# 人口問題研究

Journal of Population Problems 第75巻第4号 2019年

特集 I:東アジア, ASEAN諸国の人口高齢化と人口移動に関する

総合的研究

特集Ⅱ:第8回人口移動調査の結果から(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. 查読制度

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75巻第4号(2019年12月)

# 特集 I:東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する 総合的研究

特集に寄せて鈴木 透•283~2	284
東アジアの人口問題とその起源鈴木 透・285~3	304
外国人人口を含む人口統計で検証する台湾の UHC …小島克久・305~3	323
期間出生力の生命表分析:シンガポール,1980~2015年	
·····································	44
インドネシアにおける世帯内介護需要と若年人口移動の関連	004
<ul><li>─ IFLSによる縦断データを用いた分析 ─ ·······中川雅貴•345~3</li></ul>	
外国人介護人材の人口的側面とその国際比較林 玲子•365~3	80
特集Ⅱ:第8回人口移動調査の結果から(その2)	
非大都市圏出生者におけるUターン移動の変化に関する分析 中川雅貴•381~4	100
職業キャリアと国内人口移動・・・・・・・・塚崎裕子・401~4	
研究論文	
小地域スケールにおける無居住化リスクの検証	
一消滅可能性都市と限界集落の基準に着目して一 井上孝・井上希•421~4	191
	:01
資料 ····································	
都道府県別にみた日本人男女年齢(5歳階級)別転入率,転出率 および転入超過率:2014~2018年	
	48
書評・紹介	
Dimiter Philipov, Aart C. Liefbroer, and Jane E. Klobas,	
Reproductive Decision-making in a Macro-micro Perspective	
(岩澤美帆)	
研究活動報告 • • • 450~4	56
TICAD7 サイドイベント-2019年度日本建築学会大会(北陸)-	
SilverAge スリランカ老年学国際会議-日本家族社会学会第29回大	
会-バングラデシュ人口高齢化調査-2019年日本地理学会秋季学術 大会-オランダ経済政策分析局レクチャー-地域生命表に関する国	
際ワークショップ(International Workshop on Subnational Life	
Tables)における研究報告-G20保健大臣会合サイドイベント アジ	
ア健康構想(AHWIN)フォーラム-地理情報システム学会第28回 研究発表大会-南部アメリカ人口学会2019年大会-第11回国際老年	
学会・アジア/オセアニア大会-MOHW-PCASPP-OECD 合同会	

議等への参加-日本健康学会

※例年第4巻に掲載している統計「全国人口の再生産に関する主要指標」、「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」および「都道府県別標準化人口動態率」は、厚生労働省『人口動態統計』の公表が遅れたために次号の掲載とします。

# Journal of Population Problems (JINKO MONDAI KENKYŪ) Vol.75 No.4 2019

Special Issue I: Comprehensive Study on Population Aging and Migration in East Asian/ASEAN Countries
Introduction ····· Toru Suzuki • 283-284
Historical Roots of Contemporary Population Issues in Eastern Asia
Taiwan UHC Review with Population Statistics including Foreign Residents
A Period Fertility Table Analysis: Singapore, 1980-2015
The Association between Demand for Caregiving to the Elderly and Migration of Young Adult Household Members in Indonesia:  Longitudinal Evidence from the <i>Indonesian Family Life Survey</i>
International Comparison of the Foreign Care-worker DemographyReiko HAYASHI*365-380
Special Issue II: In-depth Analyses of the Results of the Eighth National Survey on Migration (Part II)
Recent Changes in Return Migration to Prefecture of Birthplace in the Non-metropolitan Regions
Occupational Careers and Internal Migration · · · · · Yuko Tsukasaki • 401-420
Article  An Examination of the Risk of Becoming Uninhabited at the Small Area Scale:  Using Data from the Web System of Small Area Population Projections for the Whole JapanTakashi INOUE and Nozomu INOUE•421-431
Material Rates of In-Migration, Out-Migration and Net Migration by Age, Sex and Prefecture (Japanese, 2014-2018) ·······Masahiro Kishi, Yasushi Mineshima and Masato Shimizu•432-448
Book Review  Dimiter Philipov, Aart C. Liefbroer, and Jane E. Klobas, Reproductive Decision-making in a Macro-micro Perspective (M. IWASAWA) ***449
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

#### 東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究

# 特集に寄せて

# 鈴 木 透

本特集は、厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課題推進のための行政施策に関する研究事業)「東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究」(平成27~29年度)の成果をまとめたものである。国立社会保障・人口問題研究所では、平成14(2002)年度から厚生労働科学研究費を受けて、東アジアの出生力低下およびそれと関連する人口変動に関する研究プロジェクトを継続してきた。今回とりまとめたプロジェクトは、一連の東アジア人口研究の五回目に当たる。過去四回のプロジェクトは、以下の通りである。

「韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究」 平成14~16年度 政策科学推進研究事業(主任研究者:小島宏)

「男女労働者の働き方が東アジアの低出生力に与えた影響に関する国際比較研究」 平成18~20年度政策科学推進研究事業(主任研究者:鈴木透)

「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」 平成21~23年度政策科学推進研究事業(研究代表者:鈴木透)

「東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究」 平成24~26年度地球規模保健課題推進研究事業(研究代表者:鈴木透)

過去のプロジェクトでも東アジア低出生力国の一つとしてシンガポールを対象としてきたが、今回からはマレーシア、インドネシア、タイといった他の ASEAN 諸国も包含し、より広い視座から人口高齢化と人口移動を分析した。実際、東アジアではモンゴル以外の全ての国、東南アジアでもシンガポール・タイ・ベトナム・ブルネイが置換水準を下回る出生率を示す。これらの国に加え、マレーシア・ベトナム・インドネシア・ミャンマーも人口ボーナスが間もなく終了し、従属人口比が上昇に転じると予想される。また日本以外の全ての東アジア・東南アジア諸国で、65歳以上人口の急増が予測されている。こうした人口動向は、多くの国で経済発展を抑圧し、老人扶養負担を増やすだろう。

日本・韓国・台湾・シンガポール・香港・マカオ以外の国・地域の生活水準は先進国並 みに達しておらず、「未富先老」問題が顕在化する。フィリピンやインドネシアのような 介護労働者の送出国でも、高齢化により介護需要が増加し、介護労働者の出国が減る可能性がある。また扶養・介護の脱家族化が順調に進まなければ、若年労働者の国内移動をも抑圧し、労働市場の梗塞や個人の職業達成を阻害する恐れもある。一方、東アジアの先進国・地域では極端な低出生力と急激な人口高齢化が進み、遠からず世界で最も高齢化した地域になると予想される。国内人口移動・分布に関しては多様性がみられ、最も急激に都市化した韓国では、首都機能の一部がソウル市から世宗市に移転された。韓国と台湾は日本より積極的な外国人労働者導入政策を採用しており、このため外国人人口割合は日本を凌駕するに至った。

本特集は五編の論文から成る. 鈴木論文は東アジアの長期的な人口変動を概観し、その歴史的・文化的根源を議ずる. 韓国・台湾の極端な出生力は儒教的家族システムと急激に西欧化した家族外システムとの乖離から解釈される. 中国の早すぎる高齢化は、18~19世紀に人口転換と経済成長を同調できなかった失敗の再現とみなされる. 韓国・台湾の人口移動の相違は、日本統治時代の農業様式の差異に遡る.

林論文は、日本における外国人介護従事者の記述統計を提示し、また国際比較を行っている。日本の介護産業従事者における外国人割合(または外国生まれの割合)は、予想されるように欧米先進国に比べはるかに低い。昨年の入管法改正により今後は増加が見込まれるが、「最大で5年間で6万人を受け入れ」という計画の最大値が実現する可能性は低く、実際には2万人程度と評価している。

小島論文は、台湾における UHC (Universal Health Coverage) の評価として、全民健康保険の加入率や未加入者数を分析している。それによると近年の加入率は98%に達しており、外国人労働者や配偶者は台湾戸籍者より低いとは言え90%前後に達している。

菅論文は、1980年以降のシンガポールの結婚・出生力変動に対する生命表分析を行う. この方法はテンポ歪曲に対し頑強な結婚・出生力水準の算出と、精密な要因分解を可能にする. 中国系とマレー系では、出生力低下に対する晩婚化・未婚化の寄与と結婚後の出生力低下の寄与が異なっていたことが示される.

中川論文はインドネシアのマイクロデータを用い、世帯内高齢者ケア需要が若年層の人口移動に及ぼす影響を分析している。健康状態が悪い高齢世帯員との同居は若年層の移動を抑圧し、近居する親の健康状態が悪い場合はその影響が強化される。また今後きょうだい数の減少によって移動性向がさらに低下する可能性が示唆される。

#### 特集 I:東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究

# 東アジアの人口問題とその起源

# 給 木 诱

現代の東アジアにおける人口問題の歴史的・文化的根源について考察する。韓国・台湾の世界最低水準の出生率は、急激に変化する家族外システムと、緩慢にしか変化しない家族システム間の乖離から解釈される。儒教家族に特徴的な文化的不適応として、家族内のジェンダー不平等、強い親子紐帯、母親の独占的役割、高い教育熱、肉体労働への蔑視等が指摘できる。中国が韓国・台湾と同様の発展段階に至れば、極端に低い出生率が出現する可能性がある。中国の「未富先老」問題は経済発展と人口転換を同調できなかったことによるが、そうした同調の失敗は18世紀にも起きていた。韓国の国内・国外人口移動は台湾より活発だったが、これは日本統治時代以来の農業様式の差異に起因する。韓国・台湾の外国人割合は日本を上回るに至ったが、これは積極的な外国人労働者政策による。

#### はじめに

東アジアは、経済的にも人口学的にも変動の最前線である。1970年代までに日本は世界 第2位の経済体となり、日本を追うアジア NIEs、次いで中国の高度経済成長により、東 アジアは世界経済の成長エンジンになった。人口学的には、東アジアは世界最低水準の出 生率により人口高齢化の最前線に立っている。合計出生率の全国値が1.0を下回った例は、 都市国家を除けば韓国と台湾だけで、韓国は2018年に0.98、台湾は2010年に0.895を記録 した. 1990年代に南欧・東欧に極低出生力 (Kohler, et al. 2002) が出現したが、最も長 く1.3未満の TFR が続いたイタリアとスペインも11年でこの線を回復した.しかし韓国・ 台湾の極低出生力は15年以上続いており、いつ1.3線を回復できるかわからない状況であ る. このため急激な高齢化は不可避で、2060年までに韓国・台湾の65歳以上割合は日本を 上回り、東アジアは世界で最も高齢化した地域になるだろう。おそらく中国の出生力が日 本を下回ったことはないが、1.5~1.6の水準だとしても相当な高齢化は不可避である。中 国の人口高齢化は、日本・韓国・台湾より早い発展段階で進行することになり、高齢者の 福祉悪化が懸念される.東アジア諸国は経済発展の過程で急激な都市化を経験したが,特 に韓国の都市化は激甚で、部分的ながら首都移転が実施されるに至った。台湾との差は、 日本統治時代の農業様式の差異に起因する、韓国・台湾は日本に先立って外国人雇用許可 制を実施したこともあり、外国人人口割合は既に日本を上回っている。しかしその割合は 欧米先進国を大きく下回っており、今後日本・韓国・台湾を核とする国際人口移動が加速 する可能性もある.

## I. 出生力の文化決定論

1950~60年代の欧米先進国の出生力は、おおむね置換水準を上回る水準で安定していた。しかし1970年代に北西欧および英語圏先進国の出生率は一斉に置換水準未満まで低下し、第二人口転換(van de Kaa 1987)と呼ばれた。表1には1960年以後記録された合計出生率の最低値を示したが、第二人口転換の先頭に立った北西欧および英語圏先進国の出生力低下は相対的に緩慢だった。多くの国が1.5以上の合計出生率を維持し、1.5を下回ったことがあるカナダ、オランダ、デンマークも比較的短期間で1.5以上に回復した。

多くの人口学者は、中国の人口センサスにおける合計出生率(2000年に1.22、2010年に1.19)を低すぎるとして信頼していない。国連人口部は1999年の1.595を中国の合計出生率の最低値と考えている(UNPD 2019)。一方で郭志剛と顧宝昌は、1970年代前半コーホートの完結出生率は1.5人程度と考えられ、2010年の合計出生率は不自然ではないと主張している(Guo and Gu 2014)。表1には国連の推計値と人口センサスによる最低値の両方を示した。

1990年代に入ると南欧、東欧、旧ソ連圏では合計出生率が1.3以下となる極低出生力 (Kohler, et al. 2002) が出現した。これらの国の多くは1980年代に初めて置換水準を下回っており、1970年代後半に置換水準を下回った日本とイタリアを含め第二人口転換の後発走者と見ることができる。先発走者で極低出生力に至ったのはドイツだけで、独語圏でもスイスやオーストリーの合計出生率は1.3を下回ったことがない。東欧・旧ソ連圏の極低出生力は、冷戦崩壊後の市場経済への移行に伴う混乱の影響と見られる。

国•地域	文化圏	最低値	(年)	国•地域	文化圏	最低値	(年)
米国	英語圏	1.74	(1976)	ドイツ	独語圏	1.24	(1994)
豪州	英語圏	1.73	(2001)	ギリシャ	南欧	1.23	(1999)
フランス	北西欧	1.66	(1993)	ポーランド	東欧	1.22	(2003)
英国	英語圏	1.63	(2001)	ポルトガル	南欧	1.21	(2013)
中国(国連推計)	東アジア	1.60	(1999)	イタリア	南欧	1.19	(1995)
スウェーデン	北西欧	1.50	(1999)	中国(センサス	く) 東アジア	1.19	(2010)
カナダ	英語圏	1.49	(2000)	スペイン	南欧	1.16	(1998)
オランダ	北西欧	1.47	(1983)	ロシア	東欧	1.16	(1999)
デンマーク	北西欧	1.38	(1998)	チェコ	東欧	1.13	(1999)
スイス	独語圏	1.38	(2001)	ブルガリア	東欧	1.09	(1997)
オーストリー	独語圏	1.33	(2001)	韓国	東アジア	0.98	(2018)
ルーマニア	東欧	1.27	(2002)	台湾	東アジア	0.895	(2010)
日本	東アジア	1.26	(2005)				

表 1 合計出生率の最低値

(資料) OECD Family Database, UNPD (2019), 行政院主計總處

しかし市場経済化という追加的要因がなかった韓国・台湾の出生率がさらに低い水準まで低下したのは、東欧・旧ソ連圏を上回る激烈な変動があったためとは考えにくい. した

出生力低下の度合いは、急速に変化する社会経済システムと、ゆっくりとしか変化しない家族システムの間の乖離に依存すると考えられる。産業革命の開始から現在に至るまで、近代化・ポスト近代化を率いてきたのは英米のアングロ・サクソン社会だった。したがってアングロ・サクソンの家族パターンに近いほど現代の社会経済システムに適合的で、遠いほど社会経済システムと家族システムの乖離が大きくなり、出生力低下も激甚なものになる。

伝統的な儒教家族には「忠」より「孝」の優先、厳格な女性隔離、父系制と同姓不婚・異姓不養といった、日欧の封建家族と異なる特徴があった。教育・職業・政治・福祉といった家族外の社会経済システムに関しては、東アジア諸国は急激な変化を達成したが、家族システムの変化はより緩慢と考えられる。たとえば家族外でのジェンダー平等は急速に改善され、女性の教育・職業・政治的参加は急激に増えた。しかし夫婦間の役割分担や、子の性別による親の態度・期待の差異といった家族内のジェンダー平等は、教育・職業・政治分野ほど急激に変化しない。McDonald(2000)の命題5「ジェンダー間平等が個人志向的制度で高まりながら、家族志向的制度で低い水準にとどまれば、出生率は非常に低い水準まで低下する」は、まさに社会経済システムと家族システムの乖離が出生力低下の大きさを決定することを述べたものである。

日本・韓国・台湾・中国の四ヵ国・地域のうち、家族外のジェンダー平等度が最も高いのは台湾だろう。行政院主計總處(2016a, 2016b)によると、国連開発局の GII(Gender Inequality Index)で見ても、世界経済フォーラムの GGG(Global Gender Gap)で見ても、台湾のジェンダー平等度は東北アジアで抜きん出て高い。一方、家族内のジェンダー平等度が最も低いのも台湾である可能性が高い。2006年の EASS(East Asian Social Survey)モジュールにおける家族意識を見ると、日本・韓国・中国・台湾の四ヵ国・地域のうち台湾が最も伝統的・保守的な家族意識を保持していた。たとえば「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」に強く賛成した割合は台湾(15.4%)が最も多く、韓国(9.7%)、中国(5.6%)、日本(2.2%)を大きく上回った(岩井・保田 2009)。出生性比を見ても、韓国は2011年以後106を超えておらず正常値の範囲だが、台湾は2017年でも107.6と正常化

が遅れている。台湾の合計出生率は2010年に0.895と信じ難い水準まで低下し、それ以外の年もおおむね韓国を下回るが、急激に発展・改善した社会経済システムと変化が緩慢な 家族システムとの乖離がその背景にあると考えられる。

McDonald (2000) の命題は家族以外のシステムと家族システムの乖離が出生力低下に影響することをジェンダー領域について述べたものだが、こうした不適応はジェンダー領域に限らない. たとえば「孝」を最優先する儒教家族では伝統的に親子紐帯が強く、情緒的相互依存を強化し自律性を損なう可能性がある. 日本の「パラサイト・シングル」(山田 1999) に似た概念として、韓国では「カンガルー族」、中国では「啃老族」という言葉が登場し、自立しない/できない若者を批判している. 1990年代にイタリアの人口学者が指摘したように (Dalla Zuanna 2001, Livi-Bacci 2001)、離家・結婚の遅れが晩産化・少産化を促進する側面は否定できない. また三歳未満の乳幼児は母親がもっぱら世話をすべきとし、育児サービスの利用を忌避する傾向は台湾で特に強い (Lee and Lin 2016).

東アジアでは教育熱が伝統的に高く、大学進学率も高い。また儒教圏特有の肉体労働の 蔑視が強いホワイトカラー志向を生み、熾烈な競争社会を出現させ、結婚・出産を阻害し ている。韓国で「三抛世代」「N抛世代」「ヘル朝鮮」といった流行語が生まれるのも、競 争の過酷さを示唆するものと言える。職人が尊敬される日本と異なり、画一的な価値観の ため誰もがホワイトカラーを目指すことが競争を激化させており、これも文化的不適応の ひとつと言える。

中国の経済成長率はいまだに高く、若年労働市場もさほど悪化していない。子世代は親の時代よりも高い生活水準の達成を期待できる。大学も大衆化しておらず、すべての親が子を大学に進学させようとする状況ではない。したがって出生率低下の要因は、韓国・台湾に比べまだ弱いと言える。この状況でセンサスが示唆するように出生率が既に韓国・台湾の水準まで低下しているとは信じ難く、国連人口部が推定するように合計出生率は1.5以上を維持していると思われる。

しかし今後一人当たり所得が上昇して大学が大衆化し、経済成長が鈍化して若年労働市場が悪化すれば、韓国・台湾と同程度の極低出生力が出現する可能性が高い。さらに韓国・台湾よりはるかに深刻な出生性比の歪みや、中国南部を中心に見られる宗族の復興現象(瀬川 2007)、世界価値観調査に見られる伝統回帰(Halman et al. 2008)等を勘案すれば、中国における社会経済システムと家族システムの乖離は韓国・台湾よりさらに大きくなる可能性がある。その場合、中国の出生率低下は韓国・台湾を凌駕する史上未曾有の激甚なものになるだろう。

#### Ⅱ. 人口変動と経済発展の同調

出生率低下はまず年少人口の減少をもたらすため、従属人口指数は低下を開始する。従属人口指数の低下は純生産者の相対的増加を意味し、経済生産と貯蓄・投資に有利な状況の到来をもたらす。このため従属人口指数の低下は、人口ボーナス(demographic bonus)、

人口学的贈物 (demographic gift), 人口学的機会の窓 (demographic window of opportunity), 人口学的配当 (demographic divide) などと呼ばれ, 経済発展を促進す るとされる. しかし出生率が低下して数十年が経てば、年少人口に加え生産年齢人口も減 少を開始し、老年人口だけが増加を続ける状態になる。こうなると従属人口指数も上昇に 転じ、経済発展に不利な人口オーナス(demographic onus)と呼ばれる状況になる。

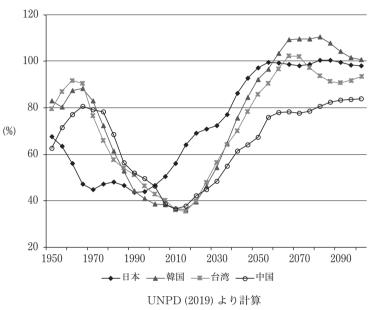


図1 東アジアの従属人口指数

日本で出生率が急低下したのは1950年代,韓国・台湾は1960年代以降である。これらは いずれも高度経済成長の初期に当たり,以後人口ボーナスが経済成長を促進したと考えら れる. ボーナスが終了し従属人口指数=  $(0 \sim 14歳+65歳以上) / 15 \sim 64歳人口が上昇に$ 転じるのは、図1に見るように日本は1990年以降、韓国・台湾は2015年以降である。ボー ナスが持続した約半世紀間、経済成長は必ずしも順調だったわけではないが、日本・韓国・ 台湾はボーナスを十分に活用できたと言える.

韓国・台湾の出生率は1980年代に置換水準に到達したのに対し、中国が置換水準に達し たのは1990年代で、10年ほど遅かった.しかし従属人口指数は、韓国・台湾が2015年を底 に上昇に転じたのに対し、中国は2010年を底に反転している。これは2010年以後の小規模 なベビーブームの影響である.中国では,その前後のコーホートより出生数が多かった 1980年代後半生まれの女子が20代後半に入った2010年頃から出生数が増え始めた. さらに 一人っ子政策緩和の影響も加わり、粗出生率は2010年の11.9‰から2017年には12.4‰に上 昇した.このため年少従属指数=0~14歳/15~64歳人口が上昇し,その影響で従属人口 指数も2010年以後上昇に転じた.

1970年代に韓国・台湾が高度経済成長を遂げ、アジア NIEs の躍進が脚光を浴びた時期

にも、中国は大躍進・文化大革命と相次ぐ反資本主義的政策によって経済は停滞していた. 人口ボーナスが韓国・台湾より先に終わってしまったにもかかわらず、経済成長の開始時期は韓国・台湾より大幅に遅れたため、中国は人口学的利点を十分に活用できないまま高齢化を迎えてしまう.経済成長の成果を充分に積み上げる前に老化が始まってしまう「未富先老」を憂える論調は、中国のメディアによく見られる.この問題は、韓国・台湾より経済発展が低い段階で、韓国・台湾とほぼ同時に人口高齢化が進行することによる.当然年金・医療・介護といった社会保障制度の発展も韓国・台湾より遅れており、今後は高齢者福祉の深刻な悪化が懸念される.

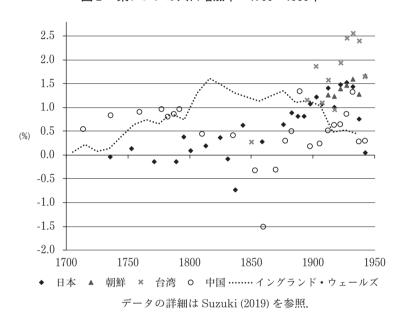


図2 東アジアの人口増加率:1700~1950年

中国が人口変動と経済発展の同調に失敗したのは、これが初めてではない。図2に見るように、中国人口の増加は18世紀前半から加速しており、これはイングランド・ウェールズより先行していた。McNeil(1976)によると、18世紀半ばまでにユーラシア大陸では新しい疫学的バランスが達成され、罹患する可能性がある感染症は小児病となって免疫が行きわたっていた。これは本来なら人口増加に直結するはずだが、ヨーロッパでは寒冷化、戦争、都市化等によってすぐには人口増加につながらなかった。一方、18世紀中国では平和が続き、租税の上限がよく守られ、新作物を利用した農地開発が順調に続いたため、ヨーロッパより早く人口増加が加速した。

しかし英国をはじめとする西欧諸国が産業化を達成し、長期にわたる人口と経済の同時成長を遂げたのに対し、中国では産業革命が起こらず農耕社会の限界に突き当たって人口崩壊を起こした。19世紀初頭には耕地拡張が限界に近づき、一人当たり食糧摂取量が減少し、小規模な不作でさえ飢饉につながるようになった。貧困と社会的混乱にアヘンの蔓延

まで加わり,労働生産性が低下し経済は停滞した. ついに太平天国の乱 (1850~64年), 捻軍起義 (1855~68年),回民反乱 (1862~73年)と相次ぐ内乱の中で,人口は7,000万人 以上減少したと考えられている (上田 1995).

これに対し日本は17世紀に人口と農業生産の急成長を経験した後、18世紀からは停滞期に入っていた。享保・天明・天保の三大飢饉時にはある程度の人口減少があったが、19世紀半ばの中国のような人口の激減はなかった。プロト工業化による人口増加は19世紀半ばには始まっていたが、開国・明治維新後には本格的な産業化につながった。英国より先に人口増加が始まって農耕社会の限界にぶつかった中国と異なり、日本はちょうど良いタイミングで英国モデルを学び、世界経済に組み込まれることで農耕社会の限界を突破することができた。20世紀前半には、日本に併合された台湾と朝鮮でも、農耕社会ではあり得ない人口と経済の急激な同時成長が実現した。東アジアでは中国だけがあまりにも早く人口増加を始めたために、英国モデルを導入する間もなく人口崩壊を起こし、20世紀前半まで人口と経済の成長が停滞する結果となった。そして20世紀後半にはちぐはぐな人口政策と経済政策のため、再び人口変動と経済発展の同調に失敗し、「未富先老」の不安を抱えることになる。

# Ⅲ. 都市化と人口分布

東アジアで都市化が最も急速に進み、人口分布が偏在化したのは韓国である。表2に見るように、2015年時点で韓国人口の約半数が、面積では12%に満たない首都圏(ソウル特別市・仁川広域市・京畿道)に居住している。日本も人口の4分の1以上が南関東に集中しているが、中京・京阪神の大都市圏の人口集積もそれなりに多いため、韓国ほどの一極集中ではない。台湾北部の面積が全体に占めるシェアは韓国首都圏より大きいが、人口のシェアは韓国首都圏を下回る。中国は人口も面積も巨大で、人口の一極集中が起きるとは考えにくい。実際、UNPD(2018)は上海・北京・天津・重慶・広州・深圳の5つの大都市圏(urban agglomeration)をあげており、大泉(2017)は中国の経済圏(megaregion)として北京・天津を含む環渤海経済圏、上海を中心とした長江デルタ経済圏、広州・深圳を含む珠江デルタ経済圏の三つをあげている。

表 2 日本・韓国・台湾の人口集中:2015年

	日本・南関東 (埼玉県・千葉県・ 東京都・神奈川県)	韓国首都圏 (ソウル特別市・ 仁川広域市・京畿道)	台湾北部 (台北市・新北市・基隆市・新竹市・ 桃園市・新竹県・宜蘭県)
面積(km²)	13,370	11,819	7,353
対全国比(%)	(3.5)	(11.8)	(20.3)
2015年人口(千人)	36,131	25,274	10,588
対全国比(%)	(28.4)	(49.5)	(45.1)

資料:国勢調查,人口住宅総調查,行政院主計總處

人口分布に対する都市化の影響が優勢になるのは、日本は1920年代から、韓国・台湾は1950年代からである。それ以前は、図3に見るように人口分布はむしろ均等化していた。日本では明治初期から北海道への移動が盛んになり、これが都市化の影響を抑えて人口分布を均等化した。20世紀前半の朝鮮では、慶尚道や全羅道のような人口稠密な半島南部からの転出超過が目立ち、これら転出者はソウルや半島北部に加え日本、満洲、樺太等へ向かった。台湾でも日本統治期に人口希薄な東海岸への移動が多く、やはり人口分布は均等化した。Zelinsky(1971)の「移動転換仮説」によると、欧米では近代化とともにまず辺境や国外への移動が活発になり、都市化のピークはそれよりも遅れたという。このパターンは東アジアでも確認される。

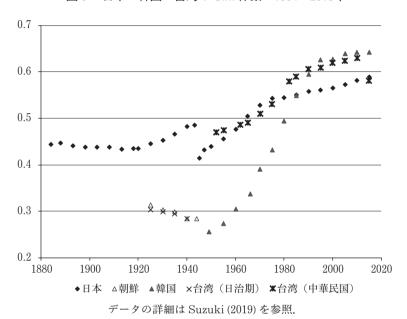


図3 日本・韓国・台湾の Gini 係数: 1884~2015年

日本の都市化は太平洋戦争末期の疎開によって一時後退したが、1950~60年代の高度経済成長期に再び加速した。その後減速したとはいえ、東京圏への一極集中によって Gini 係数は上昇を続けている。朝鮮戦争(1951~53年)後の韓国ではソウルを含む首都圏への一極集中が進み、Gini 係数は急激に上昇した。1990年代以後はさすがに減速したが、人口の偏在化はまだ続いている。台湾の Gini 係数は、戦前は 8 州庁別、戦後は25市県別の人口から計算しているため、そもそも比較できない。戦後の Gini 係数の上昇は日本より急速だったが、韓国に比べれば緩慢だった。また台湾では2010年末に旧台中県・台南県・高雄県がそれぞれ台中市・台南市・高雄市に編入されたため、以前との比較が難しくなった。

韓国と台湾の都市化の速度差は、日本統治時代における農業の競争力の差に帰すことができる。20世紀前半の台湾は砂糖・茶・缶詰・アルコール等を日本に輸出し、大幅な黒字

を達成した。GDP に占める第一次産業割合は、日本統治期の朝鮮では大幅に低下したのに対し、台湾では36~38%でほぼ一定だった。好調な農産品輸出によって、台湾の工業製品の貿易収支は均衡していたが、朝鮮は大幅な赤字だった(金 2004)。大地主への土地所有集中が進んだ朝鮮と異なり、台湾では1931~45年の間に富の分配がむしろ平等化した(Cumings 1997)。こうして朝鮮では農村部の荒廃と貧困化が、台湾では農村部での資本集積と経済発展が進んだ。

戦後も台湾の農業は好調で、輸出品は1960年代前半まで農産品が中心だったが、後半からは農村部で軽工業製品を製造し輸出する中小企業が勃興した。繊維・プラスチック・電機製品を製造する農村工業が農村部の余剰人口を吸収したため、都市化は依然として緩慢だった(石田 2005)。政府は韓国のような少数の巨大企業と財閥への集中政策を採らず、多くの中小企業が日米への輸出を通じて急成長した。政府の保護策もあって、台湾の中小企業は多国籍企業の支配を回避できた(Vogel 1991)。このように少数の巨大財閥への集中(韓国)と多数の中小企業の乱立(台湾)という違いも、都市化のテンポに影響を与えたと考えられる。

首都移転計画が立ち消えとなった日本と異なり、韓国では部分的とはいえ首都機能が実際に世宗市に移動した。盧武鉉大統領(2003~08年)は、忠清道への行政首都移転を公約に掲げて当選した。2003年内に国会で「新行政首都建設特別措置法」が国会で可決成立したが、憲法裁判所は首都移転には憲法改正のための国民投票が必要と判断した。これを受けて与野党は、大統領府、国会、大法院、法務部、統一部、外交部等をソウルに残し、それ以外の行政機関を「行政中心複合都市」としての世宗市に移すことで合意した。李明博大統領(2008~13年)は、行政機関の移転に反対したが、世宗市を教育・企業都市とする政府の修正案は国会で否決された。こうして2015年までに国務総理室、企画財政部、国土海洋部、農林水産食品部、教育部、文化体育観光部、知識経済部、保健福祉部、雇用労働部等の9部2処2庁2委員会が世宗市に移転した。

首都機能移転が人口分布に及ぼす効果を評価するのはまだ早いが、地域別将来人口推計では首都圏集中の緩和が見込まれている。2015年人口総調査を基準とした正規の将来推計(零계청 2017)では、首都圏の人口シェアは2030年に50%に達して以後は増えず、世宗市および忠清道のシェアが増え続けるという予想になっていた(表3)。その後韓国の合計出生率が想定外の急低下を見せたため、韓国統計庁は仮定値を見直し一連の特別将来推計人口を公表した。その市道編(零계청 2019)では、首都圏のシェアは上方修正され、2030年以後も15年で0.6%ポイントというゆっくりとしたペースで上昇するという予想に変わった。世宗市の人口は上方修正される一方、周辺の忠清道の人口は下方修正され、両社の合計はほとんど変わっていない。首都圏の人口シェアの増加はその他の地域からの流入が上方修正されたためと思われるが、いずれにせよ世宗市がなければ首都圏への集中はより急速に進むだろう。

							(%)		
年次	ソウル特別市	仁川広域市	京畿道	首都圏計	世宗特別行政自治市	忠清南北道	その他		
	(2017年推計)								
2015	19.5	5.7	24.4	49.5	0.4	7.2	42.9		
2020	18.5	5.7	25.4	49.7	0.7	7.4	42.2		
2025	18.1	5.9	25.9	49.9	0.8	7.5	41.7		
2030	17.8	6.0	26.3	50.0	0.9	7.7	41.4		
2035	17.5	6.0	26.4	50.0	1.0	7.8	41.2		
2040	17.4	6.1	26.5	50.0	1.0	8.0	41.0		
2045	17.3	6.1	26.6	50.0	1.1	8.1	40.8		
	(2019年推計)								
2020	18.5	5.7	25.9	50.1	0.7	7.4	41.8		
2025	18.0	5.8	26.9	50.7	0.8	7.6	41.0		
2030	17.6	5.8	27.5	51.0	0.9	7.7	40.4		
2035	17.3	5.9	28.0	51.2	1.0	7.8	39.9		
2040	17.2	6.0	28.3	51.4	1.1	7.9	39.5		
2045	17.0	6.0	28.5	51.6	1.2	8.0	39.2		

통계청 (2017,2019) から計算

巨大都市の出現では、日本が東アジアで最も先行していた。そもそも江戸の人口は18世紀初頭に100万人を超え、当時世界最大の都市だった(杉山 1995、Hayami 2015)。1889(明治22)年に市制が導入された時、東京市の人口は139万人だった(日本帝国民籍戸口表)。1920年国勢調査時点では217万人の人口を擁し、2位の大阪市(125万人)を圧倒する巨大都市に成長していた。その後に起きた関東大震災(1923年)の影響で、日本最大の都市の座を一時的に大阪市に譲ったが、これは大阪市が東京市に先立って1925年に隣接2郡を編入した影響もある。1932年に東京市も隣接5郡を編入することで最大都市に返り咲き、1940年国勢調査時点には東京(679万人)、大阪(325万人)、名古屋(133万人)、京都(109万人)の4都市が100万人以上の人口を擁していた。一方、日本統治下の朝鮮・台湾では100万都市は出現せず、1940年国勢調査によると朝鮮では京城(ソウル)が78万人、台湾では台北が35万人で最大都市だった。20世紀前半の中国には信頼できる人口統計が乏しいが、1928年人口センサスによると上海(150万人)、天津(139万人)、北京(134万人)の3都市が100万人を超えていた(Hwang 1933)。

20世紀後半には、東アジアに巨大都市が続々と出現した。図3のGini係数の変化からも予想されることだが、20世紀後半のソウルの人口増加は他を圧倒した。1955~85年の30年間にソウルの人口は157万人から964万人へと6.1倍増加した。この期間に台北は70万人から251万人で3.6倍、東京(特別区)は697万人から835万人へ1.2倍増にとどまった。北京は1953~82年の29年間に、277万人から923万人と3.3倍増化し、台北の増加率に近かった。2015年の人口は、東京特別区が928万人、ソウル特別市が990万人、台北市が270万人に対し、北京市は2,171万人(中国統計年鑑)と飛び抜けて多い。これは行政区画の定義による差で、北京市には農村部が含まれる。UNPD(2018)による大都市圏人口の比較では、東京大都市圏が3,726万人で世界最大とされる。北京大都市圏は1,842万人で、農村

部の人口が除かれていることを示唆する。中国で最大なのは、上海大都市圏の2,348万人である。

都市の成長とともに中心部は商業地区化して夜間人口が減少し、住宅地は周辺部に向けて拡大する郊外化現象が起きる。東京特別区の場合、図4に見るように早くも1960年代後半には人口減少に転じ、それが1990年代前半まで続いた。ソウル特別市は台北市より常に人口増加率が高かったが、1990年代前半にそろって人口減少に転じた。韓国と台湾は出生率低下の過程が似ており、1980年代前半に置換水準に到達し、2000年を過ぎると合計出生率が1.3を下回って世界最低水準に至った。このため人口高齢化の過程や人口減少の開始時期も類似すると予想される。ソウルと台北の郊外化は、こうした同時性のリストに追加されるものである。

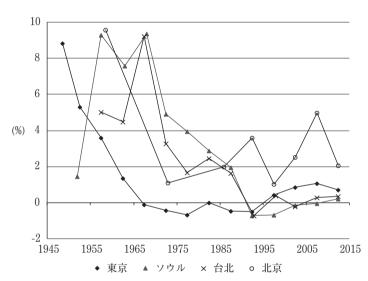


図4 首都の年平均人口増加率

国勢調查,人口住宅総調查,行政院主計總處,人口普查,中国統計年鑑

周知のように東京特別区では1990年代末以降「都心回帰」現象が顕著になり、ソウルと台北でも人口増加率はかろうじてプラスに転じている。北京だけは人口減少を経験していないが、これは農村部を含む広大な市域(16,411km)のためだろう。北京市の面積は、東京特別区(628km)やソウル特別市(605km)の約2.5倍に当たる。

#### IV. 国際人口移動

表4に見るように、日本の2015年国勢調査における外国人人口は175万人で、総人口の1.39%を占める。日本人か否か不詳の人口を除いて計算しても1.38%で、ほとんど変わらない。仮に不詳人口が全て外国人なら割合は2.21%ということになるが、実際には2%を超えないだろう。登録外国人は日本に生活拠点があるとは限らないが、2015年国勢調査人

口の1.8%に当たる。韓国の2015年センサスは登録センサスなので、韓国人か否か不詳という事態は起こり得ない。センサスにおける外国人割合は2.7%、登録人口のセンサス人口に対する比は3.7%となる。2015年の台湾の数値は、センサスではなく人口登録ベースによる集計である。台湾では「大陸地区人民」「香港・マカオ居民」は「外国人」とは区別され、この三者を合わせて「外来人」と総称される。表4の70.9万人はこの外来人人口で、総人口の3.0%に当たる。中国の2010年センサスの102万人も、「香港籍」「マカオ籍」「台湾籍」「外国籍」の合計だが、総人口の0.1%にとどまる。

日本 (2015) 韓国 (2015) 台湾 (2015) 中国 (2010) 千人 (%) 千人 (%) 千人 (%) 千人 (%) 内国人 124,284 ( 97.8) 49,706 (97.3) 22,783 ( 97.0) 1,369,517 (99.9) 外国人 1,752 ( 1.4) 1,364 ( 2.7) 709 ( 3.0) 1,020 ( 0.1) 不詳 1,058 ( 0.8) 総人口 127,095 (100.0) 51,069 (100.0) 23,492 (100.0) 1,370,537 (100.0) 登録外国人数 2,232 ( 1.8) 1,900 ( 3.7)

表 4 東アジアの外国人人口と割合

資料:国勢調查,在留外国人統計,出入国家及在留外国人統計,中華民国統計資訊網,人口普查

国際人口移動は国内移動と同じく、生活水準が低い地域から高い地域への移動がその逆より多い。したがって政治的要因がなければ、経済発展が進んだ国ほど外国人割合が高いと予想できる。実際に日本の外国人割合は、1980年代まで韓国・台湾より高かったと思われる。これが逆転したのは、韓国・台湾が日本より積極的な外国人受入れ政策を採ってきたためである。台湾は1989年から合法的に外国人勤労者を導入し始め、1992年に早くも雇用許可制を導入した。単純労働者に該当する「外籍労工」の送出国は、インドネシア、フィリピン、タイ、ベトナムの4ヵ国に限られている。韓国は2004年に外国人雇用許可制度を発足させ、2006年には産業研修生制度(1993年開始)を廃止して外国人労働者の導入方式を一本化した。送出国は政府間でMOU(了解覚書)を交わした16ヵ国に限られる。ただし中国朝鮮族等の韓国系外国人は、雇用許可制度によらず訪問就労ビザ(H-9)で滞在・就労できる。

外務省領事局政策課『海外在留邦人数調査統計』によると、2015年10月1日現在の在留邦人数(日本国籍保持者)は132万人で、総人口の1.0%が海外に居住していることになる。一方、外交部在外同胞課(2017)によると、2017年に海外に居住する韓国籍保持者は267万人で、韓国人口の5.4%とかなり高い比を示す。在外台湾人人口に関する統計は見つからなかったが、行政院主計總處(2017)によると2015年に海外で就労する台湾人は72万4千人で、台湾人口の3.1%に当たる。おそらく在外台湾人全体でも、在外韓国人の比を超えることはないだろう。華僑(中国籍保持者)に関する正確な統計はないが、華人(現地国籍保持者)と合わせた人口は2006~07年時点で4,500万人を越えると言われる(陳 2013)、仮に2010年に5,000万人だとしても、本国人口に対する比は3.6%で、中華人民共和国国籍保持者に限れば韓国・台湾よりかなり低い比にとどまるだろう。

このように現状では日本が国際人口移動に対し相対的に閉鎖的で、国内外国人割合では韓国・台湾に追い越され、在外人口比ではおそらく中国より低い.このような状況は比較的新しいパターンで、終戦後1980年代まで外国人割合では、おおむね日本が最も高かったと思われる.韓国の人口総調査で外国人人口が得られるのは1980年以降で、その時点で外国人は約3万人(総人口の0.08%)だった。おそらくそれ以前は、統計に現れない米軍兵力以外の外国人はほとんどいなかっただろう。ちなみに1980年国勢調査における日本の外国人人口は約67万人(総人口の0.57%)だった。台湾で外国人(香港・マカオ・大陸籍を除く)人口が得られるのは1996年からで、この時点で25万4千人(総人口の1.18%)と1995年の日本の外国人割合(0.91%)を上回っていた。台湾の外国人割合が日本を上回ったのは、1992年の雇用許可制導入以降のことだろう。韓国の外国人割合が日本を上回ったのは、センサスどうしの比較では2015年が初めてである。

日本の在外人口割合が東アジアでも低いのは敗戦後のパターンで、帝国主義時代にははるかに高い割合を示していた。ピークは終戦直前で、引揚数からみて630万人の軍人・民間人が海外に展開していた(塩出 2015)。これは当時の国内人口(約7,215万人)の8.8%に該当する。これを上回るのが朝鮮人の在外人口割合で、終戦時には210万人の朝鮮人が日本にいたとされ(朴 1957)、満洲にも195万人の朝鮮人が居住していた(박경숙 2009)。1944年の朝鮮人口は2,512万人で、終戦時もあまり変わらないとすると、在外人口400万人は約16%に当たる。在日台湾人は1940年国勢調査で2万2,500人で、終戦時にもせいぜい3.5万人程度だったろう(Cumings 1997)。他と合わせても、在外台湾人は台湾人口(1944年に627万人)の1%を超えなかったと思われる。企画院(1939)によると、中華民国の国民政府僑務委員会は1934年の在外華僑総数を約780万人と報告している。これには現地国籍の者が多く含まれており、中華民国国籍者だけの統計はない。いずれにせよこれは1936/37年の中華民国の人口(4億7,900万人)の1.6%で、在外華僑・華人人口が本国人口の5%を超えたことはないと思われる。

このように20世紀前半の人口の海外流出は、朝鮮人が最多で台湾人が最小だった.この対照をもたらしたのは、20世紀後半の都市化と同じく農業発展の違いだった.稲作モノカルチャーの朝鮮では農村部の過剰労働力を吸収できず、農村からはじき出された者は都市や北部の農村、国外に向かった.特に1928~32年には農産物価格が大暴落し、多くの農民が自作地や小作権を失った.京城をはじめとする都市に流出した者は、肉体労働や小商い、接客業などの雑業労働者になった.京城では産業化が進まない状態で労働需要以上の人口が流入する過剰都市化のため、職にあぶれた者が集まるスラム街が形成され、土幕と呼ばれる掘立小屋が乱立した.軽工業を中心とする朝鮮人資本の発達は大量の労働需要を喚起するほどではなく、都市化と産業化の不均衡が続いた(糟谷他 2016).

朝鮮の鉱工業従事者は、日本より悲惨な状況に置かれていた。朝鮮の人件費は日本の半分程度で、日本のような選挙権や工場法のような法的な保護もなかった。日本人・朝鮮人を問わず資本家は、総督府と密着して労働者階級を圧迫した。植民地朝鮮は日本の実業家のパラダイスと呼ばれたが、これは朝鮮人労働者の生き地獄ということを意味した

(Eckert 1991). こうして農村だけでなく、都市でも人口のプッシュ要因が作用した. 旅費が工面できた者は、こぞって日本や満洲に流出した.

朝鮮人の日本への流出は主に併合後のことで、1910年時点ではまだ1,000人前後しかいなかった。しかし1920年国勢調査では4万人、1930年には42万人、1940年には124万人と、在日朝鮮人人口は急増した。内務省統計によると1944年末の在日朝鮮人は194万人で、1945年に入って移入された朝鮮人労働者4.2万人を加えて、終戦時の在日朝鮮人数は200万人前後とされる(法務省入国管理局 1953)。田村(1977、1998)はそれぞれ終戦時に221万人、250万人としているが、これは回帰分析の結果を機械的に補外しただけで、過大評価と思われる。本稿は朴(1957)の210万人を信用することにした。

前述のように台湾の大都市の成長は緩慢で、最大都市の台北市でさえ1940年に35.4万人にとどまり、京城の半分以下だった。第二位の高雄市の16.1万人は、同年の朝鮮では第五位に相当する。台湾では出身地を離れる動機づけがなく、1930年国勢調査によると農村部では95.7%が自分が生まれた州内に居住していた(Barclay 1954)。これに対し、自分が生まれた道内に居住する朝鮮人は92.8%、出生道府県に居住する日本人は83.6%だった。

国際人口移動に関しても、日本統治下の台湾はほぼ封鎖されていた。Barclay(1954)は1905年・1920年国勢調査間の人口変化とこの期間の人口動態統計の間に完璧に近い整合性があることを示したが、これは統計の正確性とともに台湾が封鎖人口に近かったことを示す。1940年の民族構成は本島人93.5%、内地人(日本人)5.7%で合わせて99.2%を占め、中華民国籍者は4.6万人(0.8%)に過ぎなかった。1930年代以後ある程度工業化が進展したが、台湾農村が好景気で出稼ぎに出る者があまりにも少ないため、厦門・福州から中国人労働者が導入された。しかし台湾総督府は、治安への懸念から抑制的だった。中国人労働者は短期工がほとんどで、就業人口の2%程度までしか増加せず、労働力不足を緩和することはなかった(大島 2015)。

戦前の中国における外国人人口についてはよく分からないが、引揚げ数から見て終戦時に300万人に近い日本人が中国と満洲国に居住していた。1945年の中国・満洲国の総人口

を5.5億人とすると、日本人300万人と朝鮮人200万人を合わせても0.9%に過ぎない。アヘン戦争以降、中国は欧米列強の侵略を受け、多くの外国人が流入したが、外国人割合が1%を超えたことはないだろう。在外中国人の本国人口に対する比は、前述のように1930年代に1.6%、2010年に3.6%で、長期的に出国超過だったのは間違いない。中国人の東南アジアへの移民は宋代に始まり、16世紀末にはルソン島やジャワ島に数万人規模の華人コミュニティが形成されていた。19世紀に米国のカリフォルニア州や豪州のヴィクトリア州でゴールドラッシュが起きると、やはり数万人規模のコミュニティを形成した。北京条約(1860年)で海外移民が合法化されると、東南アジア全域に華人が押し寄せた。

終戦時に630万人いた在外日本人人口は、引揚げによって数十万人まで減少したと考えられる。外務省の在外在留邦人数調査によると、1970年の在外日本人は26.7万人で、ブラジル(14.5万人)と米国(4.8万人)が大半を占めた。その後ヨーロッパや北米の滞在者・永住者が増えるとともに、戦前ほどではないが東アジア・東南アジアへの進出も進んだ。2015年の在外日本人数は131.7万人で、経済的影響力を強めた中国(13.1万人)が米国(42万人)に次ぐ滞在先となっている。在日外国人は1950年国政調査時の52.7万人から、2015年国勢調査の175.2万人まで増加した。1950年代までは在日外国人の90%以上が韓国・朝鮮籍だったが、1986年に中国が海外旅行を自由化すると中国籍が急増し、韓国・朝鮮籍を抜いて第1位を占めるようになった。2015年時点では、表5に見るように中国籍(29.8%)が首位で、それに韓国籍(20.5%)が次いでいる。ブラジル人(4位)やペルー人(9位)が多いのは、日系人受け入れを決めた1990年改正出入国管理法の影響である。

韓国外交部在外同胞課(2017)によると、2017年現在の「在外同胞」は734万人で、1971年の70万人から10倍以上に増えている。年度別推移を見ると1990~91年に一気に250万人増えており、おそらくこの年から「在中同胞」が統計に含まれるようになったのだろう。ちなみに韓国が正式に中国と国交を回復したのは、1992年8月である。2017年に在外同胞が多い国は、中国(254.8万人)、米国(249.2万人)、日本(81.9万人)の順である。「在外同胞」のうち韓国籍保持者は前述のように267万人で、米国(103.6万人)、日本(45.3万人)、中国(34.9万人)の順となる。在米韓国人が急増したのは1965年移民法で家族呼び寄せが可能になってからで、また韓国の政治的独裁と経済的不安定、不平等、教育制度の混乱等に見切りをつけて渡米した中間層も多かった。政府は1976年に専門職従事者の渡米を規制し、韓国の経済成長もあって1980年代には移民は鈍化した。1970~80年代の米国移民は女性が多く、韓国人女性の結婚移動と、男児選好による女児の養子移動が多かったことを示唆している。(刊刊 2002)。

表 5 国籍別在留外国人数:2015年

	日本	韓	玉	台灣	<b>5</b>
国籍	千人 (%)	国籍	千人 (%)	国籍	人 (%)
総計	2,232 (100.0)	総計	1,900 (100.0)	総計	709 (100.0)
中国	666 ( 29.8)	中国	956 ( 50.3)	インドネシア	221 ( 31.1)
韓国	458 ( 20.5)	朝鮮族(再掲)	627 ( 33.0)	ベトナム	166 ( 23.4)
フィリピン	230 ( 10.3)	米国	139 ( 7.3)	フィリピン	122 ( 17.2)
ブラジル	173 ( 7.8)	ベトナム	137 ( 7.2)	タイ	65 ( 9.2)
ベトナム	147 ( 6.6)	タイ	93 ( 4.9)	中国	50 ( 7.1)
ネパール	55 ( 2.5)	フィリピン	55 ( 2.9)	マレーシア	18 ( 2.5)
米国	52 ( 2.3)	日本	48 ( 2.5)	日本	13 ( 1.8)
台湾	49 ( 2.2)	ウズベキスタン	47 ( 2.5)	米国	9 ( 1.3)
ペルー	48 ( 2.1)	インドネシア	47 ( 2.4)	韓国	4 ( 0.5)
タイ	45 ( 2.0)	カンボジア	43 ( 2.3)	インド	3 ( 0.4)

法務省『在留外国人統計』,

統計庁ポータルサイト『出入國家及在留外國人統計』,

行政院主計總處『中華民國統計資訊網』

1980年代半ばまで、韓国はアラブ諸国への労働力輸出国だった。こうした国際労働力移動の流れは、1980年代後半に中東で建設プロジェクトが減少し、国内で賃金が上昇した時に逆転した。主に中国や東南アジアから大量の労働者が流入し、同時に不法滞在者が急増した。外国人労働者の急増には、日本と同様に3D職(Dirty, Dangerous, Difficult)を中心とする人手不足も背景としてあった。そうした状況下で1993年に外国人産業研修生制度が導入され、2004年に外国人雇用許可制度が発足した。こうして中国や東南アジアから外国人労働者が流入し、2015年には外国人割合で日本を上回るに至った。表5によると2015年には中国籍が外国人の過半数を占め、朝鮮族だけで全体の3分の1に達している。

前述のように台湾の国際人口移動に関する長期時系列統計はない。台湾に特徴的なのは、日本や韓国とは逆に同一民族に対する警戒心が強いことである。日系人や中国朝鮮族が他の民族より滞在・就業しやすいのに反し、台湾は中国から単純労働者を受け入れていない。このため表5にあるように、2015年の在台外国人数の国籍は「外籍労工」送出国(インドネシア、ベトナム、フィリピン、タイ)が1~4位を占め、中国(大陸籍)より多い。つまり方向は異なるが、日本・韓国・台湾いずれの外国人政策も民族差別を含んでいると言える。

#### おわりに

本稿は現代東アジアの人口問題の歴史的根源を論じた.韓国・台湾の世界最低水準の出生率は,近世に確立した家族パターンから説明された.孝イデオロギー,男児選好,女性隔離,教育熱,肉体労働の卑賤視等を特徴とする儒教家族は,封建家族に比べ家族外システムとの乖離が大きく,それが極端な出生率の原因と解釈された.中国はまだ高度経済成長中で韓国・台湾の発展段階に達していないが,その段階に達した時点の出生率は韓国・

台湾並みかそれ以下に下がる可能性がある.しかしそもそも中国がその発展段階まで経済成長を維持できるのか懸念させるのが,「未富先老」問題である.中国は韓国・台湾より遅れて高度経済成長に入ったにもかかわらず,人口高齢化はむしろ先行し,2010年から年齢従属指数が上昇し始めた.これは中国の人口変動と経済発展が同調していないことを示すが,こうした人口と経済の不整合は18~19世紀にも見られた.日本はプロト工業化による人口・経済成長を近代化・産業化に連結させ,農耕社会ではあり得ない人口増加を実現した.近代化・産業化は日本統治下の朝鮮・台湾にも波及し,日本本国を上回る急激な人口増加が起きた.ところが中国は余りにも早く人口・経済成長を始めたため,英国モデルを学ぶ前に農耕社会の限界にぶつかり,19世紀中葉には人口崩壊を起こした.

近代化初期には辺境や国外への移動が増え、都市化の影響はそれより遅れて優勢になるという Zelinsky の仮説は、東アジアでも確認された。日本で都市化による人口偏在化が認められるのは1920年代以後で、韓国・台湾では1950年代からである。人口偏在化が最も進んだのは韓国で、人口の約半数がソウル・仁川・京畿道から成る首都圏に居住している。台湾の都市化はそれより緩慢だったが、その差は稲作モノカルチャーの朝鮮農業と多様な商品作物を持つ台湾農業という日本統治時代の農業様式の違いに遡る。戦前の朝鮮では農村部から大量の過剰労働力が流出し、主に満洲や日本に向かったが、戦後の韓国でも大量の離農移動を生じ、急激な都市化が進んだ。一方の台湾では競争力が高い農作物によって富が農村部に蓄積され、戦後も農村部で軽工業が発展し都市化は緩慢だった。韓国では過度の首都圏集中が問題視され、2015年までに国務総理室と内政に関わる官公庁が世宗市に移転した。しかしその人口分布是正効果は限定的とみられ、最新の地域別将来人口推計によると、首都圏の人口シェアは減速しながらも2045年まで増加を続けると予想される。

敗戦による引揚げで、日本の在外人口は急減した。また韓国・台湾が日本より積極的な外国人労働者政策を採ったため、国内の外国人割合でも日本は追い越された。人口指標で日本が凌駕された例は、これだけではない。かつて東アジアでは、日本の出生率・死亡率が最も低く、都市化も日本が最も進んでおり、外国人割合も日本が最も高かった。現在は日本の人口高齢化が世界で最も深刻だが、65歳以上割合や従属人口指数でも韓国・台湾が日本を追い越すのは確実である。このように当初は経済的要因に強く規定され、経済発展段階と整合していた人口指標が整合しなくなったのは、経済力以外の要因が次第に影響力を強めた結果である。本稿では、出生率低下の差異は家族パターンの文化的不適応から、都市化の差異は農業形態から、外国人割合の差異は政策の違いから解釈した。

中国の「未富先老」問題は逆の因果関係、つまり人口要因が経済発展をどの程度規定するかという問題を提起する。もし人口高齢化の影響が大きければ中国の経済発展は停滞し、東アジア内の経済・人口のランキングは現状のまま保存されるだろう。一方で人口以外の要因が経済発展を促進すれば、中国でも極端な出生率低下が起こり、それはさらに高齢化を加速させるだろう。中国は老年人権益保障法を改正して子の老親訪問を義務づけ、家族による支援を強化しようとしている。そうした復古的政策が功を奏するのか、経済と人口の相互規定関係の度合いとともに、今後とも注意深い観察が必要とされる。

付記

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金(地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業)「東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究(H27一地球規模——般—001)」「東アジア、ASEAN 諸国における UHC に資する人口統計システムの整備・改善に関する総合的研究(H30—地球規模——般—002)」による助成を受けた。

#### 参考文献

- Barclay, Gerorge W. (1954) Colonial Development and Population in Taiwan, Princeton University Press. Cumings, Bruce (1997) "Japanese Colonialism in Korea: A Comparative Perspective," Asia Pacific Research Center, Stanford University. (https://aparc.fsi.stanford.edu/publications/japanese colonialism in korea a comparative perspective.)
- Dalla Zuanna, Gianpiero (2001) "The Banquet of Aeolus: a Familistic Interpretation of Italy's Lowest Low Fertility," *Demographic Research* Vol. 4, No. 5, pp. 134-162.
- Eckert, Carter J. (1991) Offspring of Empire, The Koch'ang Kims and the Colonial Origins of Korean Capitalism 1876-1945 (カーター・J・エッカート, 小谷まさ代訳『日本帝国の申し子 高敞の金一族と韓国 資本主義の植民地起源』草思社、2004)
- Guo, Zhigang and Baochang Gu (2014) "China's Low Fertility: Evidence from the 2010 Census," Isabelle Attane and Baochang Gu (eds.) Analysing China's Population Social Change in a New Demographic Era, Springer, pp. 15-35.
- Halman, Loek, Ronald Inglehart, Jaime Diez-Medrano, Ruud Juijkx, Alejandro Moreno and Miguel Basanez (2008) Changing Values and Beliefs in 85 Countries Trends from the Values Surveys from 1981 to 2004, Leiden Boston, Brill.
- Hayami, Akira (2015) Japan's Industrious Revolution: Economic and Social Transformation in the Early Modern Period, Springer.
- Hwang, Tsong (1933) "Methode unt Ergenisse der neuesten Bevo: lkrungsstatistik Chinas," *Deutsches Statistishen Zentralblatt* Heft 13, Verlag V.B.G. Teubner, Loipziss. (黄鐘, 高橋長太郎訳 (1941) 『最近支那人口統計の方法とその結果』資料丙第205號C (支那統計研究資料七),東亞研究所)
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari and Jose Antonio Ortega (2002) "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s," *Population and Development Review*, Vol. 28, pp. 641-681.
- Lee, Meilin and Yu-Hsuan Lin (2016) "Transition from Anti-natalist to Pro-natalist Policies in Taiwan," in Rindfuss, R.R. & Minja Kim Choe (eds.) Low Fertility, Institutions, and their Policies: Variations Across Industrialized Countries, Springer, pp. 259-281.
- Livi-Bacci, M. (2001) "Too Few Children and Too Much Family," Daedalus Vol. 130, No. 3, pp. 139-156.
  McDonald, P. (2000) "Gender Equity in Theories of Fertility Transition," Population and Development Review, Vol. 26, No. 3, pp. 427-440.
- McNeill, William H. (1976) *Plagues and Peoples*. Anchor. (ウィリアム・H・マクニール,佐々木昭夫訳 (2007) 『疾病と世界史』中央公論新社)
- Suzuki, Toru (2019) Eastern Asian Population History and Contemporary Population Issues, Springer Briefs in Population Studies: Population Studies of Japan.
- van de Kaa, Dirk (1987) "Europe's Second Demographic Transition," *Population Bulletin*, Vol. 42, No. 1. United Nations Population Division (2019) *World Urbanization Prospects, 2018 Revision*.
- United Nations Population Division (2019) World Population Prospects, 2019 Revision.
- Vogel, Ezra F. (1991) *The Four Little Dragons*. Harvard University Press (エズラ・F・ヴォーゲル, 渡辺利夫訳 (1993)『アジア四小龍―いかにして今日を築いたか』中公新書.)
- Zelinsky, Wilbur (1971) "The Hypothesis of the Mobility Transition," *Geographical Review*, Vol. 61, No. 2, pp. 219-249.

石田浩(2005)『台湾民主化と中台経済関係―政治の内向化と経済の外交化―』関西大学出版部.

岩井紀子・保田時男編(2009)『データで見る東アジアの家族観―東アジア社会調査による日韓中台の比較』ナカニシヤ出版。

上田信(1995)「清朝期中国の災害と人口」速水融・町田洋編集『講座文明と環境7人口・疫病・災害』朝倉書店、pp. 236-248.

大泉啓一郎 (2017)「コラム 3 中国のメガリージョン」末廣昭・大泉啓一郎編著『東アジアの社会大変動―― 人口センサスが語る世界』名古屋大学出版局、pp. 82-83.

大島久幸(2015)「中国人労働者の導入と労働市場」須永徳武編著『植民地台湾の経済基盤と産業』日本経済評論社、pp. 353-378.

大西裕(2014)『先進国・韓国の憂鬱―少子高齢化,経済格差,グローバル化』中公新書.

糟谷憲一・並木真人・林雄介(2016)『現代朝鮮史』山川出版社.

企画院(1939)『華僑の研究』松山房.

鬼頭宏(2007)『図説:人口で見る日本史―縄文時代から近未来社会まで』PHP 研究所.

金洛年(2004)「植民地期台湾と朝鮮の工業化」堀和生・中村哲編著『日本資本主義と朝鮮・台湾―帝国主義下 の経済変動』京都大学学術出版会、pp. 3-28.

塩出浩之(2015)『越境者の政治史―アジア太平洋における日本人の移民と植民』名古屋大学出版会.

瀬川昌久(2007)「広東人の宗族・宗親会活動と現代中国―父系理念,歴史の再構築,そして愛国」鈴木正崇編 『東アジアの近代と日本』慶応義塾大学東アジア研究所,pp. 167-198.

杉山伸也(1995)「幕末開港と疫病―異文化接触と人口」速水融・町田洋編集『講座文明と環境7人口・疫病・ 災害』朝倉書店、pp. 166-182.

田村紀之(1977)「在日朝鮮人人口の推計:1910~1945」『国民経済』第138:21-30.

田村紀之(1998)「植民地期在日朝鮮人人口の再推計(I) ―男女別人口―」『經濟と經濟學』88: 1-45.

陳來幸(2013)「移民と華僑」岡本隆司編著『中国経済史』名古屋大学出版会, pp. 232-234.

朴敬玉(2015)『近代中国東北地域の朝鮮人移民と農業』お茶の水書房。

朴在一(1957)『在日朝鮮人に関する綜合調査研究』新紀元社。

法務省入国管理局(1953)『数字からみた在日朝鮮人』入管執務調査資料第8号.

山田昌弘(1999)『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書.

권태환 (2002) "국제이동와 해외한인사회," 김두섭·박상태·은기수편『한국의 인구』통계청, pp. 153-188.

박경숙 (2009) "식민지 시기 (1910 년~1945 년) 조선의 인구 동태와 구조,"『한국인구학』32(2):29~58.

외교부재외동포과 (2017)『재외동포현황 2017』

장경섭 (2001)「압축적 근대성과 노인문제의 재인식: '신세대'로서의 노인」『가족과 문화』13-1, pp. 1-29.

장경섭 (2002) 「한국 가족의 '정상위기'? 우발적 다원성과 기능적 과부하를 중심으로」 『한국의 예절』 4 집, pp. 11-35.

통계청 (2017) 『장래가구추계시도편: 2015~2045 년』 보도자료, 2017.06.15.

통계청 (2019) 『장래인구특별추계 (시도편): 2017~2047 년』보도자료, 2019.06.26.

國家發展委員會(2016)『中華民國人口推估』中華民國105年8月.

行政院主計總處(2016a)「國情統計通報第009號」2016-01-14.

行政院主計總處(2016b)「國情統計通報第57號 | 2016-03-29.

行政院主計總處(2017)「104年國人赴海外工作人數統計結果」

## Historical Roots of Contemporary Population Issues in Eastern Asia

#### Toru Suzuki

This paper discusses the historical roots of contemporary population issues including extremely low fertility, rapid population aging, compressed urbanization, and increasing cross-border migration in Eastern Asia. The Confucian family pattern of China and Korea is contrasted with the feudal family pattern of Japan. Extremely low fertility in Kore and Taiwan is interpreted from a larger gap between family and nonfamily systems than in other developed countries. Cultural disorders in Confucian societies include a gender inequity within the family, a strong parent-child tie, a notion of mother's monopolistic role, an intensive focus on education, and a lower prestige for manual labor. It is possible that fertility of China will fall into an extremely low level if China can reach the developmental level of Korea and Taiwan.

China's early aging problem resulted from a failure to synchronize demographic and economic developments. Such a failure is a reappearance of China's experience in the nineteenth century. While Japan succeeded at industrialization after opening the country, China could not because its population growth started too early to learn the Western model.

In the first half of the twentieth century, the concentration of population due to urbanization took place only in Japan. Different modes of agriculture in Korea and Taiwan resulted in varied mobility and distribution of population. While Koreans under Japanese rule experienced the largest diaspora, the Taiwanese were the least mobile people in Eastern Asia. After WWII, urbanization in the Republic of Korea was more compressed than that in Taiwan. Although there was a partial relocation of the capital in Korea, it is projected that the population share of Seoul capital area will continue to grow until 2045.

