80	10.45	127,768	13.22	61.82	24.95	12.20	94.71
2014	0.76	11.50	10.74	127,941	13.46	60.80	25.74	12.39	94.69
2015	0.18	11.22	11.04	128,039	13.67	59.98	26.35	12.70	94.67
2016	-0.36	10.97	11.33	128,062	13.88	59.30	26.82	13.09	94.64
2017	-0.87	10.74	11.62	128,016	14.08	58.74	27.18	13.48	94.62
2018	-1.35	10.54	11.90	127,904	14.29	58.26	27.45	13.80	94.59
2019	-1.80	10.37	12.17	127,732	14.50	57.87	27.63	14.14	94.55
2020	-2.22	10.22	12.44	127,502	14.73	57.49	27.78	14.23	94.52
2030	-5.14	9.49	14.63	122,885	15.57	56.13	28.30	16.91	94.20
2040	-5.29	10.35	15.63	116,223	15.02	54.66	30.32	16.28	94.24
2050	-3.45	11.75	15.19	111,415	16.58	53.51	29.91	17.69	94.82
2060	-4.37	11.12	15.49	107,193	17.73	55.00	27.27	17.09	95.06
2070	-2.57	11.70	14.27	103,119	17.32	58.50	24.18	14.56	96.11
2080	0.11	12.51	12.40	101,920	17.97	59.16	22.87	12.74	97.19
2090	0.19	11.87	11.67	102,215	18.39	57.93	23.68	12.59	97.51
2100	-0.17	11.82	12.00	102,213	17.74	58.83	23.43	13.58	97.30
2110	-0.03	12.30	12.33	102,047	17.90	59.09	23.01	12.90	97.20
2120	0.16	11.99	11.83	102,160	18.24	58.22	23.53	12.63	97.45
2130	-0.10	11.87	11.97	102,201	17.88	58.69	23.43	13.35	97.33
2140	-0.04	12.18	12.22	102,092	17.90	58.96	23.15	13.00	97.24
2150	0.10	12.05	11.95	102,139	18.14	58.44	23.42	12.75	97.39
2160	-0.04	11.92	11.97	102,184	17.96	58.62	23.43	13.17	97.35
2170	-0.04	12.10	12.14	102,118	17.91	58.86	23.23	13.05	97.28
2180	0.06	12.06	12.00	102,133	18.08	58.56	23.36	12.84	97.36
2190	-0.01	11.96	11.98	102,169	17.99	58.60	23.41	13.07	97.35
2200	-0.03	12.06	12.10	102,133	17.94	58.78	23.28	13.06	97.30
2300	0.00	12.04	12.04	102,140	18.00	58.67	23.33	12.98	97.33
2400	0.00	12.03	12.03	102,143	18.00	58.66	23.34	12.99	97.33
2500	0.00	12.03	12.03	102,144	17.99	58.66	23.34	13.00	97.33
3000	0.00	12.03	12.03	102,143	17.99	58.66	23.34	13.00	97.33

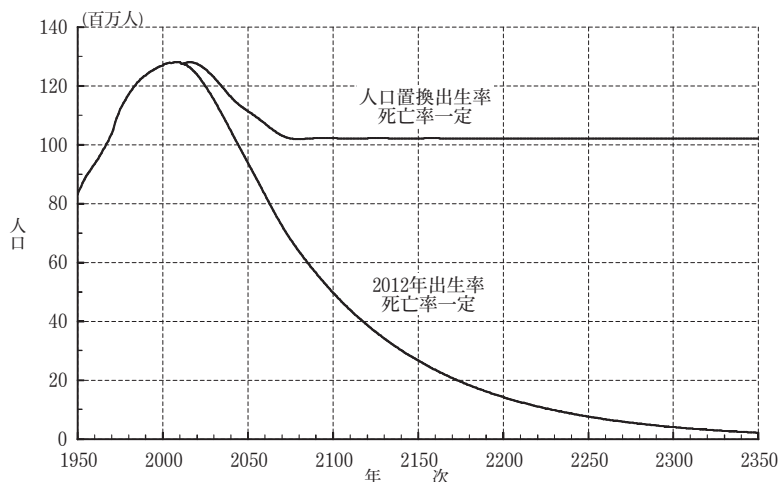
2012年男女年齢(各歳)別人口(総人口)を基準人口とし、2012年における人口置換水準(合計特殊出生率：2.07)、出生性比(105.2)および生命表による死亡率(平均寿命男：79.94年，女：86.41年)が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり、静止人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

なお、人口動態率は、当年10月～翌年9月間について平均人口を分母とした率である。国際人口移動はゼロとしている。

人口および諸指標の求め方は石川晃(2004)「安定人口モデルを用いた新たな人口再生産率諸指標」『人口問題研究』60-4を参照。

1) 女性人口総数に対する男性人口総数。

参考図 2012年以降出生率，死亡率一定による人口総数



都道府県別標準化人口動態率：2012年

わが国の都道府県標準化人口動態率は、1925年、1930年、1950年以降5年ごとの国勢調査年次、1985年以降は毎年、研究所によって公表されている¹⁾。今回は2012年の結果について概説する。

標準化人口動態率の算出に用いた資料は次の通り。

出生数・死亡数（日本人のみ）：厚生労働省大臣官房統計情報部『平成24年 人口動態統計 中巻』
人口（総人口）：総務省統計局『人口推計（平成24年10月1日現在）』

標準化の手法は Newsholeme-Stevenson の任意標準人口標準化法の直接法²⁾であり、標準人口として1930年、および2012年の全国人口を用いた。

年齢別人口動態率（出生率および死亡率）は5歳階級別に算出した³⁾。ただし、母の年齢別出生数の15歳未満は15～19歳に含め、50歳以上は45～49歳に含めた。また、死亡率算出の最終年齢階級は85歳以上一括とした。なお、出生数および死亡数における年齢不詳分は、既知の（年齢不詳を除く）年齢階級別の分布に応じて按分した。（佐々井 司・別府 志海・石川 晃）

主要結果

1930年の全国人口を標準とした出生率は、2012年全国人口標準化率と比べすべての都道府県で高くなっている。両者の差は1930年と2012年人口の年齢構造の違いによって生じている。ただし、東京都では両者の差がほとんどなく、神奈川県や京都府でもその差は小さい。

出生数を総人口で除した普通出生率は沖縄県で最も高く、秋田県で最も低くなっているが、2012年全国人口標準化出生率では、沖縄県が最も高いことには変わりはないものの、その他の都道府県では相対的な水準が大きく異なる（表1）。普通率に比べて2012年標準化率が低いのは、東京都、沖縄県、福岡県など11地域であり、なかでも東京都は2012年標準化率が最も低い。その他の地域では標準化率が普通率を上回っており、なかでも島根県、秋田県ではその乖離が顕著である。こうした都道府県ごとに観測された普通率と標準化率の差異は、分母である女性の年齢別人口構造の違いを反映したものである。

1930年全国人口を標準とした2012年の死亡率は、青森県が最も高く、滋賀県が最も低くなっている。2012年全国人口標準化率は、青森県が最も高く、長野県が最も低くなっており、1930年標準化率に比べてすべての都道府県において著しく低くなっている。死亡率に関しては都道府県別の年齢構造の違いがその水準の差にかなり大きな影響を及ぼしていることがわかる。

死亡率では、標準化率の標準偏差が普通率のそれに比べてかなり小さい（表1）。年齢別の死亡率自体には都道府県間の差異が比較的小さく、普通死亡率が主として人口の年齢構造の違いに規定され

1) 前年（2011年）の結果については、佐々井司・別府志海・石川晃「都道府県別標準化人口動態率：2011年」『人口問題研究』第68巻第4号、2012年12月、pp39～44を参照のこと。

2) 各都道府県における人口の年齢構造が標準人口と同じと仮定し、各都道府県の年齢別出生率、死亡率を適用した場合に得られる出生数、死亡数を標準人口総数で割ったものである。ただし、出生率は女性についてのみ計算する。これにより、人口の年齢構造の影響を除いた出生率、死亡率および人口増加率の水準を示そうとするものである。

3) 女性の年齢別出生率について、2012年分は本号、佐々井司・別府志海・石川晃「都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2012年」を参照のこと。

ていることが示唆される。都道府県ごとに観測される普通率と標準化率との乖離は、主として年齢別人口構成の違いによって生じている。島根県、秋田県、高知県などでは普通率が標準化率に比べ高くなっているが、これはこれらの地域における人口の年齢構成が全国平均に比べ相対的に“高齢化”しているためである。逆に埼玉県、沖縄県、愛知県など13地域における人口の年齢構成は、全国平均と比較して現在のところ“若い”ことから、普通率よりも標準化した死亡率のほうが顕著に高くなっている。

出生率と死亡率の差である自然増加率は、1930年全国人口を標準とした場合、都道府県間でその水準にばらつきがみられるもののすべて大幅なプラスになっている。2012年の普通率は、沖縄県、愛知県、滋賀県、神奈川県のみでプラスだが、その他の地域ではマイナスを示している（表1、図）。しかしながら2012年標準化率でみると、沖縄県、島根県、福井県、熊本県の4地域がプラスであり、普通率ではプラスとなっていた愛知県、滋賀県、神奈川県はマイナスである。また、青森県、東京都の2地域では-2.5%を超える自然減を示している。

1930年の全国人口を標準とした各指標の推移をみると、出生率はほとんどの都道府県において1950年から1960年にかけて低下した後、1970年まで一時上昇している。この傾向は大阪府、神奈川県、愛知県、京都府で典型的に現れている。その後はすべての地域で再び低下するが、秋田県以外では2005年から2010年の間上昇している（表2）。死亡率については、1950年以降、すべての都道府県でほぼ一貫して低下している。2011年は東日本大震災の影響により、宮崎県、岩手県、福島県の死亡率が大幅に上昇したことにより全国の死亡率も上昇したが、2012年には再び低下した（表3）。自然増加率の推移は上述の出生率、死亡率の動向を反映し、2005年頃まで低下を続けた後に近年若干上昇しており、地域別にも安定ないし上昇傾向がみられる（表4）。

図 都道府県別自然増加率の普通率と標準化率の比較：2012年

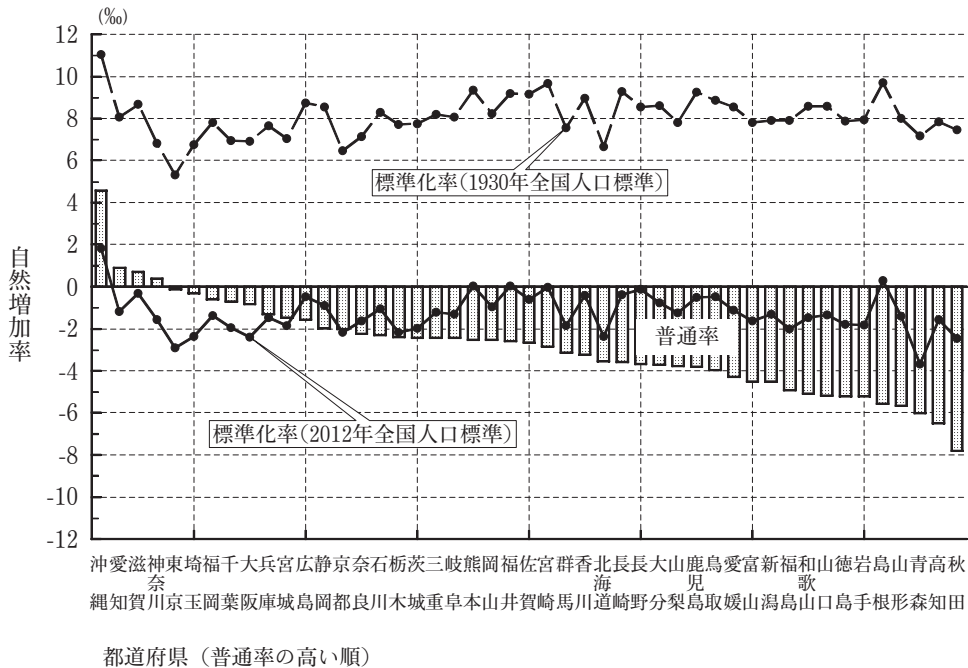


表1 都道府県別、標準化人口動態率：2012年

(‰)

