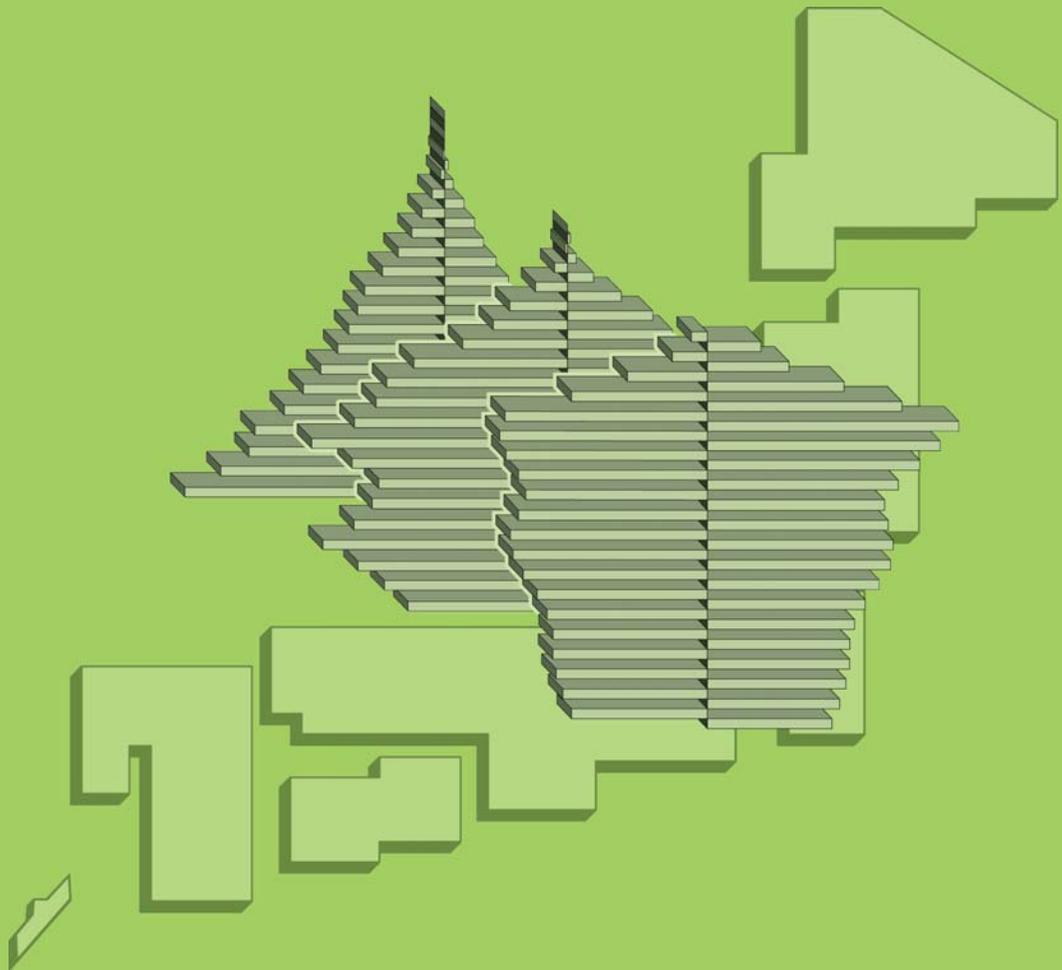


人口問題研究

Journal of Population Problems

第79卷第1号 2023年

特集：第8回世帯動態調査



国立社会保障・人口問題研究所

『人口問題研究』編集規程

I. 編集方針

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

II. 発行回数および発行形態

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

III. 執筆者

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

IV. 査読制度

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

V. 著作権

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

2013年2月

人口問題研究

第79巻第1号(2023年3月)

特集：第8回世帯動態調査

- 特集によせて……………小池司朗・ 1～ 2
地域における人口減少下の世帯変動……………小山泰代・ 3～ 20
高齢者の家族類型と介護保険サービスの地域差
……………清水昌人・ 21～ 36
世帯動態調査における非標本誤差の動向：50歳未満離家経験者は
減少しているのか？……………菅 桂太・ 37～ 63

研究論文

- 離婚に伴う女性の経済状況の変化
—長期パネルデータを用いた再検討—……………齊藤知洋・ 64～ 84

資料

- 新聞記事で振り返る2022年の人口問題
……………今井博之・ 85～ 88
日本における結婚と出産の動向—第16回出生動向基本調査
(2021年社会保障・人口問題基本調査)の結果より—
……………岩澤美帆・守泉理恵・釜野さおり・余田翔平・
吉田航・齊藤知洋・別府志海・是川夕・ 89～ 99

書評・紹介

- Sawako Shirahase ed.
Social Stratification in an Aging Society with Low Fertility:
The Case of Japan (吉田航)……………100～101

研究活動報告……………102～105

The Eighth International Workshop on Biomathematics Modelling and Its Dynamical Analysis における web 招待講演—OECD 移民政策専門家会合 (SOPEMI) —Global Leaders Forum 2022—北京論壇人口分科会—第37回日本国際保健医療学会学術大会—2022地方創生フォーラム in 秋田—タイ・マヒドン大学人口・社会研究所における国際人口移動に関する学術会議への参加—韓国国土交通部第9回住宅都市財政国際フォーラム

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)
Vol.79 No.1
2023

Special Issue: The 8th National Survey on Household Changes

- IntroductionKOIKE Shiro• 1-2
Household changes under population declining in the region
.....KOYAMA Yasuyo• 3-20
Household Family-Type among the Elderly and Regional Differences
in Nursing Care ServicesSHIMIZU Masato• 21-36
Patterns of Unit Nonresponse Biases in the National Survey on
Household Changes: Did the Japanese Youths under the Ages of
the Fifty Leaving the Parental Home Decrease in the Late 2010s?
.....SUGA Keita• 37-63

Article

- Economic Consequences of Marital Dissolution and these Changes
among Japanese Women: Re-examination by 30-Years Accumulated
Longitudinal DataSAITO Tomohiro• 64-84

Materials

- Population Problems Reported in Japanese Newspapers in 2022
.....IMAI Hiroyuki• 85-88
Recent Trends in Marriage and Childbearing in Japan:
Results of the 16th National Fertility Survey (Annual Population and
Social Security Surveys, 2021)
.....IWASAWA Miho, MORIIZUMI Rie,
KAMANO Saori, SHOHEI Yoda, YOSHIDA Wataru,
SAITO Tomohiro, BEPPU Motomi and KOREKAWA Yu• 89-99

Book Review

- Sawako Shirahase ed.
Social Stratification in an Aging Society with Low Fertility:
The Case of Japan (YOSHIDA Wataru).....•100-101

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

第8回世帯動態調査

特集によせて

小 池 司 朗

世帯動態調査は、国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）が実施する5本の社会保障・人口問題基本調査のうちの一つであり、世帯の規模・構造や所属世帯員の地位・関係の変化という世帯動態の現状を把握することを主たる目的としている。わが国では、長期にわたる出生率の低迷や未婚化・晩婚化等に起因し、単独世帯割合の上昇に代表される世帯規模の縮小傾向が全国的に観察されているが、世帯動態調査は、そのような世帯構造の変化を引き起こすメカニズムについて具体的に捉えることが可能な唯一の全国規模の調査となっている。直近の第8回調査は2019年7月に実施し、その後新型コロナウイルス感染拡大等の影響を受け当初の予定より大幅に遅れたが、2021年11月に結果概要を公表し、2022年3月に報告書を刊行した（国立社会保障・人口問題研究所 2022）。1985年に第1回調査が実施された後、1994年の第3回調査からは5年ごとに定期的な実施されており、質問項目もほとんど変更していないため、世帯動態の変化に関する長期的な分析が可能である。

社人研にとっての世帯動態調査の大きな目的は、調査結果が全国の将来世帯推計に活用されるということである。社人研における全国の将来世帯推計では、1998年に実施した推計から現段階で最新の2018年に公表した『日本の世帯数の将来推計(全国推計)』(2018(平成30)年推計)まで5回の推計において世帯推移率法が採用されている。世帯動態調査では、調査対象世帯における5年間の世帯内地位（世帯主か非世帯主か、など）や配偶関係の変化等が把握可能であり、世帯推移率の構築に必須な各種パラメーターを本調査から取得していることから、全国の将来世帯推計の実施にあたり必要不可欠な調査となっている。

本特集では、主に第8回調査データを活用した以下3本の論文を掲載する。

小山論文は、近年人口減少下でも世帯数は増加している地域が多くみられる現象に着目し、世帯数増加の主要因として地域間の移動を伴わず新世帯主が発生したケースが多数を占めていることなどが明らかにされている。清水論文では、第8回調査時点で75歳以上の世帯主のうち過去5年に同居を始めた子の割合に対して非同居になった子の割合が概ね倍になっていることから、後期高齢者の世帯でも世帯規模が縮小傾向にあることなどが示唆されている。菅論文では、離家経験割合を例として、調査票の回収状況の悪化が非標本誤差の拡大を通じて調査結果に及ぼす影響を検証し、調査結果の的確な解釈には属性別の回

回収率ウェイトの設定が効果的であると指摘している。いずれも独自の観点に基づく分析から、興味深い知見が得られている。

第8回調査の有効回収率は62.3%と、第7回調査（67.2%）から5%ポイントほど低下し、長期的な低下傾向に歯止めがかかっていない。菅論文の動機ともなっている調査環境の悪化等の影響を受け、今後も回収率のいっそうの低下が懸念されているところであるが、本特集を契機として世帯動態調査の重要性がより多くの方々に認識されるとともに、調査データの二次的利用等を通じて世帯動態に関連する分析が活発化することを期待したい。

参考文献

国立社会保障・人口問題研究所（2022）『第8回世帯動態調査（2019年社会保障・人口問題基本調査）現代日本の家族変動』（調査研究報告資料第39号）

特集：第8回世帯動態調査

地域における人口減少下の世帯変動

小山 泰 代

本稿では、人口が減少している一方で世帯数が増加している地域について、実際にどのような世帯の動きが起きているのかを、世帯変動のフローデータである「第8回世帯動態調査」のデータを用いて分析を行った。

2015～2020年の人口と世帯数の増減によって都道府県を3つの地域区分に分類し、おもに世帯を増加させる動きについて比較した。分析の結果、人口は減少し世帯数は増加している地域における、地域内での新しい世帯の発生と、他地域からの世帯の転入の規模の目安を得ることができた。また、女親と子供から成る世帯について、変動の地域差とともに、有配偶世帯主の発生など特徴的な変動の様子が明らかになった。

都道府県単位では世帯数も減少局面に入っており、人口減少地域での世帯変動を明らかにすることは、人口減少が続く今後の日本の世帯の動向を見通す上で有用な知見となるだろう。

キーワード：世帯動態調査、人口減少、世帯変動

I. はじめに

日本の人口が減少に転じてから10年余りとなるが、世帯数は依然として増加が続いている。人口が減少している一方で世帯数が増加するのは、平均世帯人員（世帯人員／世帯数）の減少に呼応する。平均世帯人員の減少は、核家族化や少子化、未婚化といった社会現象のなかで、ひとり暮らしの世帯を始めとする小規模の世帯が増えたことによるというのは、日常生活上のイメージとしても一般に理解しやすい。小山（2000）では、地域の単独世帯割合と2人以上の世帯の平均規模のどちらもが平均世帯規模を減少させていること、また、それぞれの作用の大きさは地域（都道府県）や時期によって異なることが示されている。しかし、人口が減少しているのに世帯数は増えるという事象が実際はどのように起きているのかを説明することは容易ではない。

ある地域の人口は、出生と転入によって増加し、死亡と転出によって減少する。こうした人口変動の要因に対して、世帯数の変化をもっとも単純に考えるならば、まず、出生については、生まれてくる子供は、基本的にもともとある親の世帯の世帯員となるからで、親の世帯の規模は拡大するが、世帯数は増えない。死亡については、亡くなった人がひとり暮らしであれば単独世帯の減少をもたらすが、2人以上の世帯に所属した場合には、その世帯の規模が縮小するが、世帯数に変化はない。ある地域への転入は、転入者が転入先

で世帯主となれば当該地域の世帯数が増えるが、転入先にすでにある世帯に加わる場合には、その世帯の規模は拡大するが、やはり世帯数は変化しない。転出は、死亡と同様で、転出者のいた世帯が残るかどうにかによって、世帯数が減少することもある。このほか、結婚や離婚、別居や同居などによって、人口が変化しなくても、世帯の規模や世帯数は変動する。人口が減少するということは、出生や転入を死亡や転出が上回っているということで、そうした地域で世帯数が増加するほどの新しい世帯の発生や転入が起きている、というのは一見矛盾しているようにも思われる。当然ながら、実際の世帯の動きはもっと複雑で、地域におけるこのような人口の動きと世帯の動きとの関連については、十分に分析されているとはいえない。それは、ひとつには、個々の世帯の動きをとらえたデータが少ないことによると考えられる。

本分析では、個々の世帯の動きを直接にとらえた数少ない調査である、国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第8回世帯動態調査」のデータを利用して、人口減少下で地域の世帯がどのように変化しているのかを具体的に観察する。

II. データ

本分析では、国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第8回世帯動態調査」を用いる。同調査は、全国の国勢調査区から無作為に抽出された300地区内の一般世帯を対象として、2019年7月1日に実施された。有効回収数は10,213世帯で、有効回収率は62.3%である（国立社会保障・人口問題研究所 2022）。調査方法は配票自計で、調査対象世帯の世帯主に、世帯員全員の現在と5年前の世帯の状況を尋ねている。限定的な部分はあるが、遡及的に個人の5年間の世帯変動を把握することができる。ただし、調査の性格上、調査時点までの5年間に消滅した世帯の情報は分からない、単独世帯の回収率が低いといった点に留意が必要である。

また、本分析では、都道府県を、ある期間における人口の増減と世帯数の増減の組み合わせによって分類し、世帯の動きを観察する。国勢調査によれば、第8回世帯動態調査が実施された2019年を含む2015年から2020年の期間における、都道府県の人口と世帯数の増減は図1の通りである。人口については、増加したのが7都県、減少したのが4県で、世帯数については、増加が43都道府県、減少が4県である。これらを組み合わせると、47都道府県を、①人口・世帯数がともに増加、②人口が減少・世帯数が増加、③人口・世帯数ともに減少という3区分に分類する（人口が増加し、世帯数が減少という都道府県は存在しない）。分類の結果、①（人口増・世帯数増）が7都県、②（人口減・世帯数増）が36道府県、③（人口減・世帯数減）が4県となった。都道府県の大半は、人口は減少しているが世帯数は増加している（②）状況にある。人口と世帯数がともに増加しているのは、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、福岡県、沖縄県で、東京、名古屋、福岡といった大都市圏や首都圏が含まれている。人口とともにすでに世帯数の減少がみられる4県は、秋田県、山口県、高知県、長崎県で、1990年代から人口減少が始まっている、高齢化率が

高いといった地域である。

こうした都道府県の分類と、各調査における区別のケース数（世帯（主）数）を表1に示す。都道府県数で見ると、②（人口減・世帯数増）は47都道府県のうち4分の3程度を占めるが、世帯数では6割弱となり、7都県が分類される①（人口増・世帯数増）が4割弱を占めている。以下では、単に①、②、③と表記してある場合はこの地域区分を指す。

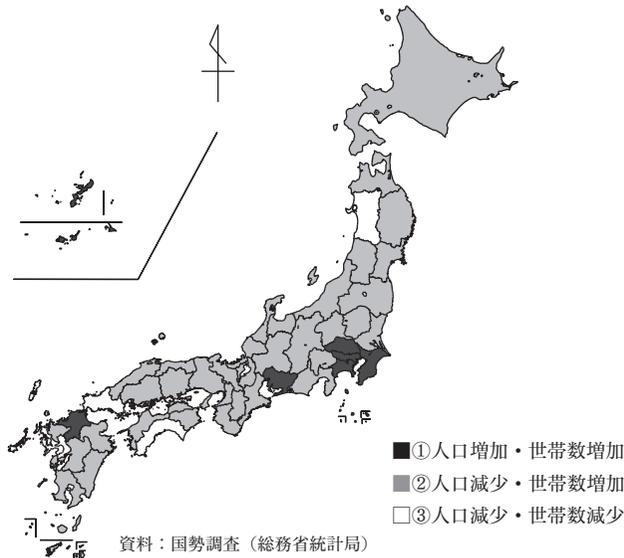


図1 都道府県別 人口と世帯数の増減（2015年～2020年）

表1 本分析における地域区分

地域区分	都道府県		国勢調査		第8回世帯動態調査
			人口増加率(%)	世帯数増加率(%)	世帯数
①人口増・世帯数増	7	埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県, 愛知県, 福岡県, 沖縄県	1.7	6.7	3,917
②人口減・世帯数増	36	①, ③以外	-2.4	3.1	5,998
③人口減・世帯数減	4	秋田県, 山口県, 高知県, 長崎県	-5.2	-0.5	298
総数	47		-1.0	2.9	10,213

※世帯数は一般世帯数、人口は一般世帯人員。増加率は各区分に分類された都道府県の合計から求めた数値。

III. 分析

1. 世帯の分類

本分析では、とくに世帯数の増加に着目し、それに作用する事象として、新しい世帯の

発生と、世帯の転入に着目する。世帯動態調査では、調査時点とその5年前の時点における所属世帯の情報から、現在（調査時点）の世帯主について、過去5年間の間に新しく世帯主になったか、5年前から世帯主であったかという履歴（世帯主歴）を判定することができる。非世帯主が新しく世帯主になる場合、所属している世帯内で前の世帯主と交代して世帯主になるケースがあり、このときは新しい世帯が発生しないので、世帯数の増加にはならない。ここでは、この5年間に新しく世帯主になった現世帯主のうち、この交代型の現世帯主を除いたもの発生世帯主（または発生世帯）とする。交代型世帯主を含めた、発生世帯主以外の世帯主を継続世帯主（または継続世帯）と呼ぶ。世帯動態調査を含む多くの世帯統計と同様に、本稿においても、1つの世帯には1人の世帯主がいるという前提にもとづき、世帯主数＝世帯数とする。また、本稿中「現在」という表記は、調査時点（2019年）を指す。

第8回世帯動態調査における発生世帯と継続世帯の数と割合を表2に示す。第8回世帯動態調査では、世帯総数10,213のうち、発生世帯は577（5.9%）、継続世帯が9,253（94.1%）である。

表2 分析対象の世帯数

	総数	継続世帯	発生世帯	不詳
	実数(世帯)			
総数	10,213	9,253	577	383
①人口増・世帯数増	3,917	3,452	288	177
②人口減・世帯数増	5,998	5,522	282	194
③人口減・世帯数減	298	279	7	12
	割合(%)			
総数	100.0	94.1	5.9	-
①人口増・世帯数増	100.0	92.3	7.7	-
②人口減・世帯数増	100.0	95.1	4.9	-
③人口減・世帯数減	100.0	97.6	2.4	-

※世帯主歴不詳を除く割合。

資料：第8回世帯動態調査

2. 世帯の発生

(1) 発生世帯の特徴

前述の通り、2014年から2019年の5年間に新たに発生した世帯主の割合は5.9%であった。この発生世帯の割合を地域別に見ると、①（人口増・世帯数増）では7.7%、②（人口減・世帯数増）では4.9%、③（人口減・世帯数減）では2.4%で、世帯数の増加している地域でより高く、世帯数が減少している地域では他地域よりも低い。世帯数が増加した地域で発生世帯が多く、世帯数が減少した地域では発生世帯が少ないということは、直感的に理解しやすい。また、②の地域で、人口の減少と同時に世帯の発生が活発に起きていることが確認された。

(2) 発生世帯の家族類型

これらの発生世帯について、現在の家族類型を表3に示す。全体では、発生世帯の約半数（52.5%）が単独世帯で、次いで夫婦と子供から成る世帯（16.6%）、女親と子供から成る世帯（13.2%）、夫婦のみの世帯（11.8%）が多い。地域別にみると、まず、①では単独世帯の割合がより高い（63.5%）。②では、単独世帯の割合はそれより低い4割（41.5%）で、夫婦と子供から成る世帯の割合は2割（20.9%）と①より高い。また、女親と子供から成る世帯の割合は、①では8.3%、②では18.1%と、②の方が10ポイント近く高い。

表3 発生世帯の現在の家族類型

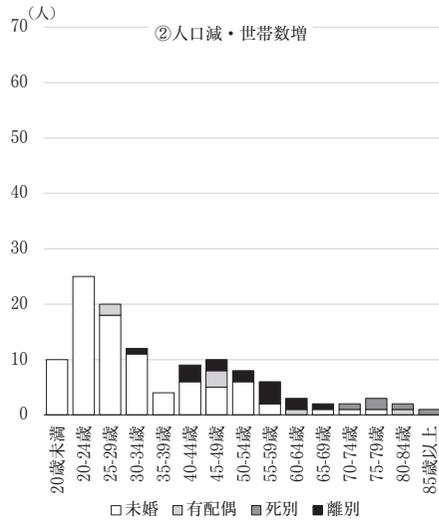
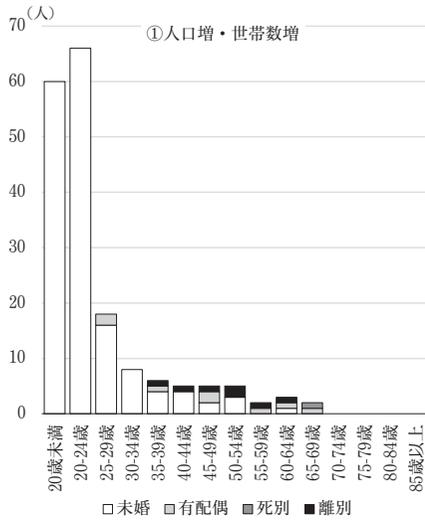
現在の家族類型	総数	単独世帯	夫婦のみ の世帯	夫婦と 子供から 成る世帯	男親と 子供から 成る世帯	女親と 子供から 成る世帯	親と子供 夫婦から 成る世帯	その他の 親族世帯	非親族 世帯
実数(人)									
総数	577	303	68	96	3	76	6	10	15
①人口増・世帯数増	288	183	26	35	2	24	3	5	10
②人口減・世帯数増	282	117	41	59	1	51	3	5	5
③人口減・世帯数減	7	3	1	2	0	1	0	0	0
割合(%)									
総数	100.0	52.5	11.8	16.6	0.5	13.2	1.0	1.7	2.6
①人口増・世帯数増	100.0	63.5	9.0	12.2	0.7	8.3	1.0	1.7	3.5
②人口減・世帯数増	100.0	41.5	14.5	20.9	0.4	18.1	1.1	1.8	1.8
③人口減・世帯数減	100.0	42.9	14.3	28.6	-	14.3	-	-	-

※親と子供夫婦から成る世帯には、他の子供、孫がいる世帯を含む。
資料：第8回世帯動態調査

(3) 発生世帯の世帯主年齢

図2に、発生世帯のうち現在の家族類型が単独世帯である世帯主の年齢分布を示した。ここでは、該当数の非常に少ない③を除き、①と②について述べる。これを見ると、①における20-24歳、20歳未満という若い年齢層の世帯主数の多さが顕著である。他方、②では、20-24歳がもっとも多いことは①と同様だが、それに次ぐのは25-29歳と①よりもやや高い年齢層が中心で、さらに、45-49歳を中心とする第2のピークがみられ、それ以降も85歳以上まで広く分布している。

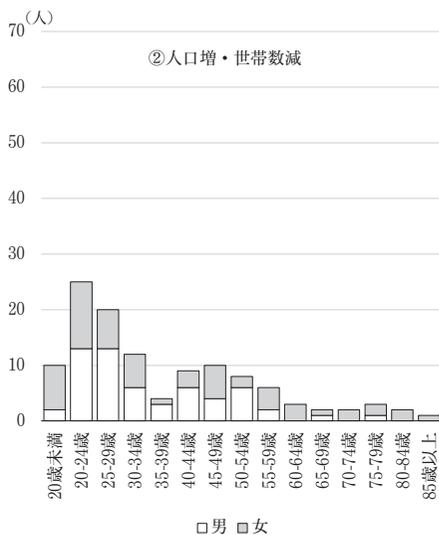
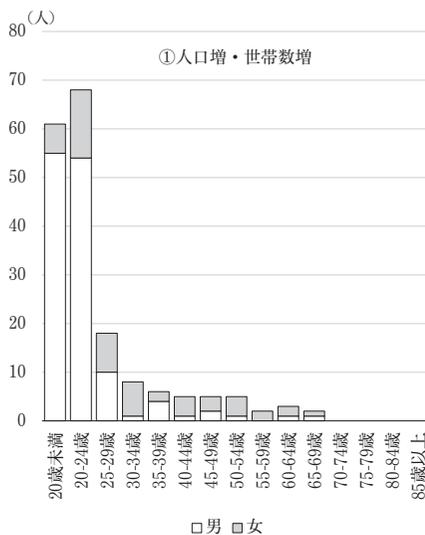
図2では、年齢ごとの配偶関係の内訳も示しているが、①、②とも、20代から30代ではほとんどが未婚である。②の45-49歳を中心とする第2のピーク以降では離別も目立つが、未婚も依然として少なくないことが見てとれる。



資料：第8回世帯動態調査

図2 発生世帯（単独世帯）における年齢・配偶関係別世帯主数

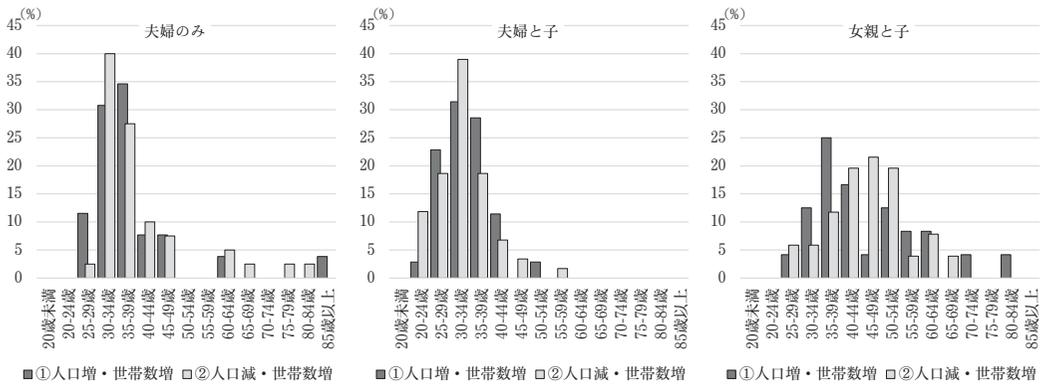
また、これらの世帯主の男女の内訳を見ると（図3）、①では20-24歳までの突出した世帯主数のうち、8～9割が男性である。続く25-29歳では、男女の数は拮抗している。一方の②では、20-24歳では男女の数はほぼ同じで、25-29歳では男性の方が多いものの、その後の年齢層では女性の世帯主が目立つ。世帯主総数における男女の割合は、①では男性71.0%、女性29.1%、②では男性48.7%、女性51.3%であった。



資料：第8回世帯動態調査

図3 発生世帯（単独世帯）における年齢・性別世帯主数

発生世帯の世帯主年齢について、単独世帯以外の家族類型のうち、夫婦のみから成る世帯（図中では「夫婦のみ」）、夫婦と子供から成る世帯（同「夫婦と子」）、女親と子供から成る世帯（同「女親と子」）について年齢別割合を図示したものが図4である（該当数の少ない③は割愛した）。夫婦のみから成る世帯と夫婦と子供から成る世帯では、年齢分布の傾向は①と②で大きな差はみられないが、②では30-34歳の割合がより高い。また、夫婦のみから成る世帯でもっとも多い年齢層は、②では30-34歳であるのに対し、①では35-39歳と1階級高くなっている。女親と子供から成る世帯については、①では35-39歳をピークとする山があり、50-54歳から60-64歳にかけて比較的割合の高い年齢層がある。一方の②では、45-49歳をピークとして25-29歳から65-69歳にかけて山を成しており、①とは異なる分布を見せている。



資料：第8回世帯動態調査

図4 発生世帯（夫婦のみ、夫婦と子、女親と子）における世帯主の年齢別割合

(4) 発生世帯主の5年前の所属世帯

これらの発生世帯が、どのような世帯から発生してきたのかをみてみよう。表4に、発生世帯のうち、単独世帯、夫婦のみの世帯、夫婦と子供から成る世帯、女親と子供から成る世帯について、現在の世帯主が5年前に所属していた家族類型をまとめた。単独世帯は、①でも②でも、半数以上が、夫婦と子供から成る世帯からの発生で、その割合は、①のほうがやや高い（①67.8%、②54.5%）。②では、女親と子供から成る世帯（①12.5%、②17.8%）や夫婦のみの世帯（①2.6%、②8.9%）からの発生が①より高いことが分かる。

単独世帯以外の3つの家族類型は地域別では該当数が少ないので、傾向の比較は難しいが、調査の結果としてみると、まず、夫婦のみ世帯については、①、②ともに、夫婦と子供から成る世帯からの発生が6割程度で、親と子供夫婦から成る世帯、ひとり親と子供から成る世帯（男親と子供から成る世帯＋女親と子供から成る世帯）が続いている。夫婦と子供から成る世帯では、①、②ともに、夫婦と子供から成る世帯からの発生が主だが、②では親と子供夫婦から成る世帯から発生するケースも少なくない。女親と子供から成る世

帯については、①、②ともに、夫婦と子供から成る世帯から発生するケースが最も多いが、夫婦のみの世帯からの発生もみられる。

ここで、発生世帯の女親と子供から成る世帯について、世帯主の配偶関係をみてみると（表5）、全体の半数近くが有配偶となっている。とくに、①においては6割（14/23）が有配偶世帯主であった。他方、②では有配偶よりも離別が多く、約半数を占めている。そこで、これらの有配偶世帯主について、5年間の世帯の変化について整理すると（表6）、ほとんどが、前世帯で配偶者が世帯主で、その配偶者と世帯が分かれて、自身が新たに世帯主となっている。配偶者と世帯を分けるに至る理由は、「就職・転職等」がもっとも多い。なお、表6中、調査票に準じて「転出」と表記しているが、これは前世帯にいた世帯員が現世帯にいないことを意味するものである。

表4 発生世帯（単独、夫婦のみ、夫婦と子、女親と子）世帯主の5年前の所属世帯

単独世帯	総数	単独世帯	夫婦のみ の世帯	夫婦と 子供から 成る世帯	男親と 子供から 成る世帯	女親と 子供から 成る世帯	親と子供 夫婦から 成る世帯	その他の 親族世帯	非親族 世帯
実数(人)									
総数	255	0	14	159	8	37	17	17	3
①人口増・世帯数増	152	0	4	103	3	19	11	10	2
②人口減・世帯数増	101	0	9	55	5	18	6	7	1
③人口減・世帯数減	2	0	1	1	0	0	0	0	0
割合(%)									
総数	100.0	-	5.5	62.4	3.1	14.5	6.7	6.7	1.2
①人口増・世帯数増	100.0	-	2.6	67.8	2.0	12.5	7.2	6.6	1.3
②人口減・世帯数増	100.0	-	8.9	54.5	5.0	17.8	5.9	6.9	1.0
③人口減・世帯数減	100.0	-	50.0	50.0	-	-	-	-	-

※親と子供夫婦から成る世帯には、他の子供、孫がいる世帯を含む。

夫婦のみ	総数	単独世帯	夫婦のみ の世帯	夫婦と 子供から 成る世帯	男親と 子供から 成る世帯	女親と 子供から 成る世帯	親と子供 夫婦から 成る世帯	その他の 親族世帯	非親族 世帯
実数(人)									
総数	58	0	2	35	1	7	10	3	0
①人口増・世帯数増	22	0	2	13	0	3	4	0	0
②人口減・世帯数増	35	0	0	22	1	3	6	3	0
③人口減・世帯数減	1	0	0	0	0	1	0	0	0
割合(%)									
総数	100.0	-	3.4	60.3	1.7	12.1	17.2	5.2	-
①人口増・世帯数増	100.0	-	9.1	59.1	0.0	13.6	18.2	0.0	-
②人口減・世帯数増	100.0	-	-	62.9	2.9	8.6	17.1	8.6	-
③人口減・世帯数減	100.0	-	-	-	-	100.0	-	-	-

※親と子供夫婦から成る世帯には、他の子供、孫がいる世帯を含む。

表4 発生世帯（単独、夫婦のみ、夫婦と子、女親と子）世帯主の5年前の所属世帯（つづき）

夫婦と子	総数	単独世帯	夫婦のみ の世帯	夫婦と 子供から 成る世帯	男親と 子供から 成る世 帯	女親と 子供から 成る世帯	親と子供 夫婦から 成る世帯	その他の 親族世帯	非親族 世帯
実数(人)									
総数	72	0	1	37	0	8	19	7	0
①人口増・世帯数増	22	0	1	15	0	1	4	1	0
②人口減・世帯数増	49	0	0	22	0	7	14	6	0
③人口減・世帯数減	1	0	0	0	0	0	1	0	0
割合(%)									
総数	100.0	-	1.4	51.4	-	11.1	26.4	9.7	-
①人口増・世帯数増	100.0	-	4.5	68.2	-	4.5	18.2	4.5	-
②人口減・世帯数増	100.0	-	-	44.9	-	14.3	28.6	12.2	-
③人口減・世帯数減	100.0	-	-	-	-	-	100.0	-	-

※親と子供夫婦から成る世帯には、他の子供、孫がいる世帯を含む。

女親と子	総数	単独世帯	夫婦のみ の世帯	夫婦と 子供から 成る世帯	男親と 子供から 成る世帯	女親と 子供から 成る世帯	親と子供 夫婦から 成る世帯	その他の 親族世帯	非親族 世帯
実数(人)									
総数	65	0	9	48	0	6	1	1	0
①人口増・世帯数増	21	0	4	16	0	1	0	0	0
②人口減・世帯数増	43	0	5	31	0	5	1	1	0
③人口減・世帯数減	1	0	0	1	0	0	0	0	0
割合(%)									
総数	100.0	-	13.8	73.8	-	9.2	1.5	1.5	-
①人口増・世帯数増	100.0	-	19.0	76.2	-	4.8	-	-	-
②人口減・世帯数増	100.0	-	11.6	72.1	-	11.6	2.3	2.3	-
③人口減・世帯数減	100.0	-	-	100.0	-	-	-	-	-

※親と子供夫婦から成る世帯には、他の子供、孫がいる世帯を含む。

資料：第8回世帯動態調査

表5 発生世帯（女親と子）の世帯主の配偶関係

	総数	未婚	有配偶	死別	離別
実数(人)					
総数	74	7	33	2	32
①人口増・世帯数増	23	2	14	1	6
②人口減・世帯数増	50	5	18	1	26
③人口減・世帯数減	1	0	1	0	0
割合(%)					
総数	100.0	9.5	44.6	2.7	43.2
①人口増・世帯数増	100.0	8.7	60.9	4.3	26.1
②人口減・世帯数増	100.0	10.0	36.0	2.0	52.0
③人口減・世帯数減	100.0	-	100.0	-	-

資料：第8回世帯動態調査

表6 発生世帯（女親と子）の有配偶世帯主の内訳

(人)

性別	前世帯の世帯主	前世帯からの配偶者の転出	配偶者の転出理由	地域区分	
				①	②
女性	配偶者	転出あり	就職・転勤等	8	13
			その他	4	2
			入学・卒業等	-	1
			不詳	-	1
	転出なし	-	-		
それ以外				2	-
男性				-	1

資料：第8回世帯動態調査

(5) 親と子の世帯における世帯主

ところで、親と子のいる世帯では、世帯主が親とは限らず、世帯主の年齢で集計する場合等には注意を要するところである。第8回世帯動態調査で、親と子供から成る世帯（夫婦と子供から成る世帯，男親と子供から成る世帯，女親と子供から成る世帯）の世帯主が親であるか子であるかの別に集計すると、図5のようになっている。この集計からは、とくに女親と子の世帯において、子が世帯主となっている世帯が多く、世帯主年齢みたときには、55-59歳を中心に、40代から60代の子とその母親という世帯と、40代から60代の母親とその子供、という世帯が混在している。