The percentage of the foreign population in Korea and Taiwan is already higher than that in Japan due to more active policies that invite foreign workers. Although Japan used to show the lowest level of fertility and mortality, the highest level of urbanization, and the highest percentage of foreign population, other Eastern Asian societies have already overridden Japan in those aspects. This implies that economic development strongly determines the demographic regime in the early stage but non-economic determinants, such as cultural disorders, modes of agriculture, and migration policies, show their influences since the late twentieth century.

#### 特集 I:東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究

# 外国人人口を含む人口統計で検証する台湾の UHC

# 小島克久

わが国を含む東アジアではユニバーサル・ヘルス・カバレッジ(UHC)が達成またはそれを達成させる動きが進んでいる。UHC達成の条件のひとつとして、医療制度が人口のどの程度をカバーしているかがある。しかし、特に在留資格などの条件で外国人が医療制度のカバレッジの対象外になることもある。そこで、本稿では、UHCを1995年に達成する一方で、外国人労働者が多い台湾を例に、全民健康保険のUHC達成度の測定を、外国人人口を含めた形で行った。また、台湾の外国人労働者や外国人配偶者が医療保険の加入状況を概観した上で、彼らのうち医療保険未加入者数を推計した。台湾の全民健康保険は2017年で人口の約98%をカバーしている。その一方で、外国人労働者や外国人配偶者で全民健康保険に加入していない者を推計すると、2017年でおよそ3.1万人と人数的には少ない。しかし、外国人配偶者がその6割以上を占め、さらにその中でも台湾居住期間が短い、長い者の両方で割合が高いことを明らかにした。

#### I. はじめに

人々が誰でも少なくとも基礎的な医療サービスにアクセスできるようにすることは、社会にとって重要なことである。2015年9月に国連サミットで採択された「持続可能な開発目標(SDGs)」においても、目標3(保健)「あらゆる年齢のすべての人々の健康的な生活を確保し、福祉を促進する」の中に定められた目標のひとつとして、「すべての人々に対する財政リスクからの保護、質の高い基礎的な保健サービスへのアクセス及び安全で効果的かつ質が高く安価な必須医薬品とワクチンへのアクセスを含む、ユニバーサル・ヘスカレッジ(UHC)を達成する.」とされている<sup>1)</sup>.

このように UHC の達成は世界的な目標である。そもそも UHC とは、WHO の定義によると「経済的な困難に見舞われることなしに、質の高い医療サービスにすべての住民がアクセスできる状態」である。その要素として、①医療保険制度がカバーする対象者の人口に占める割合、②医療保険が給付する医療サービスの種類、③医療保険が給付する医療費の程度(自己負担の割合)、の3つがある $^2$ )。これらのうち①は、医療制度が住民すべてをカバーするか否かを検証する上で重要な側面である。その検証のためには医療制度の適用状況が分かる人口統計が整っていることが不可欠である。

<sup>1)</sup> SDGs の詳細は https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/sdgs/about/index.html を参照 (2019年 8 月19日閲覧).

<sup>2)</sup> UHC に関する詳細は https://www.who.int/health\_financing/universal\_coverage\_definition/en/ を参照 (2019年8月19日閲覧).

東アジアでは、わが国が1961年に国民皆保険を達成し、韓国も自営業者を対象とした地域医療保険が実施された1989年に皆保険が達成された。台湾では1995年の「全民健康保険」の実施により皆保険が達成された。さらに中国でも地域や職業別の医療保険で皆保険の達成に向かっている。医療制度を社会保険方式で整備する場合、その対象者を明確にしておく必要がある。自国民(住民)の場合、雇用関係や居住(住民登録)の有無という条件で規定することができる。しかし外国人については、これらの条件だけに加えて、在留資格の有無なども関係してくる。そのため、UHCが制度上達成している一方で、その対象から外国人が外れてしまうことも考えられる。こうした者の存在を人口統計で把握することは、今後外国人人口が増加することが見込まれ、多文化共生社会の構築が課題となるわが国にとって重要なことである。外国人(中国大陸・香港・澳門出身者を含む)人口が多く、UHCを達成し、人口等の公的統計が整っている地域である台湾で分析を行うことは、そのための参考となる知見を得るという意味で非常に有意義である。

このような問題意識のもと、台湾の全民健康保険について、特に外国人への適用について概観する。次に、その被保険者数を台湾の「登録人口」(台湾人の人口)と「外国人の人口」(中国・香港・澳門を含む)の合計との比較でみた UHC 達成の状況を検証する。あわせて、外国人の全民健康保険適用(加入状況)を台湾当局の統計で見ると共に、2017年時点での外国人の全民健康保険未加入者数の推計を簡易な方法で行う。

## Ⅱ. 台湾の医療制度に関する先行研究と UHC 達成までの展開

台湾の医療制度についての邦文での研究は、東アジアの他の国や地域に比べれば非常に 少ない。しかし、医療保険を含む台湾の社会保障制度の発展については、ある程度研究を さかのぼることは可能である。たとえば呉(1987)では、社会保険制度を含む台湾の社会 保障制度を概観するとともに、当時は適用者の範囲が限られていた社会保険の適用人口の 拡大を提起している、高橋(2000)は、全民健康保険の展開と給付範囲などの当時の争点 について論じている。林(2001)では、医療保険を含む台湾の社会保障制度の歴史的展開 とともに、1990年代の医療保険、年金保険の検討過程について政治および行政の動きの側 面から論じている、小島(2003)では、台湾の社会保障制度全般の歴史と当時の現状と課 題をまとめており,医療保険では全民健康保険の成立までの流れと制度の概要,当局の統 計を用いた現状分析の結果をまとめている.井伊(2009)や加藤・西田(2013)でも1章 を充てて医療保障制度について論じている.小島(2015)では、年金、社会福祉(公的扶 助,介護,障害者福祉,児童福祉)とともに,全民健康保険の現状についてまとめている. さらに、小島(2016)では、「二代健保」として大幅に制度が改正された全民健康保険の 概要とともに,実施から20年が経過した全民健康保険の到達点として,UHC の達成など を取り上げている.その一方で,財源確保,外国籍の住民への医療保障などの課題を論じ ている.このように、台湾の医療制度についてはある程度の研究あり、執筆された時期に 応じた現状分析と課題がまとめられている.

これらの研究や台湾当局の資料<sup>3)</sup> などから、台湾の医療制度の展開を短くまとめると以下のようになる。まず台湾の社会保険は、特定の職種を対象とした総合保険の形態でスタートした。総合保険とは、医療、年金などの給付をまとめて実施する社会保険であり、医療給付もその中で行われる。台湾では、1950年実施の労工保険(一定規模以上の企業従業員が主な対象)、軍人保険(職業軍人が対象)、1958年実施の公務人員保険(公務員が対象で、現在は私立学校の教職員も対象とした公教人員保険)がこれに該当する。これらの社会保険の対象者は極めて限られており、多くの人々は無保険の状態にあった。1970年代から、労工保険の対象者拡大、これらの総合保険の対象者でない者(例:農民健康保険)を対象とする医療保険制度が創設された。しかし、それによる制度の乱立や給付の格差といった問題が生じた。そこで、これらの医療給付を行う社会保険を統合する検討が行われ、1995年に全民健康保険が実施され、職種別総合保険の医療給付、その他の複数の医療保険(農民健康保険の年金給付などの医療給付以外のものを除く)は全民健康保険に移行した。これにより制度上は台湾でUHCが達成された。その後2011年に大きな制度改正(二代健保)が行われ、2013年から改正された制度による全民健康保険が実施されている<sup>4)</sup>

## Ⅲ、台湾『全民健康保険』の概要と外国人への適用

### 1. 『全民健康保険』の概要

わが国の医療保険は職業や年齢を基準に制度が分かれているが、台湾では全民健康保険というひとつの医療保険で全ての住民をカバーしており、外国人を含めた台湾の住民全てが加入する。図1は全民健康保険の仕組みをまとめたものである<sup>5)</sup>. 基本的な仕組みとして、わが国の医療保険と同様に、被保険者は収入などに応じて保険料を納める。当局や雇用主からは被保険者に課される保険料への補助がある他、これとは別に当局より「健康福利税」(たばこに課税される保健医療や福祉の財源とすることが目的の税金。たばこ税とは別の税金)などからの補助もある。被保険者は一部自己負担を負担することで医療サービスを利用することができる。医療機関は医療サービスの費用のうち患者が支払う自己負担分を除いた費用を診療報酬として請求し、審査を通過したものを受け取ることができる。

わが国の医療保険と大きく異なるのはひとつの医療保険で全住民をカバーしていることである。全民健康保険の被保険者は職業などにより、第1類から第6類までの6種類に分類される。この分類は保険料の計算の他、当局や雇用主が補助する保険料割合の基礎になる。例えば、会社員や公務員は第1類被保険者に該当し、特に会社員の保険料のうち70%は雇用主から補助される。従業員のいない自営業者は第2類被保険者となり、保険料は当局が40%補助する。農林漁業に従事する者は第3類被保険者となり、当局が保険料の70%を補助する。職業についていない高齢者は「その他の住民」として第6類被保険者となり、

<sup>3)</sup> 中央研究院経済研究所(1992), 行政院衛生署中央健康保険局(2013)参照.

<sup>4)</sup> 詳細は小島 (2003) 参照.

<sup>5)</sup> 中央健康保険署 (2017) 参照.

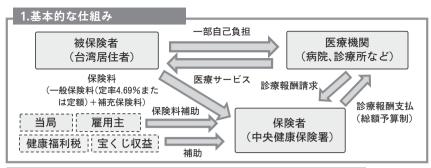
保険料の40%を当局が補助する. また, 兵役に就いている者や矯正施設収容者は第4類被保険者, 社会救助(生活保護)の対象となる低所得者は第5類被保険者となり, いずれも保険料は100%当局が補助する.

#### 2. 全民健康保険の外国人への適用

全民健康保険の対象者は外国人を含む台湾に居住する者である. それでは、外国人に対 する全民健康保険の適用(強制加入)はどのようになっているのだろうか。図1の一番下 にその適用条件をまとめてみた。そもそも全民健康保険では、「台湾に戸籍(住民)登録 がある」60,「台湾で企業などに雇用されていること」が被保険者の基本的な条件である. もちろん、台湾の住民であってもこれを満たしいていない (例:海外に長期間住んでいる, 失踪等で住所がはっきりしない)場合は被保険者になることはできない.外国人(中国・ 香港・澳門出身者を含む)の場合も、図1の「3. 外国人への適用と条件 | の①の場合は 何らかの在留資格を得て台湾に居住してから半年(183日)に達した場合に被保険者資格 を得る、例えば台湾籍の者と結婚した場合が想定される、③は台湾で企業などに雇用され た場合の条件であり、雇用契約が成立したその日から被保険者資格を得る。④は外国人専 門人材とその家族が在留資格を得た日から被保険者資格を得るという、海外からの人材確 保に関係する条件である。②は台湾で生まれた外国籍の子どもに関する条件である。親が 在留資格を持っている外国籍の場合、その子どもは台湾で生まれた日から被保険者資格を 得る(2017年12月1日以降の出生).親が台湾籍の場合、その子どもは生まれた日から全 民健康保険の被保険者資格を得る.しかし以前は、外国籍の親の場合は子どもへのこの条 件の適用がなかった。このような不公平をなくすための条件である。つまり、居住や就労 などのさまざまな条件の下で、外国人も全民健康保険の被保険者となる。

<sup>6)</sup> 台湾では「戸籍法」に基づいて住民登録、国民身分証の発行、人口統計の作成も行われる。

図1 台湾「全民健康保険」の仕組みと外国人の加入



#### 2.被保険者の種類:台湾の住民(外国人を含む)すべてをカバー

分類	該当者	家族加 入者	保険料	政府・雇用主の補助(例)
第1類	公務員、職業軍人、民間被用者など	0	定率	被用者は雇用主から70%
第2類	職業団体加入者(従業員のいない自営 業者)	0	定率	当局から40%
第3類	農民、漁民	0	定率	当局から70%
第4類	兵役、代替役従事者、受刑者など	×	定額	当局から100%
第5類	社会救助(生活保護)受給者	0	-	当局から100%
第6類	退役軍人とその家族、その他の住民	0	定額	その他の住民は当局から 40%

#### 3.外国人への適用と条件

①外国籍住民:在留資格を得て台湾に居住してから半年に達した場合

②台湾で生まれた子ども(2017年12月1日以降):親が在留資格を持つ外国籍の場合. 生まれた日から

③雇用契約に伴うもの:雇用契約が成立したその日から

④外国籍専門人材とその家族:在留資格を得た日から

出所:衛生福利部資料などから作成

### IV. 『全民健康保険』による UHC 達成の現状

#### 1. 被保険者数の動きで見る UHC の達成の推移

台湾の医療保険制度は上述のような発展をしてきたが、実際に医療保険でカバーされている人口や総人口に対する比はどのように推移してきたのであろうか。そこで、台湾の医療保険の被保険者数、被保険者の人口対する比(以下、カバー率とする)をまとめたものが図2である。全民健康保険の実施は1995年であり、それ以前は「労工保険」、「公務人員保険」などから医療給付が行われていた。図の棒グラフ部分は、1994年以前は各制度の統計から被保険者数を足し上げたものであり、1995年以降は全民健康保険の被保険者数の推移である。また、折れ線グラフは医療保険の被保険者数の台湾の人口に対する比である。人口のデータは、ここでは内政部戸政司がまとめている台湾の戸籍登録に基づく「登録人

口」の他、その「登録人口」に内政部移民署の統計から「外国人人口」(2012年以降は中国大陸、香港、澳門出身者の統計が利用可能)を加えた「外国人を含む人口」を用いた. これらを分母にした全民健康保険のカバー率を算出した.なおデータの年次の範囲は、人口および社会保険加入者の統計が入手可能な1971年から2017年までとした.

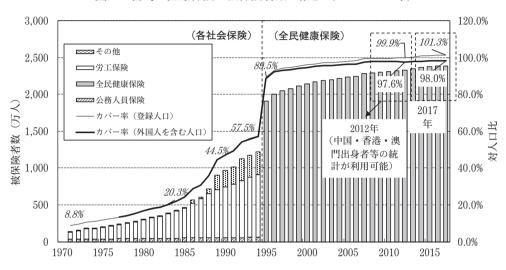


図2 台湾の医療保険の被保険者数の推移(1971~2017年)

資料: 行政院主計総処, 内政部戸政司, 衛生福利部資料から作成.

注:カバー率とは医療保険被保険者数を人口で割って求めたもの。2001年から2006年までは第4類被保険者(兵役従事者など)の数値を含まない。外国人人口は1977年から利用可能。

図2を見ると、1971年の医療保険被保険者数は約131万人であり、登録人口(約1.499万 人) に対して8.8%のカバー率であった.「労工保険」で被保険者の対象者の範囲拡大が進 められ、1983年には外国人を含めた人口に対するカバー率でみると20.3%となった。1980 年代には「公務人員家族疾病保険」などの医療保険が実施され、被保険者数が「労工保険」、 「公務人員保険」以外の制度でも増加していった。 医療保険被保険者数は1989年には約896 万人なり、外国人を含む人口に対するカバー率は44.5%となった。全民健康保険実施前年 の1994年では被保険者数は約1,217万人,外国人を含む人口に対するカバー率で57.5%に までは達したが、UHCの達成にはほど遠い水準であった。全民健康保険が実施された 1995年には被保険者数は約1,912万人であり、外国人を含む人口でみたカバー率は89.5% となり、医療保険の一元化・全住民をカバーという制度改革で大幅にカバレッジの程度は 向上した、その後、被保険者数は増加し続け、外国人を含む人口でみたカバー率も上昇し 続けた.その結果,中国大陸・香港・澳門出身者の統計が利用できるようになった2012年 には外国人を含む人口でみたカバー率は97.6%に達し、登録人口をもとにしたカバー率も 99.9%となった。2017年には外国人を含む人口でみたカバー率は98.0%となり、登録人口 でみたカバー率101.3%より3%程度下がるが、ほとんどの人が全民健康保険に加入して いる状態, つまり UHC が十分に達成している状態にある.

### 2. 男女・年齢階級別に見た UHC 達成状況

全民健康保険のカバー率を、男女、年齢別に見た場合、UHC の達成状況はどのように なるのであろうか、そこで男女・年齢階級別のカバー率を算定した、算定の対象年次は、 外国人人口について中国・香港・澳門出身者の人口(ただし年齢階級別のデータが得られ るのは年間を通じて台湾に居住していた者)の統計が利用可能な2012年と直近の2017年と した(いずれも各年末日現在). 年齢階級は外国人の統計での年齢階級を基本とした. 最 高年齢は70歳以上であり30,40,50歳代は年代ごとの10歳階級となる.60歳代は5歳階級  $060\sim64$ 歳,  $65\sim69$ 歳であるが、 $30歳未満は、<math>0\sim5$ 歳,  $6\sim11歳$ ,  $12\sim14歳$ ,  $15\sim17歳$ , 18~23歳,24~29歳と台湾籍の人口統計との計算が簡単にできない形になっている.その ため、20歳代は10歳階級、20歳未満は5歳階級になるように、年齢の割り振りを行った。 具体的には台湾籍の各歳別人口をこれら外国人の年齢階級に合わせる形で算出し、特に 0 ~5歳人口のうち0~4歳人口の割合,6~11歳人口のうち10~11歳人口の割合,18~23 歳人口のうち,18~19歳および20~23歳人口の割合を求めた.台湾籍の人口で求めたこれ らの割合を対応する年齢階級の外国人人口に乗じた。その結果を前後の年齢階級の人口に 加える形で年齢別人口の割り振りを行った。その結果、 $0 \sim 4$ 歳、 $5 \sim 9$ 歳、 $10 \sim 14$ 歳、 15~19歳, 20~29歳, 30~39歳, 40~49歳, 50~59歳, 60~64歳, 65~69歳, 70歳以上の 12の年齢階級別の外国人人口を算定できた。このようにして求めた外国人人口(中国・香 港・澳門を含む)を同じ年齢階級でまとめた台湾籍の人口に加えることで、台湾の住民の 人口として、これを全民健康保険のカバー率を求める分母とした。これに対して、全民健 康保険の被保険者数も同じ年齢階級でまとめ、これを分子とした.両者を用いることで年 齢階級別の全民健康保険カバー率を求めた。また参考として、台湾籍の人口のみを分母に した年齢階級別カバー率も求めた.

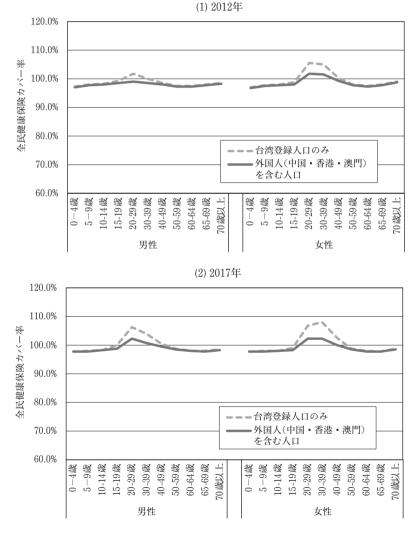
上記の算定の結果が図 3 であるが、これで分かることは外国人(中国大陸・香港・澳門)を含む人口で見たカバー率は、 $15\sim49$ 歳付近の年齢で台湾の登録人口で見たカバー率よりも低くなっている。まず2012年の算定結果を見ると、男性では $15\sim19$ 歳では両者の差(前者から後者を引いたもの)は-0.8%であり、前者でのカバー率の方が低い。 $20\sim29$ 歳、 $30\sim39$ 歳ではそれぞれ-2.5%、-1.7%となり、 $40\sim49$ 歳でも-0.6%となる。他の年齢階級では $-0.3\sim-0.2\%$ の差となっている。前者のカバー率自体は $97.0\%\sim99.2\%$ の水準にある。同年の女性で見ても男性と同様の傾向が見られ、 $15\sim19$ 歳では両者の差は-0.7%であり、男性に近い水準で前者でのカバー率の方が低い。 $20\sim29$ 歳、 $30\sim39$ 歳ではそれぞれ-3.7%、-3.6%となり、 $40\sim49$ 歳でも-1.1%となる。この点も男性と同様の傾向である。他の年齢階級の差も $-0.4\sim-0.1\%$ となっている。前者のカバー率自体は $96.9\%\sim101.9\%$ の水準にある。

次に2017年の算定結果を見ると、男性では15~19歳では両者の差は-1.1%であり、20~29歳、30~39歳ではそれぞれ-4.2%、-3.1%と差が拡大し、40~49歳で-1.0%となる。他の年齢階級では-0.4~0.0%の差となっている。外国人を含む人口によるカバー率自体は97.9%~102.2%の水準にある。同年の女性で見ると、15~19歳では両者の差は-0.8%、20~29

歳、 $30\sim39$ 歳ではそれぞれ-4.5%、-5.7%と差が拡大し、 $40\sim49$ 歳でも-2.5%である。他の年齢階級の差も- $0.3\sim0.0\%$ となっている。外国人を含む人口によるカバー率自体も97.7%  $\sim102.4\%$ の水準にある。

カバー率が100%を超える理由として、人口統計と全民健康保険の統計が作成される機関(内政部と衛生福利部)、そのもとになる資料(戸籍登録・外国人登録と医療保険加入者統計)の違いが考えられる。また、全民健康保険に加入したまま海外に出た人の存在、外国人人口に含まれていない年の途中から台湾に居住し始めた人が相当数存在することも考えられる。その点を考慮しても、人口カバー率で見た UHC そのものは達成された状態にある。

図3 台湾の男女・年齢階級別「全民健康保険カバー率」(2012年, 2017年)



出所:内政部戸政司,内政部移民署,衛生福利部中央健康保険署統計より作成. 注:外国人(中国・香港・澳門)は通年で台湾に居住している者に限定し,年齢階級を台湾登録 人口に合わせるため,外国人の年齢を前者の各歳別年齢分布データをもとに配分し直した.

## V. 外国人の『全民健康保険』のカバー率の状況

## 1. 外国人の全民健康保険への加入状況の検証―人口および社会統計の活用―

台湾では全民健康保険のカバー率は2017年で約98%に達し、人口カバー率の面ではUHCを達成している。台湾に限らず社会保険としての医療保険の加入について、外国人が強制加入の対象でなかったり、対象であっても手続がよく分からない、母国語での情報がないために制度への理解がなされないなどの事情があったりするため、医療保険に加入していない可能性が自国民よりも高くなると考えられる。

台湾の全民健康保険では、図1で示したように、雇用や在留資格のある居住に関係する条件を満たせば外国人も強制加入の対象となる。その達成状況を外国人について検証するには、外国人の生活状況が分かる公的統計を用いて行う必要がある。台湾の公的統計で外国人のことを調査しているものとして、行政院主計総処「人口及住宅普査」でがある。しかし、全民健康保険を含む社会保険への加入状況は調査されていない。外国人労働者(就業服務法に基づき台湾当局が指定した業種の中で、期限付きで台湾での就労・居住が可能な外国人。外籍労工という)®)、外国人配偶者(台湾人と結婚した外国人。国籍(出身地)により、外籍配偶または大陸配偶という)®)についての調査を当局が別途行っている。それぞれ、労働部「外籍労工管理及運用調査」、内政部移民署「外籍與大陸配偶生活需求調査」という調査である。

前者は、外国人労働者の雇用の現状を把握することで、外国人労働者政策の基礎資料とすることを目的に毎年行われている調査である。対象者は外国人労働者の雇用が認められている製造業、建設業、医療保健及び社会サービス業などの雇用主(家庭で外国人介護労働者を雇用している個人を含む)である。製造業、建設業の雇用主には雇用している外国人労働者の人数、賃金、社会保険の適用、外国人労働者への満足度、外国人労働者政策への意識などを調査している。家庭で外国人介護労働者(家庭外籍看護工という)を雇用している者に対しては、外国人介護労働者の性別、年齢、国籍、誰を介護しているか、外国人介護労働者を雇用する前の主な介護者、雇用している外国人介護労働者への満足度、外国人介護労働者に関する施策への意識などを調査している<sup>100</sup>.後者は外国人配偶者の生活状況の把握を行い、外国人配偶者に関する施策の基礎資料とすることを目的とした調査であり、サンプリング調査の方法で行われている。調査内容は、国籍、性別、年齢、就業状

<sup>7) 10</sup>年ごとに行われている人口と住宅センサスであり、直近では2010年に行われた。外国人(中国・香港・澳門籍を含む)については、男女、年齢、地域別についての集計結果が公表されている。詳細は主計総処 web サイト (https://www.stat.gov.tw/np.asp?ctNode=546&mp=4) 参照 (2019年9月4日閲覧).

<sup>8)「</sup>就業服務法」を根拠に受け入れが認められている。受け入れ分野ごとに募集、雇用、その後の管理について規程や手続きがある。受け入れスキームや外籍看護工を中心とした詳細は小島(2017)参照。

<sup>9)</sup> 当局の公式文書や統計では中国大陸・香港・澳門籍の配偶者である「大陸配偶」とその他の外国籍の配偶者である「外籍配偶」で区別しているが、本稿ではまとめて「外国人配偶者」とした.

<sup>10)</sup> 詳細は労働部 web サイト (http://statdb.mol.gov.tw/html/svy07/0742menu.htm) 参照 (2019年9月4日閲覧, 2018年調査).

況,社会保険の加入などである。調査はこれまで2003年,2008年,2013年に行われている<sup>11</sup>.これらの当局の調査結果から、一部ではあるが外国人の全民健康保険加入状況を知ることができる。

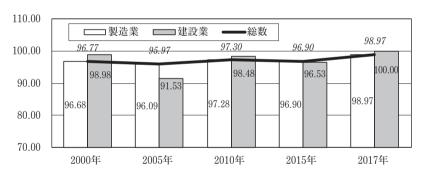
## 2. 外国人の全民健康保険への加入状況―台湾当局の統計より―

まず外国人労働者の全民健康保険加入状況を上述の労働部の統計で見てみよう。

図4は外国人労働者のうち、「事業外籍労工」(製造業や建設業で雇用されて働く外国人労働者)と呼ばれる人々の全民健康保険の適用状況である。調査が雇用主(事業所)を対象に行われているので、外国人労働者の人数のデータではないことに留意する必要がある。それでも2017年の調査では、調査対象の雇用主のうち98.97%の者は雇用している外国人労働者を全民健康保険に加入させている。産業部門別では製造業では98.97%、建設業では100.0%となっており、カバー率は100%に近いと考えられる。時系列で見ても適用事業所の割合は非常に高い水準で推移しており、製造業と建設業全体で95%を超える水準で推移している。また事業所の規模別でみても、規模の小さな事業所で適用率が若干低いものの、適用率に事業所規模間の格差につながるほどではない。具体的には、事業所の規模別の適用率は2010年で96.92%~99.39%の間、2015年で96.85%~98.84%の間にある。事業

### 図 4 外国人労働者(事業外籍労工)「全民健康保険」適用事業所割合

#### (1) 時系列



(2) 規模別

	2010年	2015年		2017年
1~29人	96.92	96.85	1~29人	98.49
30~99人	97.62	96.95	30~99人	100.00
100~299人	98.45	96.68	100~199人	100.00
300~499人	96.22	97.46	200~499人	100.00
500人以上	99.39	98.84	500人以上	100.00

出所:労働部「外籍労工管理及運用調査」より作成.

注:「事業外籍労工」とは、製造業及び建設業で雇用される外国人労働者.

カバー率は企業数ベース.

<sup>11)</sup> 詳細は内政部移民署 web サイト (https://www.immigration.gov.tw/5385/7445/7451/7457/7460/7469/30334/) 参照 (2019年9月4日閲覧, 2013年調査).

所規模の区分が異なるが2017年でも29人以下の事業所では98.49%であるが、その他では100%となっている。つまり、就業服務法に基づいて製造業や建設業で雇用されている有期雇用・滞在の外国人労働者については全民健康保険への加入が確保されているといえる。

表1は同じ調査から家庭で雇用されている外国人介護労働者(外籍看護工)の全民健康保険の加入率である。家庭で外国人介護労働者を雇用する場合も雇用契約を結ぶことが必須であり、賃金、休日の保障、社会保険への加入などを盛り込むことが求められている120.この表によると、外国人介護労働者の全民健康保険加入率は、2000年には89.44%であったが、2005年には98.43%となり、2015年、2017年はそれぞれ95.16%、96.83%となっている。外国人介護労働者は女性がほとんどであるが、男女別では2017年で男性96.51%、女性96.83%である。国籍別(インドネシア、フィリピン、タイ、ベトナム)でみても2010年は90.22%~93.59%の間にあるが、2015年は94.89%~100%、2017年は96.65%~99.79%の水準となっている。さらに年齢階級別に見ると、2010年と2015年・2017年で年齢階級の区分が異なるが、2017年の男性の25歳未満(68.51%)、2010年の50歳以上の85.09%(男女総数)を除いて90%以上の加入率となっている。このように家庭で雇用される外国人介護労働者についても95%程度の割合で全民健康保険への加入が達成されている。

表 1 外国人介護労働者(外籍看護工)「全民健康保険」加入率

(1)	4公米石	男女お	トア	医二维亚

		2000年	2005年	2010年	2015年	2017年
総数		89.44	98.43	91.76	95.16	96.83
性別	男	-	-	91.75	90.78	96.51
注列	女	-	-	90.86	95.19	96.83
	インドネシア	-	-	90.85	94.89	96.65
国籍	フィリピン	-	-	90.22	95.86	97.92
<b></b> 国档	タイ	-	-	93.59	100.00	99.79
	ベトナム	-	-	91.49	97.93	96.93

(2) 年齢別

	2010年		2015年	2017年		
	男女総数	男女総数 男		男	女	
29歳以下	90.93	25歳未満	95.77	68.51	95.52	
30~39歳	90.70	25~34歳	95.45	97.68	96.88	
40~49歳	91.60	35~44歳	94.30	97.90	96.53	
50歳以上	85.09	45歳以上	97.05	100.00	98.82	

出所:労働部「外籍労工管理及運用調査」より作成.

注:「外籍看護工」とは、介護分野(ほとんどが居宅介護)のために就労する外 国人労働者. 2017年は「家庭外籍看護工」. 2000年と2005年の男女別, 国籍 別のデータはなし.

表 2 は外国人配偶者(外籍配偶,大陸配偶)の全民健康保険への加入状況を上で挙げた 内政部移民署の調査からまとめたものである.これによると,外国人配偶者で全民健康保

<sup>12)</sup> 詳細は中央健康保険署 web サイトを参照. https://www.nhi.gov.tw/Content\_List.aspx?n=C09E8D2218D8 E740&topn=CB563D844DBDA35A(2018年12月20日閲覧)

険の加入者は2008年で90.7%, 2013年で89.5%であり、90%程度の加入率となっており、外国人労働者のそれよりも低い。外国人配偶者は女性がほとんどを占めるが、2013年の男女別では男性が85.2%, 女性が89.7%であり、2008年では男性89.1%, 女性90.8%となっている。国籍別(東南アジア、その他の地域、中国、香港・澳門)の数値を2013年で見ると、中国が86.3%ともっとも低いが、東南アジアが93.4%, その他の地域が96.0%, 香港・澳門が91.0%となっており、国籍による差が見られる。2008年も中国が88.4%ともっとも低く、その他の地域が97.4%ともっとも高く、9%程度の差がある。

表 2 外国人配偶者「全民健康保険 | 加入率

(単位:人,%)

		200	8年	2013年			
		サンプル数	カバー率	サンプル数	<u> </u>		
		(人)	(%)	(人)	(%)		
	総数	13,345	90.7	13,688	89.5		
W- DII	男	393	89.1	764	85.2		
性別	女	12,952	90.8	12,924	89.7		
	東南アジア	4,170	95.0	4,855	93.4		
国籍	その他の地域	465	97.4	891	96.0		
凹稍	中国	8,542	88.4	7,847	86.3		
	香港・澳門	168	89.9	95	91.0		
	15-24歳	1,046	-	104	58.5		
	25-34歳	6,945	-	4,908	81.3		
年齢	35-44歳	3,386	-	5,764	94.2		
中西市	45-54歳	1,143	-	2,029	97.3		
	55-64歳	417	-	634	97.5		
	65歳以上	95	-	249	68.4		
	1年未満	1,723	56.8	832	33.5		
	1年以上2年未満	1,915	95.2	1,324	71.7		
/ * H / .	2年以上4年未満	1,872	95.4	1,641	96.2		
台湾居住 年数	4年以上6年未満	2,134	95.4	1,394	94.9		
十奴	6年以上8年未満	2,102	96.5	1,145	95.4		
	8年以上10年未満	1,509	96.5	1,274	95.0		
	10年以上	2,066	96.6	6,079	95.6		

2013年・主な国籍別		アジア	中国							
		カバー率	サンプル数	カバー率						
		(%)	(人)	(%)						
1年未満	52	70.3	761	29.5						
1年以上2年未満	146	90.0	1,138	68.6						
2年以上4年未満	381	94.7	1,183	96.6						
4年以上6年未満	435	92.1	895	96.3						
6年以上8年未満	374	93.9	672	96.3						
8年以上10年未満	625	93.4	561	97.5						
10年以上	2,841	93.9	2,635	97.2						
	1年未満 1年以上2年未満 2年以上4年未満 4年以上6年未満 6年以上8年未満 8年以上10年未満	年・主な国籍別 サンプル数 (人) 1年未満 52 1年以上2年未満 146 2年以上4年未満 381 4年以上6年未満 435 6年以上8年未満 374 8年以上10年未満 625	(人)     (%)       1年未満     52     70.3       1年以上2年未満     146     90.0       2年以上4年未満     381     94.7       4年以上6年未満     435     92.1       6年以上8年未満     374     93.9       8年以上10年未満     625     93.4	年・主な国籍別     サンプル数 (人)       1年未満     52     70.3     761       1年以上2年未満     146     90.0     1,138       2年以上4年未満     381     94.7     1,183       4年以上6年未満     435     92.1     895       6年以上8年未満     374     93.9     672       8年以上10年未満     625     93.4     561						

出所:内政部移民署「外籍與大陸配偶生活需求調査」より作成.

注:2008年調査では年齢別の集計表なし.

年齢階級別の数値は2013年調査で結果が利用可能である。年齢階級別の全民健康保険加入率は、15~24歳で58.5%ともっとも低いが、サンプル数が104と非常に少ないことに留意すべきである。次いで低いのは65歳以上の68.4%であるが、ここでもサンプル数が249と少ないことに留意すべきである。25~34歳で81.3%に達し、35~44歳、45~54歳、55~64歳で90%を超える。一部の年齢階級でサンプル数の少ないことに留意すべき部分があるが、若年層と高齢層で加入率が低めであるのを除くと、外国人配偶者の多くを占める年齢層(25~54歳)では90%を超える加入率である。

台湾居住年数別に見ると、居住年数が短い者で全民健康保険加入率が低くなる。居住年数2年以上のグループでは、2008年では95.4%~96.6%、2013年では94.9%~96.2%の加入率である。一方、1年以上2年未満では2008年は95.2%、2013年は71.7%の水準である。1年未満では2008年では56.8%、2013年では33.5%となり、1年未満の居住歴の外国人配偶者が全民健康保険の恩恵にあずかっていないことになる。これは全民健康保険を外国人に適用する場合の条件である「在留資格取得後台湾居住半年に達した者」を満たさない者がこのグループに含まれるからであると考えられる。国籍別に見た場合、中国籍の1年未満の全民健康保険カバー率は29.5%ときわめて低い。このように、外国人配偶者はおおむね全民健康保険に加入しているが、台湾在住が短い者の中で未加入者の割合が高くなっている。

# VI. 外国人労働者および外国人配偶者の全民健康保険未加入者の推計

#### 1. 推計方法

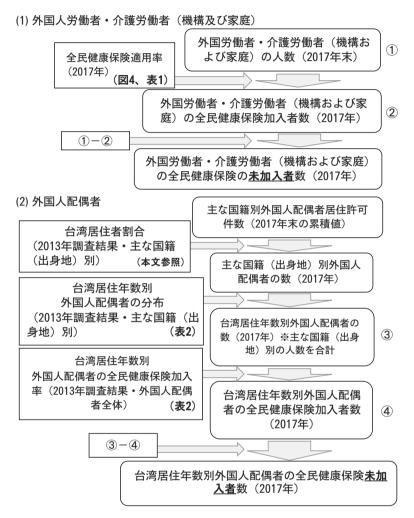
外国人労働者や外国人配偶者の全民健康保険加入状況は当局の統計から得ることができる。これらの統計数値を用いることによって、実際にどの程度の人数の外国人労働者や外国人配偶者が全民健康保険でカバーされていないのか、という検証ができる。その結果を用いて、全民健康保険未加入者に占める外国人労働者や外国人配偶者の割合を見ることで、外国人の無保険問題の大きさと UHC 達成への影響も検証できる。そこで、外国人労働者(事業外籍労工、外籍看護工)と外国人配偶者(外籍配偶及び大陸配偶)のうち全民健康保険に未加入の者の推計を、公表統計を用いた簡易なモデルにより行った。

推計のフローは図5のとおりである。まず外国人労働者については、図5の上の部分の推計フローのとおりである。製造業や建設業で雇用されている者については雇用主ベースで全民健康保険の適用状況が調査されており、適用率もおよそ98%の水準にある。そのため、事業所でみた全民健康保険適用率で産業部門の外国人労働者がこれに加入しているとみなし、その適用率を外国人労働者の数に乗じ、その結果を外国人労働者の数から減じるという推計フローを構築した。福祉施設で雇用される外国人介護労働者(機構外籍看護工)についても、同じ適用率を用いて彼らの人数に乗じ、その後彼らの人数から減じるという方法で推計を行った。家庭で雇用される外国人介護労働者(家庭外籍看護工)は、家庭で個別の雇用契約を結ぶので、人数ベースでの全民健康保険加入状況が分かる。そこで、個

-317-

人ベースの加入率を彼らの人数に乗じ、その後彼らの数から減じる形で推計を行った。この部分の推計のための使用データとして、全民健康保険の加入率は労働部「外籍労工管理及運用調査」の2017年調査、外国人労働者の数は労働部データベース(労働統計査詢庫)<sup>13)</sup>より2017年の受け入れ部門別の数値を用いた。

#### 図5 全民健康保険未加入外国人数推計フロー



注:「主な国籍(出身地)別」とは外国(中国,香港・澳門以外),中国,香港・ 澳門の3つの区分を指す。

次に外国人配偶者については、台湾居住年数で加入率が大幅に下がるところが見られた。 そこで、彼らの全民健康保険未加入者の推計は台湾居住年数別に行った。推計のフローは 図5の下の部分のとおりであるが、推計のスタートとなる外国人配偶者の数は、内政部移

<sup>13)</sup> データは労働部の労働統計 web サイト(https://statfy.mol.gov.tw/default.aspx, 2019年9月4日閲覧)より入手した.

民署「外籍および大陸配偶許可件数」から2017年末現在の数値を得た. この数値は1987年 1月から2017年12月までの間に,台湾籍の人の配偶者として在留許可が発出された件数である. つまり彼らの中で実際に台湾に居住している者の数を求める必要がある. その割合は,内政部移民署「外籍與大陸配偶生活需求調査」(2013年)から,台湾に居住している者の割合が外国人,中国,香港・澳門の3つのおおまかな国籍(出身地)別に得られる. 具体的にはそれぞれ78.5%,53.8%,15.6%である. これらの値が2017年も変わらないものと仮定して,対応する国籍の在留許可件数の累積値に乗じて,台湾に在住している外国人配偶者(中国大陸・香港・澳門を含む)の数を求めた. 次に同調査では外国人,中国,香港・澳門の3つの国籍(出身地)区分別に台湾居住期間別の分布が得られるので,その分布も2017年も変わらないものとみなして,外国人,中国,香港・澳門の3つの国籍(出身地)区分別の合計を求めることで,台湾居住期間別の外国人配偶者の人口とした.

全民健康保険加入率は外国人配偶者全体以外の国籍(出身地)別では、中国と東南アジアでしか得られない。そこで、外国人配偶者全体でみた台湾居住期間別の全民健康保険未加入率を対応する台湾居住期間別の外国人配偶者数(主な国籍別の合計)の推計値に乗じて、全民健康保険加入者の数を推計した。最後に、台湾居住期間別の外国人配偶者の人口から全民健康保険の加入者数を引いて、全民健康保険未加入者の推計値とした。

あわせて、彼らのうち全民健康保険が適用される者が全て加入していると仮定した推計も別途行った。外国人労働者は全員、外国人配偶者はのうち台湾居住期間が半年以上の者も全員加入するとみなした。ただし、台湾居住期間が半年未満の者は全民健康保険の対象にはならないので、外国人配偶者のうち台湾居住期間1年未満の者はその半数だけが全民健康保険に加入するとみなした(加入率50%)。

# 2. 推計結果

推計結果は表3の通りである.2017年の台湾の人口は外国人を含めるとおよそ2,396万人であり、全民健康保険加入者数はおよそ2,346万人である.この数値から全民健康保険未加入者の数は約49.7万人であり、対人口比では2.1%となる.外国人労働者や外国人配偶者で全民健康保険に加入していない者の数は31,097人と推計された.全民健康保険未加入者に対する比は6.3%であり、医療保険に加入していない者としては少数派であるが、図1で用いた全民健康保険の加入率の計算で用いた人口のうち、2017年の人口の中で外国人(中国・香港・澳門を含む)は約79万人であり、人口の3.2%を占める.この割合と比較すると、2倍程度の値となる.

全民健康保険未加入の外国人の内訳として、製造業や建設業で雇用される外国人労働者 事業は4,388人 (外国人の全民健康保険未加入者の14.1%),施設で雇用される外国人介護 労働者は153人 (同0.5%),家庭で雇用される外国人介護労働者は7,398人 (同23.8%)で ある。そして残りのおよそ1万9,159人は外国人配偶者であり、外国人の全民健康保険未 加入者の61.6%を占める。彼らを台湾居住期間別に見ると、10年以上が8,373人と最も多 く,全民健康保険未加入の外国人配偶者の43.7%を占める. 8 年以上10年未満も10.6%を占める. 一方で,1 年未満が12.8%,1 年以上2 年未満が14.2%を占め,合計で27.0%となる. 比較のために台湾の外国人配偶者の数を見ると2017年で約32.3万人であるが,台湾居住期間が10年以上の者は58.9%,8 年以上10年未満の者が12.6%をそれぞれ占め,台湾に長年住んでいる者が多い. つまり,外国人配偶者で全民健康保険未加入者は,台湾居住期間が長い,短い者の両方で多くなっていることが分かる. なお,対象となる外国人が全員全民健康保険に加入した場合の未加入者数は1,849人へと大幅に減り,減少数は2万9,248人である. これは全民健康保険未加入率を0.1%引き下げる人数である.

このように、全民健康保険未加入者のうち外国人労働者や外国人配偶者は少数派ではあるものの、人口比の 2 倍程度の割合で存在する。その中で台湾居住歴が特に短いまたは長い外国人配偶者が全民健康保険の未加入が目立つ。言い換えると、台湾では外国人の無保険問題は人数で見ると規模が小さいが、特定の属性を持つ外国人にとっては重大な問題として浮上する可能性が高いことがこの推計から分かる。

表 3 全民健康保険未加入外国人数推計結果(2017年)

(単位:人,%)

	2017年・推計結果		(参考)	対全民健	全民健康保険 未加入外国人構成比		
		人数	外国人対 象者全員 加入	康保険未加入者比	外国人	外籍及び 大陸配偶	
	人口(外国人を含む)	23,960,163					
人口など	全民健康保険加入者数	23,462,863					
人口なる	同未加入者数	497,300	468,052				
	(対人口比)	2.1%	2.0%				
	全民健康保険未加入外国人 (①~④の合計)	31,097	1,849	6.3%	100.0%		
推計結果	①事業外籍労工 (産業部門外国人労働者)	4,388	0	0.9%	14.1%		
	②外籍看護工 (機構, 施設で雇用)	153	0	0.0%	0.5%		
	③外籍看護工 (家庭で雇用)	7,398	0	1.5%	23.8%		
	④外籍及び大陸配偶(外国人配偶者)	19,159	1,849	3.9%	61.6%	100.0%	
	1年未満	2,459	1,849		7.9%	12.8%	
	1年以上2年未満	2,715			8.7%	14.2%	
外籍及び	2年以上4年未満	958			3.1%	5.0%	
大陸配偶   (台湾居	4年以上6年未満	1,444			4.6%	7.5%	
住年数別)	6年以上8年未満	1,171			3.8%	6.1%	
	8年以上10年未満	2,039			6.6%	10.6%	
	10年以上	8,373			26.9%	43.7%	

出所:労働部「外籍労工管理及運用調査」,内政部移民署「外籍與大陸配偶生活需求調査」,衛生福利部統計をもとにした筆者推計結果.

## Ⅷ. まとめ

台湾では1995年に全民健康保険が実施され、制度上全住民が医療保険に加入する仕組みとなった。そのカバー率は外国人を含む人口でみると1995年で89.5%であり、その後も被保険者数は増加し続けるとともに、カバー率も上昇し続けた。その結果、中国大陸・香港・澳門出身者の統計が利用できるようになった2012年のカバー率(外国人を含む人口)は97.6%、2017年には98.0%に達し、UHCは十分に達成している状態にある。男女・年齢階級別にカバー率を求めると、外国人を含む人口の方が台湾籍だけの登録人口をもとにした場合よりもカバー率は低下する。特に15~49歳の年齢層で顕著であった。

外国人の全民健康保険加入状況と当局の統計で見ると、製造業や建設業で雇用される外国人労働者、家庭で雇用される外国人介護労働者の間では加入率は非常に高い.一方で外国人配偶者の全民健康保険の加入率は台湾居住期間2年未満の者で低い.これをもとに外国人労働者および外国人配偶者の全民健康保険未加入者を推計すると、約3.1万人と人数としては小さい.しかしその構成を見ると、外国人配偶者が未加入者の6割を占め、さらにその中でも台湾居住年数が短いまたは長い者が多くを占めることが明らかになった.台湾居住年数が短い場合、「台湾の在留許可取得後の居住期間が半年に達すること」という全民健康保険に加入する条件を満たさないことがその背景になっていると思われる.しかし、台湾居住年数が長い者の未加入者が多いことは、加入できない要因を外国籍であることやその居住期間のみに求めることはできない.制度のことがよく分からないという背景も考えられるが、その他には経済的に困窮しているなどの台湾籍の人にもあり得る背景もあるのではないかと考えられる.

今回は台湾当局の公表資料から可能な限りで台湾のUHCの検証を行った。台湾は外国からの移住者、台湾地域内でもエスニックの多様性があり、いわゆる多文化共生社会である。外国人の医療や福祉へのアクセスを評価するには、人口統計の他に、彼らの生活実態を把握でき、信頼性のある統計も必須である。わが国でも外国人の人口は総務省統計局「国勢調査」などで把握できるが、全国的な生活実態となると把握が困難なところである。外国人の生活実態が公的統計で把握できることは、UHCの達成状況の検証に有用である。

#### 付記および謝辞

本稿は、厚生労働科学研究費補助金「東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究」(H27-地球規模-一般-001)」および「東アジア、ASEAN 諸国における UHC に資する人口統計システムの整備・改善に関する総合的研究」(H30-地球規模-一般-002)の成果をもとに執筆したものである。これらの研究班会議およびその他の機会にコメントをくださった方々にこの場を借りて御礼を申し上げる。

#### 参考文献

(日本語)

井伊雅子編著 (2009) 『アジアの医療保障制度』東京大学出版会.

加藤智章・西田和弘編著(2013)『世界の医療保障』, 法律文化社.

呉凱勲(1987)「台湾における社会保障建設の現状」,『海外社会保障情報』,第81号,社会保障研究所,pp.27-47.

小島克久 (2003) 「台湾の社会保障」広井良典・駒村康平編著『アジアの社会保障』東京大学出版会, pp.135-172.

小島克久(2015)「台湾」増田雅暢・金貞任編著『アジアの社会保障』法律文化社, pp.81-107.

小島克久 (2016)「台湾における医療保障の動向」『健保連海外医療保障』 健康保険組合連合会, No.110, pp.24-31.

小島克久 (2017)「台湾―介護サービスにおける外国人介護労働者」『アジアにおける高齢者の生活保障 持続可能な福祉社会を求めて』金成垣・大泉啓一郎・松江暁子 編著 明石書店 pp.184-204.

高橋隆(2000)「台湾における全民健康保険の成立と課題」,『社会福祉学』,日本社会福祉学会1,第40巻2号,pp.189-209.

林成蔚(2001)「社会保障制度の政治過程―90年代の台湾における健康保険と年金の改革・形成―」,『日本台湾学会会報』第3号,pp24-49.

(中国語)

行政院衛生署中央健康保険局(2013)「台灣健保制度現況與前瞻|

中央健康保険署 (2017) 『2017-2018 全民健康保険年報』

中央研究院経済研究所(1992)『全民健康保險相關問題検討會』

# Taiwan UHC Review with Population Statistics including Foreign Residents

#### Katsuhisa Kojima

In East Asia, including Japan, Universal Health Coverage (UHC) has mostly been achieved or is well underway. One of the conditions for achieving UHC is the extent to which the health care system covers the population. However, foreigners may be excluded from the coverage of the health care insurance system depending on their status of residence. Looking at East Asia, Taiwan has achieved UHC with "National Health Insurance" in 1995. Many foreign-born workers are covered by the NHI. Therefore, in this paper, I have reviewed the Taiwan UHC with population statistics that include foreign residents. In particular, I have estimated the numbers of foreign workers and foreign spouses who were not covered by the health insurance.

The Taiwan National Health Insurance covered about 98% of the population including foreigners in 2017. On the other hand, the number of foreign workers and foreign spouses who were not covered by the national health insurance was estimated to be about 31,000 in 2017. It is a small number in comparison to Taiwan's population. However, foreign spouses accounted for more than 60% of this number. In addition, foreign spouses living in Taiwan, both for less than two years and for ten years and over, shared a high percentage of foreign spouses not covered by the NHI.

With population statistics, we can review the UHC of each country and region that has achieved it. The review result will show us the challenges of the health care system, such as the individuals not covered by health insurance. Analysis with population statistics is useful for the review of UHC.

#### 特集 I:東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究

# 期間出生力の生命表分析:シンガポール, 1980~2015年 菅 桂 太

シンガポールの期間出生力の変動は総数では出生関連政策が導入されたタイミングと概ね符合するが、民族間で大きな差がある。中国系の人口で出生促進政策の導入タイミングと期間出生力の変動タイミングが符合するのに対し、マレー系では異なる。このような期間出生力変動パターンと政策導入タイミングの関連を検討するため、1980年から2015年の毎年について初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表を構築し、比較検討した。

その結果、シンガポールでは初婚と既婚出生力の変動パターンに民族間で類似性と異質性があることがわかった。とくに、2001年以後の積極的な出生促進政策(Marriage and Parenthood Package)が導入された後の期間においては、中国系の人口では既婚出生率が上昇し、結婚力指標も堅調に推移していた。マレー系では2010年までは既婚出生力の低下の背後で結婚力の低下がより急速に進んで来たが、2010年以後は中国系と同様に既婚出生力が回復していることがわかった。

# I. 課題

シンガポールにおける期間出生力の変動は総数では出生関連政策の変更が行われたタイ ミングと概ね符号しているが、民族によって変動パターンは大きく異なりマレー系の変動 は政策導入タイミングとは必ずしも一致していない. また,1987年以後に導入された限定 的な出生促進策や2001年以後導入されているより積極的な政策は中国系の人口のカンタム の増加を促す影響を及ぼした可能性がある一方で、マレー系の人口に対する政策効果は限 定的であった可能性が指摘されている (Suga 2012). このような期間出生力変動パター ンと政策導入タイミングの関連を検討するため、菅(2012)は1980年から2010年の毎年に ついて初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表を民族別に構築し,比較検討した.そ の結果、シンガポールでは初婚と既婚出生力両者の変動パターンが民族間で異なっており、 とくに、2004年以後の積極的な出生促進政策が導入された期間においては、中国系の人口 では既婚出生率が一時的に上昇し、結婚力指標も堅調に推移しているのに対し、マレー系 の人口では既婚出生力の低下の背後で結婚力の低下がより急速に進んでいることを指摘し ている.シンガポールでは2001年により積極的な出生促進政策である「結婚と家族形成支 援パッケージ (Marriage and Parenthood Package)」が導入され、2004年、2008年、 2013年、2015年にこの結婚と家族形成支援パッケージは強化されているが、合計出生率は 2000年代の前半以後1.2程度の水準で停滞している. 本稿では, 菅(2012) の手法による 多相生命表分析を用いて、分析対象期間を2015年まで延長したうえで、期間出生力変動に

おける初婚と既婚出生力の寄与を分解し、民族別の期間合計出生率変動のパターンとその 背後にある結婚力及び既婚出生力変動を、中国系とマレー系の別に検討することを目的と する。

次項ではシンガポールの出生力分析において利用可能なデータについて、利用にあたっての留意点を含めて紹介する。その後、多相生命表作成のための考え方と民族別の期間出生力変動のパターンを記述するための指標を導入する。そして、これらの指標を用いて中国系とマレー系の別に分析結果を示す。最後にまとめる。なお、多相生命表作成の技術的な方法については補論にまとめて掲げた。本研究は、菅(2012)が基になっており、菅(2017)の分析を改変したものである。

#### Ⅱ. データ

本稿で扱う出生の多相生命表の状態は、「未婚、既婚×{無子, 1子, 2子, 3子, 4子以上}」とした。出生の生命表分析を行うためには、この状態別人口(状態間遷移確率行列の分母)と初婚・出生順位別出生数(同分子)が不可欠である。これら出生の多相生命表を作成するために必要なデータのうち、シンガポールにおいて利用可能なものを表1に示す。

状態間遷移確率行列を計算する分母については1980年以後のセンサスから配偶関係別女子数と既往出生数別既婚女子数が民族別年齢5歳階級別に利用可能である。このため、ここでは1980年以後を分析対象期間とした。なお、シンガポールでは1990年以後のセンサス

表 1 シンガポールの男女年齢 (5歳) 階級別、民族別の結婚と出生に関する人口学的データ

項目	利用可能な年次	出典				
総人口	1968~1990年各年	Yearbook of Statistics Singapore, Singapore Census of Population (1970, '80, '90)				
在住人口	1990年以後各年	Yearbook of Statistics Singapore, Singapore Census of Population (1990, 2000, '10), General Household Survey (1995, 2005, '15)				
配偶関係別人口	1970, '80, '90, '95, 2000, '05, '10, '15	Singapore Census of Population (1970, '80, '90, 2000, '10), General Household Survey (1995, 2005, '15)				
既往出生数別既婚女子 人口 <sup>注1</sup>	1980, '90, 2000, '10, '15	Singapore Census of Population (1970, '80, '90, 2000, '10), General Household Survey (2005, '15)				
出生順位別出生届出数	1967年以後各年	Report on the Registration of Births and Deaths Statistics <sup>i±3</sup>				
制度別譯結婚件数	1957年以後各年	Report on the Registration of Births and Deaths, Marriages and Persons (1957~65), Report on the Registration of Births and Deaths, Marriages and Persons (1966~79), Statistics on Marriages (1980~83), Statistics on Marriages and Divorces (1984~)				

※表には1980年以降継続して利用可能なものを示す.

注1) 1970年については、男女年齢5歳階級別と民族別年齢10歳階級別に得られる.

注2) 女性憲章 (Women's Charter) とイスラム法 (Muslim) の別. 初婚件数については, 男女年齢 5歳階級別, 制度別に得られるが, 年齢別民族別には得られない.

注3)1979年以前は報告書のタイトルが若干異なる.

のほとんどがシンガポール在住者(シンガポール市民及び永住権保有者)を対象としており、既往出生数別既婚女子数も在住人口のものである。また、分母に関わりのある女子人口は毎年6月末の推計人口が利用可能であるが、1990年以後は在住人口を対象とした推計になっている。

状態間遷移確率行列の分子のうち、まず出生数については人口動態統計から母の年齢5 歳階級別民族別の出生順位別出生数が1980年以後毎年利用可能である.シンガポールの婚 外出生数(ひとり親の出生数)が全出生に占める割合は、統計が利用可能な1996年0.9% から2010年の1.5%へ微増しているものの(2015年は1.0%), 同期間の日本の1.3~2.3%と 比べても低い水準にあり婚外出生の存在は無視して差し支えないだろう。しかしながら、 この出生数はシンガポール在住者以外の出生も含むことに留意が必要である。外国人の出 生数が全出生数に占める割合は1980年から1996年までは 4 %未満であったが,2001年から 2006年は5%台,2007年に6%を超えると2010年は7.5%,2013~2015年は10.1~10.3%に なっており、近年急速に増加している。一方、シンガポール在住者の出生数のみを用いて 算出された公式の合計出生率と本稿で利用する外国人の出生も含むシンガポールにおける 総出生数に基づく合計出生率を比較すると、1980~2015年の差の平均は0.08(最大は2015 年の0.18) で、外国人の出生の増加を受けこの差は増加傾向にあるものの、両者の時系列 相関係数は0.9926であり変動パターンは十分に把握できると考えられる. さらに, 民族別 にみると、1980~2015年の公式の合計出生率と外国人の出生も含む合計出生率の差は中国 系で平均0.03(最大0.05),マレー系で平均0.04(最大0.10)であり,時系列相関係数は中 国系の0.9990とマレー系の0.9973である.シンガポールにおける主要民族以外の「その他」 の民族に,外国人の出生は相対的に多いと考えられる. したがって,外国人の出生数が状 熊間遷移確率の分子のみに含まれるという不整合の問題は民族別にみればそれほど深刻で はないと考えられる.

分子のうち初婚については、年齢 5 歳階級別初婚件数は結婚制度別には得られるが、年齢 5 歳階級別民族別には得られない。シンガポールにおける結婚制度は女性憲章(Women's Charter)とイスラム法(Muslim)にわかれており、2015年では全婚姻の80%が女性憲章であり、女性憲章で婚姻した妻の77%が中国系であった(女性憲章で婚姻した妻の72%は中国系で夫も中国系、5 %は中国系で夫は中国系以外)。20%を占めるイスラム法については妻の73%がマレー系である(イスラム法で婚姻した妻の58%はマレー系で夫もマレー系、15%はマレー系で夫はマレー系以外)。ここでは、年齢別の制度別婚姻件数に占める初婚の割合と制度別民族別結婚の年齢割合が独立であると仮定して推計した年齢別民族別の初婚件数を用いる。ただし、この婚姻件数はシンガポール在住者以外の婚姻も含むものである。外国人の婚姻数が全婚姻数に占める割合は1985年の1.4%から2000年までは3 %未満であったが、2001~2007年は2.8~3.7%、2008年に4.5%、2009年に5.6%、2010年6.1%、2011年7.0%、2012~2015年は7.6~8.4%になっており、近年急速に増加していることに留意する必要がある。しかしながら、出生の場合と同様に、外国人の婚姻は「その他」の民族に相対的に多いと考えられるため、外国人の婚姻数が状態間遷移確

率の分子のみに含まれるという不整合の問題は民族別にみればそれほど深刻ではないだろう.

なお、配偶関係別人口や既往出生数別既婚女子人口はセンサスによる場合でも、人口の基本属性以外を調べるサンプル調査(1970年約10%サンプル、1980年と2000年約20%、2005年約10%、2010年約20%、2015年約3%)である。このため、既婚率が極端に低い15-19歳階級(1980年の既婚者は3,243人で年央人口の約2%、2010年は552人で0.4%)では標本誤差によって安定的なハザードの推定が困難である。実際、2010年の15-19歳の出生数は641で、年央の既婚者数552を上回り既婚ハザードが定義できない。ここでは20歳時の状態を基数(radix)として20歳から49歳の多相生命表を作成した。具体的には、人口センサス実施年については15-19歳と20-24歳の状態分布の平均、その他の年次については年齢別に線型補完した状態分布の平均を基数として用いた。

### Ⅲ. 出生の多相生命表の作成

シンガポールにおける出生促進政策の実施タイミング(1983~1986年の優性政策期,1987~2003年の段階的出生促進政策期,2004年以後のより積極的な出生促進政策期)と期間出生力変動を対応させ,かつ中国系の期間出生力変動に対する陰曆の寅年(子どもに縁起の悪い年:1974年,1986年,1998年,2010年)や辰年(縁起のよい年:1976年,1988年,2000年,2012年)の影響を分析するには,人口センサス実施年だけでなくその間の年についても毎年の生命表を作成し検討する必要がある。このためには,センサスの中間年では分母に用いる既往出生数分布がデータとして観測されないことが問題となる。ここでは,毎年の人口と分子の初婚・出生数が観測されることを利用して,たとえば1980年のパリティ分布と初婚・出生ハザードから1981年のパリティ分布を推定するというように,生命表の作成と同時に毎年のパリティ分布を逐次モデル推定する。このようなモデル分析の一つの利点としてシミュレーションが可能になるということがあげられる。本稿では[1]民族別初婚ハザードを1980年の水準に固定した場合と,[2]民族別既婚出生力を1980年水準に固定した場合を検討する。作成方法の詳細は稿末に付し,ここでは概略を述べる。

本稿の多相生命表の状態は、[未婚、既婚×{無子,1子,2子,3子,4子以上}] (以下,状態1~状態6)であり、人口センサスによる20歳期首の状態分布を初期状態とする。各年の多相生命表はPalloni(2001)による標準的な手法で作成した。多相生命表を構築するには当該1年間の年央人口に対する初婚・パリティ別既婚出生ハザードがあればよい。ハザードは初婚数とパリティ別出生数をそれぞれ状態1~状態5の年央人口で除すことで得られる。分子の初婚・パリティ別出生数及び女子人口は毎年観測されるので、結局毎年の状態分布があればよい。

ところで、 $x\sim x+4$  歳の初婚・パリティ別既婚出生ハザードとは、(年央の満年齢  $x\sim x+4$  歳人口に対し)期首  $x\sim x+4$  歳の状態 i の人口が期末  $x+1\sim x+5$  歳の状態 j へ異動する確率を与える。そこで、1980年センサスの  $x\sim x+4$  歳のパリティ分布に1980年のデータ

から観測される初婚・パリティ別既婚出生ハザードを適用することで、1981年の年央の $x+1\sim x+5$ 歳のパリティ分布を推計し、これを $x\sim x+4$ 歳に組み替えることを考える。1980年の年央から1981年の年央への遷移を推定する際、厳密には1980年と1981年の初婚・パリティ別既婚出生ハザードが必要であり、この推定は誤差を生じる。そこで、毎年の推定値に誤差項を加えつつ、1980年を基準に次のセンサス(1990年)時の状態分布推定値を得たら、新しいセンサスにおける状態分布に合致するよう誤差の平均を補正する。より具体的には、誤差の平均(補正項)について 0 を初期値として、1980年の状態分布から1990年の状態分布推定値を逐次求め、1990年センサスの状態分布の対数オッズ変換値と状態分布推定値(補正項の関数)の対数オッズ変換値の残差二乗和を最小化するよう収束計算を行った。最後にこのように求めた補正項を適用して1980年の状態分布から1990年の状態分布を逐次解く

その他の期間( $1990\sim2000$ 年、 $2000\sim2005$ 年、 $2005\sim2010$ 年、 $2010\sim2015$ 年)の状態分布についても、期首年のセンサスによる状態分布を基に期末まで同様に状態分布を推定した。

毎年の状態分布があれば、初婚・パリティ別出生数及び女子人口から初婚・パリティ別 既婚出生ハザードが計算でき、初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表を作成することができる。作成した多相生命表関数  $i l_x^i$  (20歳時状態別女子1,000人あたり (x,x+1) 歳区間の期首の状態が i の人の数)を用いて、期間出生表の50歳時未婚率や完結出生力(PAP)、既婚完結出生力(MPAP)に対応する次の指標を算出し検討する。なお、出生表の完結出生力指標については、本稿でも Suzuki(2007)、鈴木(2012)にならい PAP(Period Average Parity)と呼ぶ。

PNM (50歳時未婚率) =  ${}^{1}l_{50}^{1}/1000$ 

状態 i の  $PAP_i$ (パリティ別完結出生力) =  $\left(i-2\right)^i l_{50}^i$ 

$$PAP$$
 (完結出生力)  $=\sum\limits_{i=3}^{6} \left(i-2\right)^{i} l_{50}^{i} \left/\sum\limits_{i=1}^{6} {}^{i} l_{50}^{i} \right.$ 

$$MPAP$$
(既婚完結出生力) =  $\sum\limits_{i=3}^{6} \left(i-2\right)^i l_{50}^i \left/\sum\limits_{i=2}^{6} {}^i l_{50}^i \right.$ 

状態 
$$1$$
 の平均人年(平均初婚年齢 SMAM) =  $\sum_{x=20}^{49} \left(19 + {}^1l_x^1 - 50 {}^1l_{50}^1\right) / \left(1 - {}^1l_{50}^1\right)$ 

状態 1~2の平均人年(平均第1子出生年齢 Singulate Mean Age at 1st Childbirth)

$$=\sum_{x=20}^{49} \left(19 + {}^{1}l_{x}^{1} + {}^{2}l_{x}^{2} - 50\left({}^{1}l_{50}^{1} + {}^{2}l_{50}^{2}\right)\right) / \left(1 - {}^{1}l_{50}^{1} - {}^{2}l_{50}^{2}\right)$$

#### Ⅳ. 分析結果

#### 1. シンガポールにおける PAP, PNM, MPAP の推移: 1980~2015年

分析対象期間である1980~2015年の TFR と PAP の推移を図1に示した.