都道府県	1930年全国人口標準			2012年全国人口標準			[参考]普通率		
	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率
全 国	9.17	1.79	7.38	8.13	9.85	-1.72	8.13	9.85	-1.72
1 北海道	8.55	1.90	6.65	7.43	9.78	-2.35	7.09	10.63	-3.55
2 青森	9.37	2.20	7.17	7.92	11.60	-3.68	6.79	12.81	-6.02
3 岩手	9.89	1.96	7.93	8.41	10.23	-1.82	7.12	12.33	-5.22
4 宮城	8.80	1.76	7.04	7.72	9.58	-1.86	8.05	9.50	-1.46
5 秋田	9.40	1.94	7.46	8.00	10.48	-2.48	6.16	13.98	-7.82
6 山形	9.85	1.84	8.01	8.45	9.86	-1.40	7.13	12.81	-5.68
7 福島	9.86	1.94	7.92	8.16	10.17	-2.01	7.02	11.94	-4.92
8 茨城	9.63	1.88	7.75	8.32	10.30	-1.98	7.78	10.20	-2.42
9 栃木	9.69	1.97	7.72	8.40	10.59	-2.19	8.02	10.44	-2.42
10 群馬	9.39	1.84	7.55	8.17	10.04	-1.87	7.49	10.63	-3.14
11 埼玉	8.56	1.82	6.75	7.69	10.05	-2.35	7.90	8.20	-0.30
12 千葉	8.73	1.77	6.96	7.82	9.76	-1.94	7.89	8.59	-0.70
13 東京都	7.05	1.74	5.32	6.73	9.65	-2.91	8.12	8.25	-0.14
14 神奈川県	8.51	1.69	6.82	7.85	9.42	-1.58	8.32	7.94	0.38
15 新潟	9.63	1.74	7.89	8.46	9.77	-1.31	7.45	11.97	-4.52
16 富山	9.57	1.78	7.79	8.38	10.00	-1.62	7.28	11.78	-4.50
17 石川	9.94	1.67	8.28	8.69	9.75	-1.05	8.21	10.51	-2.30
18 福山	10.85	1.67	9.18	9.44	9.42	0.02	8.40	11.01	-2.61
19 福山	9.56	1.75	7.82	8.54	9.77	-1.23	7.43	11.21	-3.78
20 山梨	10.16	1.63	8.53	9.01	9.13	-0.12	7.82	11.48	-3.67
21 岐阜	9.78	1.72	8.06	8.58	9.90	-1.33	8.00	10.44	-2.44
22 静岡県	10.30	1.74	8.56	8.93	9.84	-0.91	8.25	10.23	-1.98
23 愛知	9.82	1.74	8.08	8.70	9.89	-1.19	9.14	8.26	0.88
24 三重	9.97	1.79	8.18	8.63	9.85	-1.21	8.00	10.44	-2.43
25 滋賀	10.27	1.59	8.68	9.12	9.43	-0.31	9.36	8.64	0.72
26 京都	8.15	1.69	6.46	7.44	9.61	-2.17	7.66	9.68	-2.02
27 大阪	8.77	1.87	6.90	7.79	10.18	-2.39	8.24	9.09	-0.84
28 兵庫	9.40	1.76	7.64	8.37	9.83	-1.46	8.34	9.63	-1.30
29 奈良	8.81	1.69	7.12	7.91	9.54	-1.62	7.60	9.83	-2.22
30 和歌山	10.48	1.91	8.57	8.91	10.38	-1.47	7.52	12.59	-5.07
31 鳥取	10.71	1.84	8.87	9.27	9.75	-0.48	8.20	12.16	-3.96
32 島根	11.43	1.74	9.69	9.87	9.57	0.30	7.90	13.46	-5.56
33 岡山	9.94	1.70	8.23	8.65	9.62	-0.96	8.41	10.94	-2.53
34 広島	10.48	1.74	8.73	9.06	9.55	-0.49	8.72	10.28	-1.55
35 山口	10.46	1.89	8.57	8.85	10.21	-1.36	7.55	12.74	-5.20
36 徳島	9.77	1.89	7.87	8.44	10.23	-1.79	7.41	12.61	-5.21
37 香川	10.72	1.76	8.96	9.16	9.58	-0.43	8.25	11.49	-3.24
38 愛媛	10.48	1.92	8.56	8.85	9.97	-1.12	7.87	12.17	-4.30
39 高知	9.76	1.93	7.83	8.43	10.01	-1.57	7.01	13.49	-6.49
40 福岡	9.63	1.82	7.81	8.45	9.84	-1.39	9.01	9.63	-0.62
41 佐賀	11.03	1.86	9.17	9.45	10.05	-0.60	8.82	11.47	-2.65
42 長崎	11.14	1.86	9.28	9.57	9.96	-0.39	8.33	11.92	-3.59
43 熊本	11.10	1.75	9.35	9.48	9.46	0.02	8.85	11.38	-2.53
44 大分	10.39	1.78	8.61	9.00	9.78	-0.78	8.14	11.85	-3.71
45 宮崎	11.47	1.80	9.66	9.70	9.73	-0.04	8.75	11.59	-2.84
46 鹿児島	11.16	1.92	9.24	9.63	10.14	-0.51	8.78	12.59	-3.81
47 沖縄	12.90	1.86	11.04	11.21	9.38	1.83	12.12	7.54	4.58
平均	9.90	1.81	8.09	8.62	9.89	-1.27	8.04	10.90	-2.87
標準偏差	1.01	0.11	1.01	0.77	0.40	0.96	0.90	1.61	2.24
変動係数(%)	10.23	6.03	12.49	8.96	4.06	-75.41	11.15	14.77	-78.28

率算出の分母人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）1,000についてのものである。

なお参考として、総人口を分母とした普通率を掲載した。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別、標準化出生率：1950～2012年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2011年	2012年	順位
全 国	25.33	14.69	15.26	12.76	10.74	9.51	8.72	9.40	9.14	9.17	-
1 北海道	31.56	16.03	14.30	11.99	10.15	8.65	8.04	8.65	8.54	8.55	44
2 青森	33.73	18.25	16.75	13.73	11.18	10.39	9.05	9.55	9.53	9.37	38
3 岩手	31.45	16.86	15.52	14.42	12.27	10.94	9.87	10.09	9.70	9.89	22
4 宮城	29.78	15.59	15.10	13.67	11.11	9.69	8.57	8.87	8.49	8.80	40
5 秋田	30.34	15.65	14.08	13.26	11.23	10.19	9.33	9.01	9.29	9.40	36
6 山形	27.47	15.06	14.70	14.20	12.44	11.40	10.14	10.14	10.02	9.85	24
7 福島	30.83	17.63	15.92	14.63	12.79	11.67	10.53	10.54	10.29	9.86	23
8 茨城	27.60	16.58	16.81	13.75	11.69	10.27	9.19	9.84	9.48	9.63	31
9 栃木	28.34	15.91	16.02	13.65	11.91	10.38	9.69	9.85	9.44	9.69	29
10 群馬	25.85	14.46	15.56	13.22	11.55	10.56	9.66	9.96	9.63	9.39	37
11 埼玉	26.71	15.40	16.95	12.58	10.47	8.91	8.37	8.86	8.59	8.56	43
12 千葉	24.94	15.40	16.58	12.63	10.30	8.94	8.34	9.03	8.77	8.73	42
13 東京都	18.82	12.18	13.92	10.17	8.41	7.16	6.62	7.30	6.91	7.05	47
14 茨城	22.35	13.62	16.09	12.28	10.11	8.71	8.04	8.70	8.41	8.51	45
15 新潟	27.40	15.49	15.33	13.74	11.98	10.55	9.21	9.72	9.58	9.63	30
16 富山	25.70	14.46	14.53	13.18	11.24	10.18	9.47	9.65	9.31	9.57	33
17 石川	25.30	15.39	15.52	13.93	11.48	10.15	9.27	9.77	9.65	9.94	20
18 福山	25.76	16.14	15.63	14.34	12.56	11.17	10.42	10.94	10.62	10.85	8
19 山梨	24.87	15.08	15.62	12.66	11.37	10.46	9.46	9.86	9.49	9.56	34
20 長野	22.14	13.71	14.94	13.57	11.90	10.93	10.00	10.31	10.13	10.16	18
21 岐阜	25.01	15.12	15.62	13.25	11.16	10.24	9.46	10.09	9.77	9.78	26
22 静岡県	25.86	15.46	15.58	13.19	11.36	10.29	9.62	10.50	10.16	10.30	16
23 愛知	22.93	13.95	16.14	13.33	11.13	10.04	9.26	10.27	9.84	9.82	25
24 三重	23.40	14.52	15.08	13.52	11.62	10.41	9.49	10.37	10.06	9.97	19
25 滋賀	22.77	14.70	15.95	14.36	12.45	10.60	9.58	10.42	10.15	10.27	17
26 京都	19.62	12.48	14.52	12.01	10.29	8.74	7.95	8.53	8.25	8.15	46
27 大阪	20.14	13.27	15.77	12.17	10.27	9.10	8.30	8.99	8.75	8.77	41
28 兵庫	21.69	13.97	15.49	12.84	10.80	9.56	8.56	9.52	9.40	9.40	35
29 奈良	21.75	13.79	15.21	12.34	10.49	8.95	8.08	8.66	8.51	8.81	39
30 和歌山	21.88	14.47	15.53	13.38	11.21	10.25	9.24	10.15	10.31	10.48	11
31 鳥取	24.56	15.23	14.46	14.23	12.97	11.39	10.27	10.62	10.81	10.71	10
32 島根	27.47	15.80	14.82	14.74	13.21	11.51	10.41	11.51	11.07	11.43	3
33 岡山	22.80	14.16	15.08	13.79	11.93	10.60	9.49	10.29	10.06	9.94	21
34 広島	22.95	14.25	15.30	13.56	11.63	9.85	9.34	10.68	10.48	10.48	13
35 山口	25.76	14.33	14.61	13.17	11.17	10.34	9.64	10.83	10.52	10.46	14
36 徳島	28.03	15.10	14.65	13.06	11.60	10.25	8.80	9.77	9.82	9.77	27
37 香川	24.13	13.80	14.60	13.49	11.52	10.84	9.96	10.87	10.80	10.72	9
38 愛媛	28.27	15.47	14.86	13.19	11.44	10.19	9.48	10.40	10.47	10.48	12
39 高知	24.59	14.69	14.67	12.10	10.96	10.20	9.19	9.71	9.52	9.76	28
40 福岡	27.25	14.10	14.13	12.62	10.66	9.39	8.64	9.80	9.61	9.63	32
41 佐賀	29.65	16.99	15.50	14.09	12.38	11.68	10.27	11.09	11.03	11.03	7
42 長崎	31.00	19.50	16.79	13.55	11.96	10.95	10.02	11.07	10.96	11.14	5
43 熊本	28.19	16.42	14.56	13.47	11.73	10.94	10.16	11.11	11.10	11.10	6
44 大分	27.37	15.08	14.48	13.37	11.22	10.54	9.74	10.74	10.59	10.39	15
45 宮崎	30.24	17.89	15.87	14.26	11.97	11.37	10.38	11.67	11.63	11.47	2
46 鹿児島	28.71	18.98	15.92	14.19	12.21	11.03	10.30	11.13	11.23	11.16	4
47 沖縄	…	…	…	17.12	13.71	12.83	11.95	12.82	12.72	12.90	1
平 均	26.02	15.27	15.33	13.40	11.47	10.28	9.38	10.05	9.86	9.90	
標 準 偏 差	3.46	1.54	0.77	1.01	0.93	0.99	0.90	0.98	1.02	1.01	
変 動 係 数 (%)	13.30	10.06	5.05	7.56	8.12	9.67	9.59	9.73	10.39	10.23	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年、2011および12年は総人口、1960～2010年は日本人人口による。