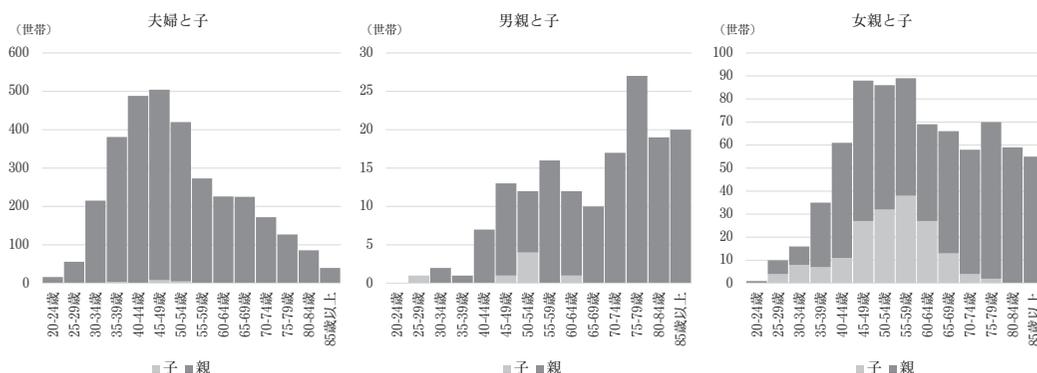


図5 親と子の世帯の世帯主

(6) 世帯の発生と移動

表7, 図6に、発生世帯の移動の状況を示した(図6では③は割愛した)。第8回世帯動態調査では、現世帯主に、5年前にも現在の住所・住宅に住んでいたかを質問し、それが別の住所だった場合には5年前に住んでいた都道府県を尋ねている。ここでは、5年前は別の住所に住んでいたと回答した者のうち、5年前に住んでいた都道府県と現在住んでいる都道府県が異なるものを県間移動のあった世帯主(表中では「移動あり(県間)」)と

みなす。

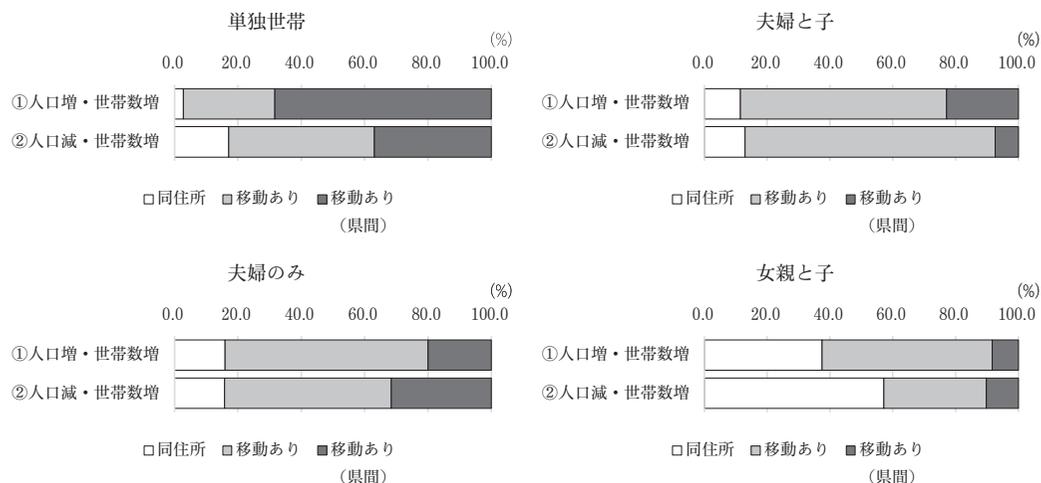
発生世帯全体では、約8割（移動あり44.6%+移動あり（県間）37.5%）が移動をともなう世帯の発生である。このうち県間移動が37.5%で、都道府県単位では転入世帯とみなせるだろう。地域別にみると、移動をともなう割合は①ではより高く（89.6%）、②ではより低い（74.6%）。①では移動あり（県間）が半数を占めているのに対して、②では県間移動のない移動が半数を占めている。これらのことから、同じ住所での世帯の発生は、①では10.4%、②では25.4%と、①と②の移動の状況には大きな差となっている。都道府県単位で見たときには、この同住所での発生世帯と、県間移動を除く「移動あり」の発生世帯は、地域（都道府県）内で新たに発生した世帯と考えることができる。これは、①では49.5%、②では75.4%となり、②では地域内で発生する世帯が①よりもかなり大きな割合をもっていることが分かる。

さらに家族類型別にみても、まず、単独世帯が発生する場合には、その多くが移動をともなうものであるといえる。とくに①ではその割合が非常に高く（97.2%）、また、県間移動（68.4%）も多く、移動の3分の2ほどを占めている。一方の②では、移動をともなうものは82.9%で、その内訳は、県間移動のあるもの（36.9%）よりもないもの（45.9%）の方が多い。夫婦のみの世帯や夫婦と子供から成る世帯でも、移動をともなうものはいずれも8割を超えているが、その多くは県内の移動とみられる。①では夫婦のみの世帯と夫婦と子供から成る世帯の移動の様子に大きな差異はないが、②では夫婦と子供から成る世帯の移動は県間移動がより少なく、夫婦のみの世帯の移動の様子は単独世帯のそれに近い。女親と子供から成る世帯については、他の3類型よりも移動をともなうものが少なく、とくに②では半数以上が5年前と同住所での世帯の発生となっている。地域内での世帯発生の指標として「同住所」と「移動あり」を合わせた割合を見ると、単独世帯、夫婦と子供から成る世帯では①よりも②の方が高い（単独世帯では①31.6%、②63.1%、夫婦と子供から成る世帯では①77.1%、②92.6%）。また、女親と子供から成る世帯は①、②ともに約9割が地域内での発生とみることができる。

表7 発生世帯の移動の状況

	実数(人)				割合(%)			
	総数	同住所	移動あり	移動あり (県間)	総数	同住所	移動あり	移動あり (県間)
発生世帯総数								
総数	549	98	245	206	100.0	17.9	44.6	37.5
①人口増・世帯数増	279	29	109	141	100.0	10.4	39.1	50.5
②人口減・世帯数増	264	67	132	65	100.0	25.4	50.0	24.6
③人口減・世帯数減	6	2	4	0	100.0	33.3	66.7	-
単独世帯								
総数	290	25	103	162	100.0	8.6	35.5	55.9
①人口増・世帯数増	177	5	51	121	100.0	2.8	28.8	68.4
②人口減・世帯数増	111	19	51	41	100.0	17.1	45.9	36.9
③人口減・世帯数減	2	1	1	0	100.0	50.0	50.0	-
夫婦のみ								
総数	64	10	37	17	100.0	15.6	57.8	26.6
①人口増・世帯数増	25	4	16	5	100.0	16.0	64.0	20.0
②人口減・世帯数増	38	6	20	12	100.0	15.8	52.6	31.6
③人口減・世帯数減	1	0	1	0	100.0	0.0	100.0	-
夫婦と子								
総数	91	11	68	12	100.0	12.1	74.7	13.2
①人口増・世帯数増	35	4	23	8	100.0	11.4	65.7	22.9
②人口減・世帯数増	54	7	43	4	100.0	13.0	79.6	7.4
③人口減・世帯数減	2	0	2	0	100.0	0.0	100.0	-
女親と子								
総数	74	38	29	7	100.0	51.4	39.2	9.5
①人口増・世帯数増	24	9	13	2	100.0	37.5	54.2	8.3
②人口減・世帯数増	49	28	16	5	100.0	57.1	32.7	10.2
③人口減・世帯数減	1	1	0	0	100.0	100.0	0.0	-

資料：第8回世帯動態調



資料：第8回世帯動態調査

図6 発生世帯の移動の割合

3. 継続世帯の移動

(1) 継続世帯の概況

地域の世帯数を増やす作用として、世帯の発生のほかに、他地域からの世帯の転入がある。ここでは、継続世帯の転入の様子を確認する。第8回世帯動態調査における継続世帯の調査時現在の家族類型は表8の通りである。これを見ると、①と②の家族類型分布はよく似ているが、夫婦と子供から成る世帯の割合が①の方が②よりも約6ポイント高い（①37.5%，②31.4%），親と子供夫婦から成る世帯の割合が②の方が①よりも約4ポイント高い（①4.1%，②8.2%）といった点に差がみられる。また、③については、単独世帯（25.4%），女親と子供から成る世帯（10.4%），親と子供夫婦から成る世帯（8.2%）などの割合が他の地域よりも高く、夫婦と子供から成る世帯（21.1%）の割合は低い。①と②ではもっとも大きな割合を占めるのは夫婦と子供から成る世帯であるが（①37.5%，31.4%），③では夫婦のみの世帯（27.6%）である。

表8 継続世帯の現在の家族類型

現在の家族類型	総数	単独世帯	夫婦のみの世帯	夫婦と子供から成る世帯	男親と子供から成る世帯	女親と子供から成る世帯	親と子供夫婦から成る世帯	その他の親族世帯	非親族世帯
	実数(人)								
総数	9,253	2,020	2,410	3,088	152	621	621	288	53
①人口増・世帯数増	3,452	752	886	1,295	60	224	143	68	24
②人口減・世帯数増	5,522	1,197	1,447	1,734	86	368	455	207	28
③人口減・世帯数減	279	71	77	59	6	29	23	13	1
	割合(%)								
総数	100.0	21.8	26.0	33.4	1.6	6.7	6.7	3.1	0.6
①人口増・世帯数増	100.0	21.8	25.7	37.5	1.7	6.5	4.1	2.0	0.7
②人口減・世帯数増	100.0	21.7	26.2	31.4	1.6	6.7	8.2	3.7	0.5
③人口減・世帯数減	100.0	25.4	27.6	21.1	2.2	10.4	8.2	4.7	0.4

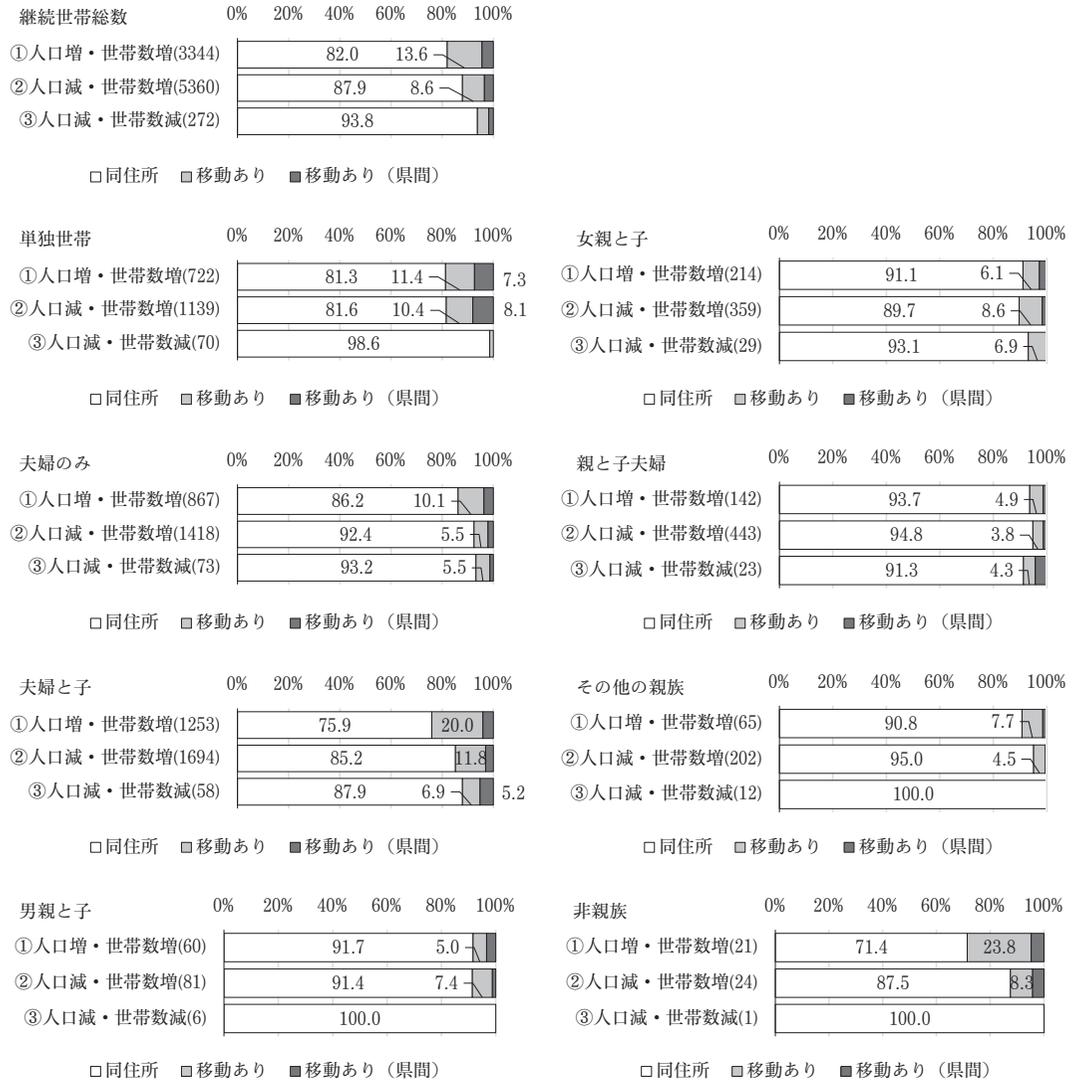
※親と子供夫婦から成る世帯には、他の子供、孫がいる世帯を含む。

資料：第8回世帯動態調査

(2) 継続世帯の転入

図7に、継続世帯の家族類型別に、この5年間の移動の有無の割合を示した。発生世帯についての集計と同様に、移動のあった（5年前の住所が現在と異なる）世帯主のうち、現在と5年前の居住都道府県が異なるものを「移動あり（県間）」と表記している。継続世帯全体では、県外からの転入世帯は①では4.4%，②では3.5%，③では1.8%である。家族類型別には、継続世帯では、夫婦と子の世帯や単独世帯、夫婦のみの世帯などで移動が多いことがみてとれるが、とくに単独世帯は県間移動（県外からの転入）の割合が大きい（①で7.3%，②で8.1%）。また、総数は少ないが、①においては非親族世帯も3割近く（6/21）に移動歴があった。単独世帯やひとり親と子供から成る世帯（男親と子供から成る世帯、女親と子供から成る世帯）、親と子供夫婦から成る世帯などでは①と②では移動のある割合は拮抗しているが、夫婦のみの世帯と夫婦と子供から成る世帯では差があり、①

が②を5～8ポイントほど上回っている。③については、総数の少ない家族類型もあってはっきりとした傾向はつかめないが、家族類型によらず総じて移動のあった割合は他の地域区分よりも低いといえる。



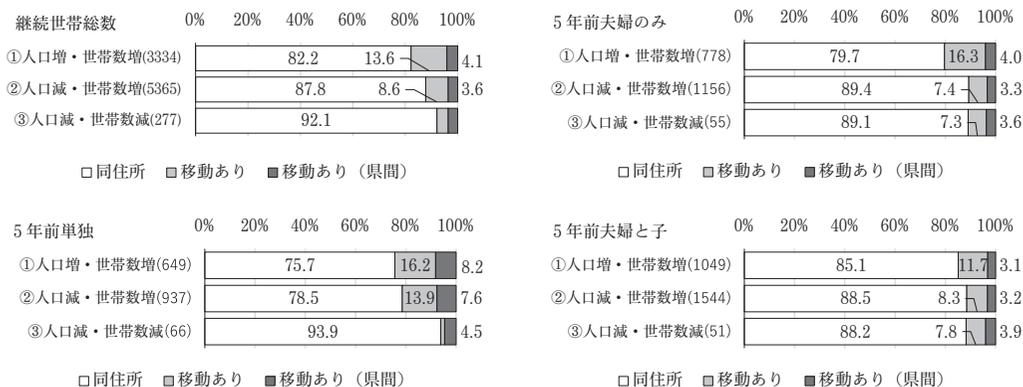
※地域区分名の後のカッコ内は該当ケース数。5%未満の数値は表示を省略した。
資料：第8回世帯動態調査

図7 継続世帯の家族類型別 移動の割合

(3) 継続世帯の転出

図8は、継続世帯の世帯主が5年前に居住していた都道府県を本分析の地域区分に分類し、継続世帯主の移動の有無を集計したものである。ここでは、家族類型は現在のもので

はなく、5年前のものを用いている。また、該当数が多く、前項でみた転入行動も活発であった単独世帯、夫婦のみの世帯、夫婦と子供から成る世帯についての集計結果を掲載した。ここでの県間移動は継続世帯の県外への転出ということになるので、つまり、都道府県単位で見たときには、出発地の世帯数を減らす方向へ作用する。①においては、5年前に単独世帯であった継続世帯主のうち、この5年間に8.2%が県外へ転出したことになる。この割合は、②では7.6%、③では4.5%となっている。また、5年前に夫婦のみの世帯、または夫婦と子供から成る世帯であった継続世帯主については、県外移動の割合はいずれも3～4%で大きな差は見られない。



※地域区分名の後のカッコ内は該当ケース数。
資料：第8回世帯動態調査

図8 継続世帯の5年前の地域区分別、家族類型別 移動の割合

IV. 考察とまとめ

本稿では、人口減少下に世帯数が増加することについて、実際に地域でどのような世帯の動きが起きているのかを、世帯変動のフローデータ（第8回世帯動態調査）を用いて観察した。

地域において世帯を増加させる動きとして新しい世帯主の発生と世帯の転入、また、世帯を減少させる作用として世帯の転出についての集計によると、人口が減少し世帯数は増加している地域（地域区分の②）では、5年間の新世帯主の発生が4.9%、そのうち4分の3程度が地域（都道府県）をまたいだ移動をとまわず、地域内で発生したものと推測される。さらに、継続世帯のうち都道府県外から転入してきたのは3.5%であった。これらが、人口減少下で世帯数を増やす方向への作用の大きさの目安となろう。また、世帯数を減らす方向への作用として、同期間に同地域から転出していった世帯主の割合として3.6%という数字が得られた。最初に述べたとおり、世帯動態調査では、調査時点から5年以内に消滅した世帯についての情報を得ることはできないので、実際の世帯数を減らす

方向への作用はこれより大きい。高齢者の単独世帯が増えている現在、死亡によって消滅する世帯だけでなく、施設に入所することによって消滅する世帯（一般世帯から施設世帯への移行）の動向を把握することの必要性は高い。

今回の分析ではまた、人口とともに世帯数も増加している地域（地域区分の①）における活発な世帯の動きも明らかになった。地域外からの転入とともに発生する若い新世帯主の多さは、人口増加地域への人口の流入、単独世帯の多さと増加率の高さ等と符合する。

また、本分析を通して、女親と子供から成る世帯に関する興味深い知見が得られた。発生世帯の女親と子供から成る世帯における、地域区分①（人口増・世帯数増）と②（人口減・世帯数増）とでは年齢分布に差がみられたが、有配偶世帯主が多いことなどを鑑みると、そこには単身赴任等の影響が少なくないといえよう。地域の世帯数を増加させる作用として世帯の発生を挙げたが、女親と子供から成る世帯の発生には、前世帯の世帯主が転出することで住所が変わらないまま起きているケースも多く、地域内での新世帯主の発生が当該地域にとっては必ずしも世帯数の純増とはならないことには留意しなければならない。また、女親と子の世帯の世帯主の特徴として、親が世帯主となるケースと、子が世帯主となるケースが混在していることが示された。このため、世帯主年齢による集計では、50歳代の世帯主のなかに、80歳代の母親と50歳代の子（世帯主）の世帯と、50歳代の母親（世帯主）と10歳代の子の世帯が含まれ、一般的な世帯統計でそれらを区別することは難しい。福祉ニーズの把握など、これらを区別して扱うことが必要な場面は多く、この点は世帯統計や世帯分析における喫緊の課題といえる。

本分析では、2015年から2020年の人口と世帯数の増減をもとに都道府県を分類したが、主な大都市圏のうち大阪府は①（人口増・世帯数増）ではなく②（人口減・世帯数増）に分類された。大阪府も2000年代に入って人口減少が続いているが、人口や世帯数の日本全体に占めるシェアは依然として大きく、今回の分類が地域区分別集計に及ぼす影響を確認することは今後の課題である。また、国勢調査間で都道府県の一般世帯数の減少が確認されたのは2010年調査からで、2020年調査までの3期間に一貫して世帯数が減少しているのは秋田県と高知県の2県のみで、世帯数の減少地域をどのように定義するかも分析上の課題である。今回、人口と世帯数ともに減少している地域区分③は十分なサンプル数がないことが多かったが、単独世帯以外の世帯では都道府県内といった近距離の移動も多いことから、市部・郡部、DID・非DIDといった区分での分析も考えられよう。また、地域区分の検討とは別に、世帯動態調査は5年ごとに実施されているので、比較可能な時点のデータを利用して時系列で観察することも検討したい。

本分析では、人口変動と世帯変動とを直接結びつけることはできなかったが、人口が減少しているなかで、実態として「なぜ」あるいは「どのように」世帯数が増えるのかを理解する端緒となった。都道府県単位では世帯数も減少局面に入っており、人口減少地域での世帯変動を明らかにすることは、人口減少が続く今後の日本の世帯の動向を見通す上で有用な知見となるだろう。

※本研究は、「世帯動態調査」および厚生労働行政推進調査事業補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」（研究代表者小池司朗，課題番号20AA2007）による研究成果の一部である。本稿における「世帯動態調査」に関する分析には，統計法第32条の規定に基づき，調査票情報を二次利用したものが含まれている。

参考文献

- 国立社会保障・人口問題研究所（2022）『現代日本の世帯変動 第8回世帯動態調査（2019年社会保障・人口問題基本調査）』調査報告研究資料第39号
小山泰代（2020）「平均世帯人員の減少要因の検討」『人口問題研究』第76巻，第3号，pp.293-310

Household changes under population declining in the region

KOYAMA Yasuyo

This paper analyzes the household changes in areas where the number of households is increasing while the population is decreasing.

Data from the 8th National Survey on Household Changes, 2019, conducted by IPSS, were used in the analysis. These are flow data on household changes.

47 Prefectures were divided into three regional categories according to changes in population and number of households between 2015 and 2020. We then compared how the number of households increased, focusing on regions where the population decreased but the number of households increased.

The analysis allowed us to measure the formation of new households within the region and the transfer of households from other regions.

It also identified some characteristics of female-headed households, such as regional differences in behavior and the presence of married heads.

In recent years, the number of households has started to decline following the population declining in several prefectures. Identifying household fluctuations in areas with declining populations will provide useful insights into future trends of households in Japan.

keywords: flow data on household changes, population declining, household changes

特集：第8回世帯動態調査

高齢者の家族類型と介護保険サービスの地域差

清水 昌 人

本稿では高齢女性の家族類型と介護保険サービスの地域分布を検討した。まず、1995年以降の国勢調査により世帯の家族類型が「その他」(単身、夫婦のみ、施設世帯以外)の人の割合を見ると、75-79歳時の割合、および各コーホートの70-74歳から80-84歳までの割合の変化パターンに東西差が見られた。次に、家族類型「その他」の割合の地域分布と介護保険サービスとの関連を見ると、75-79歳時の割合では介護老人福祉施設の定員などとの間にやや強い負、訪問介護の常勤換算従事者数との間にやや強い正の相関があった。また、「その他」の割合の変化では、一部のコーホートで介護老人保健施設との間にやや弱い相関があった。第三に、世帯動態調査の再集計によれば、75歳以上の世帯主のうち過去5年に同居を始めた子がいる人は2-3%、非同居になった子がいる人は4-6%であった。これらの割合の地域差は大きくなかった。

キーワード：高齢者、家族類型、介護保険サービス、地域差

I. 導入

高齢者の家族類型と介護サービスの地域分布には一定の関連があるといわれている。周知のように、日本ではこれまで東北日本で(単世帯型)直系家族制、西南日本で夫婦家族制ないし複世帯型直系家族制が卓越してきたとされる(加藤 2009, 清水 2011)。この家族制の地域差の研究において、かつて家族社会学者の清水浩昭は山形県と鹿児島県における介護サービスの利用状況に顕著な差があることを明らかにした(清水 2004, 2013)。すなわち、清水は1990年代後半の資料により東北日本型の山形県ではショートステイ(短期入所)、西南日本型の鹿児島ではホームヘルプ(訪問介護)とデイサービス(通所介護)の利用が多いことを示した上で、この地域差の一因として、子夫婦との同居が多い山形県と少ない鹿児島県で家族介護の供給に差があることを指摘した。一般に、個別の世帯レベルでは高齢者の家族類型と介護サービスの利用との間に関連があることが知られているが(杉浦 2004)、上記の清水の指摘はこうした両者の関係がよりマクロな地域レベルでも観察できることを示唆している。

一方、こうした家族類型と介護サービスの関係のうち、各々の変化が両者の関係に与える影響や2000年代以降の同関係の変化については、上記の研究では(少なくとも計量的には)それほど詳しく扱われていない。ただ、既存の研究によれば、両者の関係は1990年代までとはやや変化している可能性がある。例えば、家族類型に関する従来の研究では、高齢者と子の同別居はそのかなりの部分が子の結婚前後の時期に決まるといわれてきた(西

岡 2000). しかし近年の研究では、1950年代生まれ以降のコーホートで親との再同居が進んでいるともいわれる(加藤 2009). 一方、介護保険サービスについても2000年の制度導入後にたびたび制度が改定され、サービスの内容や供給量が大きく変化した。また、市場原理の強化にともない、とくに介護保険制度や地域密着型サービス(2006年～)の導入後に市区町村間の格差が拡大した地域もある(宮澤 2003, 畠山 2012). したがって、2000年代以降の家族類型と介護保険サービスの関係は、こうした動きを踏まえて改めて検討する必要がある。とくに、現在のように高齢化と介護人材の不足が同時に進む状況では、家族類型と介護保険サービスの地域的な関係が短期間で変わりかねないため、両者の関係やそのコーホート差・地域差を時系列で捉えていくことが求められる。

本研究では、介護保険導入以降の時期に焦点をあて、各都道府県における高齢者の家族類型と介護保険サービス供給量との関係を公的統計の集計データを使って検討する。具体的には、高齢者の家族類型では「その他」(单身、夫婦のみ、施設世帯以外の類型で、主に二世帯・三世帯家族の世帯)、介護保険サービスでは介護老人福祉施設や訪問介護などのサービス供給量を取り上げ、互いの中に統計的な関連があるかを検討する。また、家族類型の分析を補足するため、国立社会保障・人口問題研究所が実施した世帯動態調査のデータを再集計し、家族類型の動態の一部を地域別に示す。

一般に、高齢者の居住形態に関する研究では、近年は社会調査の個票データを使うのが主流である。例えば欧米の研究では、高齢の親と子の同別居や空間的距離の要因を個票データを用いて分析し、年齢やきょうだい数、社会経済属性、健康状態などの効果を明らかにしている(Speare and McNally 1992, Glaser and Tomassini 2000, van den Broek and Dykstra 2017, Vergauwen and Mortelmans 2020). しかし、こうした非集計データを使った分析は、スウェーデンのように全国民の個票データを使える場合(Malmberg and Pettersson 2007)を除き、分析対象者数が数万人程度にとどまるため、全国の行政区域間の地域差やその変化を把握するにはあまり向いていない。したがって、今回の集計データを使った分析にも一定の意義はあると思われる。

以下では、2節において使用したデータと指標について説明する。3節では分析の結果を示し、4節で結果の含意を考察する。

II. データと手法

今回の分析では、家族類型のデータは国勢調査と世帯動態調査、介護保険サービスのデータは介護サービス施設・事業所調査の集計表から入手した。

国勢調査のデータでは世帯の家族類型別の世帯人員を用いたが、本稿ではとくに単独世帯、夫婦のみの世帯、および施設世帯を除いた世帯(以下、「その他」の世帯)の世帯員を分析対象とした。この「その他」の世帯は、親と子の世帯や三世帯の世帯などを主とする世帯であり、清水(2013)が高齢者の所属世帯をおおまかに子との「同居」「別居」で二分したうちの「同居」世帯とほぼ一致する。ここでは女性に焦点をあて、「その他」の

世帯に属する人が総世帯人員（女性人口）に占める割合を都道府県別、5歳階級別に計算した。また、家族類型の状態を示す指標として75-79歳時の割合を、家族類型の変化を示す指標として70-74歳から80-84歳にかけての同割合の差（%ポイント）を分析に用いた。この2指標のうち、後者の変化の指標は出生コーホート別に整理しているが、その値は家族類型間の死亡較差や都道府県間の人口移動の影響を受けている。そのため、コーホートとはいっても、実際には同一の集団を追跡した指標ではない。ただ、世帯動態の詳しい人口要因に踏み込まなければ、こうした指標でも「その他」の世帯割合の卓越性やその推移は把握可能と思われる。

ところで、一般に国勢調査を時系列で扱う場合には、集計の基準やデータの精度に注意を払う必要がある。そこで今回は、分析用のデータを以下の手続きにより整備した。第一に、家族類型の集計では2010年から非親族人員の扱いが変更されたため、1995年から2005年までの割合の計算には総務省統計局が2010年の定義を過去に遡及して再集計した統計表を用いた。次に、近年の国勢調査では年齢不詳人口が増加しているため、この不詳分を補正した。具体的には、2010年以降は年齢不詳が単独世帯、それ以外の一般世帯、施設世帯の別に表章されているので、この類型ごとに不詳を各年齢階級に（単独世帯以外の一般世帯では各家族類型にも）比例配分した。一方、2005年までは世帯類型別の年齢不詳が示されていないため、まず2010年の按分結果により、不詳の配分数と配分前の人口との比を年齢別、家族類型・世帯の種類別に求めた。次に、その比を過去の人口に適用して不詳数を推定し、さらに推定不詳数の合計値を実績値により合計調整した上で、2005年までの家族類型別、世帯の種類別の人口を推定した¹⁾。

次に、家族類型の分析では世帯動態調査の再集計も利用した。このデータは、上記の国勢調査による指標では家族類型の変化を引き起こした人口学的要素（世帯員の転入、転出、出生、死亡）が全く分からない、という欠点を補足するために使用している。世帯動態調査は国立社会保障・人口問題研究所が5年ごとに実施する全国調査であり、そのデータには世帯主の継続・交代、世帯員の同居・別居など、世帯の動態に関する各種のデータが含まれる（国立社会保障・人口問題研究所 2022）。ただし、この調査では世帯主についてはデータが豊富だが、非世帯主では過去の家族類型のデータが得られない場合がある。そこで今回は調査時に75歳以上の世帯主と子との同居に着目し、調査の5年前と比較して新たに同居を始めた子がいる世帯主、および非同居になった子がいる世帯主の割合を観察した。データの再集計では、子との同居・非同居に至った高齢世帯主の観測数が少ないことを踏まえ、5回（2004年）と6回（2009年）、7回（2014年）と8回（2019年）の値をそれぞれまとめた。また、集計地域は大都市圏、北海道を除く東日本（北陸含む）、西日本に北海道を加えた3区分とし²⁾、世帯主には男女両方を含めた。

1) この手法は別の研究で2005年以前の年齢別人口を推定した際にも用いた（清水 2021）。なお、今回のデータでは長野県と岐阜県の境界変更に関わる調整は行えていない。

2) 本稿では、東日本（北海道のぞき、北陸含む）は新潟県、長野県、静岡県とそこから東の本州部分、および北陸3県（富山県、金沢県、福井県）、西日本は東日本以外の地域とした。ただし、どちらからも大都市圏の都府県（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、岐阜県、愛知県、三重県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県）は除く。

介護保険サービスの分析では、「介護サービス施設・事業所調査」の都道府県別の集計表を用いた。冒頭で触れた通り、介護保険サービスの種類は2000年の介護保険導入以降、大きく変化している。そこで今回の分析では、2000年から把握できるサービスのうち供給量の多いものとして、入所型では介護老人福祉施設（2006年からは地域密着型も含める）と介護老人保健施設の施設定員、在宅型では訪問介護、通所介護、短期入所生活介護の常勤換算従事者数を取り上げた。また、参考値として、在宅型では上記3サービス以外をまとめた「その他」の常勤換算従事者数（地域密着型サービス含む）も利用した。ただし、「その他」以外のサービスについては2000年から一貫してあるとはいえ、途中から新設された他のサービスとの間に代替性や相補性がどの程度あるかが不明である。したがって、「その他」のサービスはもちろん、それ以外の5サービスにおいても、分析結果にサービスの種類拡充の影響が含まれている可能性を考慮する必要がある。

介護保険サービス供給量の分析にあたっては、まず各サービスの定員ないし常勤換算従事者数を各都道府県の75歳以上人口1,000人あたりの値に換算した。換算に用いた人口は総務省の人口推計および国勢調査（各年次の方法による年齢不詳按分後（2005年以前は筆者が計算））の男女計の人口である。一般に、サービス供給量を基準化する際には、分母に要介護人口を使うことが多い（例えば宮澤 2003）。ただ、高齢者が家族等と同居（ないし別居）する場合には、当該の高齢者が要介護状態になる前に地域の介護資源を考慮して選択が行われるケースもあると考えられることから、今回は要介護者以外も含めた人口を使った。次に、この換算値を元に分析用の指標を作ることにしたが、時系列比較の指標については、介護サービス施設・事業所調査では調査方法が何度か変わっているという問題がある（厚生労働省 2014, 2020）³⁾。そこで、今回は年ごとのぶれを押さえるため、各年の分析では人口あたりの介護保険サービス供給量の値を当該年と前後2年の平均値とした（2000年は前年の値がないため単年の値）⁴⁾。さらに、以下の分析では各時期の地域分布やその違いは観察するが、各都道府県の値の変化幅等は扱わないことにした。

次節では、まず家族類型「その他」の割合、およびその変化の地域分布を地図と散布図により確認する。次に、6種の介護保険サービスの地域分布を地図化したあと、家族類型「その他」の割合と介護保険サービス供給量との地域的な関係を分析する。ここでは、介護保険サービスの変化量を扱わないことにより因果の方向を十分に分析できないため、両者の相関係数のみを検討する。最後に、世帯動態調査により子との同居・非同居に至った高齢世帯主の割合を示し、世帯変動のマクロな地域差を観察する。

3) 介護サービス施設・事業所調査の報告書には、過去の値との比較に留意を促す記載が度々見られる（厚生労働省 2014, 2020）。

4) 2011年の調査では宮城県と福島県で調査を行えない地区が多かったとのことなので（厚生労働省 2013）、両県の2011年の値には2010年と2012年の値の平均値を使った。

III. 結果

1. 高齢女性の家族類型「その他」の割合

75-79歳の女性について、2000年と2020年の家族類型「その他」の割合を示した（図1）。図によれば、「その他」の割合の都道府県平均は2000年の57.1%から2020年の39.8%にまで低下している。一方、地域分布は両年ともよく似ており、2000年と2020年のいずれの年でも北海道と南関東をのぞく東日本（北陸含む）、山陰、滋賀県、佐賀県などで値が高い。一方、北海道や南関東、西日本では相対的に値の低い地域が多く、2020年でも全体として東高西低の傾向が維持されている。

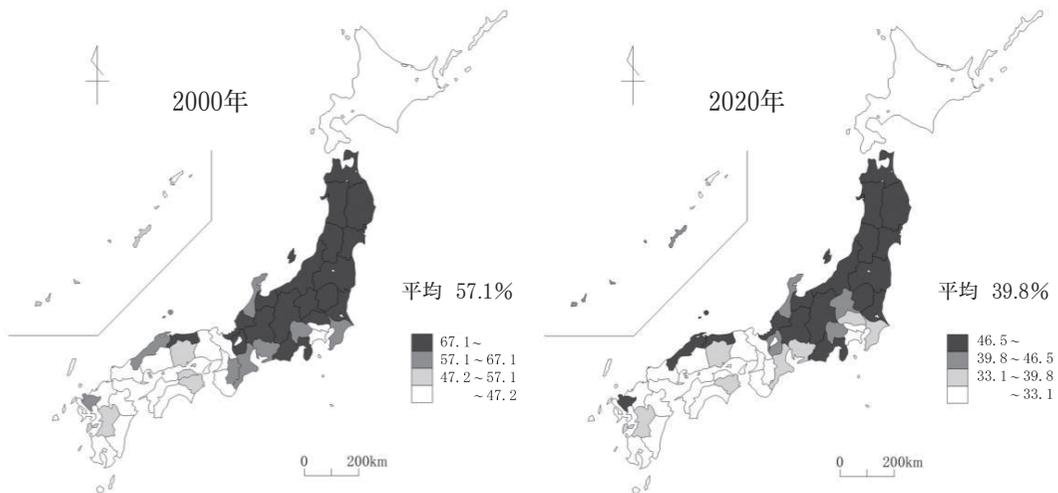


図1 家族類型「その他」の割合（75-79歳，女）

資料：国勢調査
図の階級区分は平均±標準偏差/2による。

次に、「その他」の割合の変化を見るため、70-74歳から80-84歳までの割合の差（%ポイント）を出生コホート別に示した（図2）。この図によれば、70歳代前半から80歳代前半にかけての割合の低下幅は、1925-29年生まれでは都道府県平均で-1.5%だったが、1935-39年生まれでは平均-3.4%に拡大した⁵⁾。また、低下幅の地域分布も変わっており、1925-29年生まれでは75-79歳時の割合とやや類似した東西差が見られたが、1935-39年生まれでは東西の差が不明瞭になった。その結果、関東や近畿の府県などでの低下が相対的に目立つようになった。