総数(実線)では TFR と PAP の差の最大値は0.22(1981年), 平均0.09, 時系列相関係数は0.9800である. 政策実施タイミングとの関連でも中国系の PAP は1986年まで低下したのに対し, 限定的な出生促進策が導入された1987年以後反転し, 2004年以後より積極的な出生促進政策が導入された以後の期間では低下のペースが緩やかになる等の TFR に観察された変動パターンが PAP でも見られる. マレー系の PAP についても1986年から1990年にかけて急上昇し, 以後緩やかに低下, 2000年以後は急速に低下しているという変動パターンはおおむね TFR と同じである.

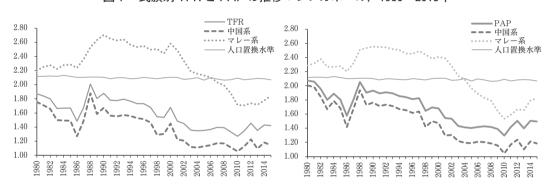


図 1 民族別 TFR と PAP の推移: シンガポール, 1980~2015年

図2はパリティ別PAPを第1子、第2子、第3子、第4子以上の順に下から積み上げたものである。長破線(第3子までの積み上げ)と実線(全順位の積み上げ)の距離が第4子以上のPAPに対応する。図2から中国系の1987年以後のPAPの反転は第2子と第3子及び第4子以上の高次パリティの変化に起因しており、その後の緩やかな低下につい

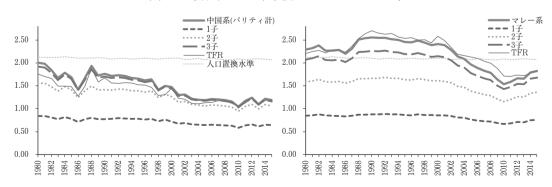


図 2 民族別パリティ累積 PAP: 1980~2015年

ても第2子と第3子以上の低下の寄与が大きいが、1990年代後半以後は第1子の低下もみられる。マレー系についても同様で1980年代の大きな変化は第3子以上の高次パリティの寄与が大きく、その後1990年代以後のPAPの変動には第2子と第3子以上の寄与が大きいものの、2000年代後半以後には第1子の変動もみられる。

次に、図3には50歳時未婚率、図4では既婚完結出生力(MPAP)を民族別に見た。

中国系の人口では1986年寅年まで50歳時未婚率が上昇し1988年辰年にかけて低下、その後1990年代は低調に推移するが、1997年から1998年寅年と1999年から2000年辰年にかけて急上昇し、2009年から2010年寅年に再び急上昇している。マレー系の50歳時未婚率については、1982年から1984年にかけて上昇したあと、1980年代後半から1990年代はほぼ一定で推移し、2004年から2010年にかけて急上昇したが、2010~2015年は低下していることがわかる。MPAPについては、PAPの変動パターンと概ね同様に推移してきた。中国系では1980年の2.23から1986年寅年の1.77まで低下し、1988年辰年の2.23へ上昇、1990年以後緩やかに低下し、2005年には1.47まで低下、2008年1.50へ回復するが2010年寅年は1.39であった。その後、2012年辰年に1.54へ上昇するも、2015年は1.48であった。一方、マレー系では、1980年の2.40から1986年2.36まで同水準を推移し、1990年の2.73へ急上昇すると以後緩やかに低下し2001年の2.56からは急速に低下し2007年に人口置換水準に達し2010年1.88となった。その後、マレー系の MPAP は反転し、2015年は2.07であった。

民族格差に着目すると、中国系の人口では、1986年と1998年、2010年の寅年に50歳時未婚率の上昇と MPAP の低下が見られ、1988年の辰年は50歳時未婚率の低下と MPAP の上昇、2000年と2012年の辰年は MPAP と50歳時未婚率の上昇があり、寅年と辰年の影響がある。このほかでは1990年代の50歳時未婚率の水準に対し、2001年以後の50歳時未婚率の水準は高いという不連続な変化があるのに対し、1990年代以後の MPAP は相対的にスムーズに低下しており、2004年からは低下が緩やかになるという変化があった。一方、マレー系では2004年から2010年まで50歳時未婚率が急速に上昇して、MPAP も2000年代に顕著に低下したのに対し、2010~2015年の50歳時未婚率は低下、MPAP は上昇している。

図 3 民族別50歳時未婚率:1980~2015年 図 4 民族別

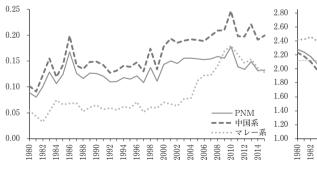


図 4 民族別 MPAP の推移:1980~2015

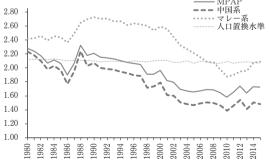


図5では20~50歳の間の初婚と出生のタイミングの変化を見た.図5左が平均初婚年齢(SMAM),図5右が平均第1子出生年齢(SMAC1)の民族別推移である.

まず SMAM については、中国系では寅年と辰年の上下動を余所にすると、1988年の25.7歳から緩やかに上昇を開始し、1999年に26.3歳になると、2000年代以後は晩婚化が加速している。一方、マレー系では1984年と1986年に上下するが1980年の24.5歳から1992年の24.2歳にかけてわずかに低下した後、上昇を開始して2001年に25.0歳になると晩婚化のペースは加速し、2010年の27.6歳まで中国系を凌駕する急速な晩婚化があった。2010~2015年の直近では、中国系では晩婚化は継続しているが、マレー系の SMAM はほとんど変化していない。SMAC1 についても、中国系ではほぼ一貫して上昇しているが、マレー系では1980年代から1990年代後半までは晩産化は非常に緩やかで、2000年代以後は急速に上昇しおおむね一貫して晩産化が進んでいることがわかる。

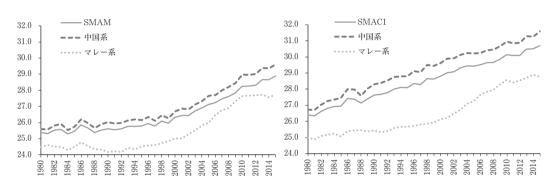


図 5 民族別の SMAM と SMAC1 の推移: 1980~2015年

このような変化が図1の TFR と PAP の差の背後にはある。図6は PAP に対する TFR の比を見たものである。

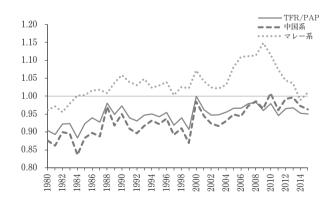


図 6 民族別 PAP に対する TFR の比の推移: 1980~2015年

出生の生命表から計算される PAP は、20歳状態分布を所与として当該期間の状態間遷移確率から高年齢の状態分布が算出されるという点が、前年以前のコーホートの出生行動の結果による高年齢の状態分布が反映される TFR と異なる。晩婚化・50歳時未婚率上昇と晩産化・無子化が進む過程において、高年齢層(年長コーホート)において当該期間に観察される状態分布は当該期間の状態間遷移確率から算出される出生表の状態分布より低次パリティが少なく、高次パリティに偏りやすい(パリティ分布効果 Parity distribution /composition effect, Kohler-Ortega 2002, 2004)。年齢別人口を分母にする出生率はハザードと状態分布の積であらわされるが、低次パリティでは観察される状態分布の方が出生表のものより小さくなることから、観察される出生率は出生表の(女子1人あたり)出生数より小さくなる<sup>1)</sup>。出生ハザードは普通パリティが進むほど小さくなるので、パリティ合計の TFR は PAP より小さくなりやすい。

図 6 において中国系の比は 1 を下回っているが、1980~2015年の期間を通した全般的な傾向としては、PAP に対する TFR の比は最近ほど大きくなっている。なかでも1984年から1986年もしくは1988年にかけて上昇、1988年から1990年代は緩やかに低下、1999年から2000年にかけて大きく上昇し、2000年代前半に低下したあと2000年代後半は緩やかに上昇し、2009年から2010年にかけて再上昇している。マレー系の比は1980年から1990年にかけて上昇したあと、1990年代は緩やかに低下し、2003年頃までと比べて未婚化と晩婚化が加速した2004年以後急速に上昇、2009年をピークに未婚化・晩婚化の傾向が反転した2010年以後低下している。このように PAP の TFR に対する比は50歳時未婚率や SMAM の動きと概ね符合しており、これまで図 2~図 5 でみた変動パターンは大きな行動変化であることがうかがわれる。なお、単純化した想定のもとでは晩産化・少産化が進むときTFR が PAP を超えることはないとされるが(Suzuki 2007)、マレー系の比が 1 を超えるのには、ここでの PAP の計算で既婚×4 子以上の分布に用いるウェイトに 4 を用いているため PAP が過小であることの影響がある $^{20}$ 、2000年代ではマレー系では第 3 子以上の出生率が低下するなかで図 6 の比は大きく上昇しており、2010年以後は第 2 子以上の出生率が上昇するなかで図 6 の比は急速に低下していることになる。

<sup>1)</sup> 観察される出生率は出生ハザード×観察される状態分布を女子人口で除したもの、出生表の女子 1 人あたり 出生数は出生ハザード×出生表の状態分布を基数で除したものである.

<sup>2)</sup> PAP は  $(^3l_{50}^3+2^4l_{50}^4+3^5l_{50}^5+4^6l_{50}^6)$  で計算される。仮に状態分布を既婚・4子あり(状態 6)と既婚・5子以上あり(状態 7)を区別することができるなら, $(^3l_{50}^3+2^4l_{50}^4+3^5l_{50}^5+4^6l_{50}^6)+^7l_{50}^7)+^7l_{50}^7)$  となる。前者は後者に比べ既婚・5子以上ありの分だけ小さい.一方,TFR の分子には第 5子以上の出生数も含まれているため,ここでの PAP は TFR と比べて第 5子以上にまとめた分  $(\Sigma_{i\geq 7}^{i}l_{50}^i)$  だけ過小である。1980~2015年の第 5子以上の合計出生率  $TFR_{5+}$  を民族別にみると,中国系では1980~1982年に  $2\sim4$  %,1983~1990年は  $1\sim2$  %,その後 1 %未満だが,マレー系では1980~1982年に $2l\sim22$ %,1984年以後 $10\sim14$ %の範囲で推移している。マレー系の結婚力・出生力は1980年から2000年頃までは目立って低下しておらず(図  $1\sim5$ ),この間に深刻なパリティ分布効果が発生したとは限らないものの,第 5子以上の状態分布を適切に取り扱うことができるなら,図 6 の比 (TFR/PAP) の平均的な水準のマレー系と中国系の差は縮小するものと考えられる。

## 2. 結婚力と既婚出生力の PAP への寄与

結婚力と既婚出生力の PAPへの寄与をみるため、前項の出生表を作成する際に、[1] 民族別初婚ハザードを1980年水準に固定する場合と、[2] 民族別既婚出生力(状態 3 以上への遷移確率)を1980年水準に固定する場合のそれぞれについて仮想的な出生表を作成した。[1] は初婚ハザードの変化の影響を除去した既婚出生力のみの時系列変動を示し、[2] は既婚出生力の低下を除去した結婚力のみによる時系列変動となる。中国系とマレー系の別に PAP、PNM、MPAP をみたのが図 7 から図 9 である。

なお、図中の実線は前項で検討した実績値、仮想的な出生表による[1]を角破線(初婚ハザード一定)、[2]を丸破線(出生ハザード一定)で示す。図8のPNMにおいては、[1]は1980年水準の50歳時未婚率で概ね一定(20歳時未婚率の上昇分のみ変化)となり、[2]は実績に合致する。一方、図9のMPAPについては、[2]のケースで既婚出生ハザードを固定する場合でも初婚ハザードの変化によってMPAPは変化する。これは、未婚率が上昇すると(結婚のタイミングが遅くなると)、より高次のパリティに進まなくなるため出生数が低下するという影響(出生の加齢効果 Fertility ageing effect、Kohler-Ortega 2004、岩澤・金子 2013)による³〕。なお、水平線は1980年水準であり、水平線から[1]の初婚ハザードを固定した場合と[2]の出生ハザードを固定した場合の仮想的な変動への差は、それぞれ1980年水準と比べて既婚出生力[1]と結婚力[2]が低下したことによるPAPやMPAPの低下幅を表す。

図7から中国系については2000年代までは[2]の出生ハザードを固定(既婚出生力の低下の影響を除去)した場合の方が[1]の初婚ハザードを固定(結婚力の低下の影響を除去)した場合より総じて大きく,既婚出生力の低下の影響が大きかったことがわかる。ただし,[1]の初婚ハザードを1980年水準に固定した仮想的な PAP は2004年以後急速に,既婚出生ハザードを固定する[2]に接近している。2004年以後の期間では,晚婚化・未婚化がPAPを低下させており,仮に晚婚化・未婚化がなかったとした場合[2]の PAP はゆるやかに上昇している。2009年に結婚力の低下と既婚出生力の低下が PAP を低下させる影響はほぼ同程度の水準になり,2010年以後は結婚力の低下の方が既婚出生力の低下よりPAPを大きく低下させている。図9をみると,既婚出生ハザードが一定であったとしても,晚婚化・未婚化によって MPAP は1999年の2.17から2015年の1.79へ低下していた。仮に,初婚ハザードが1980年水準でこの間の結婚力の低下がない場合[1],2015年のMPAP は実績の1.48に対し1.88へ上昇する。

マレー系については、1980年代後半以後おおむね一貫して[2]の既婚出生力の低下の影響を除去した場合の方が[1]の結婚力低下の影響を除去した場合より低い。ただし、マレー系では先に検討したように2000年代前半までは結婚力の低下はほとんど起こっておらず、2000年代前半まで[1]の晩婚化・未婚化がなかった場合の PAP は1990年代を通して緩やかに低下するものの置換水準を上回る一方で、2000年代前半からは[2]の既婚出生力の低

<sup>3)</sup> なお、西欧における超低出生研究に極めて大きな影響のあった Kohler-Billari-Ortega (2002) は、この出生の加齢効果のことを出生遅延とカンタムの相互作用(Postponement-quantum interaction)と呼んでいる。

図 7 民族別 PAP 実績と仮想 PAP の推移: 1980~2015年

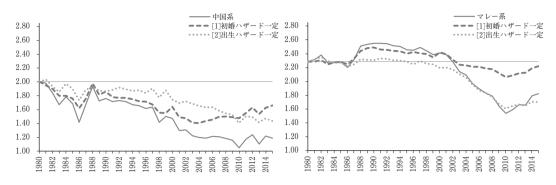


図8 民族別 PNM 実績と仮想 PNM の推移:1980~2015年

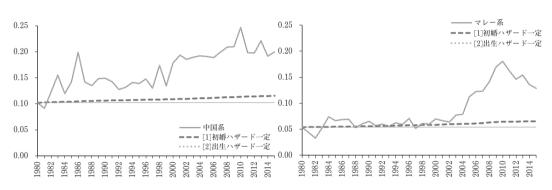
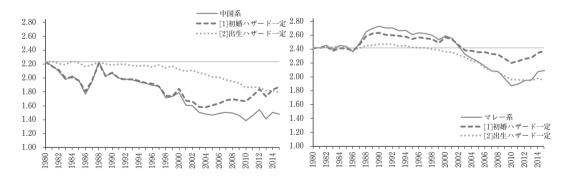


図 9 民族別 MPAP 実績と仮想 MPAP の推移: 1980~2015年



下の影響を除去するもの(既婚出生力を1980年の水準に固定し結婚力で変動するもの)が 急速に低下し実績とほぼ重なる。したがって、マレー系では1990年代の置換水準を上回る PAPの水準には既婚出生力の上昇の影響が大きかったが、1990年代から2000年代を通し 既婚出生力が緩やかに低下する中で2000年代は結婚力の急速な低下に牽引されて PAP は 低下した可能性がある。そして、2010年以後は結婚力の低下が一段落し、既婚出生力の回 復で PAP は上昇していることがわかる。図 9 をみると、出生ハザードが1980年代水準で一定で既婚出生力低下の影響を除去する場合 [2] でも、晩婚化・未婚化によって MPAP は1990~1992年の2.47から2010年の1.96へ低下しており、初婚ハザードが1980年水準で一定で結婚力の低下がない場合 [1]、2010年の MPAP は実績の1.87に対し2.20へ上昇する。また、2010年以後は既婚出生力の回復と相まって、結婚力の低下がない場合 [1] の2015年の MPAP は実績の2.09に対し2.37へ上昇する。

# V. まとめ

本稿ではシンガポールの1980年から2015年の期間出生力変動について初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表分析を行った。シンガポールの期間出生力の変動は総数では出生関連政策が導入されたタイミングと概ね符合するが、民族間で大きな差がある。中国系の人口に対しては1987年以後に導入された出生促進政策や2004年以後に導入されているより積極的な政策が一定の役割を果たしている反面、マレー系の人口に対する政策効果は限定的な可能性が指摘されている(Suga 2012)。本稿は、このような期間出生力変動パターンと政策導入タイミングの関連を検討するため、人口センサスの既婚女子の既往出生数分布と毎年の人口、初婚件数、出生順位別出生数のデータを用いて1980~2015年の毎年の生命表を作成し、中国系とマレー系の別に検討した。また、初婚と既往出生の状態に関する多相生命表を用いて初婚と既婚出生力の寄与を分解し、[1]民族別初婚ハザードを1980年水準に固定した場合と、[2]民族別既婚出生力を1980年水準に固定した場合の仮想的な生命表を作成し比較検討した。分析の結果、おもに以下が明らかになった。

まず、作成した生命表の完結出生力に対応する PAP の変動パターンは期間出生力と同様中国系で政策実施タイミングと概ね符合していることを確認した。その上で、50歳時未婚率 PNM と既婚出生力を測る MPAP の推移を検討すると、中国系とマレー系で共通する点と異なる点があった。中国系の人口では1986年まで50歳時未婚率が上昇し1988年にかけて低下、その後1990年代は低調に推移するが、1999年から2000年にかけて急上昇、2009年から2010年に再び急上昇したが、2010~2015年は概ね低下していた。マレー系の50歳時未婚率については、1982年から1994年にかけて上昇したあと、1990年代を通じ緩やかに低下し、2002年から上昇に転じて急速に未婚率が上昇したが、中国系と同様に2010年に反転し2015年にかけて低下していた。また、中国系の50歳時未婚率には1990年代の50歳時未婚率の水準に対し、2001年から2009年の50歳時未婚率の水準は不連続に高いという変化があるのに対し、1990年代以後の中国系の MPAP は相対的にスムーズに低下しており、2004年からは低下が緩やかになるという変化があった。一方、マレー系の50歳時未婚率は2002年から急速に上昇しており、この間 MPAP も顕著に低下したのに対し、2010~2015年の50歳時未婚率は低下、MPAP は上昇していた。

結婚と第1子出生のタイミングについても中国系とマレー系は異なっており、中国系の SMAM は1988年から緩やかに上昇を開始し、2000年代以後は晩婚化が加速していた。一

方、マレー系の SMAM は1980年代から1992年にかけてわずかではあるが低下、以後上昇して2001年以後は中国系以上に急速に晩婚化が進んでいた。 平均第 1 子出生年齢 (SMAC1) についても、1980年以後中国系ではほぼ一貫して上昇しているが、マレー系では1990年後半まではほとんど上昇しておらず、2000年以後は急速な上昇があった。

出生表の作成において[1]民族別初婚ハザードを1980年水準に固定した場合と, [2]民族 別既婚出生力を1980年水準に固定した場合の仮想的な生命表を比較検討すると、中国系に ついては2000年代までは既婚出生力の低下の影響を除去した場合の方が結婚力の低下の影 響を除去した場合より大きく,総じて結婚力より既婚出生力の低下の方が PAP に及ぼす 影響は大きかった。マレー系についても、2000年頃までの MPAP の変動のほとんどは既 婚出牛力の寄与による(2000年頃までは結婚のタイミングが遅くなると出牛のリスク期間 が短くなるため MPAP が低下するという影響はほとんど観測されていない). 一方, 2000 年より後の期間ではそれ以前と比較して中国系・マレー系ともに晩婚化・未婚化の影響が 大きくなってきており、とくにマレー系の2000年代の出生力低下には結婚力の低下の影響 が著しい。1980年以降の(とくにマレー系では2000年以後に顕著な)結婚力の低下がなかっ たとしたら、2015年の MPAP は0.3~0.4ポイント程度高くなっていた可能性がある. 未 婚率が上昇すると(結婚のタイミングが遅くなると)、出生のリスク期間が短くなり、よ り高次のパリティに進めなくなるため,仮に出生ハザードが一定であっても既婚出生力は 低下する((未婚率上昇にともなう)出生力の加齢効果 fertility ageing effect, Kohler-Ortega 2004, 岩澤・金子 2013). マレー系の2000年以後の期間ではこのような影響が顕 著にみられた.

2004年以後のより積極的な出生促進政策の導入との関連では、中国系の人口では2004年 以後既婚出生力が上昇しており、50歳時未婚率をはじめとする結婚力の指標も2004年以後 は堅調に推移していた。マレー系の人口では、2000年から2010年まで既婚出生力の低下の 背後で結婚力の低下がより急速に進んだ。また、マレー系では比較的高次のパリティの出 生力が高かったが、2000年代以後の期間では高次パリティの出生ほど急速に低下していた。 これらにより、シンガポールにおける出生力の民族格差は急速に縮小してきた。また、直 近の2010年以後の期間ではマレー系の既婚出生力も回復しており、2000年代の急速な結婚 力の低下を経てマレー系の出生行動にも変化の兆しが見られる。

本稿の手法は、既往出生数(パリティ)分布が 5 年や10年に一度の人口センサス実施年次にしか得られない場合であっても、年齢別女子人口と母の年齢別出生順位別出生数(動態件数)を毎年観察できるならば、パリティ分布が観察されない年次も含む毎年の多相生命表を、時系列変動の整合性を一定の精度で保ちつつ、作成することができることを示す。これは、女子人口でスケーリングされた動態件数が状態間遷移確率(したがってパリティ分布の変化)について十分な情報を有し、さらに 2 時点間の動態(フロー)が前後の静態(ストック)と整合するためである。近年、出生データベースプロジェクト(Human Fertility Database 2015)によって、国際比較(及び地域比較)が可能な質の高いデータ(コーホートと期間出生に関する出生順位別出生データ)の収集が進められている。そ

こでも、人口登録データベースからパリティ分布に関するデータを得られる北欧等を除く 多くの国でパリティ分布は人口センサス実施年についてしか得ることができないが、毎年 の女子人口と出生順位別出生数が利用可能になってきている。本稿の手法はこれらの国々 における出生力の期間変動分析の更なる進展に有用な糸口を供するものである。

最後に15-19歳のハザードを人口センサスのデータから安定的に推定できない(ハザー ドが1を超える)という問題に関して、今後の分析上の課題を指摘しておきたい、この問 題に対し、本稿では人口センサスで観察される15-19歳のデータを捨て20歳時状態分布の 変化を外生的に与えて,20歳から49歳についての生命表を作成した.この対処法では,簡 便で15-19歳人口における格差も踏まえて期間出生力変動を測るものの,20歳時状態分布 の変化が期間出生力変動に及ぼす影響は不明瞭である。また、1980年以後の仮想的な出生 表の作成においても20歳時の未婚率と既婚パリティ分布の変化が期間出生力指標に及ぼす 影響の寄与は分解されていない、そして、本稿の分析手法の趣旨は限られたデータの効率 的な利用を目指すところにあるにも関わらず、必ずしも効率的な方法とは言えない、これ には2つの対処法を考えることができる.第一の方法は,多状態モデルを未婚→既婚×無 子→既婚×1子→…という進行的(progressive)な状態間遷移から,未婚→既婚,未婚 +既婚無子(無子)→既婚で子あり、未婚+既婚無子+既婚で子ども1人(子ども1人以 下)→既婚で子ども2人以上という多層プロセスで捉え直すものである.このような考え 方は Bongaarts-Sobotka(2012)においても出生力変動をより安定的に(あるいは頑健 に) 測定するものとして紹介されているものである. 本稿の推定モデルも, 状態間遷移確 率の行列配置を見直せば、そのまま適用することができると考えられる4)。第二の方法は、 人口センサスの状態分布がサンプル調査の結果で誤差(sampling and non-sampling error)を含むことや個人単位の行動の異質性(individual heterogeneity)を明示的に取 り扱うものである。本稿の方法はセンサス間ハザードの誤差の平均(定数項)を識別しよ うとしているが、母集団で一定の分布を持った変数とするモデル(たとえば確率的切片モ デル random intercept model) を考えることができる.これらの改良による,より精緻 なモデル構築は、他のデータへの適用可能性を高めるものと思われる. 今後の課題とした (1<sup>5)</sup>.

4)補論第 2 項の中央異動率を  $_1M_x^{i,i+1} = _1D_x^{i,i+1} / \sum_{k=1}^i N_x^k, i=1, \cdots, 5$  で計算し,(8)式の状態間遷移確率行列を,

$$\mathbf{M}_{\mathbf{x}} = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{5} {}_{I}M_{\mathbf{x}}^{i,i+1} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{12} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{23} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{34} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{45} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{56} \\ 0 & \sum_{i=2}^{5} {}_{I}M_{\mathbf{x}}^{i,i+1} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{23} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{34} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{45} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{56} \\ 0 & 0 & \sum_{i=3}^{5} {}_{I}M_{\mathbf{x}}^{i,i+1} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{34} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{45} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{56} \\ 0 & 0 & 0 & \sum_{i=4}^{5} {}_{I}M_{\mathbf{x}}^{i,i+1} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{45} & -{}_{I}M_{\mathbf{x}}^{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

とすればよい.

<sup>5)</sup> この他の課題として,第 4 子以上の出生を明示的に取り扱っていないことや,5 歳階級のハザードを階段型(step function)に扱っていること(多相生命表を構築する際にハザード及び女子人口を各歳に補完することが可能)等がある.

#### 補論、初婚と既往出生数状態に関する多相生命表の作成方法

## (1) 概要

この補論では、以下の記号を用いる.

 $_{5}L_{v}^{\text{obs},1980}, \cdots, _{5}L_{v}^{\text{obs},2015}$ :各年のセンサスによる20-24歳, 25-29歳, …, 45-49歳の状態分布

 $_1D_x^{ij,1980}$ , …,  $_1D_x^{ij,2015}$  :各年の20-24歳,25-29歳,…,45-49歳での初婚件数(i=1, j=2)と 出生順位別出生数(i  $\geq$  2, j  $\geq$  3)

 $_{5}N_{x}^{1980}$ , …,  $_{5}N_{x}^{2015}$ : 各年 6 月末現在20-24歳,25-29歳,…,45-49歳の女子人口

 $_5$ K $_x^{1981}$ , …,  $_5$ K $_x^{2015}$  :前年の状態分布から推定された21-25歳, 26-30歳, …, 41-45歳, 46-49 歳の状態分布

 $_5\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{p},1981},$  …,  $_5\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{p},2015}$  :各年について推定された20-24歳,25-29歳,…,45-49歳の状態分布 (補論第 3 項の補正前)

多相生命表は次の手順で作成した。

- 1. 1980年センサスによる状態分布  $_5$  $L_x^{obs,1980}$  (状態=未婚, 既婚×{無子, 1子, 2子, 3子, 4子以上}; x=20-24歳, 25-29歳, …, 45-49歳) を用いて1980年時点の生命表を作成する(詳細は補論第 2 項の各年次の生命表の作成方法を参照).
- 2. 1980年の初婚・出生ハザード $_1$  $M_x^{1980}$  (状態=未婚→既婚×無子, 既婚×無子→既婚×1 子, 既婚×1子→既婚×2子, 既婚×2子→既婚×3子, 既婚×3子以上→既婚×4子以上;  $x=20-24\to21-25$ 歳,  $25-29\to26-30$ 歳, …, 45-49歳→46-50歳) を用いて1歳年上(1年後)の状態分布 $_5$  $K_x^{1981}$  (状態=未婚, 既婚×{無子, 1子, 2子, 3子, 4子以上); x=21-25歳, 26-30歳, …, 41-45歳, 46-50歳) を推定する.
- 3.  $_5K_x^{1981}$  の年齢を20-24歳,25-29歳,…,45-49歳に組み替え,1981年の状態分布推定値  $_5L_x^{0.1981}$  を得る.
- 4.  $_5$  $\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{p},1981}$  と年齢別女子人口,初婚件数,出生順位別出生届出数を用い,1981年の初婚・出生ハザード $_1$  $\mathbf{M}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{1981}}$ を計算し,多相生命表を作成する.
- 5. 以上の手順 1 ~ 4 を繰り返せば1980年を起点に2015年まで状態分布の推定値が得られるが、その場合に推定された状態分布は1990年、2000年、2005年、2010年、2015年のセンサスから得られる状態分布からの誤差を含む。そこで、状態分布推定値がセンサスの状態分布に合致するよう年齢別、期間別(1980~1990年、1991~2000年、2001~2005年、2006~2010年、2011~2015年)に補正する(詳細は補論第3項の状態分布の補正方法を参照)。
- 6. 補正した状態分布推定値  $_5L_x^{\alpha,1980}$  による初婚・出生ハザードを用いて生命表を作成する.

#### (2) 各年次の生命表の作成方法

初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表の作成は Palloni(2001)による標準的な手法を用いた。

 $_1d_x^{ij}$ を [x,x+1] 歳区間における状態 i から状態 j への異動(初婚・出生)数, $^il_{x+1}^j$  を x 歳時の状態が i であった人のうち x+1 歳時の状態が j である人の数, $_1L_x^{ij}$  を x 歳時の状態が i で x+1 歳時の状態が j である人年, $_1M_x^{ij}$  を [x,x+1] 歳区間における状態 i から状態 j への観察された異動(初婚・出生)率とし,次のように行列を定義する.

$$\mathbf{I}_{\mathbf{x}+1} = \begin{bmatrix} \mathbf{1}l_{x+1}^{1} & \mathbf{1}l_{x+1}^{2} & \cdots & \mathbf{1}l_{x+1}^{k} \\ \mathbf{2}l_{x+1}^{1} & \mathbf{2}l_{x+1}^{2} & \cdots & \mathbf{2}l_{x+1}^{k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ kl_{x+1}^{1} & kl_{x+1}^{2} & \cdots & kl_{x+1}^{k} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{I_x} = \begin{bmatrix} {}^{1}l_{x}^{1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & {}^{2}l_{x}^{2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & {}^{k}l_{x}^{k} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{D_{x}} = \begin{bmatrix} \sum_{j} 1 d_{x}^{1j} & -_{1} d_{x}^{12} & \cdots & -_{1} d_{x}^{1k} \\ -_{1} d_{x}^{21} & \sum_{j} 1 d_{x}^{2j} & \cdots & -_{1} d_{x}^{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -_{1} d_{x}^{k1} & -_{1} d_{x}^{k2} & \cdots & \sum_{j} 1 d_{x}^{kj} \end{bmatrix}$$

 $\mathbf{L_x}$  は  $\mathbf{I_{x+1}}$  と同様,  $\mathbf{M_x}$  は  $\mathbf{D_x}$  と同様である.これらの関数には次の(3)~(5)式の関係が成立する.

$$\mathbf{I}_{x+1} = \mathbf{I}_x - \mathbf{D}_x \quad \cdots \quad (3)$$

$$\mathbf{D}_{\mathbf{x}} = \mathbf{L}_{\mathbf{x}} \mathbf{M}_{\mathbf{x}} \quad \cdots \quad (4)$$

$$\mathbf{L}_{\mathbf{x}} = \frac{1}{2} \left( \mathbf{I}_{\mathbf{x}} + \mathbf{I}_{\mathbf{x}+1} \right) \quad \cdots \quad (5)$$

 $\mathbf{I}_x$  は [x,x+1] 歳区間の期首の状態分布を表し、(3)式の左辺の  $\mathbf{I}_{x+1} = \mathbf{I}_x - \mathbf{D}_x$  にある  $\mathbf{I}_{x+1}$  の列方向の合計(各行の列別合計;期末の状態分布)を対角に配置したものである.

そのため、(3)式の左辺の  $\mathbf{I}_{\mathbf{x}+1}$  と右辺の  $\mathbf{I}_{\mathbf{x}}$  は要素が異なる。観察された  $\mathbf{x}$  歳における状態  $\mathbf{i}$  から  $\mathbf{j}$  への異動数  $\mathbf{j}_{\mathbf{x}}^{ij}$  と、  $\mathbf{x}$  歳における状態  $\mathbf{i}$  の年央人口  $\mathbf{j}_{\mathbf{x}}^{ij}$  から,  $\mathbf{j}_{\mathbf{x}}^{ij}$  から,  $\mathbf{j}_{\mathbf{x}}^{ij}$  を求め,これを所与とすると,(3)式から(5)式を用いて(6)式のように  $\mathbf{l}_{\mathbf{x}+1}$  ( $\mathbf{x}=20,\cdots,49$ ) を求めることができる  $\mathbf{k}$ 

$$\mathbf{I}_{\mathbf{x}+\mathbf{I}} = \mathbf{I}_{\mathbf{x}} \left[ \mathbf{I} - \frac{1}{2} \mathbf{M}_{\mathbf{x}} \right] \left[ \mathbf{I} + \frac{1}{2} \mathbf{M}_{\mathbf{x}} \right]^{-1} \quad \cdots \quad (6)$$

ここで、I は単位行列を表す。同様に、(3)式から(5)式を用いると、(7)式の関係が得られる $^{7}$ )。

$$\mathbf{D}_{\mathbf{x}} = \mathbf{I}_{\mathbf{x}} \mathbf{M}_{\mathbf{x}} \left[ \mathbf{I} + \frac{1}{2} \mathbf{M}_{\mathbf{x}} \right]^{-1} \quad \cdots \quad (7)$$

そのため、生命表の初婚・出生率は $\mathbf{Q}_{\mathbf{x}} = \mathbf{M}_{\mathbf{x}} \left[ \mathbf{I} + \frac{1}{2} \mathbf{M}_{\mathbf{x}} \right]^{-1}$ となる.

本稿で扱う初婚と既往出生の状態は、[未婚、既婚×{無子,第1子あり,第2子あり,第3子あり,第4子以上あり}]であり、便宜的に状態1~状態6と呼ぶことにする $^8$ )。 [x,x+1] 歳の区間でx+1 歳の状態j+1 はx 歳の状態j から発生する(初婚と出産、複数回の出生が行われることはない)と仮定し、既往出生の状態別異動率(初婚・出生ハザード)を(8)式のように設定し、基数となる $I_{20}$  は人口センサス実施年については15-19歳と20-24歳の状態分布の平均、その他の年次については年齢別に線型補完した状態分布の平均で(9)式のように設定することで(3)式から(5)式を解いた。

$$\mathbf{M_{x}} = \begin{bmatrix} {}_{1}M_{x}^{12} & -{}_{I}M_{x}^{12} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & {}_{I}M_{x}^{23} & -{}_{I}M_{x}^{23} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & {}_{I}M_{x}^{34} & -{}_{I}M_{x}^{34} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & {}_{I}M_{x}^{45} & -{}_{I}M_{x}^{45} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & {}_{I}M_{x}^{56} & -{}_{I}M_{x}^{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \cdots (8)$$

<sup>6) (5)</sup>式を(4)式に代入、結果を(3)式に代入して、 $\mathbf{I}_{\mathsf{x}+\mathsf{I}} = \mathbf{I}_{\mathsf{x}} - \frac{1}{2} \left( \mathbf{I}_{\mathsf{x}} + \mathbf{I}_{\mathsf{x}+\mathsf{I}} \right) \mathbf{M}_{\mathsf{x}}$  を得る。項を整理すると、 $\mathbf{I}_{\mathsf{x}+\mathsf{I}} \left( \mathbf{I} + \frac{1}{2} \mathbf{M}_{\mathsf{x}} \right) = \mathbf{I}_{\mathsf{x}} \left( \mathbf{I} - \frac{1}{2} \mathbf{M}_{\mathsf{x}} \right)$ , $\mathbf{I}$  は単位行列、 $0 < {}_{1} M_{\mathsf{x}}^{ij} < 1$  なので  $\left( \mathbf{I} + \frac{1}{2} \mathbf{M}_{\mathsf{x}} \right)$  は正則(逆行列が存在)である。

<sup>7) (4)</sup>式に(5)式を代入し、 $I_{x+1}$ に(3)式を代入すると  $D_x = I_x M_x - \frac{1}{2} D_x M_x$ 、 $D_x$  について解いたものが(7)である.

<sup>8) 6</sup>番目の状態は第 4 子以上ありだが,5番目の状態(既婚・第 3 子あり)が減少するのは第 4 子の出生によるので,第 3 子ありから第 4 子(以上)ありの状態への異動率も他の状態間遷移と同様である.第 4 子以上ありからほかの状態(未婚,既婚×{無子,1子,2子,3子})へは異動しないので( $_1d_x^{6j}=0$ ),第 4 子以上ありから第 4 子以上ありへの異動率は 0  $(\sum_{j} 1d_x^{6j}=0)$  であり,全員が第 4 子以上ありに留まることになる.本稿の状態定義では,第 5 子以上出生は第 4 子以上の状態分布を変えない.

$$\mathbf{I_{20}} = \frac{1000}{\sum_{i=1}^{6} {}^{i}l_{20}^{i}} \cdot \begin{pmatrix} {}^{1}l_{20}^{1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & {}^{2}l_{20}^{2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & {}^{3}l_{20}^{3} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & {}^{4}l_{20}^{4} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & {}^{5}l_{20}^{5} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & {}^{6}l_{20}^{6} \end{pmatrix} \cdots (9)$$

初婚・出生ハザードは年齢 5 歳階級(の人口が 1 年間に経験する率)でしか得られないが,多相生命表の作成では 1 歳(1 年)毎の状態間遷移確率が必要である.ここでは,5 歳階級の率を用いて,20-24歳の平均的な率で20歳,…,24歳の間は状態間を異動するというように作成した.この場合,21歳から24歳の間の期首状態分布  $I_x$  は各歳の状態間遷移確率を用いた場合から乖離が生ずるが,25歳時点ではそれほど深刻ではない.

#### (3) 状態分布の補正方法

状態分布の補正はある期間について、期首センサスの状態分布を基に期末センサス時の 状態分布を推定し、推定値と期末センサスによる観察値の誤差二乗和を最小化するという 方法を用いる。ここでは1980年から1990年を例に説明する。その他の期間(1990~2000年、 2000~2005年、2005~2010年、2010~2015年)についても同様である。

まず、単年次の出生表を作成したときに利用した(3)式と(4)式に対応する(10)式で ${}_{5}K^{1981}_{\gamma}$ を推定する.

$$_{5}K_{x}^{j,1981} = (1, \cdots, 1) \left( _{5}\mathbf{L}_{x}^{\mathbf{obs,i,1980}} - _{5}\mathbf{L}_{x}^{\mathbf{obs,i,1980}} \mathbf{M}_{x}^{\mathbf{1980}} \right) \cdots (10)$$

ここで状態間遷移確率行列  $_1\mathbf{M}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{1980}}$  は  $_1D_x^{ij,1980}/(_5L_x^{obs,i,1980},N_x^{1980})$  を行列配置したものである。  $\alpha_x^{i,1980-90}=0$  を初期値として,20-24歳については(11)式,25-29歳については(12)式を用いて, $_5\mathbf{K}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{1981}}$  の年齢を組み替えることで  $_5\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{p,1981}}$  を得る。30-34歳以上についても(12)式と同様である。

$$_{5}L_{20-24}^{p,i,1981} = \alpha_{20-24}^{i,1980-90} + (^{i}l_{20}^{i} + 4_{5}K_{21-25}^{i,1981})/5 \cdots (11)$$

$$_{5}L_{25-29}^{p,i,1981} = \alpha_{25-29}^{i,1980-90} + \left(_{5}K_{21-25}^{i,1981} + 4_{5}K_{26-30}^{i,1980}\right) / 5 \cdots$$
 (12)

(11)~(12)式の  $_5L_x^{p,1981}$  と、1981年の初婚件数・出生順位別出生数及び女子人口を用いると(13)式の関係から  $_5K_x^{1982}$  を計算することができ、同様の繰り返しによって  $_5L_x^{p,1990}$  が得られる.

$$_{5}K_{x}^{j,1982} = (1, \cdots, 1)(_{5}L_{x}^{p,i,1981} - _{5}L_{x}^{p,i,1981}M_{x}^{1981}) \cdots (13)$$

なお、 $_1\mathbf{M}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{1981}}$ は $_1D_x^{ij,1981}/(_5L_x^{p,i,1981}_5N_x^{1981})$ を行列配置したものである.このようにして推定された $_5\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{p},1990}$ が $_5\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{b}\mathbf{s},1990}$ に合致するように $\alpha_x^{i,1980-90}$ を設定する.具体的には(14)式を満たす $\alpha_x^{i,1980-90}$ ( $\mathbf{x}$ =20-24歳,…,45-49歳; $\mathbf{i}$ =2、…,6)を数値解析的に推定した $\mathbf{s}$ 9).

$$log\left({}_{5}L_{x}^{\textit{p,i,1990}}/\left(1-{}_{5}L_{x}^{\textit{p,i,1990}}\right)\right) - log\left({}_{5}L_{x}^{\textit{obs,i,1990}}/\left(1-{}_{5}L_{x}^{\textit{obs,i,1990}}\right)\right) = 0 \ \textit{for} \ i \ge 2$$

$$log\left(\left(1-\sum\limits_{s=2}^{6}{}_{5}L_{x}^{\textit{p,s,1990}}\right)\right) / \left(\sum\limits_{s=2}^{6}{}_{5}L_{x}^{\textit{p,s,1990}}\right)\right) - log\left({}_{5}L_{x}^{\textit{obs,i,1990}}/\left(1-{}_{5}L_{x}^{\textit{obs,i,1990}}\right)\right) = 0 \ \textit{for} \ i = 1$$

$$(14)$$

すなわち、 ${}_5\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{p},\mathbf{1990}}$ は分布関数であるため、 $[1]_5L_{\mathbf{x}}^{p,i,1990} \epsilon[0,1]$ 、 $[2]\sum_{i=1}^6 {}_5L_{\mathbf{x}}^{p,i,1990}=1$  という 2 つの制約を満たさなければならないが、ここでは[1]のために対数オッズ変換を行い、[2] については状態 1 の分布について制約を課した。 $\alpha_{\mathbf{x}}^{i,1980-90}$  の推定値が得られると $(11)\sim(12)$ 式から  ${}_5\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{p},\mathbf{1981}}$ 、…、 ${}_5\mathbf{L}_{\mathbf{x}}^{\mathbf{p},\mathbf{1990}}$  が得られ、この推定値を用いて初婚・出生ハザードを ${}_1D_{\mathbf{x}}^{i,1981}/({}_5L_{\mathbf{x}}^{p,i,1981}{}_5N_{\mathbf{x}}^{1981})$ 等に設定すれば $1980\sim1990$ 年の毎年の出生表が構築される.

#### 斜辞

本研究の推進にあたり数多くの機会で貴重なコメントを得ることができた。ここにすべてを挙げることはできないが、津谷典子氏(慶應義塾大学)、可部繁三郎氏(日本経済新聞社)、西岡八郎氏(早稲田大学)、山内昌和氏(早稲田大学)、松田茂樹氏(中京大学)、Mui Teng Yap(National University of Singapore)、Christopher Gee Kok Aun(NUS)、Eng Chuan Koh(Department of Statistics, Singapore)及び、日本人口学会2012年第1回東日本部会、IUSSP2013、PAA2014、日本人口学会2016年大会、APA2018、HFD Symposium 2018の参加者ならびに2017年7月に慶應義塾大学で開催された公開セミナー「アジアにおける少子化・教育・雇用の関連一日本・韓国・シンガポールの比較研究」における討論者の高橋重郷氏(明治大学)、そして国立社会保障・人口問題研究所鈴木透副所長からは複数回にわたりとりわけ貴重なコメントをいただいた。心より感謝を申し上げたい、言うまでもなく、残された誤謬は筆者の責任である。本研究は、厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進事業)「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(研究代表者鈴木透、課題番号(H21-政策-一般-007))」、厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課

$$\log(x/(1-x)) = \log(eps/(1-eps)) + \frac{1}{eps(1-eps)}(x-eps) - \frac{1-2eps}{eps^2(1-eps)^2}(x-eps)^2, \quad \text{t.i.},$$

$$eps = 2.2e^{-8} \quad \text{if} \quad x \le 2.2e^{-8}$$

<sup>9) 6</sup> 年齢階級× 5 状態の解 $\alpha_x^{i,1980-90}$  についての方程式体系は、 $\alpha_{20-24}^{i,1980-90}$  が $_5L_x^{p,i}$  の1981年から1990年までのすべての年齢階級に登場し高次非線形となる.推定は(14)式の 2 乗和を最小化する非線形最小二乗法の枠組みにより、最適化には修正ニュートン法を用いた.なお、 $_5L_x^{obs,i}$  が 0 もしくは 1 の時,対数オッズが定義できないため,ここでは 0 の $_5L_x^{obs,i}$  は  $2.2e^{-4}$  で, 1 の場合に  $1-2.2e^{-4}$  に置き換えた.また,修正ニュートン法は単位区間外(ここでは  $x \le 2.2e^{-8}$  もしくは  $x \ge 1-2.2e^{-8}$ )の範囲でも求解するが,その場合の対数オッズを,

 $<sup>=1-2.2</sup>e^{-8}$  if  $x \ge 1-2.2e^{-8}$  とする拡張法(extension method, Judd 1998:p.156)を援用した.

題解決推進のための行政施策に関する研究事業)「東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する総合的研究(研究代表者鈴木透,課題番号(H24-地球規模-一般-003))」,厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業)「東アジア,ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究(研究代表者鈴木透,課題番号(H27-地球規模-一般-001))」による助成を受けた。

#### 参照文献

- Bongaarts, John and Tomas Sobotka (2012) "A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility," *Population and Development Review*, Vol.38, No.1: pp.83-120.
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari and Jose Antonio Ortega (2002) "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s," *Population and Development Review*, Vol.28, No.4: pp.641-680.
- Kohler, Hans-Peter and Jose Antonio Ortega (2002) "Tempo-adjusted period parity progression measures, fertility postponement and completed cohort fertility," *Demographic Research*, Vol.6: pp.91-144.
- Kohler, Hans-Peter and Jose Antonio Ortega (2004) "Old Insights and New Approaches: Fertility Analysis and Tempo Adjustment in the Age-Parity Model," *Vienna Yearbook of Population Research*, Vol.2: pp.57-89.
- Judd, Kenneth L. (1998) Numerical Methods in Economics, The MIT Press: Cambridge, England.
- Human Fertility Database (2015) *Human Fertility Database*, Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). (http://www.humanfertility.org: 2016年10月 5 日アクセス.)
- Palloni, Alberto (2001) "Increment-Decrement Life Tables", Samuel H. Preston, Patrick Heuveline and Michel Guillot, *Demography Measuring and Modeling Population Processes*, Blackwell Publishing: Malden, U.S.A.
- Suga, Keita (2012) "The Second Demographic Transition in Singapore: Policy Interventions and Ethnic Differentials," 『人口問題研究』68(4):pp.9-21.
- Suzuki, Toru (2007) "On the Difference between TFR and Parity Progression Measure of Fertility," *The Japanese Journal of Population*, Vol.5, No.1: pp.12-18.
- 岩澤美帆・金子隆一(2013)「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」 『人口問題研究』第69巻4号,pp.103-123.
- 菅桂太(2012)「シンガポールにおける期間出生力の生命表分析」,厚生労働科学研究費補助金(政策科学研究推進事業)(H21-政策-一般-007)『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』平成23年度総括研究報告書(研究代表者 鈴木透),2012年3月.
- 菅桂太 (2017)「シンガポールにおける期間出生力の生命表分析:1980-2015」, 厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業)(H27-地球規模-一般-001)『東アジア, ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究』平成28年度総括研究報告書(研究代表者 鈴木透),2017年3月.
- 鈴木透(2012)「東アジア低出生力のゆくえ」,厚生労働科学研究費補助金(政策科学研究推進事業)(H21-政 策-一般-007)『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』平成23年度総括研究報告 書(研究代表者 鈴木透),2012年3月.

# A Period Fertility Table Analysis: Singapore, 1980-2015

#### Keita Suga

This study examines the patterns and demographic factors underlying the relationship between fertility changes and pronatal policy implementations in Singapore during 1980-2015, with a focus on the differential role of the first marriage of the major ethnic group. In order to derive the effects of the first marriage on annual changes in period fertility measures, we developed a numerical model to construct period fertility tables for each year.

Results show ethnic differentiations and similarities regarding factors associating with fertility changes: the first marriage and marital fertility. After the gradual introductions of the intensive pronatal policy, Marriage and Parenthood Package, in the early 2000s, Chinese nuptiality stopped to decline and the marital fertility started to increase. While Malay nuptiality dropped tremendously in the 2000s, and marital fertility continued to decrease until 2010, Malay marital fertility started to recover after 2010.

#### 特集 I : 東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究

# インドネシアにおける世帯内介護需要と若年人口移動の関連

# ─ IFLS による縦断データを用いた分析 ─

# 中川雅貴

本稿は、今後の急速な高齢化が見込まれるインドネシアにおいて、高齢者ケアをめぐる社会的・制度的環境が若年人口移動に及ぼす影響を展望するために、世帯内における高齢者ケア需要と若年世帯員の移動の関連について分析した。Indonesian Family Life Survey の 2007年調査(Wave 4)と2014年調査(Wave 5)の結果を用いて、2007年調査時に20歳~49歳であった男女を対象に、同居する高齢者および同じ村内に住む親の健康状態と、その後の移動の発生の関連を分析したところ以下の結果が得られた。まず、主観的評価による健康状態(SRH)が悪い60歳以上の高齢者との同居は、男女ともに若年世帯員の移動確率を低下させる効果をもつことが示された。また、同居していない場合でも、同じ村内に住む親の健康状態を考慮した場合、その効果はさらに強まることが確認された。この分析結果から、成人子による親の介護を含む家族内の支援関係が、同居だけではなく近居の親子間でも維持されていることが示唆され、老親支援規範の頑健さがうかがわれた。また、とりわけ女性において、生存きょうだい数と移動確率の有意な相関が確認され、今後、少子化によってきょうだい数が減少している若年コホートにおいては、親による支援ニーズが発生した場合に、その移動性向がさらに低下する可能性が示唆された。

#### I はじめに

東南アジアで最大の人口規模をもつインドネシアは、近年その人口増加率に若干の低下がみられるものの、依然として1%台半ばの増加率を維持しており、東南アジア地域における主要国の中では比較的人口増加率の高い国に位置づけられる(BPS 2016; UNFPA 2014)。また、2015年のセンサス間人口調査(Survei Penduduk Antar Sensus: SUPAS)によると、従属人口指数は50未満に低下し、本格的な人口ボーナス期に入っているといえる。こうした人口動向に加えて、初等教育の義務化や中・高等教育制度の拡充に伴う若年人口における教育水準の上昇を背景に、インドネシアは、アジア・太平洋地域における外国人労働者の主要な送り出し国としての地位を確立している(Hugo 1999; Martin et al. 1995)。

一方で、急速な出生率の低下により、インドネシアにおいても人口の高齢化が着実に進行することが見込まれる。インドネシア政府が2018年8月に公表した直近の将来人口推計によると、現在、約1,800万人の65歳以上人口は、2035年には3,300万人にまで増加し、総

人口に占める割合は現在の水準の 2 倍近い11%に達する(BPS 2018)。こうした状況の中、インドネシアにおける人口および社会開発関連施策については、これまで、家族計画プログラムの実施およびそれに関連する妊産婦や乳幼児の健康、そして若年人口の人的資本形成が中心的な課題として位置づけられてきたこともあり、人口の高齢化や高齢者の生活に関する施策への関心は、相対的に低かったといえる(Ananta 2012; Hugo 1992; Hull 2005; McDonald 2015)。とりわけ、高齢者を対象とした各種の社会保障・福祉制度については、その整備が遅れており、今後の人口高齢化時代においても家族・親族資源に依存したインフォーマルなケアレジームが重要な役割を担うことが予測される(UNFPA 2014)。加えて、インドネシア国内の急速な高齢化に伴う高齢者ケア需給の動向は、国際的なケア労働者供給源としてのインドネシアの将来的な役割に関しても、少なからず影響を及ぼす可能性が考えられる。

本稿では、こうした問題意識に基づき、インドネシアにおける人口高齢化およびそれに伴う高齢者ケア需要の増加が若年人口移動に与える影響を展望することを目的として、世帯内における高齢者ケア需要と若年世帯員の人口移動の関連について分析する。若年人口における高い移動性向については、インドネシアの人口学的特徴の一つとして比較的長い研究の蓄積があり、人口転換過程における社会経済変化との関連もしばしば指摘されてきた(McNicoll、1997; Hugo 1999; Ananta and Muhidin 2005)。近年では、人口移動の地域間格差の拡大も確認されている(BPS 2012; Muhidin 2014)。本稿では、高齢者のケアや介護ニーズと若壮年人口の移動の関連を分析することにより、親子の同居や近居に依拠したインドネシアの世代間関係を人口移動の視点から検証するとともに、今後の人口移動の動向についての示唆を得ることが期待される。

次節では、インドネシアにおける人口高齢化の動向と特徴について、国際比較と国内の地域間比較の視点から概観したうえで、高齢者ケアをめぐる世代間関係への含意について整理する。つづく第3節において、本稿の分析に用いるデータと分析手法を説明したうえで、第4節で分析結果を示す。終節では、本稿における分析結果の要点と含意を確認する。

#### Ⅱ インドネシアにおける人口高齢化:動向と含意

インドネシアの合計出生率(TFR)は1980年の4.6から2010年には2.6に低下する一方で、同期間の平均寿命は57.6歳から69.4歳へと伸長し、古典的な人口転換モデルによって示される「低死亡率・低出生率」状態に至る最終段階にあるといえる(BPS 2013)。人口の年齢階級別分布をみると、2010年センサスでは高齢人口割合と年少人口割合がそれぞれ5%、29%となっており、人口構造としては日本の1960年代前半に類似している。前述のとおり、2015年のセンサス間人口調査(SUPAS)によると、従属人口指数は50未満に低下し、本格的な人口ボーナス期に突入している。しかしながら、国連人口部の最新の推計(UN 2019)によると、インドネシアの従属人口指数は2020年の47.5で底をついた後は上昇に転じ、2030年代後半には早くも50を上回るなど、高齢化が着実に進行することが見込まれる

(図1). 前回の国連推計 (UN 2017) では、従属人口指数が上昇に転じるのは2035年、50を上回るのは2040年代後半とされており、インドネシアの高齢化のスピードが加速していることがうかがえる。また、インドネシア政府が2018年8月に公表した将来人口推計によると、インドネシアの人口は現在の2億5,600万人から2045年には3億1,900万人に増加する一方で、高齢化率は14%、従属人口指数は53にまで上昇するとされている (BPS 2018).

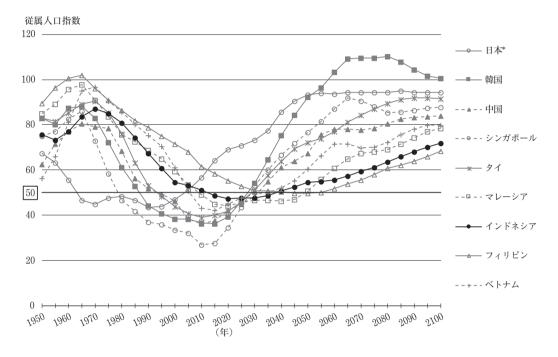


図1 東アジア(東南アジアを含む)各国における従属人口指数の推移

出所: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2019) World Population Prospects 2019. (medium-variant projection)

\* 日本については、1950年~2015年は「国勢調査」、2020年以降は国立社会保障・人口問題研究所 (2017)「日本の将来推計人口(平成29年推計)」(出生中位・死亡中位推計値)による。

インドネシアの人口構造の推移およびその見通しについて、図1に示した他の東アジア (東南アジアを含む) 諸国との比較から検討すると、以下の二点が特徴として指摘できる.まず、従属人口指数の底値が比較的高い点である。すでに述べたとおり、国連人口部の最新の推計によると、インドネシアの従属人口指数が最も低くなるのは2020年の47.5であるが、東アジア地域でいち早く人口転換を経験した日本の従属人口指数の最低値は1990年の43.5である。韓国や中国では、今後の急速な人口高齢化が見通されるものの、2000年代以降は従属人口指数が40を下回る値で推移している。東南アジア各国について見ると、シンガポールやタイでは、すでに従属人口指数が上昇に転じつつあるが、現在、韓国・中国と同じかそれ以下の低水準にある。一方、インドネシアについては、マレーシアと同様に、従属人口指数が比較的高い値で下げ止まることが見込まれている。

二点目は,人口ボーナス期の短さである。同じく図1より,従属人口指数が50以下で推移する期間をみると,インドネシアでは2010年から2035年までの約25年間となる $^{11}$ . すでに人口ボーナス期を終えた日本については,1965年から2005年の約40年間がこの期間に該当し,韓国・中国についても,国連推計ベースで従属人口指数が50を下回る期間は,それぞれ1990年代初頭から2025~2030年頃までの約35年間となることが見込まれる。シンガポール,タイ,マレーシアといった他の東南アジア諸国と比較しても,インドネシアでは従属人口指数が反転上昇するタイミングが早いことが,図1からも確認できる.

インドネシアにおける人口ボーナスの浅さ、そしてその期間の短さは、1980年代以降の急速な出生率の低下に起因している(Hull 2004; McDonald 2014). なお、インドネシアでは、全国レベルでの住民登録および動態統計(Civil Registration and Vital Statistics: CRVS)が未整備の状態であり、動態統計に基づいた出生力指標は公表されていない。ここで引用した TFR についても、中央統計庁(BPS)が、標本調査である Demographic and Health Survey(DHS)に依拠して推計した値であるが(BPS 2013)、DHS を用いた TFR の推計値については、過大推計となる傾向が内外の研究者によって指摘されている(Hull 2016; Hull and Hartanto 2009; McDonald 2014). また、前述のインドネシア政府が公表した最新の将来人口推計では、将来の出生率について、「目標値」と「トレンド反映値」の2つの仮定値を設定しているが、インドネシアの出生率は、すでにその「目標値」ー すなわち家族計画プログラムのゴール ー である置換水準に近い水準にまで低下しているとの指摘もある(McDonald 2014; Hull 2016).

こうしたインドネシアにおける人口高齢化は、国内の地域間格差を伴って進展している. 従属人口指数をみると、ジャカルタ首都特別州では37.4にまで低下している一方で、全国33州のうち21州で50を上回っている(表1). なお、ジャカルタについては、他の地域と比較して、従属人口指数・高齢化率のいずれも相対的に低く、インドネシア政府の地域別将来人口推計によっても、生産年齢人口の拡大による人口ボーナス期の持続が見込まれている(BPS 2018). 一方、同じジャワ島の中でも、中部ジャワ州に加えてジョグジャカルタ州や東ジャワ州といった地域については、従属人口指数が50を下回るものの、低い人口増加率と高い高齢化率といった特徴がみられる。2000年から2010年の年平均人口増加率(インドネシア全体では1.5%)については、中部ジャワ州(Jawa Tengah)の0.4%からパプア州(Papua)の5.4%までの開きがある。

<sup>1)</sup> インドネシア政府による独自推計では、将来人口推計の結果を各年について公表しており、これによると、 従属人口指数が50を上回るのは2037年である BPS (2018).

表1 インドネシアにおける州別人口増加と人口構造

	人口増加率	従属人口指数	65歳以上 人口割合
	2000-2010年 (平均), %	2010年	2010年
アチェ州 (Aceh)	2.4	56.3	3.8
北スマトラ州(Sumatera Utara)	1.1	58.0	3.9
西スマトラ州(Sumatera Barat)	1.3	57.7	5.7
リアウ州 (Riau)	3.6	54.1	2.6
ジャンビ州 (Jambi)	2.6	50.8	3.5
南スマトラ州(Sumatera Selatan)	1.9	51.3	4.1
ブンクル州 (Bengkulu)	1.7	51.3	3.9
ランプン州 (Lampung)	1.2	51.1	4.9
バンカ・ブリトゥン州(Kepulauan Bangka Belitung)	3.1	48.6	3.7
リアウ諸島州(Kepulauan Riau)	5.0	46.8	2.0
ジャカルタ首都特別州(DKI Jakarta)	1.4	37.4	3.1
西ジャワ州(Jawa Barat)	1.9	49.9	4.6
中部ジャワ州(Jawa Tengah)	0.4	49.9	7.2
ジョグジャカルタ特別州(DI Yogyakarta)	1.0	45.8	9.6
東ジャワ州(Jawa Timur)	0.8	46.2	7.1
バンテン州 (Banten)	2.8	48.6	2.8
バリ州 (Bali)	2.2	47.3	6.6
西ヌサ・トゥンガラ州(Nusa Tenggara Barat)	1.2	55.8	4.6
東ヌサ・トゥンガラ州(Nusa Tenggara Timur)	2.1	70.6	5.0
西カリマンタン州(Kalimantan Barat)	0.9	52.7	3.6
中部カリマンタン州(Kalimantan Tengah)	1.8	50.4	2.9
南カリマンタン州(Kalimantan Selatan)	2.0	49.3	3.7
東カリマンタン州(Kalimantan Timur)	3.8	48.6	2.3
北スラウェシ州(Sulawesi Utara)	1.3	47.9	5.7
中部スラウェシ州(Sulawesi Tengah)	2.0	52.7	3.6
南スラウェシ州(Sulawesi Selatan)	1.2	56.0	5.5
南東スラウェシ州(Sulawesi Tenggara)	2.1	63.4	3.8
ゴロンタロ州 (Gorontalo)	2.3	51.7	3.6
西スラウェシ州(Sulawesi Barat)	2.7	60.5	4.0
マルク州 (Maluku)	2.8	63.1	4.0
北マルク州(Maluku Utara)	2.5	61.3	3.0
西パプア州(Papua Barat)	3.7	53.6	1.6
パプア州 (Papua)	5.4	53.8	0.9
全国	1.5	50.5	5.1

出所: BPS (2012); IPUMS-International, Minnesota Population Center, University of Minnesota

地域別の動向をみると、近年、とくに非大都市部や農村部における高齢化の進展が目立つ。インドネシアの人口の60%近くが集中するジャワ島では、人口増加率および従属人口指数の全体的な水準は他地域よりも低いが、上述のとおり、ジャカルタを除いた地域では高齢化率が相対的に高い水準にある。こうした非大都市部においては、相対的に高い出生率が維持されているものの、大都市部への若年人口の継続的な流出によって、局地的に高

齢化が顕著に進む地域が散在する(Arifin and Anata 2016; Jones 2016; Utomo et al. 2019). 例えば Arifin and Anata (2016) は、ジャワ島中央部のジョグジャカルタ近郊のグヌンキドゥル県(Kabupaten Gunung Kidul)では、60歳以上人口が総人口の20%近くに達していることを紹介している。

表 2 は、2010年センサスによる高齢者人口の居住形態別割合を男女・年齢階級別に示したものである。男女ともに、高齢者の居住形態として最も多いのは「子および孫と同居」であり、インドネシアにおける60歳以上人口の37%を占める。この割合は、年齢とともに上昇し、80歳以上では男性で38%、女性で48%となっている。また、「子と同居」の割合を加えると、80歳以上の男性を除いたすべての性・年齢階級別グループで50%を上回っている。このことから、インドネシアにおいては、老親との同居規範が根強く、高齢者の扶養およびケアにとっては子や孫をはじめとする中心とする親族資源が重要な役割を担っていることが示唆される。

表 2 インドネシアにおける高齢者の居住形態, 2010年センサス

(%)

	ı a	 60歳以上										
	00成以上			60	60歳~70歳		70歳~80歳			80歳以上		
	男女	男	女	男女	男	女	男女	男	女	男女	男	女
単身	9.8	4.2	14.6	7.7	3.1	11.9	12.6	5.4	18.2	13.9	7.5	18.4
配偶者のみ	18.1	24.2	12.9	18.8	21.8	16.0	18.22	28.3	10.3	14.0	27.7	4.4
子と同居	18.3	28.1	10.0	23.7	34.8	13.6	11.5	19.2	5.5	6.6	10.4	4.0
子および孫と同居	36.5	31.4	40.9	33.7	29.3	37.8	39.7	33.8	44.2	43.7	37.8	47.8
その他	17.3	12.2	21.7	16.1	11.0	21.8	18.1	13.2	21.8	21.8	16.6	25.5
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所: BPS (2012)

出生率の低下を背景に人口高齢化が加速する一方で、多世代同居・老親扶養規範が根強く残る社会においては、こうした家族・親族資源によって維持されるインフォーマルなケアレジームへの依存が強まることが予想される。医療保険・年金制度をはじめとする高齢者を対象とした各種の社会保障制度や公的福祉制度の未整備状態は、この傾向をさらに強め、金銭的支援のみならず身体的サポートも含めた高齢者ケアにおける家族・親族資源への需要は高まると考えられる(UNFPA 2014; Rammohan and Magnani 2012; Utomo et al. 2019).

このような社会的・制度的環境は、インドネシアのように急速に高齢化が進展する国や地域の若年人口に、いかなる影響を与えるのであろうか。例えば、インドネシアと同様に高齢化が急速に進む中国に関するデータを用いた研究では、親の健康状態の悪化や身体的機能の低下が、若壮年期の子どもの移動確率を有意に低下させるという分析結果が報告されている(Giles and Mu 2007)。インドネシアにおいては、進学や就職、そして出稼ぎ労働に伴う移動(転出)が、残された家族(left-behind family)に及ぼす影響について、おもに金銭的支援の役割に注目した研究が蓄積されているが、世代間の支援関係、とくに

高齢者ケアと移動の関連を検証した分析は、ほとんどみられない(Kreager 2006; Rammohan and Magnani 2012). 親をはじめとする高齢親族の身体的ケアや介護ニーズと若壮年人口の移動性向との関連について分析することにより、多世代同居および老親扶養規範を基底とする世代間関係を、人口移動の視点から検証するとともに、高齢化が加速する今後のインドネシアにおける人口移動の動向についての示唆を得ることが期待できる. 以下では、インドネシアで継続的に実施されている世帯縦断調査による大規模個票データを用いて、世帯内における介護需要が若年人口の移動確率に与える影響について検証する. 次節では、分析に用いるデータと分析の方法について説明する.