変動係数 (%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別、標準化死亡率：1950～2012年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2011年	2012年	順位
全 国	10.97	7.02	5.22	3.61	2.79	2.70	2.14	1.87	1.92	1.79	-
1 北海道	10.78	6.92	5.36	3.77	2.85	2.67	2.23	1.96	1.92	1.90	10
2 青森	14.15	8.37	5.77	4.10	3.08	3.05	2.56	2.27	2.20	2.20	1
3 岩手	13.60	8.02	5.78	3.85	2.80	2.66	2.30	2.07	4.07	1.96	3
4 宮城	11.41	6.93	5.21	3.66	2.73	2.61	2.14	1.84	4.27	1.76	28
5 秋田	14.04	8.38	5.92	3.90	2.88	2.77	2.30	2.08	2.06	1.94	5
6 山形	12.45	7.78	5.68	3.80	2.67	2.66	2.11	1.80	1.90	1.84	20
7 福島	11.92	7.78	5.68	3.81	2.82	2.81	2.25	1.99	2.44	1.94	4
8 茨城	11.80	7.48	5.70	3.85	2.91	2.79	2.22	1.97	1.97	1.88	13
9 栃木	12.03	7.34	5.77	3.90	3.01	2.81	2.29	1.97	1.98	1.97	2
10 群馬	11.22	7.19	5.53	3.61	2.72	2.66	2.19	1.93	1.87	1.84	19
11 埼玉	12.35	7.58	5.40	3.59	2.75	2.61	2.12	1.89	1.85	1.82	22
12 千葉	11.46	7.20	5.20	3.49	2.67	2.63	2.12	1.83	1.81	1.77	27
13 東京都	9.82	6.22	4.74	3.36	2.74	2.70	2.08	1.83	1.78	1.74	38
14 神奈川県	9.77	6.52	4.76	3.34	2.67	2.56	2.04	1.77	1.79	1.69	41
15 新潟	11.86	7.12	5.53	3.62	2.59	2.59	2.09	1.83	1.78	1.74	33
16 富山	12.54	7.60	5.49	3.64	2.73	2.61	2.06	1.84	1.83	1.78	26
17 石川	12.38	7.51	5.21	3.64	2.65	2.53	2.06	1.83	1.77	1.67	45
18 福井	11.72	7.05	5.09	3.48	2.60	2.50	2.02	1.70	1.66	1.67	44
19 福山	10.34	6.68	5.28	3.69	2.75	2.57	2.07	1.85	1.77	1.75	32
20 山梨	10.12	6.73	5.09	3.42	2.50	2.49	1.96	1.64	1.69	1.63	46
21 岐阜	10.73	6.67	5.14	3.64	2.70	2.67	2.09	1.83	1.80	1.72	39
22 静岡県	10.00	6.56	4.93	3.43	2.64	2.60	2.06	1.83	1.81	1.74	35
23 愛知	10.35	6.77	5.02	3.55	2.73	2.68	2.12	1.83	1.80	1.74	37
24 三重	10.52	6.87	5.16	3.57	2.81	2.70	2.09	1.84	1.84	1.79	24
25 滋賀	10.96	7.20	5.33	3.61	2.66	2.56	1.99	1.70	1.63	1.59	47
26 京都	9.72	6.57	4.82	3.42	2.74	2.69	2.04	1.77	1.72	1.69	42
27 大阪	10.29	7.13	5.18	3.80	3.07	2.86	2.26	1.97	1.93	1.87	14
28 兵庫	10.20	6.90	5.01	3.67	2.88	2.76	2.17	1.88	1.81	1.76	29
29 奈良	10.97	7.31	5.07	3.66	2.74	2.57	2.09	1.76	1.71	1.69	43
30 和歌山	9.95	6.78	5.29	3.79	2.94	2.82	2.27	1.99	2.02	1.91	9
31 鳥取	10.12	6.90	5.30	3.67	2.83	2.80	2.22	2.03	1.96	1.84	18
32 島根	10.94	6.78	5.26	3.67	2.68	2.64	2.13	1.85	1.76	1.74	34
33 岡山	10.14	6.69	4.74	3.38	2.73	2.67	2.06	1.80	1.76	1.70	40
34 広島	9.81	6.81	5.04	3.53	2.78	2.65	2.06	1.81	1.77	1.74	36
35 山口	10.49	7.09	5.27	3.71	2.83	2.84	2.26	1.98	1.88	1.89	12
36 徳島	11.98	7.22	5.66	3.96	2.91	2.79	2.23	1.92	1.97	1.89	11
37 香川	10.66	6.91	5.08	3.43	2.75	2.75	2.12	1.88	1.85	1.76	30
38 愛媛	10.06	6.75	5.32	3.53	2.81	2.79	2.24	1.93	1.90	1.92	7
39 高知	10.27	6.96	5.73	3.77	2.92	2.84	2.28	1.98	1.98	1.93	6
40 福岡	10.84	7.05	5.22	3.73	2.91	2.78	2.18	1.90	1.89	1.82	21
41 佐賀	11.87	7.52	5.41	3.74	2.90	2.82	2.16	1.90	1.91	1.86	16
42 長崎	11.58	7.43	5.81	3.82	2.89	2.77	2.24	1.99	1.93	1.86	17
43 熊本	10.73	7.18	5.44	3.57	2.67	2.56	2.03	1.77	1.77	1.75	31
44 大分	11.79	7.40	5.53	3.75	2.83	2.69	2.04	1.78	1.82	1.78	25
45 宮崎	11.36	6.95	5.65	3.81	2.90	2.69	2.14	1.85	1.90	1.80	23
46 鹿児島	11.37	6.91	5.63	3.91	2.88	2.75	2.27	1.95	2.00	1.92	8
47 沖縄	1.93	1.67	2.75	2.18	1.96	2.00	1.86	15
平 均	11.16	7.12	5.33	3.63	2.76	2.70	2.15	1.88	1.97	1.81	
標 準 偏 差	1.10	0.46	0.31	0.31	0.20	0.11	0.11	0.11	0.49	0.11	
変 動 係 数 (%)	9.87	6.45	5.79	8.42	7.38	4.13	5.10	5.96	24.88	6.03	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年、2011および12年は総人口、1960～2010年は日本人人口による。

変動係数 (%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県別、標準化自然増加率：1950～2012年

(%)

都道府県		1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2011年	2012年	順位
全	国	14.36	7.68	10.04	9.14	7.96	6.81	6.58	7.53	7.21	7.38	-
1	北海道	20.77	9.11	8.94	8.22	7.30	5.98	5.82	6.69	6.61	6.65	45
2	青森	19.58	9.88	10.98	9.62	8.09	7.35	6.49	7.29	7.33	7.17	38
3	岩手	17.85	8.84	9.74	10.57	9.46	8.28	7.57	8.02	5.62	7.93	25
4	宮城	18.37	8.66	9.89	10.01	8.38	7.08	6.44	7.03	4.22	7.04	40
5	秋田	16.30	7.27	8.17	9.35	8.34	7.42	7.02	6.94	7.23	7.46	37
6	山形	15.02	7.28	9.01	10.40	9.77	8.74	8.03	8.33	8.12	8.01	24
7	福島	18.91	9.85	10.24	10.82	9.97	8.86	8.28	8.55	7.85	7.92	26
8	茨城	15.80	9.10	11.12	9.90	8.77	7.48	6.97	7.87	7.52	7.75	33
9	栃木	16.31	8.58	10.25	9.75	8.90	7.57	7.41	7.88	7.46	7.72	34
10	群馬	14.63	7.27	10.03	9.61	8.83	7.90	7.47	8.03	7.76	7.55	36
11	埼玉	14.36	7.82	11.56	8.99	7.72	6.30	6.25	6.98	6.74	6.75	44
12	千代田	13.48	8.21	11.39	9.15	7.63	6.31	6.22	7.20	6.96	6.96	41
13	東京都	9.00	5.96	9.18	6.81	5.66	4.46	4.54	5.47	5.12	5.32	47
14	神奈川県	12.58	7.10	11.33	8.94	7.44	6.15	6.00	6.93	6.62	6.82	43
15	新潟	15.55	8.38	9.80	10.12	9.39	7.96	7.13	7.89	7.80	7.89	27
16	富山	13.16	6.86	9.05	9.53	8.51	7.57	7.41	7.81	7.48	7.79	32
17	石川県	12.92	7.88	10.31	10.30	8.83	7.62	7.21	7.94	7.88	8.28	19
18	福井	14.04	9.09	10.54	10.86	9.95	8.68	8.40	9.24	8.96	9.18	7
19	山梨	14.53	8.40	10.34	8.97	8.61	7.89	7.39	8.01	7.72	7.82	30
20	長野	12.02	6.98	9.84	10.15	9.40	8.44	8.05	8.68	8.44	8.53	18
21	岐阜	14.28	8.46	10.48	9.61	8.46	7.57	7.36	8.25	7.97	8.06	23
22	静岡県	15.87	8.90	10.66	9.76	8.72	7.70	7.55	8.67	8.35	8.56	16
23	愛知県	12.58	7.17	11.12	9.78	8.40	7.36	7.14	8.44	8.04	8.08	22
24	三重	12.89	7.66	9.91	9.95	8.81	7.70	7.40	8.53	8.21	8.18	21
25	滋賀	11.80	7.50	10.62	10.75	9.79	8.04	7.59	8.72	8.52	8.68	12
26	京都	9.90	5.92	9.70	8.59	7.55	6.06	5.91	6.76	6.53	6.46	46
27	大阪府	9.85	6.14	10.59	8.37	7.20	6.24	6.05	7.02	6.81	6.90	42
28	兵庫県	11.49	7.07	10.48	9.17	7.92	6.80	6.39	7.64	7.59	7.64	35
29	奈良	10.78	6.48	10.14	8.68	7.75	6.38	6.00	6.90	6.80	7.12	39
30	和歌山	11.93	7.69	10.24	9.60	8.27	7.43	6.97	8.16	8.29	8.57	15
31	鳥取	14.45	8.33	9.15	10.57	10.14	8.59	8.05	8.59	8.85	8.87	10
32	島根	16.54	9.01	9.56	11.07	10.53	8.87	8.28	9.66	9.31	9.69	2
33	岡山	12.66	7.47	10.34	10.41	9.21	7.94	7.44	8.49	8.31	8.23	20
34	広島	13.14	7.45	10.26	10.03	8.86	7.20	7.27	8.88	8.71	8.73	11
35	山口	15.27	7.24	9.34	9.46	8.35	7.50	7.39	8.85	8.64	8.57	14
36	徳島	16.06	7.88	8.98	9.09	8.69	7.45	6.58	7.85	7.85	7.87	28
37	香川	13.46	6.89	9.52	10.06	8.77	8.09	7.84	8.99	8.95	8.96	9
38	愛媛	18.22	8.71	9.54	9.66	8.63	7.40	7.24	8.46	8.57	8.56	17
39	高松	14.32	7.73	8.94	8.33	8.04	7.36	6.91	7.72	7.53	7.83	29
40	福岡	16.41	7.05	8.92	8.90	7.74	6.61	6.46	7.90	7.72	7.81	31
41	佐賀	17.78	9.48	10.09	10.35	9.48	8.86	8.11	9.19	9.13	9.17	8
42	長崎	19.42	12.07	10.98	9.73	9.07	8.18	7.78	9.09	9.04	9.28	5
43	熊本	17.46	9.24	9.13	9.90	9.07	8.37	8.12	9.35	9.33	9.35	4
44	大分	15.57	7.68	8.94	9.62	8.40	7.85	7.70	8.96	8.76	8.61	13
45	宮崎	18.88	10.94	10.23	10.45	9.08	8.68	8.23	9.81	9.73	9.66	3
46	鹿児島	17.34	12.07	10.29	10.28	9.33	8.28	8.02	9.18	9.23	9.24	6
47	沖縄	…	…	…	15.19	12.04	10.08	9.78	10.86	10.72	11.04	1
平	均	14.86	8.15	10.00	9.78	8.71	7.59	7.23	8.16	7.89	8.09	
標	準	2.79	1.37	0.78	1.15	1.02	0.99	0.90	0.98	1.19	1.01	
変	動	18.80	16.79	7.82	11.73	11.72	13.05	12.46	12.04	15.02	12.49	
係	数	(%)										

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年、2011および12年は総人口、1960～2010年は日本人人口による。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率 および合計特殊出生率：2012年

わが国の都道府県別出生力に関する指標の一つとして、研究所では、国勢調査年次、1970年以降は毎年、女性の年齢別出生率および合計特殊出生率を算出・公表している¹⁾。今回は2012年の結果について概説する。

女性の年齢別出生率および合計特殊出生率の算出に用いた資料は次の通り。

出生数（日本人のみ）：厚生労働省大臣官房統計情報部『平成24年 人口動態統計 中巻』

人口（総人口）：総務省統計局『人口推計（平成24年10月1日現在）』

年齢別出生率は5歳階級別に算出した。ただし、母の年齢別出生数の15歳未満は15~19歳に含め、50歳以上は45~49歳に含めた。なお、出生数の年齢不詳分は、既知の（不詳を除く）年齢階級別の分布に応じて按分した。

算出に用いた出生数が日本人であるため、本来であれば年齢別出生率算出の際に分母として用いる女性の人口も日本人にするのが妥当である。しかし、国勢調査間の年次に関しては都道府県別・年齢別に日本人人口が公表されていないため、便宜上、分母人口に総人口を用いている。都道府県との比較のため、全国値についても分母人口に総人口を用い算出した結果を掲載している²⁾。

（佐々井 司・別府 志海・石川 晃）

主要結果

全国の2012年における合計特殊出生率は1.37になり、都道府県別にみると、最も出生率の高い沖縄県（1.90）と最も低い東京都（1.09）との差は0.8ポイントである。その間においては島根県と九州各県の出生率が比較的高くなっており、反対に大都市を抱える地域で顕著に低くなる傾向がみられる（表1）。

平均出生年齢と合計特殊出生率との相関関係をみたものが図1である。東京都と沖縄県が特異な位置にあるが、その他の地域は広く分散しつつも、平均出生年齢が高い地域ほど合計特殊出生率が低いという緩やかな関係を示している。平均出生年齢および合計特殊出生率が特徴的な地域について年齢別出生率のパターンをみたものが図2である。まず、合計特殊出生率が最も低い東京都と高い沖縄県を比較すると、東京都はすべての年齢において低い率を示しているが25~29歳で特に低くなっている。他方、平均出生年齢が最も低い福島県では、合計特殊出生率は全国平均を若干上回る程度の水準であるが、その年齢パターンは特徴的である。すなわち、30歳未満では合計特殊出生率の高い宮崎県、沖縄県をやや下回る程度であるが、30歳以上では両県の水準に遙か及ばない。地域間の合計特殊出生率の差は、年齢別出生率のパターンの違いによって複合的に生じているといえる。