5) 今回の分析では世帯の類型別に年齢不詳を按分したデータを用いているが、今回の按分法ではとくに単独世帯への按分量が多くなるため、「その他」の割合は按分前よりも相対的に低下する。年齢不詳を按分しない場合、75-79歳時の都道府県平均は2000年が57.2%、2020年が40.7%、70-74歳から80-84歳までの変化幅は1925-29年生まれが-1.1%、1935-39年生まれが-2.7%であった。

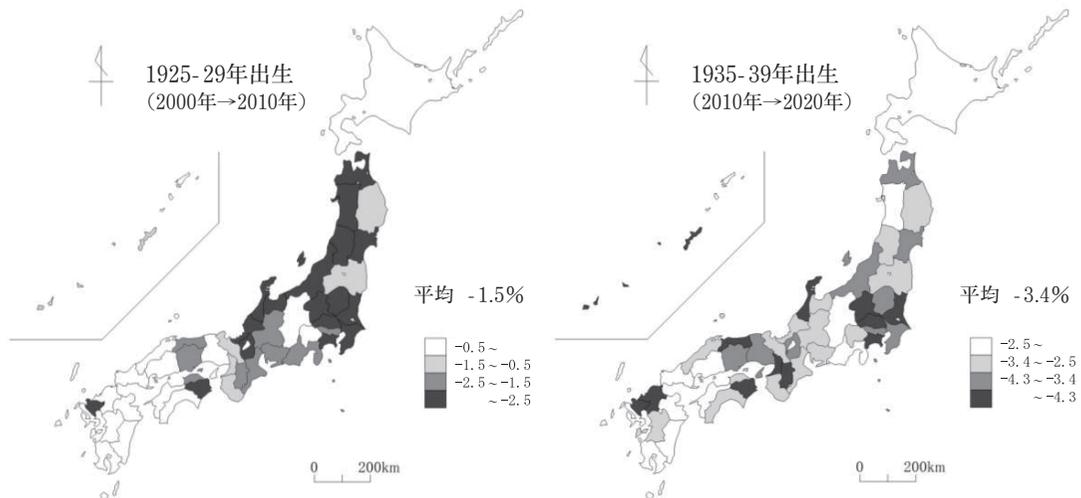


図2 家族類型「その他」の割合の変化（出生コーホート別，70-74歳→80-84歳，女，%ポイント）

資料：国勢調査
図の階級区分は平均±標準偏差/2による。

一方，図3ではこうした割合の変化を期首時点の水準と比較し，コーホート別に整理した。この図によれば，1925-29年生まれでは両者の相関は負で，期首の値が低いほど変化はプラス方向（低下幅が縮小する方向）であった。しかし，その後のコーホートではこう

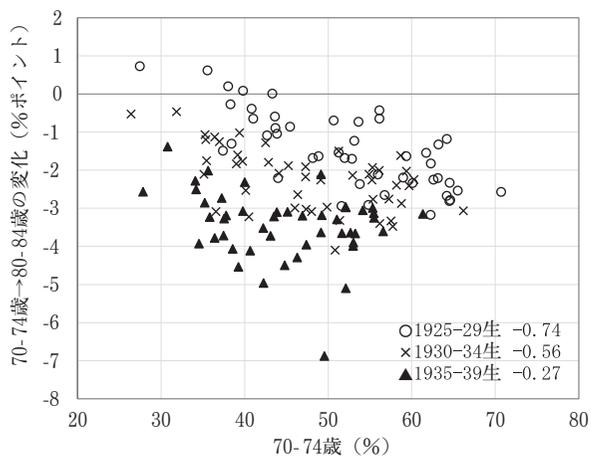


図3 家族類型「その他」の割合と変化（出生コーホート別，女）

資料：国勢調査
図中の各コーホートの値は相関係数。

した関係が弱まっており，相関係数は1925-29年生まれの-0.74から1935-39年生まれの-0.27まで低下した。また，関係の変化には地域差もあった（図4）。すなわち，大都市圏や東日本（北海道をのぞき，北陸を含む）では相関が負から正へ変わった（大都市圏では-0.45→0.02→0.24，東日本では-0.52→-0.08→0.19）。しかし，西日本と北海道では1935-39年生まれでも比較的強い負の相関がある（-0.81→-0.77→-0.63）⁶⁾。割合の変化量を期首値との関係で見れば，75-79歳児の割合と同様，東西差がある。期首値と変化量の関係が逆転

6) 今回は変化を%ポイントの差ととらえたが，率（期首値に対する割合）で変化を見ると地域差はより目立つ。1925-29年生まれ以降の相関係数は大都市圏で-0.01→-0.46→0.74，北海道を除く東日本（北陸含む）で-0.36→0.25→0.49，西日本と北海道で-0.79→-0.56→-0.19であった。

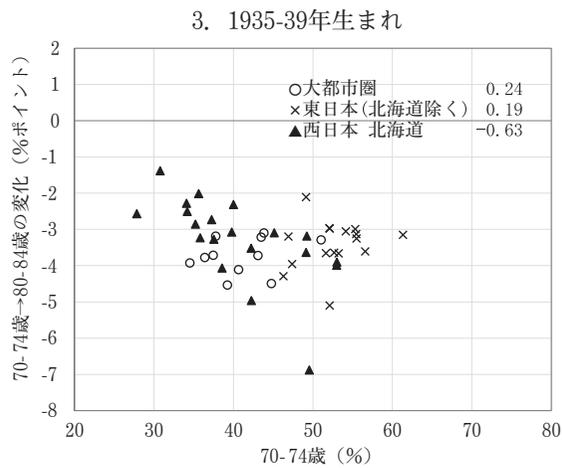
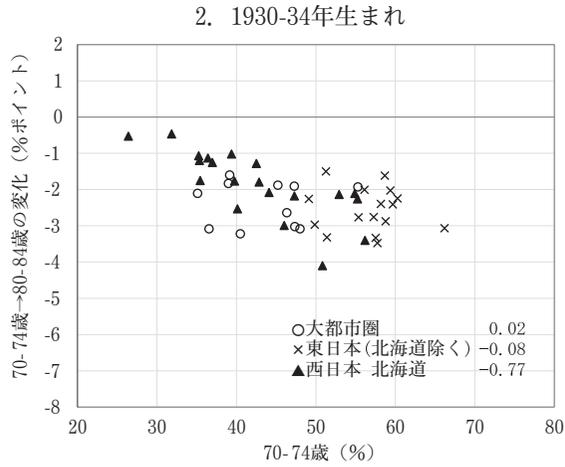
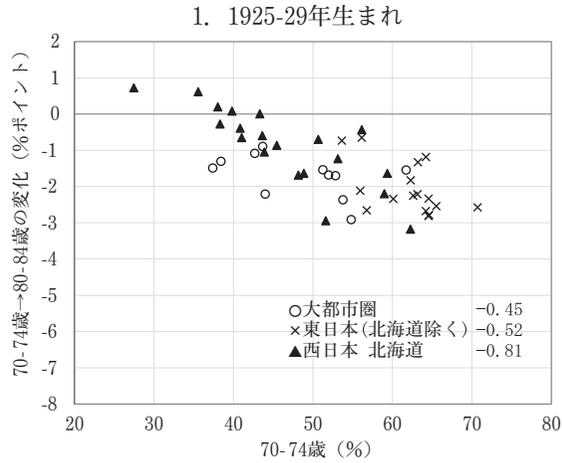


図4 家族類型「その他」の割合と変化（出生コーホート別・地域別，女）

資料：国勢調査

図中の各地域の値は相関係数。地域区分は本文参照。

するのが近年の流れとするなら、東日本（および大都市圏）での変化は西日本よりも先行している。

なお、期首値と変化量の関係は全体として負から正に変わりつつあるが、両者の関係の推移パターンは各都道府県でかなり異なる。図5では例として5都府県を選び、1920-24年生まれから1935-39年生まれまでの期首値とその後の変化量の推移を載せた。この図によれば、「東北日本型」の典型とされる山形県と「西南日本型」の鹿児島県ではグラフの位置や形状が全く異なっている。また、大都市圏に属する東京都、大阪府、埼玉

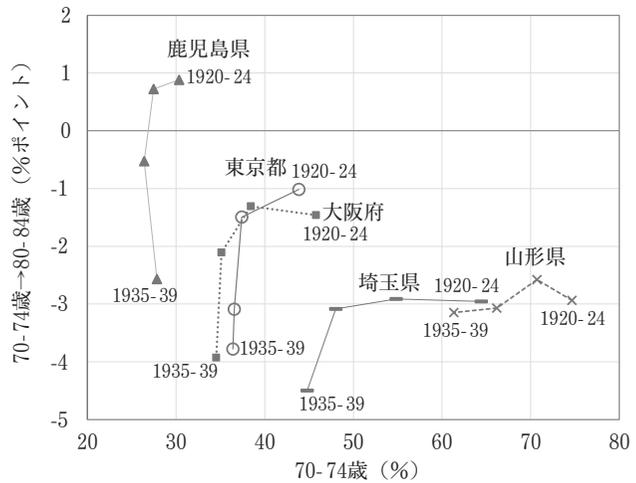


図5 家族類型「その他」の割合と変化の推移（1920-24年生まれ～1935-39年生まれ、5都府県、女）

資料：国勢調査

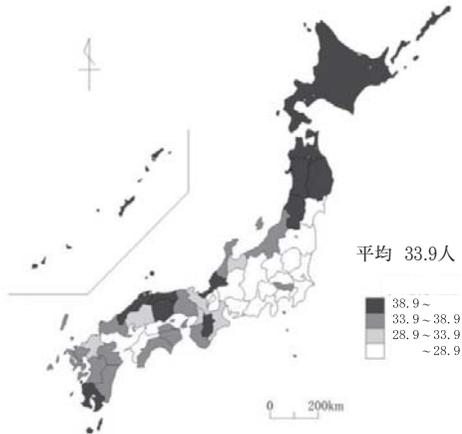
図中の数字は出生年。1920-24年から順に1925-29年、1930-34年、1935-39年の値。

県のグラフは山形県と鹿児島県のグラフの間にあるが、埼玉県のグラフと東京都や大阪府のグラフには形状に違いがある。埼玉県の例では、マクロな地域間だけでなく、地域内でも差の小さくない場合があることが示唆される。

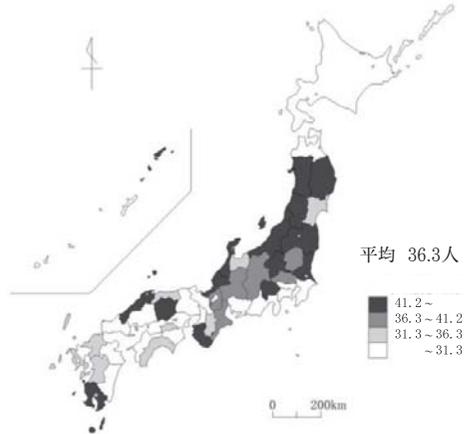
2. 介護保険サービスの地域分布

図6に75歳以上人口1,000人あたりの介護保険サービス供給量を示した。ここでは2000年の値が3年平均ではなく単年の値でしか得られないため、2001年と2020年の図を掲載した。図によれば、今回取り上げた介護保険サービス供給量の地域分布には75-79歳の家族類型「その他」の割合ほど明確なパターンは見られない。まず、施設型のサービスでは、介護老人福祉施設の定員は2001年には北海道や東北の北部、日本海沿岸、西日本で多かったが、2020年にはおもに北海道を除く東日本で定員が多くなっている（図6-1）。また、介護老人保健施設の定員の地域分布は、2001年、2020年ともに介護老人福祉施設の図とやや似ている（図6-2）。一方、在宅型のサービスでは、訪問介護の常勤換算従事者数がいずれの年でも西日本で多い傾向があるが、青森県や南関東でも値が高い（図6-3）。また、通所介護では2001年、2020年ともに値の高い地域が散在している（図6-4）。短期入所生活介護の常勤換算従事者数は東北部や西日本の諸県で多く、介護老人福祉施設の2001年の分布にやや似ている（図6-5）。地域密着型を含む「その他」の地域分布は参考図だが、両年ともに値の高い県が西日本に多く、訪問介護の図と共通点が多かった（図6-6）。

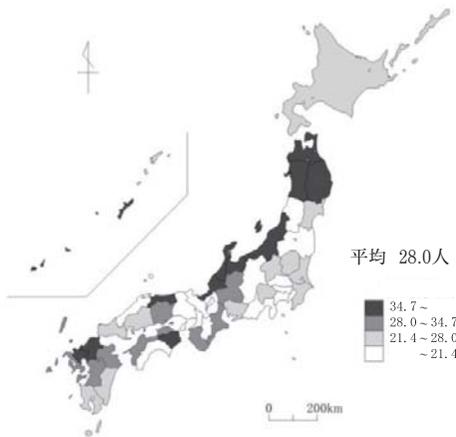
1-1 介護老人福祉施設：定員(2001年)



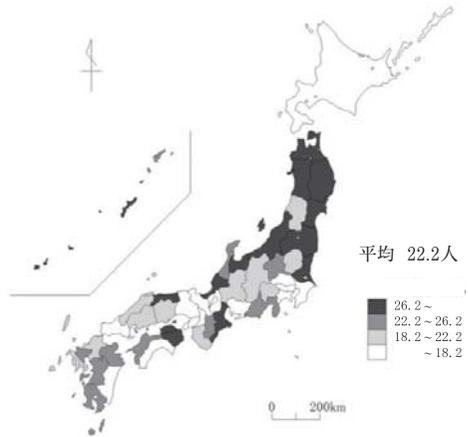
1-2 介護老人福祉施設：定員(2020年)



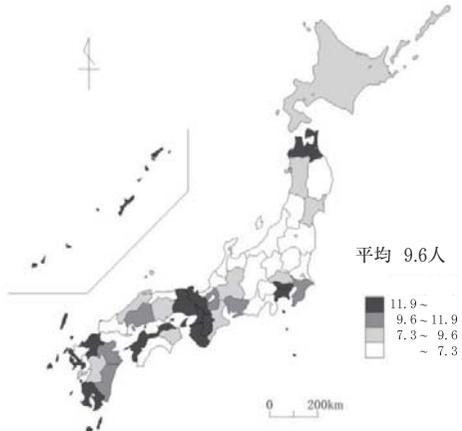
2-1 介護老人保健施設(定員, 2001年)



2-2 介護老人保健施設(定員, 2020年)



3-1 訪問介護(常勤換算従事者数, 2001年)



3-2 訪問介護(常勤換算従事者数, 2020年)

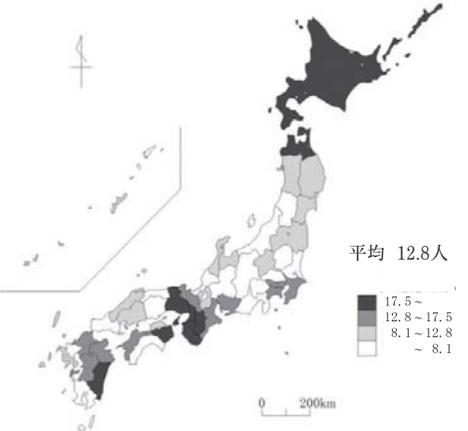
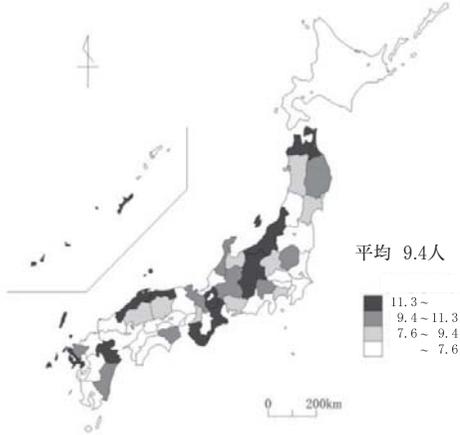


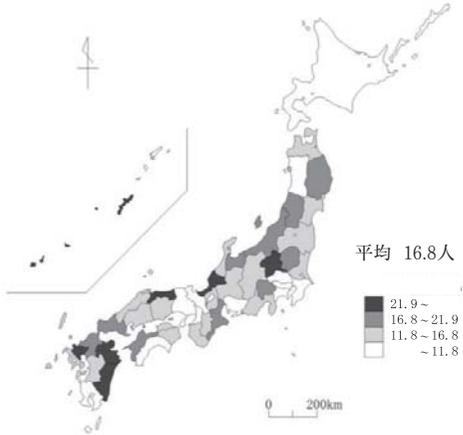
図6 介護保険サービスの地域分布(75歳以上人口1,000人あたり)

資料：介護サービス施設・事業所調査，国勢調査，人口推計
 75歳以上人口1,000人あたりの定員と常勤換算従事者数は，各年とその前後の年の平均値。図の階級区分は平均±標準偏差/2による。介護老人福祉施設には地域密着型を含む。「その他」の内容は本文参照。

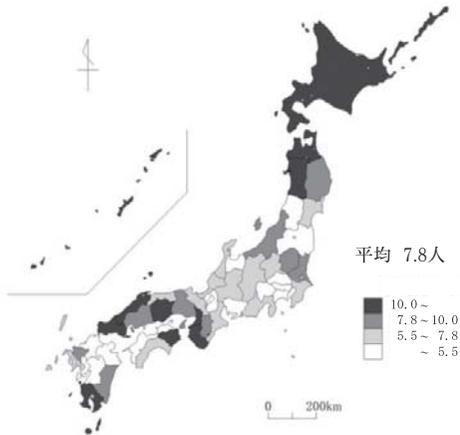
4-1 通所介護(常勤換算従事者数, 2001年)



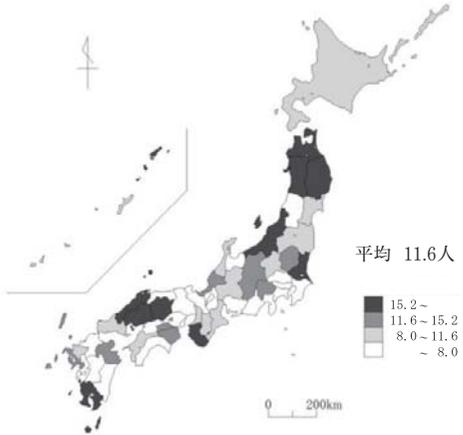
4-2 通所介護(常勤換算従事者数, 2020年)



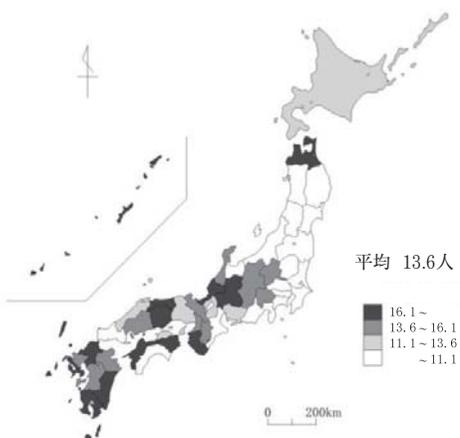
5-1 短期入所生活介護
(常勤換算従事者数, 2001年)



5-2 短期入所生活介護
(常勤換算従事者数, 2020年)



6-1 その他(常勤換算従事者数, 2001年)



6-2 その他(常勤換算従事者数, 2020年)

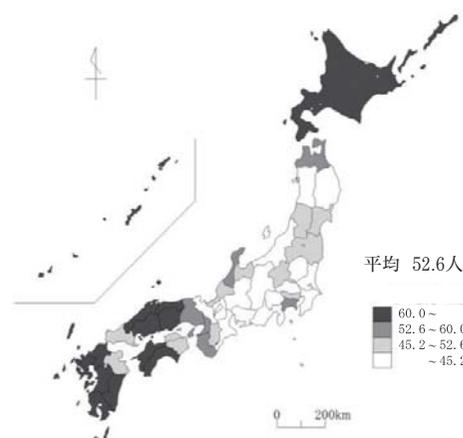


図6 介護保険サービスの地域分布(75歳以上人口1,000人あたり)(つづき)

資料：介護サービス施設・事業所調査，国勢調査，人口推計
75歳以上人口1,000人あたりの定員と常勤換算従事者数は，各年とその前後の年の平均値。図の階級区分は平均±標準偏差/2による。介護老人福祉施設には地域密着型を含む。「その他」の内容は本文参照。

3. 家族類型「その他」の割合と介護保険サービスの相関

上で確認した家族類型「その他」の割合と介護保険サービスの供給量について、両者の地域分布の関連を知るために相関係数を計算した（表1）。75-79歳時の家族類型「その他」の割合については、各介護保険サービスの2000年から2020年までの5年おきの値（2000年は単年、他は3年平均）と比べた。また、70-74歳から80-84歳への変化量では、データの項で記した通り、今回は介護保険サービス供給量の変化を扱わないため、該当する時期のサービス供給量の平均値（2000年から2010年の場合はこの期間の11年分の平均）を計算し、家族類型の変化と比較した。

表1によれば、75-79歳時の「その他」の割合の地域分布は、少なくともいくつかの時点では、ほとんどのサービスとの間に一定の相関を示している。最も初期から一貫しているのは訪問介護との負の相関で、係数は5時点いずれでも-0.4から-0.5程度であった。また、在宅型サービス「その他」の係数も2005年以降は-0.4台で安定していた。一方、施設型のサービスの係数は、2000年時点では負、もしくはほぼ無相関だったが、その後は訪問介護とは逆に正の相関を示すようになった。2020年時点の係数は介護老人福祉施設で0.56、介護老人保健施設では0.48であった。その他のサービスでは、通所介護には正の相関があり、2005年と2010年には係数が0.3を超えた。しかし、短期入所生活介護は一貫して係数が低く、いずれの年も絶対値が0.2未満だった。

70-74歳から80-84歳の変化では、全体に相関が弱い。そのなかでも比較的係数の絶対値が高いのは介護老人保健施設との負の相関で、1925-29年生まれ以降の3コーホートすべ

表1 家族類型「その他」の割合と介護保険サービスの相関係数（出生コーホート別、女）

	家族類型「その他」の割合								
	75-79歳時点（％）					70-74歳 → 80-84歳の変化 （％ポイント）			
	1920-24 (2000)	1925-29 (2005)	1930-34 (2010)	1935-39 (2015)	1940-44 (2020)	1925-29 (2000→ 2010)	1930-34 (2005→ 2015)	1935-39 (2010→ 2020)	
介護老人福祉施設	-0.27 (-0.28)	0.06 (0.06)	0.33 (0.33)	0.49 (0.37)	0.56 (0.43)	0.01 (0.01)	-0.13 (-0.05)	0.03 (0.03)	
介護老人保健施設	0.15 (0.22)	0.37 (0.38)	0.44 (0.44)	0.49 (0.55)	0.48 (0.54)	-0.26 (-0.26)	-0.34 (-0.45)	-0.24 (0.11)	
訪問介護	-0.48 (-0.48)	-0.54 (-0.52)	-0.48 (-0.58)	-0.45 (-0.62)	-0.40 (-0.55)	0.20 (0.21)	0.13 (0.11)	-0.01 (-0.11)	
通所介護	0.14 (0.14)	0.32 (0.34)	0.36 (0.43)	0.26 (0.24)	0.22 (0.27)	-0.18 (-0.25)	-0.25 (-0.03)	-0.39 (0.20)	
短期入所生活介護	-0.16 (-0.17)	0.01 (0.05)	0.18 (0.12)	0.10 (-0.01)	0.11 (-0.01)	0.10 (0.01)	0.06 (0.14)	0.19 (0.30)	
その他	-0.36 (-0.43)	-0.45 (-0.57)	-0.44 (-0.44)	-0.43 (-0.43)	-0.40 (-0.40)	0.29 (0.38)	0.23 (0.18)	0.14 (-0.01)	

資料：介護サービス施設・事業所、国勢調査、人口推計

上段見出しのカッコ内の数字は国勢調査年。太字は±0.4以上の相関係数。カッコ内の係数は外れ値を除いた場合。外れ値の基準は本文参照。

てで係数の絶対値が0.2を超える。また、通所介護との間には同様に負の相関があるが、係数の絶対値は上昇しており、1935-39年生まれの値は-0.39だった。

次に、図表では明示していないものの、介護保険サービスには時期により特異な値を示す地域が若干数あるため、表1のかっこ内に外れ値を除いた場合の相関係数を示した⁷⁾。これによると、75-79歳の割合では介護老人福祉施設の2015年以降（2015年0.37、2020年0.43）、訪問介護の2010年以降（2010年-0.58、2020年-0.55）の係数などで、外れ値を含めた場合との差が目立つ。また、割合の変化の場合には、1935-39年生まれの介護老人保健施設（0.11）や通所介護（0.20）などで係数の向きが逆転した。したがって、前段落で述べた家族類型と介護保険サービスとの関係のなかには、一部の地域の動向にかなり影響されているものがあるといえる。ただし、前段落までの記述のうち75-79歳時点の割合については、外れ値を除いた場合でも大まかな傾向は変わっていない。また、割合の変化に関する解釈には一定の留保がいるが、介護老人保健施設の1925-29年生まれや1930-34年生まれで一定の負の相関が見られることは、外れ値を除いた場合でも共通している。

4. 子との同居・非同居の開始

最後に、国勢調査データの分析結果を補足するため、世帯動態調査の再集計により高齢世帯主と子との同居・非同居の動態を確認する。表2によれば、75歳以上の高齢世帯主では同居を始めた子がいる割合、非同居になった子がいる割合ともに地域や時期により違いがある。ただ、いずれのケースでも同居の割合よりも非同居の割合のほうが高い。例えば、2000年代の調査では同居の割合が大都市圏で2.4%、北海道を除く東日本（北陸含む）で2.1%、西日本と北海道では2.7%だが、非同居になった割合はそれぞれ6.2%、5.6%、3.9%だった。また、2010年代の調査では非同居になった割合でやや低下が目立つが、全体と

表2 過去5年間に同居・非同居になった子の有無（世帯主が75歳以上の世帯）

	2004年, 2009年			2014年, 2019年		
	世帯数	同居を始めた子あり	非同居になった子あり*	世帯数	同居を始めた子あり	非同居になった子あり
大都市圏	933	2.4	6.2	1,516	2.0	4.9
東日本（北海道除く）	467	2.1	5.6	725	3.3	4.3
西日本, 北海道	768	2.7	3.9	940	2.8	3.6

資料：世帯動態調査（5～8回）

「同居した子あり」は世帯主から見て調査の5年前に非同居、調査時点で同居している子がいる場合、「非同居になった子あり」は調査の5年前に同居、調査時点で非同居の子がいる場合を指す。子には5年間の出生者も含む。同居を開始・終了した世帯員の有無等が不詳のケースは集計から除く。地域区分は図4の注を参照。有意水準はカイ二乗検定による。* < 0.10

7) 上限を第三四分位+1.5×（第三四分位-第一四分位）、下限を第一四分位-1.5×（第三四分位-第一四分位）とした。外れ値は相関係数ごとに特定したので、同じサービスでも分析対象の地域数は一致するとは限らない。

しては2000年代と同様の傾向が見られた。一方、3地域の差はあまり大きくない。大都市圏と他の2地域、あるいは西日本・北海道とそれ以外とに差があるように見える場合もあるが、カイ二乗検定で差が有意になるのは2000年代の非同居の割合のみであった（10%水準）。

IV. 考察

以上の分析により、家族類型「その他」の割合と介護保険サービスの地域分布についていくつかの点が明らかになった。ここでは、「その他」の割合の東西差ほか3点につき、既存研究との関連や結果の含意を述べる。

まず、家族類型の分析では、いわゆる「東北日本型」と「西南日本型」にある程度対応するような形で、北海道を除く東日本（北陸含む）と西日本および北海道との間に差があることが示されたが、そうした地域差は75-79歳時点の割合だけではなく、割合の変化のパターンでも観察された。したがって、仮に今後「その他」の割合の低下が続き、高齢者世帯の核家族化が全国的に進むことがあったとしても、少なくともそこに至るまでの間には何らかの形で東西の差が残る可能性がある。一方、今回の分析では、地域差はマクロな地域間だけでなく、大都市圏の中心と郊外、西日本の日本海側とそれ以外などのように、地域内にもあることが示唆されている。こうしたより細かい地域差の存在はこれまでも指摘されているが（西岡 2000, 清水 2013）、例えば各都道府県の変化のパターン（図5）を類型化することで、近年の変動過程に応じた別の地域分類ができるかもしれない。また、埼玉県には郊外型の変化パターンとでもいうものを想定できるかもしれない。

次に、家族類型「その他」の割合と介護保険サービスとの関連については、今回の分析では75-79歳時の「その他」の割合と訪問介護の常勤換算従事者数との間に負の相関が見られた。このことは、観察対象が従事者数か利用日数かの違いはあるものの、清水（2004, 2013）が1990年代後半に見出した関係が2000年代以降も観察されうること示唆している。一方、通所介護では清水の指摘から示唆されることとは逆に相関が正で、子などと同居する高齢者の割合が高い地域で常勤換算従事者数が多かった。また、施設型サービスの定員との間にも、2010年代以降に比較的強い正の相関があった。これらの正の相関の理由はよく分からないが、2000年代前半の事例研究では、介護老人保健施設や病院などの施設型サービスの利用と同居子の有無はあまり関係がなかった、との指摘もある（杉浦 2004）。この指摘は、例えば2000年の介護老人保健施設の相関係数などとは比較的整合するので、2010年代の係数の上昇は家族類型と介護保険サービスとの関係が変わってきたことを示唆するのかもしれない。ただし、介護老人福祉施設に関しては、そうした可能性を探る前により直接的に高齢者の施設世帯割合との関係を検討する必要がある。

他方、家族類型「その他」の割合の変化には、介護保険サービスとの間にそれほど強い関係は見られなかった。この理由の一つは、おそらく今回使用したデータや手法にある。すなわち、「その他」の割合の変化量は75-79歳時の割合に比べて小さいため、年齢不詳の

地域差や按分方法の違いにより影響を受けやすい。また、介護保険サービスのデータにも調査方法の変更、地域別の調査票回収率の差などが影響している可能性がある。加えて、今回は介護保険サービスの11年平均の値を使って相関を計算したが、長期の値を平均すると各地域の差が平準化される可能性があるため、指標の選択も適切ではなかったかもしれない。ただ、こうした問題はあるものの、相関の係数を見る限りでは、「その他」の割合の変化と介護保険サービスとの間に全く関係がないわけではない。例えば、介護老人保健施設の定員では、外れ値の扱いにかかわらず、「その他」の割合がより低下した地域で定員が多い傾向が見られる時期があった。外れ値の影響は無視できず、またサービス供給量の変化を扱わない分析では限界もあるが、家族類型の割合の変化とサービス供給量の関係は、今後も検討する価値のあるテーマだと思われる。

最後に、世帯動態調査の再集計表によれば、高齢の世帯主の間では同居を開始した子がいるケースよりも非同居になる子がいるケースのほうが多かったが、それぞれの割合を見る限りでは、子と同居を開始する頻度も高齢世帯の単身世帯化・夫婦のみ世帯化をそれなりに緩和しているともいえる。介護保険サービスとの関連でいえば、地域の介護資源が親子の同居・別居、とくに別居の判断にどう関係するかが今後の研究課題になる。ただし、すでに述べた通り、今回の結果は高齢の非世帯主の動向を十分に把握できていない。したがって、本稿の見解は別の分析によりさらに検証されなければならない。

V. まとめ

本研究では高齢女性の家族類型と介護保険サービスの地域分布に着目し、両者の関連を主に2000年から2020年ごろまでの集計データを用いて検討した。分析によれば、高齢女性の家族類型「その他」の割合やその変化のパターンには2020年の段階でも東西差があった。また、家族類型「その他」の割合の地域分布と介護老人福祉施設（地域密着型も含む）や介護老人保健施設の定員との間にはやや強い正、訪問介護の常勤換算従事者数との間にはやや強い負の相関があった。コーホート別にみた「その他」の割合の変化と介護保険サービスとの相関は全体に弱かったが、コーホートによっては介護老人保健施設の常勤換算従事者数との間にやや弱い相関があった。最後に、国勢調査データの分析結果を補足するため、世帯動態調査の再集計表を観察したところ、高齢世帯主のうち過去5年に同居を始めた子がいる人の割合は非同居になった子がいる人の割合より低かった。また、こうした割合の地域差は大きくなかった。2000年代以降における高齢者の家族類型と介護保険サービスの関係については、訪問介護との関係のように1990年代と似た部分もあるが、施設型のサービスや通所介護などとの関係のように、従来とは異なる部分がある可能性も示唆される。

一般に、人口研究では高齢者と子との同別居を規定する重要な要因として出生率や過去の人口移動などに着目することが多い。しかし、実際の家族類型の状態や変化は人口要因だけでなく、家族規範や地域の介護資源の供給量などとも関係していると考えられる。今

後は高齢者の家族類型の推移を長期的な人口転換過程のなかに位置付けるとともに、介護保険サービスの供給主体の動向や地域の労働力需給、国・自治体の政策などが高齢者の居住状態に与える影響を実状に即して見ていくことが課題となる。

謝辞

地図の作成には MANDARA 10.0.1.6を用いた。介護保険データの現状については、小島克久氏に示唆をいただいた。また、世帯動態調査のデータは統計法の規定に基づいて使用した。

参考文献

- 加藤彰彦(2009)「直系家族の現在」『社会学雑誌』26号, pp.3-18.
- 厚生労働省(2013)『平成23年 介護サービス施設・事業所調査』.
- 厚生労働省(2014)『平成24年 介護サービス施設・事業所調査』.
- 厚生労働省(2020)『平成30年 介護サービス施設・事業所調査』.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2022)『現代日本の世帯変動 第8回世帯動態調査(2019年社会保障・人口問題基本調査)』.
- 清水浩昭(2004)「家族構造と介護形態の地域差」『社会学論叢』第149号, pp.1-17.
- 清水浩昭(2011)「高齢化社会における居住形態と介護の地域性」『家族関係学』30号, pp.75-82.
- 清水浩昭(2013)『高齢社会日本の家族と介護—地域性からの接近—』時潮社.
- 清水昌人(2021)「国勢調査の基準人口を用いた年齢不詳の配分」日本人口学会第73回大会報告要旨。
<http://www.paoj.org/taikai/taikai2021/abstract/10011.pdf>
- 杉浦真一郎(2004)「特別養護老人ホームの立地と入所先選択をめぐる現実と理想的条件—岐阜県東濃老人保健福祉圏域を事例として—」『地理科学』59巻1号, pp.1-25.
- 西岡八郎(2000)「日本における成人子と親との関係—成人子と老親の居住関係を中心に—」『人口問題研究』第56巻第3号, pp.34-55.
- 畠山輝雄(2012)「介護保険地域密着型サービスの地域差とその要因」『地理学評論』第85巻第1号, pp.22-39.
- 宮澤仁(2003)「関東地方における介護保険サービスの地域的偏在と事業者参入の関係—市区町村データの統計分析を中心に—」『地理学評論』第76巻第2号, pp.59-80.
- Glaser, K. and Tomassini, C. (2000) "Proximity of Older Women to Their Children: A Comparison of Britain and Italy," *The Gerontologist*, Vol. 40, pp.729-737.
- Malmberg, G. and Pettersson, A. (2007) "Distance to Elderly Parents: Analyses of Swedish Register Data," *Demographic Research*, Vol. 17, pp.679-704.
- Speare Jr., A. and McNally, J. (1992) "The Relation of Migration and Household Change among Elderly Persons," Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, London, Belhaven Press, pp.61-76.
- van den Broek, T. and Dykstra, P. (2017) "The Impact of Siblings on the Geographic Distance between Adult Children and Their Ageing Parents. Does Parental Need Matter?" *Population, Space and Place*, 23: e2048, pp.1-13.
- Vergauwen, J. and Mortelmans, D. (2020) "Parental Health, Informal Support, and Geographic Mobility between Parents and Adult Children," *Population, Space and Place*, 26: e2301, pp.1-19.