# Ⅲ データと分析の手法

本稿の分析に用いるデータは、Indonesian Family Life Survey(以下, IFLSと略) の2007~2008年調査(Wave 4) および2014~15年調査(Wave 5)である. IFLS は、米 ランド研究所(RAND Corporation),カリフォルニア大学ロサンゼルス校(UCLA), 国立インドネシア大学人口研究所(Lembaga Demografi)の協力によって1993年に開始 された調査プロジェクトである. 調査の実施に際してはインドネシアの当時全26州 (provinsi) のうち13州を対象に標本設計が行われた<sup>2)</sup>. 調査の対象とならなかった地域 が存在するのは、離島が大半を占めるために実査に際するコスト上の問題が懸念されたこ と,政治的・社会的に不安定,調査に危険が伴うと判断されたためである(Frankenberg et al. 1995). 調査対象となった13州は、インドネシアの総人口のおよそ 83% (当時)を 占めており、1993年に実施された第1回調査ではこの13州より抽出された7,730世帯のう ち91.9%に該当する7,039世帯より有効回答を得ている。そして、第1回調査では調査対 象の世帯から以下の世帯員を対象とする対面調査が実施された:①世帯主と配偶者,②世 帯内から無作為に抽出された15歳未満の世帯員2名、③残る世帯員から無作為に抽出され た50歳以上の世帯員1名. さらに、調査対象となった世帯から25%の世帯を無作為に抽出 したうえで、①~③に該当しなかった15歳から49歳の世帯員から無作為に抽出された1名 が対面調査の対象に加えられた.

こうして実施された第1回調査における個人の対面調査データは、22,000レコードを超える. 調査項目は、世帯および世帯員の基本属性に加えて、収入・消費・資産、教育・就労(過去の経歴も含む)、結婚および出生行動、健康状態、移動歴など多岐に及ぶ. IFLS の特徴として、同居しない親および子どもに関しても、対象となる項目は限定的ではあるものの、現在の居住地を含む基本属性に関する質問が設けられている点が挙げられる. さ

<sup>2)</sup> 調査の対象となった13州は以下のとおりである:北スマトラ州 (Sumatera Utara), 西スマトラ州 (Sumatera Barat), 南スマトラ州 (Sumatera Selatan), ランプン州 (Lampung), ジャカルタ首都特別州 (DKI Jakarta), 西ジャワ州 (Jawa Barat), 中部ジャワ州 (Jawa Tengah), ジョグジャカルタ特別州 (DI Yogyakarta), 東ジャワ州 (Jawa Timur), バリ州 (Bali), 西ヌサ・トゥンガラ州 (Nusa Tenggara Barat), 南カリマンタン州 (Kalimantan Selatan), 南スラウェシ州 (Sulawesi Selatan). なお, IFLS の標本設計およびフォローアップ調査を含む調査の実施状況の詳細については, Straus et al. (2016) を参照.

らに、第1回調査以降、数年ごとに実施されているフォローアップ調査では、前回調査以降に調査対象の世帯を離れた世帯員についても追跡調査が実施されるなど、高いパネル残存率の維持を企図した調査設計となっている。第1回調査に回答した世帯および世帯員を対象として、1997年から98年に第2回調査、2000年に第3回調査、2007年から2008年に第4回調査が実施され、直近の第5回調査は2014年から2015年にかけて実施された。第1回調査に回答した7,224世帯のうち、88%に該当する6,341世帯が第5回調査において捕捉されており、非常に高いフォローアップ率を維持している³)。なお、2000年に実施された第3回調査より、IFLSのインドネシア側の実施協力機関は、ガジャマダ大学人口研究所(現・Center for Population Studies-Gadjah Mada University: CPPS-GMU)に移っている。

本稿では、IFLSによる縦断データから得られる個人の移動歴と、世帯内における高齢者介護需要の関連について分析する。分析の対象は、2007年から2008年にかけて実施されたIFLSの第4回調査(Wave 4、以下2007年調査とする)において20歳~49歳であった男女のうち、2014年~15年に実施された第5回調査(Wave 5、以下2014年調査とする)への回答が得られた調査対象者である。

被説明変数は、2007年調査から2014年調査までの期間における移動歴の有無である. *IFLS* では、調査回ごとに複数の設問項目によって個人および世帯の移動歴を詳細にたずねているが、ここでは2014年調査における「前回調査からの村外移動歴」に関する項目を用いる. 具体的には、「前回調査(2007年)以降、少なくとも 6 5 月以上の滞在のために、当時住んでいた村を離れたことがありますか?」という問いに対する「はい/いいえ」の選択肢による回答情報を用いる. 移動歴および移動経験に関する複数の項目のうち、この設問に対する回答を分析に用いる理由は、比較的欠損値が少ない変数であることに加えて、滞在期間を「6 5 月以上」に限定することによって、いわゆる「短期滞在」を目的とした移動を除外できること、そして移動先から帰還した人の移動歴についても把握できるためでる10. この項目によって2007年調査から2014年調査までの期間における移動歴が確認できた人の割合は、分析対象全体の25%である(表 13). 男女別にみると、男性の27%にたいして女性は23%であり、男性のほうがやや高い割合となっている.

<sup>3)</sup> フォローアップ調査間における部分的なパネル脱落およびすべての調査対象世帯員の死亡が確認されたケースを含む. なお,実際に第5回調査が実施できたのは第1回調査の回答世帯の87%である.

<sup>4)</sup> 例えば、前回調査時点(あるいは5年前)の居住地と現住地との比較によって移動を把握した場合、調査時点において移動先に居住する対象者のみが「移動者」として識別されることになる。

表 3 分析に用いる変数の記述統計

	総数	男		
	(n = 14,935)	(n = 6,825)	(n = 8,110)	
移動あり(2007~14年)	24.9%	26.6%	23.4%	
健康状態の悪い高齢者との 同居あり	ı	1		
SRH	3.8%	3.8%	3.8%	
(+ 近居の親のSRH)	7.8%	7.7%	7.9%	
ADL	2.1%	2.0%	2.1%	
年齢		'		
20 - 24歳	18.5%	16.7%	20.0%	
25 - 29歳	22.7%	21.8%	23.4%	
30 - 34歳	18.6%	19.0%	18.2%	
35 - 39歳	16.4%	17.5%	15.5%	
40 - 44歳	12.8%	13.6%	12.2%	
45 - 49歳	11.0%	11.4%	10.7%	
配偶関係	'	'		
未婚	15.2%	20.8%	10.5%	
有配偶	81.3%	77.5%	84.5%	
離別	2.2%	1.3%	2.9%	
死別	1.3%	0.4%	2.2%	
教育水準	'	'		
中等教育未修了	58.6%	54.8%	61.8%	
中等教育修了	28.8%	31.8%	26.3%	
高等教育修了	12.6%	13.4%	11.9%	
就業状態	'	'		
就業中	64.9%	89.6%	44.1%	
求職中	1.5%	2.8%	0.3%	
就学中	1.6%	1.6%	1.6%	
おもに家事	30.2%	2.7%	53.4%	
その他	1.9%	3.3%	0.7%	
生存きょうだい数	'	'		
平均	3.90	3.89	3.90	
(標準偏差)	(2.45)	(2.47)	(2.44)	
自分の健康状態		•		
悪い	11.6%	10.0%	13.0%	

注:移動歴以外の変数はいずれも2007年調査時点の属性.

データ: Indonesia Family Life Survey Wave 4 および Wave 5.

説明変数となる世帯内の介護需要については、60歳以上の高齢世帯員の健康状態に関する情報を代理変数として用いる。*IFLS*では、調査対象となるすべての世帯員について、4段階の尺度を用いた主観的評価による健康状態(self-rated health、以下 SRH とする)をたずねている。SRH は、国内外の社会調査において広範に採用されている健康指標であるが、計測の簡便性に加えて、他の健康指標との関連性、さらには死亡リスクに対する予見力をある程度もつことが報告されている(Idler and Benyamini 1997; Ford et al.

2008). また、主観的な指標である SRH については、精神的な健康状態も反映した well-being に関する総合的(holistic)な指標としての有用性も指摘されている(Grundy and Sloggett 2003). 本稿では、2007年調査において、同居する60歳以上の世帯員のうち一人でも健康状態が「悪い」( $in\ poor\ health$ )あるいは「非常に悪い」( $very\ sick$ )と回答したケースを、「健康状態(SRH)の悪い高齢者と同居するケース」として定義した。同居する60歳以上の世帯員を、分析対象の「親」に限定しないのは、続柄不明のケースや、分析対象者の年齢(2007年調査時点 $20\sim49$ 歳)と親の年齢を比較した場合に論理矛盾が確認されるケースが全体の10%近くあり、これらを分析から除くとサンプルの規模及び代表性に少なからず影響が生じると判断されるためである。

IFLSでは、SRHに加えて、日常生活を送るために必要な動作(activity of daily livings,以下ADLと略)について、以下の10項目からなる質問が設けられている:

- ・ (バケツの入った水程度の) 重い荷物を20メートル運ぶことができる.
- ・水の入ったバケツを井戸からくみ上げることができる.
- 1km歩くことができる。
- 掃き掃除ができる.
- 屈んだり立ち上がったりする動作を繰り返し行うことができる.
- 介助なく服を着ることができる。
- ・介助なくトイレに行くことができる.
- 入浴することができる.
- 床に座った状態から介助なく立ち上がることができる.
- 椅子に座った状態から介助なく立ち上がることができる.

40歳以上の世帯員は、これら日常生活動作に関する各項目について、「支障なくできる」「支障がある」「できない」という選択肢から回答することになっている。本分析では、IFLS の2000年調査データ(Wave 3)を用いた Rammohan & Magnani(2012)に倣い、これら10項目のうち半数の5 項目以上について「支障がある」あるいは「できない」と回答したケースを「日常生活を送るために必要な動作ができない」とした。そのうえで、SRH と同様に、同居する60歳以上の世帯員のうち一人でも該当するケースを、「日常生活動作に支障のある高齢者と同居するケース」と定義した。

すでに述べたとおり、IFLSによるデータの特徴の一つとして、同居していない親についても、その現住地(死亡している場合は死亡年月と死亡時の居住地)および健康状態を含む様々な情報を把握することができるという利点が挙げられる。本分析では、親と同居していない場合でも、同じ村内に居住している状態を「近居」とし、そのうえで SRH で計測した健康状態が「悪い/非常に悪い」に該当する場合を、「健康状態(SRH)の悪い親が近くに住む」ケースとした。なお、ADL に関する設問は同居する親(世帯員)についてのみを対象としており、同じ世帯に居住しない親については、日常生活動作に支障が

あるかどうかを把握することができない.

以上の方法により、同居する高齢者の健康状態をみたところ、分析対象全体の3.8%において、健康状態(SRH)の悪い高齢者との同居が確認された。同じ村内に住む親の健康状態も考慮すると、その割合は7.8%となり、男女でほぼ同水準である。ADLで計測した日常生活動作に支障のある高齢者と同居する割合は、SRHで図った場合よりも低く、男女ともに2%となる(表3)。

本分析では、2007年調査時において同居する高齢者あるいは近くに住む親の健康状態により計測した世帯内の介護需要の有無と、その後の第5回調査(2014~15年)までの移動歴との関連を、ロジスティック回帰分析により検証する。分析に際しては、年齢・配偶関係といった人口学的基本属性に加えて、教育水準や就業状態による社会経済的属性、そして生存きょうだい数と(自分の)健康状態に関する変数を統制変数として用いる。移動歴に関する変数を除いて、分析に用いる変数についてはすべて2007年調査時点の情報を用いる。分析の対象は、2007年調査時に20歳~49歳であった男女のうち、これらすべての変数に関する有効値が得られた14,935ケースとなる。各変数の記述統計は、前出の表3のとおりである。

## IV 結果

表4は、分析に用いる属性ごとの移動率を男女別に示したものである。すでに述べたとおり、全体的な移動率は女性よりも男性のほうが若干高くなっている。本分析において世帯内介護需要の代理変数として用いる健康状態の悪い高齢者との同居(あるいは健康状態の悪い親との近居)の有無についてみると、SRHで計測した場合と ADL で計測した場合で、移動率の水準に若干の違いがみられる。SRHで計測した健康状態が悪い高齢者と同居する場合の移動率は、男女ともに、全体的な水準よりも低くなることが確認できる。健康状態の悪い親が同じ村内に居住(近居)しているケースを加えると、移動率はさらに低下し、男女ともに全体的な移動率との差は7ポイント以上となる。一方、健康状態の悪い高齢者との同居の有無を ADL で計測した場合の移動率の相対的な水準については、男女でやや異なる。すなわち、男性(25%)については全体的な水準と比較して顕著な低下はみられない一方で、女性では全体的な水準よりも4ポイント低い19%にまで低下し、これは健康状態の悪い高齢者との同居を SRH で計測した場合(21%)よりも、さらに低い水準となっている。

表 4 属性別移動率 (2007~14年)

	男	女
	(n = 6,825)	(n = 8,110)
総数	26.6%	23.4%
健康状態の悪い高齢者との 同居あり		
SRH	24.9%	20.9%
(+ 近居の親のSRH)	(19.1%)	(16.4%)
ADL	25.2%	19.2%
年齢		
20 - 24歳	46.8%	40.6%
25 - 29歳	36.8%	29.3%
30 - 34歳	24.4%	17.8%
35 - 39歳	16.1%	15.1%
40 - 44歳	13.9%	13.8%
45 - 49歳	12.8%	10.4%
配偶関係	'	'
未婚	48.1%	52.5%
有配偶	20.8%	19.8%
離別	30.3%	25.9%
死別	25.0%	18.4%
教育水準	'	
中等教育未修了	21.4%	17.1%
中等教育修了	31.0%	31.2%
高等教育修了	37.7%	38.6%
就業状態	'	'
就業中	25.5%	22.8%
求職中	36.8%	44.4%
就学中	70.8%	54.3%
おもに家事	24.2%	22.6%
その他	31.6%	34.0%
生存きょうだい数	'	
なし	30.8%	29.4%
1 - 2人	30.9%	24.8%
3 - 4人	27.3%	23.6%
5 - 6人	23.3%	21.9%
7人以上	21.4%	20.2%
自分の健康状態		
悪くない	26.8%	23.5%
悪い	25.2%	22.6%

注:移動歴以外の変数はいずれも2007年調査時点の属性.

データ: Indonesia Family Life Survey Wave 4 および Wave 5.

2007年調査から2014年調査までの移動率を年齢階級および配偶関係別にみると、男女ともに20代から30代前半にかけての若年層および未婚者において移動率が高くなっている。とくに男性については、20代前半の移動率が45%を超えるなど、若年層における移動率の高さが目立つ。また、この年齢層では、男女の移動率に比較的大きな差が生じるのに対し

て、30代後半以降は男女の移動率はほぼ同じ水準に低下している。配偶関係別では、男女ともに未婚者において高い移動率が確認できる。とくに女性の未婚者における移動率は50%を超えており、これは男性の未婚者の移動率よりも高い水準である。一方、男女ともに最大の割合を占める有配偶者(男性:78%、女性:85%)の移動率は、いずれも約20%と、ほぼ同じ水準となっている。

教育水準別の移動率については、中等教育(senior high school)未修了者と比較して、高等教育(college / university)修了者の移動率が男性では16ポイント以上、女性では21ポイント以上と顕著に高くなっている。女性の高等教育修了者の移動率は、中等教育未修了者と比較して2倍以上の水準であり、同じ教育水準の男性と比較しても若干高くなっている。また、中等教育未修了者においては、男性と比較して女性の移動率が相対的に低い水準となる一方で、中等教育修了者および高等教育修了者では、男女の移動率にほとんど差がないか、女性のほうがわずかに高くなっている。就業状態別にみると、男女ともに2007年調査時に「就業中」のケースの移動率が低い一方で、全体に占める割合は小さいものの「求職中」あるいは「就学中」であったケースの移動率が高くなる傾向がみられる。これは、卒業後の就職に伴う移動によるものであると考えられるが、とくに男性では、2007年調査時に「就学中」であったグループのその後の移動率が70%以上と顕著に高くなっている。一方、女性では、「おもに家事」のグループが全体の50%以上を占める最大のグループであるが、その移動率(22%)は、「就業中」のグループ(23%)とほぼ同水準となっている。

その他、生存きょうだい数と移動率の関係をみると、男女ともに、きょうだい数が多いほど移動率が低くなるという負の相関関係がみられる。ただし、きょうだい数については、年齢(世代)によって少なからず差がみられる — すなわち出生率の低下により若い世代ほどきょうだい数が少ない — ことが想定される。したがって、表 4 で示された二変数間の関係については、こうした交絡要因の効果を考慮する必要がある。分析対象自身の健康状態と移動率の関係をみると、男女ともに、「悪くない」に該当するケースの移動率がわずかではあるが高くなっている。

表5は、これら各属性の効果を互いにコントロールした多変量解析の結果を示したものである。世帯内介護需要が移動率に与える効果について、健康状態の悪い高齢世帯員の有無を代理変数としてロジスティック回帰モデルによって推定した結果を、男女別に示している。健康状態の悪い高齢者との同居の有無を SRH によって計測した変数を用いたモデルでは、移動が発生する確率のオッズ比が男女ともに約23%低下するという結果になった(ただし統計的有意性は10%水準)。さらに、同じ村に住む(近居する)親の SRH を考慮した場合、オッズ比は男性で30%、女性で28%低下し、モデルに投入された他の変数の効果をコントロールしても、移動の発生確率を有意に低下することが確認された。一方、ADL によって計測した変数を用いた場合の結果をみると、オッズ比の低下幅が男性では10%に留まる一方で女性では25%以上低下しており、男女間で異なる効果が示唆されたものの、いずれも統計的に有意な結果とはならなかった。

表 5 移動率(2007~14年)に関するロジスティック回帰分析によるオッズ比の推定値

		男			女	
	SI	RH	ADL	SF	RH	ADL
		+ 近居の親 のSRH			+ 近居の親 のSRH	
健康状態の悪い高齢者と の同居あり <sup>注)</sup>	0.770 #	0.699 **	0.901	0.769 #	0.716 **	0.741
年齢(Ref. 20 - 24歳)						
25 - 29歳	0.884	0.882	0.881	0.747 **	0.750 **	0.745 **
30 - 34歳	0.560 **	0.560 **	0.558 **	0.421 **	0.424 **	0.419 **
35 - 39歳	0.341 **	0.341 **	0.340 **	0.342 **	0.345 **	0.343 **
40 - 44歳	0.289 **	0.290 **	0.289 **	0.324 **	0.327 **	0.325 **
45 - 49歳	0.284 **	0.284 **	0.285 **	0.245 **	0.247 **	0.245 **
配偶関係(Ref. 有配偶)						
未婚	1.940 **	1.924 **	1.919 **	2.655 **	2.645 **	2.638 **
離別	1.782 *	1.793 *	1.734 *	1.871 **	1.875 **	1.856 **
死別	1.823	1.826	1.783	1.766 **	1.764 **	1.757 **
教育水準(Ref. 中等教育	未修了)				•	
中等教育修了	1.471 **	1.462 **	1.474 **	1.691 **	1.683 **	1.695 **
高等教育修了	1.927 **	1.915 **	1.932 **	2.281 **	2.268 **	2.282 **
就業状態(Ref. 就業中)						
求職中	1.032	1.032	1.026	0.648	0.648	0.640
就学中	1.837 *	1.829 *	1.847 *	0.984	0.981	0.992
おもに家事	0.908	0.908	0.910	1.078	1.077	1.078
その他	0.908	0.909	0.905	1.169	1.167	1.174
生存きょうだい数	1.022 #	1.023 #	1.021 #	1.032 **	1.033 **	1.032 **
自分の健康状態:悪い	0.953	0.963	0.950	1.014	1.022	1.014
州別ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
定数項	0.677	0.678	0.683	0.420	0.417	0.421
対数尤度	-3562.218	-3559.077	-3563.551	-3956.093	-3953.273	-3956.54
LR chi-square	787.36 **	793.64 **	784.69 **	903.66 **	909.30 **	902.75 **
ケース数	6,825	6,825	6,825	8,110	8,110	8,110

注:表頭の SRH および ADL は、同居する高齢者(および近居する親)の健康状態の計測に用いた指標を示す。 \*\* p < 0.01, \* p < 0.05, # p < 0.1

Ref.: レファレンスカテゴリー

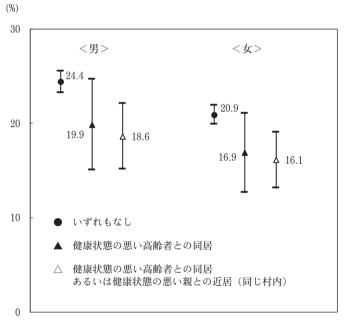
データ: Indonesia Family Life Survey Wave 4 および Wave 5.

その他の人口学的属性および社会経済的属性と移動率の関連については、概ね,前掲の表4で示された傾向が確認された。すなわち、20代~30代前半の若年層、未婚者、高等教育修了者における相対的に高い移動率が、モデルに投入されたその他の属性の効果をコントロールしたうえでも確認された。また、配偶関係および教育水準の違いによる効果は、男性よりも女性において相対的に強くなることが示された。なお、2007年調査時に就学中であった場合のその後の移動率は、男性のみ有意に高くなることが確認された。生存きょうだい数については、男女ともに、表4で示された結果とは逆に、きょうだい数が多くなるほど移動の発生確率が上昇するという正の相関関係が示された。また、この相関は、若

干ではあるが男性よりも女性において強くなっている.

図2は、ここで示したロジスティック回帰モデルによる推定結果に基づいて、世帯内介護需要の有無による移動率を、男女別に比較したものである。前述のとおり、移動率の全体的な水準は女性よりも男性のほうが高くなるが、健康状態(SRH)の悪い高齢者と同居する場合、男女ともに移動率は4ポイント以上低くなると予測される。同じ村に住む親の健康状態(SRH)も考慮した場合では移動率はさらに低下し、男性では19%、女性では16%となる。分析モデルに投入した他の属性が同じであると仮定した場合、世帯内介護需要がないケースと比較した移動率の水準は、男性では5.8ポイント、女性では4.8ポイント低下することになる。

図 2 健康状態の悪い高齢者との同居および健康状態の悪い親との 近居の有無でみた移動率の推定値



注:健康状態の計測についてはいずれも SRH を用いた、推定値の算出に用いたモデルの推定結果の詳細については表 5 を参照

データ: Indonesia Family Life Survey Wave 4 および Wave 5.

# V 考察とまとめ

インドネシアでは高い人口増加率が維持されるとともに、従属人口指数の低下が続いているが、他の東アジア・東南アジア諸国と比較して、人口ボーナスのピーク(従属人口指数の底)は浅く、その期間も比較的短くなることが見込まれている。一方で、高齢者の居住形態をみると、依然として高齢になるほど子や孫と同居する割合が高くなっており、伝

統的な多世代同居・老親扶養規範の強さが示唆される。インドネシアにおける高齢化の加速は、置換水準をうかがう急速な出生率の低下に起因するものであるが、子ども数の減少により、今後とくに若い世代では親をはじめとする高齢親族へのサポートにかかる負担が拡大することが予想される。単身世帯に住む高齢者の割合は、現在、60歳以上の人口全体の約10%未満に過ぎないが、高齢女性において顕著に高くなる傾向がみられる。これは、配偶者との死別により単身居住となる割合が女性において比較的高いためであると考えられる。今後、「高齢人口の高齢化」の進展、すなわち高齢人口に占める80歳以上人口の割合の上昇に伴い、単身高齢者がさらに増加することが予測され、「家族と同居しない高齢者」のサポートやケアが高齢化社会の新たな課題として顕在化する可能性がある。

他の多くの東南アジア諸国と同様に、インドネシアにおいても人口の急速な高齢化への対応や、高齢者の生活をめぐる施策の優先度は、これまで決して高くはなかった。結果として、介護・医療サービスを含む公的な社会保障・福祉制度が未整備な状態での高齢化の進展により、子どもをはじめとする家族や親族資源によって維持されるインフォーマルなケアレジームへの依存がさらに強まることが予想される。

こうした高齢者ケアをめぐる社会的・制度的環境が、インドネシアの人口の特性の一つ である若年人口の高い移動性向に及ぼす影響を展望することを目的とし,本稿では *IFLS* による縦断データを用いて、世帯内における高齢者ケア需要と若年世帯員の人口移動の関 連について分析した、分析の結果、主観的評価による健康状態(SRH)が悪い60歳以上 の高齢者との同居は、男女ともに若年世帯員の移動確率を低下させる効果を持つことが示 された、また、同じ村内に住む親の健康状態を考慮した場合、その効果はさらに強まるこ とが確認された、この分析結果から、成人子による親の介護を含む家族内の支援関係が、 同居だけではなく近居の親子間でも維持されていることが示唆され,老親支援規範がイン ドネシアの世代間関係に深く組み込まれていることがうかがわれた。ただし、健康状態の 悪い高齢世帯員の有無を ADL で計測したモデルを用いて分析したところ,若年世帯員の 移動確率に対する有意な効果は検出されず、分析結果の頑健性については引き続き慎重に 検証する必要がある.また,生存きょうだい数が移動確率を有意に上昇させることが確認 されたが、これは、きょうだい間で親をはじめとする高齢親族への介護をはじめとするサ ポートがシェアされ、結果としてきょうだい数が多いほどその負担が低減されることを示 唆していると考えられる.今後,少子化によってきょうだい数が減少している若年コホー トにおいては,親による支援ニーズが発生した場合に,その移動性向が低下する可能性が ある.

人口転換の到達点としての高齢社会に備えて、インドネシアにおいても、医療・年金制度をはじめとする高齢者を対象とした各種の社会保障制度の整備が急がれている。しかしながら、例えば医療保険制度については、2014年に「医療保険実施機関」(BPJS Health)が設置されたものの、国民皆保険化は2019年まで先送りされ、年金制度の整備も遅れている(厚生労働省 2014)、インドネシアは、一方で、アジア・太平洋地域においてフィリピンに次ぐ第二の規模の外国人労働者を送り出す主要送出国の一つであるが、近年の介護・

看護分野における二国間協定を通じた人材の送り出しには、先進国からの技能移転を通じた人材育成ならびに国内の保健医療制度の整備への貢献も期待されている。先進国において期待が高まる国際的なケア労働者供給源としての役割と、高齢化が進展するインドネシア国内で高まるニーズとの整合性を確保することが、日本を含む諸外国との二国間協定を通じた労働者の送り出し政策に求められている。

日本においても、かつて「同居は福祉の含み資産」(厚生省 1978:91)と位置づけられたように、親子間の同居あるいは近居に依拠した世代間支援関係が、高齢者福祉施策やサービスの補完的な役割を果たしてきた。2000年の介護保険制度の導入により、「介護の社会化」が制度的に担保され、その推進が図られてきたが、高齢者に対するケアやサポートにおいては、子どもをはじめとする親族資源が依然として重要な役割を担っているのが現状である(藤崎 2009;小山 2012)、高齢化社会に対応した各種の制度や施策の構築に関する経験と課題を共有し、その教訓を提供することも、高齢化のフロントランナーとしての日本に期待される役割の一つであろう。

#### 付記

本研究は、厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課題解決のための行政施策に関する研究事業)「東アジア、ASEAN諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究」(研究代表者:鈴木透、課題番号:H27-地球規模-一般-001)および厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課題解決のための行政施策に関する研究事業)「東アジア、ASEAN諸国におけるUHCに資する人口統計システムの整備・改善に関する総合的研究」(研究代表者:鈴木透、課題番号:H30-地球規模-一般-002)」の助成を受けたものである。

#### 参照文献

- Ananta, A. (2012) "Financing Indonesia's Ageing Population," Southeast Asian Affairs 2012 (1): 135-149.
- Ananta, A. and Muhidin, S. (2005) "Completion of Vital Transition and Changing Migration in Indonesia: Empirical Results and Projection Scenarios", *Population Review* 44 (1), pp. 36-55.
- Arifin, E.N. and Ananta, A. (2016) "The Past Three Population Censuses: A Deepening Ageing Population in Indonesia." In Guilmoto, C.Z. and Jones, G.W. (eds.), Contemporary Demographic Transformations in China, India and Indonesia. Cambridge: Springer International Publishing, pp. 309-323.
- BPS (Badan Pusat Statistik) (2012) Population of Indonesia: Result of Indonesia Population Census 2010, Jakarta: BPS.
- BPS (Badan Pusat Statistik) (2013) Indonesia Demographic and Health Survey 2012, Jakarta: BPS.
- BPS (Badan Pusat Statistik) (2016) Survei Penduduk Antar Sensus (SUPAS) 2015, Jakarta: BPS.
- BPS (Badan Pusat Statistik) (2018) Proyeksi Penduduk Indonesia 2015-2045: Hasil SUPAS 2015, Jakarta: BPS.
- Ford, J., Spallek, M. and Dobson, A. (2008) "Self-rated Health and a Healthy Lifestyle Are the Most Important Predictors of Survival in Elderly Women," *Age and Ageing* 37(2): 194-200.
- Frankenberg, E. and Karoly, L.A. with Gertler, P., Achmad, S., Agung, I.G.N., Hat,adji, S.H., Sudharto, P. (1995) The Indonesian Family Life Survey: Overview and Field Report. Demographic Institute, University of Indonesia and RAND.

- Giles, J. and Mu, R. (2007) "Elderly Parent Health and the Migration Decisions of Adult Children: Evidence from Rural China," *Demography* 44 (2): 265-288.
- Grundy, E. and Sloggett, A. (2003) "Health Inequalities in the Older Population: the Role of Personal Capital, Social Resources and Socio-economic Circumstances", Social Science & Medicine 56(5): 935-947.
- Hugo, G. (1992) "Ageing in Indonesia: A Neglected Area of Policy Concern", In Philipps, D.R. (ed.)

  Ageing in East and Southeast Asia. London: Arnold, pp. 207-230.
- Hugo, G. (1999) "Managing Mobilisation and Migration of Southeast Asia's Population." In Wong, T.C. and Singh M. (eds.), *Development and Challenge: Southeast Asia in the New Millennium*, Times Academic Press, Singapore, pp. 171-214.
- Hull, T. (2004) "Introduction: Indonesia's Population from 1950 to 2000: Carving out New Futures."

  In Hull, T.H. (ed.) *People, Population and Policy in Indonesia*, Singapore: ISEAS Publishing, pp. 17-21.
- Hull, T. (2005) "Postscript 2004." In Hull, T.H. (ed.) *People, Population, and Policy*, Singapore: ISEAS Publishing.
- Hull, T. (2016). "Indonesia's Fertility Levels, Trends, and Determinants: Dilemmas of Analysis."
   In Guilmoto, C.Z. and Jones, G.W. (eds.) Contemporary Demographic Transformations in China, India and Indonesia. Dordrecht: Springer.
- Hull, T. and Hartanto, W. (2009). "Resolving Contradictions in Indonesian Fertility Estimates", Bulletin of Indonesian Economic Studies, 45(1), pp. 61-71.
- Idler, L. and Benyamini. Y. (1997) "Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty-seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behavior* 38(1), pp. 21-37.
- Jones, G.W. (2016) "Ageing in China, India and Indonesia: An Overview." In: Guilmoto, C.Z. and Jones, G.W. (eds.), Contemporary Demographic Transformations in China, India and Indonesia. Cambridge: Springer International Publishing, pp. 325-328.
- Kreager, P. (2006) "Migration, Social Structure and Old-Age Support Networks: A Comparison of Three Indonesian Communities", *Ageing and Society* 26 (1), pp. 37-60.
- Martin, P. L, Mason, A., and Tsay, C. H. (1995) "Labour Migration in Asia", ASEAN Economic Bulletin 12 (2), pp. 117-124.
- McDonald. P. (2014) "The Demography of Indonesia in Comparative Perspective," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 50 (1), pp. 29-52.
- McDonald, P. (2015) "Growing Old Before Growing Rich," East Asia Forum Quarterly 7 (4), pp. 8-10.
- McNicoll, G. (1997) "Indonesia's Population Growth and Distribution in the 21st Century: Projections and Speculations." In Jones, G.W. and Hull, T.H. (eds.), *Indonesia Assessment: Population and Human Resources*, Singapore: ISEAS Publishing, pp. 264-284.
- Muhidin, S (2014) "Migration Pattern: People on the Move", in Hill, H. (ed.) Regional Dynamics in a Decentralized Indonesia, Singapore: ISEAS Publishing, pp.317-341.
- Rammohan, A. and Magnani, E. (2012) "Modelling the Influence of Caring for the Elderly on Migration: Estimates and Evidence from Indonesia," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 48 (3), pp. 399-420.
- Strauss, J., Witoelar, F., and Sikoko, B. (2016) "The Fifth Wave of the Indonesia Family Life Survey: Overview and Field Report", *RAND Labor and Population Working Paper Series* #1143 (WR-1143/1-NIA/NICHD).
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2019)
  "World Population Prospects 2019," Online Edition. https://population.un.org/wpp/ (2019年9月19日 最終アクセス)
- UNFPA (United Nations Population Fund) (2014) Indonesia on the Threshold of Population Ageing (UNFPA Indonesia Monograph Series: No.1), UNFPA Indonesia, Jakarta.
- Utomo, A., McDonald, P., Utomo, I., Cahyadi, N., Sparrow, R. (2019) "Social Engagement and the Elderly in Rural Indonesia," *Social Science and Medicine* 229, pp. 22-31
- 厚生省(1978)『平成53年版 厚生白書 健康な老後を考える 』.
- 厚生労働省(2014)『2014年 海外情勢報告』(第5章 東南アジア地域にみる厚生労働施策の概要と最近の動向,

第2節 インドネシア), pp.351-358.

小山泰代 (2012)「女性から見た家族介護の実態と介護負担」『人口問題研究』第68巻第1号, pp. 54-69. 藤崎宏子 (2009)「介護保険制度と介護の「社会化」「再家族化」」『社会福祉学研究』6, pp. 41-57.

# The Association between Demand for Caregiving to the Elderly and Migration of Young Adult Household Members in Indonesia:

Longitudinal Evidence from the Indonesian Family Life Survey

# Masataka Nakagawa

Indonesia's population is expected to undergo rapid ageing in the next few decades. While the traditional norm that adult children are expected to support their parents is firmly embedded in intergenerational relationships, there has been relatively little policy attention paid to the needs of the growing elderly population. As a result, there is a lack of public systems for social safety and caregiving. The rapid population aging with the traditional caregiving regime can influence the migration of the young-adult population; one of the most salient dimensions of the Indonesian demography. Using longitudinal data drawn from the Indonesia Family Life Survey, this paper presents an empirical analysis of the association between demand for caregiving to elderly household members and the propensity of young adult household members to migrate. Findings from the analysis suggest that the likelihood of migration is lower for those living with elderly household members in poor health conditions. The effect of living closer to parents in poor health conditions is more significant, suggesting that the need for caregiving to elderly parents can be an impediment to the migration of their adult children. The results of the longitudinal analysis also confirm the correlation between the number of siblings and the likelihood of migration. These findings imply a future decline in migration among the younger cohorts, who will face increasing physical and physiological burdens in supporting their parents and other elderly family members as a result of the continuing fertility decline and shrinking family size.

### 特集 I:東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究

# 外国人介護人材の人口的側面とその国際比較

# 林 玲子

日本における65歳以上人口割合は28%を超え世界一高く、2000年に介護保険制度が開始されて以来、継続的に介護人材は不足し、また今後も不足すると予測されている。しかしながら、世界どの地域においても人口高齢化は進行しており、介護人材が不足している状況は日本同様である。日本においては近年矢継ぎ早に外国人介護人材受け入れのための在留資格が整備されたが、それ以外の就業が可能な在留資格により、すでに2015年時点で1万人を超える外国籍人材が介護分野に従事している。しかしながら介護分野従事者全体に対する割合は0.6%と低い。一方諸外国では外国人介護人材の割合は日本よりも高いが、総人口や労働力人口における外国人割合と同程度である。また、外国籍割合と外国生まれ割合を比べると、いずれの国も外国生まれの割合の方が高くなっており、外国で生まれ移民として入国してから国籍を取得し介護人材として働いている状況が浮かび上がる。しかしながら、センサスでカウントされない非正規外国人労働者も多いことが推察され、「技能の無駄(skill wastage)」が生じており、より技能の低い職種に多くの外国人が従事していることも示された。日本において現状の外国籍割合を鑑みれば、近い将来の6万人の受け入れは非現実的かもしれないが、介護の質向上という観点から外国人の受け入れを進めていくことは重要であると考えられる。

#### I はじめに

2000年には218万人であった要介護認定者数は2019年4月には3倍強の659万人に増加した(厚生労働省介護保険事業状況報告). 今後日本においては高齢者数全体の伸びは鈍くなるが、要介護度が高い超高齢者数は増加の一途にあり、それに応じて必要とされる介護人材数も増加することが見込まれている(厚生労働省2018、経済産業省2016、Hayashi2019). 不足する介護人材に対して、介護職員の処遇改善や人材の確保・育成、離職防止と定着促進、ロボット/ICTの活用、家族介護者の支援など多くの施策が実施されてきているが、外国人介護人材に関しても同様である. 2008年にインドネシアと経済連携協定(EPA)の枠組みで看護師・介護士候補生の受け入れが始まってから、フィリピン、ベトナムとのEPAに基づいた受け入れ(それぞれ2009年、2014年より開始、①)、②在留資格「介護」(2017年9月より施行)、③介護職種の技能実習(2017年11月より施行)、④介護分野の特定技能(2019年4月施行)と、外国人介護人材を受け入れるための在留資格は矢継ぎ早に4種類導入された、日本人労働力の継続的な減少、また介護福祉士養成施設の定員充足率も半分以下と低迷する中(日本介護福祉士養成施設協会2018)、外国人介護人材の受け入れば、介護人材不足に対する一つの方策として明確に位置づけられたといって

もよい。平成30年12月25日に閣議決定された「特定技能の在留資格に係る制度の運用に関する基本方針について」においては、介護分野「特定技能」在留資格により、2019年から5年間で最大6万人の受け入れが見込まれており、特定技能による受け入れに関する二国間の協力覚書も、フィリピン、ネパール、カンボジア、ミャンマー、モンゴル、ベトナム、スリランカ、インドネシア、バングラデシュと、2019年内に9ヵ国と締結された。受け入れに対する法的な制度は十分に整ったといえよう。

一方人口高齢化は世界全域で進行しており、介護人材不足は日本だけの話ではない. 国際労働機関(ILO)によれば、世界全域で136万人の介護人材が不足しており、その6割はアジア・太平洋地域における不足であるとしている(Scheil-Adlung 2015). 高齢化が先に進行している高所得国においても介護人材は不足し、また介護人材の多くは外国人である(Fujisawa and Colombo 2009、Colombo et al. 2011). 今後急速に高齢化が進むと見込まれている中・低所得国では、介護人材の不足はもちろんであるが、介護は家族がするものという認識の中、そもそも専門の介護人材が必要、という認識も持ち合わせていない国が数多くある状況である.

介護人材の国際移動については、グローバルヘルスの文脈における保健人材不足という 観点から異議も提示されている。中・低所得国で看護職として養成された後、高所得国に 移動し、看護職ではなく単純労働としての介護に携わっている「技能の無駄(skill wastage)」が常態化し、低所得国から高所得国への保健人材の頭脳流出が問題視される なか、2010年5月の世界保健総会において「保健医療人材の国際採用に関するWHO世 界実施規範」が採択された(WHO 2010、国立国際医療センター 2011)。さらに2016年 5月の世界保健総会で採択された「保健人材の世界戦略:労働力2030(Global Strategy on Human Resources for Health:Workforce 2030)」の中には、2030年までに国外で 養成された保健人材数を半分にする、という目標が掲げられている。しかしながらそれが 実際にどの位効果を上げうるのか、という点については未だ明らかではない。

つまり、日本で外国人介護人材を受け入れるよう制度を構築しても、送り出し国の人口 高齢化と介護人材不足、保健人材確保という点から、すぐに外国人介護人材があふれるほ ど来訪する、ということにならない可能性もある.

日本政府は2016年に「アジア健康構想」を提唱し、介護人材の国際的な還流移動を通して、アジア全域における介護システムの強化を政策として打ち出しているが(首相官邸 2018)、それが今後実効性を上げうるのかどうか、エビデンスに基づいた評価を行うには、まず足元の現状把握から始める必要がある。

本稿は、日本および諸外国において、外国人介護人材の現状がどのようなものであるか、 センサス(国勢調査)データを用いて人口学的に把握することを目的とした.

## Ⅱ 日本における外国籍介護人材

#### 1. 在留資格別外国籍人材

日本において、外国籍介護人材は何人おり、またどのように推移してきたのであろうか、介護と関連する在留資格別にみると(図1)、まず在留資格「介護」を持つ人数は2017年末の18名から2018年末の185名に10倍に増えている(法務省在留外国人統計)。EPA に関しては、介護福祉士候補生として受け入れた人数は2008年の104名から2018年の773名へと7倍に増えている(厚生労働省 2019)、介護分野の技能実習生の数や介護分野の特定技能在留資格を持つ入国者数はいまだ統計としては得られない。増加はしているものの、現段階で介護分野の在留資格で入国している人数は非常に少ない。在留資格自体が新しいので、少ないのも当然である。参考に、より長くからある在留資格「医療」を持つ人数をみると、2000年以降は増加しているものの、2018年時点で1.936人と、非常に限られた人数である。

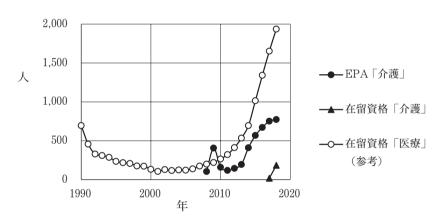


図1 在留資格別外国籍介護人材数の推移

出典:在留資格「介護」「医療」は在留外国人統計(法務省), EPA「介護」は厚生労働省(2019).

#### 2. 産業別にみた外国籍介護人材

しかしながら、外国籍の介護人材はこれらの在留資格以外にも多く存在している。国勢調査では、職業別、産業別に従事者数がわかるが、まず産業別に見てみる。産業小分類が老人福祉事業(1980~2000年)、老人福祉・介護事業(2005~2015年)、訪問介護事業(2015年)を介護分野とし、その分野における外国籍の従事者数は2015年では11,584人にのぼり、1980年の49人から大きく増加した(表1)。しかしながら、日本人も含めた全国籍の介護分野従事者数に対する外国籍従事者数の割合は2015年でもわずか0.6%にとどまる。その割合は増加しているとはいえ、介護分野全体の従事者数の増加に対して外国籍従事者数の増加が貢献した、というよりは、全体の介護人材が増加するのに応じて、働くこ

とのできる在留資格をもつ外国籍介護従事者も増えた、ということであろう。これまでは 介護に係る在留資格がほとんどなかったことから、当然といえば当然である。

年 日本籍(人) 外国籍(人) 総数(人) 外国籍割合 1980 61,673 49 61,722 0.1% 1990 121.606 87 121.693 0.1% 2000 393.351 711 394.062 0.2% 2010 1,606,848 7,612 1,614,620 0.5%

表 1 介護分野従事者数の推移(国籍別)

注:統計法33条により提供を受けた調査票情報により集計しており、産業小分類は抽出標本についてのみコード化され、人数はウエイトをかけた値であるため、一の位の数字は実際の人数、公表数値とは異なることがある。総数は国籍不詳を含む、出典:国勢調査(総務省統計局)、統計法33条により提供を受けた調査票情報による

11.584

2.050.026

0.6%

集計. 初出は林 (2019).

2.038.377

2015

国勢調査データであるので、これらの外国籍従事者の在留資格はわからないが、国籍別にみると、一番多いのは韓国・朝鮮籍、ついでフィリピン、中国、インドネシア、ブラジル、ベトナムの順になっている。介護関連の在留資格以外で就業が可能なのは、特別永住者、永住者、日本人の配偶者や定住者といった在留資格であり、生まれたときから日本に居住している韓国・朝鮮籍の特別永住者のみならず、複数の国籍にまたがっている。特に、フィリピン籍の多さが目立つ。

表 2 外国人介護分野従事者の国籍(2015年)

韓国•朝鮮	フィリピン	中国	インドネシア	ブラジル	ベトナム	ペルー	タイ	その他	合計
4,735	2,807	1,851	521	464	266	199	196	544	11,584
40.9%	24.2%	16.0%	4.5%	4.0%	2.3%	1.7%	1.7%	4.7%	100.0%

注:表1と同じ.

出典:国勢調査(総務省統計局).統計法33条により提供を受けた調査票情報による集計.

外国籍介護分野従事者の人口構造,つまり性別・年齢階層別の人数をみると(図 2), 男女別では圧倒的に女性が多く全体の85.7%を占め、40代の女性が多い.これを日本人を 含めた全国籍の介護分野従事者と比べると、全国籍でも女性が多いことには変わりがない がその割合は68.1%と、外国籍における女性の割合よりも低い.外国籍では日本人の配偶 者である妻などが多く介護分野で従事しているのではないかと考えられる.また外国籍に おいて一番多い年齢層は女性では40歳代であるが、全国籍では50歳代であり、女性の外国 籍介護分野従事者は、全国籍よりも若い.

図2 介護分野従事者の人口構造(2015年)

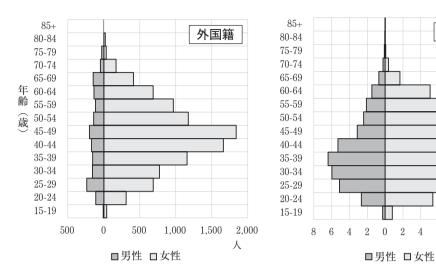
全国籍

6

4

10 12

万人



注・出典:表2に同じ.

#### 3. 職業別にみた外国籍介護人材

次に、産業が介護分野である外国籍従事者の職業小分類を見ると(表3),一番多いの は介護職員、次いで訪問介護従事者となっており、社会福祉専門職を加えると全体の84.6 %を占めている(これらを便宜上「介護職」とする). 介護分野においても, 看護師, 理 学・作業療法士、視能訓練士・言語聴覚士、栄養士、はり師・きゅう師・あん摩マッサー ジ指圧師、柔道整復師といった、医療分野でも従事する職業(これらを便宜上「医療職」 とする)が含まれているが、これらの職業の介護分野における割合は2.5%である。一方、 介護分野が産業として成り立つには、管理職、事務員、調理人等、運転・配達員、清掃員、 その他、といったどの産業にも存在しうる職業がある(これらを便宜上「サポート職」と する)が、介護分野におけるサポート人材の割合は12.8%である.

さらにこれらの職業別に全産業における外国籍割合をみると,「調理人等」(2.0%), 「その他」(1.8%)「按摩鍼灸柔道師」(1.3%),「清掃員」(1.3%)が高く,「栄養士」(0.1 %),「視訓士言聴士」(0.1%),「理学作業療法士」(0.1%),「看護師(准看含)」(0.2%) が低い、外国籍割合が低い職業は国家資格が必要な職業であり、外国籍の人にはハードル が高い, ということであろう.

介護職員や訪問介護従事者といった介護職はそのほとんどが介護分野に従事しており、 他産業従事者は非常に少ないが、医療職では多くが介護以外の医療・福祉分野で従事して いる. サポート職は、他産業にも従事者が多い.

表 3 外国籍従事者数・割合(産業別・職業別、2015年)

			外国籍				til 🖂 febr
産業	医療•福祉		野	他産業	合計	全国籍計	外国籍 割合
	介護	分野	介護以外	他生未			пуп
職業	人	構成%	人	人	人	人	%
管理職	196	1.7%	156	14,726	15,077	1,313,920	1.1%
看護師 (准看含)	224	1.9%	2,232	13	2,469	1,300,060	0.2%
理学作業療法士	31	0.3%	175	10	215	143,490	0.1%
視訓士言聴士	10	0.1%	17	0	27	19,210	0.1%
栄養士	19	0.2%	23	58	99	114,370	0.1%
按摩針灸柔道師	11	0.1%	1,390	118	1,519	119,920	1.3%
社会福祉専門職	359	3.1%	621	39	1,019	470,610	0.2%
介護職員	7,633	65.9%	1,714	0	9,346	1,262,250	0.7%
訪問介護従事者	1,813	15.7%	80	85	1,977	290,160	0.7%
事務員	321	2.8%	2,213	43,874	46,409	9,289,090	0.5%
調理人等	490	4.2%	621	54,109	55,220	2,798,850	2.0%
運転•配達員	142	1.2%	97	11,801	12,041	2,220,770	0.5%
清掃員	245	2.1%	612	22,158	23,015	1,824,370	1.3%
その他	91	0.8%	1,463	21,454	23,008	1,278,190	1.8%
合計	11,584	100.0%	11,414	168,444	191,443	22,445,260	0.9%

注1) 表2の注と同じ.

2)「管理職」は、「会社役員」、「その他の法人・団体役員」、「法人・団体管理的職業従事者」の計、「理学作業療法士」は「理学療法士、作業療法士」、「視訓士言聴士」は「視能訓練士、言語聴覚士」、「按摩針灸柔道師」は「あん摩マッサージ指圧師、はり師、きゅう師、柔道整復師」、「社会福祉専門職」は「その他の社会福祉専門職業従事者」、「事務員」は「庶務・人事事務員」「受付・案内事務員」「総合事務員」「その他の一般事務従事者」、「事務員」は「庶務・人事事務員」「受付・案内事務員」「総合事務員」「その他の一般事務従事者」「会計事務従事者」の計、「調理人等」は「調理人」「飲食物給仕・身の回り世話従事者」の計、「運転・配達員」は「自動車運転従事者」「配達員」の計、「清掃員」は「ビル・建物清掃員」「その他の運搬・清掃・包装等従事者」の計、「その他」は「他に分類されない専門的職業従事者」「その他の保健医療サービス職業従事者」「クリーニング職、洗張職」「他に分類されないサービス職業従事者」「警備員」の計、

3) 医療・福祉(介護分野以外),他産業,産業合計の職業合計は,すべての職業の合計. 出典:表2と同じ.

以上を単純化し、介護人材の構成を産業別と職業別に区分し、それぞれの外国籍割合を 算出すると、産業別に介護分野で従事する人、職種別に介護職で従事する人の外国籍割合 はいずれも0.6%となった(表4).

表 4 介護人材の構成と外国籍割合(2015年)

産業	医療•ネ	<b>届祉分野</b>	全産業
職業	介護分野	計	
介護職	0.7%	0.6%	0.6%
医療職	0.1%	0.3%	0.3%
サポート職	0.4%	0.4%	0.9%
全職業	0.6%	0.4%	1.4%

出典:表2と同じ.

#### 4. 地域別外国籍介護分野従事者

サポート人材を除いても、すでに1万人に近い外国籍介護人材が日本で働いており、今後特定技能などの在留資格によりさらに受け入れを進めていくために、これまでの経験をうまく生かしていくことが必要であると思われる。2015年の段階で、外国籍介護分野従事者の受け入れが進んでいる自治体をみると、都道府県別では大阪府が多く、市区町村では大阪市の多くの区が上位に並ぶ(表 5)。日本人同様と考えられる韓国・朝鮮籍人材を除いた場合、外国人介護分野従事者割合が多いのは都道府県では神奈川県、埼玉県、千葉県と首都圏であるが、市区町村別にみると、香川県坂出市や岡山県笠岡市などが上位にある。自治体別の取り組みの好事例など、共有すべきことも多いのではないかと思われる。

都道府県 市区町村 順位. 外国籍% 外国籍% 外国籍% 外国籍% (韓国・朝鮮籍除く) (韓国・朝鮮籍除く) 大阪府 1.30% 神奈川県 0.65% 大阪府 大阪市 生野区 坂出市 19.6% 香川県 5.6% 京都府 大阪府 大阪市 東成区 笠岡市 2 0.92% 埼玉県 0.62% 6.7% 岡山県 4.1% 香川県 坂出市 3 愛知県 0.91% 千葉県 0.60% 5.6% 福岡県 朝倉市 4.0% 東京都 0.88% 愛知県 0.54% 大阪府 大阪市 西成区 4.9% 茨城県 牛久市 3.9% 4 兵庫県 東京都 0.54% 兵庫県 神戸市 長田区 田原市 0.83% 4.4% 愛知県 3.8% 6 神奈川県 0.80% 岡山県 0.53% 岡山県 笠岡市 4.1% 神奈川県 平塚市 2.7% 7 埼玉県 0.79% 茨城県 福岡県 朝倉市 4.0% 愛知県 江南市 2.6% 0.50% 福井県 0.76% 山梨県 0.43% 茨城県 牛久市 3.9% 東京都 東村山市 2.5%

愛知県 田原市

0.39% 福井県 敦賀市

3.8%

静岡県

3.4% 千葉県

御殿場市

我孫子市

2.4%

2.0%

表 5 外国人介護分野従事者の割合が多い自治体(2015年)

注:市区町村においては、外国人介護分野従事者数が30人以上の市区町村に限った。

0.42%

出典:表2と同じ.

千葉県

10 茨城県

9

#### Ⅲ 外国籍介護人材数の国際比較

0.74% 福井県

0.67% 徳島県

#### 1. 既存研究

日本における介護分野の外国籍従事者数は、現状では諸外国と比べると非常に少ない、既存研究をとりまとめた林(2016)をみると(表 6)、介護人材全体では、一番高いのがイタリアの72%、フランスでは50~70%、英国35%、米国23%、家庭での介護者に絞ると一番高いのがイスラエルの91.3%、次いでイタリアの89%、英国19%、米国25%などとなっている。介護人材の半分以上が外国人である国も少なくない。

表 6 各国の介護人材外国籍割合

	介	護人材全	体		家庭介護者		
	%	年	出典	%	年	出典	
イスラエル	50.0		1	91.3	2012-13	4	
イタリア	72.0		1	89.0	2012-13	4	
英国	35.0			18.8	2012-13	4	
エストニア				4.5	2012-13	4	
オーストラリア	25.0	2007	2	27.0	2007	1	
オーストリア	50.0		1	29.6	2012-13	4	
オランダ	8.2	2006	2	14.3	2012-13	4	
カナダ	26.1	2006	2	27.5	2012-13	4	
韓国	50.0		3				
ギリシャ				74.5	2012-13	4	
スイス				20.1	2012-13	4	
スウェーデン	13.0	2005	1	22.2	2012-13	4	
スペイン				67.4	2012-13	4	
スロバキア				0.4	2012-13	4	
台湾				62.0		3	
チェコ				1.7	2012-13	4	
デンマーク	11.0		1				
ドイツ				10.8	2012-13	4	
ノルウェー				19.5	2012-13	4	
フィンランド				-			
フランス	50/70		1				
米国	23.0	2009	1	25.1	2012-13	4	
ベルギー				14.6	2012-13	4	
ポーランド				1.6	2012-13	4	
ルクセンブルグ				50.0	2012-13	4	

出典:①Colombo et al. (2011), ②Fujisawa and Colombo (2009), ③Song (2015), ④OECD (2015). 林 (2016) 表 2 を改変.

しかしながら、各国で同様に定義されうる医師や看護師などと違い、一口に介護人材といっても、各国における介護のありかたによりその定義は異なる。多くの場合介護人材は、施設における介護者と家庭における介護者に区別されることが多く、様々な統計・記述よりその双方を示したもの(Colombo et al. 2011)、労働力調査における「家庭における介護者(home-based caregiver)」という職種について外国人割合を示したもの(OECD 2015)など定義や表記は様々である。しかしながら、介護分野で働く医師や看護師を介護人材に含めるのか、介護に従事することも多々ある家政婦(domestic worker)を介護人材に含めるのか、といった点で、職種別だけではなく、介護分野といった産業別に従事者数をみることも必要であろう。

#### 2. 介護分野外国人割合の国際比較

ここでは、前章で日本について示した方法と同様に、センサスデータを用いて、産業分野で見た介護分野の従事者数と、その外国人割合を、総人口、労働力人口、医療・福祉分野人口と並べて比較した(図3)。比較した国は、ミネソタ大学人口研究所で整備している各国のセンサスデータベースである IPUMS International で公開されている国およびウェブで集計表を作成できるオーストラリアで、2010年以降のデータがある国についてであり、介護分野従事者がある程度の規模を持つ国、つまり高所得国とした。低・中所得国では、介護分野はもとより、福祉(Social Work)分野人材が非常に限られていることから(林 2018、Hayashi 2019)、本集計には含めていない。

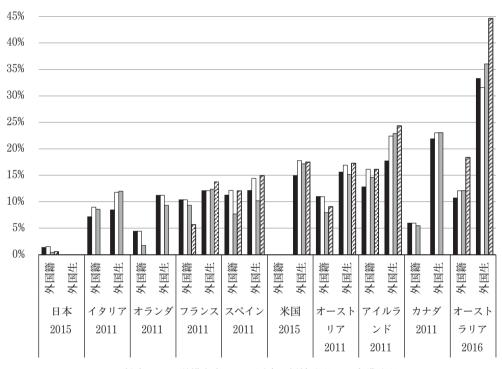


図3 外国人割合(総人口, 労働力人口, 医療・福祉分野, 介護分野)

■総人口 □労働力人口 □医療・福祉分野 ②介護分野

注:「外国生」は外国生まれ、国の配置は、総数における外国生まれの割合順、介護分野は国により産業分野の細分類のしかたが異なっているため、介護分野の定義は全く同じではない、フランスは、Nursing homes for the elderly、Nursing homes for adults with disabilities and other nursing homes, Social housing for the elderly、Home health aide、Care of adults with disabilities or elderly persons without housing の計、スペインは Residential care activities、米国は Nursing care facilities、Residential care facilities、without nursing の計、オーストリアは Residential nursing care activities、Residential care activities for the elderly and disabled、Social work activities without accommodation for the elderly and disabled の計、アイルランドは Residential care and social work activities、オーストラリアは Aged Care Residential Services、数値は付表を参照。

出典:日本は表 3. オーストラリアは Australian Bureau of Statistics Census Table Builder. それ以外は各国のセンサスデータを IPUMS International より集計.

外国人という場合、外国籍であるか、外国生まれであるか、民族や親の国籍などを含めて移民の背景を持つかどうか、といった多くの切り口がある(是川 2018)。図3ではそのうち、外国籍であるか外国生まれであるかの双方について集計したものを示した。日本では伝統的に国勢調査では出生地が訊かれておらず、また米国では国籍を取らずに入国している多くの移民がいるため、センサスで国籍を訊くことはタブーとなっているため(朝日新聞 2019)、それらの集計値は得ることができない。日本、米国以外では、外国籍と外国生まれそれぞれの割合がわかるが、いずれの国も外国籍よりも外国生まれの割合の方が大きく、その差はオーストラリア、カナダで特に大きい。この差には、海外勤務者の子どもで外国生まれである人や、過去の植民地生まれで帰国した人も含まれるが、多くは外国生まれで移民として入国し、その後その国の国籍を取得する、といった帰化による割合が大きいのではないかと考えられる。そうであれば、この差が大きいオーストラリア、カナダでは、移民の国籍取得が他国よりも進んでいる、ということになるだろう。

イタリア、オランダ、カナダではデータの制約上介護分野を特定できなかったが、それ以外の国の介護分野の外国人割合を比べると、外国生まれで見た場合は大きい方からオーストラリア(44.6%)、アイルランド(24.3%)、米国(17.5%)、オーストリア(17.3%)、スペイン(14.3%)、フランス(13.8%)であり、外国籍で見た場合最大はオーストラリア(18.4%)、次いでアイルランド(16.1%)、スペイン(12.0%)、オーストリア(9.1%)、フランス(5.7%)、日本(0.6%)の順になる。日本の0.6%は、非常に少ないことが明らかである。

産業を医療・福祉分野に広げてみると、外国生まれ割合が一番大きいのはオーストラリア(36.0%)、次いでカナダ(23.1%)、アイルランド(22.9%)、米国(17.2%)であるが、外国籍割合が一番大きいのはアイルランド(14.6%)、次いでオーストラリア(12.1%)、フランス(9.3%)、イタリア(8.6%)となっている。カナダは5.5%と、日本(0.4%)、オランダ(1.7%)に次いで低く、オーストラリアにおいても外国籍割合はそこまで飛びぬけて高いわけではないので、これらの国では外国生まれで医療・福祉分野に従事している人は国籍取得が進んでいるのではないかと思われる。

介護分野の外国籍割合は、労働力人口全体の割合と同程度かやや低くなっている国が多く、特に介護分野に限って外国人が多い、という訳ではない。この傾向は、医療・福祉分野についても同様である。介護分野を含む医療・福祉分野は、農業や製造業などと比べて国家資格などで規定される職業が多いため、外国籍割合が飛びぬけて高くなることはあまりない。この傾向は日本においても同様であることは前述した。

一方、外国生まれでみた場合、介護分野の外国生まれ割合は労働力人口全体の割合と同様か高くなっており、国籍をとるに至っていない外国生まれの人が介護分野に従事することが多くなっている。外国人が多い国では、外国籍か外国生まれかの差が、重要な意味を持つようである。

#### 3. 職業別にみた介護人材の外国人割合国際比較

図3に示したセンサスの産業分野で見た外国人割合は、外国籍割合で見ても、外国生まれ割合で見ても、表6に示した既存研究よりもおおむね低い値を取っている。これは、既存研究において介護人材の定義や統計の取り方が一定ではないこと、そして多くは職業別に外国人割合を取っていることに起因していると考えられる。そこで、各国の介護分野産業に現れる職業のうち、介護職を含み従事者数が多いものを複数種類選択し、その職業における外国人割合を算出した(表7)。これをみると、外国籍よりも外国生まれ割合の方が大きな値をとることが、図3と同様に認められ、オーストラリアのような外国生まれが外国籍の倍ほどに乖離している国では、既存研究よりさらに外国生まれの割合が高くなっている。スペイン Other personal care workers、フランスの Domestic workers といった単純労働に近い職業で外国籍、外国生まれ割合が20%台で高いが、表6に示した既存研

	-	week alle.		全産業			介護分野®	
国	年	職業	従事者数	外国籍%	外国生%	従事者数	外国籍%	外国生%
		Aged and disabled carers	132,324	13.6%	35.0%	48,392	19.0%	45.2%
オーストラリア	2016	Nursing support and personal care workers	83,616	14.9%	46.2%	46,851	26.3%	54.5%
		Registered nurses	220,981	21.5%	39.7%	33,399	22.0%	51.8%
		Personal care workers in health services	475,668	7.3%	9.5%	128,172	13.1%	15.9%
スペイン	2011	Other personal care workers	305,361	25.8%	28.6%	35,137	20.9%	24.4%
		Health professionals	704,678	6.0%	8.7%	30,268	9.7%	12.1%
		Nursing, psychiatric, and home health aides	2,592,419	-	24.1%	934,352	-	20.0%
		Personal care aides	1,804,043	-	25.6%	354,467	-	20.9%
米国	米国 2015	Registered nurses	3,524,932	-	16.8%	341,137	-	22.0%
		Licensed vocational nurses <sup>1)</sup>	1,001,304	-	14.8%	314,063	-	17.4%
		Maids and housekeeping cleaners	2,094,785	-	48.3%	144,394	-	25.4%
アイルラ	2011	Caring personal services	62,310	15.1%	22.1%	31,230	18.9%	26.6%
ンド	2011	Nursing and midwifery professionals	75,620	15.0%	21.5%	11,100	26.5%	33.8%
		Home health aides, housekeepers	501,014	7.3%	16.6%	300,741	7.2%	16.1%
フランス	2011	Caregivers (civil service or private sector)	412,706	2.7%	12.7%	115,879	3.8%	13.0%
7720	2011	Domestic workers	163,585	23.9%	36.3%	35,201	22.2%	34.9%
		General care nurses, fully employed	387,489	2.0%	8.0%	34,677	3.0%	9.9%
		Paraprofessional occupations <sup>2)</sup>	446,470	5.9%	21.1%	-	-	-
カナダ5)	カナダ <sup>5)</sup> 2011	Assisting occupations in health services <sup>3)</sup>	287,782	7.1%	27.1%	-	-	-
		Home care providers and4)	348,636	12.5%	28.0%	-	-	-

表 7 介護分野の主要な職業別外国人割合

出典:図3と同じ.

注:1) Licensed practical and licensed vocational nurses

<sup>2)</sup> Paraprofessional occupations in legal, social, community and education services

<sup>3)</sup> Assisting occupations in support of health services

<sup>4)</sup> Home care providers and educational support occupations, legal and public protection support

<sup>5)</sup> カナダは介護分野として特定不能なため、保健・福祉分野の介護職に近いものを選択した.