1) 厚生省人口問題研究所（石川晃）「都道府県別人口の出生力に関する主要指標 昭和45年~60年」研究資料 第246号、1987年2月

佐々井司・別府志海・石川晃「都道府県別女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2011年」『人口問題研究』第68巻第4号、2012年12月、pp45~51

2) 分母人口に日本人を用い、かつ年齢各歳別に算出した出生率および合計特殊出生率は本号前掲、別府志海・石川晃「全国人口の再生産に関する主要指標：2012年」を参照のこと。

都道府県別に合計特殊出生率の時系列変化をみると（表2）、概ね全国値の推移に沿った動きがみられる。ただし、都道府県間の分散の程度を表す変動係数が近年上昇する傾向にある一方で、1980年以降は都道府県の合計特殊出生率の平均が合計特殊出生率の全国値を常に上回っていることから、人口の多い都道府県の出生率が全国値を押し下げていることがわかる。また女性の平均出生年齢は、1980年より全体的に上昇傾向を示すなか、変動係数等の推移にみられるように都道府県間の差異が若干拡散する傾向にある（表3）。

次に、合計特殊出生率に対する出生順位別の内訳を示したものが図3、表4である。都道府県間の変動係数をみると高出生順位ほど大きくなり、合計特殊出生率全体の差異も高出生順位の出生水準によって規定されている側面が強いといえる。ただし、合計特殊出生率が相対的に低い、奈良県、宮城県、北海道、京都府、東京都では第1子の出生率が0.6前後と他地域と比べ顕著に低くなっている。なかでも、東京都における低出生率の要因は第2子以上の低さに起因していることがわかる。他方、沖縄県における合計特殊出生率の高さは主として第3子以上の高さを反映している。

図1 平均出生年齢と合計特殊出生率：2012年

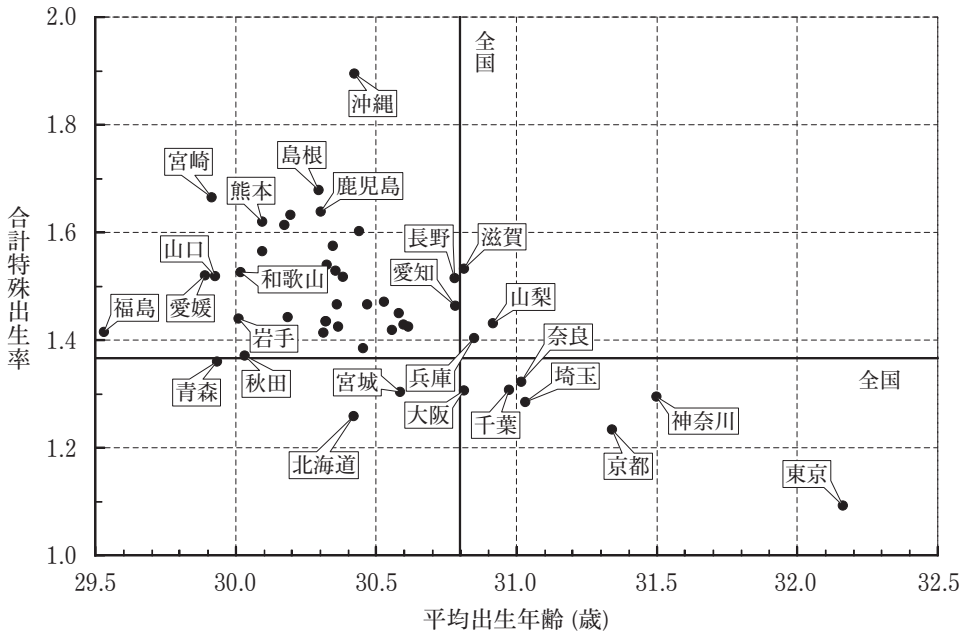


図2 特定地域の年齢別出生率：2012年

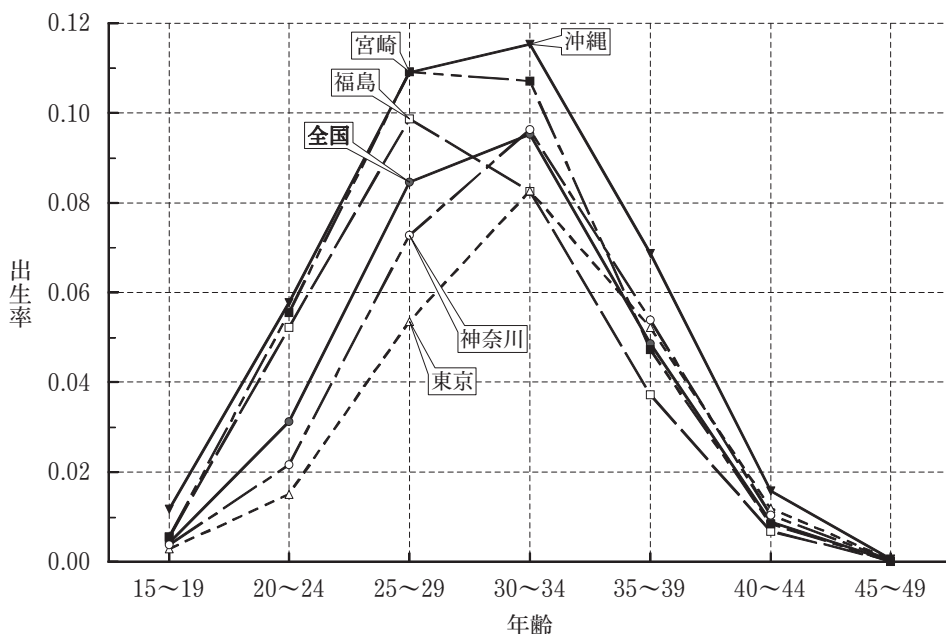


図3 合計特殊出生率と出生順位別合計特殊出生率：2012年

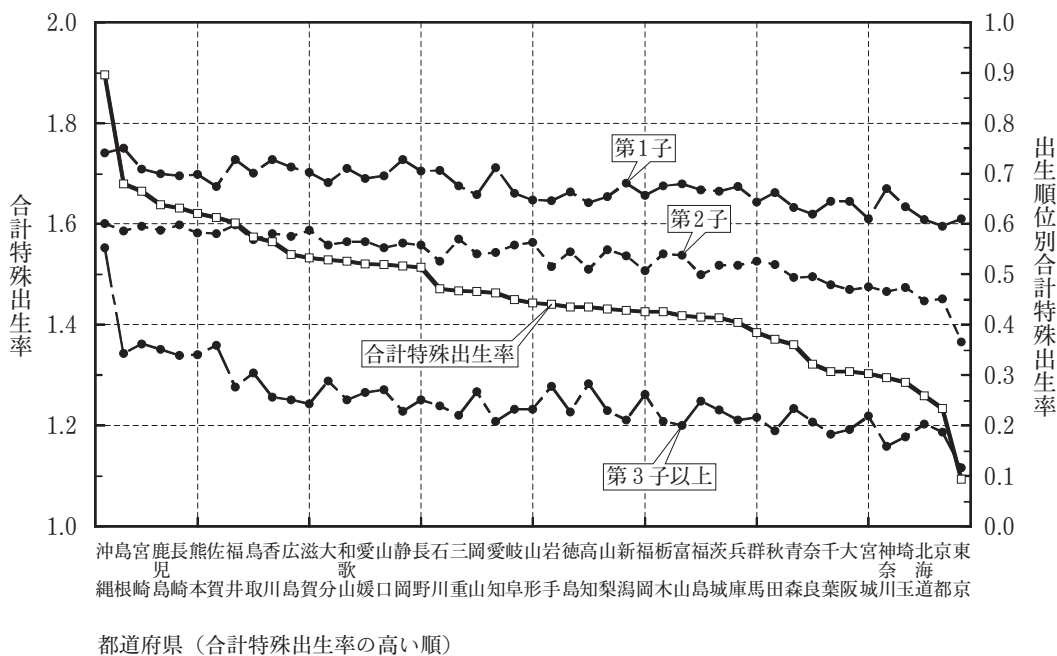


表1 都道府県別、女性の年齢別出生率および合計特殊出生率：2012年

都道府県	女性の年齢別出生率(%)								合計特殊出生率	平均年齢(歳)
	総数	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49		
全 国	38.80	4.33	31.30	84.59	95.24	48.55	8.98	0.24	1.37	30.80
1 北海道	34.92	4.35	33.72	81.08	83.53	41.66	7.36	0.14	1.26	30.42
2 青森	35.81	3.97	45.08	92.94	82.86	39.47	7.49	0.28	1.36	29.93
3 岩手	38.81	3.65	47.20	98.83	85.74	44.48	8.00	0.10	1.44	30.01
4 宮城	38.02	4.07	32.59	83.81	87.72	43.89	8.46	0.18	1.30	30.59
5 秋田	36.15	2.46	44.56	93.23	86.42	40.84	6.52	0.16	1.37	30.03
6 山形	39.29	2.36	41.19	102.81	90.84	44.34	6.85	0.21	1.44	30.19
7 福島	37.62	5.42	52.27	98.62	82.49	37.18	6.80	0.19	1.41	29.53
8 茨城	39.21	5.30	39.69	91.31	92.45	45.30	8.55	0.17	1.41	30.31
9 栃木	40.13	4.04	39.72	92.92	93.90	46.41	7.88	0.18	1.43	30.36
10 群馬	37.66	3.94	35.55	92.15	91.79	45.63	7.79	0.16	1.39	30.45
11 埼玉	36.36	3.92	25.47	77.86	93.86	47.00	8.80	0.15	1.29	31.03
12 千葉	37.20	4.20	27.53	79.22	92.66	48.77	8.79	0.25	1.31	30.97
13 東京都	33.87	2.84	15.01	53.60	82.61	52.26	11.89	0.45	1.09	32.16
14 神奈川	37.35	3.80	21.66	72.76	96.25	53.81	10.42	0.32	1.30	31.50
15 新潟	39.54	2.66	36.70	92.13	98.03	47.64	8.36	0.16	1.43	30.60
16 富山	38.44	2.76	33.74	95.29	98.59	46.00	7.13	0.16	1.42	30.56
17 石川	40.79	3.96	34.88	97.31	102.91	47.60	7.37	0.20	1.47	30.53
18 福井	43.87	3.95	37.00	112.68	109.00	49.27	8.38	0.13	1.60	30.44
19 山梨	37.71	2.95	30.00	91.79	100.73	51.86	8.72	0.21	1.43	30.92
20 長野	41.24	3.55	34.16	97.08	105.95	52.81	9.11	0.25	1.51	30.78
21 岐阜	39.75	3.76	30.90	100.00	100.88	47.31	6.93	0.19	1.45	30.58
22 静岡県	41.80	4.10	40.66	99.86	102.60	47.68	8.37	0.16	1.52	30.38
23 愛知県	41.84	4.22	30.33	93.67	106.66	49.37	8.26	0.17	1.46	30.78
24 三重	40.02	4.36	38.40	97.26	99.53	46.20	7.46	0.16	1.47	30.36
25 滋賀	43.83	3.54	32.33	99.74	108.66	53.21	8.67	0.34	1.53	30.81
26 京都	35.34	3.92	20.02	73.31	91.65	48.05	9.42	0.34	1.23	31.34
27 大阪	37.04	5.32	29.53	77.96	92.78	47.20	8.37	0.26	1.31	30.81
28 兵庫県	38.99	4.08	29.96	87.46	101.17	49.62	8.28	0.23	1.40	30.85
29 奈良	36.06	3.71	25.70	80.67	97.98	48.13	8.00	0.22	1.32	31.02
30 和歌山	39.49	5.63	46.00	103.55	97.24	45.06	7.50	0.28	1.53	30.02
31 鳥取	43.77	5.00	46.00	98.21	105.94	50.11	9.39	0.24	1.57	30.35
32 島根	45.78	3.41	50.00	112.47	105.89	53.52	10.40	0.11	1.68	30.30
33 岡山	41.53	4.89	35.22	98.12	99.93	46.54	8.36	0.23	1.47	30.47
34 広島	42.91	5.85	39.80	101.45	104.51	48.16	8.03	0.13	1.54	30.32
35 山口	41.05	6.25	46.19	102.88	97.95	43.63	6.74	0.17	1.52	29.93
36 徳島	39.61	4.71	37.38	96.11	96.57	45.12	6.96	0.26	1.44	30.32
37 香川県	43.41	5.86	45.21	106.26	100.29	47.17	8.12	0.07	1.56	30.09
38 愛媛	41.22	5.45	49.44	103.18	94.31	43.85	7.70	0.14	1.52	29.89
39 高知県	38.44	4.35	37.57	98.13	94.63	43.36	8.79	0.14	1.43	30.32
40 福岡	41.57	6.04	33.83	89.73	97.18	48.88	9.35	0.14	1.43	30.61
41 佐賀	45.09	4.09	49.21	107.45	103.58	48.85	9.31	0.16	1.61	30.17
42 長崎	43.91	3.80	47.61	111.21	104.47	51.43	7.69	0.18	1.63	30.19
43 熊本	45.31	4.68	51.33	106.49	103.58	48.88	8.98	0.14	1.62	30.09
44 大分	43.08	4.04	41.32	103.21	99.85	48.18	9.11	0.12	1.53	30.35
45 宮崎	46.07	5.57	55.45	109.11	107.03	47.33	8.40	0.12	1.67	29.91
46 鹿児島	45.95	4.64	46.50	107.51	108.31	51.21	9.39	0.16	1.64	30.30
47 沖縄	54.38	11.71	57.81	109.02	115.30	68.74	15.84	0.64	1.90	30.42
平均	40.45	4.41	38.33	95.14	97.80	47.72	8.48	0.20	1.46	30.47
標準偏差	3.79	1.44	9.45	11.92	7.81	4.75	1.52	0.10	0.14	0.46
変動係数(%)	9.37	32.78	24.64	12.53	7.98	9.95	17.91	47.75	9.48	1.52