Household Family-Type among the Elderly and Regional Differences in Nursing Care Services

SHIMIZU Masato

This paper examined the geographical distribution of the elderly by family type and the provision of nursing care services. First, the data of the Population Census from 2000 to 2020 indicate that the proportion of elderly women (aged 75-79 years) belonging to the “other” family-type household (that is, neither one-person, married-couple-only, nor institutional household) has steadily decreased in most prefectures. However, traditional regional patterns, characterized by higher levels in the eastern regions (excluding Hokkaido) than in the west, were intact as of 2020. The analysis also showed that cohort-level change in the proportions of elderly women in the “other” family-type households (aged 70-74 to 80-84 years) weakened its correlation with initial levels at ages 70-74. Second, elderly women's proportion belonging to the “other” family-type household by prefecture exhibited relatively high positive correlations with the capacities of special nursing homes and health care facilities but relatively high negative correlations with the number of workers at home-visit care service. The cohort change in proportions of elderly women belonging to the “other” family-type household also showed weak negative correlations with the capacities of health care facilities. Third, according to the data provided by the National Survey on Household Changes, around 2%-3% of household heads aged 75+ years began coresidence with at least one of their children in the 5 years preceding the survey. About 4%-6% of the elderly household heads had ceased to live with at least one of their children during the same period.

keywords: elderly population, household family type, long-term care insurance service, regional difference

特集：第8回世帯動態調査

世帯動態調査における非標本誤差の動向：
50歳未満離家経験者は減少しているのか？

菅 桂 太

世帯動態調査の回収率低下による非標本誤差の拡大が調査結果に及ぼす影響の評価を行う。調査実施年次を挟む2時点の国勢調査の調査区における世帯（主）属性別世帯数の集計表を用いて、国勢調査の調査区という小地域を単位とした世帯数の推計を行い、標本フレームの属性別世帯数を推計した。そして、ポワソン回帰モデルを用いて有効回収率に及ぼす世帯（主）属性の影響を推定し、属性別の世帯回収率ウェイトとその信頼区間を構築した。非標本誤差の影響を評価する調査項目として、実地調査において捕捉が困難な単独世帯の回収状況悪化の影響を顕著に受ける50歳未満の離家経験割合について分析した。

分析の結果、2014～2019年にかけての20歳代の離家経験割合の低下には回収率の低下幅が拡大したことが大きく影響していることが明らかになった。また、20歳代の信頼区間幅は2014年から2019年にかけて顕著に拡大しており、少子化による世代規模の縮小も調査精度に影響を及ぼしていることが示唆された。

キーワード：統計調査の精度、回収率、非標本誤差、離家

I. 課題

本稿では統計行政上の必要性和実証的な意義というやや趣の異なる課題について、世帯動態調査の個票データの再集計を通じて取り組むものである。具体的には、標本抽出元である国勢調査の調査区についての調査票情報の二次利用によって得た統計表を用いて、世帯動態調査の調査対象世帯（以降、「標本フレーム」と呼ぶ）の世帯（主）属性（以降、とくに誤解のない限り「世帯属性」には世帯主属性を含む）別の世帯数を推計し、国勢調査を客体抽出に用いる標本調査の非標本誤差が調査結果に及ぼす影響を評価するための枠組みを提示するとともに、精度改善のための可能性を検討する。調査結果への実証的な影響の評価として、統計調査の実施が困難とされる若年単独世帯の回収状況に推定値が顕著に左右されると考えられる50歳未満の離家経験割合を取り上げる。分析の結果を先取りすれば、国立社会保障・人口問題研究所（2022）が示した2014年から2019年の20歳代を中心とした離家経験割合の低下には、回収状況の悪化が大きく影響していることが明らかになった。

わが国の統計制度は改革の最中にある。1947年に策定された統計法が全面改定され、

2007年5月に公布、2009年4月に全面施行された（西村他 2020：第1～2章）。この新統計法に基づき、2007年10月に内閣府に統計委員会が設置（2016年に総務省に移管）されるとともに、公的統計の整備に関する総合的かつ計画的な推進を図るための「公的統計の整備に関する基本的な計画」（第Ⅰ期2009～2013年度、第Ⅱ期2014～2017年度）が実施されてきた。さらに、2018年には統計委員会に勧告機能を付与する等の措置を講じる統計法の一部改正が行われ、また第Ⅲ期基本計画（2018～2022年度）が策定されている。このようななかで、2018年末から2019年初にかけて毎月勤労統計における不適切処理事案が発覚し、同統計の2004～2018年の遡及推計に基づくと雇用保険等の過少給付が延べ2,000万人に総額約795億円生じる他、追加給付に必要なプログラム改修などの関連事務費に約195億円を要することが明らかになった（西村他 2020：図表4-12、日本統計学会 2019：p.1）。毎月勤労統計の不適切処理事案は、公的統計が社会インフラの重要な部分となっており（西村他 2020：p.614/4317）、公的統計が国の政策の企画立案の根拠となるだけでなく、国民が国の運営の実情を知り、政策を評価し、意思決定に利用するために不可欠の社会情報基盤であることを国民に広く認識させた（日本統計学会 2019：p.1）とされる。2019年1月から統計委員会点検検証部会において政府統計全体の再点検が必要となり、統計委員会建議として勧告された（総務省統計委員会 2019）。また、内閣総理大臣が招集した統計改革推進会議のなかに設置された行政新生部会においても、今後の再発防止及び品質向上のための具体策が策定され（統計改革推進会議統計行政新生部会 2019）、第Ⅲ期基本計画を改定して盛り込まれることになった（総務省 2020）。第8回世帯動態調査は、このような調査環境の2019年7月1日に実施されたものである。

毎月勤労統計における不適切処理事案を発端とした改革において進められている今後の再発防止及び品質向上のための取り組みのなかで、基本となる考えは統計作成プロセスの過程を改善することで品質を向上させるという総合的品質管理である。具体的にはPDCA（Plan-Do-Check-Act）のサイクルを回すことによる不断の品質改善が求められており（総務省統計委員会 2019：p.2-3、統計改革推進会議統計行政新生部会 2019：p.16）、オートロックマンションの増加や一時的に居住している学生の増加、過疎化の進展等による調査環境の悪化といった社会・経済状況の変化に対応できるよう回収率等の調査精度について点検・評価を行って調査計画を改善するというPDCAサイクルの確立が求められている。統計調査の精度検証は人口統計学において最重要課題の一つであり、我が国においても2000年頃からのプライバシー意識の高まりによる影響を危惧する研究（たとえば、菅 2007）や、世帯動態調査に関連するものとしてその主要な利活用目的である世帯推計への影響の検証が行われてきた（たとえば、鈴木 2014）。世帯動態調査は国民生活基礎調査の後続調査として実施されているが、親調査の国民生活基礎調査においても標本設計や非標本誤差、実施方法についての一連の研究が、厚生労働省において実施されている（国民生活基礎調査の標本設計・推定手法等に関する研究会 2011、国民生活基礎調査の非標本誤差の縮小に向けた研究会 2018（以降、「2018年国生研究会」）、国民生活基礎調査の改善に関するワーキンググループ 2021（以降、「2021年国生研究会」））。なかでも非標本誤

差の影響を検証した「2018年国生研究会」では、2005年国勢調査の調査区を標本フレームとする2010年国民生活基礎調査の2010年国勢調査における調査対象調査区を特定し、国民生活基礎調査における20～30歳代単独世帯の国勢調査と比べた捕捉率が45%を下回ることを明らかにしている。第Ⅱ章でみる通り、2009年調査から最新の2019年調査にかけて世帯動態調査の回収率は急激に悪化しており、その調査結果への影響の評価が求められているというのが行政上の必要性である。

調査結果への実証的な影響の評価として取り上げる若い年齢層における離家は世帯形成の主要な要素である。世帯動態調査は、世帯の形成・拡大・縮小・解体といった世帯の変化に関する動態データを継続的に収集する唯一の大規模標本調査として¹⁾、国立社会保障・人口問題研究所が「日本の世帯数の将来推計（全国推計）」を実施するために不可欠な配偶関係別・家族類型別世帯内地位に関する推移確率行列を得るために設計され、用いられてきた。世帯数の将来推計結果は、国民生活基礎調査の母集団推定に用いることが検討されている（「2021年国生研究会」）。世帯動態調査の精度が厚生労働行政施策全般の企画及び立案に影響を及ぼす可能性が生じており、精度検証は喫緊の課題と言える。

実証的には、我が国のみならず米国や韓国においても、離家は結婚を促進し、その効果は20歳代前半などの若い年齢ほど強い可能性がある（菅 2009, スガ・ジョ（菅・チョ）2017）。結婚は、伝統的な人口学的分析において出生の最重要な近接要因であるが（Bongaarts 1978）、婚姻と出生が分かちがたく結びついた我が国では、少子化の要因としての結婚の動向の的確な把握が極めて重要であり²⁾、したがって、20歳代などの若い年齢層における離家の動向の正確な把握は重要な政策的含意を有する。

一方で、「2018年国生研究会」が指摘するように20歳代の単独世帯は実地調査が最も困難な集団である。若い年齢層の単独世帯は、ほぼ全員が親元から離家したことがあるため、その捕捉率の低下は調査結果から得られる離家経験割合の低下に直結する。このような世帯動態調査の調査状況が離家経験割合の観測値を過小に評価させる可能性は十分に認識され、1994年（第3回）調査から2004年（第5回）までのそれぞれの調査結果を分析した一連の研究では男女・年齢別に国勢調査の単独世帯割合を復元するウェイトを用いて集計がなされてきた（鈴木 1997, 2003, 2007）。鈴木の一連の研究と比べて本研究は、調査実施年月を挟む2時点の国勢調査の個票データの二次利用によって得た基本単位区（調査区）別の世帯属性別世帯数についての集計表を用いて、標本フレームの世帯数を推計する手法の精緻化を図り、さらに世帯が居住する住宅の種類や世帯主の配偶関係といった属性を考慮することで非標本誤差の補正精度の改善を目指すものである。本稿が提示する標本フレー

1) 総務省が実施する労働力調査を用いて世帯動態の分析を試みた例（山口 2011）があるが、そこでの対象は1年間同じ居所に居住した世帯・世帯員に限定され、結婚・離婚や親世帯からの独立といった世帯間の異動を伴うライフイベントの実態把握は困難である。

2) 日本の出生数に占める嫡出生の割合は、1947年96.2%から1955年98.3%へと急速に上昇し、1970年代は99%を上回る水準であった。2000年代以後においても約98%を維持しており、法的な婚姻をしていないカップルから子が生まれることはほとんどない。岩澤（2008）によれば、日本の出生率が人口置換水準を継続的に下回り続け始めた頃から歴史上最低水準を記録した時期（1975～2005年）における合計出生率の低下の77.7%が初婚（晩婚化・非婚化）の影響による。

ムの世帯数推計手法は、国立社会保障・人口問題研究所が実施する「社会保障・人口問題基本調査」など、国勢調査の調査区を抽出元に利用し、世帯名簿を作成する等によって調査時点の調査対象世帯数が把握されている調査に容易かつ概ね機械的な適用が可能であり、標本抽出の方法が集落抽出で、抽出元の国勢調査から3年以上が経過した時点で実施しようとしている場合に効果的な手法になっている³⁾。

続くⅡ章では世帯動態調査の調査実施状況を振り返り、2014年から2019年にかけて回収率は急速に悪化し、とくに単独世帯の回収率の悪化が著しく、離家経験割合観測値を過小にする影響が大きくなった可能性を指摘する。Ⅲ章で分析の枠組みを概観し、Ⅳ章で分析結果を示す。Ⅴ章でまとめる。なお、本稿は他の調査に分析手法を機械的に応用できることを狙っており、技術的な手法の詳細を含む。技術的側面に関心のない読者には、Ⅲ章の表3まで読み進めていただいた後、Ⅳ章分析結果に進むことを勧めたい。

Ⅱ. 世帯動態調査における非標本誤差の動向

2000年頃から個人情報保護意識の高まりなどを背景に、公的統計においても調査の実施が困難になっている。世帯動態調査と、親調査として約1ヶ月前に実施されている国民生活基礎調査の調査対象世帯数と有効回収世帯数、並びに有効回収率の推移を表1にみた。世帯動態調査の回収状況は国民生活基礎調査より約10%ポイント低いが、回収状況の変化は非常に似通っており、2000年代前半と2010年代を通じて回収率は急速に悪化したことがわかる。

一般に、都市部の若年男性の捕捉が困難である（回収率は低い）（たとえば、増淵他2012）ことはよく知られるが、回収率の推定には標本フレームの世帯属性等についての詳細かつ正確な情報を要するため、容易ではない。冒頭で指摘した「2018年国生研究会」も都市部の若年・単独世帯の捕捉率が低いことの検討を行うことを主要な目的としており、国勢調査を用いて世帯属性別に標本フレームの推定を行っている。世帯動態調査は国民生活基礎調査と標本フレームを共有していることもあり、本稿の分析の基本的な考え方は「2018年国生研究会」に酷似する。そこで、国勢調査との比較を通じた捕捉状況の検証方法について少し詳しく見ておきたい。

3) 従来から国立社会保障・人口問題研究所（社人研）では、以下のような考えによって、これまでのところ標本抽出率をとくに考慮しない集計を行っており、本稿の集計においても標本抽出率は調整しない。社人研の調査では実査を行う調査区を、国勢調査の調査区数に比例して政令指定都市と都道府県別その他地域に配分している。国勢調査の調査区は調査区あたりの世帯数が概ね50となるよう設定されていることから、調査区数に比例させた無作為抽出は、概ね人口規模に比例配分させた無作為抽出となり、標本の単純平均により母平均のバイアスのない推定を行うことができる（たとえば、石井2004）。しかしながら、標本調査の目的は本来的には母集団推定にあり、標本設計の誤差と非標本誤差（標本欠落及び変数値の欠損）を考慮する必要があることから、両面から推定精度を向上させるための検討が国民生活基礎調査においても長らくなされているという指摘を石井太教授（慶應義塾大学経済学部）から受けた。集落抽出法は調査の費用や負担を抑えることができる方法ではあるが、一般には母集団推定の精度は無作為抽出より低くなり、世帯動態調査のように抽出数が300（調査区）という限られた規模の場合の精度は今後慎重に検証を行う必要があるだろう。

表1 調査対象世帯数と有効回収世帯数、有効回収率、国民生活基礎調査における捕捉率

調査実施年次 (調査回)	調査対象 世帯数 ^(注1)	有効回収 世帯数 ^(注2)	有効回収率 ^(注3) (再掲)単独	
A. 世帯動態調査				
1999 (第4回)	15,903	12,434	78.2	—
2004 (第5回)	15,575	10,711	68.8	—
2009 (第6回)	15,666	11,355	72.5	53.4
2014 (第7回)	16,349	11,053	67.6	51.7
2019 (第8回)	16,402	10,213	62.3	45.0
B. 国民生活基礎調査				
1999	56,813	49,403	87.0	—
2004	276,682	220,836	79.8	—
2009	56,882	46,528	81.8	—
2010	289,363	228,864	79.1	—
2014	59,475	46,804	78.7	—
2019	301,334	217,179	72.1	—
C. 国民生活基礎調査における捕捉率				
2010			79.1	61.5

出典：パネル A の世帯動態調査は、国立社会保障・人口問題研究所（2001，2007，2011，2016，2012）。パネル B の国民生活基礎調査は、厚生労働省大臣官房統計情報部（2001，2006，2010，2012，2015）及び厚生労働省政策統括官（統計・情報政策担当）（2020）。パネル C の国民生活基礎調査における捕捉率は国民生活基礎調査の非標本誤差の縮小に向けた研究会（2018：p.6）に掲載された「表. 世帯構造・世帯主の性・世帯主の年齢階級別にみた捕捉率」による。（注1）パネル A の世帯動態調査では、調査区世帯名簿の記載を精査したことにより出典に示した資料と数字が異なる場合がある。（注2）パネル A の世帯動態調査のうち、国立社会保障・人口問題研究所（2016）の記載は回収調査票数であり、回収世帯数ではない。（注3）パネル A とパネル B は有効回収率、パネル C は捕捉率である。パネル A の世帯動態調査における単独世帯回収率はⅢ章3節（1）項で作成したデータセット（後出表2の世帯属性のうち「基本属性」の組み合わせを単位とするもの）を用いて筆者推計。

「2018年国生研究会」では2010年国民生活基礎調査を検証の対象とし、同調査の標本フレーム（抽出元）である2005年国勢調査の調査対象調査区について、基本単位区番号と調査区番号をキーとする突合によって2010年国勢調査区を特定している。その結果、調査対象となった5,510国勢調査区のうち、3,826（69.4%）の2010年国勢調査区が特定され、概ね同時期の国勢調査における世帯主の男女・年齢別にみた世帯の家族類型や住宅の種類といった属性別の世帯数との比較を可能にしている。そして、このようにして得た国勢調査の世帯数に対する国民生活基礎調査の比を捕捉率と呼び、評価尺度としている。表1パネルCには、「2018年国生研究会」報告書から、集計対象全体の捕捉率と単独世帯の捕捉率を引用した。同時に、本稿の分析の結果（Ⅳ章2節）から直接比較可能と考えられる単独世帯の回収確率を示した。

表1によれば、2010年国民生活基礎調査における単独世帯の捕捉率は61.5%であり、同時期の世帯動態調査を比べると、全世帯の回収率と同様に約10%ポイント世帯動態調査の単独世帯回収確率は低いと見られる。しかしながら、単独世帯回収確率の時系列変化のパターンは全世帯とは異なっている。世帯動態調査の全世帯を対象とする有効回収率は2009年以後、5年毎に約5%ポイント低下した。単独世帯の回収確率の低下は2009～2014年は約2%ポイントと相対的に良好であったのに対し、2014～2019年に7%ポイント近く低下し、急速に悪化した。世帯属性別にみた回収確率と分析対象とする変数が統計的に独立

(回収・非回収別の離家経験割合が同じ)ならば、非回収は母集団平均の推定に影響しない。また、繰り返し横断面調査は前回調査からの変化の大きさを測るという時系列変化の実態把握を目的としており、精度に変化がないならば時系列比較についての問題は少ないのかもしれない。しかしながら、単独世帯は概ね全員が離家経験者であると考えられるため、単独世帯の回収状況の悪化は、悪化した分だけ調査結果の離家経験者を確実に減らすことになる。国民生活基礎調査のみならず世帯動態調査においても従来から単独世帯の調査実施が他の集団と比べて困難で、離家経験割合が過小であることは指摘されてきた(鈴木 1997, 2003, 2007)。本稿は、さらに、2014~2019年の回収状況の変化が、離家経験割合観測値をより過小にしたという側面を強調する。

III. 分析手法

本稿の分析においては、回収確率は世帯属性に依存するが、これら世帯属性別にみた有効回収データの離家行動は非回収者の離家行動と変わらないこと(無作為の標本欠損 missing at random, Little and Rubin 2020: 1.3節, Lohr 2022: 8.4節)を、最終的に仮定する。目的は、離家行動に影響し離家経験割合が異なると考えられる世帯属性(これらの世帯属性別にみた個人の離家経験と回収確率は統計的に独立)の別に有効回収確率を推定し、回収確率で割り戻す(あるいは回収確率の逆数をウェイトとして離家経験有無についての二項変数を平均する, Horvitz-Thompson 推定量, Little and Rubin 2020: 3.3節, Lohr 2022: 8.4-8.5節)ことで男女・年齢別離家経験割合を標本フレームにおける水準に復元し、非標本誤差(バイアス)を除去した趨勢を観察することである。具体的には、表2の世帯属性の別に有効回収確率をモデル推定する。

表2 t年世帯動態調査の有効回収確率の推定に用いる世帯(主)属性

世帯(主)属性	変数符号	基本属性
世帯主の男女・年齢5歳階級 ^(注1)	男女別, 25歳未満, 25~29歳, ..., 80~84歳, 85歳以上	○
t年常住地(調査地)の地域 ^(注2)	東京特別区, 政令指定都市, その他・東日本, その他・西日本	○
世帯の家族類型	単独, 夫婦のみ, 夫婦と子, ひとり親と子, その他	○
住宅の種類と所有関係 ^(注3)	一戸建ての持ち家, 共同住宅及び公営/公団の賃貸, その他(民間借家等)	-
世帯主の5年前(t-5年)常住地	現住所(t年調査地), 別住所	-
世帯主の配偶関係	未婚, 有配偶, 死別, 離別, 不詳	-

出典: 筆者作成。(注1) 年齢は出生年に基づき、世帯動態調査実施t年の誕生日を迎えた後のもの。(注2) その他・東日本とは東京特別区と政令指定都市を除く地域のうち中部地方以東の地域、その他・西日本は近畿地方以西の地域を指す。ここでは中部地方の西端は福井県・岐阜県・三重県、近畿地方の東端は京都府・滋賀県・奈良県・和歌山県とした。データセットは(基本単位区×)調査区別に作成し、推定の直前に集計した。(注3) 国勢調査では、住居の種類・住宅の所有関係(8区分)と住宅の建て方(4区分)を再区分した。「共同住宅及び公営/公団の賃貸」とは、都道府県・市区町村営もしくは都市再生機構・公社等の賃貸住宅と、持ち家のうち一戸建て以外の建て方(アパート・マンションなどの共同住宅, 長屋建・テラスハウス, その他)を含む。「その他(民間借家等)」には、民間の賃貸住宅, 社宅・公務員住宅などの給与住宅, 間借り, 会社等の独身寮・寄宿舎のほか、施設等の世帯を含む。世帯動態調査では前者は持ち家(マンションなどの共同住宅)と公社・公団・公営などの賃貸住宅, 後者は民間借家または賃貸住宅, 社宅・公務員住宅などの給与住宅及びその他から成る。

このような目的のためには標本フレームから抽出された調査対象についての、できる限り正確な表2に掲げた世帯の属性別世帯数が必要になるが、全国をカバーする調査時点(t年)の世帯リストは存在しない。世帯動態調査では集落抽出法を用いた標本抽出が行われていること、標本抽出元となる国勢調査から約4年後に調査が実施されていることを鑑み、t-4年とt+1年の2時点の国勢調査の個票データを二次利用することによって得た統計表を用いて標本フレームの世帯を推計する。推計されるのは標本フレームの世帯主リストではなく、調査区別世帯属性別世帯数(集計(カウント)データ)である。そのため、標本フレーム世帯数を推計した後に回収確率を推定する際には、有効回収世帯数を被説明変数とするポワソン回帰モデル(カウントデータに関するもっとも単純なモデル)を用いる。そして、ポワソン回帰モデルを用いた回収確率予測値の95%信頼区間を推定し、回収確率推定値の不確かさが男女・年齢別離家経験割合に及ぼす影響をみる。

分析対象とする期間は、表1でみた回収率が顕著に低下した2009年(第6回)から2019年(第8回)とした。回収率の変化よりも水準自体が調査結果に及ぼす影響に着目するならば、より長期(2000年より前)に対象期間を広げることが望ましい。本稿の分析手法では、2000年以後の国勢調査について公表されている「国勢調査小地域(町丁・字等)境界(都道府県別)」⁴⁾及び大規模調査年の国勢調査にのみ調査項目に含まれる「5年前常住地」を用いるため、2004年(第5回)以前の調査を対象とすることが困難であった。

分析の手順は表3の通りである。最終的な男女・年齢別離家経験割合についてのウェイト有無・種類別集計結果は、世帯(主)属性別にみた所属世帯員の離家経験割合と当該属性の世帯回収確率についての複雑な関係の影響を受けることになる。ある世帯属性の回収確率を推定するためには、当該属性の標本フレーム世帯数の推計が必要になるが、調査区単位という小地域の世帯推計を詳細な属性別に行おうとすればするほど、国勢調査もしくは世帯動態調査(のいずれか)における誤回答やプロセッシングエラーといった有限の予算や時間・人員等の資源を用いて実施する実地調査では不可避な誤差(Groves et. al 2011: 2章)の影響が大きくなる。そのため、最低限必要な世帯属性(表2の「基本属性」)のみを用いた分析を表3の手順で一通り試みた後に、他の世帯属性を追加する詳細なデータセットを表3の手順で再構築した。繰り返しとなるが、表3の分析過程で構築するデータセットは、標本フレーム世帯数を推計する世帯属性や有効回収確率を推定する世帯属性によって定義される(調査区別の世帯属性の組み合わせをデータ・レコードとする)集計(カウント)データであることに留意されたい⁵⁾。

4) 政府統計の総合窓口(e-Stat)内の統計地理情報システムからダウンロード可能である(2022年10月28日アクセス：<https://www.e-stat.go.jp/gis/statmap-search?page=1&type=2&aggregateUnitForBoundary=A&toukeiCode=00200521>)。

5) たとえば、2019年調査についての巻末表3のモデル2を推定するためのデータを例に挙げると、特別区・政令都市以外の東日本において5年以上前から調査時の一戸建ての持ち家に居住する夫婦のみ世帯の70~74歳有配偶男性の世帯主が、標本フレームに230人いるという構造のデータを構築し分析に用いる。この場合、有効回収が202世帯からあり、有効回収率は約87.8%となる。

表3 標本フレーム世帯数推計と世帯回収確率推定並びに離家経験割合の集計の手順

番号	主な内容
1	t年世帯動態調査の調査対象となったt-4年国勢調査区に対応するt+1年国勢調査における調査区を特定する。
2	手順1で特定された世帯動態調査の調査区別に、t-4年及びt+1年国勢調査の世帯数を世帯（主）属性別に集計し、世帯（主）属性をキーとして突合する。
3	世帯動態調査の調査区別、世帯（主）属性別の世帯数をt-4～t+1年に線形補間し、t年世帯数推計値（初期値）を得る。
4	世帯動態調査の調査区世帯名簿による調査区別総世帯数に対し、t年世帯数推計値（初期値）を比例的に補正することで、標本フレームの調査地区別にt年世帯（主）属性別世帯数を得る。
5	世帯動態調査の有効回収数を調査区別世帯（主）属性別に集計し、同じ属性別に集計した手順4の推計世帯数に突合する。
6	手順5で作成したデータを用いて、有効回収世帯数を被説明変数（event）、標本フレームのt年世帯（主）属性別世帯数をリスク人年（exposure）とするポワソン回帰モデルを用いて、世帯（主）属性が世帯回収確率に及ぼす影響を推定する。モデル係数についての推定結果を用いて、予測値とその95%信頼区間を計算する。
7	予測回収確率を世帯（主）属性をキーとして世帯動態調査の個人単位個票データに突合する。予測回収確率の逆数をウェイトとして、男女年齢別に世帯員の離家経験割合を集計する。同時に、予測回収確率の95%信頼区間から男女年齢別離家経験割合の上限と下限を算出する。

出典：筆者作成。（注）5年前常住地を用いる場合、手順3で転出入はt-1.5年に起こると仮定する。

以下では、まず世帯動態調査の標本抽出と実施法について簡単に振り返る。その後、国勢調査を用いた標本フレーム世帯数推計（表3の1～4）、回収確率の推定と離家経験割合の集計（表3の5～7）、それぞれの方法について節を改めて述べる。

1. 世帯動態調査の標本抽出及び実施方法

世帯動態調査は、同年の国民生活基礎調査（世帯票（大規模調査年のみ健康票を同時に実施））の対象となった国勢調査区のなかから300調査区を無作為に抽出し、抽出された国勢調査区に居住するすべての世帯を実査の対象とする集落抽出法によって実施されている。国民生活基礎調査は3年毎に大規模調査を実施しており、第8回世帯動態調査を実施した2019年は大規模調査を行う年次であった。大規模調査年次においては約5,500、その他の簡易調査年次においては約1,100の（直近の国勢調査において設定された）国勢調査の調査区を抽出する。層化の基準は、都道府県（政令指定都市がある場合は除く地域）・政令指定都市及び調査区の基本属性（「産業・従業上の地位別就業者数等による調査区分類」、総務省統計局 2022）である。大規模調査年次においては都道府県別結果の表章を行うため各都道府県・政令指定都市に一定数を配分して層化無作為抽出、簡易調査年次においては各層の調査区数に比例配分して層化無作為抽出している。ただし、国民生活基礎調査が調査対象として選定するのは国勢調査の調査区（無人調査区を除く）に付された後置番号が1（一般調査区）と8（おおむね50人以上の単身者が居住している寄宿舍・寮等がある区域）のみであり、後置番号が2～7の社会施設や入院病床数200以上の病院等のある特別調査区や水面調査区は、抽出の際にあらかじめ除外されている。国勢調査の調査区の抽出には、基本属性分類符号が付与された調査区名簿が必要になるが、国勢調査実施の翌年までは利用できないため、最大で6年以上前の調査区名簿から調査対象の抽出が行われて

いるようである。世帯動態調査では4年前の国勢調査の調査区から（無作為抽出された国民生活基礎調査の対象調査区を抽出元として）都道府県・政令指定都市別国勢調査の調査区数に比例配分するよう300調査区の無作為抽出が行われている。

国民生活基礎調査の実査にあたり、まず調査員が対象となった国勢調査区の調査区世帯名簿を4～5月頃に作成する。対象に選ばれた国勢調査区内のすべての世帯について、調査員による訪問留め置き調査が6月上旬に実施される（2019年調査では郵送回収が一部地域に導入され、世帯動態調査にも導入された）。世帯動態調査は、国民生活基礎調査のために作成した調査区世帯名簿の複製を基として、6月中の世帯異動（転出入、単独世帯主の死亡、世帯主交代等）を修正し、調査期日（7月1日）の対象調査区内の世帯数を把握したうえで、すべての世帯を調査している。

2. 国勢調査を用いた標本フレーム世帯数についての小地域推計

まず、 t 年世帯動態調査の対象として抽出された $t-4$ 年国勢調査の調査区について、 $t+1$ 年国勢調査における同じ地域を特定する。その上で、調査時点を挟む2時点の国勢調査の調査対象地区について集計された世帯数を用いて、表4の世帯属性別に標本フレーム世帯数を推計する。なお、表3の手順1にあたる $t+1$ 年国勢調査の調査区の中から $t-4$ 年国勢調査の調査対象地区を特定する方法については、紙幅の関係で「Web付論. 国勢調査における小地域の区分と $t-4$ 年調査対象調査区に対応する $t+1$ 年国勢調査の調査区の特定」とし、『人口問題研究』Webページからダウンロードできるようにした。以下では国勢調査における最小の地域単位である基本単位区番号（9桁）と調査区番号（6桁）のうち主番号（4桁）の組み合わせから成る地域を「基本単位区×調査区」と略記する。また、とくに誤解のない限り主番号（4桁）の示す領域を調査区と呼ぶ。調査対象となった（ $t-4$ 年国勢調査の）300調査区のうち、対応する $t+1$ 年調査区を特定できなかった2009年（第6回）調査の5調査区、2014年（第7回）の5調査区、2019年（第8回）の6調査区

表4 標本フレーム世帯数を推計する（ t 年世帯動態調査の調査対象となった $t-4$ 年国勢調査区と $t+1$ 年国勢調査区の突合に用いる）世帯（主）属性

世帯（主）属性 ^(注1)	変数符号	基本属性
基本単位区番号及び調査区番号 ^(注2)	$t-4$ 年調査区番号に対応する $t+1$ 年基本単位区と調査区番号を別途特定	○
世帯の種類	一般世帯，1人世帯（独身寮入居者を含む），寮・寄宿舎の学生・生徒，病院・療養所の入院者，社会施設の入所者，その他	○
世帯主の男女・出生年	男女別，出生年（1902，1903，…，2003）	○
世帯の家族類型	単独，夫婦のみ，夫婦と子，ひとり親と子，その他	○
住宅の種類と所有関係	一戸建ての持ち家，共同住宅及び公営/公団の賃貸，その他（民間借家等）	—
$t+1$ 年調査における世帯主の5年前($t-4$ 年)常住地	現住所（ $t+1$ 年調査地），別住所	—
世帯主の配偶関係	未婚，有配偶，死別，離別，不詳	—

出典：筆者作成。（注1）有効回収確率の推定に用いる世帯（主）属性（表2）と共通の変数の定義は同一である。（注2）Web付論参照。

を除外する。詳細は Web 付論を参照されたい。

t 年世帯動態調査の対象となった t-4 年国勢調査の基本単位区×調査区と、Web 付論の方法で特定された t+1 年国勢調査の基本単位区×調査区について、表 4 の世帯属性別世帯数を国勢調査の調査票情報の二次利用によって得た。これらを基本単位区×調査区別に、表 4 の世帯属性をキーとして突合した。突合に先立って、t+1 年国勢調査における世帯主の 5 年前(t-4 年)常住地を用いる場合には、5 年前常住地「不詳」の世帯主を同じ調査区内で似通った属性の世帯主に最近傍突合して補綴した⁶⁾。出生年と配偶関係（回収確率モデル推定に用いる場合のみ）の「不詳」については、「不詳」のまま国勢調査間の突合作業を行った。

t-4 年基本単位区×調査区に常住していた世帯主が移動も死亡もせず世帯異動もなかったなら t+1 年にも同じ基本単位区×調査区に常住し t-4~t+1 年国勢調査の突合ができるはずだが、世帯移動、世帯の形成や解体、世帯主変更等による世帯主属性の変化が起これると、t-4 年もしくは t+1 年に常住者のいた世帯属性において他方で常住者なしになって突合できない。t-4 年もしくは t 年に当該の基本単位区×調査区に居住していたにも関わらず、突合できなかった世帯属性は他方の世帯数をゼロとした。その上で、t-4~t+1 年の変化を基本単位区×調査区別、世帯属性別に線形補間して、t 年世帯数を推計する。すなわち、基本単位区×調査区が $j = \{1, \dots, J\}$ 、世帯属性が $k = \{1, \dots, K\}$ の t 年 7 月 1 日推計世帯数（初期値）を $N^c(j, k)$ 、t-4 年 10 月 1 日世帯数を $N^b(j, k)$ 、t+1 年 10 月 1 日世帯数を $N^e(j, k)$ と書くと、 $N^c(j, k) = (N^b(j, k) \times 15 + N^e(j, k) \times 45) / 60$ とする。

この推計では、ある基本単位区×調査区において t-4 年に常住していた世帯属性の世帯が t+1 年まで移動も死亡もせず世帯異動もなかったなら、 $N^b(j, k) = N^e(j, k) = N^c(j, k)$ であり、世帯数は変化しない。一方、t-4 年に常住していた世帯属性の世帯が t+1 年までに転出もしくは世帯解体や世帯主属性の変更でゼロになる場合、 $(N^b(j, k) \times 15 + 0 \times 45) / 60 = N^b(j, k) / 4 = N^c(j, k)$ とする⁷⁾。これは、転出等の世帯異動の発生確率が t-4~t+1 年の間を通じ一定で、t-4~t 年発生率を 3/4 と仮定していることになる。逆に、t-4 年に常住していなかった世帯属性の世帯が t+1 年までに転入や世帯主属性の変更もしくは新世帯形成が生じた場合も同様に、 $(0 \times 15 + N^e(j, k) \times 45) / 60 = N^e(j, k) \times 3/4 = N^c(j, k)$ とする。

6) 同じ調査区内で 5 年前(t-4年)常住地「不詳」の世帯主と、マハラノビス距離が最も近い（5 年前常住地が既知の）世帯主を突合させ、後者の t-4 年常住地で補綴した。マハラノビス距離は多変数間の分散共分散構造を考慮して縮約した 2 つの変数値（の組合せ）の間の距離を表すものであり、世帯人員、世帯の家族類型、世帯の種類（表 4 参照）、世帯主の男女・出生年、配偶関係、最後に行った学校の種類、従業上の地位が似通った世帯主と突合させた。実装には統計解析ソフトウェア Stata の ultimatch (Doherr 2021) を用いた。

7) たとえば、2015 年国勢調査のある基本単位区×調査区に 1947 年生まれ有配偶・男性が世帯主の夫婦のみ世帯しか常住していなかったとしよう。この世帯主が 2015~2020 年に妻を亡くし死別の単独世帯主になって 2020 年国勢調査において同じ住所に常住しており、他に転入がなかったとする。この基本単位区×調査区の 2019 年世帯数推計値は 1947 年生まれ有配偶・男性が世帯主の夫婦のみ世帯が 1/4 世帯、1947 年生まれ死別の男性単独世帯で 5 年前常住地が「現住所」の世帯が 3/4 世帯となる。これは、2015~2019 年の 1947 年生まれ男性世帯主が移動も死亡もせず有配偶・夫婦のみから死別・単独へ推移する確率を 3/4 と仮定・推定することになる。