<sup>6)</sup> 介護分野は図3の注と同じ.「外国生」は「外国生まれ」

究における割合(50~70%)の半分程度であり、この両国では、センサスに登録されない非正規の移民が非正規に介護を行っているのではないかと推察される。また介護分野においても看護職が数多く働いているが、その外国人割合は全産業でみたときよりも介護分野の方が高く、同じ看護師でも外国生まれであれば介護分野に従事する割合が高い、という、「技能の無駄(skill wastage)」が起こっていることを示唆している。

# IV おわりに一外国人介護人材の今後

日本において現在の計画では、2019年からの5年間で「特定技能」在留資格により介護人材を最大6万人まで受け入れる、とされているが、実際にそこまで申請者があるのか、またそれだけ受け入れた場合介護現場はどの程度変化するのであろうか。6万人の受け入れ、という規模感をみるために、2015年の外国籍介護人材に6万人を追加すると、外国籍介護人材の割合は3.4%となる。これは2015年の労働力人口における外国籍割合1.5%と比べてかなり大きい。今後総人口や労働力人口においても外国籍割合は上昇するとは思われるが、欧米豪においてすら、医療・福祉分野、介護分野における外国籍割合は、労働力人口における外国籍割合と同等、もしくはより低いことを考えると、日本において介護分野のみ労働力人口全体と比べ二倍以上の外国籍割合がある、ということはやや非現実的といえなくもない。

逆に、2015年の労働力人口における外国籍割合1.5%を介護分野に当てはめれば、外国籍介護人材数は3万人となり、現状から2万人程度の増加、ということになる。政府計画の6万人は、目標ではなく上限であるので、受け入れは実際には2万人程度、ということでもなんら問題はなく、また現実的なのではないだろうか。

送り出し国の事情により送り出し人材が確保できない、ということも考えられるが、現在特定技能受け入れに関する二国間覚書を結んでいる国々の生産年齢人口の増加のペースを考えれば、2~6万人という数字は大したものではないだろう。また、WHOが掲げた外国人材を半減にする目標についても、これまで日本における外国人材数が他の高所得国と比べて非常に少ないこと、また追加で受け入れる人材数もある程度限られていることを考えると、それほど問題にならないのではないかと考えられる。

既存研究では、介護人材の外国人割合が非常に高い国があることが知られている。例えば、イタリアでは72%、フランスでは50~70%とされていた。しかしこれらの国についてセンサスデータを見ると、外国人割合はそこまで高くない。センサスではカウントされない非正規滞在外国人や外国人の非正規労働者が介護を担っている状況を裏付けているのだろう。例えばイタリアでは、外国人にとってまず従事することができる仕事の一つは家庭介護者であり、入国直後の移民に対して生活の手段を与え、その後のステップアップにつながっている、という側面もある(Colombo et al. 2011)。今回はセンサスデータによる比較対象としなかったが、台湾においては、インドネシア籍をはじめとした多くの外国人が家庭介護者として働いており、最低賃金も適用されておらず、休日もとれず長時間の勤

務を強いられている状況である。しかしながら、自国で働いた場合の給料よりはるかに高収入となり、介護が必要な高齢者およびその家族にとっては自国の介護人材よりも安い値段で雇用できる、ということで、関係者がみな得をしている、という見方もある(Tsubota 2018)。

このような議論は、介護分野に限らず、単純労働をめぐる外国人受け入れについてあてはまるものであるが、その国の労働基準を無視しても、国境を越えて需要と供給がマッチすればそれでよしとするのは、現在の日本においてとりうる政策ではない。さらに日本においては「住み込みの家庭介護者」という形態の介護サービスは制度としても実態としてもほぼ存在していないことから、そのための外国人の受け入れも想定されていない。介護人材のあり方、外国人材の受け入れは、各国の高齢者介護のあり方に応じて様々な様相を呈している。日本においては、介護の質の向上のために介護保険制度を導入した、という経緯があり、外国人介護人材の受け入れも、介護の質を向上するために行う、という点を堅持していくことが重要であると思われ、またそれが今後の「日本式介護」の一翼となるであろう。

※ 本稿は、①厚生労働科学研究費補助金地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業「東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究(H27一地球規模一一般-001、研究代表者鈴木透、平成27~29年度)」、②東アジア・ASEAN 経済研究センター委託研究プロジェクト「Demand and supply of long-term care for the older persons in Asia (ERIA-HC-1-1-12/01/Y18、Leader:Reiko Hayashi)」および③厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究(H29一政策-指定—003、研究代表者小池司朗、平成29~令和元年度」の研究成果である。また本稿には前記③プロジェクトの一環で総務省統計局より統計法33条に基づき提供を受けた国勢調査の調査票情報を用いて算出した結果が含まれている。本稿の集計結果はそれら調査票情報を利用した独自集計によるものであり、公表数値とは一致しない場合がある。

#### 参考文献

朝日新聞(2019)「あなたは米国民?揺れる国勢調査」2019年7月12日号.

経済産業省(2016)「将来の介護需要に即した介護サービス提供に関する研究会 報告書」経済産業政策局産業構造課. http://www.meti.go.jp/press/2015/03/20160324004/20160324004.html

首相官邸(2018)「アジア健康構想に向けた基本方針」健康・医療戦略推進本部決定

https://www.kantei.go.jp/jp/singi/kenkouiryou/suisin/ketteisiryou/dai22/siryou22\_1.pdf 厚生労働省(2019)「外国人介護人材の受入れについての考え方」.

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

厚生労働省(2018)「福祉・介護人材の確保に向けた取組について」社会・援護局福祉基盤課福祉人材確保対策室. https://www.mhlw.go.jp/content/12201000/000363270.pdf

国立国際医療センター(2011)「保健医療人材の国際採用に関する WHO 世界実施規範(日本語訳)」. http://kyokuhp.ncgm.go.jp/library/who/who63.pdf

- 是川夕(2019)「現代日本における移民受け入れの歴史」In:小崎・佐藤編著『移民・外国人と日本社会』人口学 ライブラリー18, 原書房, pp.17-31.
- 日本介護福祉士養成施設協会 (2018)「介護福祉士養成施設への入学者数と外国人留生」. http://kaiyokyo.net/member/01\_nyuugakusha\_ryuugakusei.pdf
- 林玲子(2016)「東アジア・ASEAN 諸国の人口高齢化とケア人材の国際移動」『東アジア、ASEAN 諸国の人口 高齢化と人口移動に関する総合的研究』平成27年度総括研究報告書.
- 林玲子(2018)「アジアにおける介護需要と供給 現状分析と将来推計」『東アジア, ASEAN 諸国の人口高齢 化と人口移動に関する総合的研究』平成29年度 総括研究報告書.
- 林玲子 (2019)「介護分野人材の人口学的動向に関する分析」『国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究』平成30年度総括研究報告書.
- Colombo, Francesca, Ana Llena-Nozal, Jérôme Mercier, Frits Tjadens (2011) Help Wanted? Providing and Paying for Long-Term Care, OECD Health Policy Studies, OECD Publishing. http://dx.doi.org/10.1787/9789264097759-en
- Fujisawa, Rie, Francesca Colombo (2009) "The Long-Term Care Workforce: Overview and Strategies to Adapt Supply to a Growing Demand" OECD Health Working Papers, No. 44, OECD Publishing. http://dx.doi.org/10.1787/225350638472
- Hayashi, Reiko, Toru Suzuki, Katsuhisa Kojma, Yoshimi Chitose, Masataka Nakagawa, Keita Suga, Do Hoon Kim, Zhenzhen Zheng, Ting Feng, Lolito R. Tacardon, Halimah Awang, Nur Fakhrina Ab Rashid, Luong Quang Dang, Khaing Khaing Soe, Nyi Nyi U and Osuke Komazawa (2019) Demand and supply of long-term care for the older persons in Asia, ERIA Research Project Report 2018, No.08. http://www.eria.org/publications/demand-and-supply-of-long-term-care-for-older-persons-in-asia/
- OECD (2015) International Migration Outlook 2015, OECD Publishing. http://dx.doi.org/10.1787/migr outlook-2015-en
- Scheil-Adlung, Xenia (2015) "Long-term care protection for older persons: A review of coverage deficits in 46 countries Extension of Social Security", ESS-Working Paper No.50, ILO.
- Song, Jiyeoun (2015) "Labour Markets, Care Regimes and Foreign Care Worker Policies in East Asia", Social Policy & Administration, Vol.49, No.3, pp.376-393. http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/spol.12081/abstract
- Tsubota, Kunio (2018) "Who Pays the Cost and Who Receives the Benefit? Comparing Migration Policies for Care Workers in Japan and Taiwan", In: Reiko Ogawa et al.ed. *Gender, Care and Migration in East Asia*, Palgrave Macmillan, pp.157-180.
- WHO (World Health Organization) (2010) "WHO Global Code of Practice on the International Recruitment of Health Personnel". http://www.who.int/hrh/migration/code/practice/en/
- WHO (World Health Organization) (2016) Global strategy on human resources for health: Workforce 2030.

付表: 介護分野従事者数の外国人割合

		総人口	労働力人口	医療•福祉分野	介護分野
日本	外国籍	1.4%	1.5%	0.4%	0.6%
2015	外国生	-	-	-	-
イタリア	外国籍	7.2%	9.0%	8.6%	-
2011	外国生	8.5%	11.8%	12.0%	-
オランダ	外国籍	4.4%	4.4%	1.7%	-
2011	外国生	11.2%	11.2%	9.3%	-
フランス	外国籍	10.4%	10.4%	9.3%	5.7%
2011	外国生	12.1%	12.1%	12.4%	13.8%
スペイン	外国籍	11.3%	12.1%	7.7%	12.0%
2011	外国生	12.1%	14.4%	10.2%	14.9%
米国	外国籍	-	-	-	-
2015	外国生	14.9%	17.8%	17.2%	17.5%
オーストリア	外国籍	11.0%	11.0%	7.9%	9.1%
2011	外国生	15.6%	16.9%	15.1%	17.3%
アイルランド	外国籍	12.8%	16.1%	14.6%	16.1%
2011	外国生	17.7%	22.4%	22.9%	24.3%
カナダ	外国籍	6.0%	6.0%	5.5%	-
2011	外国生	21.9%	23.0%	23.1%	-
オーストラリア	外国籍	10.7%	12.1%	12.1%	18.4%
2016	外国生	33.3%	31.6%	36.0%	44.6%

注・出典: 図3と同じ.

# International Comparison of the Foreign Care-worker Demography

#### Reiko Hayashi

The proportion of the elderly aged 65 years and over exceeds 28% of the population of Japan at present, the highest in the world. The shortage of care workers has been the primary concern since the public long-term care insurance system was launched in 2000. However, this care-worker shortage is common in all parts of the world along with the global population ageing.

Four kinds of status of residence for the long-term care worker have been established quickly in recent years in Japan. However, even without counting these new visas, the number of foreign care workers rose to 11,584 persons as of 2015, although their proportion to the total care workers is as low as 0.6%.

In high income countries with available data (Italy, Netherlands, France, Spain, US, Austria, Ireland, Canada, Australia), the proportion of foreign care-workers is generally high, but this proportion is not particularly higher than the proportion of foreign worker in all the industries. There are substantial differences between the proportion of foreign citizens and those who are foreign-born, with the former being always lower than the latter. This implies the process where foreign-born migrants enter the country, obtain citizenship, and are engaged as care workers. However, the census data indicate skill wastage where more migrant nurses are engaged in long-term care. Moreover, census data might undercount the informal care workers and unregistered migrants.

The planned upper limit of 60,000 foreign care workers' admission into the country stipulated in the governmental policy might not be realistic, but inviting foreign care workers to improve the quality of the long-term care system would be important.

# 特 集 Ⅱ

第8回人口移動調査の結果から(その2)

# 非大都市圏出生者におけるUターン移動の 変化に関する分析

# 中川雅貴

本稿は、非大都市圏出生者による出生県へのUターン移動の特性を把握したうえで、近年の動向およびその関連要因に関する分析を行った。「人口移動調査」による過去20年間のデータから、20~30歳代の若年層を対象に、調査の5年前に出生県外に居住していた人のうち調査時に出生県に居住する人の割合(5年Uターン率)の推移を分析したところ、男女ともに直近の2016年調査における5年Uターン率の低下が示された。属性別にみると、未婚者および卒後5年以内の大卒者(大学院修了者を含む)の5年Uターン率が最も高い水準で推移しているものの、2016年調査では、とりわけ男性においてこれらのグループの5年Uターン率に低下がみられた。加えて、最終学校卒業時から初職時にかけてUターン移動が発生する初職時Uターン率を、コーホート別・卒業時の居住地域別に分析したところ、男女ともに、1970年代出生コーホートと比較して1980年代出生コーホートにおける東京圏およびその他の大都市圏からのからの初職時Uターン率に顕著な低下が確認された。これらの分析結果は、先行研究が示唆する1980年前後に生まれた世代を境とする近年のUターン率の低下を裏づけるものである。出生県外への移動が就職時に発生しやすい高卒者も含めて、初職時以降のUターン移動の発生タイミングおよびその全体的なUターン率への影響を検証することが今後の課題である。

#### I はじめに

2000年代以降の大都市圏、とりわけ東京圏における転入超過拡大の特徴の一つとして、「転出」の減少による寄与の大きさが指摘されている(川相 2005;清水 2010;小池 2017). 井上(2002)が指摘するように、大都市圏から非大都市圏への移動においては、非大都市圏出身者(あるいは出生者)による出身地(あるいは出生地)<sup>1)</sup>への移動が主たる構成要素の一つであると仮定すると、近年の大都市圏からの転出の減少は、こうしたUターン移動の減少を示唆する。 Uターン移動の変動は、人口学的には二つの要素に分解できる。 すなわち、潜在的なUターン移動者となる大都市圏に居住する非大都市圏出身者の規模の変

<sup>1)</sup> 以下,本稿では「出身地」という一般的な用語を用いる際には、とくに断りのない限り、「出生地」の意味を含むものとする.「出身者」についても同様とする.

化と、このうちUターン移動が実際に発生する割合の変化である。出身地から転出した人のうち再び出身地に戻る人の割合は、一般的に「帰還移動率」あるいは「Uターン率」とも呼ばれ、Uターン移動の水準およびその変化を検証する際に用いる主要な指標とされてきた(江崎 2002; 江崎 2007; 国立社会保障・人口問題研究所 1998).

とくに非大都市圏出身者のUターン移動に関しては、日本国内の人口移動研究において 比較的長い研究の蓄積がある。早くは黒田(1970)が、その「人口移動の転換仮説」の中 で、「人口移動の新次元」として非大都市圏から大都市圏に流入した人口の出身地方への 移動について言及している<sup>2)</sup>。 Uターン移動が20~30歳代の若年期に集中する人口移動の 一形態ということもあり、以来、非大都市圏へのUターン移動については、人口の地域分 布や地域人口の動向に与える影響も含めて、様々な検証が行われてきた。

しかしながら、「国勢調査」ならびに「住民基本台帳人口移動報告」といった日本国内における地域間の人口移動に関する主要な統計では、出生地あるいは出身地に関する情報が得られないために、Uターン移動を直接的に観察できないという分析上の課題に直面する。例えば、1970年代初頭の大都市圏における転入数と転出数の収束をめぐっては、(大都市圏からの転出率が同じであっても)コーホート間の人口規模の違いによって、「(大都市圏からの)転出超過数が拡大する」というメカニズムが、人口移動研究において広く認識されている³)。したがって、この時期に非大都市圏出身者のUターン傾向が上昇したか否かについては、慎重な検討が求められてきた(河邉 1985;大江 1995;石川 2001;江崎 2002)。大江(1995)が「コーホート要因説」と呼んだこのメカニズムは、「国勢調査」や「住民基本台帳人口移動報告」に依拠してUターン移動の水準を推定するという方法論上の難しさを、あらためて示唆するものである。

<sup>2)</sup> 岡田(1973) によると、実際、日本国内における「人口 U ターン」について最初の学術的な発表が行われたのは、黒田俊夫による1973年の日本社会学会における研究報告であるとされる。

<sup>3)</sup> いわゆる「(大都市圏からの) 見かけ上の転出超過」が発生するメカニズムについては、江崎(2002) がわかりやすく解説している。

1999),配偶者が同じ出身県であった場合にUターン率が高くなること(江崎ほか 1999; 2000),同じ大卒者であっても進学先の類型によってUターン率が異なること(山口 ほか 2010)など,Uターン移動の実態に関する興味深い知見も示されている。しかしながら,分析対象が特定の地域の出身者や世代に限定されていることから,Uターン移動の水準およびその推移に関する分析結果の一般化については一定の留保が必要となる。

全国を対象とする標本調査データを用いた研究としては、国立社会保障・人口問題研究所が実施する「人口移動調査」の結果を分析した江崎(2007)や貴志(2014)がある。このうち、2001年に実施された「第5回人口移動調査」によるデータを分析した江崎(2007)は、1961~65年出生コーホートにおいて低下した非大都市圏出身者のUターン率が、1960年代後半コーホートにおいては再び上昇に転じていることを確認している。ただし、上述の江崎ほか(2007)や山口ほか(2010)によって指摘された、直近のコーホート(1980年前後生まれ)については分析の対象外となっている。また、清水(2010)は、Uターン移動を直接の分析対象としていないものの、2006年実施の「第6回人口移動調査」を用いて非大都市圏出身者の大都市圏での残留率を推定しており、調査時に20歳代後半の比較的若い世代(概ね1977~81年生まれ)において、学卒時から初職時における大都市圏 残留傾向が強まる傾向を確認している。

一方,井上(2016)は,こうした標本調査データに依拠した研究とは異なるアプローチによる分析結果から,非大都市圏出身者のUターン率の動向に関する興味深い示唆を与えている.この研究では,すでに井上(2002)によって開発された指標である「コーホート累積純移動比」を用いて,1981年以降の出生コーホートでは,それまで非大都市圏出生者において確認された20代前半から後半にかけての累積純移動比の回復がみられないことを指摘している $^{41}$ . 静態統計(国勢調査)に依拠した間接的な推計手法を用いた分析ではあるものの,井上(2016)は,この分析結果について,非大都市圏出生者における大都市圏からのUターン移動が1980年代生まれコーホートにおいて低下傾向にあると結論づけている.

非大都市圏出身者のUターン移動に関するこれらの研究成果は、いずれも、1980年前後に生まれた世代を境として、Uターン率が低下している可能性を示唆するものである。しかしながら、すでに述べたように、これらは特定の地域や集団を対象とする比較的小規模な標本調査データに依拠した分析結果であったり、Uターン移動そのものを計測しない間接的な推計結果に依拠するものである。したがって、非大都市圏へのUターン移動の全国的な推移については、必ずしも明らかにされていない。こうした点を踏まえて、本稿では、非大都市圏出生者のUターン移動の特徴を把握し、近年の動向に関する分析を行うことを目的とする。具体的には、「人口移動調査」による過去20年分のデータを用いて、Uターン移動が最も発生しやすい若年期におけるUターン率の変化に着目する。次節では、分析に用いるデータの詳細と分析の方法について説明する。

<sup>4)「</sup>コーホート累積純移動比」の概念的・方法論的説明の詳細については、井上 (2002) および Inoue (2014) を参照. また、Shimizu (2006) および清水 (2009) は、この指標を応用、拡張した分析を行っている.

## Ⅱ データと分析の方法

本稿で用いる「人口移動調査」は、国立社会保障・人口問題研究所が実施する全国を対象とする標本調査である。人口移動に関する全国標本調査としては、旧・厚生省人口問題研究所が1976年に実施した「地域人口移動に関する調査」が第1回調査として位置づけられ、1986年に第2回調査となる「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査」が実施された後、1990年の第3回調査以降は「人口移動調査」として現在まで5年ごとに実施されている。直近の調査は、2016年7月に実施された第8回調査である。「人口移動調査」は、厚生労働省が実施する「国民生活基礎調査」で設定された調査地区から抽出された調査対象地区の全世帯を対象としているが、第8回調査では都道府県を単位とする集計および分析の拡充を目的として、従来の調査規模が大幅に拡大された。具体的には、それまで300地区であった抽出調査区数が第8回調査では1,300地区に増加した。2016年4月に発生した熊本地震により熊本県と大分県由布市での調査は中止となったため、最終的には1,274地区に居住する全世帯約67,000世帯が調査客体となり、このうち72.2%に該当する48.477世帯から有効回答を得た50.

Uターン移動の分析にとって,人口移動調査によるデータが重要なリソースとなる理由は,他の公的統計および全国規模の調査データからは得ることのできない出生地に関する情報が得られ,出生地へのUターン移動の動向およびその関連要因を把握できる点にある $^{60}$ . 人口移動調査は,出生,学校卒業,初職,初婚といったライフイベントごとの居住地および $^{50}$ 年前居住地,直近の引っ越し前の居住地を尋ねており,個人や世帯の移動歴ならびに移動範囲をライフコースに沿って計測するという設計上の特徴をもつ。ライフイベントならびに移動ポイントに関する質問項目や各設問の対象については変更が重ねられているものの,出生地に関する質問は第1回調査から継続的に設けられている $^{70}$ . 本稿では,この人口移動調査データから得られる出生地に関する情報を用いて,出生地の都道府県(以下,出生県とする)から出生県外に移動したのち,再び出生県に戻る移動を「Uターン移動」と定義し,非大都市圏出生者のUターン移動について分析を行う。

「大都市圏」・「非大都市圏」の範囲については、日本における人口移動の分析に際して用いられる標準的な区分であり、総務省統計局による「住民基本台帳人口移動報告」によっても用いられる三大都市圏の定義に倣う。すなわち、東京・埼玉・千葉・神奈川を東京圏、愛知・岐阜・三重を名古屋圏、大阪・京都・兵庫・奈良を大阪圏とし、これら三大都市圏に含まれる1都2府8県を「大都市圏」、それ以外を「非大都市圏」とする。

<sup>5)「</sup>第8回人口移動調査」の実施および回収状況に関する詳細は、国立社会保障・人口問題研究所(2018)を参照.

<sup>6)</sup> なお、国勢調査では1920年に実施された第1回調査から1950年の調査まで、10年毎の大規模調査において 「出生地」に関する質問項目が設けられていた。

<sup>7)「</sup>人口移動調査」の設問に含まれるライフイベントならびに移動ポイント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,国立社会保障・人口問題研究所(2013)「第IV章」ならびに林(2013)を参照。

分析は,以下の三段階によって進める.まず,非大都市圏におけるUターン移動の基本 的な特徴およびその動向について把握する。具体的には、非大都市圏への人口移動に占め るUターン移動の割合について、第8回人口移動調査の結果を用いて都道府県別および年 齢階級別に概観したうえで、非大都市圏出生者のUターン率の推移を観察する. ここでは、 調査の5年前に出生県外に居住していた人のうち、調査時点で出生県に居住する人の割合 を「5年Uターン率」と定義する. なお,「第8回人口移動調査 報告書」(国立社会保障・ 人口問題研究所 2018) 第IV章では、過去5年のUターン移動に限定しない、いわゆる 「生涯Uターン率」を示しており、本稿で用いる「5年Uターン率」とは計測の方法が異 なる.「生涯Uターン率」については、一般的に、年齢による影響を受けて高齢になるほ ど水準が上昇する傾向(年齢効果)に加え、Uターン移動のタイミングを識別できないと いう制約がある. これに対して,「5年Uターン率」を用いることにより, 若年期に発生 するUターン移動をはじめ、Uターン移動のタイミングを特定したうえで、その推移を分 析することが可能となる. 本稿では、第5回調査(2001年)から直近の第8回調査(2016 年)によるデータを用いて、1990年代半ば以降の過去20年間における男女・年齢階級別5 年Uターン率の推移を検証する.過去20年間における5年Uターン率の推移をみるのは, 1970年代前半生まれのいわゆる団塊ジュニア世代から1980年代生まれまでのUターン移動 の変化を、本稿における主たる関心の一つとするためである.

つづいて、Uターン率が生涯のうちで最も高くなる若年期を対象に、同じく過去20年間の調査結果に依拠して、基本属性別にみた5年Uターン率の変化を検証する。ここでは、5年前居住地域(大都市圏・非大都市圏)に加えて、若年期における居住地移動の主要因となるライフイベントとの関連を検討するために、配偶関係と最終学校の種類による5年Uターン率の推移を男女別に分析する。

最後に、ライフイベントごとの居住地(都道府県)を把握できるという人口移動調査によるデータの特性を活かし、最後の学校卒業時から初職時にかけてのUターン率を、出生コーホート別・卒業時の居住地域別に分析する。ここでは、最後の学校卒業時に出生県外に居住していた人のうち、初職時に出生県に居住する割合を「初職時Uターン率」として分析に用いる。とくに、1980年代生まれコーホートによる変化について、最終学校卒業時の居住地域の違いを考慮した分析を行う。

なお、前述のとおり、2016年に実施された第8回調査では、調査実施直前の2016年4月に発生した熊本地震の影響により熊本県と大分県由布市での調査が中止された。第8回調査のデータには、Uターン者も含めてこれらの地域に居住する人が含まれないために、熊本県についてはUターン率が計測できない。また、全国レベルでのUターン率を算出する際に熊本県出生者を分母に含めると、影響は限定的であると考えられるものの、その値が過少に推計される可能性がある。したがって、本稿では、とくに断りのない限り、第8回調査データを用いる際には熊本県出生者を分析の対象から除外する。同様の理由により、2011年に実施された第7回調査のデータを分析する際には、東日本大震災の影響により調査が中止された岩手・宮城・福島の東北3県出生者を対象から除くこととした。

#### Ⅲ 結果

#### 1. 非大都市圏出生者のUターン移動の特徴

図1は、5年前の居住地が現住県外であった県間移動者のうち、出生県に戻ったUターン移動者の割合を現住地の都道府県別に示したものである。この値は、過去5年間における県外からの転入者に占める県出生者の割合とも言え、各県への県間移動におけるUターン移動への依存度を示す指標とみなすことができる $^{8)}$ . 都道府県別の指標のためにサンプル数が少なくなるケースもあり注意が必要であるが、県外からの移動に占めるUターン移動の割合が最も高いのは、新潟の68%であり、続いて福島:67%、和歌山:65%となっている(付表1)。その他、鳥取、島根、秋田でその割合が5割を超えるなど、東北や中国・四国地方の非大都市圏においてUターン移動への依存が高くなる傾向が確認できる。一方、転入者に占めるUターン移動者の割合が低い県は、滋賀(10%)、埼玉(14%)、千葉(16%)などであり、大都市圏のなかでも中心部というよりは周辺地域に位置する県が目

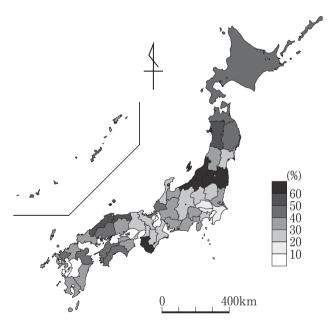


図1 都道府県別,過去5年の転入者に占めるUターン移動者の割合

注:熊本県は震災の影響により調査の対象外、出生地の都道府県が不詳のケースを除く、各都道府県 の値は付表1を参照。

データ:第8回人口移動調査(2016年)

<sup>8)</sup> 厳密には、「5年前の居住地 = 現住県外」のケースと「過去5年間における県外からの転入者」は、必ずしも一致しない。例えば、過去5年間のうちに「A県外からの転入  $\to$  A県外への(再)転出」を経験し、調査時には「A県外に居住」していたケースは、A県における「5年前の居住地 = 現住県外」のケースには該当しないが、「(A県への)過去5年間における転入者」には含まれ得るであろう。

立つ. 長野, 宮城, 群馬といった県は, 非大都市圏に位置するものの, Uターン移動者の割合が低いという特徴がみられる. なお, この割合は非大都市圏全体では36%, 大都市圏全体では22%となっている.

こうした非大都市圏への移動におけるUターン移動の役割とその特性を把握するために、図2では、調査時に非大都市圏に居住する人について、5年前の居住地が県外の人の割合(県外からの移動者割合)、出生県外から出生県に戻ったUターン移動者の割合、そのうち大都市圏からのUターン者の割合を、それぞれ年齢階級別に示した。Uターン移動者割合の年齢別パターンは、県間移動率(県間移動者総数割合)のそれと類似しており、20歳代前半から後半にかけて上昇し、20歳代後半にピークに達した後は急速に低下する。県外からの移動者割合の全体的な水準が50歳代以降も低下を続ける一方で、Uターン移動者の割合については、60歳代前半において若干の上昇がみられる。

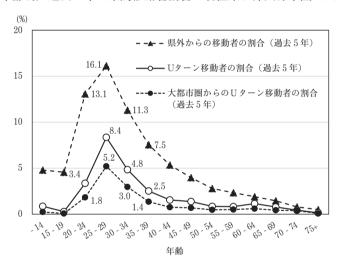


図2 年齢別、過去5年の県間移動者割合:現住県が非大都市圏の人について

注:いずれも調査時に非大都市圏に居住する人に対する割合.ただし,5年前の居住地の都道府県および出生地の都道府県が不詳のケースを除く.各項目の年齢階級別の値は付表2を参照.データ:第8回人口移動調査(2016年)

県外からの移動者に占めるUターン者の割合を年齢別に算出すると,移動率そのものが最も高い20代後半から30代にかけて,県外からの移動に占めるUターン移動のシェアも高くなることが確認される(付表 2)。また,同じく図 2 より,5 年前の居住地が県外であったUターン移動者のうち,大都市圏からのUターン移動者の割合を算出すると,25~29歳と30~34歳では60%に達するものの,その他の年齢階級では,ほぼ40%~50%台の水準で推移している(全年齢では56%)。すなわち,非大都市圏へのUターン移動については,年齢層によって若干の違いはあるものの,その半数近くが非大都市圏からのUターンによるものであることがわかる。

図3は、非大都市圏出生者・大都市圏出生者それぞれについて、5年前の居住地が出生

県外であった人のうち、調査時の居住県が出生県と同じ人の割合、すなわち5年Uターン率を、男女・年齢別に示したものである。大都市圏出生の女性を除いて、年齢別の5年Uターン率は25~29歳で最も高く、非大都市圏出生者と大都市圏出生者の5年Uターン率の差も、20代において比較的大きくなる。5年Uターン率が急速に低下する30歳代以降は、非大都市圏出生者と大都市圏出生者の値がほぼ同じ水準で推移するが、女性では非大都市圏出生者の5年Uターン率が相対的に低いという傾向がみられる。男女差をみると、ほぼすべての年齢階級で男性の5年Uターン率が高く、非大都市圏出生者・大都市圏出生者のいずれについても、25~29歳で男女差が7ポイント以上と最大になっている。

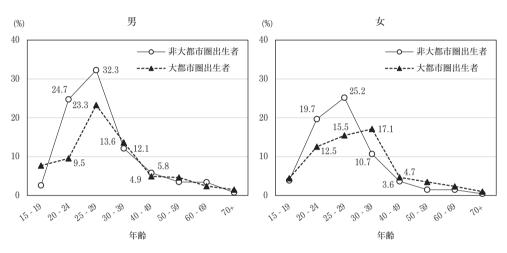


図3 男女・年齢階級別,5年Uターン率

注:5年前の居住地が出生県外であった人のうち、調査時の居住県が出生県と同じ人の割合. データ:第8回人口移動調査(2016年)

こうした U ターン移動の年齢別パターンを踏まえて、過去20年間における非大都市圏出生者の年齢別 5 年U ターン率の推移を示したグラフが図 4 である。直近の2016 年調査(第8回)では調査規模が大幅に拡大したものの、過去 3 回の調査結果についてはサンプル規模の制約が集計結果の安定性に与える影響を考慮し、年齢別 5 年U ターン率の年齢区分は10 歳階級としている。図 4 に示されるとおり、男性では30 歳代以降、女性では40 歳代以降において、過去20年間の 5 年U ターン率がほぼ同じ水準で推移する。一方、5 年U ターン率が最も高くなる20 歳代については、その水準に比較的大きい変化がみられる。2001 年の調査において男性25%、女性21%であった5 年U ターン率は、5 年後の2006 年調査ではそれぞれ34%、25%と大幅に上昇し、さらに2011 年調査においても微増がみられたものの、直近の2016 年調査では、男性:36% → 30%、女性:26% → 23%と、いずれも低下している。すなわち、非大都市圏出生者の若年期における5 年U ターン率は、「男性 2 女性」という相対的な水準を保ちつつ、男女ともに「2000年代以降の上昇 → 近年の低下」という共通のパターンで推移していることが確認できる。

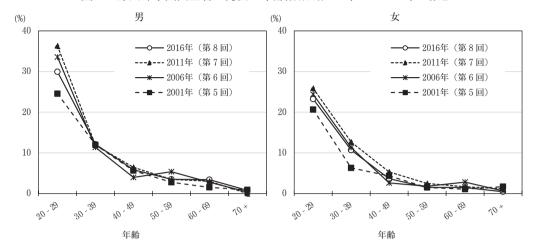


図 4 非大都市圏出生者の男女・年齢階級別, 5年Uターン率の推移

注:5年前の居住地が出生県外であった人のうち、調査時の居住県が出生県と同じ人の割合. 各調査回の男女・年齢 階級別の値は付表3を参照.

データ:第5回(2001年)~第8回(2016年)人口移動調査

なお、これらの結果を出生コーホート別の推移に置き換えると、2001年調査における20~29歳は1970年代出生コーホート、2011年調査における20~29歳は1980年代出生コーホートに概ね該当する。図 4 より、20歳代における 5 年 U ターン率は、男女ともに後者のほうが高いということになる。5 年 U ターン率に低下がみられた直近の2016年調査における20~29歳は、概ね1980年代後半~1990年代半ばに出生したコーホートに該当する。

#### 2. 属性別にみた非大都市圏出生者のUターン移動の推移

それでは、こうした非大都市圏出生の若年層における 5 年U ターン率の変化は、どのような属性の集団において生じているのであろうか。あるいは、近年のU ターン率の低下は、すべての地域・集団において一様に生じている現象なのであろうか。この点について検証するために、図 5 から図 7 では、20  $\sim$  39 歳の非大都市圏出生者を対象に、5 年前の居住地域、配偶関係、教育水準別に 5 年U ターン率の推移をそれぞれ示した。前述のとおり、非大都市圏出生の若年層における 5 年U ターン率は2001 年調査以降に微増を続けたが、男女ともに直近の2016 年調査において低下している。図 5 からも、2011 年調査から2016 年調査にかけて、20  $\sim$  39 歳の 5 年U ターン率が、男性:20 % → <math>18 % 、女性:17 % → <math>15 % と、いずれも 2 ポイント低下しているのが確認できる。なお、2016 年調査において20  $\sim$  39 歳に該当するのは、概ね 1970 年代半ばから 1990 年代前半に出生したコーホートである。

5年前の居住地域別にみると、(出生県とは別の)非大都市圏に居住していた人と比較して、大都市圏に居住していた人の 5年Uターン率が相対的に低いという傾向が一貫して確認できる。ただし、非大都市圏からの 5年Uターン率については、近年、比較的大きな変動がみられる。2011年調査から2016年調査にかけての非大都市圏からの 5年Uターン率は、男性:26%  $\rightarrow$  20%、女性:27%  $\rightarrow$  17%と、女性において減少幅がやや大きくなっ

ている。一方、大都市圏からの 5 年 U ターン率は比較的安定しており、とくに男性については、大都市圏からの 5 年 U ターン率が2001年以降一貫してほぼ17%で推移している。東京圏からの 5 年 U ターン率に限定すると、男女ともに2006年調査から2011年調査にかけてやや低下しているが、2016年調査結果では大きな変化はみられない。

5年前の居住地域別、非大都市圏出生者の5年Uターン率の推移:20~39歳 (%) 全国 出生県以外の非大都市圏 40 …●… 男 ……▲… 女 --- 男 ----- 女 30 30 26.5 26.0 20.1 20 20 17.1 12.9 10 10 0 0 2001 2006 2011 2016 2001 20062011 2016 <調査年> <調査年> (%) (%) 大都市圏 東京圏 (再掲) 40 40 30 30 19.2 20 20 13.5 12.2 11.6 10 10 11.3 0 0 2001 2016 2001 2006 2011 2016 20062011

注:5年前の居住地が出生県外であった人のうち、調査時の居住県が出生県と同じ人の割合. 範囲は95%信頼区間を示す

<調査年>

データ:第5回(2001年)~第8回(2016年)人口移動調査

<調査年>

図 6 では、居住地移動を伴う若年期の主なライフイベントの一つである初婚との関連を検討するために、同じく $20\sim39$ 歳の非大都市圏出生者を対象に配偶関係別の5年Uターン率を示した。男女ともに有配偶者と比較して未婚者のUターン率が顕著に高くなるという傾向は、いずれの調査においても一貫して確認できる。未婚者の5年Uターン率は、2011年調査まで上昇傾向を続けるものの、2016年調査では低下に転じ、この傾向は男性において顕著である。なお、有配偶者については、「過去5年以内」に初婚を経験したグループについての5年Uターン率を別に集計している。男性では、過去5年以内の初婚経験者の5年Uターン率が有配偶者全体の5年Uターン率よりも高くなるという傾向がみられる一方、女性についてはこの関係性は不明瞭である。

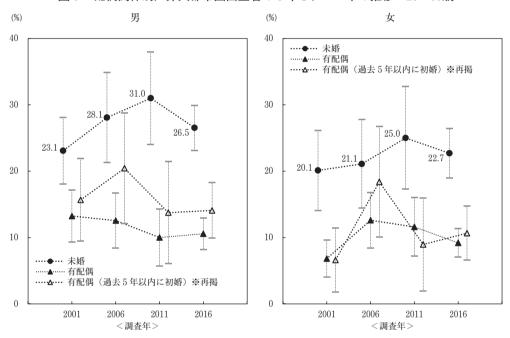


図6 配偶関係別、非大都市圏出生者の5年Uターン率の推移:20~39歳

注:5年前の居住地が出生県外であった人のうち、調査時の居住県が出生県と同じ人の割合. 範囲は95%信頼区間を示す. データ:第5回(2001年)~第8回(2016年)人口移動調査

非大都市圏出生者の若年期における5年Uターン率を、最後に卒業した学校の種別に示したものが図7である。大卒者については、過去5年以内に大学(大学院を含む)を卒業したグループの5年Uターン率を別に集計している。直近の調査結果によると、過去5年以内に大学を卒業した人の5年Uターン率は、男性では36%、女性では40%となっており、大学卒業時が、非大都市圏出生者のUターン移動が最も発生しやすいタイミングの一つであることが確認できる。ただし、男性については、2011年調査において40%以上の水準にまで上昇した卒後5年以内のグループの5年Uターン率が、2016年調査では36%に低下している。女性については、2016年調査で大卒5年以内の5年Uターン率が40%を超え、2001年調査以降最高水準となる一方で、専門学校・短大卒業者の5年Uターン率が近年低

下傾向にある。なお、高卒者の場合、一般的に、「高校卒業 → 初職」のタイミングで出生県外への移動が発生しやすく、高校進学時に非大都市圏から大都市圏に転出するケースは少ないと考えられること(清水 2010)、また、最後に卒業した学校が専修学校・短大・高専卒業者についてはサンプル規模の制約により、いずれも過去 5 年以内に卒業したケースに限定した分析は行っていない。

男 (%) ….●… 高校卒業 …●… 高校卒業 · D···· 専門 • 短大卒業 ····ロ··· 専門 • 短大卒業 60 60 … ★ 大学卒業 (5年以内) ※再掲 … ★ 大学卒業 (5年以内) ※再掲 50 50 43.5 40.1 40 40 .... ☆ 38.5 36.4 Δ·... 36.3 35.0 Δ·29.8 30 30 20 20 · 🗇 · 10 10 1996 2001 2006 2011 2016 1996 2001 2006 2011 2016 <調査年> <調査年>

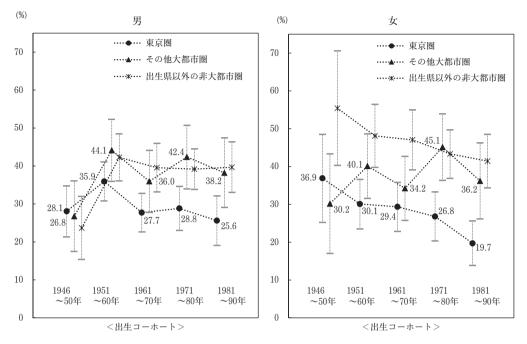
図 7 最後に卒業した学校の種別、非大都市圏出生者の5年Uターン率の推移:20~39歳

注: 5 年前の居住地が出生県外であった人のうち、調査時の居住県が出生県と同じ人の割合。範囲は95%信頼区間を示す。データ:第 5 回(2001年)~第 8 回(2016年)人口移動調査

#### 3. 学卒から初職時にかけてのUターン移動

ここでは、ライフイベントごとの居住地(都道府県)を把握できるという人口移動調査によるデータの特性を活かし、前掲の図7において比較的高い5年Uターン率が確認された大学(大学院を含む)をはじめとする高等教育修了時から初職時にかけてのUターン率(以下、初職時Uターン率とする)の推移をみる。図8は、直近の第8回人口移動調査(2016年)のデータを用い、大学・大学院に加えて、専修学校・短大・高専を含む最終学校卒業時に出生県外に居住していた非大都市圏出生者のうち、初職時に出生県に居住していた人の割合を、出生コーホート別・卒業時の居住地域別に示したものである。高卒者については、上述のとおり、初職時にUターン移動を経験するケースがほとんどみられないため、ここでの分析の対象とはしていない。また、初職を経験していないケース(在学中を含む)、卒業時の年齢が初職時の年齢を上回っているケースについても、分析の対象から除外した。

図8 最終学校卒業時の居住地域別、非大都市圏出生者の初職時 Uターン率: 男女・コーホート別



注:最終学校卒業時に出生県外に居住していた人のうち、初職時に出生県に居住していた人の割合. 範囲は95%信頼区間を示す.

データ:第8回人口移動調査(2016年)

図8より、男女ともに1950年代出生コーホート以降は一貫して、卒業時に東京圏に居住していた場合の初職時 Uターン率が最も低い水準で推移しているのが確認できる。他の大都市圏からの初職時 Uターン率と出生県以外の大都市圏からの初職時 Uターン率を比較すると、女性では出生県以外の非大都市圏からの初職時 Uターン率が高くなる傾向がほぼすべてのコーホートに共通してみられる。一方、男性では、これら二つのグループの初職時 Uターン率が比較的同じ水準で推移している。ただし、1970年代出生コーホートから1980年代出生コーホートにかけては、男女ともに、出生県以外の非大都市圏と比較して、東京圏およびその他の大都市圏からの初職時 Uターン率の低下が目立つ。

卒業時の居住地域別にみて最も低い東京圏からの初職時 Uターン率の推移については、男女でやや異なるパターンがみられる。男性では1940年代後半出生コーホート(28%)から1950年代出生コーホート(36%)で大きく上昇するものの、1960年代出生コーホートでは1940年代後半出生コーホートと同じ水準にまで低下する。その後、1960年代出生コーホートから1970年代出生コーホートにかけては、初職時 Uターン率がほとんど変化せず、1980年代出生コーホートにおいて再び低下する。一方、女性では、1940年代後半出生コーホート以降、東京圏からの初職時 Uターン率が低下を続けるが、とりわけ1970年代出生コーホート以降の低下が著しい。男女ともに、1970年代出生コーホートから1980年代出生コーホートにかけて、東京圏を含む大都市圏からの初職時 Uターン率はいずれも低下しているが、

とくに女性における低下幅が大きい. 1980年代出生コーホートにおける女性の東京圏からの初職時Uターン率は20%未満まで低下しており、これは男性を下回る水準となっている.

#### IV 考察とまとめ

本稿では、「人口移動調査」による過去20年分のデータを用いて、非大都市圏出生者における出生県へのUターン移動の特性と動向を把握したうえで、とくに若年層のUターン移動における近年の変化に着目した分析を行った、Uターン移動の地域的な特徴については、2016年に実施された「第8回人口移動調査」において調査規模が大幅に拡大したことにより、出生地の都道府県別分析をはじめとする詳細な分析が可能となった。こうした直近の調査データの特徴を活かし、過去5年間における県外からの転入者に占めるUターン者の割合を都道府県別に計測したところ、大都市圏と比較して非大都市圏で全体的に高い割合となる傾向が確認された。ただし、非大都市圏においても、その水準は全体で36%に留まっており、また、県によって大きく異なることから、転入におけるUターン移動への依存が非大都市圏への人口移動を必ずしも特徴づけるものではないことが示唆される。

なお、本稿と同じく「第8回人口移動調査」のデータを分析した清水(2019)によると、過去5年間の大都市圏から非大都市圏への移動者に占める大都市圏出身者(Iターン者)の割合は、年齢層によって若干異なるものの、全体では30~40%となることが示されている。清水(2019)による移動類型は、本稿における都道府県を単位とするUターンの定義とは厳密には一致しないが、大都市圏から非大都市圏への移動の大半が必ずしもUターン移動によって占められるわけではないという点において、本稿の分析結果と含意を共有すると言える。冒頭でも言及した非大都市圏への移動における主たる構成要素の一つとしてのUターン移動の位置づけについては、いわゆるIターン移動の構成や動向も含めて、さらに慎重な再検討が必要である。加えて、本稿の分析結果は、非大都市圏へのUターン移動の約半数は(出生県以外の)非大都市圏からのUターン移動によるものであり、その大部分が大都市圏からの移動によってもたらされるわけではないことを示している。これらの分析結果は、非大都市圏へのUターン移動の役割や特性を理解する上で、新たな知見を提供するものであろう。

非大都市圏出生者のUターン移動における近年の動向に関する主な分析結果は以下のとおりである。まず、年齢層別のUターン率が最も高い20~30代の若年層において、近年、男女ともに5年Uターン率の低下がみられた。こうした若年期における5年Uターン率の推移を属性別に分析すると、Uターン率が最も高い未婚者および大卒者(大学院修了者を含む)で低下しており、この傾向は男性において比較的強いことが示された。なお、配偶関係別のUターン移動については、本文でも言及した先行研究において、配偶者と同じ出身県であった場合の効果が指摘されている。しかしながら、本稿の分析結果によると、若年期のUターン率は未婚者において顕著に高いことから、Uターン移動の発生時には未婚であるケースが大半であることが示唆される。初婚後にUターンが発生するケースについ

ては、そのタイミングや水準、配偶者の属性による効果も含めて、さらなる検証が必要である.

大学あるいは大学院を卒業して5年以内の人の5年Uターン率は、直近の調査で男女ともに35%を超えており、依然としてこうした高等教育修了から初職への移行時が、生涯のうちでUターン移動が最も発生しやすい時期であることが確認できる。ただし、その水準は、とくに男性において近年低下しており、初職時Uターン率のコーホート間変動に関する分析結果からもこの傾向が確認された。初職時Uターン率を卒業時の居住地域別にみると、男女ともに1950年代出生コーホートから1980年代出生コーホートまで一貫して、東京圏からの初職時Uターン率が最も低い水準で推移しているが、近年、この東京圏をはじめとする大都市圏からの初職時Uターン率の低下が著しい。この低下は、1980年代出生コーホートにおいて顕著であり、若年の非大都市圏出生者のUターン移動の全体的な水準の低下の一因となっている可能性がある。

これらの分析結果は、いくつかの先行研究において指摘されてきた1980年前後に生まれた世代を境とするUターン率の低下を裏付けるものである。これまでの研究が、特定の地域や集団を対象とするデータを用いた分析や、Uターン移動そのものを計測しない間接的な推計に依拠していたのに対して、非大都市圏出生者のUターンに関する全国レベルのデータを用いた分析から知見が得られたという点において、少なからず意義があると考えられる。

1980年代出生コーホートが高等教育修了から初職への移行を経験したのは、概ね2000年代前半から2010年代にかけてであると想定される。これは、いわゆる「就職氷河期」の終えん、2000年代半ばの雇用環境の改善、2000年代末のいわゆる「リーマンショック」に端を発する景気の後退、そして2010年代初頭以降の景気拡大という景気変動が繰り返された期間に該当する。したがって、特定の経済的・雇用環境的要因を、この世代のUターン傾向の低下に結びつけることは困難である。一方で、こうした景気変動を繰り返しながらも、2000年代以降は、日本国内における地域間の経済状況に関する格差拡大が進んだと指摘されて久しい(例えば 橘木・浦川 2012)、非大都市圏における経済・雇用環境の相対的な悪化が、とりわけ大都市圏で高等教育を受けた若い人材のUターン傾向に与えた影響は小さくないと考えられる。

なお、前節の前半部では、1970年代出生コーホートと比較して1980年代出生コーホートにおける $20\sim29$ 歳の5年Uターン率が、男女ともに相対的に高い水準にあること(図4および付表3)、若年期における大都市圏、とりわけ東京圏からの5年Uターン率が、男女ともに必ずしも低下していないことを示した(図5)。これらの結果と上述の初職時Uターン率に関する分析結果の違いについては、その対象が異なる点に留意する必要がある。まず、前節図5で示した5年前の居住地域別5年Uターン率の分析対象は $20\sim39$ 歳であり、2016年調査時点では概ね1970年代後半出生コーホートから1990年代前半出生コーホートを含む幅広い世代が該当する。したがって、図5による集計値は、1980年代以降の出生コートにおける変化を明瞭に反映していない可能性がある。

加えて、後半の初職時U9-ン率に関する分析の対象は、大学等の高等教育機関(専修学校・短大・高専を含む)を卒業した人に限定されており、高卒者は含まれていない。前節で説明したとおり、高卒者については、「高校卒業 → 初職」のタイミングで出生県外への移動が発生するのが一般的であり、初職時に出生県へのU9-ン移動を経験するケースがほとんどみられないため、初職時U9-ンの分析対象外となっている。 $20\sim30$ 歳代の若年期における高卒者の5年U9-ン率が、大卒者のそれと比較して相対的に低い水準で推移することは前節図7で示したとおりであるが、高校卒業後の進学率の上昇による大卒者割合の上昇は、図4 や図5 で対象とするような若年層の全体的なU9-ン率を上昇させる効果をもつと推測される。ただし、最後に卒業した学校が高校である人の割合は1980年代生まれコーホートでも男女ともに30%近くを占めており、この割合は、非大都市圏出生者に限定するとさらに高くなる。こうした高卒者による出生県外への移動およびU9-ン移動の動向が、非大都市圏出生者の全体的なU9-ン水準の推移に与える影響は、依然として小さくないと考えられる。

人口移動調査は、ライフイベントごとの居住地に関する情報に依拠して、個人の移動歴をライフコースに沿って観察できるという利点がある。一方で、学卒、初職、さらには初婚と続くライフイベント発生時の居住地の変化からUターン移動を計測する手法では、出生県外への移動が就職時に発生しやすい高卒者のUターン移動のタイミングおよびその水準を、直接的かつ網羅的に把握することは容易でなく、やや複雑な分析手順が必要となる。また、大卒者についても、卒業後5年以内あるいは初職時に出生県にUターン移動を経験しない場合でも、その後にUターン移動を経験する割合およびそのタイミングが、コーホートの累積的なUターン率の水準に与える影響は無視できないと考えられる。出生県へのUターン移動を直接的に観察できる貴重な全国データである人口移動調査を活用しつつ、今後、これらの分析課題にアプローチする方法を検討する必要がある。

(2019年9月20日査読修了)

#### 付記

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「人口移動調査プロジェクト」の研究成果であり、本研究で使用した「人口移動調査」の調査票情報(個票データ)は、統計法第32条の規定に基づき二次利用したものである。また、本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金 政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究(研究代表者:小池司朗、課題番号:H29 - 政策 - 指定 - 003)」による助成を受けた。

付表1 都道府県別、過去5年の転入者のうちUターン移動者の占める割合

	%	(n)		%	(n)		%	(n)
北海道	43.3	(67)	福井県	46.3	(82)	山口県	31.1	(132)
青森県	44.4	(117)	山梨県	36.7	(79)	徳島県	38.5	(122)
岩手県	48.9	(90)	長野県	21.3	(75)	香川県	33.8	(154)
宮城県	23.1	(160)	岐阜県	30.9	(94)	愛媛県	41.4	(128)
秋田県	54.5	(66)	静岡県	36.0	(100)	高知県	45.7	(70)
山形県	36.9	(111)	愛知県	35.3	(102)	福岡県	31.3	(99)
福島県	66.7	(81)	三重県	29.6	(71)	佐賀県	42.7	(110)
茨城県	33.1	(118)	滋賀県	9.9	(162)	長崎県	34.2	(114)
栃木県	28.1	(135)	京都府	20.4	(225)	熊本県	-	-
群馬県	24.1	(133)	大阪府	25.9	(158)	大分県	45.8	(96)
埼玉県	13.9	(166)	兵庫県	27.4	(135)	宮崎県	37.5	(136)
千葉県	15.9	(126)	奈良県	25.4	(67)	鹿児島県	35.8	(95)
東京都	19.7	(269)	和歌山県	64.8	(54)	沖縄県	40.8	(98)
神奈川県	20.0	(175)	鳥取県	56.7	(67)			
新潟県	68.4	(38)	島根県	56.8	(95)	全国	26.8	(5,220)
富山県	33.7	(98)	岡山県	31.7	(101)	非大都市圏	35.8	(3,632)
石川県	27.2	(151)	広島県	41.8	(98)	大都市圏	21.5	(1,588)

注:熊本県は震災の影響により調査の対象外、出生地の都道府県が不詳のケースを除く、

データ:第8回人口移動調査(2016年)

付表 2 年齢階級別,過去 5年の県間移動者割合:現住県が非大都市圏の人について

(単位:%)

		県外からの 移動者 (過去 5 年)	Uターン 移動者 (過去 5 年)	大都市圏からの Uターン移動者 (過去5年)	県外からの移動者 に占めるUターン 移動者の割合 (過去5年)	Uターン移動者に 占める大都市圏 からのUターン 移動者割合 (過去5年)
	(n)	(a)	(b)	(c)	(b/a)	(c/b)
15歳未満	(7,223)	4.8	0.9	0.2	17.9	28.2
15 - 19歳	(3,745)	4.6	0.3	0.1	6.0	25.5
20 - 24歳	(3,022)	13.1	3.4	1.8	25.7	54.3
25 - 29歳	(3,341)	16.1	8.4	5.2	51.8	62.3
30 - 34歳	(4,103)	11.3	4.8	3.0	42.8	61.2
35 - 39歳	(4,806)	7.5	2.5	1.4	33.4	53.8
40 - 44歳	(5,892)	5.3	1.5	0.8	28.9	49.0
45 - 49歳	(5,477)	4.0	1.4	0.7	34.6	49.8
50 - 54歳	(5,357)	2.8	0.8	0.5	30.2	56.1
55 - 59歳	(6,005)	2.3	0.8	0.5	35.3	61.3
60 - 64歳	(6,689)	1.9	1.1	0.6	60.3	52.3
65 - 69歳	(8,097)	1.5	0.8	0.4	53.6	55.3
70 - 74歳	(5,120)	0.8	0.4	0.4	54.7	89.8
75歳以上	(12,044)	0.5	0.1	0.1	29.4	53.3
総数	(82,596)	4.3	1.5	0.8	35.1	56.0

注:(a) (b) (c) はいずれも調査時に非大都市圏に居住する人に対する割合. ただし, 5年前の居住地の都道府県および出生地の都道府県が不詳のケースを除く. 総数は年齢不詳を含む.

データ:第8回人口移動調査(2016年)

付表 3 非大都市圏出生者の男女・年齢階級・5年前の居住地域別,5年Uターン率の推移

		)1年 5 回)		)6年 6 回)		l1年 7 回)		)16年 ;8 回)
	%	(n)	%	(n)	%	(n)	%	(n)
総数								
男			1		1		1	
20 - 29歳	24.5	(269)	33.6	(143)	36.3	(124)	29.9	(534)
30 - 39歳	12.0	(301)	11.4	(282)	11.9	(244)	12.1	(771)
40 - 49歳	5.6	(391)	4.0	(278)	6.4	(264)	5.8	(840)
50 - 59歳	2.8	(507)	5.4	(429)	3.5	(347)	3.5	(872)
60 - 69歳	1.5	(397)	2.8	(362)	3.0	(363)	3.4	(1,268)
70 歳以上	0.9	(223)	0.4	(265)	0.0	(265)	0.8	(1,200)
女								
20 - 29歳	20.6	(223)	24.4	(164)	25.9	(116)	23.2	(445)
30 - 39歳	6.3	(302)	11.3	(248)	12.7	(229)	10.7	(782)
40 - 49歳	4.3	(416)	2.6	(269)	5.3	(245)	3.7	(949)
50 - 59歳	1.5	(542)	1.8	(450)	2.5	(324)	1.5	(923)
60 - 69歳	1.1	(379)	2.8	(322)	1.7	(362)	1.5	(1,409)
70 歳以上	1.7	(298)	0.6	(320)	1.2	(349)	0.4	(1,489)
【参考】5年	前の居住地域	或:大都市圏	<u> </u>		I			
男			1		1		1	
20 - 29歳	27.4	(146)	32.9	(73)	34.2	(79)	28.9	(268)
30 - 39歳	10.1	(209)	10.3	(155)	8.2	(158)	11.3	(338)
40 - 49歳	2.5	(284)	2.3	(176)	3.5	(170)	4.7	(315)
50 - 59歳	1.4	(363)	3.9	(283)	2.2	(232)	2.7	(373)
60 - 69歳	1.9	(268)	2.3	(267)	3.0	(267)	2.3	(588)
70 歳以上	1.3	(151)	0.6	(182)	0.0	(175)	0.8	(595)
女					1		1	
20 - 29歳	22.3	(130)	26.0	(96)	21.5	(65)	23.7	(190)
30 - 39歳	5.2	(194)	9.2	(142)	6.8	(148)	8.8	(299)
40 - 49歳	4.0	(275)	0.6	(168)	3.4	(149)	2.5	(351)
50 - 59歳	0.5	(371)	2.0	(303)	1.8	(226)	1.4	(365)
60 - 69歳	1.4	(285)	3.1	(228)	1.2	(244)	1.3	(600)
70 歲以上	2.0	(202)	0.5	(184)	1.4	(211)	0.4	(649)
【参考】5年	前の居住地域	或:出生県以	- .外の非大都	市圏	I		l	
男	01.1	(4.00)	1 040	(=0)	10.0	, . <del>-</del> \	l or =	(0.00)
20 - 29歳	21.1	(123)	34.3	(70)	40.0	(45)	31.7	(266)
30 - 39歳	16.3	(92)	12.6	(127)	18.6	(86)	13.7	(433)
40 - 49歳	14.0	(107)	6.9	(102)	11.7	(94)	8.0	(525)
50 - 59歳	6.3	(144)	8.2	(146)	6.1	(115)	5.4	(499)
60 - 69歳	0.8	(129)	4.2	(95)	3.1	(96)	6.2	(680)
70 歳以上	0.0	(72)	0.0	(83)	0.0	(90)	0.6	(605)
女	10.0	(00)	1 00 1	(00)	01.4	/= 4 \	00.0	(0==)
20 - 29歳	18.3	(93)	22.1	(68)	31.4	(51)	22.6	(255)
30 - 39歳	8.3	(108)	14.2	(106)	23.5	(81)	14.0	(483)
40 - 49歳	5.0	(141)	5.9	(101)	8.3	(96)	6.0	(598)
50 - 59歳	3.5	(171)	1.4	(147)	4.1	(98)	1.6	(558)
60 - 69歳	0.0	(94)	2.1	(94)	2.5	(118)	1.9	(809)
70 歳以上	1.0	(96)	0.7	(136)	0.7	(138)	0.5	(840)

注:5年前の居住地が出生県外であった人のうち、調査時の居住県が出生県と同じ人の割合.

データ:第5回(2001年)~第8回(2016年)人口移動調査

#### 参照文献

- 石川義孝(2001)『人口移動転換の研究』京都大学出版会.
- 井上孝(2002)「人口学的視点からみたわが国の人口移動転換」, 荒井良雄ほか編『日本の人口移動: ライフコースと地域性』古今書院, pp.53-70.
- 井上孝(2016)「ポスト人口転換期の人口移動」,佐藤龍三郎・金子隆一 編著『ポスト人口転換期の日本』原書 房,pp.111-133.
- 江崎雄治(2002)「Uターン移動と地域人口の変化」, 荒井良雄ほか編『日本の人口移動:ライフコースと地域性』 古今書院, pp.15-33.
- 江崎雄治(2007)「地方圏出身者のUターン移動」、『人口問題研究』63(2):1-13.
- 江崎雄治・荒井良雄・川口太郎(1999)「人口還流現象の実態とその要因―長野県出身男性を中心に―」,『地理学評論』72A(10):645-667.
- 江崎雄治・荒井良雄・川口太郎 (2000)「地方圏出身者の還流移動―長野県および宮崎県出身者の事例―」『人文 地理』52 (2): 190-203.
- 江崎雄治・山口泰史・松山薫(2007)「山形県庄内地域出身者のUターン移動」, 石川義孝 編著『人口減少と地域―地理学的アプローチー』京都大学学術出版会, pp.171-190.
- 大江守之(1995)「国内人口分布変動のコーホート分析―東京圏への人口集中プロセスと将来展望―」,『人口問題研究』51(3):1-9.
- 岡田真(1973)「人口 U ターンの実在をめぐる論争」、『地理学評論』46(10):659-667.
- 川相典雄(2005)「大都市圏中心都市の人口移動と都心回帰」、『経営情報研究』13(1): 37-58.
- 河邉宏(1985)「コーホートによってみた戦後日本の人口移動の特色」、『人口問題研究』175: 1-15.
- 貴志匡博(2014)「非大都市圏出生者の東京圏転入パターンと出生県への帰還移動」,『人口問題研究』70(4): 441-460.
- 黒田俊夫(1970)「人口移動の転換仮説」、『人口問題研究』113: 15-30.
- 小池司朗(2017)「東京都区部における『都心回帰』の人口学的分析」,『人口学研究』53:23-45.
- 国立社会保障·人口問題研究所(1998)『1996年度 人口問題基本調查 第4回人口移動調查報告書』(調査研究報告資料第12号).
- 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)。
- 国立社会保障·人口問題研究所(2018)『2016年社会保障·人口問題基本調查 第8回人口移動調查報告書』(調查研究報告資料第36号)。
- 清水昌人(2009)「市町村別のコーホート累積社会増化比―長野県の事例」、『人口学研究』44: 33-42.
- 清水昌人(2010)「近年における大都市圏の転入超過の分析」、『人口問題研究』66(1):1-16.
- 清水昌人(2019)「非大都市圏に居住する大都市圏出身者の特性」,『人口問題研究』75(3): 169-191.
- 橘木俊詔・浦川邦夫(2012)『日本の地域間格差―東京―極集中から八ヶ岳方式へ―』日本評論社.
- 林玲子(2013)「特集によせて」、『人口問題研究』69(4):1-3.
- 山口泰史・江崎雄治・松山薫 (2010)「新規大卒者のUターン移動と就職―山形県庄内地域の事例―」『季刊地理学』62(4):211-221.
- Inoue, T. (2014) "On the Mathematical Formulation of the Cohort Cumulative Social Increase Ratio," Institute of Economic Research Working Paper Series No. 2014-4, Aoyama Gakuin University.
- Shimizu, M. (2006) "On the Quantum and Tempo of Cumulative Net Migration," Jinkōmondai Kenkyū (Journal of Population Problems), 62 (4): 41-61.

## Recent Changes in Return Migration to Prefecture of Birthplace in the Non-metropolitan Regions

#### Masataka Nakagawa

This paper analyses patterns and trends in inter-prefectural return migration to the nonmetropolitan regions in Japan. Analysis of pooled data drawn from the National Survey on Migration over the last 20 years finds a recent decline in the 5-year migration rate, defined as the proportion of return migrants to the prefecture of birthplace among those who lived outside the prefecture of birthplace 5 years ago, for both males and females aged 20-39. A significant decline is observed for never-married males, and those who have graduated from university, including post-graduate school, in the last 5 years, although they are the principal return migrants. Analysis of post-graduation return migration confirms that, for both males and females, those who have graduated from a university or college in the Tokyo metropolitan region have the lowest return migration rate, compared to those who have completed higher education in the other regions. It is also observed that, compared to those born in 1971-80, the post-graduation return migration rate from the metropolitan regions is significantly lower for males and females born in 1981-90. These findings provide new evidence for the recent decline in return migration to non-metropolitan regions, particularly among the younger cohorts born after around 1980. Further research is needed to examine the timings of return migration after post-graduation employment, and their impacts on levels and trends in the overall return migration for each cohort.

#### 特集Ⅱ:第8回人口移動調査の結果から(その2)

## 職業キャリアと国内人口移動 塚 崎 裕 子\*

本稿では、「第8回人口移動調査」のデータを用いて、従業上の地位が正社員である男女を対象に、職業キャリアと国内人口移動の関係について、分析を行った。分析の結果、次の4点が明らかになった。①男性については、専門・技術職のキャリアを続けている者に比べ、専門・技術職や販売職等から管理職になった者は移動の範囲が広く、頻度も多いのに対し、生産工程、サービス等のキャリアを続けている者は移動の範囲が狭く、頻度も少ない傾向がある。②女性については、専門・技術職のキャリアを続けている者は移動の範囲が狭く、頻度も少ない傾向がある。②女性については、専門・技術職のキャリアを続けている者は移動の範囲が狭く、頻度も少ない傾向がある。③専門・技術職から職業キャリアを始める者は最終学校進学時や初職時に他県に移動する傾向が強いことや、男性の管理職や管理職予備軍は転勤する傾向が強いことが、①、②の主な要因となっている。④女性は男性に比較して、職業キャリアの違いが国内人口移動に与える影響は限定的で、職業キャリア形成の節目での移動性は低い。以上のような職業キャリアによる国内人口移動の違いを理解することは、職業キャリア形成において移動が果たしている役割や就労に関わる国内人口移動の実態の把握に資する。

#### I. はじめに

「かわいい子には旅をさせよ」ということわざがある。交通機関が未発達であった昔は親元を離れ、辛く苦しい旅を経験することで成長すると考えられていた。「移動」により「成長」が促されるとされていたのである。現代においても、「成長」、とりわけ職業能力を蓄積していく過程である「職業キャリア」と「移動」は密接に関係しているとされている。例えば、Hall(2002)は、「移動性(mobility)」は各人の「職業キャリア」の性格を発現する重要な要素であると指摘する。

最終学校進学,就職,転勤,転職等,職業キャリア形成の節目において,移動を伴うケースは少なくない.ことわざの元来の意味と異なる点は,交通機関が発達し移動自体は格段に容易になった現代において,これらの職業キャリア形成の節目の移動は,移動自体でなく,移動することによって得られる機会や環境が職業キャリアの伸長につながると考えられている点であろう.一人一人がどのような仕事に従事して,職業経験を積み,職業キャリアを形作ってきたかという軌跡と,「移動」との間にどのような関係があるのか.本稿では,こうした問題意識の下,「第8回人口移動調査」のデータを用いて分析を行った.