率算出の分母人口は、総人口(日本に在住する外国人を含む)女性人口1,000についてのものである。

平均(出生)年齢 = $\sum \{(x+2.5) \times {}_5f_x\} / \sum {}_5f_x$

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 $\times 100$

表2 都道府県別、合計特殊出生率：1950～2012年

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2011年	2012年	順位
全 国	3.64 (3.65)	2.02 (2.00)	2.08 (2.13)	1.75 (1.75)	1.52 (1.54)	1.37 (1.36)	1.27 (1.26)	1.39 (1.39)	1.35 (1.39)	1.37 (1.41)	-
1 北海道	4.59	2.17	1.93	1.64	1.43	1.23	1.15	1.26	1.25	1.26	45
2 青森	4.81	2.48	2.25	1.85	1.56	1.47	1.29	1.38	1.38	1.36	38
3 岩手	4.48	2.30	2.11	1.95	1.72	1.56	1.41	1.46	1.41	1.44	25
4 宮城	4.29	2.13	2.06	1.86	1.57	1.39	1.24	1.30	1.25	1.30	42
5 秋田	4.31	2.09	1.88	1.79	1.57	1.45	1.34	1.31	1.35	1.37	37
6 山形	3.93	2.04	1.98	1.93	1.75	1.62	1.45	1.48	1.46	1.44	24
7 福島	4.47	2.43	2.16	1.99	1.79	1.65	1.49	1.52	1.48	1.41	33
8 茨城	4.02	2.31	2.30	1.87	1.64	1.47	1.32	1.44	1.39	1.41	34
9 栃木	4.14	2.22	2.21	1.86	1.67	1.48	1.40	1.44	1.38	1.43	31
10 群馬	3.80	2.03	2.16	1.81	1.63	1.51	1.39	1.46	1.41	1.39	36
11 埼玉県	3.92	2.16	2.35	1.73	1.50	1.30	1.22	1.32	1.28	1.29	44
12 千葉県	3.59	2.13	2.28	1.74	1.47	1.30	1.22	1.34	1.31	1.31	40
13 東京都	2.73	1.70	1.96	1.44	1.23	1.07	1.00	1.12	1.06	1.09	47
14 神奈川県	3.25	1.89	2.23	1.70	1.45	1.28	1.19	1.31	1.27	1.30	43
15 新潟	3.99	2.13	2.10	1.88	1.69	1.51	1.34	1.43	1.41	1.43	29
16 富山	3.57	1.91	1.94	1.77	1.56	1.45	1.37	1.42	1.37	1.42	32
17 石川	3.56	2.05	2.07	1.87	1.60	1.45	1.35	1.44	1.43	1.47	19
18 福井	3.65	2.17	2.10	1.93	1.75	1.60	1.50	1.61	1.56	1.60	8
19 山梨	3.71	2.16	2.20	1.76	1.62	1.51	1.38	1.46	1.41	1.43	28
20 長野	3.25	1.94	2.09	1.89	1.71	1.59	1.46	1.53	1.50	1.51	18
21 岐阜	3.55	2.04	2.12	1.80	1.57	1.47	1.37	1.48	1.44	1.45	23
22 静岡県	3.74	2.11	2.12	1.80	1.60	1.47	1.39	1.54	1.49	1.52	17
23 愛知県	3.27	1.90	2.19	1.81	1.57	1.44	1.34	1.52	1.46	1.46	22
24 三重	3.33	1.95	2.04	1.82	1.61	1.48	1.36	1.51	1.47	1.47	20
25 滋賀	3.29	2.02	2.19	1.96	1.75	1.53	1.39	1.54	1.51	1.53	12
26 京都	2.80	1.72	2.02	1.67	1.48	1.28	1.18	1.28	1.25	1.23	46
27 大阪	2.87	1.81	2.17	1.67	1.46	1.31	1.21	1.33	1.30	1.31	41
28 兵庫県	3.08	1.90	2.12	1.76	1.53	1.38	1.25	1.41	1.40	1.40	35
29 奈良	3.08	1.87	2.08	1.70	1.49	1.30	1.19	1.29	1.27	1.32	39
30 和歌山	3.09	1.95	2.10	1.80	1.55	1.45	1.32	1.47	1.49	1.53	14
31 鳥取	3.45	2.05	1.96	1.93	1.82	1.62	1.47	1.54	1.58	1.57	9
32 島根	3.87	2.13	2.02	2.01	1.85	1.65	1.50	1.68	1.61	1.68	2
33 岡山	3.18	1.89	2.03	1.86	1.66	1.51	1.37	1.50	1.48	1.47	21
34 広島	3.22	1.92	2.07	1.84	1.63	1.41	1.34	1.55	1.53	1.54	11
35 山口	3.62	1.92	1.98	1.79	1.56	1.47	1.38	1.56	1.52	1.52	16
36 徳島	3.97	2.02	1.97	1.76	1.61	1.45	1.26	1.42	1.43	1.44	26
37 香川県	3.38	1.84	1.97	1.82	1.60	1.53	1.43	1.57	1.56	1.56	10
38 愛媛	4.03	2.10	2.02	1.79	1.60	1.45	1.35	1.50	1.51	1.52	15
39 高知県	3.39	1.94	1.97	1.64	1.54	1.45	1.32	1.42	1.39	1.43	27
40 福岡	3.91	1.92	1.95	1.74	1.52	1.36	1.26	1.44	1.42	1.43	30
41 佐賀	4.28	2.35	2.13	1.93	1.75	1.67	1.48	1.61	1.61	1.61	7
42 長門	4.49	2.72	2.33	1.87	1.70	1.57	1.45	1.61	1.60	1.63	5
43 熊本	4.06	2.25	1.98	1.83	1.65	1.56	1.46	1.62	1.62	1.62	6
44 大分	3.90	2.05	1.97	1.82	1.58	1.51	1.40	1.56	1.55	1.53	13
45 宮崎	4.35	2.43	2.15	1.93	1.68	1.62	1.48	1.68	1.68	1.67	3
46 鹿児島	4.19	2.66	2.21	1.95	1.73	1.58	1.49	1.62	1.64	1.64	4
47 沖縄	2.38	1.95	1.82	1.72	1.87	1.86	1.90	1
平均	3.73	2.09	2.09	1.83	1.62	1.47	1.36	1.47	1.45	1.46	
標準偏差	0.51	0.22	0.12	0.13	0.12	0.13	0.12	0.13	0.14	0.14	
変動係数(%)	13.71	10.58	5.53	7.38	7.72	9.03	8.91	9.00	9.57	9.48	

率算出の分母人口は、1950年、2011および12年は総人口、1960～2010年は日本人人口による。
 全国の()内の数値は、分母人口に日本人女性人口を、年齢区分は各歳別率を用い算出したものである。
 変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別、平均出生年齢：1950～2012年

(歳)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2011年	2012年	順位
全 国	29.65	27.86	27.84	27.78	28.98	29.67	29.99	30.51	30.62	30.80	-
1 北海道	30.14	27.48	27.31	27.63	28.81	29.24	29.53	30.04	30.19	30.42	23
2 青森	29.52	27.56	27.08	27.21	28.50	29.04	29.39	29.72	29.80	29.93	43
3 岩手	29.45	27.72	27.52	27.38	28.55	29.17	29.30	29.76	29.88	30.01	42
4 宮城	29.77	27.68	27.54	27.55	28.89	29.41	29.67	30.32	30.40	30.59	15
5 秋田	29.35	26.88	26.78	27.17	28.54	29.18	29.43	30.01	29.85	30.03	40
6 山形	29.50	27.36	27.23	27.41	28.63	29.21	29.42	29.99	30.10	30.19	36
7 福島	30.00	28.01	27.51	27.44	28.48	28.96	29.13	29.59	29.59	29.53	47
8 茨城	30.17	28.46	27.79	27.56	28.69	29.39	29.65	30.12	30.21	30.31	32
9 栃木	30.28	28.48	27.94	27.61	28.64	29.28	29.64	30.12	30.20	30.36	25
10 群馬	30.48	28.59	28.14	27.78	28.83	29.35	29.69	30.24	30.27	30.45	20
11 埼玉県	30.38	28.61	28.14	27.99	29.24	29.97	30.16	30.79	30.89	31.03	4
12 千葉県	29.71	28.15	27.90	27.88	29.17	29.99	30.21	30.69	30.82	30.97	6
13 東京都	29.96	28.54	28.81	28.80	30.07	30.85	31.25	31.87	31.97	32.16	1
14 神奈川県	30.05	28.23	28.25	28.17	29.48	30.31	30.62	31.21	31.32	31.50	2
15 新潟	30.10	27.92	27.70	27.62	28.76	29.43	29.85	30.35	30.37	30.60	14
16 富山	28.50	26.45	26.82	26.99	28.29	29.21	29.70	30.38	30.39	30.56	17
17 石川	29.00	26.83	26.84	26.96	28.40	29.27	29.88	30.37	30.57	30.53	18
18 福井	29.15	27.18	27.06	27.10	28.33	29.41	29.60	30.30	30.19	30.44	21
19 山梨	30.98	29.37	28.70	28.24	29.19	29.76	30.09	30.57	30.70	30.92	7
20 長野	30.36	28.80	28.53	28.33	29.33	29.84	30.06	30.55	30.57	30.78	12
21 岐阜	29.24	27.32	27.39	27.35	28.60	29.36	29.82	30.29	30.39	30.58	16
22 静岡県	29.83	27.74	27.54	27.58	28.77	29.39	29.65	30.20	30.28	30.38	24
23 愛知県	29.34	27.55	27.45	27.42	28.66	29.51	29.87	30.44	30.57	30.78	11
24 三重	29.26	27.16	27.27	27.11	28.24	29.14	29.49	30.01	30.13	30.36	26
25 滋賀	29.77	27.96	27.87	27.68	28.68	29.56	29.95	30.47	30.63	30.81	10
26 京都	29.38	27.92	28.27	28.17	29.34	30.15	30.59	31.10	31.29	31.34	3
27 大阪	29.39	27.74	27.91	27.88	28.99	29.71	30.05	30.47	30.60	30.81	9
28 兵庫県	29.27	27.57	27.82	27.78	28.89	29.65	30.08	30.52	30.66	30.85	8
29 奈良	29.14	27.39	27.68	27.82	28.99	29.95	30.26	30.78	30.86	31.02	5
30 和歌山	29.03	27.31	27.40	27.17	28.20	28.92	29.36	29.81	29.78	30.02	41
31 鳥取	28.88	27.22	27.31	27.42	28.58	29.23	29.50	29.95	30.08	30.35	28
32 島根	28.94	27.32	27.64	27.58	28.50	29.39	29.53	30.00	30.02	30.30	34
33 岡山	28.58	26.81	27.07	27.22	28.39	29.19	29.62	30.10	30.24	30.47	19
34 広島	28.82	27.22	27.37	27.41	28.52	29.31	29.61	29.97	30.14	30.32	29
35 山口	28.95	27.10	27.36	27.41	28.49	29.01	29.32	29.68	29.83	29.93	44
36 徳島	29.17	27.05	27.07	27.18	28.28	29.08	29.46	30.04	30.01	30.32	31
37 香川県	28.74	26.89	27.17	27.17	28.17	28.96	29.42	29.71	29.82	30.09	39
38 愛媛	29.47	27.48	27.47	27.44	28.40	29.06	29.19	29.72	29.72	29.89	46
39 高知	28.25	26.56	27.12	27.39	28.58	29.23	29.64	30.08	30.10	30.32	30
40 福岡	29.64	27.67	28.01	27.91	29.08	29.69	29.98	30.39	30.47	30.61	13
41 佐賀	29.89	28.16	27.90	27.70	28.83	29.32	29.58	29.97	30.05	30.17	37
42 長崎	30.02	28.60	28.30	28.00	29.02	29.49	29.67	29.94	30.02	30.19	35
43 熊本	29.83	27.87	27.46	27.48	28.64	29.18	29.56	29.95	30.04	30.09	38
44 大分	29.44	27.59	27.46	27.51	28.70	29.30	29.58	30.02	30.16	30.35	27
45 宮崎	29.79	27.63	27.35	27.42	28.68	29.16	29.36	29.58	29.63	29.91	45
46 鹿児島	30.33	28.70	28.22	27.95	28.93	29.45	29.69	30.06	30.08	30.30	33
47 沖縄	28.37	29.16	29.25	29.63	30.26	30.28	30.42	22
平均	29.55	27.69	27.62	27.60	28.75	29.42	29.74	30.22	30.30	30.47	
標準偏差	0.58	0.64	0.49	0.39	0.38	0.38	0.40	0.44	0.46	0.46	
変動係数(%)	1.97	2.33	1.77	1.43	1.31	1.30	1.34	1.45	1.53	1.52	