ただし、 $t+1$ 年調査における世帯主の5年前常住地を世帯属性として用いる場合に、転出・死亡等の世帯異動と転入の両者を線型補間すると、 $t+1$ 年調査において5年前常住地が「現住所」の世帯主と「現住所」以外の世帯主を区別しない場合と同様の推計になるため⁸⁾、5年前常住地という追加的な情報の効果的な利用とは言えない。そのため、 $t+1$ 年調査における世帯主の5年前常住地を用いる場合の転入・転出等の世帯異動は、 $t-4\sim t+1$ 年の期間の中央（したがって世帯動態調査の実施より前）に起こると仮定する。期間の中央ですべての異動が発生するというのは、線型補間と同様に、考える中で最も単純な想定である。具体的には、 $t+1$ 年国勢調査において5年前常住地が「現住所」の世帯属性別世帯数と突合できなかった $t-4$ 年国勢調査の世帯は $t-4\sim t-1.5$ 年に転出等の世帯異動が生じたと推定されるため、 t 年世帯数はゼロと仮定した。 $t+1$ 年国勢調査において5年前常住地が「現住所」以外の世帯は t 年までに転入すると仮定した。5年前常住地が「現住所」の世帯については、住所が同じであっても属性が変化する可能性はあるものの、 t 年においても $t+1$ 年と同じ状態であると仮定した。

世帯動態調査では、調査対象となった国勢調査区の t 年7月1日現在の世帯数について調査区世帯名簿を作成して調査している（Ⅲ章1節）。 $t-4\sim t+1$ 年の線型補間または転入・転出等の世帯異動が期間の中央で起こると仮定することによって得た粗い推計初期値を、世帯名簿の総世帯数に対し調査区別に一律に補正し、最終的な標本フレーム世帯数推計値とする。ただし、この補正を行う前に世帯主の出生年「不詳」の世帯は標本フレームから除外し、補正を通じて、世帯主の出生年「不詳」を、出生年既知の世帯属性分布に比例的にあん分する⁹⁾。また、2009年（第6回）調査において、調査員調査が不能により世帯名簿を作成することができなかった1調査区をこの補正の段階で分析から除外した。

調査区が $i = \{1, \dots, 300\}$ の調査区世帯名簿の総世帯数を $N^{NSHC}(i)$ 、基本単位区 \times 調査区が $j = \{1, \dots, J\}$ 、世帯属性の組み合わせが $k = \{1, \dots, K\}$ の t 年7月1日推計世帯数（補正済み）を $N^a(j, k)$ で表すと、 $N^a(j, k) = N^{NSHC}(i) \times N^c(j, k) / \sum_{j=1}^J \{I(j|i) \sum_{k=1}^K (1 - ma(k)) N^c(j, k)\}$ とする。ここで、 $I(j|i)$ は基本単位区 \times 調査区 j が調査区 i に含まれる時に1をとる指標関数、 $ma(k)$ は世帯属性 k のなかの出生年が「不詳」の場合に1をとる指標関数である。

8) $t+1$ 年10月1日世帯数 $N^e(j, k)$ のうち、5年前常住地が「現住所」で世帯異動のなかった世帯主を $N_{stay}^e(j, k)$ 、5年前の常住地が「現住所」以外（転入）の世帯主を $N_{in}^e(j, k)$ と書くと、転出等の世帯異動があった世帯主は $N^b(j, k) - N_{stay}^e(j, k)$ と推定される。転入・転出等を線形補間して t 年7月1日世帯数を推計すると、 $N^c(j, k) = N_{stay}^e(j, k) + (N^b(j, k) - N_{stay}^e(j, k)) / 4 + N_{in}^e(j, k) \times 3 / 4 = \{N^b(j, k) + (N_{stay}^e(j, k) + N_{in}^e(j, k)) \times 3\} / 4 = (N^b(j, k) + N^e(j, k) \times 3) / 4$ となる。

9) このように世帯主の出生年「不詳」をあん分するのは以下3つの理由による。最初の2つの理由から分析結果への影響は限定的と考えられる。第1に、5年前常住地などに比べると年齢「不詳」の発生は限定的である。第2に、国勢調査における年齢「不詳」は「聞き取り調査世帯」（回収が得られない場合、調査員が近隣の世帯から男女別世帯員数のみを聞き取って世帯名簿に回答することになっている）の可能性が高く、ほとんどの属性が「不詳」になる。そのため、これらの世帯を含む地域別の世帯属性分布は、除外する場合とほとんど変わらない。第3に、世帯動態調査では世帯主の出生年不詳は無効票としており、世帯主の出生年が「不詳」の有効票は存在しない。したがって、有効回収率をモデル推定する際（確率ゼロの事象は予測できないため）、年齢「不詳」の係数は識別できない。

表5 世帯動態調査の調査年次（t年）別 国勢調査による調査対象地区^(注)の総世帯数（t-4年及びt+1年）、世帯動態調査の調査区世帯名簿^(注)の総世帯数と世帯数推計値^(注)（t年）

		2009(第6回)	2014(第7回)	2019(第8回)
A	t-4年国勢調査における世帯動態調査対象調査区の総世帯数	15,582	15,877	16,043
B	t年世帯数推計値（補正前）	15,896	16,519	16,550
C	t年世帯動態調査の調査区世帯名簿	15,504	16,104	16,140
D	t+1年国勢調査において特定された調査対象調査区の総世帯数	16,001	16,733	16,719
E	D-A	419	856	676
F	E/A(%)	2.7	5.4	4.2
G	B-C	392	415	410
H	G/C(%)	2.5	2.6	2.5

出典：筆者算出。（注）世帯動態調査の調査対象となった各回の300調査区のうち、調査員による世帯名簿の作成が不能だった2009年（第6回）の1調査区と、t-4年調査対象地区に対応するt+1年調査区を特定することができなかった2009年（第6回）の5調査区、2014年（第7回）の5調査区、2019年（第8回）の6調査区を除く。

表5に標本フレーム世帯数推計の結果を示した。t-4年及びt+1年国勢調査におけるt年世帯動態調査の調査対象となった調査区の総世帯数は、標本フレーム世帯数推計の最初の手順（表3の手順1，Web付論2節）において特定されたものである。国勢調査の一般世帯総数の増加率は2005～2010年5.7%，2010～2015年2.9%，2015～2020年4.4%とややぶれのある推移をしてきた。同じ期間の世帯動態調査の調査対象調査区について総世帯増加率（表5F行）をみると、2015～2020年4.2%は同水準だが、2005～2010年は一般世帯総数の増加率より3.0%ポイント低く、2010～2015年は2.5%ポイント高い。一方、推計総世帯数と世帯名簿の総世帯数の差率（表5H行）は2009～2019年の間ほとんど変化しておらず、推計世帯数が世帯名簿を2.5～2.6%上回る。この差率の水準を評価するため、調査区世帯名簿の調査区別総世帯数に基づき母集団総世帯数を推定し、その標準誤差率を計算すると¹⁰⁾、2009年は2.2%，2014年と2019年は2.6%であった。したがって、総世帯数でみる限り、Web付論2節のt+1年調査対象調査区の機械的な特定やt-4～t+1年線型補間による粗い推計の誤差はサンプリングエラーで生じる範囲内の水準であり、推計世帯数は標本フレーム世帯数と一定の整合性があると言えるだろう。

3. ポワソン回帰モデルを用いた世帯動態調査における世帯（主）属性別 有効回収率の推定と非標準誤差を考慮した男女・年齢別離家経験割合の集計

(1) 有効回収率を推定するためのデータセットの作成

基本単位区×調査区別に表4の世帯属性別に推計した標本フレーム世帯数を、調査区別に表2の世帯属性別に集計する。そして、世帯動態調査の有効回収世帯数を、調査区別に表2の世帯属性別に集計し、突合する。突合に先立って、世帯動態調査の住宅の種類と所

10) 標準誤差率 SE_R は次の式で算出した（Lohr 2022：5.2.3項）。t年世帯動態調査の対象調査区の抽出元であるt-4年国勢調査に設定された調査区総数を M 、世帯動態調査 調査区世帯名簿における調査区 i の総世帯数を $N^{NSHC}(i)$ 、と書くと、 $SE_R = SE/\hat{N}$ 。ここで、 $\hat{N} = (M/300)\sum_i N^{NSHC}(i)$ 、 $SE = M\left\{(1-300/M)(1/300)\sum_i (N^{NSHC}(i) - \hat{N}/M)^2\right\}^{1/2}$ である。

有関係「不詳」と世帯主の5年前常住地「不詳」を用いる場合には、同じ調査区内で似通った属性の世帯に最近傍突合を行って補綴した¹¹⁾。

調査区別に表2「基本属性」の世帯属性をキーとして標本フレーム推計世帯数と有効回収数を突合したところ、有効回収数のうち約95%の突合に成功した(表6C行)。突合に用いる世帯属性を増やすと、国勢調査データからは特定が困難な転出入のタイミングや国勢調査もしくは世帯動態調査への誤記入等の誤差の影響の増大を指数関数的に受ける¹²⁾。そのため、突合状況は悪化し、すべての変数を用いる場合には4分の1近くの有効回収世帯を突合できなかった。このような調査区別世帯属性別に標本フレーム推計世帯数と有効回収数が突合できないケースは、国勢調査もしくは世帯動態調査への誤回答等による無作為なものを中心とみられるものの、捕捉が困難な(回収確率が低い)属性の世帯に偏っている可能性もある。その場合、突合できなかった世帯属性の世帯を回収確率推定から除外すると男女・年齢別離家経験割合の集計対象も限定され、バイアスを生じる。非標本誤差の検討のためには、できる限りすべての有効回収票を分析対象とするべきであり、突合に失敗した有効回収世帯は、表2の世帯属性のマハラノビス距離を用いて同じ調査区内で似通った属性の世帯に最近傍突合させた¹³⁾。

なお、表6には、すべての有効回収票を(最近傍)突合させた後の標本フレーム推計世帯数の突合状況も示した。すべての世帯属性を用いて突合を行ったときに有効回収と突合した標本フレーム推計世帯総数は、2009～2014年で僅かに有効回収総数を下回る。標本フレームの真の世帯リストから抽出を行って、各抽出世帯の回収・非回収を観測できるなら抽出世帯数が回収世帯数を下回ることはないため、標本フレーム世帯数が有効回収数を下

11) 国勢調査の5年前常住地「不詳」の補綴で行ったのと同様に、「不詳」の世帯主をマハラノビス距離でみて変数値が既知の最も似通った世帯主に最近傍突合させた。まず、住宅の種類と所有関係についての補綴を実施した。マハラノビス距離の算出に用いた変数は、世帯人員、世帯の家族類型、世帯主の男女・出生年、配偶関係、最後に行った学校の種類、離家経験の有無、世帯主経歴(現世帯主は5年前も世帯主であった不変型(現世帯員の中に5年前世帯主がいない場合)と合併型(世帯員に5年前世帯主がいる場合)、現世帯主が5年前に非世帯主であった場合の交代型(交代時に前世帯主が同居・死亡)と発生型(交代時に前世帯主が別居)、不詳)である。その上で、5年前常住地「不詳」について、世帯の家族類型、世帯主の男女・出生年、配偶関係、最後に行った学校の種類、最後の結婚・死離別が5年前より前か否か、世帯主経歴を用いてマハラノビス距離を算出し、調査区内の住宅の種類と所有関係(一戸建ての持ち家か否か)が同じ世帯主の中で最近傍突合を行った。

12) 表2の「基本属性」に加えて世帯属性を1つずつ追加したときの有効回収世帯に占める突合に成功した世帯割合の変化は、住宅の種類と所有関係の場合には-4.3～-3.5%ポイント、世帯主の配偶関係は-4.5～-3.1%ポイントであったのに対し、5年前常住地は-14.5～-11.6%ポイントとやや大きく悪化した。本稿では、 $t-4 \sim t+1$ 年国勢調査間の t 年世帯数推計において5年前常住地を用いる場合には、単純に世帯動態調査の実施前(期間の中央)に転入や転出等の世帯異動が起こると仮定したが、実際には $t \sim t+1$ 年に転出入する世帯や(5年前常住地が「現住所」であっても)世帯異動による世帯属性の変化が生じていることの影響があると見られる。5年前常住地の効果的な利用を通じた小地域世帯推計の精度向上は今後の主要な課題である。

13) 調査区別にみた表2の世帯属性(データレコードの単位)のほか、突合状態別世帯数(突合不能であった属性の標本フレーム世帯数推計値(N^F)及び有効回収世帯数(N^{ER}))、突合に成功した属性の標本フレーム世帯数推計値の有効回収世帯数からの差(N^{Dif})を加えた。①国勢調査及び世帯動態調査が完全で、②両調査に誤記入等の誤差がなく、③標本フレーム世帯数の推計に誤差がないならば、 N^{Dif} と N^F は世帯動態調査の非回収世帯数に対応する。標本フレーム推計世帯数に突合できない有効回収世帯数(N^{ER})が存在することは、①～③の誤差が生じていることを意味する。 N^F と N^{Dif} の世帯属性が同じならばどちらに突合しても回収確率推定の結果は変わらない。 N^F と N^{Dif} の世帯属性が異なるとき、 N^{ER} を世帯属性が似通った方に突合させるのだが、同程度に似通っているときには非回収世帯数(N^F もしくは N^{Dif})と N^{ER} が近いとき、標本フレームと世帯動態調査の整合性は高いと考える。

回るのは推計誤差ということになる。ただし、ここで推計された世帯数について世帯属性別にみた世帯数が2未満の推計世帯総数に占める割合は、調査年次や推計に用いる世帯属性によらず8割を超えており、標本フレームの個々の世帯（の有無）についての推計に近いものになっている。推計世帯数の有効回収数からの差がマイナスの世帯属性の組み合わせは（標本フレームの世帯属性の組み合わせのうち）約3割弱だが、このうちマイナスの差の絶対値が0.5未満は約6割、1未満は8～9割と、非常に小さくなっている（結果表は割愛）。標本フレーム世帯数の推計誤差ではあるが、むしろ有効回収数が自然数でしか観測できないことによる観測誤差の影響とも言えよう。

t年世帯数推計の最初の手順（Web付論2節）において基本単位区を複数に分割して調査区を設定する場合（Web付論表1の類型B）や調査区が基本単位区境界をまたぐ場合（Web付論表1の類型D）のt-4年基本単位区×調査区に対応するt+1年調査区を特定できていない可能性を指摘した。t-4～t+1年調査区の間で推計された世帯数と世帯動態調査の調査区世帯名簿の世帯数の差は3%未満でサンプリングエラーの範囲内であったこと（Ⅲ章2節）、有効回収世帯数のうち表4の「基本属性」で推計された標本フレームに存在しない世帯属性の世帯は5%未満（表6）というように整合性が高いことを踏まえると、推計世帯数に誤差はあるものの、全般的にはt-4年調査対象地区をt+1年国勢調査において概ね特定することができていると考えてよいだろう。これらの結果は、t-4年調査対象調査区に対応するt+1年調査区を特定するのが困難な場合（Web付論表1の類型BやD）で誤ったt+1年調査区を特定していたとしても、同一の基本単位区内にある隣接調査区を特定しており隣接調査区には似通った世帯が多いためと考えられるが、回収確率を推定するための標本フレーム世帯数の推計という目的は果たしていることを示唆する。

表6 調査区^(注1)別世帯（主）属性別の標本フレーム推計世帯数と世帯動態調査有効回収数の突合結果

	基本属性			全属性		
	2009(第6回)	2014(第7回)	2019(第8回)	2009(第6回)	2014(第7回)	2019(第8回)
A 有効回収数 総数	11,223	10,892	10,099	11,223	10,892	10,099
B 厳格な突合(exact match)成功	10,618	10,288	9,569	8,339	7,776	7,604
C B/A (%)	94.6	94.5	94.8	74.3	71.4	75.3
D 標本フレーム推計世帯数 総数	15,504	16,104	16,140	15,504	16,104	16,140
E 有効回収数と突合 ^(注2)	11,492	11,440	11,220	10,769	10,688	10,376
F E/D (%)	74.1	71.0	69.5	69.5	66.4	64.3
G 有効回収率 (A/D) (%)	72.4	67.6	62.6	72.4	67.6	62.6

出典：筆者算出。（注1）世帯動態調査の調査対象となった各年次の300調査区のうち、調査員による世帯名簿の作成が不能だった2009年（第6回）の1調査区と、t-4年調査対象地区に対応するt+1年調査区を特定することができなかった2009年（第6回）の5調査区、2014年（第7回）の5調査区、2019年（第8回）の6調査区を除く。（注2）厳格な突合ができなかった有効回収世帯を最近傍突合せた後の最終的な状態において、有効回収のある世帯（主）属性について標本フレーム推計世帯数を合計したもの。

(2) ポワソン回帰モデルを用いた有効回収確率の推定と男女・年齢別離家経験割合の集計

前項（Ⅲ章3節(1)項）で作成した世帯属性別標本フレームの推計世帯数と世帯動態調

査の有効回収数を含むデータは調査区別であるが、推定に用いる地域は大都市（特別区、政令指定都市）と非大都市（東日本か西日本の別）という大区分¹⁴⁾とし、推計世帯数と有効回収数を地域別世帯属性別に集計する。その上で、有効回収数を被説明変数、推計世帯数をリスク人年とするポワソン回帰モデルを用いて、有効回収確率に及ぼす世帯属性の影響を推定する。ポワソン回帰モデルはカウントデータの分析に用いる最も単純で広く用いられるモデルである（たとえば、Cameron and Trivedi 2013：3章）。

まず、表2の「基本属性」のみを用いた推定を行い、その他の世帯属性を1つずつ追加してモデル全体の説明力の変化や係数推定値の変化等の影響を検討してモデル選択を行う。その後、モデル係数推定値を用いて、予測回収確率を算出し、その逆数（標本フレーム世帯数÷予測有効回収数）によって世帯有効回収確率ウェイトを作成する。同時に、予測回収確率の95%信頼区間を計算し、回収確率ウェイトの上限と下限を得る。これらの世帯（主）属性単位のウェイトを世帯動態調査の個人単位個票データに世帯（主）属性をキーとして突合し、世帯（主）属性別世帯の所属世帯員全員に適用して、男女・年齢5歳階級別に離家経験割合を18歳以上50歳未満について集計する。離家経験割合は、調査票における「(18歳以上の方について) 親と離れた暮らした経験についておたずねします。この方は、親と離れて別の世帯で暮らしたことがありますか。」に対する回答が「親と離れ別の世帯に住んだことがある」である場合に1、「生まれてからずっと親と同居」の場合に0をとる二項変数についての不詳を除く平均である。

なお、回収確率推定値の統計学的な不確かさによって離家経験割合が確率的に取り得る信頼区間は、集計対象個人の離家経験有無を用いて離家経験割合が最大・最小になるウェイトを作成した。すなわち、離家経験割合が最大になるウェイトは、離家経験者の回収確率ウェイトが信頼区間上限（回収確率は信頼区間の下限）、かつ離家未経験者の回収確率ウェイトが信頼区間の下限（回収確率は上限）の場合とした。離家経験割合が最小になるウェイトも同様とした。

IV. 分析結果

1. ポワソン回帰モデルを用いた有効回収確率の推定

世帯有効回収確率モデル（共変量の）選択に関し、表7に共変量を1つずつ用いて計算した赤池情報量基準（AIC）を示した¹⁵⁾。一般に、異なったデータ間でAICを比較することはできないため、表2の「基本属性」のみを含むデータとすべての共変量を含むデータを用いる場合の2通り（それぞれ表7の「モデル1」と「モデル2」）に示した。

表7（2～8行目）の共変量を1つだけ用いるAICを比較すると、モデル1のデータ

14) 大都市地域は単独世帯が多くかつ調査が困難とされる。その他の地域については、総じて東日本よりも西日本の離家経験タイミングは早い。

15) この結果表については、国勢調査をはじめとする統計調査において、特定の変数の情報量の豊富さや有用性、利活用の状況は当該項目についての調査を実施する際のコストパフォーマンスを測る重要な指標であるという指摘を津谷典子教授（慶應義塾大学）から受けた。

では世帯の家族類型，モデル2のデータでは世帯主の配偶関係のAICがすべての調査年次で最も小さく，予測パフォーマンスがよい．次善の変数は，モデル1のデータでは世帯主の年齢5歳階級，モデル2のデータでは調査年次によって若干の違いはあるが家族類型と住宅の種類と所有関係が優れていた．「基本属性」に共変量を追加する場合においても（表7の9～11行目），世帯主の配偶関係の予測パフォーマンスがよい．

ただし，世帯主の配偶関係については，配偶関係「不詳」の回収確率（の低さ）を説明する効果が卓越している．他の共変量の「不詳」はデータ作成過程で補綴しており，記入状況の悪さが世帯主の配偶関係「不詳」に集約される形になっている．そこで世帯主の配偶関係「不詳」の世帯を除外して推定を行ってAICを再計算したところ，モデル2のデータにおいて共変量を1つだけ用いる場合には，2009年は住宅の種類と所有関係，次いで家族類型，2014年は世帯主の5年前常住地，次いで住宅の種類と所有関係，2019年は住宅の種類と所有関係，次いで年齢5歳階級が優れていた（結果表は割愛）．「基本属性」に共変量を追加する場合には，2009年と2014年は世帯主の5年前常住地，2019年は住宅の種類と所有関係の予測パフォーマンスがよくなっていた．この結果は，表2の世帯属性のうち，世帯を区別して，標本調査の欠票（有効回収確率）の違いを予測する情報量が多いのは「基本属性」のなかでは世帯の家族類型，すべての世帯属性のなかでは住宅の種類と所有関係である場合が多いことを示唆する．ただし，調査年次によって各共変量の予測パフォーマンスは若干異なること，単変量の係数推定値と多変量を用いる係数に不整合はなかったため，「基本属性」のみを用いるモデル1と全共変量を同時に用いるモデル2を，すべての調査年次について推定し，モデル間の違いと離家経験割合への影響を検討した．

表7 有効回収確率に関するポワソン回帰モデルに用いる 世帯（主）属性の組み合わせ別にみた赤池情報量基準

行番号	共変量有無 ^(注1)							赤池情報量基準 (AIC) ^(注2)					
	男女	年齢階級	地域	家族類型	住宅	5年前常住地	配偶関係	2009(第6回)		2014(第7回)		2019(第8回)	
								モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
1	○	○	○	○				2,344.3	8,045.1	2,377.5	8,467.3	2,390.7	8,264.2
2	○							3,073.3	8,774.1	3,227.9	9,317.7	3,512.9	9,386.3
3		○						2,898.4	8,599.2	2,864.2	8,954.0	3,030.3	8,903.7
4			○					3,053.6	8,754.4	3,238.2	9,327.9	3,499.7	9,373.2
5				○				2,653.8	8,354.5	2,850.9	8,940.7	2,935.7	8,809.1
6					○			-	8,358.6	-	8,857.4	-	8,691.5
7						○		-	8,547.6	-	9,004.5	-	9,079.1
8							○	-	8,185.4	-	8,561.4	-	8,103.0
9	○	○	○	○	○			-	7,978.7	-	8,403.1	-	8,165.7
10	○	○	○	○		○		-	7,969.1	-	8,387.2	-	8,215.4
11	○	○	○	○			○	-	7,879.7	-	8,180.2	-	7,696.6
12	○	○	○	○	○	○	○	-	7,767.2	-	8,071.1	-	7,587.9

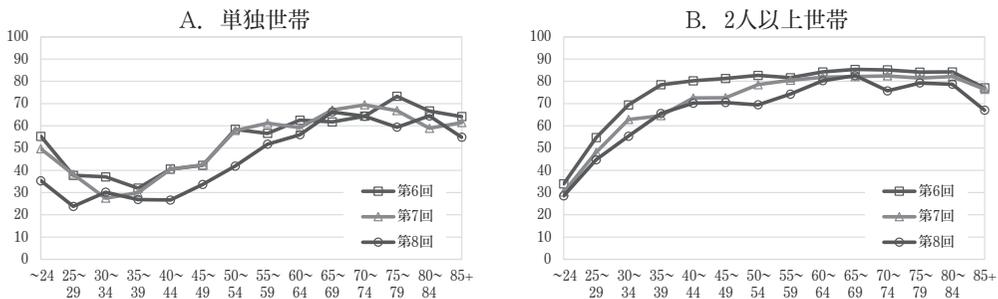
資料：t年世帯動態調査，並びにt-4～t+1年国勢調査に基づく世帯動態調査の調査対象調査区の世帯数推計値を用いて筆者算出．（注1）表2の世帯（主）属性をモデル推定に含めるか否かを示す．（注2）AICはデータに対するモデル予測のパフォーマンスを測る指標である（小さい方が優れている）．共変量有無に「○」のある共変量を含めたモデルのAICを示す．一般に，異なるデータでの比較はできないため，巻末表2のモデル1と2の推定に用いるデータそれぞれで算出した．

有効回収確率に関するポワソン回帰モデルの係数推定値の指数値（発生率比）は巻末表2、記述統計量を巻末表3に示した。発生率とはリスク人年（ここでは標本フレーム推計世帯数）あたりの発生率（すなわち有効回収確率）であり、定数項の発生率比はすべての共変量がゼロのときの発生率（ベース・ライン発生率）、各共変量の発生率比はリスク人年あたりの発生率のベース・ライン発生率に対する比を示している。発生率比の大きさには調査年次間で若干の差があるものの、回収確率への各共変量の影響の方向性と統計的な有意性は調査年次間で一貫している。

具体的には、50歳未満（とくに20歳代）、東京特別区に居住、単独世帯、共同住宅や民間借家等に居住、5年前常住地が「現住所」以外の（転入した）世帯主の回収確率は低い。逆に、大都市以外に居住、夫婦と子世帯、（有配偶と比べて）死別の世帯主の回収確率は統計的に有意に高い。とくに、（東京特別区居住者と比べて）非大都市居住者の回収確率は1.5倍以上、（年齢やその他共変量を一定にし、単独世帯と比べた）夫婦のみ世帯や夫婦と子世帯の回収確率は約1.5倍以上になっていた。逆に、2019年調査（モデル1）では、世帯主年齢40歳代前半以下の年齢層の回収確率は65～69歳と比べ25%以上低く、なかでも25～29歳の回収確率は半分未満であった。これら年齢や東京特別区、単独世帯の回収確率ウェイトは大きくなり、調査結果への影響も大きくなる。なお、ポワソン回帰モデル推定結果（巻末表2）によれば、（夫婦と子世帯と比べた相対的な）単独世帯の回収確率は2009～2014年についても低く、2019年に突然調査が困難になったわけではない。

2. 単独世帯の年齢別 予測有効回収確率

図1には、巻末表2のモデル1を用いて計算した単独世帯か否かの別に世帯主の年齢別予測回収確率を示した。40歳代以下の単独世帯の回収率は50%を下回っており、2019年調査の50歳代以下で2009～2014年と比べて低下していることが目立つ。50歳以下の単独世帯の回収率は、30歳代前半を除けば、2009～2014年ではほとんど変化がなかった。しかし、2014年から2019年にかけて20歳代では14%ポイント以上低下しており、最も低い25～29歳では23.8%になった。40歳代前半や50歳代前半においてもそれぞれ14%ポイントと16%ポイント低下している。



資料：巻末表2（モデル1）の係数推定値を用いて筆者算出。

図1 単独世帯か否かの別にみた世帯主の年齢別有効回収確率

また、2人以上世帯においても、世帯主の年齢が30歳代後半を中心に2009年から2014年にかけて（35～39歳で14%ポイント）低下、50歳代前半において2014年から2019年にかけて回収率は約9%ポイント低下した。離家未経験の20歳代以下の子は50歳代前半の世帯主の世帯に同居していることも多く、世帯主が50歳代前半の2人以上世帯の回収状況の悪化は観察される離家経験割合を引き上げる可能性がある。これは若年単独世帯の回収率の低下が離家経験割合観測値に及ぼす影響を打ち消す方向に作用するものではあるが、回収数の低下は標準誤差を増大させ、調査結果の精度を下げる可能性がある。

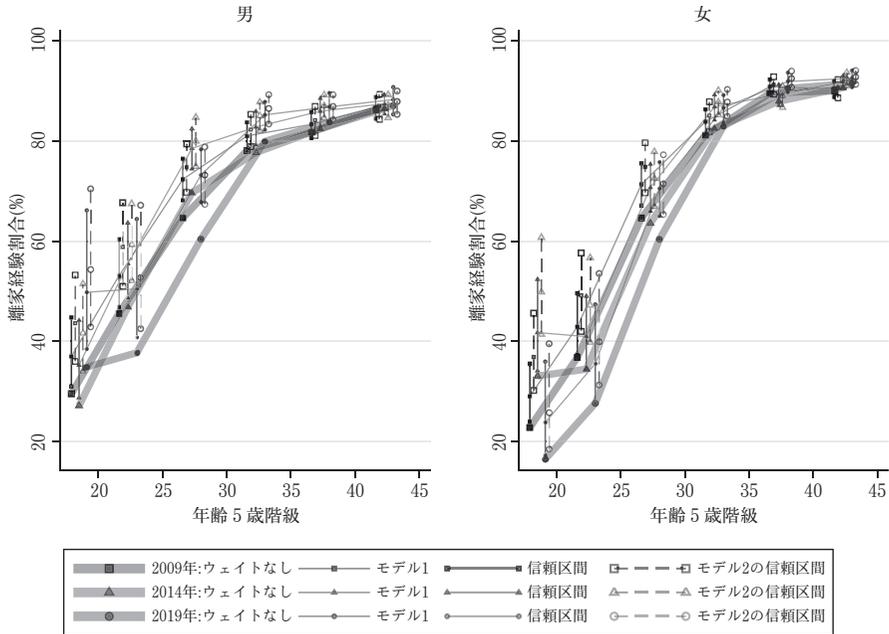
回収率の水準が低くても悪化していなければ、同等のバイアスを及ぼし、一定の留保の上で同等の質の時系列比較が可能かもしれない。しかし、単独世帯回収率の低下は調査結果から観測される離家経験割合の低下に直結するため時系列比較を困難にする。

3. 有効回収確率の離家経験割合への影響

世帯回収確率に関するポワソン回帰モデル（巻末表2）の種類（モデル1とモデル2）別の予測回収確率ウェイトを用いて集計した男女・年齢別離家経験割合を巻末表1とともに図2に示した。離家経験割合の信頼区間はⅢ章3節（2）項で説明した方法で算出した。

男女・年齢別離家経験割合を2009～2019年の調査年次間、ウェイト有無・種類の別に比較検討した結果から、少なくとも以下の4点を指摘したい。まず、国立社会保障・人口問題研究所（2022）で示したように世帯回収確率ウェイトを用いない単純集計では、2014～2019年にかけて男性20歳代と女性の20歳代前半で、離家経験割合は大きく低下した。この低下が大きかった男女年齢層で、回収確率ウェイトを用いる場合の（ウェイトなしに対する）離家経験割合の変化が著しい。世帯属性として表2の「基本属性」を回収確率の予測に用いるモデル1の推定結果によるウェイトを用いて集計した離家経験割合をウェイトなしの割合と比較した変化幅は、男性20歳代で2014年調査の約9%ポイントに対して2019年調査は約13%ポイント上昇、女性20歳代でも2014年調査の約7%ポイントに対し2019年調査は約8～10%ポイント上昇し、非標本誤差の拡大が2019年調査で観察された離家経験割合を過小にしており、その影響は2014年調査と比べても2019年調査で拡大した可能性を示唆する。

第二に、回収確率を予測するモデルの違い（表2「基本属性」以外の共変量を用いるか否か）は、調査年次と男女年齢によって多少の違いはあるものの、総じてウェイトを用いるか否かの差よりも小さい。回収確率モデル係数推定値の統計学的な不確かさに基づく信頼区間には一定の幅があり、信頼区間を考慮すると、ほとんどの調査年次と男女・年齢において「基本属性」のみを用いるモデル1と全変数を用いるモデル2の信頼区間は相互に重なっている。一方、男女ともすべての調査年次において20歳代（及び2014年以後の30歳代前半）についてのウェイトを用いない離家経験割合はモデル予測の信頼区間を下回っている。さらに、2019年調査の特徴は、信頼区間の下限を下回る幅が拡大したことにある。たとえば、20歳代後半男性におけるウェイトなし離家経験割合のモデル1の信頼区間下限からの差をみると、2009年は約3%ポイント低く、2014年は約5%ポイントだったが、



出典：巻末表1。(注)世帯員の年齢は調査時点のもの。95%信頼区間は回収確率に関するポワソン回帰モデルに基づき推定されたウェイトの統計学的な信頼区間によって離家経験割合が確率的に取り得る上限と下限を指す。

図2 回収確率ウェイトの種類別 男女・年齢階級別 離家経験割合(%)とその信頼区間

2019年は7%ポイント以上に悪化した。回収確率ウェイトの信頼区間の下限を下回るということは、これらの年齢層では回収状況の悪化が統計的に有意に離家経験割合の集計に影響を及ぼしていることを意味する。

第三に、このようにモデル予測の信頼区間は場合によっては10%ポイントを超える幅があるため、特定の男女年齢階級における時系列変化について、信頼区間が相互に分離するといった明瞭な変化を見出すことはできない。時系列比較を通じて何らかの結論を導くためには、慎重な検討が求められる。

第四に、とくに20歳代以下の若い年齢層において、回収確率モデル予測の不確実性に起因する離家経験割合の信頼区間は2014年から2019年にかけて顕著に広がっている。たとえば、男性20歳代の信頼区間幅は2009～2014年は14～15%ポイントだったが、2019年は24～28%ポイントへと倍増に近い拡大をした。この背景には回収状況の悪化による回収数の低下とともに、推定モデル上はリスク人年と呼ばれる標本フレーム世帯数の減少、すなわち20歳代人口の減少(少子化によるコーホートサイズの縮小)の影響があると推察される。

V. 結語

本稿では、世帯動態調査における回収状況の悪化が非標本誤差の拡大を通じて調査結果に及ぼした影響を検証するために、調査実施年を挟む2時点の国勢調査の個票データの二

次利用によって得た集計表を用いて世帯動態調査の調査対象となった標本フレームの世帯属性別世帯数を推計し、ポワソン回帰モデルを用いて世帯属性別の有効回収確率を推定することで世帯回収確率ウェイトを作成した（世帯属性には世帯主の属性を含む）。実地調査において捕捉が困難な単独世帯の回収状況の影響を顕著に受ける50歳未満の男女・年齢別離家経験割合に着目し、2009年（第6回）調査から2019年（第8回）の推移について世帯回収確率ウェイト有無・種類別に再集計を行って、再集計結果の比較検討を行った。その結果、2014年から2019年にかけての20歳代の離家経験割合の低下には回収率の低下幅が拡大したことが大きく影響していることが明らかになった。

今後の課題として、本稿では世帯動態調査の調査事項のうち50歳未満の離家経験割合への影響のみを取り上げたが、より総合的な調査結果への影響の検証が望ましい。一方、分析結果から20歳代で信頼区間が顕著に拡大しており、その背後には回収率の低下とともにコーホートサイズの縮小の影響もあることが示唆された。回収率向上のための努力を重ねることはもちろん必要であろうが、抽出数や抽出方法といった調査フレームの再検討も重要であろう。

分析手法の課題として、本稿のように非標本誤差に対し、回収確率を推定して調査結果の補正に利用するというアプローチでは、標本フレーム世帯数の（推計）精度が結果を大きく左右する。本稿の標本フレーム世帯数推計は、調査区別に世帯属性別の世帯数を期首・期末国勢調査間で線型補間する、もしくは転入・転出等の世帯異動が期間の中央で起こることを仮定するという単純なものであったが、国勢調査及び世帯動態調査の5年前常住地に関する結果をより効果的に活用して小地域世帯数推計の精度を向上することは今後の主要な課題である。具体的には、 $t+1$ 年調査における5年前($t-4$ 年)常住地が「現住所」の場合、 $t-4$ 年国勢調査の同一地点に当該世帯を見つけられるはずであり、変化しない世帯属性別にみた $t-4\sim t+1$ 年世帯数を用いて、 $t-4\sim t+1$ 年に転出もしくは消滅した世帯数を期首・期末の差によって推定することができるはずである。しかし、実際には $t-4$ 年もしくは $t+1$ 年国勢調査への回答における種々の「不詳」及び「不詳」の補綴方法や誤記入等による誤差のため、5年前常住地が「現住所」の期末世帯数が期首を上回る場合が散見され、別の世帯属性に移動していない世帯主がいると想定される。転出入した世帯を特定することができれば、地域や世帯属性に応じて転入率・転出率を可変的に設定する等の方法によって t 年世帯数の推計精度を向上できる可能性がある¹⁶⁾。抜本的な改善方法としては、