<sup>\*</sup> 大正大学地域創生学部

結論を先取りすると、職業キャリアによって、国内人口移動の範囲・頻度や職業キャリア 形成の節目における移動に違いがみられ、一定の職業キャリアを歩む者にとっては、移動 が職業キャリア形成に重要な役割を果たしていることがうかがわれた。

本稿の分析では、職業キャリアの変遷を辿りやすい正社員に焦点を当てることとする. 分析は大きく二つの部分に分かれる.第一の分析では、各人のこれまでの移動全体を取り上げ、その範囲や頻度について職業キャリアとの関係を分析した.第二の分析では、最終学校進学、初職、転勤、転職といった職業キャリア形成の節目における移動について、職業キャリアとの関係を分析した.

本稿の構成は次のとおりである。Ⅱではこれまでの関連する先行研究をみる。Ⅲでは、分析に用いたデータについて説明し、分析の軸とした職業キャリアパターンの類型化等について説明する。Ⅳでは分析を行った結果について説明し、考察を行う。Ⅴは全体のまとめと今後の課題である。

#### Ⅱ. 先行研究

職業と国内人口移動の関係は、様々な観点から先行研究において取り上げられてきた. 井上(2001)は、第4回人口移動調査のデータを用いて年平均生涯移動率を職種別に分析し、専門・管理・事務関係従事者において生涯移動に関する指標が高いことが目立つが、その一因としては、専門・管理・事務関係従事者の職業移動が相対的に活発であったことがあり、その背景として、とくに男子において就職時に高い確率で移動し、またその後に転勤移動を繰り返してきたと推察できるからと指摘する。

また、清水(2010)は、近年における大都市圏の転入超過について、第6回人口移動調査のデータを分析し、非大都市圏出身で高校より上の学校を卒業した人のうち、学卒時に大都市圏に住んでいた25-39歳の年齢層の分析を行い、学卒後はじめて仕事を持った際の大都市圏残留傾向は最初の職業が専門・管理職だった人などで相対的に強かったことを明らかにしている。

加えて、清水(2014)は、第7回人口移動調査のデータを用いて大都市圏居住者のライフステージ別居住地と人口構造について分析し、出身地を中学卒業時の居住地とすると、非大都市圏出身者は大都市圏出身者よりも学卒直後の職が管理・専門職だった人の割合が高い傾向があり、非大都市圏出身者が大都市圏出身者全体の属性構造に与えた影響では、男性25-39歳や女性50代、70歳以上で管理・専門職の割合を引き上げる効果が顕著であることを明らかにした。

中澤(2016)は、人口移動を居住地域構造を変容させるプロセスと位置付け、男性の職業別の純移動によって東京の人口20万人以上の市区を類型化し、2010年国勢調査の移動人口の職業別集計結果を用いてその配置を検討し、その結果、都心及びその周辺では、ホワイトカラーの転入超過が顕著であるのに対し、山の手及び内部郊外においては、ブルーカラーとグレーカラーの転出超過が目立つこと、都心距離が30~40kmの郊外では、ブルー

カラーとグレーカラーの転入超過が大きいことなど、社会経済的地位によって把握される東京圏の居住地域構造が都心を頂点とした同心円的構造を強めていると指摘している.

これらの研究は、専門・管理・事務関係従事者の移動性の高さ、専門・管理職の非大都市圏出身者の大都市圏残留傾向や大都市圏出身者に比較した大都市圏居住傾向の強さ、東京圏の同心円的居住構造の中心となっている都心へのホワイトカラーの転入超過等を明らかにした。研究の対象となる地域や観点は異なるが、いずれの研究も職業によって国内人口移動に異なる特徴があることを示している。これらの研究においては、職業は最終の学校を卒業直後或いは現在という1時点の職業を分析に用いている。管見の限り、職業を職業キャリアという長期的なスパンで捉えた上で、職業キャリアと国内人口移動の関係について分析した研究は見当たらない。

そこで、本稿では、各人の職業を職業キャリアとして長期的な観点からとらえ、職業キャリアによって国内人口移動がどのように異なっているのかについて分析を行う. 具体的には、国内人口移動の範囲・頻度や、最終学校進学、初職、転勤、転職といった職業キャリア形成の節目における移動において、職業キャリアによる違いがみられるか分析したい.

#### Ⅲ. 分析に用いたデータ及び職業キャリアパターン

#### 1. 分析に用いたデータ

分析に用いたデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2016年に実施した「第8回人口移動調査」である。「人口移動調査」は、「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」を目的に、概ね5年ごとに実施されている。「第8回人口移動調査」は、全国の67,098世帯を対象に実施され、調査票回収世帯数は49,315世帯(有効回収率72.2%)であった。但し、2016年4月に発生した熊本地震の影響により、熊本県及び大分県由布市は調査対象から除いている。詳細な調査内容、方法については、国立社会保障・人口問題研究所(2018)に記載されている。

本稿では、調査対象者のうち、18歳から59歳までの最終の学校卒業直後及び現在の従業上の地位が正社員である男女16,677人を分析の対象とした。なお、18歳から59歳までの者のうち、最終の学校卒業直後及び現在の従業上の地位が正社員である者の割合は、46.7%(男性63.2%、女性30.6%)となっている。

#### 2. 分析に用いた職業キャリアパターン

本稿において、職業キャリアパターンは、「最終の学校卒業直後の職業」と「現在の職業」の組み合わせで類型化を行った。例えば「最終の学校卒業直後の職業」が「専門・技術」で「現在の職業」も「専門・技術」の場合は、「専門・技術→専門・技術」とした。本来であれば、最終の学校卒業直後と現在の間の職業キャリアの変遷も把握した上で分析するべきであるが、調査上、最終の学校卒業直後と現在の2時点しか職業を把握しておらず、これらの時点の職業の組み合わせとしている。表1のとおり、職業キャリアパターン

— 403 —

のうち、男性、女性それぞれについて割合が多い職業キャリアパターンを変数とし、それ 以外を「その他」とした。なお、「最終の学校卒業直後の職業」と「現在の職業」が不詳 の場合は分析対象から除いている。

各人のこれまでの全移動の範囲や頻度、職業キャリア形成の節目の移動をこの職業キャリアパターンを用いて分析する。但し、職業キャリア形成の節目のうち、初職時の分析については、初職に就いたばかりなので「現在の職業」まで含めた職業キャリアパターンではなく、「最終の学校卒業直後の職業」を用いる。また、最終学校進学時においては、まだ「最終の学校卒業直後の職業」は決まっていない段階ではあるが、一定程度卒業後の職業を構想しつつ最終学校に進学すると考えられるので、そのキャリア構想によって実現した「最終の学校卒業直後の職業」と移動がどのように関係しているかという観点から「最終の学校卒業直後の職業」を用いて分析する。

#### 3. 職業キャリアパターン以外の変数

本分析で用いる属性情報は、上記職業キャリアパターンと最終の学校卒業直後の職業の他、性別、年齢、出身地が都市であるか否か、最後に卒業した学校、未婚か既婚(離死別を含む)かとした。

年齢については、正社員として現役で働いている年齢層に当たる18歳から59歳までを対象とし、17歳未満、60歳以上の者は分析対象から除いている.

出身地は「中学校を卒業したときの居住地」とした。都市と地方の区分については、東京圏(東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県)、名古屋圏(愛知県、岐阜県、三重県)、大阪圏(大阪府、兵庫県、京都府、奈良県)の1都2府8県を都市とし、都市以外の道県は地方とした。「中学校を卒業したときの居住地」が「外国」の者は分析対象から除いている。最終の学校が「小学校」、「新制中学、旧制高小等」の者は分析対象から除いている。

なお,これら全ての変数について不詳の者は分析対象から除いている.

#### Ⅳ. 分析結果と考察

#### 1. 基本統計量

分析対象とした,年齢が18歳から59歳までで,最終の学校卒業直後及び現在の従業上の地位が正社員である16,677人(男性11,164人,女性5,513人)について,男女別の基本統計量を表1に掲げる.

表 1 基本統計量

		男性(N=11164)		女性(	N=5513)
		平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢		41.99	10.54	39.76	11.38
出身地都市		0.270	0.444	0.214	0.410
	高校	0.393	0.489	0.312	0.463
最後に卒業 した学校	専修学校(高卒後), 短期 大学, 高専等	0.196	0.397	0.423	0.494
	大学,大学院等	0.411	0.492	0.265	0.441
未婚		0.254	0.435	0.376	0.484
	専門・技術→専門・技術	0.264	0.441	0.335	0.472
	事務→事務	0.074	0.261	0.277	0.447
	販売→販売	0.057	0.232	0.029	0.166
	サービス→サービス	0.061	0.240	0.090	0.287
職業キャリ	生産工程→生産工程	0.113	0.317	0.043	0.202
アパターン	建設・採掘→建設・採掘	0.031	0.173	_	_
(最後の学 校卒業直後	専門・技術→事務	_	_	0.019	0.137
の職業→現	サービス→事務	_	_	0.019	0.136
在の職業)	事務→サービス	_	_	0.021	0.142
	専門・技術→管理職	0.056	0.230	0.011	0.106
	事務→管理職	0.033	0.177	0.011	0.104
	販売→管理職	0.023	0.148	_	_
	その他	0.289	0.453	0.146	0.353
	専門・技術	0.359	0.480	0.380	0.485
	事務	0.119	0.324	0.347	0.476
最後の学校	販売	0.119	0.323	0.062	0.242
卒業直後の	サービス	0.106	0.308	0.132	0.338
職業	生産工程	0.158	0.365	0.064	0.245
	建設•採掘	0.048	0.214	_	_
	その他	0.090	0.287	0.015	0.121
居住経験のあ	居住経験のある都道府県数		1.349	1.615	0.914
引っ越し回数		3.540	3.103	3.000	2.663
最終学校進生	学の際に他県に移動	0.250	0.433	0.189	0.392
初めて仕事を	を持った際に他県に移動	0.324	0.468	0.197	0.398
転勤を理由。	とする転居の経験・予定あり	0.171	0.377	0.040	0.195
転職を理由る	とする転居の経験・予定あり	0.051	0.220	0.028	0.166

注:年齢、居住経験のある都道府県数、引っ越し回数以外は全てダミー変数化した

分析対象に該当する人数は男性が女性の約2倍となった。特徴的な点として、女性の平均年齢が男性より低く、未婚である者の割合が女性の方が男性より12.2%高かった。

男女で職業キャリアパターンの種類が違っているが、これは職業キャリアパターンのうち、男性、女性でそれぞれ多いパターンを変数としているためである。男女とも「専門・技術→専門・技術」が最多であるという共通点があるが、男性は多様な職業キャリアパターンに分散していること、女性は「専門・技術→専門・技術」、「事務→事務」の職業キャリアパターンが中心になっており、合わせて61.2%と全体の6割以上を占めていることが特

徴となっている1).

表に掲げた主な職業キャリアパターンのうち、最終の学校卒業直後の職業と現在の職業に変化がない者が男性は60.0%、女性は77.4%となっている。職業が2時点で変化するパターンとしては、男性は「専門・技術」、「事務」、「販売」から「管理職」になるパターンが主で合わせて11.2%となっている。女性の方は「事務」から「サービス」に移るパターン、その逆のパターン、「専門・技術」から「事務」に移るパターン、「専門・技術」や「事務」から「管理職」になるパターンが合せて8.1%となっている。但し、2時点で同じ職業であっても、後に管理職等、別の職業に変わる者も含まれていることに留意が必要である。

最終の学校卒業直後の職業をみると、「専門・技術」が男女とも最も多い職業となっている。しかし、「専門・技術」以外をみると、男性は様々な職業に就いているのに対し、女性は「事務」が圧倒的に多く、「専門・技術」と「事務」の2職種の割合が合わせて72.7%と全体の7割以上になっている。

人口移動調査では、生まれてから現在までに3ヶ月以上居住したことのある都道府県や生まれてから現在までに引っ越した回数を調査している。居住経験のある都道府県数や引っ越し回数は男性の方が女性より多い。これは、表1にあるとおり、男性の方が女性に比べ、最終学校進学時や初職時に他県に移動することが多く、また、転居を伴う転勤や転職による移動も多いためと考えられる<sup>2)</sup>。但し、後程詳しく述べるが、ここでは、出身地と最終学校を卒業したときの居住地の都道府県が異なる場合に最終学校進学時に他県に移動したとみなし、最終学校を卒業したときの居住地と初職時の居住地の都道府県が異なる場合に初職時に他県に移動したとみなしている。また、ここでの転勤や転職を理由とする転居の経験・予定は、調査上の限界から職業キャリアにおける全ての転勤や転職ではなく、直近の引っ越しとこれから5年後までの引っ越しにおける転勤や転職の経験・予定のみ取り上げている。

<sup>1)</sup> サンプルに偏りがないか確かめるため、人口移動調査の「現在の職業」と国勢調査の職業の割合を比較する.人口移動調査では、「現在の職業」の割合は、「管理職」が8.9%、「専門・技術」が22.9%、「事務」が14.2%、「販売」が8.9%、「サービス」が17.3%、「生産工程」が9.3%、「建設・採掘」が4.8%となっている。人口移動調査では、国勢調査にある「分類不能の職業」という項目はなく、いずれかの職業を選択する形となっているので、比較のため、分類不能の職業を除いて国勢調査における各職業の割合を求めたところ、管理的職業従事者は2.5%、専門的・技術的職業従事者は16.8%、事務従事者は20.0%、販売従事者は13.2%、サービス職業従事者は12.3%、生産工程従事者は14.2%、建設・採掘従事者は4.6%となっている。両調査の結果の差は6.4%ポイントに収まっており、サンプルに大きな偏りがあるとはいえない。両調査の間に差が生じた理由としては、人口移動調査においては、具体的な職業の例を示した上で、回答者自身に職業を選んでもらう手法がとられているのに対し、国勢調査では「実際にしている主な仕事の内容をくわしく書いてください」という設問に回答者が手書きで自由記述式で記入し、その回答に基づいて総務省統計局がコーディングするという手法がとられていること等があると考えられる。

<sup>2)</sup> この結果は多くの先行研究(井上(2001), 喜始(2015)等)や調査(労働政策研究・研修機構(2017)等) と合致している.

#### 2. 国内人口移動の範囲と頻度

#### (1) 国内人口移動の範囲

国内人口移動の移動性について考察する場合,どのくらいの範囲を移動したのかという移動の範囲に加え、どのくらいの頻度で移動したのかという移動の頻度も考察の対象となり得る。そこで、国内人口移動を範囲と頻度という2つの尺度からとらえ、職業キャリアとの関係について検討する。ここでは、まず、国内人口移動の範囲と職業キャリアの関係について検討するため、国内人口移動の範囲の指標として居住経験のある都道府県数(以下、居住県数)を被説明変数とするポアソン回帰分析を男女別に行った。説明変数には、年齢、出身地が都市か否か、最後に卒業した学校、未婚か否か、職業キャリアパターンを投入した。分析結果は表2のとおりとなった。

		男性			女性		
		В	標準誤差	Wald χ ²	В	標準誤差	Wald $\chi^2$
定数		0.464	0.144	10.409 **	0.407	0.295	1.907
年齢		0.007	0.001	93.892 **	0.006	0.001	30.255 **
出身地都市		-0.027	0.015	$3.302^{\ +}$	-0.015	0.026	0.321
最後に卒業 した学校	専修学校(高卒後),短 期大学,高専等	0.100	0.020	24.496 **	0.145	0.029	25.752 **
した子仪	大学、大学院等	0.421	0.017	641.779 **	0.380	0.031	151.350 **
未婚		-0.092	0.018	25.957 **	-0.063	0.026	5.663 *
	事務→事務	-0.098	0.027	12.875 **	-0.049	0.028	$2.974^{+}$
	販売→販売	-0.014	0.029	0.216	0.036	0.066	0.295
	サービス→サービス	-0.085	0.031	7.689 **	-0.020	0.042	0.226
職業キャリ	生産工程→生産工程	-0.196	0.028	48.850 **	-0.134	0.065	4.222 *
アパターン	建設・採掘→建設・採掘	-0.011	0.042	0.070	_	_	_
(最後の学 校卒業直後	サービス→事務	_	_	_	0.083	0.077	1.150
似年来回仮の職業→現	事務→サービス	_	_	_	0.025	0.078	0.102
在の職業)	専門・技術→事務	_	_	_	0.016	0.077	0.041
	事務→管理職	0.010	0.036	0.075	-0.117	0.107	1.200
	専門・技術→管理職	0.091	0.028	10.465 **	-0.012	0.096	0.017
	販売→管理職	0.134	0.040	11.247 **		_	_
	その他	-0.025	0.018	1.941	0.041	0.035	1.435
対数尤度		-17299.029			-7453.628		
AIC		34628.058			14939.257		
N			11164			5513	

表 2 居住経験のある都道府県数

注:1) \*\*: p < 0.01, \*: p < 0.05,  $^+$ : p < 0.1

男女とも年齢が高いほど居住経験のある都道府県数が多い傾向が認められた。年齢は男女とも「大学、大学院等」の次に影響力が大きい説明変数となっている。男性について、都市出身者は地方出身者に比べて居住県数が少ない傾向がある。表1でみたとおり、男性は女性に比べて最終学校進学時や初職時に他県に移動する割合が高いが、この移動の中心

<sup>2)</sup> 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である

<sup>3)</sup> 職業キャリアパターンの参照グループは、専門・技術→専門・技術である

は地方出身者の都市部の大学や企業への移動であることが主因と考えられる。居住県数と最後に卒業した学校との関係をみると、男女とも「高校」に比べ、「専修学校(高卒後)、短期大学、高専等」、「大学、大学院等」の方が居住県数が多い傾向がみてとれる。特に「大学、大学院等」は男女とも説明変数の中で居住県数に与える影響力が最大となっており、高学歴者ほど移動性が高いという先行研究<sup>3)</sup>の結果が確認できる。男女とも未婚であるほど、居住県数が少ない傾向がある。

職業キャリアパターンと居住県数の関係については、男性は「専門・技術→専門・技術」に比較して、「生産工程→生産工程」、「事務→事務」、「サービス→サービス」の順に居住 県数が少ない傾向があるのに対し、「販売→管理職」、「専門・技術→管理職」は居住県数が多い傾向があった $^4$ )。職業キャリアパターンによって居住県数に異なる傾向がみられるのは、後述する最終学校進学時や初職時の移動や転勤による移動の違いが背景となっていると考えられる。

女性は男性に比較して、職業キャリアパターンのうち、居住県数に有意な影響を与える ものは少なく、「専門・技術→専門・技術」に比べ、「生産工程→生産工程」、「事務→事務」 に居住県数が少ない傾向が認められたのみであった。この背景には、後述する最終学校進 学時や初職時の移動の違いがあると考えられる。

#### (2) 国内人口移動の頻度

次に、職業キャリアによって、国内人口移動の頻度に違いがあるのかを検討する。国内人口移動の頻度の指標として引っ越し回数を被説明変数とし、居住県数に係る分析と同じ説明変数を投入して、ポアソン回帰分析を男女別に行った。分析結果は表3のとおりとなった。

年齢,出身地が都市か否か,最後に卒業した学校,未婚か否かに関しては,有意となった説明変数や回帰係数の符合は,居住県数の分析結果と同じになった.ただ,未婚であることが引っ越し回数に与える影響力は,説明変数の中で,男女とも最大となっており,居住県数に対して未婚であることが与える影響力に比べて著しく大きくなっている.これは,結婚に端を発して引っ越しをする場合,県内移動が多いためと推測できる.

<sup>3)</sup> 例えば、杉浦(2012)は 1982年から2007年までの総務省「就業構造基本調査」を基に、学歴が高くなるほど他の都道府県或いは同じ都道府県の別の市町村へ移動する者の割合が高く、より広範な場所にまで移動している実態があり、高学歴層では、高い人的資本を活用できる賃金の高い仕事に就くことができるので、そのような就業機会があれば都道府県等を越えて移動していることを指摘している。また、中澤(2008)も、学部卒業生と修士修了者を比較すると、修士修了者の方が東京圏に相当する関東地方を就職先とする割合が圧倒的に高く、一般的に修士修了者は学部卒業生よりも就職する企業規模が大きいこともあり、学部卒業生にもまして東京圏の企業を就職先として選ぶ傾向が強いことを示している。

<sup>4)</sup> 原(1999)によると、平均就学年数に関しては、ホワイトカラー的な職業が長くブルーカラー的な職業が短いのは当然であるが、ホワイトカラーの中では専門、管理、事務、販売という序列が一貫して続いていると指摘する。就学年数が学歴の高さと関連があるとすると、専門、管理が事務より高いという点においては、学歴が高いほど移動性が高いということを職種の就学年数からも確認できる。本稿の結果において専門と管理が逆転している点については、連合総合生活開発研究所(2000)によると、管理職と専門職の専門性を学歴、キャリア、資格等から比較すると、わずかであるが、「管理職」の方が「専門性」が高くなっており、そうした企業における人事のねじれも関係している可能性がある。

表 3 引っ越し回数

		男性			女性		
	В	標準誤差	Wald $\chi^2$	В	標準誤差	Wald $\chi^2$	
定数 年齢		0.111	2.284	-0.092	0.212	0.190	
	0.010	0.001	291.642 **	0.013	0.001	221.928 **	
	-0.071	0.011	38.448 **	-0.009	0.019	0.221	
専修学校(高卒後), 短 期大学, 高専等	0.096	0.015	38.268 **	0.172	0.021	68.959 **	
大学, 大学院等	0.415	0.013	1086.311 **	0.354	0.023	237.309 **	
	-0.517	0.016	1093.822 **	-0.479	0.021	522.357 **	
事務→事務	-0.020	0.020	0.939	-0.115	0.021	30.314 **	
販売→販売	-0.048	0.023	4.509 *	-0.048	0.052	0.828	
サービス→サービス	-0.105	0.024	19.487 **	-0.082	0.032	6.643 **	
生産工程→生産工程	-0.387	0.023	273.426 **	-0.523	0.056	85.932 **	
建設・採掘→建設・採掘	-0.240	0.035	46.200 **		_	_	
サービス→事務	_	_	_	0.027	0.057	0.232	
事務→サービス	_	_	_	-0.016	0.054	0.085	
専門・技術→事務	_	_	_	0.081	0.052	2.421	
事務→管理職	0.033	0.026	1.652	0.020	0.069	0.084	
専門・技術→管理職	0.130	0.020	40.296 **	-0.079	0.065	1.446	
販売→管理職	0.103	0.030	11.899 **	_	_	_	
その他	-0.001	0.014	0.001	0.002	0.025	0.007	
対数尤度		-27292.410			-12437.293		
	54614.819			24906.586			
		11164		5513			
	期大学、高専等 大学、大学院等 事務→事務 販売→販売 サービス→サービス 生産工程→生産工程 建設・採掘→建設・採掘 サービス→事務 事務→サービス 専門・技術→事務 事務→管理職 専門・技術→管理職 販売→管理職	0.168 0.010 0.010 0.017 専修学校 (高卒後), 短期大学, 高専等 大学, 大学院等 0.415 -0.517 事務→事務 -0.020 販売→販売 -0.048 サービス→サービス 生産工程→生産工程 -0.387 建設・採掘→建設・採掘 -0.240 サービス→事務 事務→サービス 専門・技術→事務 事務→管理職 の.033 専門・技術→管理職 の.130 販売→管理職 0.101	B       標準誤差         0.168       0.111         0.010       0.001         0.010       0.001         事修学校(高卒後),短期大学,高専等       0.096       0.015         大学,大学院等       0.415       0.013         事務→事務       -0.020       0.020         販売→販売       -0.048       0.023         サービス→サービス       -0.105       0.024         生産工程→生産工程       -0.387       0.023         建設・採掘→建設・採掘       -0.240       0.035         サービス→事務       -       -         事務→サービス       -       -         専門・技術→事務       -       -         事務→管理職       0.033       0.026         販売→管理職       0.103       0.030         その他       -0.001       0.014         -27292.4       54614.81	B       標準誤差       Wald χ²         0.168       0.111       2.284         0.010       0.001       291.642 **         0.071       0.011       38.448 **         専修学校(高卒後),短期大学,高専等       0.096       0.015       38.268 **         大学,大学院等       0.415       0.013       1086.311 **         -0.517       0.016       1093.822 **         事務→事務       -0.020       0.020       0.939         販売→販売       -0.048       0.023       4.509 *         サービス→サービス       -0.105       0.024       19.487 **         生産工程→生産工程       -0.387       0.023       273.426 **         建設・採掘→建設・採掘       -0.240       0.035       46.200 **         サービス→事務       -       -       -         事務→サービス       -       -       -         専門・技術→事務       -       -       -         専門・技術→管理職       0.130       0.020       40.296 **         販売→管理職       0.103       0.030       11.899 **         その他       -0.001       0.014       0.001         -27292.410       54614.819	B       標準誤差       Wald χ²       B         0.168       0.111       2.284       -0.092         0.010       0.001       291.642 **       0.013         0.071       0.011       38.448 **       -0.009         専修学校(高卒後),短期大学,高専等       0.096       0.015       38.268 **       0.172         大学,大学院等       0.415       0.013       1086.311 **       0.354         -0.517       0.016       1093.822 **       -0.479         事務→事務       -0.020       0.020       0.939       -0.115         販売→販売       -0.048       0.023       4.509 *       -0.048         サービス→サービス       -0.105       0.024       19.487 **       -0.082         生産工程→生産工程       -0.387       0.023       273.426 **       -0.523         建設・採掘→建設・採掘       -0.240       0.035       46.200 **       -         サービス→事務       -       -       -       0.027         事務→サービス       -       -       -       -0.016         専門・技術→事務       -       -       -       -       -0.016         専門・技術→管理職       0.033       0.026       1.652       0.020         専門・技術→管理職       0.103       0.030       1	B 標準誤差   Wald x²   B 標準誤差   0.168   0.111   2.284   -0.092   0.212   0.010   0.001   291.642 **   0.013   0.001   -0.071   0.011   38.448 **   -0.009   0.019   9 修学校(高卒後),短期大学,高専等   0.096   0.015   38.268 **   0.172   0.021   1.0021	

注:1) \*\*: p < 0.01, \*: p < 0.05,  $^+$ : p < 0.1

- 2) 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である
- 3) 職業キャリアパターンの参照グループは、専門・技術→専門・技術である

職業キャリアパターンと引っ越し回数の関係については、男性は「専門・技術→専門・技術」に比較して、「生産工程→生産工程」、「建設・採掘→建設・採掘」、「サービス→サービス」、「販売→販売」は引っ越し回数が少ない傾向があるのに対し、「専門・技術→管理職」、「販売→管理職」は引っ越し回数が多い傾向があった。「建設・採掘→建設・採掘」、「販売→販売」が有意となり、「事務→事務」が有意でなくなった以外は、有意となった職業キャリアパターンは居住県数の分析結果と同じ結果となった。

女性は「専門・技術→専門・技術」に比べ、居住県数の分析結果と同様、有意な影響を与える職業キャリアパターンが少なく、「生産工程→生産工程」、「事務→事務」、「サービス→サービス」のみ引っ越し回数が少ない傾向があることが認められた。

#### 3. 職業キャリア形成の節目における国内人口移動

(1) 最後に卒業した学校への進学の際の移動

職業キャリア形成の節目における国内人口移動が職業キャリアによってどのように違うのかを分析していく。まず、最終の学校への進学時の移動と最終の学校卒業直後の職業との関係を検討する。最後に卒業した学校は、職業キャリアを開始する前の段階ではあるが、仕事で活用する人的資本の基礎を形成する時期に当たり、また一定程度卒業後の職業を構

想しつつ最終学校に進学すると考えられるので、本稿では職業キャリア形成の一環として位置付け、その際の移動と最終の学校卒業直後の職業がどのように関係しているか分析する。具体的な分析方法としては、出身地と最終学校を卒業した際の居住地の都道府県が異なる場合は、最終学校進学時に他県に移動したとみなし「1」を、出身地と最終学校を卒業した際の居住地の都道府県が同じ場合は他県に移動しなかったとみなし「0」をそれぞれ当てはめて、ダミー変数を作成し、この変数を被説明変数として男女別に二項ロジスティック分析を行った。説明変数は、出身地が都市か否か、最後に卒業した学校、最終の学校卒業直後の職業を投入した。表4が分析結果である。

男性 女性 R В Exp(B)Exp(B)定数 -3.654 0.026 \*\* -3.941 0.019 \*\* 0.342 \*\* 出身地都市 -1.248 0.287 \*\* -1.074 専修学校(高卒後),短 2.807 16.559 \*\* 2.833 16.999 \*\* 最後に卒業 期大学, 高専等 した学校 66.259 \*\* 45.911 \*\* 大学, 大学院等 4.194 3.827 0.795 \*\* 事務 -0.205 0.815 \*\* -0.2290.732 \*\* 販売 -0.312-0.1940.824 最後の学校 サービス -0.1770.838 \* -0.2100.811 卒業直後の 生産工程 -0.7830.457 \*\* -0.1090.897 職業 建設•採掘 -0.246 0.782 0.801 \* その他 -0.1930.825 -0.222Nagelkerke R<sup>2</sup> 0.254 0.414 -2 対数尤度 8884.889 4400.600 3659.932\*\* 944.596\*\* Ν 11164 5513

表 4 最後に卒業した学校への進学の際に他県に移動

注:1) \*\*: p < 0.01, \*: p < 0.05, \*: p < 0.1

まず、地方出身者は都市出身者に比べ男女とも最終学校進学の際に他県に移動する傾向が認められた。最後に卒業した学校との関係をみると、男女とも「高校」に比べ、「専修学校(高卒後)、短期大学、高専等」、「大学、大学院等」の方が進学の際、他県に移動する傾向があることが明確にみてとれる。特に「大学、大学院等」は他の説明変数に比べて男女ともオッズ比が圧倒的に大きくなっている。高校の場合は出身地から離れた高校に行くことは珍しいという実態が、後述する初職時の移動や転勤、転職による移動の分析に比べ、最終学校進学時の移動の分析の当てはまり具合をよくしている。

最終の学校卒業直後の職業については、男性の場合は、「専門・技術」に比較して、「生産工程」、「販売」、「事務」、「サービス」は同じ県内に進学する傾向がある。女性は「専門・技術」に比べ、「サービス」と「事務」が同じ県内に進学する傾向があることが認められた他には、有意となった職業はなかった。

職業キャリアの出発点が「専門・技術」である者は、他の職業に比べ、男女とも最終学

<sup>2)</sup> 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である

<sup>3)</sup> 最後の学校卒業直後の職業の参照グループは、専門・技術である

校進学の際、他県に移動する傾向が強いことがわかった。これは、東京圏を始め大都市圏は、専門・技術分野を含め学部・学科のバリエーションも大きい大規模校が集中しており<sup>5)</sup>、職業キャリアにおいて専門・技術分野を志す者は、そうした高等教育の機会を求めて県を超えて進学することが多いためと考えられる<sup>6)</sup>。最終の学校卒業直後の職業によって最終学校進学の際の移動に違いがみられることが明らかになった。

#### (2) 初職時の移動

次に、職業キャリアの出発点といえる最終の学校卒業直後の職業と初職時の移動との関係を検討する.具体的な分析方法としては、最終学校を卒業した際の居住地と初職時の居住地の都道府県が異なる場合は、初職時に他県へ移動したとみなし「1」を、最終学校を卒業した際の居住地と初職時の居住地の都道府県が同じ場合は、初職時に他県へ移動しなかったとみなし「0」を当てはめて、ダミー変数を作成し、この変数を被説明変数として男女別に二項ロジスティック分析を行った。説明変数は、最終学校進学の際の移動についての分析と同じものを投入した。表5が分析結果である。

	男性		女性		
	В	Exp(B)	В	Exp(B)	
	-1.181	0.307 **	-1.907	0.149 **	
出身地都市		0.475 **	-0.883	0.414 **	
専修学校(高卒後),短 期大学,高専等	0.531	1.701 **	0.605	1.830 **	
大学,大学院等	1.659	5.255 **	1.572	4.814 **	
事務	-0.352	0.703 **	-0.248	0.781 **	
販売	-0.388	0.678 **	0.089	1.093	
サービス	-0.410	0.664 **	0.003	1.003	
生産工程	-0.631	0.532 **	-0.741	0.476 **	
建設•採掘	-0.330	0.719 **	_	_	
その他	-0.081	0.922	-0.143	0.867	
Nagelkerke R <sup>2</sup>		0.176		0.114	
-2 対数尤度		12560.892		5064.930	
$\chi^2$		1506.560**		408.978**	
	1	1164	5513		
	期大学,高専等 大学,大学院等 事務 販売 サービス 生産工程 建設・採掘 その他 R <sup>2</sup>	B     -1.181       -0.744     -0.744       専修学校(高卒後),短期大学,高専等     0.531       大学,大学院等     1.659       事務     -0.352       販売     -0.388       サービス     -0.410       生産工程     -0.631       建設・採掘     -0.330       その他     -0.081       R²     0       125     1500	B     Exp(B)       -1.181     0.307 **       -0.744     0.475 **       専修学校(高卒後),短期大学,高専等     0.531     1.701 **       大学,大学院等     1.659     5.255 **       事務     -0.352     0.703 **       販売     -0.388     0.678 **       サービス     -0.410     0.664 **       生産工程     -0.631     0.532 **       建設・採掘     -0.330     0.719 **       その他     -0.081     0.922       R²     0.176       12560.892	B     Exp(B)     B       -1.181     0.307 ** -1.907       -0.744     0.475 ** -0.883       専修学校(高卒後),短期大学,高専等     0.531     1.701 ** 0.605       大学,大学院等     1.659     5.255 ** 1.572       事務     -0.352     0.703 ** -0.248       販売     -0.388     0.678 ** 0.089       サービス     -0.410     0.664 ** 0.003       生産工程     -0.631     0.532 ** -0.741       建設・採掘     -0.330     0.719 ** -       その他     -0.081     0.922     -0.143       R²     0.176     0       12560.892     506       1506.560**     408	

表 5 初職時に他県に移動

注:1) \*\*: p < 0.01, \*: p < 0.05, \*: p < 0.1

- 2) 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である
- 3) 最後の学校卒業直後の職業の参照グループは、専門・技術である

まず,地方出身者は,最終学校進学時と同様,男女とも初職時に他県に移動する傾向が 認められた.最後に卒業した学校との関係をみると,男女とも「高校」に比べ,「専修学

<sup>5)</sup> 磯田 (2009) は、東京大都市圏を中心に3大都市圏に高等教育機会が集中しており、とりわけ東京大都市圏において大規模校が多く、学部・学科のバリエーションも全国一大きく、高等教育機会の提供において競争力の高い地域となっていると指摘する.

<sup>6)</sup>本人の職業ではなく、親の職業に関するものであるが、李(2012)は、父親が専門・技術系・管理的職業であるほどその子弟が進学時に移動している傾向があることを指摘し、地方で恵まれた環境の家庭で生まれた若者と恵まれない家庭で生まれた若者との二極化が進んでいると指摘する。

校(高卒後),短期大学,高専等」,「大学,大学院等」の方が初職時に他県に移動する傾向がみてとれる.しかし,最終学校進学の際の移動に比べ,これらの変数の影響力は小さくなっている.これは,進学で都市部に出てきた者が最終学校卒業後そのまま都市部にとどまって初職に就くケースや,高校を卒業した者が他県で初職に就くケースが少なくないことが関係していると推測できる.

最終の学校卒業直後の職業については、男性は「専門・技術」に比較して、「生産工程」、「サービス」、「販売」、「事務」、「建設・採掘」は初職の際、他県に移動しない傾向が認められた。「建設・採掘」が有意となった点以外は、有意となった職業が最終学校進学の際の移動の分析結果に一致した。女性は「専門・技術」に比べ、「生産工程」と「事務」のみ初職時に他県に移動しない傾向があることが認められ、他に有意となった職業はなかった。

男女とも、「専門・技術」が他の職業に比べ初職時に他県に移動する傾向があるのは、様々な専門・技術職を雇用する企業が都市部に集中しているためと考えられる。また、男性については、「専門・技術」から管理職になる職業キャリアをたどる者も少なくないので、多くの管理職を擁する大企業が都市部に集中していることも、「専門・技術」が初職時に他県に移動する傾向が強いことの背景と考えられる。

#### (3) 転勤を理由とする転居の経験・予定

就職後の職業キャリア形成における一つの節目といえる転勤による移動と職業キャリアパターンとの関係について検討する。転勤は企業の営業上の必要性 $^{(1)}$ によるものではあるが,職業キャリアの形成や能力開発の手段としても重要な機能を担っているとされる $^{(8)}$ . 人口移動調査では,職業キャリアにおける全ての転勤を追っていないため,ここでは,直近の引っ越しとこれから5年後までの引っ越しにおける転勤の経験・予定のみを取り上げ,被説明変数を作成していることに留意が必要である。即ち,引っ越しの経験がある場合の直近の引っ越しの理由と,5年後に居住地が異なる可能性がある場合の理由のいずれかまたは両方に「転勤」と回答している場合に「1」,それ以外の場合に「0」とするダミー変数を作成し,男女別に二項ロジスティック分析を行った。説明変数は,年齢,出身地が都市か否か,最後に卒業した学校,未婚か否か,職業キャリアパターンを投入した。分析結果は表6のとおりとなった $^{(9)}$ .

<sup>7)</sup> 今野(2010) は、市場環境の変化が激しい状況下で競争を迫られる企業は経営戦略や事業構造に合わせて機動的に人材を配置することが必要なために、業務ニーズによる従業員の広域移動への要請が高まっていると指摘する.

<sup>8)</sup> 武石(2017) によると、正社員に関して長期継続的な雇用を前提に雇い入れる以上、社員が転勤を受入れることは不可避である側面もあるとともに、転勤は、経験の幅を広げるという能力開発やキャリア形成の手段としても重要な役割を担ってきたと指摘する。

<sup>9)</sup> 全国の300人以上の企業を対象に調査を行った労働政策研究・研修機構(2017)によると、新卒入社で定年まで働いた場合の国内転勤経験者の中での1人当たり転勤回数については、「 $1\sim2$ 回」が40.6%で最も多く、次いで「 $3\sim4$ 回」が31.4%、「 $5\sim6$ 回」が15.3%となっており、複数回の転勤を経験している者も少なくないことがわかる。本稿では、直近と5年後までの2時点の移動を分析の対象としているため、転勤の頻度の高い者が「転勤を理由とする転居の経験や予定あり」とされる可能性が高い。

表 6 転勤を理由とする転居の経験・予定あり

		Ī	男性	1	女性	
		В	Exp(B)	В	Exp(B)	
定数		-1.173	0.309 **	-4.154	0.016 **	
年齢		-0.018	0.982 **	0.003	1.003	
出身地都市		-0.050	0.951	-0.243	0.785	
最後に卒業 した学校	専修学校(高卒後),短 期大学,高専等	-0.086	0.918	0.478	1.612 *	
した子仪	大学,大学院等	0.856	2.353 **	1.499	4.476 **	
未婚		-0.209	0.811 **	0.333	1.396 *	
	事務→事務	0.186	$1.205^{+}$	-0.027	0.973	
	販売→販売	0.313	1.368 **	0.865	2.376 **	
	サービス→サービス	-0.132	0.876	-0.168	0.845	
職業キャリ	生産工程→生産工程	-0.886	0.412 **	-17.429	0.000	
アパターン	建設•採掘→建設•採掘	-0.539	0.583 **	_	_	
(最後の学	サービス→事務	_	_	-0.201	0.818	
校卒業直後	事務→サービス	_	_	-0.388	0.679	
の職業→現	専門・技術→事務		_	-0.014	0.986	
在の職業)	事務→管理職	0.693	2.000 **	0.657	1.929	
	専門・技術→管理職	0.618	1.855 **	0.505	1.658	
	販売→管理職	0.674	1.962 **	_	_	
	その他	-0.200	0.818 **	0.111	1.117	
Nagelkerke	$\mathbb{R}^2$	0	.098	0.074		
-2 対数尤用	Ę	9550.500		1725.561		
_ X <sup>2</sup>		679.483**		116.519**		
N		1	1164	5513		

注:1) \*\*: p < 0.01, \*: p < 0.05, +: p < 0.1

- 2) 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である
- 3) 職業キャリアパターンの参照グループは、専門・技術→専門・技術である

まず、若いほど転勤を理由とする転居の経験や予定(以下、「転勤」)がある傾向が男性についてのみみられた。若い年齢層の方が転勤が多い可能性がある<sup>10</sup>。出身地が都市であるか地方であるかについては有意な影響は認められなかった。「転勤」と最後に卒業した学校との関係をみると、「高校」に比べ、男性は「大学、大学院等」、女性は「専修学校(高卒後)、短期大学、高専等」も「大学、大学院等」も「転勤」がある傾向がみてとれる。男女とも高学歴であるほど転勤する者が多い傾向が認められた。

男性は結婚しているほど「転勤」がある傾向がみられたのに対し、女性は逆に結婚しているほど「転勤」がない傾向がみられた。女性についての結果は、転勤についての企業の女性への配慮、特に子育て期の女性への配慮によるものではないかと考えられる<sup>11</sup>).

<sup>10)</sup> 実際,若い層において転勤が多いとの調査結果もある.労働政策研究・研修機構(2017)によると,国内転勤では「転勤はどの年齢層でも偏りなくある」と答えた企業が66.2%であったが,「転勤の多い年齢層がある」と回答した企業も31.1%あり,そうした企業においては,国内転勤が多い年齢層(複数回答)は,「30代」(67.4%),「40代」(48.3%),「20代」(39.1%)となっていた.

<sup>11)</sup> 労働政策研究・研修機構(2017)によると、過去 3 年間で転勤において家族的事情などを考慮したことがあるかについて、「親等の介護」(56.7%)で最多であるが、次いで「本人病気」(42.1%)、「出産・育児」(28.2%)、「結婚」(23.8%)、「子の就学・受験」(22.2%)となっており、転勤において考慮する事情として子どもに関わる事情も多い。また、過去 3 年間でみた転勤に関する認識について、「子育て期の女性を転勤させることが難しい」との認識が87.2%と最も高くなっている。

職業キャリアパターンは、「専門・技術→専門・技術」に比べて、男性の方は、「生産工程→生産工程」、「建設・採掘→建設・採掘」の場合、「転勤」がない傾向があるのに対し、「販売→管理職」、「事務→管理職」、「専門・技術→管理職」、「販売→販売」、「事務→事務」は逆に「転勤」がある傾向が認められた。事務職、販売職、専門・技術職から管理職に就いた者<sup>12</sup>、或いは経験を積んで将来的には管理職になるキャリアパターンが多い事務職や販売職は、専門・技術職のキャリアを続けている者より転勤する傾向がみられる。

女性の方は、「専門・技術→専門・技術」に比較して、「販売→販売」がプラスになった他は有意となった職業キャリアパターンはなかった<sup>13)</sup>. 男性の方は、「管理職」になった者ほど「転勤」がある傾向がみられたが、女性は「事務→管理職」も「専門・技術→管理職」もそうした傾向は認められなかった。この結果は、転勤しなくても昇進できるぐらい能力や業績があるといった特別なケースでしか女性が管理職に昇進できないという実態があることを推測させる。そもそも企業は人材育成という観点で転居を伴う転勤を重視しており、管理職昇進を決めるに当たっても重要な要素の一つとしている。しかし、表1からも明らかであるとおり、前述した企業の女性への配慮もあって、女性が転居を伴う転勤をすることは男性に比べ顕著に少ない。転勤の経験を人材育成の観点から重視することが女性の人事評価にとって不利に働いている可能性がある。近年、女性に限らず、勤務地等を限定した社員を望む総合職が増加している。少子高齢化が進展し、労働供給制約が強まる中、女性の活躍促進のためにも、人材調達範囲拡大のためにも、本人の希望や事情との調整の重視、転勤制度の透明化・可視化等、転勤政策の見直しや、総合職の制約社員化に対応する抜本的な人事改革等が企業に求められる<sup>14)</sup>.

#### (4) 転職を理由とする転居の経験・予定

次に、転職による移動と職業キャリアパターンについて検討する。転職は、就職した後 の企業外の労働市場における職業キャリア形成のための自律的な移動といえる。しかし、

<sup>12)</sup> 専門・技術職のキャリアについて、藤本(2005)は、研究者・技術者のキャリアパスは、研究職・技術職から管理職へ移行するのが一般的であるが、専門職制度などデュアルラダーといわれるような事務職とは異なる技術者用の職業階梯をもつ企業も多いと指摘する。また、中澤(2008)は、研究開発技術者もキャリア後半では事務職と同様に管理職として処遇されるとする包括的一元管理ととらえるほうがより実情に適っていると考えられるが、管理職への転換の程度が企業によってかなり異なると指摘する。

<sup>13)</sup> 労働政策研究・研修機構(2017)によると、国内転勤の頻度の多い職種(4つまでの複数回答)は、「管理職」が65.2%と最も多く、次いで「営業職」(56.4%)、「研究開発等の技術系専門職」(20.2%)、「販売職・接客サービス職」(16.1%)、「総務・人事の事務職」(14.5%)、「製造・生産現場の作業」(14.0%)、「経理・財務の事務職」(12.0%)となっている。調査結果が男女別となっていないこと等から、単純に比較することはできないが、第8回人口移動調査では、営業職は基本的には「事務」に含まれていることを勘案すると、分析結果はこの調査結果と一定程度合致しているといえる。

<sup>14)</sup> 武石 (2017) は、女性活躍推進を含むダイバーシティ戦略の下で、転勤政策のあり方について、対象者の範囲の見直し、転勤を透明化・可視化できる運用のあり方、本人の希望や事情との調整、といった観点から検討を行う必要性を指摘する。また、松原 (2017) は、企業の人事配置に対して、個人のキャリア展望や事情に配慮した取組のニーズが高いことを指摘する。加えて、今野 (2016) は、深刻な労働供給制約への対応策として、女性を含め人材調達の範囲を拡大することが必要であることを指摘し、今野 (2017) は、総合職の制約社員化に対応する人事管理を5つのタイプに類型化し、その設計の際、重視すべきポイントや考えられる政策の選択肢を提示している。

表1のとおり、転職を理由とする転居の経験・予定(以下、「転居を伴う転職」)ありダミーの平均値は、「転勤」ありダミーに比べ男女とも小さく、少なくとも本稿で分析対象とした正社員については、転職による移動が国内人口移動全体に占める比重は小さいと考えることができる。転勤と同様、直近の引っ越しとこれから5年後までの引っ越し「150」における転職の経験・予定のみを取り上げ、被説明変数を作成した。即ち、引っ越しの経験がある場合の直近の引っ越しの理由と、5年後に居住地が異なる可能性がある場合の理由のいずれかまたは両方に「転職」と回答した場合に「1」、それ以外の場合に「0」とするダミー変数を作成し、男女別に二項ロジスティック分析を行った。説明変数は、転勤と同じ変数を投入した。分析結果は表7のとおりとなった。

表 7 転職を理由とする転居の経験・予定あり

		Ī	男性	女	(性	
		В	Exp(B)	В	Exp(B)	
定数		-3.511	0.030 **	-5.617	0.004 **	
年齢		-0.003	0.997	0.013	1.013	
出身地都市		-0.061	0.941	-0.448	0.639 *	
最後に卒業 した学校	専修学校(高卒後),短 期大学,高専等	0.383	1.466 **	2.647	1.405	
した子仪	大学,大学院等	0.833	2.300 **	0.973	2.647 **	
未婚		0.781	2.183 **	2.140	8.502 **	
	事務→事務	-0.553	0.575 **	-0.499	0.607 *	
	販売→販売	-0.126	0.882	-0.184	0.832	
	サービス→サービス	-0.313	0.731	0.316	1.371	
職業キャリ	生産工程→生産工程	-0.319	$0.727^{+}$	-1.132	0.322	
アパターン	建設•採掘→建設•採掘	-0.270	0.764	_	_	
(最後の学	サービス→事務	_	_	0.691	1.996	
校卒業直後	事務→サービス	_	_	-0.774	0.461	
の職業→現	専門・技術→事務	_	_	0.392	1.480	
在の職業)	事務→管理職	-0.210	0.811	0.271	1.311	
	専門・技術→管理職	-0.648	0.523 *	-17.000	0.000	
	販売→管理職	0.100	1.105	_	_	
	その他	0.376	1.456 **	0.200	1.222	
Nagelkerke R <sup>2</sup>		0.048		0.134		
-2 対数尤度		4317.782		1249.695		
$\chi^{^2}$		178	3.047**	170.131**		
N		1	1164	5513		

注:1) \*\*: p < 0.01, \*: p < 0.05, +: p < 0.1

<sup>2)</sup> 最後に卒業した学校の参照グループは、高校である

<sup>3)</sup> 職業キャリアパターンの参照グループは、専門・技術→専門・技術である

<sup>15)</sup> 転職は転動に比べても転居を伴わないものが多いと考えられるので、あくまで転職の一部を把握した数値に過ぎないことに留意が必要である。本稿の分析は、正社員のみを対象としていることや、転職経験だけでなく将来の転職も取り上げていること等から、単純な比較はできないが、厚生労働省(2015)によると、転職者の中で今の勤め先に転職するに当たって転居した者の割合は18.5%であった。

まず、年齢は有意な影響を男女とも持たなかった。正社員であっても定年前の50代はセカンドライフに向けて例えば U ターン転職すること等も少なくないと考えられ<sup>16)</sup>、「転居を伴う転職」でみたときは、年齢によってそれほど相違がなくなっていると推測できる。出身地が都市であるか地方であるかについては、地方出身者の方が「転居を伴う転職」がある傾向が女性についてのみ認められた。「転居を伴う転職」と最後に卒業した学校との関係をみると、「高校」に比べ、男性は「専修学校(高卒後)、短期大学、高専等」、「大学、大学院等」、女性は「大学、大学院等」が「転居を伴う転職」がある傾向が認められた。

また、男女とも未婚であるほど「転居を伴う転職」がある傾向がみられた。回帰係数の差の検定を行った結果、女性について、未婚であることが「転居を伴う転職」に対して及ぼす影響力は男性に比べ有意に高かった。未婚であることに係る説明変数が女性の分析モデルの当てはまり具合を高めており、職業キャリア形成の節目における移動についての分析のうち、転職による移動の分析は、女性の分析モデルの当てはまり具合が男性の分析モデルよりよい唯一のものとなっている。

職業キャリアパターンでは、「専門・技術→専門・技術」に比べて、男性の方は、「専門・技術→管理職」、「事務→事務」及び「生産工程→生産工程」は「転居を伴う転職」がない傾向が認められた。同じ専門・技術職から出発しても、管理職になる場合は企業特殊的な人的資本を形成することで同じ組織にとどまる傾向があるのに対し、専門・技術職を続ける場合においては、専門・技術職としてのエンプロアビリティを高めることができて、転職しやすいことが背景にあると推測できる。「転勤」についての分析結果と合わせて考えると、専門・技術職のキャリアを続けている者は、企業内では管理職になった者或いは管理職予備軍より転勤が少なく移動性が低いが、企業外の労働市場での移動性は専門・技術職から管理職になった者より高い。「事務→事務」については、管理職予備軍も一定程度含まれていることもあって、企業外の労働市場での移動性が低いと推測できる。「生産工程→生産工程」は職業キャリア形成の他の節目においても移動性が低いが、「転居を伴う転職」においても移動性が低いことが確認できた。

女性の方は、「専門・技術→専門・技術」に比べて、男性と異なり、「事務→事務」のみ「転居を伴う転職」がない傾向が認められた $^{17}$ . 他の分析と同様、有意となる職業キャリアパターンは男性に比べ少なかった。

<sup>16)</sup> 非正社員も含めた調査であるが、厚生労働省(2015)によると、転居を伴う転職の割合を年齢階級別にみたとき、 $25\sim29歳と50歳\sim54歳の二つの年齢階級に山がある。50<math>\sim54歳は25\sim29歳の山に比べ小さいが、本稿で対象とした正社員が含まれる割合は大きいと考えられる。$ 

<sup>17)</sup> 労働政策研究・研修機構(2018)によると、2017年の就業構造基本調査を用いて算出した、職種別の転職率のうち、本稿の分析で対象とした職種をみると、サービス職業が最も高く、販売、事務、生産工程、専門的・技術的職業、建設・採掘が続き、管理的職業が最も低いという順になっている。調査結果が男女別となっていないこと、非正社員も対象としていること、転居を伴わない転職も含まれていること等から、単純に比較することはできないが、有意となった職種について照らし合わせてみると、一定程度符合している。

#### V. まとめと今後の課題

本稿では、職業キャリアの形成と移動がどのように関わっているのかという問題意識の下、「第8回人口移動調査」のデータを用い、従業上の地位が正社員である男女を対象として、国内人口移動の範囲・頻度や最終学校進学、初職、転勤、転職といった職業キャリア形成の節目における移動と、職業キャリアとの関係について分析を行った。分析の結果、次の4点が明らかになった。

第一に、男性については、専門・技術職のキャリアを続けている者に比べ、専門・技術職や販売職等から管理職になった者は、移動の範囲が広く、頻度も多いのに対し、生産工程、サービス等のキャリアを続けている者は、移動の範囲が狭く、頻度も少ない傾向がある。

第二に、女性については、専門・技術職のキャリアを続けている者に比べ、生産工程や 事務職のキャリアを続けている者は移動の範囲が狭く、頻度も少ない傾向がある.

第三に、職業キャリアパターンや最終の学校卒業直後の職業によって、最終学校進学時や初職時の移動、転勤による移動に違いがある。具体的には、男性において、最終の学校卒業直後の職業を専門・技術職とする者に比べ、生産工程、販売職、事務職、サービス職とする者は最終学校進学時や初職時に同じ県にとどまる傾向がある。また、男性についてのみ、専門・技術職を続けている者に比べ、管理職になった者や管理職予備軍といえる販売職や事務職を続けている者は転勤する傾向があるのに対し、生産工程や建設・採掘を続けている者は転勤しない傾向がみられた。他方、女性については、最終の学校卒業直後の職業を専門・技術職とする者に比べ、事務職とする者は、最終学校進学時や初職時に同じ県にとどまる傾向が認められた。以上より、上記第一、第二の主な要因として、①男女共通して、専門・技術職からキャリアをスタートする者は、他の職業からキャリアをスタートする者に比べ、最終学校進学時や初職時に他県に移動する傾向が強いこと、②男性については、管理職になった者や管理職予備軍である者は、他の職業キャリアに比べ、転勤する傾向が強いことがあると考えられる。

第四に、女性は男性に比較して、職業キャリアの違いが国内人口移動に与える影響は限定的で、職業キャリア形成の節目での移動性は低い.具体的に述べると、職業キャリア形成の節目における移動に係る全ての分析において、有意となった職業キャリアパターンや最終の学校卒業直後の職業の数は、男性の方が女性より圧倒的に多かった。例えば、管理職に昇進した者ほど転勤する傾向は男性に認められたが、女性には認められなかった。女性については、職業キャリアの違いが国内人口移動に与える影響は男性に比し限定的であるということができる。職業キャリアと移動が密接に結びついていないことが、職業キャリア形成の節目である最終学校進学、就職、転勤、転職いずれの時点においても、女性の移動性が男性に比較して低いことにつながっていると考えられる。

以上から、後に管理職になる者を含め、専門・技術職として職業キャリアを始める者に

とっては、最終学校進学時や初職時の移動が職業キャリア形成にとって重要な機能を担っていることが示唆される。また、男性については、管理職になった者や管理職予備軍にとって、転勤が職業キャリアをさらに伸長していく上で有用な機会となっていることが推測できる。これらの職業キャリアを歩む者にとっては、国内人口移動が職業キャリア形成の節目において大きな役割を果たしていることがうかがわれる<sup>18)</sup>。ただ、企業が転勤を人材育成の面から重視しすぎることは、女性活躍促進の観点や勤務地等を限定した社員を望む総合職の増加への対応の観点からも望ましくないと考えられる。転勤制度の運用のあり方や総合職の制約社員化に対応する抜本的な人事改革が企業に求められる。

本稿では、調査上の制約があり、2時点のみの職業を取り上げ、職業キャリアパターンとして類型化した。また、転勤や転職については、直近の移動と5年後までの移動における転勤や転職の経験・予定のみを対象とした。しかし、本来であれば職業キャリアの軌跡を丁寧にたどった上で国内人口移動との関係について分析を行う必要があるだろう。また、本稿で分析の対象とした、最終の学校卒業直後及び現在の従業上の地位が正社員である者の割合は、18歳から59歳までの者のうちの46.7%を占めるに過ぎず、特に女性については30.6%にとどまっている。全体的な状況を把握するためにも、非正社員の職業キャリアと国内人口移動の分析が今後の課題となる。

#### 籍樵

本稿を作成するに当たり、匿名査読者の方から貴重なご助言をいただきました。心より御礼申し上げます。

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「人口移動調査プロジェクト」の研究成果であり、本研究で使用した「人口移動調査」の調査票情報(個票データ)は、統計法に基づき二次利用したものです。関係各位に感謝申し上げます。

(2019年10月8日査読終了)

#### 参照文献

磯田則彦(2009)「高等教育機関への進学移動と東京大都市圏への人口集中」『福岡大學人文論叢』41巻3号, nn 1029-1052

井上孝(2001)「わが国における生涯移動とその特性」,『人口問題研究』57-1, pp.41-62

今野浩一郎(2010)「転勤と人材ポートフォリオ,賃金制度との関係」『人事実務』No.1091, pp.8-11

今野浩一郎 (2016)「労働供給制約時代の人事管理」『日本労働研究雑誌』674号, pp.16-25

今野浩一郎(2017)「総合職の制約社員化と人事管理」『日本労働研究雑誌』689号, pp.40-50

李永俊(2012)「第3章 地域間移動と格差問題」,『「東京」に出る若者たち――仕事・社会関係・地域間格差』, ミネルヴァ書房,pp.71-87

<sup>18)</sup> Stalker (2000) や Guellec & Cervantes (2002) は、高度人材の場合、国際労働力移動は自らのキャリアを発展させる機会となっていると指摘するが、同じような状況が国内人口移動についても確認できたといえる。但し、本稿で分析した正社員については、日本国内における就職後の移動は企業内における転勤が中心となっており、Hall (2002) のいう個人主体の自律的なプロティアン・キャリアの要素は国境を越えて移動する高度人材よりも小さいと考えられる。

喜始照宣(2015)「第1章 進学・就職に伴う地域移動のパターンとその推移―第7回人口移動調査の分析による検討」『資料シリーズNo.162若者の地域移動―長期的動向とマッチングの変化―』労働政策研究・研修機構,pp.12-45

厚生労働省(2015)雇用の構造に関する実態調査(転職者実態調査)

国立社会保障·人口問題研究所(2018)『2016年社会保障·人口問題基本調查 第8回人口移動調查報告書』,調查研究報告資料第36号

清水昌人(2010)「近年における大都市圏の転入超過の分析」、『人口問題研究』66-1, pp.1-16

清水昌人(2014)「大都市圏居住者のライフステージ別居住地と人口構造」、『人口問題研究』70-1, pp.44-64

杉浦裕晃 (2012)「第1章 地域間労働移動の実態と時系列分析」,『「東京」に出る若者たち一仕事・社会関係・ 地域間格差』,ミネルヴァ書房,pp.21-46

武石恵美子(2017)「第1章 ダイバーシティ推進と転勤政策の課題―社員の納得性を高めるために」,『ダイバーシティ経営と人材活用』,東京大学出版会,pp.23-42

中澤高志 (2008)『職業キャリアの空間的軌跡―研究開発技術者と情報技術者のライフコースー』,大学教育出版中澤高志 (2016)「職業別純移動にみる東京圏の居住地域構造」,『経済地理学年報』第62巻,pp.39-56

原純輔(1999)「労働市場の変化と職業威信スコア」,『日本労働研究雑誌』472号, pp.26-35

藤本昌代 (2005)「科学技術系研究者・技術者の処遇と社会的相対性」、『日本労働研究雑誌』541号, pp.49-57 松原光代 (2017)「第2章 転勤が総合職の能力開発に与える効果―育成効果のある転勤のあり方」、『ダイバーシティ経営と人材活用』、東京大学出版会、pp.43-63

連合総合生活開発研究所 (2000)「裁量労働制の適用可能性に関する調査研究報告書」

労働政策研究・研修機構(2017)「企業における転勤の実態に関する調査」

労働政策研究・研修機構(2018)「ユースフル労働統計2018」

Guellec, D. & Cervantes, M. (2002) "International Mobility of Highly Skilled Workers: From Statistical Analysis to Policy Formulation", *International Mobility of the Highly Skilled*, OECD, pp.71-98

Hall, D. T. (2002) Careers in and out of Organizations, Sage

Stalker, P. (2000) Workers without Frontiers, ILO, Lynne Rienner Publishers

#### Occupational Careers and Internal Migration

#### Yuko Tsukasaki

This paper analyzed the relationship between occupational careers and internal migration using the data from the Eighth National Survey on Migration. The analysis was conducted on male and female regular employees. As a result, the following four points became clear: (1) As for men, compared to those who continue their careers in professional and engineering jobs, those who have changed from professional and engineering jobs or sales jobs to managerial jobs tend to have a wider range of and more frequent migration. On the other hand, those who continue their careers such as manufacturing process and service jobs tend to have a narrower range of and less frequent migration. (2) Regarding women, compared to those who continue their careers in professional and engineering jobs, those who continue to work in clerical and manufacturing process jobs tend to have a narrower range of and less frequent migration. (3) Tendency to have moved to other prefectures for the final education or first job of those who start occupational careers from professional and engineering jobs and tendency to be transferred of male managers and managers-to-be are the main factors of (1) and (2). (4) For women, the effect of differences in occupational career on migration is limited compared to men and women are less mobile at the milestones in vocational career formation than men. Understanding the differences in internal migration depending on occupational careers will help to find out the role of migration in occupational career formation and the actual situation of internal migration related to employment.

### 研 究 論 文

# An Examination of the Risk of Becoming Uninhabited at the Small Area Scale: Using Data from the Web System of Small Area Population Projections for the Whole Japan

#### Takashi Inoue and Nozomu Inoue

The Web System of Small Area Population Projections for the Whole of Japan (SAPP for Japan) was released by the first author in 2016. The purpose of this study is to attempt an examination of the risk of becoming uninhabited at the small area scale in Japan using data from SAPP for Japan and to demonstrate its application capability through the examination. We performed the analysis by applying two logit models to the 2010 small-area census population and the projected population obtained from SAPP for Japan. We also formulated the (a) risk-of-disappearing dummy, (b) marginal-village dummy, (c) non-DID dummy, and (d) nonmetropolitan-area dummy. Variables were assigned a value of 1 if a small area satisfied one of the following four criteria, and 0 if they did not: (a) The female population aged 20-39 declines by more than or equal to 50 percent from 2010 to 2040; (b) The proportion of the population aged 65 and older in 2010 is 50 percent or more; (c)The population per square kilometer in 2010 is less than 4,000 persons; (d)The location is outside of the three major metropolitan areas including the 11 prefectures (Saitama, Chiba, Tokyo, Kanagawa, Gifu, Aichi, Mie, Osaka, Kyoto, Hyogo, or Nara). The analysis results are summarized as follows: First, the condition satisfying the marginal-village criterion is the most influential risk factor in terms of small areas' becoming uninhabited in the future. This suggests that the risk is extremely high in small areas where the population is significantly aging. Second, the condition satisfying the risk-of-disappearing criterion is also an influential risk factor for small areas. This suggests that the decline in the young female population in small areas greatly increases the risk. Third, the non-DID and nonmetropolitan-area criteria have little influence on the risk. In other words, low population density in small areas does not always increase the risk. Forth, as a result, it has been proven that SAPP for Japan has a capability for the demographic analysis.

#### 1. Introduction

The first author released the original website of *The Web System of Small Area Population Projections for the Whole of Japan* in 2016 (Inoue 2016, 2018). "SAPP for Japan" stands for this system, which opened small-area (about 217 thousand areas), long-time (2015 - 60), and nationwide projected population of Japan for the first time on internet. This system enables us to perform various types of demographic analysis by making the most of the advantage of population

forecasting on a per-small-area basis. In fact, the first author has indicated the efficacy of the system through a few demographic analyses (Inoue 2018; Inoue and Komatsu 2018; Inoue and Inoue 2018). The purpose of this study is to attempt an examination of the risk of becoming uninhabited at the small area scale in Japan using data from SAPP for Japan and to demonstrate the application capability of the system through the examination.

Regional Population Projections for Japan: 2010-2040 practiced by the National Institute of Population and Social Security (2013) assumed that population migration rates would converge to a certain extent in the future. In contrast, the Japan Policy Council (2014) assumed that migration among regions would not converge in the future and that, as a result, the young female population of 896 municipalities (49.8 percent of the total) would decrease by more than or equal to 50 percent by 2040. Of these 896 municipalities, there are 523 municipalities (29.1 percent of the total) whose population is less than 10,000. The Council designated the municipalities where the female population aged 20-39 would decrease by 50 percent or more from 2010 to 2040 as the "cities at risk of disappearing." In the meantime, Ohno (1991) advocated the new term "marginal village" for villages where more than or equal to 50 percent of the population is ages 65 and older. Marginal villages face difficulties in maintaining their functions as communities. The Rural Development Planning Commission (2006) surveyed some problems peculiar to the marginal village would become uninhabited (e.g., Sakuno 2012; Yamamoto 2014).

As mentioned above, the condition of becoming a city at risk of disappearing focuses only on the young female population, and by contrast, the condition of becoming a marginal village focuses only on the elderly population. A decline in the number of young women who reproduce the population leads to a reduction in the number of children, which eventually results in population decline. Furthermore, areas with a high percentage of elderly people tend to have a relatively low production-age population, which makes it difficult to maintain the community and promotes population decline in the area. Although either of the above conditions is a factor in population decline, there are few studies that compare the two conditions in terms of their influence on increasing the risk of becoming uninhabited in Japan. This study attempts an examination of the risk of becoming uninhabited at the small area scale in Japan through a demographic analysis, specifically by applying logit models to the 2010 small-area census population and the projected population obtained from SAPP for Japan. Since this analysis demonstrates the condition that provides more explanatory factors for the risk, it is also possible to identify areas where the population will excessively decline in the future. Section 2 explains the data and specific methods used in the analysis. Section 3 describes analysis results by applying logit models. The final section summarizes the analysis results and refers to future issues.