率算出の分母人口は、1950年、2011および12年は総人口、1960～2010年は日本人口による。

平均(出生)年齢 = $\sum \{(x+2.5) \times {}_5f_x\} / \sum {}_5f_x$

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県、出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：2012年

都道府県	合計特殊出生率	出生順位			平均年齢(歳)	出生順位		
		第1子	第2子	第3子以上		第1子	第2子	第3子以上
全 国	1.37	0.66	0.50	0.21	30.80	29.57	31.50	32.98
1 北海道	1.26	0.61	0.45	0.20	30.42	29.12	31.13	32.74
2 青森	1.36	0.63	0.49	0.23	29.93	28.44	30.59	32.58
3 岩手	1.44	0.65	0.52	0.28	30.01	28.44	30.61	32.55
4 宮城	1.30	0.61	0.48	0.22	30.59	29.22	31.27	32.91
5 秋田	1.37	0.66	0.52	0.19	30.03	28.49	31.03	32.69
6 山形	1.44	0.65	0.56	0.23	30.19	28.71	30.83	32.76
7 福島	1.41	0.67	0.50	0.25	29.53	28.10	30.06	32.32
8 茨城	1.41	0.66	0.52	0.23	30.31	28.92	31.08	32.60
9 栃木	1.43	0.68	0.54	0.21	30.36	29.05	30.98	33.04
10 群馬	1.39	0.64	0.53	0.22	30.45	29.06	31.19	32.79
11 埼玉	1.29	0.63	0.47	0.18	31.03	29.86	31.81	33.15
12 千葉	1.31	0.64	0.48	0.18	30.97	29.79	31.81	32.98
13 東京都	1.09	0.61	0.37	0.12	32.16	31.18	33.13	34.26
14 神奈川県	1.30	0.67	0.47	0.16	31.50	30.40	32.36	33.61
15 新潟	1.43	0.68	0.54	0.21	30.60	29.23	31.33	33.14
16 富山	1.42	0.68	0.54	0.20	30.56	29.19	31.28	33.23
17 石川	1.47	0.71	0.53	0.24	30.53	29.10	31.26	33.12
18 福井	1.60	0.73	0.60	0.28	30.44	28.98	30.99	33.08
19 山梨	1.43	0.65	0.55	0.23	30.92	29.64	31.48	33.19
20 長野	1.51	0.70	0.56	0.25	30.78	29.37	31.45	33.24
21 岐阜	1.45	0.66	0.56	0.23	30.58	29.24	31.21	32.86
22 静岡県	1.52	0.73	0.56	0.23	30.38	29.14	31.05	32.70
23 愛知県	1.46	0.71	0.54	0.21	30.78	29.58	31.53	32.94
24 三重	1.47	0.68	0.57	0.22	30.36	29.01	31.04	32.74
25 滋賀	1.53	0.70	0.59	0.24	30.81	29.45	31.48	33.12
26 京都	1.23	0.60	0.45	0.19	31.34	30.15	32.01	33.53
27 大阪	1.31	0.64	0.47	0.19	30.81	29.65	31.51	33.00
28 兵庫県	1.40	0.67	0.52	0.21	30.85	29.69	31.53	32.88
29 奈良	1.32	0.62	0.50	0.21	31.02	29.75	31.77	33.02
30 和歌山	1.53	0.71	0.56	0.25	30.02	28.54	30.79	32.47
31 鳥取	1.57	0.70	0.57	0.31	30.35	28.88	30.88	32.73
32 島根	1.68	0.75	0.59	0.34	30.30	28.82	30.77	32.72
33 岡山	1.47	0.66	0.54	0.27	30.47	29.03	31.07	32.76
34 広島	1.54	0.71	0.57	0.25	30.32	29.03	30.93	32.60
35 山口	1.52	0.70	0.55	0.27	29.93	28.55	30.57	32.14
36 徳島	1.44	0.66	0.54	0.23	30.32	28.94	30.88	32.99
37 香川	1.56	0.73	0.58	0.26	30.09	28.69	30.78	32.53
38 愛媛	1.52	0.69	0.56	0.27	29.89	28.57	30.39	32.24
39 高知	1.43	0.64	0.51	0.28	30.32	28.95	30.83	32.53
40 福岡	1.43	0.66	0.51	0.26	30.61	29.25	31.22	32.86
41 佐賀	1.61	0.67	0.58	0.36	30.17	28.56	30.58	32.55
42 長崎	1.63	0.70	0.60	0.34	30.19	28.67	30.65	32.51
43 熊本	1.62	0.70	0.58	0.34	30.09	28.56	30.56	32.44
44 大分	1.53	0.68	0.56	0.29	30.35	28.89	30.92	32.74
45 宮崎	1.67	0.71	0.60	0.36	29.91	28.36	30.25	32.42
46 鹿児島	1.64	0.70	0.59	0.35	30.30	28.73	30.74	32.71
47 沖縄	1.90	0.74	0.60	0.55	30.42	28.34	30.77	32.84
平均	1.46	0.67	0.53	0.25	30.47	29.09	31.11	32.84
標準偏差	0.14	0.04	0.05	0.07	0.46	0.59	0.55	0.37
変動係数(%)	9.48	5.43	9.13	27.81	1.52	2.02	1.76	1.14

表1の注参照。

書 評 ・ 紹 介

허병도 저

『저출산 고령화의 행복』

도서출판 생각나눔, 2012, 302pp.

「低出産・高齢化の幸福」と題された本書は、少子高齢化が急速に進行している韓国社会において、それが必ずしも悪い結果をもたらすわけではなく、裏を返すと明るい未来が到来するかもしれないことを力説した一冊である。

まず、第1章では「韓国, 世界最上位の人口密度」と題し、狭い国土に人口が多すぎることを述べている。第2章「職のない過剰人口」と第3章「人間の尊厳を破壊する失業」では、過剰な人口による職の不足、またそれにより職を得られない人びとの苦痛について言及しており、失業はひいては周りの人間とのつながりを壊すほど、人びとに与える影響は大きいことを語っている。しかしながら、職の不足は人口が過剰になることのみならず、ここ20年間急速に増加してきた高学歴化という韓国ならではの諸事情は考慮されていない。

第4章「女性が人間らしく生きる権利」では、女性に対する差別や女性が堂々と働く権利を保障することが重要であるとし、特に女性が家事や子どもの養育等を主に担うこと、そして教育費を負担することにより生活の質が低下し得るため、子どもを持たないことにより生活の質が改善されるかもしれないと期待している。第5章「兄弟姉妹が多い人と一人っ子の人間性」では、一人っ子の場合、社会性が十分育たないという考え方は偏見に過ぎないとし、アドルフ・ヒトラーは兄弟姉妹が多い人であるにもかかわらず、凶暴な父親の下で育てられたため、歪んだ性格の持ち主になったとする。その一方で、イエスや孔子は一人っ子でもおおらかな性格を持っていることから、兄弟姉妹数は社会性に大きな影響を与えないとしている。第6章「出産, 自然に対する義務なのか?」では、結婚していない男女に偏見を持っている社会の雰囲気や非難し、結婚しなくても充実した人生を送ることができるとしており、彼らこそが人口減少に大いに貢献していると評価している。第7章「高齢者, 知恵と経綸の宝庫」では、長年生きてきているからこそ得られるであろう高齢者の知恵や経験を活かすことが重要であることを示している。

第8章「政府の財政負担能力と政治的ポピュリズム」では、政権を握るために将来の財政負担能力を考慮せず、無償保育や無償給食のように多額の財政支出を余儀なくされる政策は控えるべきであると主張している。第9章「労働市場の開放, 一緒に暮らす地球村」では、先進国の労働力不足は途上国からの労働者を受け入れることで補うことができ、互いに協力する必要があるとしている。外国人労働者の受け入れにより起こり得る問題は、韓国政府の多文化政策等により、それほど大きな問題まで発展しないと予想している。

将来を予測するデータや人間の幸福を明確に定義し、近い将来日本が直面するであろう人口減少社会について分析している松谷明彦・藤正巖著『人口減少社会の設計』に比べ、本書は主観的な記述やデータに基づいていない断言、そして哲学的思想や一般的ではない見解を裏付けとして例に挙げること等が多く、見解が偏っている感が否めないが、韓国において少子高齢化が望ましいと主張している数少ない一冊であり、十分参考になる著書であると思われる。

(曹成虎)

研究活動報告

2013年京都国際地理学会議 IGU 京都地域会議

国際地理連合の2013年京都国際地理学会議 (International Geographical Union 2013 Kyoto Regional Conference) が2013年8月4日～9日にかけて京都市の国立京都国際会館で開催された。IGUは、地理学に関する世界最大の組織であり、第1回国際地理学国際会議は1871年にアントワープ(ベルギー)で開催され、その後1922年にブリュッセル(ベルギー)で開催された大会で恒久的な組織の設立を決定・正式に発足し、現在は約100ヶ国が加盟しているものである。IGUは4年に一度国際地理学会議 (International Geographical Congress) を開催し、その中間年に地域会議 (Regional Conference) を行ってきた。今回の地域会議は、2011年にサンチャゴ(チリ)で開催された地域会議、2012年にケルン(ドイツ)で開催された第32回国際地理学会議に続くものであり、「地球の将来のための伝統智と近代知」(Traditional wisdom and modern knowledge for the earth's future) がメインテーマに掲げられた。

まず、大会開催初日となる8月4日には楊逸氏の特別講演「地球環境と言葉」及び「ジオパークから学ぶ日本の自然と文化」と題された7名によるパネルディスカッション形式の講演会からなる市民公開講座が開催された。8月5日から8日までの4日間には、3回の特別セッション、221のIGUコミッションが主催するセッションを中心として、日本における地理学系の主要学会や日本人が代表者を務める研究グループが組織するジョイントセッション及び一般セッション等、合計約350のセッションとポスター報告を通じて、約1200の報告が行われた。なお、特別セッションについては、本会議のメインテーマにちなみ3つのサブテーマ(伝統智、環境、東日本大震災)について3名ずつ計9名のゲストスピーカーの基調講演が行われた。これらの基調講演の内容は英文図書として刊行される予定である。

4日間に渡る研究報告期間中に、69ヶ国の大学・研究機関、国際機関、政府機関、NGO等から約1600名の参加があり、当研究所職員からは以下の報告が行われた。

"The fertility contribution of foreign women to Japan"

Masakazu Yamauchi

"Methods and results of regional population projections for Japan conducted by the National Institute of Population and Social Security Research"

Toru Suzuki, Shiro Koike, Masakazu Yamauchi, Keita Suga, Masahiro Kishi,
Hachiro Nishioka, Yuji Esaki

(貴志匡博記)

アクティブ・エイジング検討会 ヴェトナム調査

厚生労働省では、大臣官房国際課国際協力室の主幹で、今年度「Active Aging (活動的な高齢化)における日本の貢献に関する検討会」を行っている。これは、高齢化が今後日本よりも速いスピード

で進行するとされているアジア諸国、とくに ASEAN 諸国の高齢者施策の現状整理を行い、高齢者保健福祉分野における今後の国際協力のあり方について検討することを目的としている。筆者は構成員として参加しており、国内での検討会、調査の他、8月12日（月）より14日（水）まで、ベトナムにおける高齢者施策現状調査に参加した。

ベトナムは人口8,877万人（2012年）一人当たり GDP は1,595USD といまだ発展途上にあるが、合計特殊出生率は1.75（2010-2015年）と急速に低下しており、60歳以上人口割合は2010年では8.4%のところ2025年には15.3%と大きく上昇することが見込まれている。調査では首都ハノイでベトナム保健省や労働省、高齢者協会などを訪れ、さらにハノイ市近郊の民間老人ホームなどを見学したが、日本の1970年代初頭のように、高齢者施設はまだ普及しておらず、高齢者が介護を要するようになると混雑する病院に入院するという状況である。高齢者協会の組織率は全国民の90%強とかなり高いが、単独・夫婦のみの世帯に住む60歳以上高齢者割合は男性29.8%、女性26.8%と、近隣のタイやインドネシアよりも高い割合となっている。共産党を基盤とした住民組織があるので独居もしやすい、という可能性もあるが、ソーシャルキャピタルも含め、地域の役割をうまく把握することが重要だと思われた。（林玲子記）