16) たとえば、 $t-4\sim t+1$ 年の間に共同住宅が新設されたことによって国勢調査間の世帯数が急増した場合で、世帯動態調査の結果から t 年までに新築・入居があったことが明らかとなるとき、 $t-4\sim t+1$ 年の転入や世帯異動が期間平均等に発生していると考えて $t-4\sim t$ 年発生率を $3/4$ とするのは過小であろう。転出入率のピークが18～22歳頃にあり、加齢によって顕著に低下するならば、5年転出入率のうち4年間の発生率は18歳から各歳でみて加齢により低下するだろう。また、学生寮等の位置する（移動性行が高い世帯が集住する）調査区のように $t-4$ 年世帯のほぼ全員が転出し、 $t+1$ 年までに同様の属性の世帯が転入している場合、出生年ではなくピリオドの年齢別に $t-4\sim t+1$ 年推計を実施するという考え方によって t 年の属性別世帯数の推計精度を向上できる可能性がある。さらに、世帯動態調査は世帯主・非世帯主の地位に関する情報を豊富に含むが十分に活用していない。転出もしくは死亡した人口を精確に全国で特定できるならば、 $t-4$ 年転出者は $t+1$ 年国勢調査における別の地域に常住する可能性が高く、死亡については人口動態調査で補足されるため、これら統計との整合性の検証を通じて転出と死亡を分解し、小地域人口・世帯分析を飛躍的に前進させる可能性がある。このような可能性の検証を進めるには、調査対象地区が確実に特定できていることが前提となる。

たとえば国勢調査の調査区地図を用いることができれば、 $t-4$ 年調査対象調査区に対応する $t+1$ 年の調査区を機械的かつ確実に特定することができる。そうなれば、分析を行おうとする $t-4$ 年国勢調査の調査区に $t+1$ 年調査の5年前常住地「現住所」の世帯が捕捉されている蓋然性が高まり、 $t-4\sim t+1$ 年国勢調査間の突合において世帯属性別にみた5年前常住地が「現住所」の($t+1$ 年)世帯数は $t-4$ 年世帯数を上回るという制約を課すといった5年前常住地の効率的な利用方法等の検討を深めて、精度向上を図ることができると期待される。

このように本稿で提案した標本フレーム世帯数の推計には、調査実施年を挟む2時点のうち期末年の国勢調査における調査区の特定方法や5年前常住地に関する調査結果のより効果的な利用等の改善の余地がある。課題はあるものの、本稿における回収確率ウェイトの作成方法は、国勢調査の調査区を標本フレーム(抽出元)に用いる他の統計調査に容易に応用が可能であり、とくに国立社会保障・人口問題研究所が実施する「社会保障・人口問題基本調査」等の国民生活基礎調査の後続調査に効果的な適用が可能である。毎月勤労統計調査の不適切処理事案を発端とした政府統計に対する国民の不信が高まる中での統計委員会や統計改革推進会議統計新生部会での検討の結果、公的統計作成プロセスの中でのPDCA(Plan-Do-Check-Act)サイクルを回すことによる作成過程の改善を通じた統計品質の不断の向上が求められている。世帯動態調査だけでなく他の統計調査においても本研究と同様の検証が進められ、非標本誤差の調査結果への影響についての知見が蓄積されることを期待したい。

謝辞

本研究は、「世帯動態調査」および厚生労働行政推進調査事業補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」(研究代表者小池司朗, 課題番号20AA2007)による研究成果の一部である。本稿における「世帯動態調査」に関する分析には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。また、本研究で利用した「国勢調査」の集計表には、厚生労働行政推進調査事業補助金事業(研究代表者:小池司朗, 課題番号:20AA2007)のために、統計法第33条に基づき調査票情報を二次利用したものが含まれる。津谷典子教授(慶應義塾大学)、石井太教授(慶應義塾大学経済学部)と可部繁三郎氏(日本経済新聞)から草稿執筆段階で受けた本質的な指摘は極めて重要だった。関野秀峰氏と亀本薫氏(総務省統計局)から国勢調査の実施方法等を含む調査全般について詳細な教えを受けた。また、社人研の菊池潤室長からは5つの「社会保障・人口問題基本調査」のサンプリングに関する資料、中川雅貴室長からは「人口移動調査」の標本誤差についての資料の提供を受けた。記し感謝申し上げたい。言うまでもなく、残された誤謬は筆者の責に帰す。

参照文献

- 石井太 (2004) 「標本設計 理論編」, 財団法人厚生統計協会編『よくわかる標本設計法—厚生統計で学ぶ標本設計の理論と実践—』, 第2部, 財団法人厚生統計協会.
- 岩澤美帆 (2008) 「初婚・離婚の動向と出生率への影響」『人口問題研究』第64巻第4号, pp.19-34.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2001) 『平成11年 国民生活基礎調査』, 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2001年3月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2006) 『平成16年 国民生活基礎調査 第1巻 解説編』, 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2006年3月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2010) 『平成21年 国民生活基礎調査』, 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2010年12月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2012) 『平成22年 国民生活基礎調査 第1巻 結果の概要 全国編 (世帯、所得・貯蓄)』, 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2012年3月.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2015) 『2014 (平成26) 年 国民生活基礎調査』, 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2015年12月.
- 厚生労働省政策統括官 (統計・情報政策担当) (2020) 『2019 (令和元) 年 国民生活基礎調査』, 厚生労働省政策統括官 (統計・情報政策担当), 2020年12月.
- 国民生活基礎調査の改善に関するワーキンググループ (2021) 「国民生活基礎調査の改善に関するワーキンググループ 報告書 (令和3年3月)」. (2022年11月19日アクセス: https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_18134.html)
- 国民生活基礎調査の非標本誤差の縮小に向けた研究会 (2018) 「国民生活基礎調査の非標本誤差の縮小に向けた研究会 報告書 (平成30年3月)」. (2022年11月19日アクセス: <https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000204385.html>)
- 国民生活基礎調査の標本設計・推定手法等に関する研究会 (2011) 「国民生活基礎調査の標本設計・推定手法等に関する研究会 報告書 (平成23年3月)」. (2022年11月19日アクセス: <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/20-21ronbun.html>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2001) 『第4回世帯動態調査 (1999年社会保障・人口問題基本調査) 現代日本の世帯変動』, 調査研究報告資料第16号. (2023年1月30日アクセス: <https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/127224.pdf>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) 『第5回世帯動態調査 (2004年社会保障・人口問題基本調査) 現代日本の世帯変動』, 調査研究報告資料第21号. (2023年1月30日アクセス: <https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/132274.pdf>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2011) 『第6回世帯動態調査 (2009年社会保障・人口問題基本調査) 現代日本の世帯変動』, 調査研究報告資料第28号. (2023年1月30日アクセス: <https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/data/pdf/206714.pdf>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2016) 『第7回世帯動態調査 (2014年社会保障・人口問題基本調査) 現代日本の世帯変動』, 調査研究報告資料第34号. (2023年1月30日アクセス: <https://www.ipss.go.jp/ps-dotai/j/DOI7/houkoku/Hhoukoku.pdf>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2022) 『第8回世帯動態調査 (2019年社会保障・人口問題基本調査) 現代日本の世帯変動』, 調査研究報告資料第39号. (2022年6月20日アクセス: <https://www.ipss.go.jp/ps-dotai/j/DOI8/houkoku/Hhoukoku.pdf>)
- 総務省 (2020) 「公的統計の整備に関する基本的な計画 (令和2年6月2日)」. (2023年1月30日アクセス: https://www.soumu.go.jp/main_content/000690298.pdf)
- 総務省統計局 (2022) 『令和2年国勢調査 調査区関係資料利用の手引き』, 総務省統計局.
- 菅桂太 (2007) 「近年の「国勢調査」日本人人口の精度に関する一考察」『人口学研究』第41号, pp.61-73.
- 菅桂太 (2009) 「離家とパートナー形成形成タイミングの日米比較」『人口問題研究』第65巻第3号, pp.40-57.

- 스가케이타・조성호 (2017) 「한국과 일본 청년층의 경제적 자립과 가족형성 간의 관계」 조성호 편저 『청년층의 경제적 자립과 가족형성에 관한 한일 비교분석』, 한국보건사회연구원, 제4장 제2절, pp.127-167. (2023年1月30日アクセス：<https://www.kihasa.re.kr/publish/report/view?searchText=%EC%A1%B0%EC%84%B1%ED%98%B8&page=1&type=all&seq=27828>) 菅桂太・チョソンホ (2017) 「地域差を考慮した若年者の自立と家族形成：日韓比較」, チョソンホ編著 『韓国と日本における青年層の経済的自立と家族形成間の関係』, 韓国保健社会研究院, 第4章第2節, pp.127-167.
- 鈴木透 (1997) 「世帯形成の生命表分析」 『人口問題研究』 第53巻第2号, pp.18-30.
- 鈴木透 (2003) 「離家の動向・性差・決定因」 『人口問題研究』 第59巻第4号, pp.1-18.
- 鈴木透 (2007) 「世帯形成の動向」 『人口問題研究』 第63巻第4号, pp.1-13.
- 鈴木透 (2014) 「全国世帯推計の方法論的諸問題」 『人口問題研究』 第70巻第2号, pp.81-96.
- 統計改革推進会議 統計行政新生部会 (2019) 『統計行政の新生に向けて～将来にわたって高い品質の統計を提供するために～』. (2023年1月30日アクセス：https://www.kantei.go.jp/jp/singi/toukeikaikaku/pdf/20191224_shinsei_honbun.pdf)
- 日本統計学会 (2019) 『公的統計に関する臨時委員会報告書—第1部毎月勤労統計調査の不正をめぐる事案に関する見解』. (2023年1月30日アクセス：https://www.jss.gr.jp/wp-content/uploads/kouteki_toukei_report_main.pdf)
- 西村清彦・山澤成康・肥後雅博 (2020) 『統計 危機と改革 システム劣化からの復活』 (Kindle版), 日本経済新聞社.
- 増淵知哉・中谷友樹・村中亮夫・花岡和聖 (2012) 「社会調査における回収率の地域差とその規定要因—個人および地域特性を考慮したマルチレベル分析—」 『地理学評論』 第85巻第5号, pp.447-467.
- 山口幸三 (2011) 『現代日本の世帯構造と就業構造の変動解析—公的統計のミクロ統計解説序説』 財団法人日本統計協会.
- Bongaarts, John (1978) "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility," *Population and Development Review*, Vol.4, No.1 (Mar., 1978), pp.105-132.
- Cameron, A. Colin and Pravin K. Trivedi (2013) *Regression Analysis of Count Data, Second Edition*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Doherr, Thorsten (2021) "ultimatch: counterfactual matching," Online. <Accessed on 2023/1/13 at <https://github.com/ThorstenDoherr/ultimatch> >
- Groves, Robert M., Floyd J. Fowler, Jr., Mick P. Couper, James M. Lepkowski, Eleanor Singer and Roger Tourangeau (2011) *Survey Methodology, Second Edition*, Wiley Series in Survey Methodology, Hoboken, NJ: Wiley.
- Little, Roderick J. A. and Donald B. Rubin (2020) *Statistical Analysis with Missing Data, Third Edition*, Wiley Series in Probability and Statistics, Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- Lohr, Sharon L. (2022) *Sampling Design and Analysis, Third Edition*, Boca Raton, FL: CRC Press.

巻末表 1 男女・年齢 5 歳階級別 有効回収世帯員数と標本フレーム世帯員数（推計値）、世帯回収率ウエイトの有無・種類別 離家経験割合（%）とその信頼区間

A. 男

	有効回収世帯員数	標本フレーム世帯員数(推計値)	離家経験割合(%)								
			ウエイトなし	モデル 1				モデル 2			
				点推定値	95%信頼区間		点推定値	95%信頼区間			
					下限	上限		下限	上限		
2009年(第6回)											
50歳未満総数	5,458	7,293	73.9	76.8	73.2	80.2	78.2	74.0	82.1		
18～19歳	281	374	29.6	37.0	31.0	44.8	43.6	36.0	53.3		
20～24歳	668	903	45.7	53.1	46.9	60.5	59.0	51.1	67.8		
25～29歳	679	1,000	64.7	72.3	68.1	76.5	74.7	69.8	79.4		
30～34歳	915	1,264	78.1	81.0	78.0	83.8	82.3	78.9	85.3		
35～39歳	1,069	1,405	81.9	83.4	80.7	85.8	84.2	81.2	87.0		
40～44歳	925	1,190	86.3	86.7	84.5	88.7	87.0	84.4	89.3		
45～49歳	921	1,157	87.8	88.2	86.1	90.1	88.5	86.4	90.3		
2014年(第7回)											
50歳未満総数	4,795	7,255	75.3	79.4	75.9	82.8	80.7	76.9	84.2		
18～19歳	245	356	27.3	35.4	28.9	44.4	41.8	34.2	51.7		
20～24歳	546	812	46.9	55.5	48.7	63.7	59.3	52.1	67.5		
25～29歳	613	1,051	69.8	78.7	74.6	82.6	80.1	75.1	84.8		
30～34歳	675	1,108	77.7	82.8	79.3	86.0	85.1	82.1	87.8		
35～39歳	850	1,297	82.5	86.0	83.2	88.6	87.1	84.7	89.3		
40～44歳	978	1,385	86.6	87.6	85.6	89.4	87.3	84.8	89.4		
45～49歳	888	1,244	87.7	88.3	86.4	89.9	88.7	86.7	90.5		
2019年(第8回)											
50歳未満総数	4,342	7,044	74.4	78.9	74.4	83.4	79.2	74.9	83.6		
18～19歳	245	444	35.2	50.2	38.9	66.5	54.7	43.3	70.8		
20～24歳	546	859	37.8	50.5	40.8	64.4	52.7	42.6	67.2		
25～29歳	613	898	60.7	73.5	68.2	78.6	73.5	67.7	79.1		
30～34歳	675	919	79.9	85.2	82.2	87.8	86.5	83.4	89.2		
35～39歳	850	1,159	83.8	86.8	83.6	89.6	86.9	84.3	89.2		
40～44歳	978	1,300	87.1	88.3	85.3	90.8	87.9	85.3	90.0		
45～49歳	888	1,465	87.9	88.8	86.6	90.7	88.3	86.1	90.2		

B. 女

	有効回収世帯員数	標本フレーム世帯員数(推計値)	離家経験割合(%)								
			ウエイトなし	モデル 1				モデル 2			
				点推定値	95%信頼区間		点推定値	95%信頼区間			
					下限	上限		下限	上限		
2009年(第6回)											
50歳未満総数	5,573	7,378	76.3	78.9	75.6	81.9	80.2	76.4	83.7		
18～19歳	284	367	22.8	29.0	24.0	35.6	36.9	30.2	45.6		
20～24歳	617	804	36.8	42.9	37.4	49.6	49.3	42.0	57.7		
25～29歳	776	1,121	64.8	71.6	67.3	75.7	75.0	69.9	79.9		
30～34歳	921	1,286	81.3	83.9	81.2	86.4	85.1	81.9	87.9		
35～39歳	1,073	1,400	89.5	90.8	89.2	92.2	91.2	89.3	92.8		
40～44歳	999	1,275	90.0	90.5	88.8	91.9	90.6	88.6	92.3		
45～49歳	903	1,124	91.8	92.1	90.7	93.3	92.0	90.4	93.4		
2014年(第7回)											
50歳未満総数	4,890	7,140	76.6	79.8	76.5	83.0	81.1	77.4	84.4		
18～19歳	297	438	33.1	41.8	34.2	52.4	49.9	41.4	60.8		
20～24歳	544	752	34.6	41.1	35.0	49.2	47.4	39.9	56.8		
25～29歳	608	937	63.5	70.6	65.9	75.3	72.5	66.8	77.8		
30～34歳	668	1,063	82.6	86.9	84.3	89.3	87.9	85.3	90.2		
35～39歳	889	1,332	87.9	89.3	87.1	91.3	89.0	86.7	91.0		
40～44歳	979	1,373	90.6	91.8	90.3	93.0	92.4	91.0	93.7		
45～49歳	905	1,243	93.2	93.6	92.5	94.5	93.6	92.3	94.6		
2019年(第8回)											
50歳未満総数	4,363	6,874	76.5	79.3	75.1	83.2	80.3	76.3	84.1		
18～19歳	255	460	16.1	23.6	17.1	35.7	25.6	18.3	39.4		
20～24歳	477	768	27.5	35.5	27.9	47.3	39.8	31.2	53.5		
25～29歳	434	763	60.4	70.6	65.1	75.8	71.5	65.4	77.3		
30～34歳	560	935	83.0	86.6	83.7	89.2	87.8	84.9	90.3		
35～39歳	708	1,099	90.5	91.8	89.7	93.6	92.5	90.7	93.9		
40～44歳	941	1,393	91.6	92.6	90.8	94.1	92.9	91.4	94.1		
45～49歳	988	1,457	91.0	91.6	89.8	93.1	91.9	90.4	93.2		

資料：巻末表 2 の回収率に関するポワソン回帰モデル推定値による世帯回収率ウエイトを用いて、世帯動態調査を再集計。ただし、世帯動態調査の対象となった調査区のうち、調査員調査不能により世帯名簿の作成ができなかった2009年(第6回)調査の1調査区と、t-4年国勢調査の調査区に対応するt+1年調査区を特定できなかった2009年(第6回)の5調査区(162世帯の有効回収134票)、2014年(第7回)の5調査区(245世帯の有効回収162票)、2019年(第8回)の6調査区(262世帯の有効回収114票)を除く。世帯主が18歳未満の世帯と性別か年齢が不詳の世帯主及び世帯員を集計対象から除く。有効回収世帯員数及び標本フレーム世帯員数(推計値)には、離家経験不詳を含む。(注)世帯員の年齢は世帯動態調査の調査時点のもの。95%信頼区間とは、回収率に関するポワソン回帰モデルに基づき推定されたウエイトの統計学的な信頼区間によって離家経験割合が確率的に取り得る上限と下限を指す。

巻末表2 回収確率に関するポワソン回帰モデルの発生率比 (Incidence Rate Ratio)^(注1) 推定結果

t年世帯動態調査 調査時の世帯(主)属性	2009年(第6回)				2014年(第7回)				2019年(第8回)			
	モデル1		モデル2		モデル1		モデル2		モデル1		モデル2	
	IRR	P値	IRR	P値	IRR	P値	IRR	P値	IRR	P値	IRR	P値
世帯主の男女・年齢												
男 ^(†)	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-
女	0.962	0.301	0.927	0.041	0.978	0.578	0.878	0.002	1.040	0.375	0.934	0.154
25歳未満	0.872	0.305	0.924	0.561	0.760	0.090	0.853	0.265	0.581	0.018	0.688	0.102
25～29	0.653	0.000	0.750	0.001	0.611	0.000	0.719	0.002	0.460	0.000	0.592	0.000
30～34	0.758	0.000	0.848	0.008	0.628	0.000	0.696	0.000	0.590	0.000	0.701	0.000
35～39	0.832	0.001	0.914	0.092	0.685	0.000	0.745	0.000	0.674	0.000	0.795	0.000
40～44	0.893	0.026	0.902	0.023	0.804	0.000	0.840	0.000	0.729	0.000	0.805	0.000
45～49	0.909	0.067	0.908	0.011	0.824	0.000	0.865	0.000	0.769	0.000	0.857	0.000
50～54	0.962	0.281	0.954	0.255	0.934	0.114	0.935	0.087	0.795	0.000	0.852	0.000
55～59	0.942	0.106	0.958	0.319	0.961	0.366	0.988	0.783	0.880	0.010	0.954	0.267
60～64	0.997	0.940	1.023	0.530	0.968	0.402	0.976	0.527	0.950	0.296	0.972	0.523
65～69 ^(†)	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-
70～74	1.016	0.683	0.951	0.208	1.016	0.723	0.951	0.176	0.933	0.182	0.933	0.031
75～79	1.056	0.253	0.990	0.787	1.004	0.915	0.955	0.241	0.956	0.359	0.943	0.091
80～84	1.047	0.386	1.000	0.997	0.984	0.721	0.943	0.222	0.984	0.786	0.962	0.366
85+	1.002	0.970	1.105	0.108	0.973	0.595	1.061	0.259	0.860	0.009	0.929	0.148
t年常住地の地域												
東京特別区 ^(†)	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-
政令指定都市	1.206	0.000	1.147	0.004	1.211	0.000	1.206	0.000	1.361	0.000	1.240	0.000
その他 東日本	1.385	0.000	1.246	0.000	1.358	0.000	1.245	0.000	1.561	0.000	1.326	0.000
その他 西日本	1.420	0.000	1.262	0.000	1.327	0.000	1.242	0.000	1.545	0.000	1.328	0.000
世帯の家族類型												
単独世帯 ^(†)	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-
夫婦のみ	1.342	0.000	1.282	0.000	1.351	0.000	1.346	0.000	1.486	0.000	1.387	0.000
夫婦と子	1.532	0.000	1.503	0.000	1.481	0.000	1.492	0.000	1.632	0.000	1.484	0.000
ひとり親と子	1.120	0.003	1.030	0.450	1.145	0.000	1.004	0.908	1.187	0.000	1.051	0.187
その他	1.400	0.000	1.263	0.000	1.287	0.000	1.122	0.008	1.395	0.000	1.203	0.000
住宅の種類と所有関係												
一戸建ての持ち家 ^(†)			1.000	-			1.000	-			1.000	-
共同住宅 及び 公営/ 公団賃貸			0.874	0.000			0.905	0.000			0.897	0.000
その他(民間借家等)			0.875	0.000			0.883	0.000			0.803	0.000
世帯主のt-5年常住地												
現住所(t年調査地) ^(†)			1.000	-			1.000	-			1.000	-
別住所			0.789	0.000			0.783	0.000			0.815	0.000
世帯主の配偶関係												
未婚			0.987	0.800			1.044	0.406			1.049	0.330
有配偶 ^(†)			1.000	-			1.000	-			1.000	-
死別			1.142	0.003			1.284	0.000			1.224	0.000
離別			1.044	0.391			1.132	0.018			1.124	0.027
不詳			0.296	0.000			0.274	0.000			0.151	0.000
定数項	0.459	0.000	0.575	0.000	0.479	0.000	0.567	0.000	0.387	0.000	0.515	0.000
対数 リスク人年 (オフセット)	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-	1.000	-
対数尤度	-1,169.3		-3,854.6		-1,197.5		-4,006.6		-1,195.9		-3,764.9	
N	504		2,888		505		3,026		509		2,956	
総リスク人年	15,504		15,504		16,104		16,104		16,140		16,140	

資料：t年世帯動態調査，並びにt-4～t+1年国勢調査に基づく世帯動態調査の調査対象調査区の世帯数（推計値）を用いて筆者算出。ただし，世帯動態調査の対象となった調査区のうち，調査員調査不能により世帯名簿の作成ができなかった2009年(第6回)調査の1調査区と，t-4年国勢調査の調査区に対応するt+1年調査区を特定できなかった2009年(第6回)の5調査区(162世帯の有効回収134票)，2014年(第7回)の5調査区(245世帯の有効回収162票)，2019年(第8回)の6調査区(262世帯の有効回収114票)を除く。

(†)レファレンス・カテゴリー。(注1)発生率はリスク人年（ここでは調査対象世帯数）あたりの発生率（すなわち有効回収確率）を指す。定数項の発生率比はすべての共変量がゼロのときの発生率（ベース・ライン発生率），各共変量の発生率比はリスク人年あたりの発生率のベース・ライン発生率に対する比を示す。P値は頑健標準誤差推定値による。

巻末表 3 回収確率に関するポワソン回帰モデルに用いる変数の平均と標準偏差

t年世帯動態調査 調査時の世帯(主)属性 ^(注1)	2009年(第6回)				2014年(第7回)				2019年(第8回)			
	モデル1		モデル2		モデル1		モデル2		モデル1		モデル2	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
有効回収数	22.3	38.3	3.9	13.7	21.6	35.4	3.6	12.1	19.8	35.6	3.4	12.4
世帯主の男女・年齢												
男 ^(†)	0.548	-	0.564	-	0.545	-	0.552	-	0.532	-	0.547	-
女	0.452	0.498	0.436	0.496	0.455	0.499	0.448	0.497	0.468	0.499	0.453	0.498
25歳未満	0.056	0.229	0.032	0.177	0.059	0.237	0.030	0.170	0.065	0.246	0.029	0.168
25～29	0.067	0.251	0.052	0.223	0.073	0.261	0.045	0.208	0.069	0.253	0.047	0.211
30～34	0.077	0.267	0.064	0.246	0.073	0.261	0.061	0.240	0.073	0.260	0.057	0.232
35～39	0.077	0.267	0.078	0.268	0.077	0.267	0.074	0.262	0.077	0.266	0.070	0.255
40～44	0.077	0.267	0.086	0.281	0.077	0.267	0.087	0.282	0.073	0.260	0.081	0.273
45～49	0.077	0.267	0.093	0.291	0.079	0.270	0.089	0.285	0.079	0.269	0.099	0.299
50～54	0.075	0.264	0.092	0.290	0.075	0.264	0.091	0.287	0.077	0.266	0.096	0.295
55～59	0.073	0.261	0.092	0.289	0.075	0.264	0.089	0.285	0.075	0.263	0.095	0.294
60～64	0.075	0.264	0.108	0.310	0.073	0.261	0.096	0.295	0.075	0.263	0.082	0.274
65～69 ^(†)	0.069	-	0.085	-	0.075	-	0.088	-	0.071	-	0.083	-
70～74	0.071	0.258	0.071	0.257	0.069	0.254	0.080	0.271	0.073	0.260	0.080	0.272
75～79	0.067	0.251	0.060	0.237	0.065	0.247	0.067	0.250	0.067	0.250	0.068	0.252
80～84	0.067	0.251	0.048	0.214	0.063	0.244	0.057	0.231	0.067	0.250	0.061	0.239
85+	0.067	0.251	0.037	0.190	0.063	0.244	0.046	0.209	0.063	0.243	0.052	0.222
t年常住地の地域												
東京特別区 ^(†)	0.236	-	0.171	-	0.236	-	0.170	-	0.224	-	0.158	-
政令指定都市	0.248	0.432	0.234	0.423	0.251	0.434	0.245	0.430	0.253	0.435	0.231	0.422
その他 東日本	0.260	0.439	0.320	0.466	0.253	0.435	0.303	0.460	0.261	0.440	0.332	0.471
その他 西日本	0.256	0.437	0.276	0.447	0.259	0.439	0.282	0.450	0.261	0.440	0.279	0.449
世帯の家族類型												
単独世帯 ^(†)	0.222	-	0.424	-	0.222	-	0.441	-	0.220	-	0.454	-
夫婦のみ	0.183	0.387	0.101	0.302	0.178	0.383	0.102	0.302	0.183	0.387	0.103	0.303
夫婦と子	0.163	0.369	0.107	0.310	0.166	0.373	0.104	0.305	0.181	0.385	0.106	0.308
ひとり親と子	0.212	0.409	0.220	0.414	0.214	0.410	0.221	0.415	0.202	0.402	0.212	0.409
その他	0.220	0.415	0.147	0.354	0.220	0.415	0.133	0.339	0.214	0.411	0.125	0.331
住宅の種類と所有関係												
一戸建ての持ち家 ^(†)			0.337	-			0.309	-			0.339	-
共同住宅 及び 公営/公団賃貸			0.263	0.440			0.295	0.456			0.280	0.449
その他(民間借家等)			0.400	0.490			0.396	0.489			0.382	0.486
世帯主のt-5年常住地												
現住所(t年調査地) ^(†)			0.663	-			0.655	-			0.679	-
別住所			0.337	0.473			0.345	0.475			0.321	0.467
世帯主の配偶関係												
未婚			0.221	0.415			0.222	0.415			0.210	0.408
有配偶 ^(†)			0.353	-			0.343	-			0.341	-
死別			0.146	0.353			0.144	0.351			0.122	0.327
離別			0.185	0.388			0.187	0.390			0.167	0.373
不詳			0.095	0.294			0.104	0.306			0.159	0.366
N	504	2,888	505	3,026	509	2,956						
総リスク人年 ^(注2)	15,504	15,504	16,104	16,104	16,140	16,140						

資料：t年世帯動態調査，並びにt-4～t+1年国勢調査に基づく世帯動態調査の調査対象調査区の世帯数（推計値）を用いて筆者算出。ただし，世帯動態調査の対象となった調査区のうち，調査員調査不能により世帯名簿の作成ができなかった2009年(第6回)調査の1調査区と，t-4年国勢調査の調査区に対応するt+1年調査区を特定できなかった2009年(第6回)の5調査区(162世帯の有効回収134票)，2014年(第7回)の5調査区(245世帯の有効回収162票)，2019年(第8回)の6調査区(262世帯の有効回収114票)を除く。

(†)レファレンス・カテゴリー。(注1)有効回収数は被説明変数，その他の共変量はすべて二項変数。ケース数Nは4個（もしくは7個）共変量の組み合わせ（理論上は約560通り，もしくは約16,800通り中）の観測数である。(注2)総リスク人年は世帯動態調査の調査区世帯名簿の世帯数に対応する。

Patterns of Unit Nonresponse Biases in the National Survey on Household Changes: Did the Japanese Youths under the Ages of the Fifty Leaving the Parental Home Decrease in the Late 2010s?

SUGA Keita

This study examines and assesses the accuracy and precision of the National Survey on Household Changes in the face of increasing non-sampling errors due to substantial declines in response rates over the past decades. In general, a detailed assessment of a unit nonresponse in household surveys is cumbersome because we need a complete list of household heads by their characteristics at the time of the survey. For this purpose, we derive small-area household estimates for the enumeration area of the survey corresponding to that in the Population Census of Japan (the size of households is about fifty in each area) by interpolating changes in the number of households by their characteristics such as migration status, marital status, age and sex of heads, and housing type. We then estimate the Poisson regression models for the nonresponse probability of the household head, with using the household estimates for the sampling frame as the exposure. We obtain predictions and their confidence intervals for the inverse probability weights.

As an empirical application, we compare the rate of the population who ever left the parental home before the age of fifty between with and without the nonresponse weight of several models. The rate suffers severely from the nonresponse of lone households whose coverage is often among the worst in a sample survey.

The results show that the expansion of nonresponse from 2014 to 2019 critically caused the decline in the rate of the population who ever left the parental home in the age twenties. Moreover, the confidence intervals of the age twenties significantly widened in the same period. The precision and accuracy of a survey are increasingly dependent on the shrinkage of the cohort size due to fertility decline.

Keywords: Precision and accuracy of a survey, response rate, non-sampling errors, leaving the parental home

研究論文

離婚に伴う女性の経済状況の変化

—長期パネルデータを用いた再検討—

齊藤 知洋

1990年代に日本の有配偶離婚率は急上昇し、ライフコースの中で離婚や再婚を経験する人々が増加傾向にある。離婚はとりわけ女性の経済状況を悪化させることが指摘されているが、(1) その影響力がライフコースを通じて持続するのか、そして(2) 離婚と女性の経済的状況の関連がコーホート・時代によって変化が生じているかについては、十分な検証がなされていない。本稿では、これら二点に関して過去30年間にわたり収集された国内パネルデータ（消費生活に関するパネル調査）を用いて検討した。固定効果モデルを適用した分析結果からは、次の諸点が明らかとなった。第一に、離婚発生年では女性は等価世帯収入を約32%減少させるが、発生10-14年後にはその経済的損失は約23%に留まる。第二に、こうした離別効果の逡減傾向は、1994-2005年離別コーホートのみに当てはまる。第三に、後のコーホート（2006-20年）では離婚による世帯収入の減少傾向が10年近くにわたり持続し、とりわけ若年層・非大卒・無子女性の間で経済的損失が大きい。以上の結果は、離婚リスクと再婚機会の階層化、非正規雇用を中心とする女性の就労化は、近年ほど社会経済的に不利な離別女性の経済状況を悪化させるリスク要因として作用していることを示唆する。

キーワード：離婚、再婚、世帯収入、ライフコース、パネルデータ

I. 問題の所在

1970年代以降に多くの先進諸国が経験した婚姻・配偶関係構造の変化は、人々の家族生活、さらには貧困・社会的孤立をはじめとする社会的リスクの様相を理解するうえで重要な人口学的事象である。出生力低下と連動する晩婚・非婚化と並んで、日本社会における婚姻行動の変化として注目すべきは、1990年代以降の有配偶離婚率の著しい上昇である。

戦後日本の有配偶離婚率は、1970年代半ばに下降から上昇に転じ、2000年代前半にはピークに達した（2000年：男性5.90%、女性5.93%）¹⁾。「人口動態統計」（厚生労働省）を用い

1) 国立社会保障・人口問題研究所の『人口統計資料集（2022）』の表6-11の公表値（https://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2022.asp?fname=T06-11.htm、2022年11月17日最終確認）。

た推計（1980～2000年）からも、今日の結婚のおよそ三分の一が結婚20年後には離婚に至るとされ、わが国が欧米と並ぶ離婚社会へと変貌を遂げたことが指摘されている（Raymo et al. 2004）。その帰結として、結婚市場における離別者人口は着実に増加し続け、婚姻件数に占める再婚（夫婦またはその一方が再婚）の割合も18.3%（1990年）から26.4%（2020年）へと上昇している（厚生労働省「人口動態統計」）。

離婚や再婚の増加に代表される人々の婚姻行動の変容は、女性の高学歴化や雇用機会の増大（脱主婦化・経済的自立性の高まり）、そして個人主義化・世俗化に伴う脱伝統的な家族規範の受容・浸透などによる産物であるとの見方が有力視されてきた（van de Kaa 1987, Lesthaeghe 1995）。一方で、家族形成行動の多様化には社会経済的階層による差異が存在し、離婚や婚外同棲の形成（解消）といった婚姻関係の不安定化が、近年ほど社会経済的に恵まれない人々の間で生じやすいことも同時に指摘されている（McLanahan 2004, 林・余田 2014, Raymo and Iwasawa 2017）。

家庭内の性別役割分業を前提に労働市場や社会政策が整備されてきた先進国において、結婚はとりわけ女性に対して経済的な生活保障を付与する社会制度として機能する。そのため、欧米諸国では離婚（離別）²⁾が人々の経済的なウェルビーイング（well-being）にもたらす影響について、1980年代以降に実証的研究が精力的に進められるようになった（Duncan and Hoffman 1985, Poortman 2000, Andreß et al. 2006など）。日本においても、離婚が女性や子どもの貧困と密接な関連を持つことが指摘され（阿部 2008, 村上 2011）、階層差を伴う離婚リスクの増大は、世代を越えた格差・不平等の継承・再生産に繋がることも懸念されている（McLanahan and Persheski 2008, Raymo and Iwasawa 2017）。

しかしこうした重要性にもかかわらず、日本国内では、離婚と人々の経済的地位の変化との関連について詳細な分析を行った先行研究はいまだに稀少であり（村上 2011）、新たに検証すべき課題も残されている。それは、大きく二つに整理できる。第一に、離婚後における個人の経済状況の変化をより動的に捉えるライフコース的視点の欠如である。この点は後述するように（第Ⅱ節）、国内で利用可能な社会調査データの不足と制約に起因している。第二に、離婚と世帯収入変動の関連におけるコーホート・時代的变化の検証である。離別者が受ける経済的不利益の規模・程度は、その離婚が発生した社会経済的文脈に依存すると推測されるが、この点を検証した先行研究は国内外ともに少ない（Smock 1993, Bröckel and Andreß 2015, Bayaz-Ozturk et al. 2018）。

そこで本稿では、過去30年間にわたり同一個人を追跡した日本国内の長期的パネルデータを用いることで、離婚前後における女性の経済状況（世帯収入）の変化について新たに検討する。

2) 本稿では法的婚姻関係の解消を指す離婚（divorce）を分析対象とするが、国外の先行研究の多くは別居や婚外同棲の解消も含む離別（separation）の影響力を検討している。そのため、以下では先行研究に従って「離別」という語を使用する場合があるが、本稿では離婚と離別を同義の用語として互換的に扱うことにする。