<sup>1)</sup> Many other studies discussed problems on the marginal village (e.g., Ohno 2005, 2008; Odagiri 2009).

#### 2. Data and Methods

This section describes the data and methods used in the analysis. Two types of data were used. The first one is the census demographic data by sex and 5-year age group on a per-small-area basis in 2010. The second one is the projected population data from the official version 2.0 of SAPP for Japan. As mentioned above, this system first offered web-based access to small-area (approximately 217,000 *cho-chos* and *azas*), long-term (2015 - 60), and nationwide population projections for Japan by sex and 5-year age group. Before developing this system, Inoue (2014, 2017) proposed a new method to smooth the two demographic indicators (cohort change ratio and child-woman ratio) on the analogy of the population potential by Stewart (1947). The method smooths the two demographic indicators of a small area by using those of a municipality including the small area and is written in the following equation:

$$\hat{x}_i = \frac{\sqrt{p_i}}{\sqrt{p_i} + \sqrt{P}} \cdot \frac{q_i}{p_i} + \frac{\sqrt{P}}{\sqrt{p_i} + \sqrt{P}} \cdot \frac{Q}{P} , \quad (1)$$

where  $p_i$  and  $q_i$  show the population of small area i, P and Q show the population of a municipality including the small area, and  $\hat{x}_i$  denotes an estimator of demographic indicator  $q_i / p_i$  of small area i. If  $p_i$  and P show the population regarding a certain cohort at one time point and if  $q_i$  and Q show the population regarding the same cohort at another time point, both  $q_i / p_i$  and Q / P indicate a cohort change ratio. If  $p_i$  and P show the female population aged 20-39 and if  $q_i$  and Q show the population aged 0-4, both  $q_i / p_i$  and Q / P indicate a child-woman ratio. The projected population of SAPP for Japan have been calculated based on the cohort change ratio method<sup>2)</sup> using the above two demographic indicators smoothed by Equation (1). As is well known, the population projections by this method is performed under the precondition that all cohort change ratios and all child-woman ratios at the beginning of a projection period are constant during the period<sup>3)</sup>. Because the child-woman ratio is one of indicators showing fertility or a fertility rate, we can consider the cohort change ratio method to be a demographic technique established under the precondition that the cohort change ratio and the fertility rate are constant.

To perform the above-mentioned demographic analysis by logit models, we attempted to measure the risk of becoming uninhabited in small areas by comparing the projected 2060 population data with the 2010 census data. The analysis focused on 203,373 small areas with a population greater than or equal to 10 in 2010. According to SAPP for Japan, the proportion of those small areas to the total is 93.66 percent on a number basis, 88.22 percent on an area basis, and 99.99 percent on a population basis.

Based on four criteria, we defined four dummy variables as explanatory ones of logit models:

<sup>2)</sup> This method was formulated by Hamilton and Perry (1962) and is most usually used for small area population projections at present.

<sup>3)</sup> Under this precondition, if once an area becomes uninhabited, the area never becomes inhabited.

criteria and variables regarding the "city at risk of disappearing," the "marginal village," the non-DID<sup>4)</sup>, and the nonmetropolitan area (hereinafter referred to as risk-of-disappearing, marginal-village, non-DID, and nonmetropolitan-area criteria/dummies, respectively). The chief aim of this analysis was to compare the risk-of-disappearing criterion with the marginal-village criterion. Nevertheless, the non-DID and nonmetropolitan-area criteria were also added to generate the dummy variables in this regression, because the non-DID or nonmetropolitan-area criteria indicate a small area with low population density or a certain level of rurality, and both indicate that the small area is likely to become uninhabited. Given the above, we formulated the (a) risk-of-disappearing dummy, (b) marginal-village dummy, (c) non-DID dummy, and (d) nonmetropolitan-area dummy. Variables were assigned a value of 1 if a small area satisfied one of the following four criteria, and 0 if they did not:

- (a) The female population aged 20-39 declines by more than or equal to 50 percent from 2010 to 2040;
- (b) The proportion of the population aged 65 and older in 2010 is 50 percent or more;
- (c) The population per square kilometer in 2010 is less than 4,000 persons;
- (d) The location is outside of the three major metropolitan areas including the 11 prefectures (Saitama, Chiba, Tokyo, Kanagawa, Gifu, Aichi, Mie, Osaka, Kyoto, Hyogo, or Nara).

Table 1 represents basic statistics by groups of small areas determined according to whether they satisfied each criterion, i.e., whether each dummy variable equals 1 or 0. Every population

Table 1 Basic Statistics by Groups of Small Areas Divided by Whether Each Dummy Variable is Equal to 1 or 0

			total area (square kilometers)	20	10	20	60	
value of each dumn variable	ny	number of small areas		total population	average population per small area	total population	average population per small area	population index in 2060 (2010=100)
				(1,000 persons)	(persons)	(1,000 persons)	(persons)	(======================================
(a) risk-of-	1	64,693	106,329	20,040	310	10,512	162	52.5
disappearing dummy	0	138,680	222,476	108,002	779	75,976	548	70.3
(b) marginal-	1	9,231	39,486	1,111	120	261	28	23.5
village dummy	0	194,142	289,319	126,932	654	86,227	444	67.9
(c) non-DID	1	124,416	320,267	52,801	424	30,797	248	58.3
dummy	0	78,957	8,537	75,241	953	55,692	705	74.0
(d) nonmetropolitan-	1	130,643	280,177	62,586	479	36,045	276	57.6
area dummy	0	72,730	48,628	65,456	900	50,444	694	77.1

<sup>4)</sup> DID (Densely Inhabited District) is a type of statistical area in Japan. Its core criterion is that the population density is more than or equal to 4,000 persons per square kilometer. For the details, please see Statistics Bureau HP. (https://www.stat.go.jp/english/data/chiri/did/1-1.html).

index at the right end in Table 1 was calculated by dividing the total population in 2060 by that in 2010, or by dividing the average population per small area in 2060 by that in 2010. The indices showed the highest value when the nonmetropolitan-area dummy = 0, indicating that the population declines relatively slowly in the metropolitan areas. On the other hand, the indices showed by far the lowest value when the marginal-village dummy = 1, indicating that the population rapidly declines in areas with a very high aging rate. Focusing on the differences in the indices, we found that the differences between the cases where dummy = 1 and dummy = 0 were 17.8, 44.4, 15.7, and 19.5 percent points for the four variables, respectively, and that the marginal-village dummy displayed the largest difference (44.4). This suggests that the marginal-village criterion can most distinctly delineate extremely depopulated areas.

The above four dummy variables correspond to the explanatory ones that were input into logit models constructed in this study. Meanwhile, the objective variables of these logit models were formulated by using the above-mentioned population indices. Based on these indices, if we judged that a small area would almost or completely become uninhabited, 1 was given to the objected variables, and otherwise, zero was given to them. To decide the judgement criteria, we defined the following six stages according to the population index:

```
1) Stage I: index > 100;
```

2) Stage II: 100 index > 50;

3) Stage III: 50 index > 25;

4) Stage IV: 25 index > 10;

5) Stage V: 10 index > 0;

6) Stage VI: index = 0.

Of these six stages, only Stage I indicates that the population of small areas increase from 2010 to 2040, and only Stage VI indicates that small areas become completely uninhabited by 2040. Table 2 represents the number of small areas by value of each dummy variable and by stage. By comparing the two modes in the cases of dummy = 1 and dummy = 0 for each dummy variable, we can realize which variable is more efficient for detecting small areas with the risk of becoming uninhabited. As regards the risk-of-disappearing dummy, Stage III and Stage II are equivalent to the mode when dummy = 1 and dummy = 0, respectively. As regards the marginal-village dummy, Stage IV and Stage II are equivalent to the mode when dummy = 1 and dummy = 0, respectively. By contrast, as regards the non-DID and nonmetropolitan-area dummies, Stage II is equivalent to the mode when both dummy = 1 and dummy = 0. These facts suggest that the risk-of-disappearing and marginal-village dummies are more efficient for detecting small areas that might become uninhabited than the non-DID and nonmetropolitan-area dummies.

This study considered the following criteria to be reasonable for defining the objective variables: the first one is whether or not index = 0 (Stage VI); the second one is whether or not index 10 (Stages V and VI); and the third one is whether or not index  $\leq$  25 (Stages IV, V, and

VI). However, the first one was not adopted as criterion, because, as shown in Table 2, there were no areas belonging to Stage VI in the case of the risk-of-disappearing dummy = 0, and because the logit model in this case was not established. As a result, two binary variables were defined as objective one as follows: one variable shows 1 (if index  $\leq$  10) or zero (otherwise); and the other variable shows 1 (if index  $\leq$  25) or zero (otherwise). Two logit models formulated using the former and the latter variables were referred to as Model 1 and Model 2, respectively. Both of the two models include four explanatory dummy variables (the risk-of-disappearing, marginal-village, non-DID, and nonmetropolitan-area dummies).

The next section considers analysis results of Models 1 and 2 formulated in this section. Before beginning the consideration, let us have a brief discussion on relative risks through a contingency table, which we created by rearranging Table 2 based on the forms of those two logit

Table 2 The Number of Small Areas by Value of Each Dummy Variable and by Stage

value of each dumn	ny			numl	per of small a	reas		
variable		total	Stage I	Stage II	Stage III	Stage IV	Stage V	Stage VI
(a) risk-of-	1	64,693	505	20,361	31,389	9,442	2,285	711
disappearing dummy	0	138,680	5,975	90,760	39,408	2,455	82	0
(b) marginal-	1	9,231	0	59	2,076	4,387	2,037	672
village dummy	0	194,142	6,480	111,062	68,721	7,510	330	39
(c) non-DID	1	124,416	2,068	54,792	53,893	10,865	2,110	688
dummy	0	78,957	4,412	56,329	16,904	1,032	257	23
(d) nonmetropolitan-	1	130,643	1,726	58,672	57,734	9,951	1,968	592
area dummy	0	72,730	4,754	52,449	13,063	1,946	399	119

Table 3 Contingency Table with Relative Risks Regarding Categorizations 1 and 2

			C	ategorization 1		Categorization 2			
value of each dumn variable	ny	total	Stages I -IV	Stages V-VI	relative	Stages I - III	Stages IV-VI	relative	
variable			index > 10	$index\leq10$	risk	index > 25	$Index\leq25$	risk	
(a) risk-of-		64,693	61,697	2,996	79.22	52,255	12,438	10.51	
disappearing dummy	0	138,680	138,598	82	78.32	136,143	2,537	10.51	
(b) marginal-	1	9,231	6,522	2,709	154.40	2,135	7,096	10.04	
village dummy	0	194,142	193,773	369	154.40	186,263	7,879	18.94	
(c) non-DID	1	124,416	121,618	2,798	6.24	110,753	13,663	( (1	
dummy	0	78,957	78,677	280	6.34	77,645	1,312	6.61	
(d) nonmetropolitan-	1	130,643	128,083	2,560	2.75	118,132	12,511	2.92	
area dummy	0	72,730	72,212	518	2.75	70,266	2,464	2.83	

note: Models 1 and 2 in the next section are formulated on the basis of Categorizations 1 and 2, respectively.

models (Table 3). Every relative risk in Table 3 was calculated as a ratio of the risk in the case of dummy = 0 to that in the case of dummy = 1. For example, the relative risk (78.32) of the risk-of-disappearing dummy in Categorization 1 was given by (2,996 / 64,693) / (82 / 138,680). According to Table 3, the relative risk of the marginal-village dummy showed the highest value both in Categorizations 1 and 2. These facts strongly suggest that the marginal-village criterion (above-mentioned criterion (b)) would most distinctly delineate areas that are likely to become uninhabited.

#### 3. Analysis Results

Table 4 shows the application results of Models 1 and 2. According to this table, the log likelihood is -7,017 and pseudo R<sup>2</sup> is 0.56 for Model 1; and log likelihood is -30,004 and pseudo R<sup>2</sup> is 0.44 for Model 2. These results revealed that Model 1 is more fitting than Model 2. Next, we focused on odds ratios obtained by converting the regression coefficients of each dummy variable. With regard to Model 1, the odds ratios were significant at the 1 percent level except that the ratio of the nonmetropolitan-area dummy was significant at the 5 percent level, and the marginal-village dummy had the highest ratio (100.08), followed by the risk-of-disappearing dummy (31.03). For Model 2, all odds ratios were significant at the 1 percent level, and as with Model 1, the marginal-village dummy had the highest ratio (61.89), followed by the risk-of-disappearing dummy (12.20).

Moreover, by adding interaction terms to Models 1 and 2, this study attempted to apply further two logit models, Models 1' and 2'. Although 6 interaction terms based on all combinations of 4 dummies (a) - (d) were input into the two models using the stepwise method, only 3 interaction terms (a)\*(b), (b)\*(c), and (c)\*(d) were adopted as variable significant at the 5 percent level in Model 1' and only 3 interaction terms (a)\*(d), (b)\*(c), and (c)\*(d) were adopted as variable significant at the 5 percent level in Model 2'. All odds ratios of newly added interaction terms were within a range of 0.2 - 1.2, and as a result, we understood that the interaction of those 4 dummies

Table 4 Application Results of Two Logit Models

		Model 1	Model 2
nui	mber of observations	203,373	203,373
	log likelihood	-7,017	-30,004
	pseudo R <sup>2</sup>	0.56	0.44
	(a) risk-of-disappearing dummy	31.03 **	12.20 **
11	(b) marginal village dummy	100.08 **	61.89 **
odds ratio	(c) non-DID dummy	1.73 **	5.29 **
	(d) nonmetropolitan-area dummy	1.15 *	1.57 **

note: \*and\*\* indicate statistical significance at the 5% and 1% levels, respectively.

was not strong as to greatly increase the risk of becoming uninhabited<sup>5)</sup>.

The above results regarding Models 1 and 2 clarify the fact that the marginal-village and risk-of-disappearing criteria can more clearly delineate small areas at a risk of becoming uninhabited than the non-DID and nonmetropolitan-area, and in particular the marginal-village criterion increases the risk much higher than the risk-of-disappearing. This fact means that the demographic factors such as population aging and decline in female population increase the risk more than the geographical factors such as low population density and rurality, and that especially the population aging increases the risk more than the decline in young female population.

#### 4. Conclusion

This study practiced an examination of the risk of becoming uninhabited at the small area scale by performing a demographic analysis by SAPP for Japan to demonstrate its application capability through the analysis. The analysis results are summarized as follows:

- The condition satisfying the marginal-village criterion is the most influential risk factor
  in terms of small areas' becoming uninhabited in the future. This suggests that the risk
  is extremely high in small areas where the population is significantly aging.
- 2) The condition satisfying the risk-of-disappearing criterion is also an influential risk factor for small areas. This suggests that the decline in the young female population in small areas greatly increases the risk.
- 3) The non-DID and nonmetropolitan-area criteria have less influence on the risk. In other words, low population density in small areas does not always increase the risk.
- 4) As a result, it has been proven that SAPP for Japan has a capability for the demographic analysis.

As mentioned above, SAPP for Japan was developed based on the cohort change ratio method, and the method is considered to be a demographic technique established under the precondition that the cohort change ratio and the fertility rate are constant. This precondition is a minimum and necessary principle adopted commonly in every method of population projections, in other words, a general principle underlying in the population change, and therefore the above results have a possibility to hold in various situations of the population change. In SAPP for Japan, however, the population projections were performed using cohort change ratios and child-woman ratios of a specific time point, that is, the year of 2010, when in-migration into areas with a high aging rate was scarcely observed in Japan, and consequently the periodical effect caused by such the regional

<sup>5)</sup> The odds ratios of (a)\*(b), (b)\*(c), (c)\*(d) in Model 1' and (a)\*(d), (b)\*(c), (c)\*(d) in Model 2' were 0.2, 0.2, 0.7, 0.6, 0.3, 1.2, respectively. Of these ratios, only the value 1.2 means the interaction gave positive effects on the risk, and obviously the effect was not strong. On the other hand, the values 0.2, 0.2, and 0.3, each of which was a ratio regarding the marginal-village dummy, mean the interactions gave strong negative effects on the risk. We think that, because the marginal-village dummy showed an extremely high ratio by itself, an adjustment mechanism operated on those interactions to control the effect of the dummy.

demographic situation in 2010 might appear in the above result 1), which is the most important one. It is a future problem to evaluate the periodical effect accurately because it is beyond the scope of this paper.

This study analyzed the data only at two time points, the years 2010 and 2060; however, SAPP for Japan provides 5-year demographic data up to  $2060^{60}$ . Therefore, in future studies, we will identify how changes occur in the analysis results by segmenting the analysis period. Moreover, the dummy variables used as explanatory variables were based only on one population structure, such as the aging rate (i.e., the proportion of the population aged 65 and over) or the decline in the female population aged 20-39. A more explanatory model would incorporate variables based on multiple demographic structures.

#### Acknowledgements

This paper is a result of the study which received a financial support of the Japan Society for the Promotion of Science by grant-in-aid (grant number: 25370919 and 16H03525). The version 2.0 of SAPP for Japan that we handled was produced by modification and editing of 2005 and 2010 census small area statistics downloaded from the site "Portal Site of Official Statistics of Japan" (http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/eStatTopPortalE.do).

#### References

- Hamilton, C. H. and J. Perry (1962): A Short Method for Projecting Population by Age from One Decennial Census to Another. *Social Forces* 41(2): 163-170.
- Inoue, T. (2014): A New Method of Estimating Small Area Demographics Using Population Potential. Working Paper Series, *Institute of Economic Research*, Aoyama Gakuin University 2014-3: 1-16.
- Inoue, T. (2016): The Web System of Small Area Population Projections for the Whole Japan (regular version 1.0). http://arcg.is/1GkdZTX
- Inoue, T. (2017): A New Method for Estimating Small Area Demographics and Its Application to Long-term Population Projection. 473-489, Swanson, D. A. ed., *The Frontiers of Applied Demography. Springer*.
- Inoue, T. (2018): Release of a Regular Version of the Web System of Small Area Population Projections for the Whole Japan. *E-journal GEO* 13(1): 87-100. (in Japanese with English abstract)
- Inoue, T. (2018): Population Forecasting of Urban and Rural Areas Using "The Web System of Small Area Population Projections for the Whole of Japan." *Statistical Magazine (Tokei)* 69(10): 49-52. (in Japanese)
- Inoue, T. and S. Komatsu (2018): Population Forecasting by Distance Belt in the Three Major Metropolitan Areas Using "The Web System of Small Area Population Projections for the Whole of Japan." *ESTRELA* 295: 8-13. (in Japanese)
- Inoue, T. and N. Inoue (2018): Population Forecasting by Altitude and Inclination Using "The Web System of Small Area Population Projections for the Whole of Japan." *ESTRELA* 295: 14-19. (in Japanese)
- Japan Population Council (2014): *Stop the Declining Birthrate and Local Vigor Strategy*. http://www.policycouncil.jp/pdf/prop03/prop03.pdf. (in Japanese)
- National Institute of Population and Social Security Research (2013): *Regional Population Projections for Japan:* 2010-2040. Tokyo: National Institute of Population and Social Security Research.

<sup>6</sup> The new version, 3.0 of SAPP for Japan was released on Jun 1, 2019, in which the forecasting period was extended up to 2065. This study used version 2.0.

- http://www.ipss.go.jp/pp-shicyoson/e/shicyoson13/t-page.asp
- Ohno, A. (1991): Aging in Mountain Villages and Marginal Community. Keizai 327: 55-71. (in Japanese)
- Ohno, A. (2005): Introduction to Mountain Village's Environmental Sociology Marginal Villages and Cooperative Management of Basin Area. Tokyo: Rural Culture Association Japan (in Japanese)
- Ohno, A. (2008): Genkai Shuraku to Chiiki Saisei [Marginal Settlements and Regional Regeneration]. Kyoto: Kyoto Shimbun Pub. Center (in Japanese)
- Odagiri, T. (2009): Nosanson Saisei, Genkai Shuraku Mondai Wo Koete [Restoration of Agricultural and Mountain Villages, Beyond the Depopulated Villages]. Tokyo: Iwanami Shoten (in Japanese)
- Rural Development Planning Commission (2006): *Investigation Report on the Actual Situation of Village Function in Marginal Village*. http://www.maff.go.jp/j/nousin/noukei/communit/pdf/18report.pdf (in Japanese)
- Sakuno, H. (2017): Human Geographical Study on Non-habitation of Settlements. Grant-in-aid for Scientific Research (C) Report of Research Project (2012-2016).
  - https://kaken.nii.ac.jp/ja/file/KAKENHI-PROJECT-24520891/24520891seika.pdf (in Japanese with English abstract)
- Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications: Statics Japan HP/What Is a Densely Inhabited District?
  - https://www.stat.go.jp/english/data/chiri/did/1-1.html (Last viewed on Jun12th, 2019)
- Stewart, J. Q. (1947): Empirical Mathematical Rules Concerning the Distribution and Equilibrium of Population. *Geographical Review* 37: 461-485.
- Yamamoto, T. (2014): Critical Assessment of GENKAI-SYURAKU (Marginal Hamlets) Theory. *Journal of the Faculty of Management and Information Systems* 6: 113-123. (in Japanese)

## 小地域スケールにおける無居住化リスクの検証 一消滅可能性都市と限界集落の基準に着目して一

### 井上 孝•井上 希

SAPP for Japan は、筆頭著者が2016年に公表した「全国小地域別将来人口推計システム」の略称である。本研究の目的は、SAPP for Japan のデータを用いて日本の小地域スケールにおける無居住化リスクの検証を試み、ひいてはその検証を通じて同システムの適用性を示すことである。本研究は、2つのロジットモデルを2010年国勢調査小地域人口と同システムから得られた推計人口に適用して分析を行った。その際、日本創成会議(2014)が提示した消滅可能性都市の基準、および、限界集落の基準に着目した。

2つのロジットモデルの説明変数は共通しており、4つのダミー変数「消滅可能性ダミー」「限界集落ダミー」「非 DID ダミー」「非大都市圏ダミー」からなる。これらの変数は、当該小地域が以下に述べる各基準に該当した場合に 1、非該当の場合に 0 となる。消滅可能性ダミーの基準は消滅可能性都市の基準に相当し、 $2010\sim40$ 年における20-39歳女子人口の減少率が50%以上となる場合である。限界集落ダミーの基準は限界集落の人口面の基準に相当し、2010年の65歳以上人口割合が50%以上の場合である。非 DID ダミーの基準は、2010年の人口密度が DID 基準未満である場合をいう。非大都市圏ダミーの基準は、三大都市圏以外に位置する場合をいう。一方,目的変数は、当該小地域の2010年人口を100とした場合の2060年人口を指数化した値に基づいて定義され、モデル 1 の目的変数は「指数100」のとき 1、そうでないとき 10、モデル 10 のとき 10 のとき 10 でないとき 10 でないとき 10 がそれぞれ与えられる。いずれの場合も、目的変数が 10 のとき完全もしくはほぼ無居住化が達成されたとみなす。

分析の結果、モデル1では、対数尤度が-7,017、疑似決定係数が0.56、モデル2では、対数尤度が-30,004、疑似決定係数が0.44となり、モデル1の方が適合度の良いことが明らかとなった。オッズ比については、モデル1では消滅可能性ダミーが31.03、限界集落ダミーは100.08、非DIDダミーは1.73、非大都市圏ダミーは1.15であった。モデル2では消滅可能性ダミーが12.20、限界集落ダミーは100.08、非DIDダミーは1.73、非大都市圏ダミーは1.73、非大都市圏ダミーは1.15であった。モデル1では非大都市圏ダミーが5%水準、それ以外のダミーが1%水準で有意であり、モデル2では全てのダミーが1%水準で有意であった。以上の結果から、無居住化リスクは、消滅可能性都市の基準よりも限界集落の基準の方が顕著に高いことが確認できた。すなわち、人口の高齢化は無居住化リスクを高める影響力が最も高いことを表している。また、若い女性の減少も無居住化リスクに影響力があることが確認できた。これに対して、非DID基準や非大都市圏基準は無居住化リスクに対して影響力が低かった。さらに、以上の分析を通じて、SAPP for Japan が一定の適用性を有していることが示された。

## 資 料

# 都道府県別にみた日本人男女年齢(5歳階級)別転入率, 転出率および転入超過率:2014~2018年

## 貴志匡博•峯島靖志•清水昌人

最近の日本では、「地方創生」のもと、政府が東京圏への転入超過数ゼロ<sup>1)</sup>を目標に掲げたり、地方自治体が将来の人口ビジョンを作成したりするなど、これまで以上に人口移動に関心が向けられるようになっている。

こうした人口移動への関心に応え得る統計は日本にもいくつかあるが、最も代表的なものとしては、総務省統計局の「住民基本台帳人口移動報告」(以下、「住基移動」)がある。この「住基移動」は住民票の移動件数を集計した行政記録に基づく統計であり、全市区町村の毎年の転入数、転出数、転入超過数が年齢別に得られる最も基礎的な人口移動統計となっている。ただし、この「住基移動」で提供されているのは基本的に移動の件数のみであり、男女年齢別の転入率、転出率、転入超過率といった移動に関する最も基本となる諸率はほとんど計算されていない。年報詳細集計において、都道府県間移動率と三大都市圏への転入超過率が、主に総務省統計局の「人口推計」(1,000人単位)を分母として計算し公表されているのみである<sup>2)</sup>。

そこで本資料では、「住基移動」の移動数を分子、住民票に基づく人口を分母として、移動に関する最も基本となる諸率を都道府県別に計算することにした。具体的には、2014年以降2018年までの各年について総務省自治行政局の「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」(以下、「住基人口」)の毎年1月1日時点の日本人人口を期首人口とし³)、都道府県別、男女年齢5歳階級別の転入率、転出率、転入超過率を試算した。この両統計については、おそらくは集計方法の違い等により、必ずしも整合性がとれていない箇所がある。そのため、諸率の算出においては一定の注意が必要になるが(石川、佐々井 2010)、元になっているのはどちらも住民基本台帳なので、ここでの試算値から人口移動の基本的な傾向を読み取ることは可能であると思われる。

以下では、2014年から2018年の人口移動について、総数と、移動が活発な年齢階級である $15\sim19$ 歳、 $20\sim24$ 歳、 $25\sim29$ 歳の移動率を表 $1\sim3$  に掲載した。また、2018年の移動率

<sup>1)「</sup>まち・ひと・しごと創生総合戦略」が2014年12月27日に閣議決定されている.

<sup>2)</sup> 年報(詳細集計)第1表都道府県間移動者数の推移一全国(昭和29年~平成30年),第8表3大都市圏(東京圏,名古屋圏,大阪圏)の転入者数,転出者数,転入超過数及び転入超過率の推移(移動者(外国人含む),日本人移動者)(昭和29年~平成30年).国勢調査実施年は国勢調査人口が利用されている.

<sup>3) 2013</sup>年までは毎年3月31日時点の人口だったが、2014年以降は毎年1月1日時点での集計となっている。

については、総数、 $15\sim19$ 歳、 $20\sim24$ 歳の転入・転出率の散布図、および $20\sim24$ 歳の転入 超過率の地図を作成した。これら以外の年齢階級の移動率 $^4$ )については、ここに載せたものも含め、国立社会保障・人口問題研究所のホームページ $^5$ )に後日掲載する予定である。なお、移動数の詳細については「e-Stat(政府統計の窓口)」に掲載の「住基移動」のデータを参照されたい。

諸率の計算は都道府県を単位として、男女年齢5歳階級別に以下のように行った。

転入率(%)=転入者数(「住基移動」)÷人口(「住基人口」)×100

転出率(%)=転出者数(「住基移動」)÷人口(「住基人口」)×100

転入超過率\*(%)=転入超過数\*(「住基移動」)÷人口(「住基人口」)×100

\*転出超過の場合は負の値となる.

総数には年齢不詳を含めた.

#### ・2018年の人口移動

転入率と転出率からなる散布図を用いて、地域別の人口移動傾向について簡単に考察する。図1~図3は縦軸に転出率、横軸に転入率をとった散布図である。各図中の45度線より左側は転出超過、右側は転入超過を意味する。

総数の男性(図1左)では、多くの都道府県が転出超過となり、年齢階級別の分布と比べて、転入率が高ければ転出率も高く、転入率が低ければ転出率も低い傾向にある。東京都は転入超過で、転入率、転出率ともに高い。東京都に隣接する県や、都市的な性格の強い都道府県は、東京都ほどではないが転入率が高く、転入超過となっている。対して、東京都と逆の傾向となる転出超過で、転入率、転出率ともに低い地域は、北海道や新潟県、富山県である。また、転出超過で転出率が高い地域は京都府、宮城県、長崎県や佐賀県などである。総数の女性(図1右)では、総数の男性に比べて、転入率、転出率ともにやや低くなっているが、それ以外に男性と女性で大きな違いは見られない。また、東京都に隣接する県や、都市的な性格の強い都道府県では、男性の総数と同じように、東京都ほどではないが転入率が高く、転入超過となっている。

15~19歳の男性(図 2 左)は今回取り上げた15~19歳,20~24歳,25~29歳の年齢階級の中では、転入率、転出率が低い。総数の分布と比べた場合は、縦に長い分布となり、都道府県間において転入率よりも転出率の差が大きい。さらに、転入超過である東京都や東京都に隣接する県などの都市的な性格の強い都道府県間では、今回取り上げた年齢階級の中において、転入率で転出率よりも比較的な大きな差が見られる。また、石川県の転入率は東京都に次ぐ高さとなっている。転出超過で、転入率、転出率ともに低い傾向にある地域は、福井県や富山県、岐阜県である。転出超過で、転出率が高い地域は鹿児島県や宮崎県、長崎県、青森県で、東京圏や都市的な地域から遠距離に位置する県が当てはまる。山

<sup>4)</sup> 最高年齢階級90歳以上、2014年のみ最高年齢階級は80歳以上、

<sup>5)『</sup>人口問題研究』75巻 4 号掲載ページ(http://www.ipss.go.jp)

口県では、転出超過の地域としては転入率が最も高い.女性の15~19歳(図2右)では、 男性の15~19歳に比べて、転入率、転出率ともにやや低くなっている.ただ、東京都は例 外で、女性においても転入率、転出率が男性とほぼ変わらない.

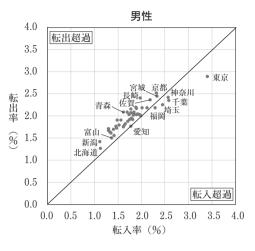
20~24歳の男性(図3左)の特徴は、年齢階級別にみて最も転入率、転出率が高く、また多くの都道府県が転出超過でありながら、東京都で例外的に転入率が高いことである。東京都と逆の傾向となる転出超過で、かつ転入率、転出率ともに低い地域は、北海道や富山県、福井県である。転出超過で、転入率、転出率ともに高い地域は京都府、長崎県、宮崎県、山口県などである。女性でも男性の分布と同じように多くの都道府県が転出超過で、東京都が突出して転入率が高い傾向となっている。女性(図3右)は男性に比べて転入率がやや低い傾向にあるが、女性の転出率が高い東北地方や四国地方などでは、女性の方が男性よりも転出率が高い地域も見られる。転出超過で、かつ転入率、転出率ともに低い地域は、男性と同じく北海道である。転出超過で、転出率が高い地域は、秋田県、長崎県、青森県であり、東京都をはじめとする都市的性格の強い都道府県から遠距離にある地域が当てはまる。このように、多くの都道府県が転出超過で、最も移動率が高い20~24歳の男女都道府県別の転入超過率を地図化したのが図4である。

25~29歳の男性(紙幅の関係で図は省略)は、総数に似て転入率が高ければ転出率も高く、転入率が低ければ転出率も低い分布を示しており、一部の都市的な性格の強い都道府県以外は転出超過となっている。転入率、転出率は20~24歳に比べてともに低い。転入超過となっている地域は、男性では東京都、神奈川県、大阪府、福岡県、沖縄県、女性では埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、沖縄県である。転出超過で、転入率、転出率が低い地域は、北海道や新潟県である。また、転入超過で転入率、転出率ともに低い地域として沖縄県があげられる。なお、女性の方が男性に比べて転入率、転出率ともに低い傾向にある。

#### 参考文献

石川晃,佐々井司(2010)「行政記録に基づく人口統計の検証」『人口問題研究』66巻4号, pp.23-40.

図1 都道府県別転入率、転出率(総数)2018年



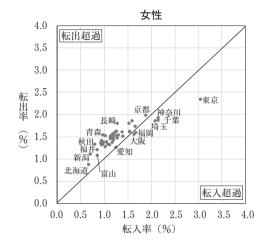
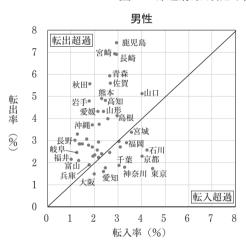


図2 都道府県別転入率,転出率(15~19歳)2018年



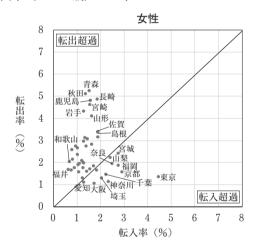
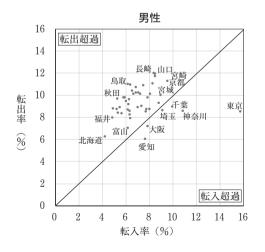
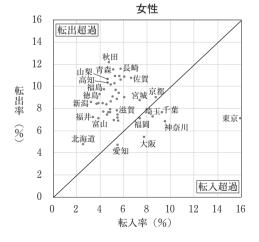
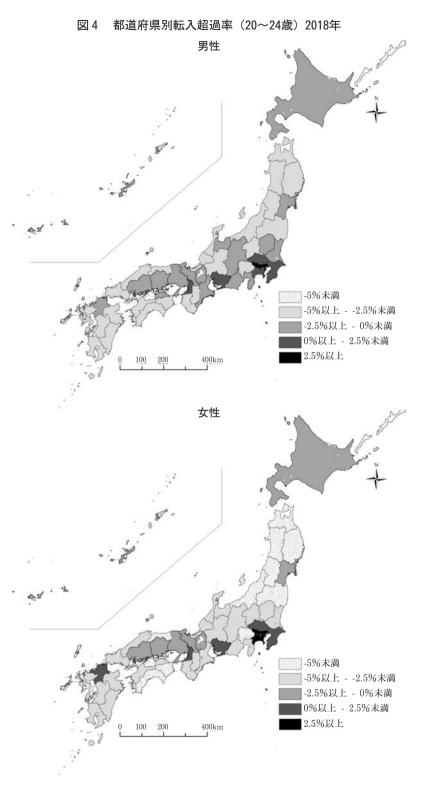


図3 都道府県別転入率、転出率(20~24歳)2018年







出典:総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」,総務省自治行政局「住民基本台帳に基づく人口,人口動態及び世帯数調査」による。日本人について、注:マイナスの値は転出超過を意味する

都道府県別転入率(総数):2014~2018年 表 1 - 1 (%)男 女 都道府県 2014年 2015年 2016年 2017年 2018年 2014年 2015年 2016年 2017年 2018年 玉 1) 全 2.04 2.12 2.06 2.07 2.08 1.55 1.60 1.56 1.58 1.60 北海道 1.08 1.12 1.14 1.15 1.13 0.66 0.67 0.69 0.69 0.68 青岩 森 1.64 1.66 1.61 1.67 1.62 1.00 1.00 0.98 1.01 0.98 手. 1.63 1.63 1.59 1.55 1.57 1.11 1.09 1.04 1.12 1.08 宮秋 城 2.53 2.50 2.44 2.36 2.33 1.72 1.70 1.66 1.66 1.67 1.33 0.89 0.88  $\mathbf{H}$ 1.32 1.36 1.33 1.30 0.89 0.84 0.82 山 形 1.38 1.38 1.34 1.35 1.33 0.96 0.96 0.98 0.92 0.94 1.78 1.86 1.52 0.99 0.97 0.98 0.96 福 島 1.66 1.49 1.05 茨 城 1.72 1.80 1.80 1.84 1.80 1.27 1.30 1.30 1.31 1.31 栃 1.79 木 1.79 1.74 1.82 1.82 1.29 1.32 1.29 1.33 1.28 群 馬 1.60 1.65 1.60 1.61 1.62 1.09 1.11 1.10 1.08 1.13 埼 玉 2.40 2.47 2.41 2.45 2.45 2.00 2.05 2.02 2.04 2.09 千 葉 2.482.59 2.57 2.61 2.59 1.99 2.08 2.08 2.162.11 東 京 3.39 3.55 3.41 3.40 3.41 2.94 3.07 2.98 3.04 3.06 2.06 2.07 神 奈 川 2.50 2.58 2.52 2.52 2.57 2.13 2.11 2.16 新 0.72 1.11 1.14 1.12 1.13 1.12 0.770.75 0.74 0.75 潟 富 山 0.89 0.93 0.89 0.90 0.87 1.33 1.42 1.41 1.43 1.37 石 Ш 1.81 1.93 1.86 1.93 1.90 1.16 1.22 1.22 1.22 1.19 井 1.23 1.29 0.89 0.87 福 1.32 1.36 1.36 0.80 0.85 0.89Ш 1.65 1.73 1.75 1.73 1.74 1.20 1.26 1.22 1.23 1.27 野  $1.0\bar{5}$ 1.42 1.06 1.04 長 1.38 1.46 1.41 1.40 1.05 1.07 岐 阜 1.05 1.07 1.07 1.42 1.46 1.44 1.42 1.48 1.08 1.05 崗 静 1.55 1.63 1.60 1.62 1.63 1.07 1.10 1.07 1.11 1.09 愛 知 1.78 1.86 1.80 1.77 1.78 1.22 1.27 1.24 1.25 1.26 重 1.78 1.73 1.73 1.83 1.16 1.13 1.14 1.74 1.17 1.13 滋 賀 2.04 2.09 2.06 2.09 2.13 1.48 1.49 1.48 1.49 1.55 公京大兵 2.36 2.43 1.90 都 2.37 2.35 2.32 1.87 1.98 1.91 1.92 阪 1.90 2.01 1.96 1.95 1.99 1.55 1.61 1.57 1.60 1.64 庫 1.74 1.78 1.74 1.74 1.76 1.38 1.40 1.39 1.38 1.41 奈和 歌山 1.83 1.80 1.58 1.60 1.54 1.85 1.81 1.78 1.55 1.58 1.30 1.26 1.27 0.92 1.32 0.96 0.95 0.94 0.95 1.30 鳥 1.82 取 1.84 1.78 1.81 1.70 1.28 1.30 1.26 1.19 1.19 島 根 1.66 1.78 1.21 1.22 1.75 1.73 1.71 1.25 1.19 1.17岡 山 1.72 1.76 1.70 1.67 1.66 1.30 1.31 1.25 1.24 1.21 広 1.90 2.00 1.99 1.95 1.93 1.29 1.33 1.29 1.32 1.29 島 山 1.95 1.91 1.91 1.91 1.90 1.19 1.21 1.17 1.16 1.15 徳 島 1.48 1.01 1.00 0.96 1.01 0.96 1.44 1.42 1.41 1 44 香愛 2.20 Ш 2.06 2.07 2.12 2.02 1.41 1.44 1.37 1.39 1.39 1.53 1.48 1.49 0.99 0.98 媛 1.47 1.53 1.00 0.97 0.99 高 知 1.45 1.52 1.46 1.50 1.46 0.98 0.99 0.99 0.99 1.00 福佐 2.21 2.29 2.24 2.28 2.29 岡 1.63 1.69 1.67 1.68 1.68 賀 2.06 2.12 2.02 2.13 2.19 1.50 1.55 1.54 1.57 1.61 長 崎 1.94 2.01 1.95 2.03 1.98 1.27 1.30 1.27 1.27 1.29 熊 本 1.21 1.80 1.84 1.75 1.86 1.83 1.28 1.28 1.17 1.21 大宮 -分崎 1.21 1.26 1.82 1.80  $1.25 \\ 1.25$ 1.82 1.87 1.78 1.27 1.27 1.20 1.89 1.33 1.31 1.94 1.96 1.91 1.88 1.30

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』,総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口,人口動態及び世帯数調査』による.日本人人口について.分母となる人口の総数には年齢不詳を含む.1)転入率,転出率は都道府県間の移動率となる.

1.85

1.97

1.26

1.46

1.27

1.56

1.24

1.52

1.23

1.50

1.23

1.55

鹿児島

沖

縄

1.86

1.93

1.91

1.97

1.88

1.88

1.86

1.91

表 1-2 都道府県別転入率(15-19歳):2014~2018年

						(%)					
*************************************			男					女			
都道府県	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	
全 国 1)	2.54	2.65	2.64	2.62	2.63	1.69	1.77	1.82	1.85	1.89	
北海道	1.65	1.97	1.96	2.06	2.06	0.84	0.90	1.05	0.96	1.06	
青岩宮秋山福森手城田形島	2.68 1.51 3.29 1.83 1.82 1.46	2.61 1.67 3.22 1.76 1.75 1.47	2.71 1.83 3.52 1.92 1.95 1.43	2.72 1.66 3.39 1.87 2.26 1.29	2.68 1.82 3.61 1.84 2.43 1.30	1.26 1.19 2.35 1.31 1.23 0.88	1.25 1.19 2.34 1.46 1.43 0.91	1.37 1.36 2.46 1.45 1.58 0.83	1.51 1.36 2.53 1.38 1.57 0.89	1.51 1.29 2.74 1.37 1.63 0.93	
茨栃群埼千東神	1.89 1.82 2.18 2.53 2.93 4.67 3.30	2.01 1.88 2.20 2.55 3.09 4.83 3.44	2.10 1.74 2.08 2.54 3.09 4.77 3.42	2.19 1.78 2.07 2.48 3.12 4.58 3.30	1.96 1.95 2.20 2.49 3.09 4.50 3.33	1.16 1.21 1.14 1.83 1.79 4.24 1.96	1.15 1.30 1.13 1.92 2.00 4.36 2.04	1.34 1.24 1.08 1.98 2.08 4.53 2.13	1.18 1.27 1.19 2.01 2.10 4.54 2.16	1.24 1.28 1.24 2.04 2.22 4.47 2.32	
新富石福	1.23 1.28 4.17 0.99	1.38 1.23 4.38 1.01	1.28 1.40 3.32 1.07	1.28 1.25 3.80 1.11	1.39 1.35 4.28 1.04	0.89 0.79 1.76 0.64	0.89 0.76 1.87 0.57	0.88 0.69 1.76 0.65	0.96 0.78 1.82 0.63	1.01 0.76 1.83 0.62	
山長岐静愛三	2.66 1.02 1.38 1.70 2.41 1.80	2.92 0.99 1.45 1.81 2.56 1.79	2.75 1.12 1.35 1.70 2.70 1.49	2.80 1.20 1.29 1.82 2.54 1.54	3.08 1.19 1.28 1.79 2.43 1.52	2.02 0.65 0.89 0.87 1.20 1.06	2.43 0.69 0.83 0.91 1.25 1.11	2.25 0.74 0.90 0.83 1.20 1.05	2.26 0.73 0.85 0.88 1.29 1.03	2.40 0.77 0.89 0.81 1.29 1.04	
滋京大兵奈和 歌京大兵奈和	2.54 4.28 1.96 1.81 2.56 1.29	2.69 3.92 2.09 1.92 2.39 1.18	2.90 4.26 2.10 1.90 2.51 1.25	2.81 4.02 1.97 1.78 2.30 1.39	2.67 4.06 2.01 1.80 2.34 1.41	1.26 2.64 1.65 1.15 2.39 0.73	1.26 2.87 1.65 1.18 2.33 0.75	1.31 2.96 1.71 1.28 2.28 0.72	1.33 2.98 1.68 1.24 2.45 0.79	1.40 2.91 1.73 1.23 2.50 0.68	
鳥島岡広山取根山島口	3.03 2.19 2.12 2.49 3.85	2.53 2.53 2.20 2.82 3.66	2.33 2.74 2.11 2.92 3.89	2.55 2.63 2.26 3.09 4.23	2.23 3.00 2.15 3.14 4.07	1.49 1.49 1.59 1.28 1.74	1.43 1.66 1.62 1.43 1.96	1.44 1.89 1.52 1.51 1.79	1.77 1.75 1.64 1.58 1.78	1.28 1.89 1.55 1.69 1.88	
徳香愛高 別媛知	1.55 2.40 1.44 2.30	1.69 2.73 1.73 2.66	1.50 2.52 1.58 2.33	1.61 2.86 1.63 2.61	1.71 2.20 2.18 2.49	1.01 1.16 0.90 1.47	0.99 1.17 0.87 1.46	1.12 0.98 0.86 1.41	1.11 1.19 1.02 1.50	1.09 1.20 1.01 1.39	
福佐長熊大宮鹿沖 児 児	3.13 2.54 3.15 2.27 2.46 2.95 2.69 1.96	3.31 3.00 3.22 2.47 2.50 3.05 2.87 1.88	3.21 2.69 3.12 2.21 2.70 2.82 2.86 1.95	3.20 2.88 3.25 2.38 2.79 3.01 2.97 1.74	3.40 2.70 2.97 2.35 2.60 2.89 2.98 1.93	2.29 1.35 1.77 1.26 1.38 1.60 1.51 1.09	2.47 1.57 1.79 1.34 1.38 1.54 1.52	2.44 1.67 1.92 1.38 1.54 1.45 1.54 1.23	2.58 1.77 1.80 1.36 1.47 1.74 1.52 1.16	2.74 1.88 1.85 1.44 1.61 1.55 1.58 1.34	

表 1-3 都道府県別転入率(20-24歳):2014~2018年

										(%)
**************************************			男					女		
都道府県	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年
全 国 1)	7.70	8.20	8.19	8.43	8.64	6.22	6.68	6.78	7.16	7.44
北海道	3.55	4.01	4.09	4.25	4.25	2.11	2.22	2.43	2.60	2.61
青岩宮秋山福森手城田形島	6.78 6.52 8.52 6.19 6.09 6.02	6.55 6.82 8.96 6.59 6.38 6.11	6.70 6.51 8.81 6.51 5.98 5.69	6.92 6.51 8.80 6.48 6.07 5.64	6.93 7.10 9.00 6.43 5.96 5.55	4.53 5.13 6.87 4.61 4.54 4.11	4.75 5.04 7.07 4.68 4.82 4.49	4.44 5.29 7.15 4.79 5.02 4.22	4.83 5.46 7.35 4.90 4.96 4.40	5.16 5.67 7.39 4.77 5.32 4.37
茨栃群埼千東神 奈 京	6.01 6.84 5.83 7.99 9.12 14.23 9.72	6.34 7.10 6.00 8.43 9.41 15.34 10.25	6.44 7.17 5.99 8.48 9.70 15.27 10.34	6.78 8.00 6.23 9.02 9.98 15.40 10.44	7.05 8.06 6.28 9.17 10.03 15.81 10.91	4.05 4.78 4.04 6.94 7.56 13.66 7.95	4.33 5.20 4.38 7.28 8.21 14.79 8.51	4.40 5.06 4.19 7.58 8.49 14.89 8.68	4.67 5.60 4.53 7.98 8.73 15.62 9.22	4.97 5.46 4.57 8.54 9.31 15.98 9.59
新富石福 川井	4.59 5.49 5.63 4.41	4.93 5.92 5.80 4.76	4.92 6.17 5.58 4.64	5.02 6.24 6.02 5.17	5.29 6.22 6.32 4.92	3.05 3.54 3.72 2.41	3.07 4.10 4.20 3.05	3.07 3.79 4.14 3.24	3.17 4.07 4.40 3.46	3.26 3.88 4.66 3.44
山長岐静愛三梨野阜岡知重	5.27 5.48 4.93 6.92 7.10 6.15	5.61 6.00 5.11 7.37 7.57 6.35	6.18 6.09 5.18 7.26 7.41 6.54	6.10 6.15 5.34 7.72 7.44 6.99	6.57 6.24 5.68 7.74 7.70 7.80	3.70 4.06 3.62 4.20 4.59 3.93	3.85 4.17 3.77 4.42 4.91 4.06	3.95 4.06 3.96 4.31 5.01 3.96	4.13 4.37 3.95 4.85 5.35 4.23	4.69 4.28 4.30 4.89 5.53 4.76
滋京大兵奈和 歌 東良山	6.54 9.07 7.04 5.73 4.66 4.72	7.03 9.55 7.69 6.15 4.67 4.49	7.04 9.42 7.62 6.17 4.87 4.56	7.98 9.00 7.58 6.34 5.15 4.71	8.12 9.58 7.89 6.40 5.32 4.94	4.43 7.70 6.59 4.73 4.34 3.37	4.56 8.31 7.11 5.18 4.30 3.45	4.98 8.35 7.06 5.22 4.28 3.54	5.36 8.62 7.42 5.41 4.76 3.53	5.48 8.79 7.79 5.59 4.90 3.76
鳥島岡広山取根山島口	5.92 5.91 6.07 6.90 8.47	6.64 6.61 6.36 7.64 8.03	6.18 6.92 6.27 7.61 8.16	6.80 6.76 6.56 7.80 8.63	6.22 6.93 6.45 7.38 8.53	4.90 5.19 5.01 4.70 4.90	4.94 5.04 5.20 5.16 5.29	5.25 5.09 5.23 5.08 5.19	5.04 4.96 5.50 5.38 5.15	4.97 5.80 5.51 5.22 5.28
德 香 愛 高	5.15 7.36 5.52 5.90	5.45 8.56 5.90 6.06	5.41 7.88 5.95 5.59	5.62 8.19 5.96 5.78	5.37 7.91 6.06 5.86	4.04 5.12 3.63 4.12	4.16 5.59 3.73 4.20	3.84 5.52 4.04 4.53	4.24 5.61 4.11 4.20	4.02 6.10 3.91 4.70
福佐長熊大宮鹿沖 児	7.72 6.98 7.84 6.21 6.36 8.06 7.93 5.11	8.28 7.01 7.94 6.50 6.86 8.24 8.47 5.34	8.05 6.89 7.93 6.39 7.03 7.79 7.96 5.56	8.52 7.80 8.59 6.96 7.05 8.25 8.59 5.87	8.83 7.52 8.44 7.27 6.71 8.54 8.34 6.36	6.31 5.51 5.21 4.83 4.77 5.30 5.20 4.21	6.84 6.07 5.43 5.05 5.09 5.53 5.25 4.80	6.86 6.00 5.49 4.73 5.13 5.45 5.29 5.05	7.29 6.42 5.57 4.94 5.04 5.86 5.64 5.19	7.40 6.70 5.81 5.11 5.36 6.12 5.64 5.51

表 1 - 4 都道府県別転入率(25-29歳):2014~2018年

(%)\_\_\_

										(%)	
都道府県			男			女					
印起川州	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	
全国1)	6.27	6.68	6.64	6.82	7.10	5.63	5.95	5.96	6.18	6.37	
北海道	2.92	3.01	3.14	3.21	3.19	2.12	2.18	2.28	2.40	2.43	
青岩宮秋山福森手城田形島	4.98 5.10 6.63 4.17 4.78 5.24	5.11 5.08 6.70 4.73 4.70 5.27	5.02 5.23 6.64 4.59 4.71 5.00	5.27 5.19 6.89 4.93 4.63 4.59	5.30 5.29 6.90 4.84 4.77 4.68	4.04 4.46 5.01 3.95 4.22 4.01	4.24 4.54 5.36 3.94 4.33 4.08	4.14 4.39 5.41 4.29 4.39 3.96	4.58 4.50 5.31 4.04 4.26 4.05	4.37 4.51 5.51 4.20 4.27 4.10	
茨栃群埼千東神	5.16 5.84 4.92 7.63 7.69 9.96 7.77	5.66 5.80 5.22 8.11 8.21 10.77 8.34	5.73 5.66 5.16 8.26 8.41 10.52 8.18	5.84 6.33 5.23 8.64 8.56 10.71 8.64	6.09 6.40 5.51 8.98 8.86 11.07 9.21	4.63 5.01 4.25 7.16 7.11 9.47 7.35	4.91 5.28 4.56 7.58 7.54 10.24 7.83	5.06 5.26 4.42 7.67 7.86 9.96 7.87	5.40 5.44 4.42 8.06 8.10 10.27 8.23	5.25 5.42 4.77 8.32 8.48 10.55 8.46	
新富石福 川井	3.54 4.14 5.07 4.25	3.56 4.47 5.63 4.53	3.57 4.88 5.92 4.45	3.59 4.93 5.87 4.54	3.67 4.75 5.43 4.80	3.02 3.82 4.17 3.59	3.12 4.10 4.51 3.61	3.11 4.02 4.74 4.06	3.09 4.13 4.63 4.01	2.97 4.18 4.35 3.78	
山長岐静愛三梨野阜岡知重	5.17 4.42 4.70 4.76 5.03 5.36	5.35 4.79 5.02 5.19 5.40 5.71	5.64 4.85 4.97 5.01 5.21 5.74	5.40 4.75 5.08 5.16 5.29 5.87	5.87 4.82 5.45 5.47 5.52 6.67	4.56 4.13 4.28 4.14 4.39 4.52	4.84 4.22 4.74 4.30 4.66 4.68	4.42 4.29 4.55 4.26 4.65 4.76	4.69 4.42 4.55 4.48 4.79 4.77	5.03 4.30 4.92 4.51 4.94 4.86	
滋京大兵奈和 歌市良山	5.97 7.11 6.09 5.48 5.50 4.24	6.32 7.51 6.74 5.90 5.75 4.46	6.55 7.49 6.56 5.72 5.86 4.21	6.69 7.51 6.72 5.94 6.10 4.30	7.53 7.88 7.02 6.19 6.02 4.35	5.28 6.68 5.46 4.98 5.31 4.08	5.76 7.09 5.86 5.08 5.38 4.16	5.83 6.84 5.83 5.20 5.65 3.77	5.81 7.11 6.07 5.42 5.75 3.97	6.44 7.05 6.32 5.54 5.75 4.03	
鳥島岡広山取根山島口	5.32 5.58 4.74 5.47 5.93	5.32 5.94 5.00 5.64 5.73	5.31 5.60 5.01 5.95 5.90	5.61 5.74 4.95 5.88 6.07	5.82 5.82 5.02 5.92 6.36	5.09 5.02 4.36 4.48 4.77	5.26 5.33 4.46 4.75 4.57	4.86 5.14 4.25 4.66 4.77	4.75 5.03 4.33 4.78 5.05	5.48 5.00 4.23 4.83 5.03	
徳 香 愛 高 川 媛 知	4.61 6.04 4.76 4.71	4.59 6.67 5.09 4.50	4.44 6.37 4.92 4.90	4.44 6.38 4.87 4.75	4.45 6.41 4.89 4.98	4.25 5.31 3.88 4.11	4.04 5.31 3.91 4.01	3.82 5.47 3.90 4.06	4.53 5.25 3.96 4.36	4.24 5.32 4.16 4.52	
福佐長熊大宮鹿沖別	5.87 6.22 5.91 4.96 5.04 5.56 5.20 4.86	6.23 6.10 6.18 5.23 5.56 5.74 5.41 4.78	6.28 6.10 6.04 5.27 5.03 5.92 5.72 4.78	6.55 6.74 6.40 5.48 5.39 6.12 5.59 4.98	6.79 7.06 6.38 5.75 5.46 6.34 5.77 5.28	4.74 5.51 4.94 4.32 4.43 4.79 4.21 4.69	4.99 5.59 5.04 4.35 4.59 4.74 4.32 4.89	5.02 5.90 5.00 4.31 4.72 4.80 4.21 5.18	5.16 5.96 5.30 4.51 4.73 4.99 4.35 5.22	5.33 6.33 5.48 4.71 4.66 5.09 4.68 5.32	

表 2-1 都道府県別転出率(総数):2014~2018年

(%) 男 女 都道府県 2014年 2015年 2016年 2017年 2018年 2014年 2015年 2016年 2017年 2018年 玉 1) 全 2.04 2.12 2.06 2.07 2.08 1.55 1.60 1.56 1.58 1.60 北海道 1.25 1.28 1.26 1.25 1.25 0.82 0.83 0.83 0.84 0.85 青岩 2.04 森 2.10 2.13 2.08 2.07 1.49 1.51 1.49 1.52 1.52 手. 1.84 1.90 1.84 1.86 1.88 1.40 1.48 1.51 1.44 1.46 宮秋 城 2.39 2.48 2.43 2.42 2.43 1.65 1.73 1.71 1.71 1.72 1.35  $\mathbf{H}$ 1.72 1.75 1.72 1.68 1.69 1.32 1.31 1.33 1.32 山 形 1.64 1.70 1.65 1.62 1.62 1.32 1.37 1.31 1.34 1.36 1.80 1.98 1.30 1.39 福 島 1.69 1.88 1.88 1.34 1.36 1.39 茨 城 1.87 1.93 1.88 1.88 1.92 1.45 1.50 1.47 1.47 1.52 栃 1.51 木 1.83 1.90 1.87 1.84 1.90 1.44 1.47 1.47 1.51 群 馬 1.66 1.69 1.70 1.74 1.73 1.25 1.29 1.27 1.32 1.30 埼 1.78 玉 2.20 2.29 2.21 2.23 2.23 1.85 1.79 1.84 1.84 千 葉 2.33  $\bar{2}.43$  $\bar{2}.32$ 2.34 2.33 1.86 1.90 1.81 1.86 1.86 東 京 2.87 2.97 2.90 2.92 2.87 2.32 2.38 2.34 2.36 2.33 2.40 2.49 2.43 1.87 神 奈 川 2.43 2.40 1.92 1.88 1.92 1.91 新 1.33 1.40 1.35 1.39 1.40 1.02 1.07 1.04 1.06 1.09 潟 1.09 富 山 1.03 1.09 1.07 1.39 1.46 1.40 1.45 1.48 1.09 石 Ш 1.82 1.90 1.96 1.95 2.01 1.25 1.29 1.26 1.31 1.35 井 1.08 福 1.51 1.58 1.52 1.51 1.59 1.13 1.13 1.13 1.19 Ш 1.93 2.03 1.93 2.04 2.01 1.51 1.57 1.52 1.57 1.60 野 1.50 1.19 1.26 長 1.53 1.57 1.52 1.54 1.21 1.24 1.21 岐 阜 1.60 1.70 1.69 1.66 1.27 1.34 1.32 1.38 1.37 1.71 1.29 崗 静 1.72 1.76 1.72 1.73 1.76 1.31 1.29 1.28 1.32 愛 知 1.65 1.70 1.68 1.69 1.74 1.18 1.20 1.19 1.20 1.24 1.90 重 1.90 1.86 2.00 2.00 1.42 1.44 1.34 1.35 1.41 滋 賀 2.11 2.26 2.12 2.13 2.16 1.54 1.60 1.53 1.55 1.59 公京大兵 2.52 2.46 1.97 都 2.45 2.48 2.49 1.88 1.92 1.89 1.93 阪 1.96 2.02 1.98 1.97 1.98 1.50 1.55 1.52 1.52 1.53 1.92 1.89 庫 1.91 1.96 1.90 1.47 1.50 1.46 1.49 1.47 奈和 歌山 2.10 2.22 2.10 2.13 1.75 1.78 1.78 2.14 1.81 1.77 1.71 1.27 1.29 1.33 1.61 1.65 1.63 1.34 1.31 1.65 鳥 2.01 2.00 2.06 取 2.11 1.99 1.47 1.55 1.50 1.52 1.53 島 1.46 根 1.87 1.94 1.86 1.86 1.48 1.47 1.87 1.45 1.45 岡 山 1.72 1.84 1.79 1.78 1.80 1.34 1.37 1.36 1.36 1.41 広 1.98 2.07 2.00 2.06 2.03 1.40 1.46 1.45 島 1.43 1.43 山 2.15 2.22 2.13 2.16 2.151.49 1.56 1.49 1.49 1.49 徳 島 1.62 1.66 1.67 1.21 1.30 1.29 1.30 1.75 1.63 1.23 香愛 1.57 Ш 2.13 2.19 2.15 2.17 2.16 1.55 1.51 1.53 1.59 1.77 1.73 1.69 1.26 媛 1.69 1.78 1.30 1.24 1.25 1.31 高 知 1.71 1.78 1.77 1.75 1.75 1.30 1.33 1.29 1.32 1.35 福佐 2.25 岡 2.16 2.15 2.16 2.16 1.53 1.59 1.54 1.55 1.57 賀 2.34 2.44 2.33 2.34 1.76 2.35 1.86 1.79 1.84 1.84 長 崎 2.33 2.41 2.31 2.41 2.39 1.70 1.73 1.70 1.73 1.79 熊 本 2.07 1.97 2.08 2.02 2.02 1.42 1.48 1.59 1.48 1.47 大宮 -分崎 1.51 2.06 2.04 2.03 2.03 2.05 1.47 1.49 1 46 1.54  $\frac{1}{2.19}$  $\frac{1}{2.24}$ 2.18 2.22 2.18 1.63 1.64 1.67 1.62 1.61 鹿 児島 2.13 2.19 2.11 2.09 2.07 1.53 1.61 1.54 1.56 1.56 沖 縄 1.92 1.99 1.92 1.98 2.01 1.48 1.54 1.52 1.59 1.61

表 2 - 2 都道府県別転出率(15-19歳): 2014~2018年

						(%)					
**************************************			男					女			
都道府県	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	
全国1)	2.54	2.65	2.64	2.62	2.63	1.69	1.77	1.82	1.85	1.89	
北海道	2.15	2.33	2.40	2.26	2.33	1.35	1.35	1.53	1.53	1.55	
青岩宮秋山福森手城田形島	6.17 4.85 2.94 5.79 4.37 3.17	6.02 4.83 3.05 5.80 4.75 2.99	6.16 4.70 3.27 5.71 4.73 3.08	6.01 4.87 3.17 5.38 4.26 3.18	5.92 4.79 3.38 5.56 4.31 3.29	4.44 3.73 2.08 4.73 3.69 2.49	4.41 4.15 2.18 4.82 3.68 2.47	4.78 4.11 2.44 5.32 3.92 2.66	4.84 4.27 2.38 5.21 3.87 2.80	5.22 4.29 2.40 5.08 4.08 2.72	
茨栃群埼千東神	2.30 2.49 1.91 1.70 1.86 1.60 1.69	2.36 2.44 1.93 1.75 1.92 1.72 1.82	2.42 2.35 1.99 1.76 1.90 1.68 1.81	2.39 2.48 2.03 1.73 1.81 1.68 1.89	2.30 2.70 2.24 1.75 1.87 1.72 1.78	1.60 1.90 1.46 1.16 1.30 1.29 1.00	1.71 1.83 1.54 1.20 1.34 1.34	1.79 2.03 1.62 1.18 1.36 1.27 1.03	1.80 1.98 1.71 1.26 1.39 1.32 1.08	1.98 1.97 1.73 1.27 1.43 1.33 1.11	
新富石福 井	2.31 2.29 2.27 2.23	2.63 2.23 2.33 2.32	2.43 2.05 2.44 2.11	2.70 1.90 2.31 2.20	2.84 2.10 2.57 2.16	1.84 1.60 1.41 1.56	2.03 1.79 1.40 1.61	2.18 1.67 1.54 1.64	2.25 1.72 1.71 1.60	2.33 1.63 1.62 1.65	
山長岐静愛三	2.67 2.86 2.33 2.64 1.51 2.70	2.87 2.84 2.43 2.85 1.56 2.70	2.81 2.89 2.55 2.76 1.59 2.78	3.11 2.80 2.38 2.76 1.56 2.85	2.96 3.01 2.46 2.78 1.60 2.85	1.76 2.21 1.54 1.82 0.95 1.67	1.92 2.27 1.64 1.96 1.00 1.92	2.02 2.37 1.68 1.96 1.03 1.77	1.82 2.35 1.69 2.06 1.06 1.91	2.20 2.56 1.74 2.11 1.09 1.87	
滋京大兵奈和 歌 東良山	2.17 2.14 1.41 1.78 2.45 2.60	2.40 2.42 1.44 1.79 2.53 2.55	2.44 2.33 1.47 1.98 2.35 2.78	2.56 2.24 1.38 1.89 2.45 2.88	2.45 2.30 1.49 1.90 2.41 2.84	1.39 1.48 0.93 1.15 1.76 1.77	1.43 1.42 0.95 1.14 1.91 1.81	1.31 1.50 0.96 1.25 1.84 1.79	1.41 1.54 0.98 1.21 1.95 1.95	1.57 1.54 1.02 1.29 1.93 2.02	
鳥島岡広山取根山島口	3.46 4.19 2.38 2.43 4.75	3.76 4.35 2.47 2.63 4.77	3.60 4.35 2.50 2.54 4.94	3.63 4.11 2.51 2.66 5.18	3.73 4.13 2.57 2.69 5.11	2.61 2.91 1.47 1.62 2.69	2.82 3.32 1.62 1.69 2.99	2.89 3.76 1.54 1.77 2.80	3.17 3.48 1.60 1.78 3.06	2.95 3.35 1.68 1.83 3.13	
徳香愛高 別媛知	2.96 3.12 3.36 4.21	3.14 3.30 3.54 4.71	2.72 3.56 3.86 4.40	2.87 3.57 3.79 4.86	3.05 2.92 4.30 4.80	1.59 1.93 2.08 2.45	2.13 1.95 2.22 2.71	1.96 1.97 2.33 2.71	2.05 1.98 2.37 2.78	1.93 2.07 2.64 2.73	
福佐長熊大宮鹿沖 児	2.82 5.60 7.15 4.81 3.68 6.79 7.89 3.66	2.98 5.97 7.73 5.18 3.80 7.48 8.05 4.03	2.83 6.00 7.60 5.22 3.82 7.56 8.08 3.64	3.04 5.64 7.24 5.23 3.77 7.10 7.83 3.83	2.90 5.59 6.90 4.89 3.98 6.91 7.42 3.71	1.52 2.91 4.33 2.62 2.24 3.99 4.50 2.81	1.56 3.40 4.43 2.82 2.52 4.57 4.42 2.90	1.64 3.42 4.80 3.14 2.40 4.83 4.91 2.98	1.77 3.22 4.76 3.06 2.48 4.67 4.78 2.98	1.85 3.36 4.84 3.05 2.80 4.59 4.79 3.10	

表 2 - 3 都道府県別転出率(20-24歳):2014~2018年

(%)\_\_\_

										(%)	
都道府県			男			女					
印起刑乐	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	
全 国 1)	7.70	8.20	8.19	8.43	8.64	6.22	6.68	6.78	7.16	7.44	
北海道	5.75	5.94	5.97	5.92	6.24	3.75	4.19	4.27	4.44	4.72	
青岩宮秋山福森手城田形島	9.79 9.31 9.34 10.40 9.24 7.46	10.29 9.54 9.45 10.90 9.50 8.09	9.75 9.55 9.28 10.65 9.45 8.33	10.71 9.87 9.61 11.09 9.45 8.68	10.69 10.20 10.00 10.91 9.75 8.87	9.71 8.88 7.17 10.52 9.68 8.18	10.29 9.64 7.63 10.99 10.35 8.58	10.67 9.80 7.82 10.93 9.99 8.90	11.35 10.33 8.18 11.90 10.66 9.37	11.48 10.89 8.71 12.12 10.91 9.69	
茨栃群埼千東神	7.81 7.27 8.05 7.48 7.61 7.94 7.65	8.12 8.05 8.44 7.91 8.21 8.34 8.16	8.30 8.07 8.69 8.06 8.36 8.22 8.10	8.41 8.28 8.79 8.25 8.74 8.36 8.40	8.88 8.71 9.16 8.63 8.94 8.49 8.53	6.93 7.36 7.23 6.08 6.22 6.39 5.66	7.43 7.95 7.74 6.48 6.58 6.69 6.01	7.82 7.94 7.79 6.51 6.77 6.68 6.15	8.17 8.42 8.27 7.09 7.26 6.94 6.58	8.61 8.80 8.32 7.25 7.64 7.06 6.83	
新富石福 川井	7.52 6.03 8.13 6.66	7.94 6.71 8.89 7.37	8.15 6.25 9.11 7.20	8.59 7.07 9.50 7.33	8.70 7.03 9.60 7.93	6.74 5.88 5.91 5.82	7.48 6.69 6.45 6.60	7.53 6.82 6.14 6.80	8.02 6.69 7.36 7.00	8.57 7.07 7.42 7.21	
山長岐静愛三梨野阜岡知重	9.35 7.42 7.17 7.51 5.11 7.51	9.85 8.16 7.98 7.93 5.50 8.06	9.92 8.18 7.90 8.11 5.48 7.83	10.30 7.94 8.03 8.51 5.69 8.10	10.37 8.66 8.31 8.52 6.00 8.71	8.80 7.23 5.87 6.08 3.75 5.92	9.53 7.68 6.90 6.71 4.00 6.34	9.62 7.99 6.72 6.94 4.09 6.61	10.09 8.05 7.22 7.27 4.34 7.23	10.63 8.43 7.67 7.64 4.69 7.63	
滋京大兵奈和 歌京大兵奈和 歌	8.54 9.98 6.32 7.31 8.16 7.50	9.47 10.93 6.65 7.90 8.61 8.12	8.99 10.80 6.69 8.11 8.80 8.09	9.43 11.13 6.99 8.32 9.38 8.38	10.10 11.24 7.16 8.55 9.68 8.77	6.21 7.38 4.41 5.32 6.51 6.58	6.52 7.90 4.72 5.83 6.68 7.29	6.74 8.10 4.88 6.06 7.30 7.55	7.05 8.58 5.21 6.44 7.64 7.66	7.81 8.97 5.36 6.86 7.91 8.36	
鳥島岡広山取根山島口	9.90 9.17 7.04 7.93 11.76	10.50 10.89 7.73 8.48 11.80	9.86 10.85 7.59 8.47 11.60	10.41 10.43 7.83 8.75 12.13	10.99 10.19 7.87 8.97 11.90	8.75 8.90 5.80 5.94 9.09	9.87 9.88 6.27 6.29 10.04	9.14 9.97 6.46 6.44 9.58	9.95 10.39 6.81 6.70 10.13	10.11 10.56 7.38 6.92 10.25	
德 香 愛 高	7.62 8.80 8.42 9.42	8.43 9.79 9.00 10.10	8.47 9.38 9.10 10.42	8.49 9.86 9.07 10.18	8.38 9.76 9.42 9.78	7.50 7.17 6.94 8.87	7.91 7.71 7.51 9.52	7.99 7.83 7.81 9.75	8.23 8.07 8.11 10.27	9.28 8.97 8.44 10.31	
福佐長熊大宮鹿沖岡賀崎本分崎島縄	8.48 9.56 11.05 8.59 9.59 10.34 10.32 7.14	9.17 10.18 11.48 9.51 9.99 10.83 10.64 7.48	9.04 10.16 11.31 9.50 9.89 11.28 10.71 7.61	9.26 10.91 11.62 9.57 10.21 11.39 10.68 7.91	9.26 10.85 11.96 10.08 10.07 11.69 11.01 8.20	5.78 8.79 9.83 7.27 7.98 9.64 7.86 5.99	6.33 9.50 10.44 7.85 8.78 10.34 8.92 6.50	6.39 9.68 10.56 8.15 8.92 10.61 8.64 6.46	6.90 10.50 10.95 8.36 8.95 10.88 9.31 6.93	7.09 10.72 11.53 9.03 9.63 10.82 9.34 7.11	

表 2 - 4 都道府県別転出率(25-29歳):2014~2018年

2018年

7.10

3.78

6.10

5.85

7.50

5.86

5.46

5.74

6.94

6.61

6.40

8.53

8.98

8.57

8.77

4.73

5.57

6.73

5.48

7.08

5.28

6.84

5.92

5.58

7.07

7.67

9.52

6.88

7.13

8.83

6.02

6.69

6.05

5.81

6.50

7.28

5.93

7.30

5.93

5.67

6.72

7.61

7.14

6.08

6.39

6.84

6.07

4.76

2014年

5.63

2.72

4.47

4.62

5.13

4.27

4.17

4.18

5.47

5.09

5.07

7.23

7.41

7.48

7.05

3.38

4.25

4.83

4.12

5.79

4.33

5.81

4.59

3.97

5.14

5.62

7.83

5.39

5.57

7.19

5.30

5.10

5.48

4.91

4.80

5.59

4.93

5.83

4.49

4.67

4.96

6.25

5.27

4.62

4.98

5.19

4.32

3.96

2015年

5.95

2.78

4.71

4.92

5.55

4.74

4.77

4.55

5.98

5.70

5.45

7.78

7.79

7.86

7.48

3.64

4.44

5.12

4.33

5.88

4.71

6.31

4.78

4.13

5.76

6.01

7.95

5.72

5.84

7.87

5.38

5.36

5.33

5.01

5.02

5.59

5.05

5.74

4.75

4.62

5.25

6.90

5.56

4.91

5.14

5.21

4.83

4.17

男

2016年

6.64

3.60

5.66

5.30

6.91

5.13

4.92

5.16

6.45

5.96

5.84

8.04

8.49

8.40

8.26

4.17

5.09

6.37

5.15

6.34

5.20

6.21

5.34

5.09

6.48

6.93

8.72

6.53

6.58

8.03

5.97

5.92

5.84

5.52

5.96

7.01

5.52

6.51

5.42

5.63

6.29

7.20

6.18

5.65

5.81

6.29

5.67

4.46

2017年

6.82

3.73

5.97

5.78

7.00

5.21

5.21

5.64

6.53

6.06

6.23

8.22

8.66

8.51

8.52

4.38

5.10

6.35

4.87

6.69

5.17

6.22

5.56

5.20

6.49

7.25

9.30

6.69

6.78

8.30

5.60

6.34

5.97

5.69

6 43

6.93

5.81

6.89

5.31

5.62

6.43

7.44

7.01

5.77

6.09

6.54

5.74

4.50

都道府県

北海道

玉 1)

森

手.