第9回社会保障国際フォーラム（中国・杭州）

第9回社会保障国際フォーラム（The 9th International Conference in Social Security）が、中国・杭州市にある浙江大学で、8月24日から26日にかけて開催された。テーマは「社会保障の持続可能な発展」であった。本フォーラムは、2005年に鄭功成教授（中国人民大学）の発案で日本社会政策学会国際委員会、韓国中央大学などの協力により始まり、以後、日本、中国、韓国の研究者が毎年持ち回りでやっている。今回のフォーラムでは基調講演のほか、テーマ別セッションとして「医療保障」、「年金保障」、「高齢者介護」、「社会福祉」、「公的扶助」、「就業保障」、「若手セッション」などで研究発表や議論が行われた。今回は、人口高齢化への対応が東アジア地域全体の課題であることを反映するように、医療、年金、介護といった高齢化に関係する研究報告が多かった。一方で、子育て支援、若者の就業支援などの次世代支援に関係する研究報告もみられた。今回は日本、中国、韓国のほか、香港、フィンランド、ドイツなどから約300名が参加した。当研究所からは、小島克久国際関係部第2室長が「韓国と台湾の介護制度の特徴：制度構築プロセス等からみた日本との共通点と相違点」（高齢者介護セッション）で報告を行った。

なお、来年の本フォーラムは2014年9月に中国・北京で開催される予定である。（小島克久記）

第27回国際人口学会大会

国際人口学会（International Union for the Scientific Study of Population）は、4年毎に大会（International Population Conference）を開催する。その第27回大会が2013年8月26～31日に韓国の釜山広域市で開催された。当研究所からは金子隆一（副所長）、林玲子（国際関係部長）、石井太（人口動向研究部長）、岩澤美帆（人口動向研究部室長）、守泉理恵（人口動向研究部室長）、別府志海（情報調査分析部室長）、菅桂太（国際関係部室長）、福田節也（人口動向研究部主任研究官）、鎌田健司（人口構造研究部研究員）、是川夕（人口動向研究部研究員）、中川雅貴（国際関係部研究員）および筆者が、参加または以下の報告（プログラム掲載順）に寄与した。

Reiko Hayashi "Language Specific Mobility Difference in Sub-Saharan Africa"
 Toru Suzuki "Japan's Low Fertility and Policy Interventions"
 Setsuya Fukuda, Ryuichi Kaneko and Rie Moriizumi "Achieving Intended Family Size in Japan"
 Kenji Kamata and Miho Iwasawa "Spatial Variations in Covariates on Fertility in 2005 and 2010: Geographically Weighted Regression for Small Area Estimates of TFR in Japan"
 Vegard Skirbekk, Setsuya Fukuda, Thomas Spoorenberg, Marcin Stonawski and Conrad Hackett "Buddhism and Childbearing in Asia"
 Giampaolo Lanzieri, Miho Iwasawa, Ryuichi Kaneko and Kenji Kamata "Comparing Forecast Methods for Birth-Order Cohort Fertility with an Application to Japan"
 Futoshi Ishii and Giampaolo Lanzieri "Interpreting and Projecting Mortality Trends for European Countries by Using the LD Model"
 Keita Suga "Ethnic Differentials in Effects of the 1st Marriage and Marital Fertilities on Below-Replacement Fertilities in Singapore, 1980-2010: A Lifetable Analysis"
 Ryuichi Kaneko and Ryuzaburo Sato "Entering the Post-Demographic Transition Phase in Japan: Dynamic Social Changes toward New Population Regime"
 Masataka Nakagawa "Income Inequality, Social Capital and Health Status among the Urban Elderly in Japan: A Multilevel Analysis"

今回大会には120ヵ国以上から2500人を越える参加者があり、当研究所の職員以外の日本人も数多く参加した。開会式には陳永保健福祉部長官と許南植釜山市長が列席して祝辞を述べたのに加え、朴槿恵大統領と潘基文国連事務総長のビデオメッセージが流され、韓国が国としていかにこの大会に力を入れたかがうかがわれた。

大会4日目(8月29日)のディベート・セッションのテーマは「開発途上国は環境保護より経済発展を重視すべきか」で、Alex Chika Ezech(ナイジェリア)とDavid Lam(米国)が経済発展重視の立場から、Stan Becker(米国)とEliya Msiyaphazi Zulu(マラウイ)が環境保護重視の立場から意見を述べた。このように基調講演者は立場ごとに先進国と途上国から一人ずつ選ばれたが、フロアからの発言者は意外にも環境保護派は途上国出身者、経済発展派は先進国出身者が多かった。直後の総会では、南アフリカとインドが次回大会(2017年)の開催地に立候補する演説を行った。国際人口学会会長のPeter McDonald(オーストラリア国立大学)は大会終了とともに任期を終え、Anastasia Gage(チュレイン大学)が新会長として閉会式で就任の辞を述べた。(鈴木 透記)

第23回日本家族社会学会大会

第23回日本家族社会学会大会は、2013年9月7日(土)、8日(日)に静岡大学において開催された。1日目は自由報告のほかに、午後から(1)「夫婦の出生力低下をめぐって」、(2)「家族からの自由/家族への自由—家族の内実への挑戦」、(3)「家族からの自由/家族への自由—一生の基盤をつくるネゴシエーション」の3つのテーマセッションが設けられ、参加者と報告者との間で活発な質疑応答がなされた。特に、山田昌弘氏が組織・司会者をつとめたセッション「夫婦の出生力低下をめぐって」の調査分析報告は、社人研で実施している出生動向基本調査の内容と関連しており大変興味深い報告ではあったが、インターネット調査という手法についての有効性と問題点が指摘された。

また、2日目の午後には「地域社会と家族戦略」についてのシンポジウムが開催され、地方の若者就労支援の現場からみる、若者と家族の課題（津富宏）、子どもを持つ避難被災者の行動と心の葛藤（西森由美子）、災害における家族と支援、その制度設計の課題（山地久美子）の3報告がなされた。

その他、自由報告では、介護、子育て、再婚・ステップファミリー、家族制度、世代間関係、生殖と医療、中年期・高齢期、出生行動、東アジアの結婚・家族、恋愛と結婚、仕事と家族、父親の12セッションで合計43の報告があった。

本研究所からは、岩澤美帆氏が「1970年代以降の未婚化と初婚構造の変容—どのような結婚が失われたのか—」、新谷が「親の教育費負担意識と出生意欲—教育費負担によって子ども数を抑制しているのは誰か—」と題する報告をおこなった。（新谷由里子記）

2013年度統計関連学会連合大会

2013年9月8日（日）～11日（水）、大阪大学豊中キャンパスにおいて2013年度統計関連学会連合大会が開催された。同大会は、応用統計学会、日本計算機統計学会、日本計量生物学会、日本行動計量学会、日本統計学会、日本分類学会の共催による開催となっている。大会の参加者総数は979名（チュートリアル参加者数238名、大会参加者数741名）であり、発表件数は324件であった。

筆者は「マイクロデータの利用」のセッションで座長を務めるとともに、「出生動向基本調査と国民生活基礎調査とのデータマッチングを用いた子ども数の分析」との報告を行った。このほか、「公的統計」や「公的データの集計と利用のための技法」など、公的な統計やその二次利用等マイクロデータの応用に関するセッションもいくつか設置され、活発な討論が行われた。特に、「公的統計」のセッションでは、筆者は参加できなかったが、厚生労働省統計情報部關雅夫他による「都道府県別生命表による平均寿命の地域差分析」などの人口統計に関連する報告も行われた。（石井太記）

第6回アジア太平洋人口会議

本誌第69巻第2号（2013年6月刊）では、第6回アジア太平洋人口会議に向けた準備会合参加の報告をしたが、その本会合である第6回アジア太平洋人口会議は予定通り9月16日（月）から20日（金）まで、バンコク国連会議場にて開催され、本研究所からは、金子隆一副所長、林玲子国際関係部長が参加した。

会議は、16日（月）～18日（水）に高級実務者会合、19日（木）～20日（金）に閣僚級会合として行われ、最終的に「人口と開発に関するアジア太平洋宣言」（以下「宣言」）が多数決で採択された。本会議の結果と宣言は、ESCAP（国連アジア太平洋経済社会委員会）地域におけるICPD行動計画のアウトカムとして来年4月の第47回国連人口開発委員会、および第69回国連総会に際し行われるICPD行動計画実施状況評価の特別セッション（来年9月に予定）にフィードバックされることとなっている。

会議には、ESPAC加盟国53ヶ国のうち46ヶ国、準加盟国のうち2ヶ国の計48ヶ国、および多数の国際機関、NGOなどから、総勢500名強の参加があった。日本からは秋葉厚生労働副大臣、阿部外務大臣政務官を筆頭に、厚生労働省、外務省、在タイ日本国大使館などから総勢18名の参加となった。

宣言は、5月の準備会合で議論され、さらにEメールによる各国の協議を経たものが案として提出されたが、今回の会議ではその事前の協議もむなしく議論が再燃し、中絶および同性婚の可否をめ

ぐって、今年6月に未成年者に対する非伝統的性関係プロパガンダ規制を発布したロシアと、イスラームの立場からイランが非容認の立場を明確にして、ESCAPでは異例の投票による採決となった。結果、投票に登録した44ヶ国のうち、38ヶ国が賛成（うち7ヶ国が留保付）、3ヶ国（アゼルバイジャン、イラン、ロシア）が反対、1ヶ国（アフガニスタン）が棄権、2ヶ国（カザフスタン、ウズベキスタン）が投票不参加で、賛成多数で採択された形となった。国連関係の会議では、満場一致による採決が通常であるところ、多数決で採決された文書の国際的な評価は低いといわれる。1994年のカイロ会議から何も進歩がない、というNGO関係者の不満が聞かれたが、時代を越え議論がやまない点を宣言案に盛り込まざるを得ない「人口と開発」という切り口を今後どう扱っていくのか、日本自身の国際的な立場表明も含めて、国内外でのさらなる議論が求められるだろう。いずれにせよ、アジア太平洋地域で今後重要となる人口高齢化や、ユニバーサルヘルスカバレッジも含めた健康対策、雇用も含めた青少年関連等の宣言内容が相対的に矮小化してしまったことは残念である。

ICPD 行動計画レビュー、宣言案の検討と採択という本議題に並行して、青少年のリプロダクティブ・ヘルス、出生登録を含めた civil registration の促進に関するセッションが行われた。またサイドイベントの一環として会議場に日本ブースを設置し、タイにおける JICA 高齢化プロジェクト (CTOP/LTOP) および国立社会保障・人口問題研究所による日本人口動向に関する展示を行った。

本会合の内容は、国連 ESCAP ウェブサイト <http://www.unescapsdd.org/appe> に掲載されている。(林玲子記)

2013年日本地理学会秋季学術大会

2013年日本地理学会秋季学術大会は、2013年9月28日～30日（30日は巡検のみ）、福島大学（福島県福島市）において開催された。一般発表77件、ポスター発表28件が行われた。この他に36件の発表からなる5つのシンポジウム、1つの公開講座と17の研究例会が開かれた。以下に主な人口関連の口頭発表を記す。また、福島県で開催されたこともあり、東日本大震災に関する発表が数多くなされた。

- 「都道府県別高齢者肺炎死亡率の季節変化」……………北島晴美（信州大学）
太田節子（信州医療福祉専門学校）
- 「1995年以降の川崎市における単身世帯の年齢構成の変化」……………桐村 喬（東京大学）
- 「首都圏における出生順位別に見た子育て世帯の居住地選択
—専業主婦世帯と共働き世帯との比較から—」……………佐藤 将（横浜市立大学）
- 「引退移動の勝者と敗者—2010年国勢調査にもとづく市町村別の分析—」…田原裕子（國學院大學）
(貴志匡博記)

日本社会学会第86回大会

日本社会学会第86回大会は、2013年10月12～13日に慶應義塾大学（三田キャンパス）で開催され、54の一般セッション、6の英語セッション、8のテーマセッション（うち英語1）において数多くの報告が行われた。

本研究所からは、岩澤美帆と鎌田健司が「婚前妊娠結婚の動向と既婚女性の働き方への影響」、是川夕が「ポスト人口転換社会における国際移民」、釜野さおりが「共働き家庭の父親のワーク・ファ