II. 先行研究の整理

1. 離婚（離別）に伴う女性の経済状況の変化

離婚は、結婚を通じて配偶者から得られる手段的・表出的（情緒的）サポートや親族ネットワークをはじめとする諸資源の喪失を意味する。1960年代に米国が経験した急激な離婚率の上昇は、貧困の女性化（feminization of poverty）を顕在化させ、以来、離婚前後における世帯収入の変動過程を精緻に推計する試みが過去半世紀以上にわたりなされてきた。その実証研究が展開されるにあたり、米国の所得動態パネル調査（Panel Study of Income Dynamics: PSID）に代表される、同一の個人・世帯を継続的に追跡調査したパネル（縦断的）データの収集と分析が重要な役割を担ってきた³⁾（Bayaz-Ozturk et al. 2018）。

一連の分析からは、離別による経済的損失が男性に比べて女性で大きく、その傾向が時代や国家・地域の枠を越えて共通して観察されている（Duncan and Hoffman 1985, Poortman 2000, Andreß et al. 2006）。Mortelmans（2020）のレビューによれば、女性は離別によって世帯収入を約25～46%減少させるのに対し、男性ではその減少が2～23%程度に留まる⁴⁾。こうした離別効果（separation effect）に存在するジェンダーの非対称性は、主に二つの要因によって生じる（Andreß et al. 2006, de Vaus et al. 2017）。ひとつ目は、結婚・出産に伴う職業キャリアの中断である。経済学の結婚理論が指摘するように、性別役割分業体制が強固な社会では、生殖とケアに関わる家族イベントは女性に対して労働市場からの退出と家庭内無償労働（家事・育児）への専従を強く要請する（Becker 1981）。その結果、人的資本の減価と喪失を経験しやすい有配偶女性は男性稼得者への経済的依存度（economic dependency）を高め、離別後には生活・経済水準の著しい低下を引き起こすことになる⁵⁾。

もう一つの要因は、育児ニーズによる労働制約である。離婚後、女性は世帯内の経済的ニーズを充足させるために、自らの有償労働時間を増加させる（DiPrete and McManus 2000）。その一方、扶養義務のある未婚子が世帯内にいる場合、母親の多くが離別後に実子との同居（すなわち、母子世帯の形成）を選択している（Raley and Sweeney 2020）⁶⁾。

3) 離別の経済的帰結に関する先行研究で用いられている海外のパネルデータとして、PSIDの他にドイツの社会経済パネル調査（German Socio-Economic Panel: SOEP）や、イギリスの英国世帯パネル調査（British Household Panel Survey: BHPS）、欧州共同体世帯パネル調査（European Community Household Panel: ECHP）などが挙げられる。

4) さらに、多くの男性にとって離別は要扶養者（専業主婦・未婚子など）との世帯分離を意味することから、離別後に男性の等価世帯可処分所得が増加するという分析結果も得られている（de Vaus et al. 2017, Mortelmans 2020）。ただし、離別男性は未婚男性と同程度に相対的貧困率が高く、メンタルヘルスや社会ネットワークなどの非金銭的側面において不利が見られることも指摘されている（大石 2012, 齊藤 2022）。

5) 男性についても、世帯内で妻の稼得役割が大きく、世帯収入に占める妻収入の貢献度が高い者ほど、離別に伴う経済的損失が大きいたことが観察されている（McManus and DiPrete 2001）。

6) 日本では、親権を行わなければならない未婚子がいる夫婦の離婚件数のうち、母親が全児の親権を担う割合は71.4%（1990年）から84.7%（2020年）へと増加基調にある（厚生労働省「人口動態統計」）。

未婚子との同居は、稼得と育児の二重役割が離別女性に重くのしかかると同時に、世帯規模の経済性 (economies of scale) が損なわれる。その結果、子ども数や幼い子どもとの同居 (末子年齢) は離別女性のフルタイム就労を阻害し (Harkness 2018, 斉藤 2020), 離別による経済水準の低下がシングルマザーで相対的に大きい傾向にある (Assave et al. 2007, Harkness 2018)。

こうした労働市場や家庭内におけるジェンダー不平等に加えて、福祉レジームや家族政策などの制度編成によって、離別がもたらす経済的不利益に差異があることも確認されている (Uunk 2004, Andreß et al. 2006)。この先進諸国間の多様性は、離婚という家族リスクへの対処資源の供給・調達や家族福祉の責任を政府・市場・家族がどの程度担うのかという、各国の福祉政治の立場を色濃く反映したものである。西欧諸国を対象とした国際比較分析からは、ひとり親への福祉政策 (育児サービス・社会保障給付費など) の充実度・寛大度 (generosity) が高い国 (例: スウェーデンなど) では離別効果が総じて小さく、一方で離婚リスクへの対処資源の供給源が労働市場や家族に偏りが見られる国 (アメリカ・イタリアなど) では離別後の経済的損失が大きい (Andreß et al. 2006, de Vaus et al. 2017)。

日本は、家族関係社会支出費 (対 GDP 比) が 2% 未満と OECD 諸国の中でも低水準に位置し⁷⁾、人々の生活保障において家族成員間の私的扶養に高い価値が置かれる家族主義 (新川 2005) に分類される。上記の諸知見をふまえると、日本における離別女性の経済的不利は他の先進諸国に比べて大きいことが推測される。1959-69年生まれの女性を対象とした日本のパネルデータ (詳細は第Ⅲ節) を用いた村上 (2011) の推計によると、離婚後に女性は等価世帯収入を平均30%程度低下させており、その減少量は国際的に見ても決して小さくないと結論付けている。

2. 離別効果の経年的変化とコーホート・時代差

パネルデータを用いることの最大の利点は、調査対象者の婚姻状況と世帯収入に関する情報を長期間にわたり収集することで、離別前後の経済状況の経時的 (動的) 変化を捕捉できる点にある (Duncan and Hoffman 1985, Manting and Bouman 2006)。さらに、その経時的変化の軌跡 (trajectory) にコーホート・時代差が観察されるのか否かに関しても、長年にわたるパネルデータの蓄積によって、2010年代以降に実証分析が見られるようになった (Bröckel and Andreß 2015, Bayaz-Ozturk et al. 2018)。

この経時的変化に関しては、離別後に減少した世帯所得が個人のライフコースが進むにつれて、次第に回復してゆく傾向が示されている (Manting and Bouman 2006)。その回復速度を左右する個人・世帯の社会人口学的要因として、大きく二つの経路が存在する⁸⁾ (de Vaus et al. 2017)。第一の経路は、離別者の労働供給の増加 (就労化) である。

7) 数値は、OECD Family Database "PF1_1_Public_spending_on_family_benefits" に基づく (<https://www.oecd.org/els/family/database.htm>, 2022年11月7日最終確認)。

8) 先行研究の中には、第三の経路として親元 (定位家族) への帰家 (boomerang effect) を指摘するものも存在する (Mortelmans 2020)。

離別女性は男性配偶者に代わり主たる稼得者 (breadwinner) として結婚時に比べて労働市場への関与を高める (DiPrete and McManus 2000, Tamborini et al. 2015). 一方、離別以前の職業経歴や幼い子どもの存在による高い育児ニーズは、先述のとおり離別女性に強い労働制約をもたらし、就労所得に直接的な影響を及ぼす。それゆえ、各国の家族政策は、離別女性の就労行動を促進・抑制させる社会的装置として作用する (Andreß et al. 2006).

第二の経路は、再婚による新たな男性稼得者の獲得である。賃金・待遇・昇進をはじめとする労働市場におけるジェンダー不平等度が大きい社会では、世帯内の経済的ニーズが高い離別女性ほど、再婚は低所得・貧困からの脱出において有効な家族選択である (Manting and Bouman 2006). 欧州11ヶ国を分析対象とした Dewilde and Uunk (2008) の推計では、再婚は等価世帯所得を平均26%上昇させており、学歴と並んで世帯の経済水準を向上させる緩衝効果 (buffering effect) を持つと指摘している。

離別効果のコーホート・時代差については、離別を経験する人口群の構成変化 (composition change) の視点から大きく二つの説明が提示されている。一つ目は、離別効果が近年の離別コーホートほど減少しているという立場である。近年では、育児期を含む有配偶女性の就労化が促され、離別後の稼得収入は上昇基調にある (Tamborini et al. 2015). さらに、欧米各国でその割合を高めている婚外同棲カップルは、法律婚夫婦に比べて、女性の就業率や若年・無子割合が高く、生計を独立とする傾向が強い (Manting and Bouman 2006, Tach and Eads 2015). こうした既婚女性の経済的自立性の高まりや婚外同棲カップルの増加は、女性にとって離別前後の経済水準の低下を抑制する方向に寄与する。

もう一つの立場は、反対に、近年のコーホートほど離別効果が増大しているという見方である。離婚や若年出産をはじめとする家族生活上のリスクは近年では階層間格差が拡大しつつあり、離別リスクは非大卒者間で高まっている (McLanahan 2004, 林・余田 2014). さらに、離別後の経済的リスクへの対処方法でもある再婚は、近年ほどその経験率が低下傾向にあることが国内外で報告されており (Raley and Sweeny 2020, 余田 2014), その傾向は非大卒層で強い (余田 2014, Song 2022). これらの知見は、離別状態に移行、あるいは滞留する女性が近年ほど社会経済的に不利な層に偏重しており⁹⁾、経済状況に対する離別効果が増大・持続化することを含意している。

以上の理論的説明・予測に関して、国外の先行研究では離別効果の低下を指摘するもの (Tach and Eads 2015) や、同効果の増大傾向を支持するもの (Bayaz-Ozturk et al. 2018), そして離別コーホート・時代間には差異が見られないとする分析結果 (Smock 1993, Bröckel and Andreß 2015) が得られており、知見は一貫していない。その要因と

9) ただし、欧米では再婚率の低下が必ずしも無配偶 (離別) 状態の長期化を意味するわけではない点は注意を要する。Song (2022) の推計では、米国女性は離別後5年以内におよそ半数が新たな配偶 (パートナー) 関係を形成しており、ヒスパニックや黒人、非大卒者を中心に再婚よりも婚外同棲を選択する傾向にあることが示されている。

して、分析対象とする国家やコーホート（時代）、そして離別前後の観察期間（離別経過年）が先行研究間で異なっていることが考えられる。さらに日本においては、離婚の発生経過年を区別せずに推計を行っていることや、分析対象も単一コーホート（single cohort）に限定されるなど（村上 2011）、使用データの制約に起因する方法論的課題が少なからず存在しているのが現状である。

3. 研究課題

以上の研究動向をふまえ、本稿では過去30年近くにわたり収集された国内の長期パネルデータを用いることで、新たに三つの研究課題を検証する。第一に、個人のライフコースの観点から、離婚に伴う女性の経済水準の低下がどの程度持続するのかを推計する。より具体的には、離別発生年から経過14年後までの計15年間の世帯収入変動に着目する。その際、日本国内の先行研究では十分に注目が払われてこなかった離別女性の再婚移行と就労行動の変化も併せて確認する。それにより、欧米各国で示されている「離婚経過年とともに、世帯収入に対する離別効果は逡減・消失する」（仮説1）という経験的傾向（Manting and Bouman 2006）が、日本社会においても観察されるのかを検証することにした。

第二に、離別前後の世帯収入変動に関してコーホート・時代による差異が存在するのかを評価する。以下の分析では、後述する使用データのサンプルサイズと調査期間（1993-2021年）における時代的文脈を考慮し、離別発生年が2005年以前とそれ以降の二つのコーホート（1994-2005／2006-20年）間で比較分析を行う。前者の1994-2005年離別コーホートは、日本社会で有配偶離婚率が急速に上昇すると同時に、有配偶女性の就労率の上昇や共働き世帯数が専業主婦世帯を上回った時期に離別を経験した人口群である。後者の2006-20年離別コーホートは、有配偶離婚率が緩やかに低下を続ける一方で、2008年のリーマン・ショックに伴う日本国内の雇用情勢や景気の悪化を経て、女性の非正規労働化が安定的に維持された時期に離別を経験した層である¹⁰⁾。国外の先行研究の知見が混在していることをふまえ、世帯収入に対する離別効果が近年の離別コーホートで減少しているとする（仮説2A）と反対に後の離別コーホートで増大しているとする（仮説2B）を設定し、相反する二つの仮説の妥当性を検証する。

第三に、離別コーホート間の差異に加えて、離別効果が特定の社会人口学的属性を持つ女性の間で増大（減少）したのか否かを検討する。この離別効果の異質性に関しては、II.1節やMortelmans（2020）の整理に従い、離別後の女性の経済状況を大きく左右すると考えられる三つの要因——回答者年齢・最終学歴・末子年齢——に着目することにした。

10) 2006-20年離別コーホートは、2002年の母子及び寡婦福祉法と児童扶養手当法の改正により、受給期間に応じた児童扶養手当支給額の一部減額措置が導入され（2008年に事実上凍結）、母子福祉政策が「給付から就労」への転換が進められた時期とも重なる。

Ⅲ. データと方法

1. データセット

使用するデータは、公益財団法人・家計経済研究所（1993～2017年）および慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター（2018～2021年）が実施した「消費生活に関するパネル調査」（Japanese Panel Survey of Consumers, 以下 JPSC と表記）の全29回分の個票データである。JPSC は、結婚や出産を通じて経験する家計・就業・家族関係をはじめとする家族生活の変化を女性の視点から多面的に把握することを目的とし、1993年の第1回調査以降、毎年10～11月に実施されたパネル調査である（最終調査回は2021年10月）。第1回調査（1993年）の調査対象は、層化二段無作為抽出法によって選ばれた当時24～34歳（1959～69年生まれ）の女性である（コーホート A）。同調査の有効回収率は41.4%であり、その後概ね5年おき（1997・2003・2008・2013年）に各時点で24～29歳の女性を新たに無作為抽出し、調査対象に追加している（コーホート B（34.3%）・C（28.4%）・D（30.5%）・E（27.3%）、括弧内数値は初回調査の有効回収率）。

JPSC の最大の利点は、1959～89年生まれの女性の家族生活およびライフコース上の変化を最大30年近く追跡しており、各対象コーホートの回答継続率も平均90%以上を維持している点にある。そのため、統計分析に耐えうるだけの離婚・再婚経験者のケース数を十分に確保したうえで、離婚前後の世帯収入変動を検討するという本稿の分析目的に適した数少ない長期パネルデータであるといえる。

2. 分析対象と変数

分析対象は、調査期間中に初婚有配偶であった者、または初婚配偶者との離別を経験した女性である。JPSC では、調査票の種類（有配偶票／無配偶票）、過去1年間（去年10月～今年9月）の生活変動¹¹⁾、初回調査以前の配偶者との離死別経験の有無に関する調査項目をもとに各年の配偶関係を把握することができる。これらの回答情報をもとに、各調査時点の婚姻状況を6カテゴリ（未婚／初婚有配偶／初婚後離別／初婚後死別／再婚／再婚後離死別）に分類した。

そのうち、本稿では①初婚有配偶（ $t-1$ 年）から初婚後離別（ t 年）、そして②初婚後離別（ $t-1$ 年）から再婚（ t 年）への調査時点間の婚姻状況の変化に着目する。離別経験を表す独立変数は、初婚配偶者との離別経過年を表すダミー変数（離別発生年～発生14年後）を用いる。また、再婚については同イベントが発生した場合は1、それ以外を0とするダミー変数を作成し、発生経過年による区分は行わない。これは、再婚経験ケースの制約によるものである。

11) 具体的には、以下の設問の回答情報を用いた（「あなたが離婚・別居して別の世帯を形成した」「あなたが結婚して別の世帯を形成した」）。

従属変数である世帯収入は、昨年一年間の年間収入を用いる。JPSCでは、「夫の年収」「妻（あなた）の年収」「夫婦の共通の年収」「（夫婦以外の）他の世帯員の年収」についてそれぞれ実数値（万円）を記入する回答形式を採用している。それにより一定の所得階級幅（例：100～200万円）をとった回答番号を選択する一般的な方法に比べて、より正確な世帯収入を把握することが期待できる（村上 2011）。上記四項目は、いずれも「勤め先の収入」「事業収入」「財産収入」「社会保障給付」「その他の収入」によって構成され、それぞれの内訳金額を尋ねている。分析では、これらの項目から算出された世帯収入（合計値）を世帯人数の平方根で除した等価世帯収入（equivalized household income）を用いる¹²⁾。ここで注意すべきは、この年間収入は調査時点（t年の10～11月）から一年前の経済状況（t-1年の1～12月）を指している点である。分析では村上（2011）と同様に、婚姻状況の変化に伴う世帯収入変動をより正確に計測するために、ある調査時点（t年）の世帯年収はその翌年の調査回（t+1年）の回答情報を用いる¹³⁾。

他の共変量は、同一対象者において調査時点間で属性が変わりうる時変（time-variant）変数と、一貫して変化しない属性を表す時不変（time-invariant）変数の二種類から成る。時変変数は、回答者年齢、学卒後就業年数、現職の雇用形態、末子年齢、実親同居、調査年である。学卒後就業年数は、無業期間を除く累積就労年数を表し、回答者年齢とともに二乗項を含める。現職の雇用形態は、「正規雇用・自営業」「非正規雇用」「無業」、そして末子年齢は、「未就学児（0-5歳）」「就学児（6-18歳）」「子どもなし」3のカテゴリから成る。時不変変数は、初婚配偶者との離別発生年を表す離別コーホート（1994-2005／2006-20年）と回答者学歴（非大卒／大卒）である。

分析対象は、上記の使用変数に有効回答が得られた2,572人であり、離別および再婚を経験したケースはそれぞれ281ケース、66ケースであった。分析では、婚姻状況が初婚有配偶、初婚後離別、再婚のいずれかであるレコードに限定し、初婚後に死別や2回目の離別を経験したケースは、それらのイベントが発生した以降のレコードは集計から除外した¹⁴⁾。

12) この等価世帯収入は、消費者物価総合指数（基準：2020年）による実質化を施している。なおJPSCでは、昨年1年分（あるいは先月9月の1ヵ月分）の税金・社会保険料を「夫」「妻」「夫婦・子ども以外の世帯員」別に尋ねているため、それらを控除した等価世帯所得を用いることも技術上可能である。しかし、これら調査項目の項目無回答割合は3割前後と高く、離別・再婚ケースのサンプルサイズを十分に確保することを優先し、分析では村上（2011）と同様に使用を断念した。控除前後の経済水準を比較することで家族（母子福祉）政策が離別女性の所得再分配に寄与しているかを検証できるが（Bayaz-Ozturk et al. 2018）、この点については今後の課題とする。

13) 過去1年間の世帯の経済状況を回顧的に尋ねる方法は、他の国内外のパネルデータでも採用されているが、調査実施および離別（別居）発生の時期によって、離別前後の世帯収入を正確に回答・測定することは困難を伴うとの指摘もなされている（Burkhauser et al. 1986）。さらにJPSCの無配偶票には、「（元）夫の収入」の回答欄は設けられておらず、ある調査時点（t年）で離別した対象者が離婚前（t-1年）の元配偶者の収入を「他の世帯員の年収」に含めていないケースも一定数存在する可能性がある。こうした測定上の問題を考慮したうえで、分析結果を解釈する必要がある。

14) 本稿では、離別前後の就労行動の変化にも着目することから、労働市場からの引退期とも重なる60歳以降のレコード（全レコードの1%弱）も集計から除外している。

3. 分析方法とモデル

上記の研究課題を検討するにあたり、以下の分析を進める。はじめに、調査期間中に観察された離別および再婚行動に初婚・離別コーホート間で変化が見られるのかをイベント・ヒストリー（生存時間）分析をもとに確認する。次に、離別発生前後における女性の就業率と等価世帯収入の変化を離別コーホート別に記述する。

これら記述的分析の結果をふまえ、離別の発生が女性の経済状況に及ぼす影響について、固定効果モデル（fixed-effects model）による推計を行う。固定効果モデルは、同一回答者による複数時点の回答情報から構成されるパネルデータに適用される統計手法の一つである。同モデルの利点は、時不変の観察されない異質性（unobserved heterogeneity）を統計モデル上で統制し、注目する独立変数（時変変数）の効果（回帰係数）を推計できる点にある（Allison 2009）。基本モデルは、(1.1) 式のとおりである。

$$\ln Y_{it} = \alpha + \sum_{k=0} \gamma_k \text{divorce}_{it} + \delta \text{remarriage}_{it} + X'_{it} \beta + \tau T_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (1.1)$$

同式の左辺は従属変数を表す等価世帯収入（対数変換，単位：10万円）を表す。そして、右辺の第一項 α は切片，第二項 γ_k および第三項 δ はそれぞれ離別発生経過年（ k ：離別発生年～14年後）と再婚発生の主効果を表す。これらのダミー変数の回帰係数および有意水準をもとに、等価世帯収入に対する離別効果の経時的変化（仮説1）と再婚効果の有無を評価する。そして、第四項 $X'_{it} \beta$ は他の時変変数を表す共変量ベクトル，第五項 τT_{it} は調査年，第六項 φ_i は個体効果，第七項 ε_{it} は誤差項である。なお、離別効果のコーホート差（仮説2A・2B）を検証する際には、離別発生経過年と離別コーホート間の交互作用項を(1.1)式に追加する。

IV. 分析結果

1. 離婚・再婚経験率のコーホート比較

はじめに、初婚配偶者との離別，およびその後の再婚行動にコーホート差が見られるのかを確認する。図1は、Kaplan-Meier法をもとに累積初婚継続確率（ $=1 - \text{離別経験率}$ ）と累積離別継続確率（ $=1 - \text{再婚経験率}$ ）をそれぞれ算出したものである。集計対象となるリスクセットは、前者で初婚継続者（ $n=2,572$ ），後者で離別継続者（ $n=281$ ）である。

図1（左パネル）の累積初婚継続確率（観察期間：20年間）を見ると、1978-89年初婚コーホートの離別経験率は初婚15年後で4.8%，20年後で9.3%に留まるのに対し¹⁵⁾，後の二つの初婚コーホート（1990-2005/2006-20年）では同経験率が相対的に高く，初婚15年後にはリスク人口の約14%の女性が離婚を経験している（ $\chi^2_{LR}=24.42$ ， $p<.001$ ）。近年の初婚コーホートほど離別リスクが高い傾向は、1945年から1994年の間に初婚を経験した男女を分析対象とした林・余田（2014）によってすでに指摘されているが、2000年以降に初婚を経験した人口群についても1990年代の初婚経験群と同程度の離婚リスクが認められる。

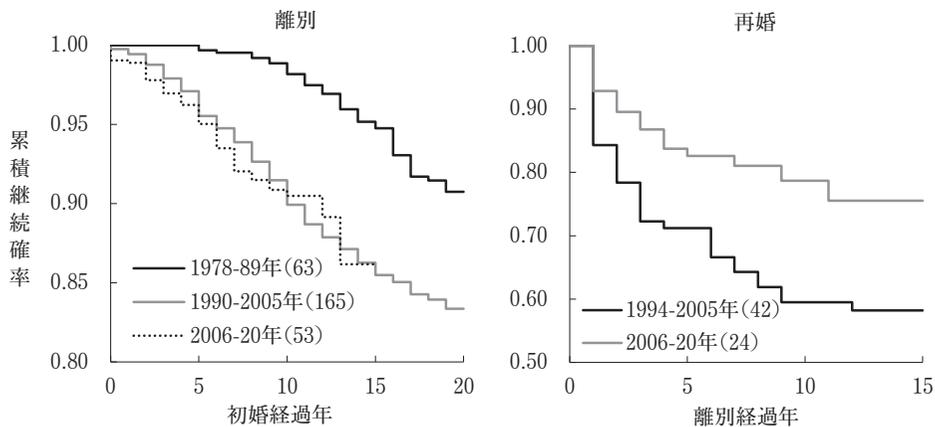


図1 離別・再婚生起に関する生存時間分析 (Kaplan-Meier 法)

(注) 各コーホートの括弧内数値は、それぞれ離別・再婚イベントの発生数。

図1 (右パネル) の累積離別継続確率 (観察期間: 15年間) についても、二つの離別コーホート間で再婚経験率に有意差が認められる ($\chi^2_{LR}=8.11, p<.01$)。同パネルを見ると、1994-2005年離別コーホートでは、離別後5年以内にはリスク人口の28.8%が再婚を経験しているが、2006-20年コーホートでは同経験率は16.3%に留まる。離別15年後の時点では、二つの離別コーホート間で再婚経験率の差異が17.3%ポイント存在し、近年ほど離別女性の非再婚化が進行している。

さらに、これらの離別・再婚行動のコーホート変化は、女性自身の学歴階層による差異を伴って生じている。表1は、初婚 (離別) コーホート別に離別・再婚の累積経験率を最終学歴 (非大卒/大卒) 別に算出したものである。1978-89年初婚コーホートでは、離別リスクに学歴間で統計的に有意な差異は観察されないが ($p>.10$)、1990年代以降の二つの初婚コーホートでは非大卒の女性ほど離別経験率が相対的に高くなっている ($p<.001$)。再婚に関しては、2006-20年離別コーホートについてのみ再婚経験率に学歴差が認められ、大卒女性は非大卒者と比べて同経験率が高い ($p<.01$)。これらの結果からは、近年の非大卒女性は、初婚配偶者との離別リスクの高まりとその後の再婚機会の低下を同時に経験することで、離別に伴う経済状況の不安定性が長期化している可能性が示唆される。

15) このコーホートでは、第1回調査 (1993年) 以前に初婚配偶者との離別を経験した者はリスクセットから除外されるため、累積離別経験率が過小推計されている可能性がある点は注意を要する。ただし、同コーホートの初婚15年・20年後の累積離別経験率は、横断的調査 (日本版総合的社会調査) を用いた林・余田 (2014: 53) の推計値 (図表-2, 1975-94年結婚コーホート (女性)) と近似している。

表1 初婚・離別コーホートと学歴別に見た離婚・再婚の累積経験率

[離別]		(%)					
		初婚コーホート					
		1978-89年		1990-2005年**		2006-20年*	
初婚経過年		非大卒	大卒	非大卒	大卒	非大卒	大卒
0		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
5		0.0	0.0	3.0	2.4	4.8	2.0
10		1.2	0.0	9.1	4.6	11.0	5.6
15		4.8	5.0	14.9	6.4	17.5	5.6
20		8.9	13.4	18.2	6.4	—	—

[再婚]		離別コーホート			
		1994-2005年		2006-20年**	
離別経過年		非大卒	大卒	非大卒	大卒
0		0.0	0.0	0.0	0.0
5		23.8	40.0	9.1	23.3
10		37.3	47.5	9.1	34.8
15		39.2	47.5	14.7	34.8

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$.

2. 離別前後の女性の就業率の経時的変化

先述のとおり、女性は離婚に伴う経済水準の低下を補填するために自らの労働供給を増加させることが予想される。表2は、離別前後（離別2年前～5年後）の就業状況を離別コーホート別に示したものである。

就業率（全体）に着目すると、1994-2005年に離別を経験したコーホートでは、離別2年前の就業率は51.8%であるが、離別発生年では69.2%まで上昇する。その後、離別1年後に就業率はピークに達し（76.2%）、その後は徐々に低下しつつある（離別5年後：60.2

表2 離別コーホート別に見た離別前後の就業状況の変化

		(%)						
		離別コーホート						
		1994-2005年			2006-20年			
離別経過年	就業率 (全体)	就業率		無業	就業率 (全体)	就業率		無業
		正規雇用	非正規雇用			正規雇用	非正規雇用	
-2	51.8	27.1	24.7	48.2	80.9	32.1	48.9	19.1
-1	59.4	28.3	31.1	40.6	86.5	35.1	51.4	13.5
0	69.2	32.7	36.4	30.8	87.5	36.1	51.4	12.5
1	76.2	34.7	41.6	23.8	86.5	34.6	51.9	13.5
2	75.0	39.6	35.4	25.0	86.0	36.0	50.0	14.0
3	72.0	37.6	34.4	28.0	88.7	41.5	47.2	11.3
4	63.6	34.1	29.5	36.4	88.2	49.5	38.7	11.8
5	60.2	27.7	32.5	39.8	92.9	50.0	42.9	7.1

(注) 「正規雇用」には自営業を含む。離別後5年以内に再婚した者のレコードも含めて集計。

%)。一方、2006-20年コーホートでは、離別2年前の時点で就業率は80.9%と以前のコーホートに比べて29.1%ポイント高く、離別発生後も就業率は緩やかな上昇傾向を示している(離婚5年後:92.9%)。

離別女性の就労化と連動するかたちで、その雇用形態にも変化が生じている。1994-2005年離別コーホートでは、離別前後で正規雇用と非正規雇用の割合はほぼ拮抗するように推移しているが、2006-20年コーホートでは非正規雇用割合(離別2年前~3年後)が47.2~51.9%と正規雇用割合(32.1~41.5%)よりも高水準となっている。同期間内の正規雇用割合は、1994-2005年コーホートと大きな差異はなく、局所的な変化として離別後4年後以降で正規雇用割合が非正規雇用のそれを上回っている点が挙げられる。これらの結果からは、離別女性の就労化は、主に家計補助の意味合いが強い非正規雇用女性の増加によって生じていることがうかがえる。

3. 離別・再婚に伴う経済水準の経時的変化

次に、女性が離婚・再婚することによって、世帯の経済水準がどのような変化を辿るのかを検討する。

表3(上パネル)は、離別前後(2年前~5年後)の等価世帯収入(万円)の経時的変化を離別コーホート別(1994-2005/2006-20年)に示したものである。1994-2005年コーホートを見ると、離別2年前の等価世帯収入の平均値・中央値・第1四分位(p25)はそれぞれ284.6, 260.1, 197.5万円であるが、離別発生年(0年)には世帯収入が平均値で36.6%減少し、低所得層(p25)ほど減少率が高い(72.4万円, 63.3%減)。離別発生翌年には、等価世帯収入は平均で40.6万円ほど上昇し(180.4→221.0万円)、その後緩やかに上昇していく傾向にある。離別発生5年後の経済水準(平均値)は、離別2年前を基準とすると84.6%となっており、離別発生年と比較して約21%ポイント程度、経済状況が回復している。

同様の世帯収入の変動パターンは、2006-20年離別コーホートでも看取される。注目すべきは、同コーホートでは離別前後の女性の就業率および正規雇用割合が以前のコーホートと比較して上昇しているにもかかわらず(表2)、両コーホート間で世帯収入の水準や変化量に顕著な差異が観察されない点である。離別発生年(0年)の平均世帯収入の減少率は、離別2年前を基準とすると34.6%であり、離別発生5年後には14.4%と経済状況の回復率は1994-2005年コーホートとほぼ同水準である¹⁶⁾。

続いて、表3(下パネル)をもとに再婚前後(再婚2年前~3年後)の世帯収入の変化を確認する。再婚2年前の等価世帯収入の平均値は、1994-2005/2006-20年離別コーホートでそれぞれ255.2万円, 211.1万円となっている。再婚発生年(0年)を見ると、各コーホートの平均世帯収入は398.6万円, 417.0万円であり、経済水準が改善している。再婚ケー

16) 平均値・中央値については、離別2年前に比べて同1年前で等価世帯収入がわずかに増加している。これは、表2で確認されるように、女性が将来的に配偶者と離別することを見込んで自らの労働力(稼得力)を高める行動をとる予期効果(anticipatory effect)を反映したものと考えられる(Özcan and Breen 2012)。

表3 離別・再婚経過年別に見た等価世帯収入の変化

[離別]		(単位：万円)							
		離別コーホート							
		1994-2005年				2006-20年			
離別経過年	平均値	中央値	第1四分位 (p25)	平均所得 変化率(%)	平均値	中央値	第1四分位 (p25)	平均所得 変化率(%)	
-2	284.6	260.1	197.5	ref.	288.3	253.9	202.9	ref.	
-1	301.1	276.8	184.9	5.8	309.4	250.9	199.9	7.3	
0	180.4	145.0	72.4	-36.6	188.4	161.4	93.7	-34.6	
1	221.0	165.1	107.4	-22.4	207.6	175.3	116.5	-28.0	
2	237.7	166.8	123.9	-16.5	223.3	189.0	133.0	-22.6	
3	225.5	177.6	124.6	-20.7	232.2	184.4	133.3	-19.5	
4	246.6	196.8	123.9	-13.3	239.0	190.3	132.0	-17.1	
5	240.6	209.2	125.7	-15.4	246.7	208.1	163.2	-14.4	

[再婚]		離別コーホート							
		1994-2005年				2006-20年			
再婚経過年	平均値	中央値	第1四分位 (p25)	平均所得 変化率(%)	平均値	中央値	第1四分位 (p25)	平均所得 変化率(%)	
-2	255.2	216.4	144.0	ref.	211.1	223.6	112.1	ref.	
-1	288.8	233.3	171.4	13.2	219.0	213.1	160.3	3.7	
0	398.6	343.2	219.5	56.2	417.0	449.6	262.1	97.6	
1	336.4	281.7	221.2	31.8	376.5	418.2	195.9	78.4	
2	361.8	300.9	208.6	41.8	358.7	371.7	244.5	70.0	
3	364.8	345.5	246.2	42.9	416.4	462.1	342.5	97.3	

(注) 平均所得変化率(%)は離別・再婚発生2年前を基準とする。

スが少なく、中央値が一貫した変化パターンを示していないため解釈に注意を要するが、再婚による経済水準の底上げは2006-20年コーホートで高い。ただし、再婚翌年以降には等価世帯収入がやや低下しており、その傾向は二つのコーホートで共通している。その要因として、一部の再婚経験者が出産を経験することで世帯規模の経済性が低下したことが考えられる。

4. 世帯収入変動に対する離別・再婚の影響：固定効果モデルによる推計

最後に、他の共変量を考慮したうえで、離別・再婚が女性の世帯収入変動に及ぼす影響について多変量解析をもとに検討する。

表4は、等価世帯収入(対数変換)を従属変数とした固定効果モデルの推計結果である。同表には、参考までにランダム効果モデル(random-effects model)の推計結果も示しているが、Hausman検定の結果は全てのモデルで統計的に有意であった。それは、モデルに投入されていない個体効果と共変量の間に関連を認めた固定効果モデルが採択されることを意味することから、以下では同モデルの推計結果をもとに解釈を行う。

表4 等価世帯収入を従属変数とした固定効果・ランダム効果モデル

	モデル1		モデル2	
	固定効果モデル	ランダム効果モデル	固定効果モデル	ランダム効果モデル
	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)
離別 (ref.初婚継続)				
離別発生年				
1年後	-.380 (.022)***	-.422 (.022)***	-.286 (.035)***	-.356 (.034)***
2年後	-.367 (.023)***	-.408 (.023)***	-.215 (.036)***	-.288 (.035)***
3年後	-.351 (.024)***	-.392 (.024)***	-.228 (.037)***	-.302 (.036)***
4年後	-.348 (.025)***	-.392 (.025)***	-.179 (.037)***	-.257 (.037)***
5年後	-.316 (.026)***	-.361 (.026)***	-.233 (.039)***	-.310 (.038)***
6-7年後	-.307 (.027)***	-.354 (.027)***	-.170 (.040)***	-.247 (.039)***
8-9年後	-.310 (.023)***	-.358 (.022)***	-.216 (.032)***	-.293 (.031)***
10-14年後	-.281 (.025)***	-.333 (.024)***	-.165 (.033)***	-.246 (.032)***
10-14年後	-.257 (.022)***	-.310 (.021)***	-.190 (.028)***	-.273 (.026)***
離別×離別コーホート (ref.1994-2005年)				
離別発生年×離別コーホート (2006-20年)			-.143 (.045)**	-.080 (.045)
1年後×離別コーホート (2006-20年)			-.244 (.046)***	-.173 (.046)***
2年後×離別コーホート (2006-20年)			-.196 (.049)***	-.125 (.048)*
3年後×離別コーホート (2006-20年)			-.283 (.050)***	-.210 (.050)***
4年後×離別コーホート (2006-20年)			-.121 (.052)*	-.052 (.052)
5年後×離別コーホート (2006-20年)			-.230 (.055)***	-.162 (.054)**
6-7年後×離別コーホート (2006-20年)			-.149 (.045)**	-.082 (.044)+
8-9年後×離別コーホート (2006-20年)			-.214 (.050)***	-.144 (.049)**
10-14年後×離別コーホート (2006-20年)			-.058 (.046)	.015 (.045)
再婚 (ref.非再婚)	.241 (.027)***	.268 (.027)***	.231 (.033)***	.265 (.032)***
再婚×離別コーホート (2006-20年)			.090 (.058)	-.027 (.057)
回答者年齢	-.001 (.005)	.005 (.003)	-.001 (.005)	.004 (.003)
回答者年齢 (二乗) /100	.012 (.004)**	.003 (.004)	.012 (.004)**	.004 (.004)
学卒後就業年数	.023 (.002)***	.017 (.002)***	.023 (.002)***	.017 (.002)***
学卒後就業年数 (二乗) /100	-.346 (.049)***	-.249 (.047)***	-.344 (.049)***	-.249 (.047)***
現職・雇用形態 (ref.無業)				
正規雇用・自営業	.173 (.008)***	.191 (.008)***	.173 (.008)***	.191 (.008)***
非正規雇用	.073 (.006)***	.064 (.006)***	.072 (.006)***	.064 (.006)***
末子年齢 (ref.子どもなし)				
0-5歳	-.237 (.010)***	-.262 (.009)***	-.236 (.010)***	-.261 (.009)***
6歳以上	-.205 (.012)***	-.238 (.011)***	-.202 (.012)***	-.235 (.011)***
実親同居 (ref.非同居)	-.083 (.012)***	-.067 (.011)***	-.084 (.012)***	-.065 (.011)***
切片	3.315 (.187)***	3.341 (.068)***	3.089 (.187)***	3.136 (.070)***
N of observations	31,716	31,716	31,716	31,716
N of groups	2,572	2,572	2,572	2,572
R-squared (within/between)	.141 .217	.139 .258	.143 .210	.141 .263
R-squared (overall)	.175	.195	.171	.201
ρ	.601	.522	.603	.520
Hausman test chi-square		209.68***		363.78***