城

 $\mathbf{H}$ 

形

島

城

木

馬

玉

葉

京

潟

山

Ш

井

梨

野

阜

崗

知

重

賀

都

阪

庫

良

取

根

山

島

島

Ш

媛

知

岡

賀

崎

本

-分崎

島

縄

神奈川

全

青

岩

宮秋

山

福

茨

栃

群

埼

千

東

新

富

石

福

Ш

長

岐

静

愛

滋

京大兵

奈

鳥

島

岡

広

山

徳

香愛

高

福佐

長

熊

大宮

沖

鹿児

和歌山

2014年

6.27

3.44

5.60

4.97

6.48

4.76

4.79

4.71

6.04

5.68

5.57

7.60

7.91

7.90

7.83

4.01

4.47

5.40

4.73

6.10

5.02

5.75

5.08

4.71

5.90

6.69

8.45

6.29

6.25

7.76

5.62

5.84

5.68

5.06

5.56

6.88

5.26

6.05

4.91

5.13

6.03

6.62

6.35

5.45

5.81

6.06

5.14

4.20

2015年

6.68

3.61

5.65

5.34

6.95

4.83

5.08

5.00

6.54

6.07

5.83

8.08

8.42

8.42

8.19

4.40

4.92

5.85

5.11

6.67

5.08

6.28

5.50

5.07

6.57

7.35

8.90

6.68

6.77

8.41

5.92

6.13

5.62

5.59

5.99

7.01

5.69

6.74

5.58

5.38

6.43

7.28

6.62

5.69

5.95

6.04

5.52

4.36

2017年 2018年 6.18 6.37 2.91 3.07 5.20 5.00 5.18 5.36 5.74 5.86 4.87 4 65 4.88 5.03 4.70 5.00 6.23 6.46 5.70 6.07 5.54 5.56 8.07 8.29 8.22 8.11 8.07 7.98 7.94 8.22 3.70 3.89 5.01 4.81 5.22 5.30 4.61 4.71 5.76 6.31

(%)

女

2016年

5.96

2.87

4.64

4.97

5.33

4.99

4.66

4.66

5.90

5.50

5.28

7.83

7.72

7.83

7.56

3.66

4.78

5.00

4.50

5.87

4.46

6.46

4.61

4.27

5.42

6.13

8.11

5.66

5.83

7.82

5.49

5.11

5.21

5.19

5.13

5.54

4.72

5.34

4.58

4.86

5.16

6.76

5.75

5.35

5.15

5.28

4.80

4.30

4.56

6.85

4.79

4.33

5.85

6.53

8.40

5.88

6.08

8.02

5.28

5.08

5.23

5.19

5.19

5.83

5 45

6.01

4.64

4.78

5.37

7.29

5.64

4.94

5.31

5.27

4.88

4.37

4.87

6.89

5.12

4.65

6.18

6.54

8.78

5.95

6.26

8.53

5.90

5.65

5.40

5.45

5.33

6.10

5.34

6.08

5.06

5.00

5.57

7.32

6.07

5.25

5.63

5.73

4.94

4.49

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』、総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査』による. 日本人人口について. 1) 転入率、転出率は都道府県間の移動率となる.

— 444 —

表 3-1 都道府県別転入超過率(総数):2014~2018年

						(%)					
和关点目			男			女					
都道府県	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	
全 国			• •								
北海道	-0.17	-0.16	-0.12	-0.09	-0.13	-0.16	-0.17	-0.14	-0.15	-0.17	
青岩宮秋山福森手城田形島	-0.46 -0.21 0.14 -0.40 -0.27 0.09	-0.47 -0.27 0.03 -0.38 -0.32 0.06	-0.43 -0.25 0.01 -0.39 -0.31 -0.22	-0.41 -0.31 -0.05 -0.35 -0.27 -0.46	-0.45 -0.32 -0.10 -0.39 -0.29 -0.39	-0.49 -0.28 0.08 -0.42 -0.35 -0.31	-0.50 -0.37 -0.03 -0.47 -0.41 -0.29	-0.52 -0.35 -0.05 -0.46 -0.33 -0.38	-0.51 -0.38 -0.06 -0.48 -0.42 -0.41	-0.54 -0.47 -0.05 -0.50 -0.41 -0.43	
茨栃群埼千東神 奈 二葉京川	-0.15 -0.03 -0.06 0.20 0.15 0.52 0.09	-0.13 -0.11 -0.04 0.18 0.16 0.58 0.09	-0.08 -0.12 -0.10 0.20 0.25 0.50 0.09	-0.04 -0.03 -0.13 0.21 0.27 0.48 0.10	-0.12 -0.07 -0.11 0.22 0.26 0.53 0.17	-0.18 -0.15 -0.16 0.22 0.12 0.62 0.19	-0.20 -0.19 -0.18 0.19 0.18 0.69 0.21	-0.17 -0.18 -0.18 0.24 0.27 0.64 0.18	-0.16 -0.14 -0.24 0.20 0.26 0.67 0.20	-0.21 -0.22 -0.17 0.25 0.29 0.73 0.25	
新富石福 川井	-0.22 -0.06 -0.01 -0.28	-0.26 -0.03 0.03 -0.26	-0.23 0.02 -0.10 -0.23	-0.26 -0.01 -0.02 -0.14	-0.29 -0.11 -0.12 -0.23	-0.25 -0.14 -0.09 -0.28	-0.31 -0.16 -0.08 -0.28	-0.30 -0.20 -0.04 -0.24	-0.32 -0.19 -0.09 -0.24	-0.37 -0.20 -0.16 -0.32	
山長岐静愛三梨野阜岡知重	-0.29 -0.15 -0.19 -0.17 0.12 -0.13	-0.30 -0.11 -0.24 -0.13 0.16 -0.22	-0.18 -0.11 -0.24 -0.13 0.12 -0.18	-0.31 -0.10 -0.24 -0.11 0.07 -0.17	-0.27 -0.12 -0.23 -0.13 0.04 -0.17	-0.32 -0.16 -0.22 -0.22 0.05 -0.18	-0.31 -0.17 -0.26 -0.21 0.07 -0.25	-0.30 -0.14 -0.25 -0.22 0.05 -0.22	-0.33 -0.16 -0.33 -0.17 0.06 -0.28	-0.33 -0.22 -0.30 -0.23 0.02 -0.30	
滋京大兵奈和 歌京大兵奈和	-0.07 -0.08 -0.06 -0.17 -0.28 -0.28	-0.18 -0.09 -0.02 -0.17 -0.37 -0.41	-0.06 -0.08 -0.02 -0.18 -0.30 -0.39	-0.03 -0.13 -0.02 -0.15 -0.32 -0.36	-0.03 -0.17 0.01 -0.14 -0.36 -0.35	-0.05 -0.01 0.05 -0.09 -0.17 -0.30	-0.11 0.07 0.07 -0.10 -0.21 -0.39	-0.04 0.02 0.05 -0.07 -0.23 -0.39	-0.07 -0.01 0.08 -0.09 -0.20 -0.36	-0.05 -0.07 0.11 -0.08 -0.24 -0.39	
鳥島岡広山取根山島口	-0.20 -0.22 0.00 -0.08 -0.20	-0.27 -0.16 -0.07 -0.07 -0.31	-0.21 -0.13 -0.09 -0.01 -0.22	-0.19 -0.14 -0.11 -0.11 -0.25	-0.36 -0.14 -0.14 -0.10 -0.25	-0.19 -0.24 -0.04 -0.11 -0.30	-0.25 -0.23 -0.06 -0.13 -0.34	-0.24 -0.23 -0.11 -0.14 -0.31	-0.33 -0.30 -0.12 -0.12 -0.33	-0.34 -0.28 -0.21 -0.15 -0.34	
徳香愛高 島川媛知	-0.18 -0.07 -0.22 -0.26	-0.27 0.01 -0.25 -0.26	-0.19 -0.08 -0.25 -0.31	-0.23 -0.05 -0.20 -0.25	-0.26 -0.13 -0.24 -0.29	-0.20 -0.15 -0.26 -0.32	-0.31 -0.11 -0.30 -0.34	-0.27 -0.14 -0.27 -0.30	-0.28 -0.14 -0.26 -0.33	-0.35 -0.19 -0.34 -0.35	
福佐長熊大宮鹿沖別省崎本分崎島縄	0.06 -0.28 -0.39 -0.17 -0.24 -0.26 -0.27 0.02	0.05 -0.32 -0.40 -0.23 -0.17 -0.28 -0.28 -0.02	0.09 -0.31 -0.37 -0.34 -0.20 -0.34 -0.23 -0.03	0.12 -0.22 -0.38 -0.16 -0.22 -0.27 -0.23 -0.06	0.13 -0.15 -0.41 -0.18 -0.27 -0.30 -0.22 -0.04	0.10 -0.26 -0.43 -0.14 -0.20 -0.30 -0.27 -0.02	0.09 -0.31 -0.43 -0.20 -0.23 -0.33 -0.34 0.02	0.13 -0.24 -0.43 -0.41 -0.24 -0.42 -0.30 -0.00	0.13 -0.27 -0.47 -0.27 -0.27 -0.32 -0.33 -0.09	0.12 -0.23 -0.51 -0.26 -0.33 -0.35 -0.35 -0.06	

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』, 総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口, 人口動態及び世帯数調査』による. 日本人人口について. 分母となる人口の総数には年齢不詳を含む. – (マイナス) は転出超過を意味する.

表 3 - 2 都道府県別転入超過率(15-19歳): 2014~2018年

										(%)	
**************************************			男			女					
都道府県	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	
全 国										• •	
北海道	-0.50	-0.37	-0.44	-0.20	-0.27	-0.50	-0.46	-0.48	-0.57	-0.50	
青岩宮秋山福森手城田形島	-3.49 -3.33 0.35 -3.97 -2.55 -1.71	-3.41 -3.16 0.17 -4.03 -3.00 -1.52	-3.45 -2.87 0.25 -3.79 -2.78 -1.64	-3.30 -3.21 0.22 -3.51 -1.99 -1.89	-3.24 -2.98 0.22 -3.72 -1.88 -1.99	-3.18 -2.54 0.27 -3.42 -2.46 -1.61	-3.17 -2.96 0.16 -3.35 -2.25 -1.56	-3.41 -2.76 0.02 -3.87 -2.34 -1.83	-3.33 -2.91 0.15 -3.83 -2.30 -1.91	-3.72 -3.00 0.34 -3.71 -2.45 -1.79	
茨栃群埼千東神 奈 二 京	-0.41 -0.67 0.27 0.83 1.07 3.07 1.61	-0.35 -0.57 0.26 0.80 1.17 3.11 1.62	-0.31 -0.61 0.09 0.77 1.19 3.08 1.61	-0.21 -0.70 0.04 0.75 1.31 2.90 1.40	-0.34 -0.74 -0.04 0.75 1.22 2.78 1.55	-0.44 -0.69 -0.32 0.68 0.50 2.95 0.96	-0.55 -0.53 -0.41 0.73 0.66 3.02 1.00	-0.45 -0.79 -0.54 0.80 0.72 3.26 1.10	-0.62 -0.71 -0.52 0.76 0.71 3.22 1.07	-0.74 -0.69 -0.49 0.78 0.79 3.15 1.21	
新富石福 川井	-1.08 -1.01 1.89 -1.24	-1.24 -0.99 2.05 -1.32	-1.15 -0.66 0.88 -1.04	-1.42 -0.65 1.49 -1.09	-1.44 -0.75 1.72 -1.13	-0.96 -0.81 0.35 -0.92	-1.14 -1.03 0.47 -1.04	-1.30 -0.97 0.22 -0.99	-1.29 -0.94 0.11 -0.97	-1.32 -0.87 0.21 -1.03	
山長岐静愛三梨野阜岡知重	-0.01 -1.84 -0.95 -0.94 0.89 -0.90	0.05 -1.85 -0.98 -1.03 1.00 -0.92	-0.06 -1.77 -1.20 -1.06 1.11 -1.29	-0.31 -1.60 -1.08 -0.95 0.98 -1.31	0.13 -1.82 -1.18 -0.99 0.83 -1.33	0.26 -1.56 -0.65 -0.95 0.25 -0.61	0.51 -1.57 -0.81 -1.05 0.25 -0.81	0.23 -1.62 -0.78 -1.13 0.18 -0.72	0.44 -1.61 -0.84 -1.18 0.24 -0.88	0.20 -1.79 -0.85 -1.31 0.20 -0.82	
選京大兵奈和 歌京大兵奈和	0.36 2.14 0.55 0.03 0.11 -1.31	0.29 1.50 0.65 0.13 -0.13 -1.37	0.46 1.93 0.63 -0.09 0.17 -1.53	0.25 1.78 0.59 -0.12 -0.15 -1.48	0.21 1.76 0.52 -0.10 -0.07 -1.43	-0.13 1.16 0.72 0.00 0.63 -1.04	-0.17 1.46 0.70 0.03 0.42 -1.06	0.00 1.46 0.75 0.04 0.43 -1.07	-0.08 1.44 0.69 0.03 0.50 -1.16	-0.17 1.37 0.70 -0.06 0.56 -1.33	
鳥島岡広山 取根山島口	-0.42 -2.00 -0.26 0.06 -0.90	-1.22 -1.82 -0.27 0.19 -1.10	-1.28 -1.61 -0.39 0.38 -1.04	-1.08 -1.48 -0.24 0.43 -0.96	-1.50 -1.14 -0.42 0.46 -1.04	-1.12 -1.42 0.12 -0.34 -0.94	-1.40 -1.66 -0.01 -0.26 -1.03	-1.45 -1.87 -0.03 -0.26 -1.01	-1.40 -1.73 0.04 -0.19 -1.28	-1.68 -1.47 -0.14 -0.15 -1.25	
徳 香 愛 高 川 媛 知	-1.41 -0.72 -1.92 -1.91	-1.45 -0.57 -1.82 -2.05	-1.21 -1.04 -2.28 -2.07	-1.26 -0.71 -2.16 -2.24	-1.34 -0.72 -2.12 -2.31	-0.58 -0.77 -1.18 -0.97	-1.14 -0.78 -1.35 -1.26	-0.83 -0.99 -1.47 -1.30	-0.95 -0.79 -1.35 -1.28	-0.84 -0.86 -1.62 -1.34	
福佐長熊大宮鹿沖 児	0.31 -3.07 -4.01 -2.54 -1.22 -3.84 -5.20 -1.70	0.33 -2.98 -4.51 -2.71 -1.31 -4.43 -5.19 -2.15	0.37 -3.31 -4.47 -3.00 -1.12 -4.74 -5.21 -1.69	0.16 -2.77 -3.99 -2.85 -0.98 -4.09 -4.86 -2.08	0.49 -2.89 -3.92 -2.54 -1.37 -4.02 -4.44 -1.78	0.78 -1.56 -2.56 -1.36 -0.86 -2.40 -2.99 -1.73	0.91 -1.83 -2.63 -1.48 -1.14 -3.03 -2.90 -1.66	0.79 -1.75 -2.88 -1.76 -0.85 -3.38 -3.37 -1.75	0.81 -1.45 -2.96 -1.69 -1.00 -2.93 -3.26 -1.83	0.89 -1.48 -2.99 -1.61 -1.20 -3.05 -3.20 -1.76	

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』,総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口,人口動態及び世帯数調査』による.日本人人口について.-(マイナス)は転出超過を意味する.

表 3 - 3 都道府県別転入超過率(20-24歳):2014~2018年

										(%)	
₩\X;##			男			女					
都道府県	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	
全 国										• •	
北海道	-2.20	-1.93	-1.88	-1.67	-1.99	-1.64	-1.97	-1.85	-1.85	-2.11	
青岩宮秋山福森手城田形島	-3.00 -2.79 -0.82 -4.21 -3.14 -1.44	-3.75 -2.72 -0.49 -4.32 -3.12 -1.98	-3.05 -3.04 -0.47 -4.14 -3.46 -2.64	-3.79 -3.37 -0.82 -4.61 -3.38 -3.04	-3.76 -3.11 -1.00 -4.48 -3.80 -3.33	-5.18 -3.74 -0.30 -5.92 -5.13 -4.07	-5.54 -4.60 -0.57 -6.31 -5.52 -4.09	-6.23 -4.51 -0.67 -6.14 -4.98 -4.68	-6.52 -4.87 -0.83 -7.00 -5.70 -4.97	-6.32 -5.22 -1.32 -7.35 -5.59 -5.31	
茨栃群埼千東神 奈 二	-1.80 -0.43 -2.22 0.51 1.50 6.29 2.07	-1.78 -0.94 -2.44 0.52 1.20 7.01 2.09	-1.86 -0.90 -2.70 0.41 1.34 7.05 2.24	-1.63 -0.28 -2.56 0.77 1.24 7.04 2.04	-1.83 -0.65 -2.88 0.53 1.08 7.32 2.39	-2.88 -2.58 -3.19 0.86 1.34 7.27 2.29	-3.10 -2.75 -3.37 0.80 1.64 8.09 2.50	-3.42 -2.88 -3.60 1.07 1.72 8.21 2.53	-3.50 -2.81 -3.74 0.88 1.47 8.68 2.64	-3.64 -3.35 -3.76 1.29 1.67 8.91 2.76	
新富石福 川井	-2.93 -0.54 -2.50 -2.25	-3.01 -0.79 -3.09 -2.61	-3.23 -0.08 -3.53 -2.56	-3.57 -0.83 -3.49 -2.15	-3.42 -0.80 -3.29 -3.02	-3.70 -2.33 -2.19 -3.41	-4.41 -2.60 -2.25 -3.55	-4.46 -3.03 -2.00 -3.55	-4.85 -2.62 -2.97 -3.53	-5.31 -3.19 -2.76 -3.77	
山長岐静愛三梨野阜岡知重	-4.08 -1.95 -2.23 -0.59 1.99 -1.36	-4.24 -2.16 -2.87 -0.55 2.07 -1.72	-3.74 -2.09 -2.72 -0.84 1.93 -1.29	-4.20 -1.79 -2.68 -0.79 1.75 -1.11	-3.80 -2.43 -2.63 -0.78 1.71 -0.90	-5.10 -3.17 -2.25 -1.89 0.84 -1.99	-5.68 -3.51 -3.13 -2.29 0.90 -2.28	-5.68 -3.93 -2.77 -2.63 0.92 -2.65	-5.96 -3.69 -3.27 -2.42 1.01 -3.00	-5.94 -4.15 -3.37 -2.75 0.85 -2.88	
滋京大兵奈和 歌 東良山	-2.00 -0.91 0.71 -1.58 -3.50 -2.79	-2.45 -1.38 1.04 -1.74 -3.94 -3.63	-1.96 -1.38 0.93 -1.94 -3.93 -3.53	-1.46 -2.13 0.58 -1.98 -4.23 -3.66	-1.98 -1.66 0.73 -2.15 -4.36 -3.83	-1.78 0.32 2.18 -0.59 -2.17 -3.22	-1.97 0.41 2.39 -0.65 -2.38 -3.83	-1.76 0.26 2.18 -0.84 -3.01 -4.01	-1.69 0.04 2.22 -1.03 -2.88 -4.13	-2.33 -0.17 2.43 -1.28 -3.01 -4.60	
鳥島岡広山取根山島口	-3.97 -3.26 -0.97 -1.03 -3.29	-3.86 -4.29 -1.37 -0.84 -3.78	-3.68 -3.94 -1.32 -0.87 -3.44	-3.62 -3.68 -1.27 -0.95 -3.50	-4.76 -3.25 -1.42 -1.58 -3.36	-3.85 -3.72 -0.79 -1.24 -4.18	-4.93 -4.84 -1.08 -1.12 -4.74	-3.88 -4.88 -1.23 -1.36 -4.39	-4.90 -5.44 -1.31 -1.32 -4.98	-5.14 -4.76 -1.87 -1.70 -4.98	
徳 香 愛 高 川 媛 知	-2.47 -1.44 -2.89 -3.52	-2.98 -1.23 -3.10 -4.05	-3.06 -1.50 -3.14 -4.84	-2.87 -1.67 -3.10 -4.40	-3.01 -1.85 -3.37 -3.92	-3.46 -2.05 -3.31 -4.76	-3.75 -2.12 -3.78 -5.32	-4.16 -2.31 -3.77 -5.22	-3.99 -2.45 -4.00 -6.07	-5.26 -2.87 -4.53 -5.61	
福佐長熊大宮鹿沖 児 児	-0.76 -2.58 -3.21 -2.39 -3.24 -2.28 -2.39 -2.02	-0.90 -3.16 -3.53 -3.01 -3.13 -2.59 -2.17 -2.15	-0.99 -3.27 -3.38 -3.12 -2.85 -3.49 -2.75 -2.05	-0.74 -3.12 -3.03 -2.60 -3.16 -3.14 -2.09 -2.04	-0.43 -3.34 -3.52 -2.81 -3.36 -3.16 -2.66 -1.84	0.53 -3.28 -4.62 -2.44 -3.21 -4.34 -2.66 -1.77	0.51 -3.43 -5.02 -2.81 -3.69 -4.81 -3.67 -1.70	0.47 -3.68 -5.07 -3.42 -3.78 -5.15 -3.35 -1.41	0.39 -4.07 -5.38 -3.41 -3.91 -5.02 -3.67 -1.74	0.31 -4.02 -5.73 -3.92 -4.27 -4.70 -3.71 -1.60	

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』,総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口,人口動態及び世帯数調査』による.日本人人口について.-(マイナス)は転出超過を意味する.

表 3 - 4 都道府県別転入超過率(25-29歳):2014~2018年

										(%)
₩n \\	男				女					
都道府県	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年
全 国								••		• • •
北海道	-0.51	-0.60	-0.46	-0.52	-0.59	-0.60	-0.60	-0.59	-0.51	-0.64
青岩宮秋山福森手城田形島	-0.62 0.13 0.15 -0.59 -0.01 0.53	-0.54 -0.26 -0.25 -0.10 -0.38 0.26	-0.64 -0.07 -0.28 -0.54 -0.21 -0.15	-0.71 -0.58 -0.11 -0.28 -0.58 -1.05	-0.80 -0.55 -0.60 -1.02 -0.70 -1.05	-0.43 -0.16 -0.12 -0.32 0.05 -0.17	-0.47 -0.38 -0.19 -0.80 -0.44 -0.47	-0.51 -0.58 0.08 -0.71 -0.27 -0.70	-0.62 -0.68 -0.44 -0.61 -0.62 -0.65	-0.62 -0.84 -0.35 -0.67 -0.76 -0.90
茨栃群埼千東神 奈 二	-0.88 0.16 -0.65 0.03 -0.22 2.06 -0.06	-0.88 -0.28 -0.61 0.03 -0.20 2.34 0.15	-0.72 -0.31 -0.68 0.23 -0.08 2.12 -0.07	-0.69 0.27 -1.00 0.42 -0.10 2.21 0.11	-0.85 -0.20 -0.89 0.45 -0.11 2.49 0.44	-0.84 -0.08 -0.83 -0.08 -0.30 1.98 0.30	-1.08 -0.41 -0.90 -0.21 -0.25 2.38 0.35	-0.84 -0.24 -0.85 -0.16 0.14 2.13 0.30	-0.82 -0.26 -1.12 -0.01 -0.01 2.20 0.29	-1.21 -0.65 -0.80 0.03 0.26 2.57 0.24
新富石福 川井	-0.47 -0.33 -0.33 -0.48	-0.84 -0.45 -0.22 -0.58	-0.60 -0.21 -0.45 -0.70	-0.78 -0.16 -0.48 -0.33	-1.07 -0.81 -1.30 -0.67	-0.36 -0.43 -0.66 -0.52	-0.53 -0.35 -0.61 -0.72	-0.56 -0.76 -0.26 -0.44	-0.61 -0.69 -0.60 -0.60	-0.91 -0.83 -0.95 -0.93
山長岐静愛三梨野阜岡知重	-0.94 -0.61 -1.05 -0.32 0.32 -0.53	-1.33 -0.29 -1.26 -0.31 0.33 -0.86	-0.70 -0.35 -1.24 -0.33 0.12 -0.74	-1.29 -0.42 -1.14 -0.40 0.09 -0.62	-1.22 -0.46 -1.39 -0.44 -0.06 -0.40	-1.23 -0.20 -1.53 -0.45 0.43 -0.63	-1.03 -0.49 -1.57 -0.48 0.53 -1.09	-1.45 -0.17 -1.90 -0.35 0.38 -0.66	-1.07 -0.14 -2.30 -0.31 0.46 -1.08	-1.28 -0.57 -1.97 -0.61 0.29 -1.32
滋京大兵奈和 歌 東良山	-0.72 -1.34 -0.20 -0.78 -2.25 -1.38	-1.03 -1.40 0.06 -0.87 -2.66 -1.47	-0.38 -1.23 0.03 -0.86 -2.17 -1.77	-0.55 -1.78 0.02 -0.84 -2.21 -1.30	-0.14 -1.64 0.14 -0.94 -2.82 -1.66	-0.34 -1.15 0.07 -0.59 -1.88 -1.23	-0.24 -0.86 0.14 -0.76 -2.49 -1.23	-0.31 -1.27 0.16 -0.64 -2.17 -1.72	-0.72 -1.29 0.19 -0.66 -2.26 -1.31	-0.10 -1.73 0.37 -0.72 -2.77 -1.87
鳥島岡広山取根山島口	-0.53 -0.11 -0.31 -0.09 -0.95	-0.81 0.32 -0.59 -0.35 -1.28	-0.60 -0.24 -0.51 -0.01 -1.11	-0.73 -0.23 -0.74 -0.55 -0.86	-0.87 -0.23 -0.79 -0.58 -0.92	-0.01 -0.46 -0.55 -0.32 -0.82	-0.11 0.00 -0.55 -0.27 -1.03	-0.24 -0.07 -0.93 -0.47 -0.77	-0.33 -0.20 -0.86 -0.41 -0.78	-0.17 -0.40 -1.22 -0.50 -1.07
徳 香 愛 高 川 媛 知	-0.65 -0.00 -0.16 -0.41	-1.10 -0.07 -0.48 -0.88	-1.07 -0.14 -0.50 -0.73	-1.37 -0.51 -0.44 -0.88	-1.48 -0.89 -1.03 -0.69	-0.69 -0.51 -0.61 -0.56	-1.01 -0.43 -0.84 -0.62	-0.90 0.13 -0.68 -0.80	-0.92 -0.76 -0.68 -0.43	-1.10 -0.76 -0.90 -0.48
福佐長熊大宮鹿沖 児	-0.17 -0.40 -0.45 -0.49 -0.77 -0.50 0.06 0.66	-0.19 -1.18 -0.44 -0.46 -0.40 -0.31 -0.11 0.42	-0.01 -1.10 -0.14 -0.38 -0.79 -0.37 0.05 0.32	0.12 -0.70 -0.61 -0.29 -0.70 -0.43 -0.15 0.48	0.08 -0.55 -0.76 -0.33 -0.94 -0.50 -0.31 0.51	-0.22 -0.75 -0.33 -0.30 -0.56 -0.40 -0.11 0.73	-0.26 -1.31 -0.53 -0.56 -0.55 -0.46 -0.51 0.72	-0.14 -0.86 -0.75 -1.04 -0.43 -0.49 -0.60 0.88	-0.21 -1.32 -0.35 -0.44 -0.58 -0.28 -0.53 0.85	-0.25 -0.99 -0.59 -0.54 -0.97 -0.64 -0.26 0.83

総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』,総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口,人口動態及び世帯数調査』による.日本人人口について.-(マイナス)は転出超過を意味する.

## 書評・紹介

Dimiter Philipov, Aart C. Liefbroer, and Jane E. Klobas,
Reproductive Decision-making in a Macro-micro Perspective
Springer, 2015, 178 pp.

本書に先駆けて、本書タイトルと同名のプロジェクト「マクロとミクロの観点における出生をめぐる意思決定(Reproductive decision-making in a macro-micro perspective, RIPRO)」が2009~2011年に欧州委員会のもとで行われており、本書はその成果をまとめたものである。欧州において長く続く低出生力状態を理解するために、出生意図の形成とその実現という側面に焦点を当て、それをマクロ(例えば低い出生力状況と様々な制度)とミクロ(例えば出生意欲に影響する個人の状況や子どもを望むも持てないというギャップ)の側面、そしてその関係という視点で分析がされている。

1章では、ミクロレベルである個人の意思決定が、個人と個人が埋め込まれているマクロレベルとどのように関連するか、という本書全体を通じた視点が解説される。社会学者 Coleman によるマクロ-ミクロモデルや社会心理学者 Ajzen の計画的行動理論(the Theory of Planned Behavior)が本プロジェクトの支柱であることがわかる。2章は各国の歴史、政策の違いによる子育て環境の違いが説明される。家族政策は金銭的支援(手当)、時間に関わる支援(休業制度)、サービスの提供(保育園整備)を中心に展開され、ここ数十年で OECD 諸国における育休制度や保育サービスは全体的に強化された。ただし各国の優先度や支援対象には濃淡がある。3章では、子を持つという意思決定に何が影響するのかを問う。文脈だけでは決まらず、個人が帰結に対して想定していること、社会規範といった周囲の期待、子育てにおける自己統制感に依存するという。4章では、短期的出生意図の実現、とりわけ延期や断念といった結果に関連する要素を、オランダ、スイス、ハンガリー、ブルガリアのパネルデータを用いて検討している。年齢(高齢)、パリティ(無子あるいは2子以上)、配偶関係(離婚)といった社会人口学的条件が普遍的に意図の非実現に寄与することが確かめられた。

5章では、出生意図そのものの意味に着目し、意図に伴う不確実性や可変性、測定の課題などを議論している。子を持つ人生は当たり前といった近代的見方ではなく、子は人生を充実させるといったポスト近代的見方を持つと出生意図が断念されやすいなど、価値観の重要性が指摘される。6章ではマクロ要因のミクロの意思決定への影響を議論するために、個人の出生関連規範意識に、個人が所属する社会の「第二の人口転換」度合いがどう関与するか、を2000年代半ばの欧州25カ国についてマルチレベルモデルを用いて分析している。第二の人口転換が進んだ社会では、他者に寛容な態度が進み、そのことが、意図的な無子に対する許容を後押ししていることが示唆されている。7章では編者Philipovらによって本書が総括される。政策的関心は出生の帰結ではなく、意図と意図の実現のギャップに寄せられるべきであり、本書がその理解に役立つと述べる。

本書は、出生に関わるマクロとミクロの側面とその関係という、出生力研究開始当初から重要だと認識され議論されつつも適切なモデル化が難しい領域にあえて挑んだ点で評価できる。そして出生に関する意図の形成とその実現までの過程を丁寧に論じた点は、政策の有効性および採られるべき手法に関する今後の議論を一歩進めるであろう。個人の出産意図には不確実性が含まれ、しかも重層的であること、社会心理学的方法論を援用して出生意図が社会的プレッシャーや状況に対する統制可能認識に強く依存する点を明らかにした点などは、出生意欲とその実現に関する今後の研究に大いに参考になる。ただし、客観的な指標化が確立している個人属性などと異なり、主観に焦点があるこうした領域を定量的に測定するための標準的手法は開発途上と言える。さらに欧州以外の地域を含めた国際比較調査の成果や時系列分析の蓄積に期待したい。(岩澤美帆)

## 研究活動報告

#### TICAD7 サイドイベント

2019年8月28日(水)から30日(金)にかけて、横浜で第7回アフリカ開発会議(TICAD7)が開催され、筆者はその公式サイドイベントの一つである「アフリカの人口高齢化を見据えて一高齢者ケアの「今」と、大陸を超えて共有すべきケアのあり方一」にモデレーターとして参加した。このサイドイベントは、長崎大学増田研准教授が研究代表者である文科科研プロジェクト「東アフリカにおける未来の人口高齢化を見据えた福祉とケア空間の学際的探究」、東アジア・ASEAN 経済研究センター(ERIA)、公益財団法人 日本国際交流センター(JCIE)、長崎大学の共催で、国立社会保障・人口問題研究所の後援も得て行われたものである。大河原昭夫 JCIE 理事長の開会挨拶、ナタリア・カネム国連人口基金(UNFPA)事務局長の特別挨拶の後、基調講演としてアワ・マリ・コルセック セネガル国務大臣(元保健大臣)、プラフラ・ミシュラ ヘルプエイジ・インターナショナル アフリカ地域ディレクター、マリキ インドネシア国家開発企画庁人口計画・社会保障局ディレクター、増田研准教授から、アフリカにおける人口高齢化とその課題、アジア、特にインドネシアにおける状況、人類学からみたアフリカ人口高齢化の様相について報告がなされ、パネルディスカッションが行われた。最後は駒澤大佐東アジア・ASEAN 経済研究センター総長参与により締めくくられた。

アフリカにおいては、高齢者人口の割合は未だ低いものの、総人口の爆発的な増加に伴い、高齢者人口の増加数は大きく、今後20年間に 2 倍、30年間に 3 倍に増加すると推計されている。それに応じて医療・介護ケアの需要も爆発的に増加すると見込まれているが、「介護サービス」という概念は未だ十分に共有されておらず、高齢者のケアは家族がするもの、という通念があり、またその通念が、急速に変化する家族形態・世帯構成、また若者の都市部への集中により成り立たなくなっている、というアジア同様の状況が生じ始めている。さらにアフリカ特有の状況もある。例えば、1990年代からアフリカで猛威を振るったエイズにより多くの親世代が死亡し、残された子供をその祖母・祖父が養育するような、skip family も多い。年寄が死ぬのは図書館が燃えてなくなるのと同じである、ということわざが示すように、高齢者は知識を持つ尊敬すべき対象である、とされる一方、黒魔術を使ったと疑われ殺されてしまう高齢者もいる。限られた資源の中で、高齢者と子供の生存競争が生じることもあり、また子を持てなかった高齢者は社会保障が未整備の中、貧困にさらされる。多くの課題自体がまだあまり認識されていないものの、人口高齢化はアフリカにおいても着実に一つのテーマとして取り上げられていくことになるだろう。

今回のサイドイベントは、アジアからアフリカに繋げる、ということから「アジア健康構想 (AHWIN)」の一環として行われ、その内容は、アジア健康構想の web サイト https://www.ahwin.org/posts/dialogue-aging-in-africa-ticad7 に掲載されている. (林 玲子 記)

## 2019年度日本建築学会大会(北陸)

日本建築学会の2019年度の全国大会は、金沢工業大学扇が丘キャンパス(石川県野々市市)を会場として、2019年9月3日(火)~9月6日(金)の4日間に渡って開催された。「次の時代は」という大会メインテーマのもと、建築に関わる多様な部門に分かれて、学術講演や研究協議会、パネルディ

スカッション等において多数の報告・討論が行われた。筆者が参加した建築計画や都市計画部門では、 人口減少を前提とした都市の再編・再生に関わる学術講演が多く、とくに、縮小する地域社会に対応 したコンパクトシティ化と、持続可能な都市構造への再構築を目指すことを目的とした立地適正化計 画に関連する話題が目立った。研究協議会等において、人口減少社会をテーマに掲げたものを以下に 記す

研究協議会(建築計画部門)

「人口縮減社会におけるコミュニティとパブリックの新しいかたち―2030年の地域施設の姿とは」研究協議会(縮小社会における都市・建築の在り方検討特別研究)

「2030年の都市・建築・くらし―縮小社会のゆくえと対応策」

パネルディスカッション(農村計画部門)

「少人数社会の展望―担い手とその支援のかたち」

今大会の開催にあわせて、開催地との連携による建築やまちづくりに関する講演会、歴史や文化の発信、また、災害復興や環境保全に関連する情報提供など、ひろく社会一般に向けた催しや、子ども向け、学生向けのワークショップなども実施され、いずれも盛会であった. (小山泰代 記)

## SilverAge スリランカ老年学国際会議

スリランカの首都コロンボで開催された SilverAge スリランカ国際老年学国際会議 (International Conference on Gerontology and Geriatric Medicine) に参加した。国際的な老年学会議としてはスリランカで初めて開催されたこの会議は、当初は7月25~26日に予定されていたが、4月に開催地近くのキリスト教会やホテルで同時爆発テロが起こったため開催が延長され、最終的に9月12日(木)~13日(金)に執り行われた。延期の影響を受け、スリランカ国外からの参加は大幅に減ったようであるが、それでもスリランカやインドなどの老年学専門家による、興味深い報告が多く行われた。筆者は、「介護従事者の国際比較」と題する報告を行うとともに、スリランカ国連人口基金(UNFPA)が組織した「高齢人口の女性化とその介護への影響」というセッションでパネリストを務めた。

スリランカは現在65歳以上人口割合が11%で、その割合が7%から14%になるのに要する年数は20年間と、日本の24年よりも短く、現在急速に人口高齢化が進行している国である。会議でも、ペラデニア大学付属の教育病院における高齢者ケア・ユニットの取り組みや、認知症患者の生活の質など、多種多様な報告があり、すでに高齢化が大きな課題であり、取り組みが進んでいることが感じられた。会議の内容は https://silverageconference.com/ に掲載されている。

会議の後、国際的なキリスト教(カトリック)団体が運営している高齢者施設や、スリランカ・ヘルプエイジが運営している高齢者デイケアセンターを訪問した。前者は広大な敷地に広大な建物が建ち、入居者は100人程度で家族と共に住めなくなった高齢者が対象となっており、費用も無料だとのことである。後者は仏教寺院に隣接する施設で、近隣の高齢者が日中集い、近隣の篤志家による寄付で、毎日昼食が提供され、高齢者自身も準備を手伝うなど、参加型の公民館に近いような活動をしていた。これら以外にも多くの高齢者施設が存在しているようであった。

なお、スリランカを訪問した3ヵ月前の2019年6月に、日本とスリランカの間で特定技能に関する協力覚書が作成され、介護分野も対象となっているため、スリランカの海外雇用局(Bureau of Foreign Employment)局長と面談した。介護人材は現在、イスラエル、韓国、中東のいくつかの国、ドイツに送り出すよう交渉中であるが、ヘブライ語、ドイツ語の研修も必要とされており、いまだ送

り出しには至っていない状態であった。日本に対する送り出しも今後、日本の関連団体と共に、日本 語研修も含め進めていく予定であり、スリランカで高齢化が進行する中、介護人材の送り出しは、 Brain Drain ではなく、Brain Gain となることを目指しているとのことであった。この海外雇用局 が1985年に設立された当初、日本のボランティア(JOCV 海外青年協力隊)が ICT 整備などを支援 したそうで、日本とスリランカの息の長い良好な関係が醸成されていることが見て取れた。

(林 玲子 記)

## 日本家族社会学会第29回大会

2019年9月14日(土),15日(日)の2日間にわたって、神戸学院大学ポートアイランドキャンパスにおいて日本家族社会学会第29回大会が開催された。例年同様、格差、家族政策、ケア、出生、歴史・人口、結婚、ひとり親、家事・育児、世代関係など、人口問題に深く関わるテーマについてセッションが組まれた。テーマセッションでは第4回全国家族調査(NFRJ18)の特徴が紹介されたほか、日韓の一人親家族支援、東アジア諸国における少子化など、東アジアに焦点を当てた議論が盛況であった。少子化、高齢化といった東アジアに共通する状況がある一方で、教育制度や政府の取組姿勢などが異なることが示されたが、いずれの国も、急速な近代化の中で再生産システムが困難に直面している状況が伺えた。公開シンポジウムは「高齢社会における生/死と家族」と題され、死の迎え方、家族の役割などが日本のみならず世界でも激変している状況が示された。研究所からは報告者が「子育て環境の地域性と出生力一市区町村データからの接近一」((共)鈴木貴士)について報告した。

(岩澤美帆 記)

## バングラデシュ人口高齢化調査

バングラデシュの総人口は1億6千万人を超え、人口密度は1,253人/km²と超過密であり、年間170万人ほど人口が増加しているが、1970年代の7に近い合計特殊出生率が40年後の現在2まで急激に低下したことにより、今後の高齢化は日本よりも、また韓国よりも早く進行し、65歳以上人口割合が7%になる2028年から、わずか18年間で14%になると予測されている(国連人口部世界人口推計2019年版による)。このような人口動向を鑑みて、次期第8次五ヵ年計画(2021-2015年)の中に、高齢化対策を盛り込むことが検討されている。

筆者は国連人口基金(UNFPA)の依頼を受けて、2019年9月16日(月)から20日(金)にかけてバングラデシュを訪問し、国家計画作成担当部局である経済総局、人口高齢化、老年医学に携わるNGO、高齢者施設等を訪問し、またダッカ大学で「アジアにおける介護の需要と供給」と題する講演を行った。

バングラデシュにおいてはその憲法の中に高齢に起因する剥奪に対して生活保護を受けるための社会保障の権利を明記しており、また第5次五ヵ年計画(1997-2002年)から貧困高齢者に手当を支払う制度が始まっている。バングラデシュ高齢者協会は1960年代から老年医学病院を開設しており、篤志家による高齢者施設も存在している。しかしながら、高齢者手当の財源の一部は外国からの援助で賄われているようで、持続可能性という意味で問題を含んでいる。老年医学病院は多くの若い患者で溢れている。高齢者施設は、家族と同居できない高齢者を無料で受け入れているが、家族が引き取らない遺体のために、墓地も併設されていた。人口増加も人口高齢化も並行して進行している社会で、今後どのように持続的に資源を配分していくのか、課題は多いと感じさせられた。(林 玲子 記)

## 2019年日本地理学会秋季学術大会

今年の日本地理学会秋季学術大会は9月21日(土)から9月23日(月)まで新潟大学の五十嵐キャンパスで開催された。今回の大会では、一般の口頭発表で自然系・人文系を合わせて90を超える報告があったほか、シンポジウム(3件)、公開講座(1件)、ポスター発表(40以上、数は要旨集掲載分による)などもあり、全体としてかなり盛会であった。人口に関する発表としては、口頭発表のなかで<人口>と題された時間帯に、当研究所の小池司朗・人口構造研究部長らによる東京圏出生者割合に関する研究など、4件の発表が行われた。またそれら以外にも、観光と地方創生、都心部の地域変容などに関連する報告が複数あり、地域人口の研究を行う者にとっては総じて有意義な大会になった。

オランダ経済政策分析局レクチャー

2019年9月24日に、オランダ経済政策分析局(CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis)から若手研究者18名が来所され、所内第4会議室において人口と社会保障についてのレクチャーを行った。午後2時から6時までの長丁場となったが、質疑応答も活発に行われるなど関心の高さがうかがわれた。なお、このレクチャーは社人研プロジェクト「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」の一環として行われた。

当日のプログラムは以下のとおり.

「Opening Remarks」泉田信行・社会保障応用分析研究部長

「Overview of population ageing in Japan」林玲子·国際関係部長

「Mortality decline and longevity in Japan」別府志海·情報調査分析部室長

「Pension policy challenges for Japan: an overview」中田大悟 • 創価大学経済学部准教授

「Poverty in Japan」渡辺久里子·企画部研究員

「Population health in Japan」林玲子·国際関係部長

「Policy changes in health and LTC system in Japan」菊池潤·社会保障基礎理論研究部室長

「Closing Remarks」林玲子·国際関係部長

(別府志海 記)

(清水昌人 記)

# 地域生命表に関する国際ワークショップ(International Workshop on Subnational Life Tables)における研究報告

死亡データベースプロジェクト(Human Mortality Database project, HMD)は、国際比較及び地域比較が可能な死亡に関する精度の高いデータを収集することを通じて、先進国における死力転換のパターンと要因及びその帰結を解明することを目指すものである。HMD はカリフォルニア大学バークレー校とドイツ・マックスプランク研究所によって2000年に開始されており、既に20年近い歴史がある。日本からは石井太氏(前人口動向部長)も参画しており、当研究所も HMD の黎明期から積極的に国際的な知の蓄積に貢献してきた。また、当研究所においては、HMD と整合性をもち、わが国の生命表を死亡研究に最適化して総合的に再編した死亡データベース「日本版死亡データベース」を、人口問題プロジェクト研究「わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的

研究」(平成23~25年度),「長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究」(平成26~28年度),「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」(平成29~31年度)の一環として、構築・提供してきたところである。

その HMD の成果報告及び今後の課題と展望を探るための国際ワークショップが2019年10月15日~10月17日の日程でオーストラリアの首都キャンベラにおいて開催された。 HMD には現在のところ ①死因別データ,②地域別(等の一国を細分化したグループの)データの整理収集と蓄積という 2 つの課題や方向性がある。この 2 つのうち前者を対象としたシンポジウムは2019年 5 月に開催されており,「第 5 回人類死亡データベースシンポジウム」(林玲子記『人口問題研究』第75巻第 3 号,2019年9月)に報告された通りである。そして,後者にフォーカスしたのが,今回の国際ワークショップである。なお,今回のワークショップは "Subnational" と題されており,必ずしも「地域」生命表を対象とするものではなく,一国の人口集団を細分化したグループの生命表に関するものであるものの,系統的なデータの入手可能性から「地域」がその中心であることからここでは便宜上「地域」の訳を用いた。

3日間の会期中に、7つの口頭報告セッションで行われた28報告を中心に、会議では「地域生命表の開発」「死亡推定」「小地域の死亡」「予測」「死亡モデルとその評価」「R言語によるプログラミングと新しい方向」といった地域別生命表に関連した話題が包括的に編成されており、いずれにおいても、欧州地域を中心とする約60名の間で、活発な研究交流が行われた。当研究所からは菅桂太(人口構造研究部室長)が参加し、"Japanese Regional Human Mortality Database: Current State and Challenges"(石井太慶應義塾大学教授、別府志海情報調査分析部室長との共同研究)について研究報告を行った。

本ワークショップの詳細はインターネット

(https://demography.cass.anu.edu.au/events/international-workshop-subnational-life-tables) に掲載されている. (菅 桂太 記)

## G20保健大臣会合サイドイベント アジア健康構想(AHWIN)フォーラム

2019年10月17日(木)午後、東京都中央区日本橋のマンダリン・オリエンタルホテルにて、G20保健大臣会合サイドイベント「AHWIN フォーラム―アジアにおける高齢者ケアを描く:あるべき健康長寿社会とは」が開催され、筆者は第2セッションのモデレーターとして参加した。アジア健康構想(AHWIN)に関わる、アジア各国の高齢者介護担当者・専門家が集い、地域に根差した認知症予防、高齢者の健康の変遷、介護人材の確保といったテーマに関して報告、討議が行われた。フォーラムの内容は https://www.ahwin.org/posts/ahwinforum-achievinghealthyaginginasia に掲載されている。 (林 玲子 記)

## 地理情報システム学会第28回研究発表大会

地理情報システム学会の第28回研究発表大会は2019年10月19・20日の日程で徳島大学常三島キャンパスにて開催された。一般口頭報告91報告、ポスター報告が65報告の他に、企画セッションが9テーマ、国際シンポジウムが4セッション、実際にGISの使い方を学ぶハンズオンセッションが5本、その他に機器展示があるなど多彩な企画による大会となった。本学会は、災害対応・防災、交通ネッ

トワーク, 移動分析, 医療アクセスなど主要なテーマの他に, 地方自治体が保有する住民基本台帳や建物台帳, 固定資産台帳を用いた個人単位のデータを利用した分析や GNSS (全球測位衛星システム), 衛星画像, ドローンや赤外線カメラを用いた分析など, 公開されている公的データからでは得られないデータを収集・利用した課題解決に関する報告が多くあり大変興味深いものであった. 人口分野では, 世帯単位で将来の人口分布の予測を行うシミュレーション分析や東京圏における就業者と世帯規模の関係, 東京一極集中による人口重心の変動に関する分析があった.

当研究所からは筆者が参加し、社人研が平成30年に公表した地域別将来推計人口の将来の人口成長率に対する各要因の寄与を分析した「地域別にみた将来の人口成長率に対する人口動態率及び人口モメンタムの寄与の分析」についてポスター報告を行った. (鎌田健司記)

#### 南部アメリカ人口学会2019年大会

南部アメリカ人口学会(Southern Demographic Association)は2019年10月23日(水)から25日(金)にかけてアメリカのルイジアナ州ニューオーリンズで年次大会を開催した。本年の大会では30セッションが企画され,著者は大会2日目のポスターセッションにて"The Change of the Number of Households vs. the Change of Energy Usage: Focused on the Energy Consumption Change of Elderly Households in Japan"を発表した。来年2020年は米国の国勢調査実施年ということもあり,例年よりも国勢調査データを用いた研究や国勢調査に関する報告が多い印象を受けた。2020年の年次大会は10月14日(水)から16日(金)にかけてアメリカのテネシー州ノックスビルにて開催を予定している。なお,来年は南部アメリカ人口学会50周年である。(井上 希 記)

## 第11回国際老年学会・アジア/オセアニア大会

2019年10月23日~27日に,第11回国際老年学会・アジア/オセアニア大会(IAGG Asia/Oceania Regional Congress)が台北で開催された。今回の大会は「高齢化社会における健康と福祉:基礎科学から政策へ」と題され,日本をはじめ韓国・中国・台湾などアジア各国・地域を中心に多数の参加者があった。当研究所からは林玲子(国際関係部長),小島克久(情報調査分析部長),泉田信行(社会保障応用分析研究部長),別府志海(情報調査分析部第2室長)黒田有志弥(社会保障基礎理論研究部第2室長)の5名が参加した。なお,アジア/オセアニア大会は4年に一度の開催であり,次回大会は2023年に横浜で開催される予定である。

参加者の報告タイトルは以下のとおり.

#### 【口頭発表】

「Dementia Related Deaths in Japan - A Multiple Causes of Death Data Analysis」林玲子

#### 【ポスター発表】

- 「Dying Alone in Japan: Results from Analysis on Data on "Persons Who Died on Journey"」 泉田信行
- 「Model Analysis of Long-Term Care Cost Expenditure by the Elderly Private Household in Japan Governmental Survey Micro Data Analysis」小島克久
- 「A Demographic Analysis of Healthy Life Years in Relation between Diseases and Subjective Health: 2001, 2013」別府志海

「Local Government's Efforts on Compensation for Damage Caused by Elderly with Dementia」 黒田有志弥

(別府志海 記)

## MOHW-PCASPP-OECD 合同会議等への参加

2019年10月28日 (月) に、韓国の家族政策に関する新しい OECD レポート「Rejuvenating Korea: Policies for a Changing Society」が刊行されることを記念して、MOHW (Ministry of Health and Welfare) (韓国保健福祉部)、PCASPP (Presidential Committee on Ageing Society and Population Policy) 及び OECD 共催の会議がソウルで開催された。会議では、MOHW の長官が開会の挨拶をするとともに、PCASPP の副委員長、OECD の DELSA (Directorate for Employment, Labour and Social Affairs) の局長などが報告を行った。当研究所からは、渡辺(企画部研究員)が討論者として参加し、2019年10月から始まった幼児教育・保育の無償化などを紹介した。

また、2019年10月29日(火)~30日(水)には第14回アジア環太平洋地域社会政策専門家会合、31日(木)には第4回アジア環太平洋地域家族政策専門家会合が、OECD韓国政策センター主催によって開催された。社会政策専門家会合では、OECD、ADB等の国際機関の担当者によるアジア環太平洋地域の社会政策に関する分析報告に加えて、各国の専門家から社会支出の動向並びに個別政策の内容について報告が行われた。2019年の会合は、公的扶助がトピックとなり、日本については渡辺が報告を行った。

家族政策専門家会合は、OECD Family Database と整合的なアジア環太平洋地域におけるデータベースの整備や新たな指標の追加などを議論することを目的としている。2019年の会合では、各国から家族政策の動向とデータ提供に係る課題について報告が行われ、日本については竹沢(企画部室長)が報告を行った。 (渡辺久里子 記)

## 日本健康学会

2019年11月1日(金)~3日(日)にかけて、長崎大学医学部坂本キャンパスにて日本健康学会が開催され、筆者はメインシンポジウム「人口政策と健康」の座長として参加した。旧優生保護法の強制不妊手術をめぐって訴訟が進む中、日本健康学会(旧日本民族衛生学会)は、戦前の国民優生法制定への関与について文献調査を実施し、理事会報告を公表したが、今回のメインシンポジウムはその報告を踏まえて企画されたものであった。詳細なプログラムは http://www.tm.nagasaki-u.ac.jp/jshhe84/に掲載されている。 (林 玲子 記)

## 『人口問題研究』第75巻総目次(2019年)

著者	論文タイトル	号[通巻]	発行	掲載頁
特集:第15回出生 是川夕	動向基本調査(その3) 有配偶女性の人的資本,及び初期キャリアが出生力に及ぼ	1[308]	3.25	1-25
定川夕	す影響一女性就業と出生力の関係の再検討一	1[000]	0.20	1-20
守泉理恵	日本における無子に関する研究	1[308]	3.25	26-54
特集:第22回厚生i	政策セミナー「長寿化に関する国際シンポジウム―二大長寿国	日本とフラン	ンスの比	:較一」
石井太	日本とフランスの長寿化に関する講演とパネルディスカッ ション	2[309]	6.25	69-79
Magda TOMASINI	The French Public Policies for Long Term Care	2[309]	6.25	80-91
遠藤久夫	超高齢国家日本における医療と介護の現状と課題	2[309]	6.25	92-107
France MESLÉ and Jacques VALLIN	Highest Life Expectancies: How Long Will Japan Keep the Lead?	2[309]	6.25	108-122
林玲子	長寿化の進展と健康の変遷―日本の場合―	2[309]	6.25	123-136
特集:第8回人口科	多動調査の結果から(その1)			
林玲子	特集によせて	3[310]	9.25	143-146
小島克久	高齢者が将来の転居を志向する要因に関する研究—「第8回人口移動調査」(2016年)を用いた個人および地域属性の分析—	3[310]	9.25	147-168
清水昌人	非大都市圏に居住する大都市圏出身者の特性	3[310]	9.25	169-191
鎌田健司・小池司 朗・山内昌和	移動経歴と初婚発生に関するライフコース分析―系列分析 (最適マッチング分析・回帰木分析) による類型化―	3[310]	9.25	192-215
千年よしみ	人口移動調査における欠票状況の分析	3[310]	9.25	216-236
特集:東アジア,A	ASEAN諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究			
鈴木透	特集に寄せて	4[311]	12.25	283-284
鈴木透	東アジアの人口問題とその起源	4[311]	12.25	285-304
小島克久	外国人人口を含む人口統計で検証する台湾の UHC	4[311]	12.25	305-323
菅桂太	期間出生力の生命表分析:シンガポール,1980~2015年	4[311]	12.25	324-344
中川雅貴	インドネシアにおける世帯内介護需要と若年人口移動の関連ー IFLS による縦断データを用いた分析 一	4[311]	12.25	345-364
林玲子	外国人介護人材の人口的側面とその国際比較	4[311]	12.25	365-380
特集:第8回人口科	多動調査の結果から(その2)			
中川雅貴	非大都市圏出生者におけるUターン移動の変化に関する分 析	4[311]	12.25	381-400
塚崎裕子	職業キャリアと国内人口移動	4[311]	12.25	401-420
研究論文				
井上孝·井上希	An Examination of the Risk of Becoming Uninhabited at the Small Area Scale: Using Data from the Web System of Small Area Population Projections for the Whole Japan	4[311]	12.25	421-431

資料 今井博之 小池司朗・小山泰 代・菅桂太・鎌田 健司・大泉嶺・中川 雅貴・西岡八郎・ 山内昌和	新聞記事で振り返る2018年の人口問題 日本の世帯数の将来推計(都道府県別推計)2019(平成31) 年推計—2015(平成27)年~2040(平成52)年—	1[308] 3[310]	3.25 9.25	55-56 237-247
釜野さおり・小山 泰代・千年よしみ・ 布施香奈・山内昌 和・岩本健良・藤 井ひろみ・石田仁・ 平森大規・吉仲崇	「大阪市民の働き方と暮らしの多様性と共生にかんするアンケート」―結果速報およびQ&Aより―	3[310]	9.25	248-253
貴志匡博・峯島靖 志・清水昌人 統計	都道府県別にみた日本人男女年齢 (5歳階級) 別転入率, 転出率および転入超過率:2014~2018年	4[311]	12.25	432-448
別府志海•佐々井	主要国における合計特殊出生率および関連指標:1950~ 2017年	3[310]	9.25	254-261
別府志海	主要国人口の年齢構造に関する主要指標:最新資料	3[310]	9.25	262-271
書評・紹介				
井上希	John A. Turner, Sustaining Social Security in an Era of Population Aging	1[308]	3.25	57
小池司朗	Jack Baker, David A. Swanson, Jeff Tayman and Lucky M. Tedrow, Cohort Change Ratios and Their Applications	2[309]	6.25	137
遠藤久夫	日本人口学会編『人口学事典』	3[310]	9.25	272
岩澤美帆	Dimiter Philipov, Aart C. Liefbroer, and Jane E. Klobas, Reproductive Decision-making in a Macro-micro Perspective	4[311]	12.25	449

#### 『人口問題研究』編集委員

**所外編集委員**(50音順·敬称略)

所内編集委員

江崎 雄治 専修大学文学部

加藤 彰彦 明治大学政治経済学部 黒須 里美 麗澤大学外国語学部

佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員 中澤 港 神戸大学大学院保健学研究科

和田 光平 中央大学経済学部

遠藤 久夫 所長 鈴木 透 副所長 新 俊彦 企画部長

林 玲子 国際関係部長

小島 克久 情報調查分析部長 小池 司朗 人口構造研究部長

岩澤 美帆 人口動向研究部長

#### 編集幹事

清水 昌人 企画部室長

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 人口構造研究部主任研究官

#### 人 口 問 題 研 究

第75巻第 4 号 (通巻第 311 号)

2 0 1 9 年 12 月 25 日 発 行

編集者 国立社会保障•人口問題研究所

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75巻第4号(2019年12月刊)

特集 I:東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する

4
4
3
4
4
0
0
0
U
1
8
6
8