ミリー・バランス」(共：追手門学院大学・善積京子，京都華頂大学・斧出節子，大阪大学・高橋美恵子，佛教大学・松田智子)の題目で報告した。

他にも結婚・出生・家族および人口移動に関連する研究発表が多数なされていた。結婚・出生・家族関連のものとして、結婚と将来への展望(首都東京大学・脇田彩)，結婚による性別役割分業意識の変容(福島大学・橋本摂子)，札幌市で実施した子育て支援に関する聴き取り調査に基づく連続報告(北海道大学・金子勇ら5名)，英語セッションCare and PopulationにおけるSocial Attitudes toward Indonesian Care Workers(桃山学院大学・篠原千佳)，Social Attitudes toward Indonesian Care Workers: News Reporting on EPA and Examinations in Indonesia(Bina Nusantara University・Mutaira Median)，Planning Fertility(日本学術振興会・藤田朋子)，Internal Migration and the Renovation-Era Fertility Decline in Vietnam(Phan Ly Dieu)，Socioeconomic Differentials in Declining Marriage Rates in Taiwan(Yen-hsin Alice Cheng)，ステップファミリーの子どもたち調査(大阪産業大学・菊池真理，明治学院大学・野沢慎司)，夫の夫婦関係満足度の規定要因に関する分析(京都大学・永瀬圭)，近代日本における「家族」概念の構成(慶應義塾大学・本多真隆)などが挙げられる。

また、人口移動に関しては、在日・在韓・在台のムスリム移動者における就業行動の関連要因(早稲田大学・小島宏)，「クール・ジャパン」の海外進出を支える国際労働移動(一橋大学・藤岡伸明)，北部イタリアにおける日本人ゲストワーカー(大正大学・澤口恵一)，非集住地に居住する日系ブラジル人の生活展開(北陸学院大学・俵希實)，ブラジル人移住労働者の生活構造におけるジェンダー要因の分析(三重大学・江成幸，他)，宗教と国内人口移動・人口分布(拓殖大学・新田目夏実)，国際結婚における日本人女性のソーシャル・キャピタル(中央大学・開内文乃)，文化資本を重視する日本の高学歴外国人労働市場(ヘルシンキ大学・Hakkarainen Nina)，日本の高度人材受け入れにおける政策的寄与(一橋大学・松下奈美子)，中国系移住者に関する比較社会学的研究(法政大学・田嶋淳子，山東師範大学・趙衛国)といった報告に加え，テーマセッション「マイノリティによるトランスナショナル・ネットワークの実証研究」および一般英語セッションにおいても関連する報告が英語で行われた。

なお、来年7月に、4年に一度の世界社会学会議が横浜で開催されるのを前に、今回の大会では、国際社会学会副会長の講演(University of Johannesburg・Tina UYS)や、プライベートも行われた。(釜野さおり記)

第18回厚生政策セミナー

「国際人口移動の新たな局面～「日本モデル」の構築に向けて」

国立社会保障・人口問題研究所の「厚生政策セミナー」は、平成8年度より年一回のペースで行っており、第18回となる今回は「国際人口移動の新たな局面～「日本モデル」の構築に向けて」と題し、国際人口移動というトピックのうち、特に日本への外国人の移入について講演・議論を行った。

午前の部は社人研・西村周三所長の挨拶の後、筆者が問題提起を行った。次いでオーストラリア・アデレード大学のグレアム・ヒューゴ教授が「国際人口移動の主要動向と日本における関連性“Key trends in international migration and their relevance for Japan”」、京都大学の石川義孝教授が「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？」と題する基調講演を行った。昼食休憩をはさみ午後の部は、上智大学の鬼頭宏教授による「21世紀の国際人口移動政策：歴史的視点からの提言」、青山学院大学の井上孝教授による「人口移動モデルと国際結婚移動」、筑波大学の明石純一

准教授による「国際人口移動に対する政策的管理の限界と可能性」と題するパネリスト講演の後、社人研・金子隆一副所長をモデレーターとして基調講演者、パネリスト、問題提起者によるパネル討論を行った。

日本では国際結婚の割合は2007年から減少し、リーマン・ショックを契機とした世界金融危機、その後の東日本大震災により外国人数も減っているが、少なくとも金融危機による移民数の減少は世界各国で同様にみられていること、地域、特に市町村レベルでの外国人の動向を把握し、地域が発信する外国人統合のイニシアティブを活かす必要がある、といった多くの点について議論がなされた。

ヒューゴ教授は講演のなかで、国際的な国際人口移動の潮流に付け加えて、オーストラリアの移民動向・政策にも詳細な説明を行い、白豪主義から移民国家へと脱皮したオーストラリアの変遷は、ヒューゴ教授個人の一生の間、という短い間になされたもので、関係者で議論を重ねながら少しずつ政策を積み上げていくことが大切である、という等身大の意見には大いに触発されるものがあった。

ちょうど10年前、2003年の第8回厚生政策セミナーも「人口減日本の選択～外国人労働力をどうする？」というタイトルで国際人口移動に関して行われており、10年の歳月を経た今回は、外国人を受け入れるかどうか、「補充移民」という数合わせではなく、いかに社会統合を図るか、という視点に着実にシフトしていることが実感された。

今回の厚生政策セミナーでは、日英同時通訳と並行して、これまでの手話通訳を文字翻訳とし、舞台に設けたモニターに逐次発言内容が文字で表示される方式を導入した。またセミナー内容はUstreamによるライブ動画配信を行い、セミナー後には社人研 Web を通じて YouTube による動画配信を行う予定である。当日の講演資料を含め、www.ipss.go.jp/seminar よりアクセス可能となっている。

(林玲子記)

『人口問題研究』第69巻総目次（2013年）

著者	論文タイトル	号[通巻]	発行	掲載頁
特集Ⅰ：日本の結婚と出生—第14回出生動向基本調査の結果から—（その1）				
金子隆一	特集によせて	1[284]	3.25	1-2
釜野さおり	1990年代以降の結婚・家族・ジェンダーに関する女性の意識の変遷—何が変わって何が変わらないのか—	1[284]	3.25	3-41
鎌田健司	地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究—マルチレベルモデルによる検証—	1[284]	3.25	42-66
特集Ⅱ：東アジアの家族人口学的変動と家族政策に関する国際比較研究（その2）				
小島宏	東アジアにおける子育て支援制度利用経験の関連要因	1[284]	3.25	67-93
特集：日本の結婚と出生—第14回出生動向基本調査の結果から—（その2）				
岩澤美帆	失われた結婚，増大する結婚：初婚タイプ別初婚表を用いた1970年代以降の未婚化と初婚構造の分析	2[285]	6.25	1-34
佐々井司	子育て環境と子育て支援	2[285]	6.25	35-52
石井 太	出生動向基本調査と国民生活基礎調査とのデータマッチングを用いた子ども数の分析	2[285]	6.25	53-73
特集：全国将来人口推計とその応用に関する研究（その1）				
石井太	特集によせて	3[286]	9.25	1-2
石井太	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	3[286]	9.25	3-26
守泉理恵・鎌田健司	主要先進諸国の将来人口推計に関する国際比較	3[286]	9.25	27-47
別府志海	将来人口推計における短期推計について—平成24年推計における平成23年出生率の推計方法を中心に—	3[286]	9.25	48-61
特集Ⅰ：少子・超高齢・人口減少社会の人口移動—第7回人口移動調査の結果から—（その1）				
林玲子	特集によせて	4[287]	12.25	1-3
千年よしみ	近年における世代間居住関係の変化	4[287]	12.25	4-24
小島克久	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—	4[287]	12.25	25-43
中川雅貴	外国からの移動と定住—マルチレベル分析による居住地域要因の検証—	4[287]	12.25	44-64
特集Ⅱ：全国将来人口推計とその応用に関する研究（その2）				
石井太・是川夕・武藤憲真	外国人受入れが将来人口を通じて社会保障に及ぼす影響に関する人口学的研究	4[287]	12.25	65-85
是川夕	日本における外国人女性の出生力—国勢調査個票データによる分析—	4[287]	12.25	86-102
岩澤美帆・金子隆一	分母人口を限定した出生力指標から見る2005年以降の期間合計出生率反転の構造	4[287]	12.25	103-123
研究ノート				
清水昌人	大都市圏における転出入と大学への進学移動	2[285]	6.25	74-87
資料				
鈴木透・小山泰代・山内昌和・菅桂太	日本の世帯数の将来推計（全国推計）2013（平成25）年1月推計—2010（平成22）年～2035（平成47）年—	1[284]	3.25	94-126

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	2011年社会保障・人口問題基本調査 第7回人口移動調査	1[284]	3.25	127-141
坂東里江子・白石紀子	実地調査のあゆみⅠ 旧人口問題研究所における主な実地調査一覧(1996年以前)	1[284]	3.25	142-158
鈴木透・小池司朗・山内昌和・菅桂太・貴志匡博・西岡八郎・江崎雄治	日本の地域別将来推計人口(平成25(2013)年3月推計)ー平成22(2010)ー52(2040)年ー	2[285]	6.25	88-124
坂東里江子・白石紀子	実地調査のあゆみⅡ 国立社会保障・人口問題研究所における実地調査の概要(1997年以降)	2[285]	6.25	125-132
清水昌人・坂東里江子	大学進学にともなう地域間移動の動向	3[286]	9.25	62-73
坂東里江子	国立社会保障・人口問題研究所における「社会保障・人口問題基本調査」二次利用の方法	4[287]	12.25	124-127
統計				
佐々井司・別府志海・石川晃	主要国における合計特殊出生率および関連指標:1950~2011年	1[284]	3.25	159-166
別府志海・石川晃・佐々井司	主要国人口の年齢構造に関する主要指標:最新資料	1[284]	3.25	167-176
別府志海・石川晃	全国人口の再生産に関する主要指標:2012年	4[287]	12.25	128-143
佐々井司・別府志海・石川晃	都道府県別標準化人口動態率:2012年	4[287]	12.25	144-149
佐々井司・別府志海・石川晃	都道府県別にみた女性の年齢(5歳階級)別出生率および合計特殊出生率:2012年	4[287]	12.25	150-156
書評・紹介				
鈴木透	C. Y. Cyrus Chu and Rouh-Rong Yu, <i>Understanding Chinese Families: A Comparative Study of Taiwan and Southeast China</i>	1[284]	3.25	177
今井博之	Lucy Williams, <i>Global Marriage: Cross-Border Marriage Migration in Global Context</i>	1[284]	3.25	178
別府志海	<i>Demography</i> , Volume 47 Supplement	2[285]	6.25	133
小山泰代	Richard Ronald & Allison Alexy (eds.) <i>Home and Family in Japan: Continuity and Transformation</i>	2[285]	6.25	134
千年よしみ	László J. Kulcsár and Katherine J. Curtis, Editors, <i>International Handbook of Rural Demography</i>	3[286]	9.25	74
曹成虎	허병도 『저출산 고령화의 행복(低出生・高齢化の幸福)』	4[287]	12.25	157

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

大淵 寛 中央大学名誉教授
黒須 里美 麗澤大学外国語学部
小島 宏 早稲田大学社会科学総合学術院
佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員
中川 聡史 神戸大学大学院経済学研究科
中澤 港 神戸大学大学院保健学研究科

所内編集委員

西村 周三 所長
金子 隆一 副所長
藤原 朋子 企画部長
林 玲子 国際関係部長
勝又 幸子 情報調査分析部長
鈴木 透 人口構造研究部長
石井 太 人口動向研究部長

編集幹事

佐々井 司 企画部室長
千年よしみ 国際関係部室長
別府 志海 情報調査分析部室長
釜野さおり 人口動向研究部室長
貴志 匡博 人口構造研究部研究員

人 口 問 題 研 究

第69巻第4号
(通巻第287号)

2013年12月25日発行

編 集 者 国立社会保障・人口問題研究所
発 行 者 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011
日比谷国際ビル6階
電話番号：東京(03)3595-2984
F A X：東京(03)3591-4816

印 刷 者 大和綜合印刷株式会社
東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号
電話番号：東京(03)3263-5156

本誌に掲載されている個人名による論文等の内容は、すべて執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

目次 第69巻第4号(2013年12月刊)

特集Ⅰ：少子・超高齢・人口減少社会の人口移動

—第7回人口移動調査の結果から—(その1)

- 特集によせて……………林玲子・1～3
近年における世代間居住関係の変化……………千年よしみ・4～24
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—
……………小島克久・25～43
外国からの移動と定住
—マルチレベル分析による居住地域要因の検証—…中川雅貴・44～64

特集Ⅱ：全国将来人口推計とその応用に関する研究(その2)

- 外国人受入れが将来人口を通じて社会保障に及ぼす
影響に関する人口学的研究…石井 太・是川 夕・武藤憲真・65～85
日本における外国人女性の出生力
—国勢調査個票データによる分析—……………是川 夕・86～102
分母人口を限定した出生力指標から見る2005年以降の
期間合計出生率反転の構造……………岩澤美帆・金子隆一・103～123

資料

- 国立社会保障・人口問題研究所における「社会保障・人口問題
基本調査」二次利用の方法……………坂東里江子・124～127

統計

- 全国人口の再生産に関する主要指標：2012年……………128～143
都道府県別標準化人口動態率：2012年……………144～149
都道府県別にみた女性の年齢(5歳階級)別出生率および
合計特殊出生率：2012年……………150～156

書評・紹介

- 허병도 『저출산 고령화의 행복(低出生・高齢化の幸福)』
(曹成虎)……………157

研究活動報告……………158～164

総目次……………165～166