(注) *** p <.001, ** p <.01, * p <.05. 調査年を統制済み。

モデル1では、独立変数として離別発生経過年・再婚経験の有無・回答者年齢・学卒後就業年数・現職の雇用形態・末子年齢・実親同居・調査年を投入している。二つの婚姻状況の変化に着目すると、離別および再婚ダミーはいずれも0.1%水準で統計的に有意な効果を呈している。離別ダミーの主効果を見ると、離別発生年の回帰係数は負の値 (-.380) を示しており、初婚配偶者との離別直後には約31.6% ($=[\exp(-.380)-1]*100$) ほど等価世帯収入が減少する傾向にある。離別経過年が進むとともに、回帰係数の絶対値が徐々に小さくなる傾向にあり、離別10-14年後においては、初婚継続時と比較して約22.6%

($=[\exp(-.257)-1]*100$) の世帯収入の低下に留まる。再婚ダミーの回帰係数は.241であり、再婚を経験すると等価世帯収入が約27.3% ($=[\exp(.241)-1]*100$) ほど上昇する傾向がある。その効果(絶対値)は離別ダミーのそれに比べると小さいものの、新しい男性配偶者の獲得が女性の経済状況の回復に一定程度寄与していることが読み取れる¹⁷⁾。

モデル2では、離別および再婚ダミーと離別コーホートの交互作用項をモデル1に追加投入し、離別および再婚に伴う等価世帯収入の増減パターンが離別コーホートによって異なるかを検討する。離別効果で注目すべきは、新たに投入した交互作用項が一部を除いて(離別10-14年後×離別コーホート(2006-20年))、統計的に有意な負の効果を示している点である。モデル2で推計された一連の離別ダミーの回帰係数は、1994-2005年離別コーホートにおける離別効果(条件付き主効果)を表す。モデル1と同様に、それらの回帰係数は離別発生年で最も大きく、経過年とともに逡減する傾向にあるが、その値はモデル1と比較して小さい。そして、この条件付き主効果と離別コーホートとの交互作用項の回帰係数をもとに、2006-20年離別コーホートの離別効果を算出すると、同コーホートでは離別発生年から9年後にかけて29.8~37.0%程度の等価世帯収入の減少を経験し、同期間内ではモデル1で観察された離別効果の系統的な逡減傾向は観察されない。換言すれば、2006-20年コーホートでは男性配偶者との離別による経済的損失が相対的に大きく、離別発生後14年近くにわたり経済状況の回復が鈍化している。なお、再婚ダミーと離別コーホートとの交互作用項は非有意であり、コーホート間で再婚効果に明確な差異は認められない。

最後に、モデル2で確認された離別効果のコーホート差が生じている要因をさらに詳しく検討する。表5のモデル3(A~C)では、調査年別(1993-2005/2006-21年)に離別および再婚ダミーと個人・世帯属性との交互作用効果を個別に投入している。ただしモデル3では、安定した推計値を得るために離別ダミーは発生経過年別に区分せず、再婚ダミーと同様にイベント経験の有無を表す二値変数を用いる。モデル3Aは、回答者年齢との交互作用項を投入したものである。離別と回答者年齢の交互作用項(離別×35歳以上)は、1993-2005年ケースにおいてのみ5%水準で有意であり、当該年内に離別を経験した中高年女性(35歳以上)ほど離別効果が大きい。一方、2006-21年ケースでは交互作用項は非有意であるが、35歳未満における離別効果を表す条件付き主効果(-.343)は1993-2005年ケースに比べて大きい値を示している。このことから、近年では若年期に離別を経験した女性についても中高年女性と同程度の離別効果が見られることが読み取れる。

モデル3Bは、回答者学歴(大卒/非大卒)との交互作用項を投入している。その結果、

17) 実親同居の効果を表す回帰係数は負の効果を示しており(-.083)、その効果は配偶者の有無(離婚前後)およびコーホート間で有意差は認められなかった。その要因の一つとして、世帯人数による世帯収入の調整(等価化)が考えられる。実親との同居開始は、その個人収入によって世帯収入に寄与する一方で、規模の経済性が失われるため、世帯員一人あたりの消費生活水準を低下させる面も併せ持つ。分析対象ケースのうち、実親と同居する者のおよそ3割が、「他の世帯員収入」を「0(万円)」と回答しており(中央値:160万円)、同居する親世代が必ずしも経済的に恵まれた層ではないことを示唆する。なお、等価前の世帯収入を従属変数とした固定効果モデル(モデル1)を推定すると、実親との同居は世帯収入を平均83.0万円上昇させており(1%水準で有意)、用いる尺度によって世帯収入に対する実親同居の効果が異なりうる点は注意が必要である。

表5 等価世帯収入を従属変数とした固定効果モデル（交互作用項）

調査年	モデル 3A (回答者年齢)		モデル 3B (本人学歴)		モデル 3B (末子年齢)	
	1993-2005年	2006-21年	1993-2005年	2006-21年	1993-2005年	2006-21年
	Coef. (S.E.)					
離別 (ref.初婚継続)	-.136 (.034)***	-.343 (.027)***	-.199 (.027)***	-.337 (.019)***	.111 (.052)*	-.333 (.039)***
離別×回答者年齢 (35歳以上)	-.113 (.040)**	.038 (.026)				
離別×大卒			.114 (.106)	.163 (.056)**		
離別×末子年齢 (0-5歳)					-.420 (.064)***	.018 (.049)
離別×末子年齢 (6歳以上)					-.363 (.059)***	.024 (.040)
再婚 (ref.非再婚)	.185 (.068)**	.275 (.076)***	.244 (.051)***	.144 (.041)***	.295 (.082)***	.122 (.061)*
再婚×回答者年齢 (35歳以上)	.112 (.082)	-.094 (.074)				
再婚×大卒			-.204 (.221)	.198 (.098)*		
再婚×末子年齢 (0-5歳)					-.090 (.106)	-.029 (.078)
再婚×末子年齢 (6歳以上)					.298 (.138)*	.201 (.071)**
回答者年齢 (35歳以上)	.012 (.011)	-.009 (.009)				
末子年齢 (ref.子どもなし)						
0-5歳	-.234 (.017)***	-.234 (.012)***	-.225 (.017)***	-.241 (.012)***	-.197 (.018)***	-.242 (.013)***
6歳以上	-.218 (.021)***	-.204 (.014)***	-.209 (.021)***	-.215 (.015)***	-.179 (.022)***	-.223 (.015)***
回答者年齢			-.018 (.012)	.009 (.007)	-.024 (.012)*	.010 (.007)
回答者年齢 (二乗) /100			.038 (.014)**	-.007 (.006)	.045 (.014)**	-.008 (.006)
学卒後就業年数	.008 (.006)	.025 (.003)***	.010 (.006)	.023 (.003)***	.010 (.006)	.023 (.003)***
学卒後就業年数 (二乗) /100	.181 (.179)	-.212 (.064)**	.006 (.191)	-.144 (.075)	-.029 (.190)	-.148 (.075)*
現職・雇用形態 (ref.無業)						
正規雇用・自営業	.111 (.013)***	.186 (.011)***	.109 (.013)***	.187 (.011)***	.110 (.013)***	.185 (.011)***
非正規雇用	.056 (.011)***	.090 (.008)***	.056 (.011)***	.089 (.008)***	.057 (.011)***	.089 (.008)***
実親同居 (ref.非同居)	-.142 (.025)***	-.092 (.015)***	-.137 (.025)***	-.093 (.015)***	-.136 (.025)***	-.093 (.015)***
切片	3.472 (.033)***	3.355 (.023)***	3.681 (.229)***	3.150 (.168)***	3.763 (.228)***	3.123 (.169)***
N of observations	12,551	19,165	12,551	19,165	12,551	19,165
N of groups	1,729	2,018	1,729	2,018	1,729	2,018
R-squared (within/between)	.047 .158	.129 .206	.047 .170	.129 .211	.054 .168	.130 .204
R-squared (overall)	.110	.172	.119	.181	.119	.176
ρ	.624	.679	.621	.678	.624	.680

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$. 調査年を統制済み. Hausman 検定の結果, 全てのモデルで固定効果モデルが採択されたことを確認済み.

離別・再婚ダミーとの交互作用効果はいずれも, 2006-21年ケースで統計的に有意である. 係数の符号の向きから, 近年では離別による等価世帯収入の減少は大卒女性の方が小さく (= -.337+.163), 非大卒女性で世帯の経済水準の低下が著しい (-.337). そして, 再婚の経済水準の緩衝効果は, 非大卒女性よりも大卒女性で大きい傾向にある (= .144+.198).

モデル 3C では, ライフステージ (末子年齢) による離別・再婚効果の差異を検討している. 1993-2005年ケースでは, 投入した離別ダミーと末子年齢の二つの交互作用項がともに統計的に有意な負の効果を示しており, 子どもがいる場合に離別による等価世帯収入の減少を経験しやすい. しかしながら, 2006-21年ケースではこれら二つの交互作用項は非有意となっており, 無子女性に対する離別効果を表す条件付き主効果が正から負へと変化している (.111→-.333). すなわち, 近年では子どもの有無による離別の経済的帰結の異質性が消失し, 子どもがいる女性 (シングルマザー) のみならず, 無子女性についても離別による経済水準の低下が観察される. なお, 再婚効果については, 一貫して末子年齢が6歳以上の離別女性の間で最も大きい傾向が認められる.

以上の推計結果からは、モデル2（表4）で観察された2006-20年離別コーホートにおける離別効果の増大傾向には個人・世帯属性による差異が存在し、とりわけ若年者・非大卒・無子女性の中で離婚による経済水準の低下が顕著になったといえる。

V. 結論と考察

本稿では、1990年代以降増加しつつある離婚が女性の経済状況に及ぼす影響について、その異質性（離別発生経過年、コーホート、個人・世帯属性）に着目して検討した。過去30年間にわたる日本国内の長期パネルデータ（JPSC）を用いた分析結果からは、以下の諸点が明らかとなった。

第一に、1990年代以降の離婚・再婚行動の動向を検討した結果、近年ほど婚姻関係の不安定化とそれらの階層間格差がより一層進行・拡大していた。1990年以降の初婚コーホートの離別リスクは、それ以前のコーホートに比べて高まっており、最新の2006-20年コーホートでは前コーホート（1994-2005年）と同程度の離別水準を維持していた。一方、再婚に関しては、2006-20年離別コーホートの再婚経験率が、1994-2005年コーホートに比べて有意に低下していた。そして、近年のコーホートでは離別・再婚経験率に学歴差が見られるようになっており、非大卒層は大卒者と比較して離別リスクが高く、再婚率が有意に低い傾向にあった。これらの結果は、1990年代までに確認された婚姻関係の不安定化に伴う無配偶期間の伸長（余田 2014）が2000年代以降も進展しており、その傾向はとりわけ社会経済的地位が相対的に低い女性たちの中で顕在化していることを示している。

第二に、離別前後の世帯収入の変動パターンには、発生経過年とコーホートによる差異が観察された。等価世帯収入は、離別発生年には約32%程度低下する傾向にあったが、その離別効果は時間経過とともに弱まり、離別発生後10～14年目には離別発生前のおよそ8割弱程度まで経済水準が回復していた。しかしながら、離別効果の逡減傾向は近年の離別コーホートでは看取されず（仮説1：部分的支持）、むしろ離別発生年から9年後にかけて、等価世帯収入の大幅な減少傾向（29.8～37.0%減）が持続していた。すなわち、近年離別を経験した女性ほど、離婚に伴う経済的損失がより大きくなっていることを示している（仮説2A：不支持、仮説2B：支持）。

第三に、こうした離別効果は、近年の離別コーホートにおいて社会人口学的属性による差異（異質性）が見られるようになった。具体的には、2006-20年離別コーホートにおいて、若年層（35歳未満）・非大卒・無子の女性について、離別に伴う経済状況の悪化が観察された。その一方、再婚は離婚後の経済状況を部分的に回復させる緩衝効果が確認されたが、その効果には離別コーホート間の差異は看取されなかった。

一連の分析からは、女性にとって離婚を経験することが、低所得・貧困をはじめとする経済的リスクを高める傾向性が階層差を伴いながら強まっていることが明らかとなった。1990年代には、有配偶離婚率が急速に上昇する一方で、既婚者を含む女性の労働力化が進展した。労働市場への参入を通じた稼働力の増大は、女性にとって離別による経済水準低

下の軽減やその回復ペースの早期化に寄与することが見込まれるが (Tamborini et al. 2015), 本稿の分析結果からはそうした予測が経験的に支持されなかった。その背景には、日本では近年における離別前後の就業率全体の底上げが、非正規雇用の増大によって生じていたことが一要因として考えられる (表 2)。非正規雇用職を中心とする離別女性の就労・再入職パターンは、既婚女性の男性配偶者への経済的依存度が日本社会においていまだ根強いことを反映しており、結果として離婚による経済的損失とその長期化をもたらしていると推測される。

そして、近年の離別に伴う経済的リスクの高まりが、全ての女性に一律に広がっているのではなく、社会経済的に不利な層でより一層顕在化している点は注目に値する。離別リスクの上昇と離別状態期間の伸長という配偶関係構造の変化に学歴階層による差異が存在することは、労働市場におけるジェンダー間・学歴間賃金格差と複合的に絡み合うことで、非大卒の離別女性の経済的自立を著しく阻害する。一連の家族生活の不安定性が社会経済的に恵まれない人口群で強まりを見せている社会状況は、離別女性自身のみならず、子どものウェルビーイング (well-being) にも少なからぬ影響を及ぼし、世代を越えた格差・不平等の再生産にも結び付く可能性がある (McLanahan 2004, McLanahan and Percheski 2008)¹⁸⁾。

最後に、本稿に残された分析上の課題を二点に絞って指摘しておきたい。まず、使用したデータセットの制約から、男性を分析対象に含めることができていない。男性についても、非大卒者を中心に離別リスクの高まりと離死別者の非再婚化が進行し (林・余田 2014, 余田 2014), 離別男性が有配偶男性に比べて非正規雇用割合や相対的貧困率が高いことがすでに指摘されている (大石 2012, 斉藤 2022)。日本においても、離別に伴う経済水準の低下が男性で相対的に小さいという国際的な傾向が看取されるのか否かは、他のパネルデータ (21世紀成年者縦断調査・中高年者縦断調査など) を用いた検証が必要である。また、近年の離別女性の世帯収入の悪化が生じた要因をその収入源 (賃金・仕送り・社会保障給付など) や家計構造 (食費・光熱費・住宅費など) に着目して丹念に検討する余地も残されている。

本稿の分析を通じて、結婚が人々の社会生活の安定化をもたらす社会制度として機能し続ける中で、階層差を伴う離婚リスクの高まりは無配偶者の経済的脆弱性を深刻化させている様相が見出された。将来的に、社会人口に占める無配偶者割合はさらに上昇することが予測され、婚姻・配偶関係の変化と人々の生活リスクの関連に関する実証分析の蓄積が今後重要性を増すことになるだろう。

(2023年 1月23日査読終了)

18) 本稿の分析結果からは、子どもを持つ離別女性 (母子世帯) にとって児童扶養手当など (注釈10を参照) の公的現金給付は、離婚後の経済的損失や母親の低い稼働力を補完する機能が近年ほど重要性を増しており、受給期間が5年を超えた場合の児童扶養手当支給額の段階的削減 (いわゆる「5年ルール」) は母子世帯の経済的脆弱性を高めることを示唆している。

付記

本研究は、科学研究費助成事業22K01851, 19H01556による助成を受けた。分析にあたっては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより、「消費生活に関するパネル調査」の個票データの提供を受けた。また、匿名の査読者より、本論文の改稿にあたり大変有益なご助言を頂いた。ここに記して謝意を表する。

参考文献

- 阿部彩 (2008) 『子どもの貧困—日本の不公平を考える—』岩波書店。
- 大石亜希子 (2012) 「離別男性の生活実態と養育費」国立社会保障・人口問題研究所編著『日本社会の生活不安—自助・共助・公助の新たなかたち—』東京大学出版会, pp.221-246.
- 斉藤知洋 (2020) 「シングルマザーの正規雇用就労と経済水準への影響」『家族社会学研究』第32巻第1号, pp.20-32.
- 斉藤知洋 (2022) 「非婚時代における中高年未婚者の生活リスク」国立社会保障・人口問題研究所編著『生活不安の実態と社会保障—新しいセーフティネットの構築に向けて—』東京大学出版会, pp.257-275.
- 新川敏光 (2005) 『日本型福祉レジームの発展と変容』ミネルヴァ書房。
- 林雄亮・余田翔平 (2014) 「離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』第101号, pp.51-62.
- 村上あかね (2011) 「離婚による女性の社会経済的状況の変化—「消費生活に関するパネル調査」への固定効果モデル・変量効果モデルの適用—」『社会学評論』第62巻第3号, pp.319-335.
- 余田翔平 (2014) 「再婚からみるライフコースの変容」『家族社会学研究』第26巻第2号, pp.139-150.
- Allison, P. D. (2009) *Fixed Effects Regression Models*, Sage Publications.
- Andreß, H.-J., B. Borgloh, M. Brockel, M. Giesselmann, and D., Hummelsheim (2006) "The Economic Consequences of Partnership Dissolution: A Comparative Analysis of Panel Studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden," *European Sociological Review*, Vol.22, No.5, 533-560.
- Aassve, A., G. Betti, S. Mazzuco, and L. Mencarini, (2007) "Marital Disruption and Economic Well-being: A Comparative Analysis," *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, Vol.170, No.3, pp.781-799.
- Bayaz-Ozturk, G., R. V. Burkhauser, K. A. Couth, and R. Hauser (2018) "The Effects of Union Dissolution on the Economic Resources of Men and Women: A Comparative Analysis of Germany and the United States, 1985-2013," *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.680, No.1, pp.235-258.
- Becker, G. S. (1981) *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.
- Bröckel, M., and H.-J. Andreß (2015) "The Economic Consequences of Divorce in Germany: What Has Changed since the Turn of the Millennium?" *Comparative Population Studies*, Vol.43, No.3, pp.277-312.
- Burkhauser, R., K. C. Holden, and D. A. Myers (1986) "Marital Disruption and Poverty: The Role of Survey Procedures in Artificially Creating Poverty," *Demography*, Vol.23, No.4, pp.621-631.
- de Vaus, D., M. Gray, L. Qu, and D. Stanton, 2017, "The Economic Consequences of Divorce in Six OECD Countries," *Australian Journal of Social Issues*, Vol.52, No.2, pp.180-199.
- Dewilde, C., and W. Uunk (2008) "Remarriage as a Way to Overcome the Financial Consequences of Divorce: A Test of the Economic Need Hypothesis for European Women," *European Sociological Review*, Vol.24, No. 3, pp.393-407.
- DiPrete, T. A, and P. A. McManus (2000) "Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany," *American Sociological Review*, Vol.65, No. 3: pp.343-370.

- Duncan, G. J., and S. D. Hoffman (1985) "A Reconsideration of the Economic Consequences of Marital Dissolution," *Demography*, Vol.22, No.4, pp.485-497.
- Harkness, S. (2018) "The Economic Consequences of Becoming a Lone Mother," Bernardi L., and D. Mortelmans (eds.) *Lone Parenthood in a Life Course Perspective*, Cham: Springer, pp.213-234.
- Lesthaeghe, R. (1995) "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation," K. O. Mason and A.-M. Jensen (eds), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford University Press, pp.17-62.
- Manting, D., and A. M. Bouman (2006) "Short- and Long-Term Economic Consequences of the Dissolution of Marital and Consensual Unions: The Example of the Netherlands," *European Sociological Review*, Vol.22, No.4, pp.413-429.
- McLanahan, S. (2004) "Diverging Destinies: How Children Are Faring under the Second Demographic Transition," *Demography*, Vol.41, No. 4, pp.607-627.
- McLanahan, S. and C. Percheski (2008) "Family Structure and the Reproduction of Inequalities," *Annual Review of Sociology*, Vol.34, pp.257-276.
- McManus, P. A., and T. A. DiPrete (2001) "Losers and Winners: The Financial Consequences of Separation and Divorce for Men," *American Sociological Review*, Vol.66, No.2, pp.246-268.
- Mortelmans, D. (2020) "Economic Consequences of Divorce: A Review," Kreyenfeld, M., and H. Trappe (eds.) *Parental Life Course after Separation and Divorce in Europe*, Cham, Springer, pp.23-41.
- Özcan, B., and R. Breen (2012) "Marital Instability and Female Labor Supply," *Annual Review of Sociology*, Vol.38, pp.463-481.
- Poortman, A.-R. (2000) "Sex Differences in the Economic Consequences of Separation: A Panel Study of the Netherlands," *European Sociological Review*, Vol.16, No. 4, pp.367-83.
- Rakey, R. K., and M. M. Sweeney (2020) "Divorce, Repartnering, and Stepfamilies: A Decade in Review," *Journal of Marriage and Family*, Vol.82, No.1, pp.81-99.
- Raymo, J. M., and M. Iwasawa, (2017) *Diverging Destinies: The Japanese Case*, Singapore: Springer.
- Raymo, J. M., M. Iwasawa, and L. Bumpass (2004) "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, Vol.11, No.14, pp.395-419.
- Smock, P. J. (1993) "The Economics Costs of Marital Disruption for Young Women over the Past Two Decades," *Demography*, Vol.30, No.3, pp.353-371.
- Song, H. (2022) "Women's Divergent Union Transitions after Marital Dissolution in the United States," *Population Research and Policy Review*, Vol.41, No.3, pp.953-980.
- Tach, L., and A. Eads (2015) "The Economic Consequences of Marital and Cohabitation Dissolution," *Demography*, Vol.52, No.2, pp.401-432.
- Tamborini, C. R., K. A. Couch, and G. L. Reznik (2015) "Long-term Impact of Divorce on Women's Earnings across Multiple Divorce Windows: A Life Course Perspective," *Advances in Life Course Research*, Vol.26, pp.44-59.
- Uunk, W. (2004) "The Economic Consequences of Divorce Women in the European Union: the Impact of Welfare State Arrangements", *European Journal of Population*, Vol.20, No.3, pp.251-285.
- van de Kaa, D. J. (1987) "Europe's Second Demographic Transition," *Population Bulletin* [Population Reference Bureau], Vol.42, No.1, pp.1-59.

Economic Consequences of Marital Dissolution and these Changes among Japanese Women: Re-examination by 30-Years Accumulated Longitudinal Data

SAITO Tomohiro

Since the 1990s, the number of divorced or remarriage people has increased as the divorce rate has substantially risen. Although previous literature has pointed out that marital dissolution is detrimental to economic well-being, especially for women, they have not fully examined the following questions: (1) whether the separation effect persists over one's life course (its effect would gradually decrease or not over time), and (2) whether the relationship between marital dissolution and disadvantage of economic well-being for women has historically changed, through the increase in women's labor participation and decline in remarriage.

Using the Japanese Panel Survey of Consumers (1993-2021: JPSC), the nationally representative longitudinal datasets focusing on Japanese women aged 24 to 34 at the first survey, this paper investigates the above questions with the fixed effects models to control for the time-invariant unobserved heterogeneity. There are mainly three results. First, the result suggests that women lose about 32 % of their equalized household income in the year of divorce; however, the magnitude of economic loss is only about 23% 10-14 years after the divorce. Second, this diminishing tendency can be observed only among the 1994-2005 divorced women. Third, in 2006-20 divorced cohort, the worsening of women's economic situation has persisted for at least 10 years. The adverse separation effects have become more significant, especially among young, non-college, and childless women.

These results imply that recent trends in divergent family formation behavior based on social stratification (e.g., educational gradient in marital dissolution or remarriage) and the women's participation in labor market mainly as non-regular employee have the potential risk of divorce, worsening the economic conditions of socio-economically disadvantaged women.

Keywords: Divorce, Remarriage, Household Income, Life Course, Longitudinal Data

資 料

新聞記事で振り返る2022年の人口問題

今 井 博 之

国立社会保障・人口問題研究所においては、『朝日新聞』、『毎日新聞』、『読売新聞』、『日本経済新聞』、『産経新聞』、『東京新聞』の6紙の記事のうち、社会保障または人口問題に関係するものを収集している¹⁾。本稿では、人口問題の2022年における動向を新聞記事の概観によって振り返る。

人口問題に関する主なできごとを月別に示したものが表1である。2020年、2021年に続いて新型コロナウイルス（COVID-19）の影響が大きかったことがうかがわれる。

新型コロナウイルス対策として適用されていた「まん延防止等重点措置」は2022年3月21日を期限として18都道府県で解除され、全国で適用されていない状態となった²⁾。しかし、新型コロナウイルスの感染による国内の死者はその後も増え続け、2022年だけで11月21日に3万人を超えた³⁾。国内で初めて死者が確認されたのは2020年2月13日であるが、累積の死者は2022年12月1日に5万人を超えた⁴⁾。

国内の他の重要な動きとしては、4月からの改正育児・介護休業法の施行にともなって男性育休が注目されたことがあげられよう⁵⁾。10月からは「産後パパ育休」と称される新制度も始まった⁶⁾。

海外では、2月24日にロシアのウクライナへの侵攻が始まったことにより、ポーランド等への難民の流入が深刻な問題となった⁷⁾。また、米国では人工妊娠中絶をめぐる議論が活発であったが、これを女性の権利とみなす民主党が11月8日の中間選挙の争点にしたことは大きな反響を呼んだ⁸⁾。

-
- 1) クリップ作業は、筆者および研究支援員の峯島靖志氏が担当した。
 - 2) 「まん延防止全面解除」『読売新聞』2022年3月22日朝刊。
 - 3) 「今年の死者3万人超す」『産経新聞』2022年11月22日朝刊。
 - 4) 「コロナ死者5万人超」『朝日新聞』2022年12月2日朝刊。
 - 5) 「男性育休増へ企業も変革」『読売新聞』2022年4月21日朝刊。
 - 6) 「多様化するパパ育休」『毎日新聞』2022年10月12日朝刊。
 - 7) 「ウクライナ難民290万人超」『日本経済新聞』2022年3月16日朝刊。
 - 8) 「「中絶」争点化に躍起」『読売新聞』2022年10月20日朝刊。

表1 人口問題に関する主なできごと：2022年

月	日	できごと
1	4	警察庁が2021年の全国の交通事故死者数を2636人と発表した。統計が残る1948年以降で最少を更新した。（『読売新聞』2022年1月5日朝刊）
	28	熊本市の慈恵病院が、2021年12月に10歳代の女性が病院以外に身元を明かさないう独自の仕組み「内密出産」で出産したことを発表した。（『読売新聞』2022年1月5日朝刊） 総務省が住民基本台帳に基づく2021年の人口移動報告を発表した。東京都は5433人の転入超過となったが、東京23区では1万4828人の転出超過となった。（『読売新聞』2022年1月28日夕刊） 厚生労働省が、2021年10月末時点の国内で働く技能実習生を前年比12.6%減の35万1788人と発表した。外国人労働者全体は0.2%増の172万7221人であった。（『東京新聞』2022年1月29日朝刊）
2	3	国際協力機構（JICA）等が政府の目指す経済成長を2040年に達成するために必要な外国人労働者が674万人に上るという推計をまとめたことが報じられた。（『日本経済新聞』2022年2月3日朝刊）
	22	旧優生保護法の下で不妊手術を強いられたとして近畿地方に住む3人が国に損害賠償を求めた訴訟の控訴審判決が大阪高裁であった。一審判決が変更され、国に賠償が命じられた。（『朝日新聞』2022年2月23日朝刊）
	23	韓国統計庁が2021年の合計特殊出生率を0.81と発表した。1970年に統計を取り始めてから最も低い。（『朝日新聞』2022年2月24日朝刊）
	25	厚生労働省が人口動態統計の速報値を発表し、2021年の出生数は前年比3.4%減の84万2897人となり死亡数は前年比4.9%増の145万2289人となった。（『読売新聞』2022年2月26日朝刊）
3	11	旧優生保護法の下で不妊手術を強いられたとして東京都の男性が国に損害賠償を求めた訴訟の控訴審判決が東京高裁であった。一審判決が変更され、国に賠償が命じられた。（『朝日新聞』2022年3月12日朝刊）
	15	警察庁の自殺統計（確定値）に基づく厚生労働省のまとめにより、2021年の女性の自殺者は2年連続で増加して7068人に上ったことがわかった。男性は1万3939人で全体では2万1007人であった。（『毎日新聞』2022年3月15日夕刊）
	22	総務省が人口減少率等に基づき「過疎地域」に指定する自治体が2022年度には885市町村となることが報じられた。全国1718市町村の半数を超える。（『読売新聞』2022年3月22日朝刊）
	24	夫婦同姓を定める民法等が憲法違反かどうかを争う国家賠償請求2件について、原告側の上告が退けられ原告敗訴が確定したことが報じられた。最高裁第3小法廷の5人の裁判官のうち2人が「違憲」の意見を付けている。（『日本経済新聞』2022年3月24日朝刊）
4	15	外国人労働者の受け入れのために導入された特定技能制度において事実上永住が可能な「2号」の資格を中国籍の翁飛氏が建設分野で取得したことが報じられた。（『東京新聞』2022年4月15日夕刊）
5	5	世界保健機関が、2020年1月-2021年末に新型コロナウイルスのパンデミックが原因で死亡した世界の人の数は1490万人に上る可能性があるとして発表した。死者数が例年に比べてどの程度多いかを示す「超過死亡」による推定である。（『日本経済新聞』2022年5月6日朝刊）
	13	出入国在留管理庁が2021年に難民と認定した人を過去最多の74人と発表した。国籍別ではクーデターのあったミャンマーが32人を占めた。（『朝日新聞』2022年5月14日朝刊）
	23	国連難民高等弁務官事務所（UNHCR）が、紛争や迫害で自国外へ逃れた難民や難民申請者、自国内で居住地を追われた国内避難民等の総数が初めて1億人を超えたと発表した。（『日本経済新聞』2022年5月23日夕刊）

表1 人口問題に関する主なできごと：2022年（つづき）

月	日	できごと
6	3	厚生労働省が2021年の人口動態統計（概数）を発表した。出生数は81万1604人とされ、死亡数は143万9809人とされた。合計特殊出生率は1.30となり6年連続で低下した。（『朝日新聞』2022年6月4日朝刊）
	14	2022年版の男女共同参画白書が閣議決定された。人生や家族の姿が多様化したことが「もはや昭和ではない」と表現されている。（『日本経済新聞』2022年6月15日朝刊）
	20	京都府や香川県等の同性カップル3組が国に損害賠償を求めた訴訟において、大阪地裁は同性婚を認めない規定を「合憲」として請求を棄却した。2021年3月の札幌地裁判決と判断が分かれた。（『朝日新聞』2022年6月21日朝刊）
	26	厚生労働省が外国人労働者の賃金、勤務形態、労働時間等を把握できる統計を2023年度に新設する方針を固めたことが報じられた。（『読売新聞』2022年6月26日朝刊）
7	11	国連が人口推計を発表し、世界人口が2022年11月中旬に80億人を突破するとした。ピークは2080年代の104億人とされた。（『日本経済新聞』2022年7月12日夕刊）
	29	厚生労働省が2021年の簡易生命表を発表した。女性、男性の平均寿命はそれぞれ87.57歳、81.47歳であり、ともに10年ぶりに前年を下回った。（『読売新聞』2022年7月30日朝刊） 厚生労働省が、公的病院での出産時にかかる費用が2020年度は全国平均で45万2千円であったと発表した。公的医療保険から支払われている「出産育児一時金」は原則42万円である。（『東京新聞』2022年7月30日朝刊）
8	4	国内で実施された不妊治療の体外受精により2020年に生まれた子どもは6万394人であったことが報じられた。日本産科婦人科学会が調査しているものであり、現行方式の記録が残る1986年以降、初めて前年を下回った。（『読売新聞』2022年8月4日朝刊）
	9	総務省が住民基本台帳に基づく2022年1月1日時点の人口を発表した。日本人は1億2322万3561人で13年連続の減少となり、増加した都道府県は沖縄県のみであった。外国人は270万4341人で2年連続の減少となった。（『日本経済新聞』2022年8月10日朝刊）
	30	厚生労働省が、認可保育所等に申し込んでも入れない待機児童が2022年4月1日時点で2944人であったと発表した。1994年の調査開始以降で最少となった。（『読売新聞』2022年8月30日夕刊）
9	9	国立社会保障・人口問題研究所が2021年の「出生動向基本調査」の結果を発表した。独身者調査では18-34歳の未婚女性が将来希望する子どもの数が平均1.79人となり、1982年の調査開始以来、初めて2人を下回った。（『読売新聞』2022年9月10日朝刊）
	14	世界保健機関のテドロス・アダノム事務局長が新型コロナウイルスの世界的大流行について「終わりが見えている」と述べた。（『朝日新聞』2022年9月15日朝刊）
	18	総務省が2022年9月15日時点の人口推計を発表し、総人口に占める65歳以上の高齢者の割合は29.1%となった。（『毎日新聞』2022年9月19日朝刊）
10	12	死者数が例年の水準に基づく予測値に比べてどれだけ上回っているかを示す「超過死亡」を2022年1-6月について1万7000-4万6000人とする推計が報じられた。国立感染症研究所等がまとめたものであり新型コロナウイルス流行の直接的・間接的影響が反映される。（『毎日新聞』2022年10月12日朝刊）

表1 人口問題に関する主なできごと：2022年（つづき）

月	日	できごと
11	15	世界の総人口が国連の推計で80億人に達した。2010年8月から10億人増えた。（『朝日新聞』2022年11月16日朝刊）
	22	政府が、外国人の技能実習制度と特定技能制度の見直しを検討する有識者会議の設置を決めた。（『産経新聞』2022年11月23日朝刊）
	30	同性同士の婚姻届が受理されなかった男女9人が国に損害賠償を求めた訴訟において、東京地裁は請求を棄却した。同性婚を認めない現行制度は「違憲状態」とされた。（『毎日新聞』2022年12月1日朝刊）
12	7	厚生労働省が、新型コロナウイルス流行「第7波」の2022年7-8月に自宅での死者が全国で少なくとも776人いたことを明らかにした。「第6波」の2022年1-3月の555人を上回った。（『東京新聞』2022年12月8日朝刊）
	15	社会保障審議会の部会が年齢ではなく所得に応じた負担を強化する改正案を了承した。「出産育児一時金」の42万円から50万円への増額が盛り込まれた。（『朝日新聞』2022年12月16日朝刊）
	16	社会保障について幅広く議論する政府の「全世代型社会保障構築本部」が報告書を発表し、子育て支援や少子化対策を最優先課題とした。（『朝日新聞』2022年12月17日朝刊）
	22	米疾病対策センターが2021年の平均寿命を76.4歳と発表した。1996年以来25年ぶりの短さとなった。（『日本経済新聞』2022年12月23日夕刊）
	23	厚生労働省が2020年の都道府県別の平均寿命を発表した。最も長かったのは女性が岡山県の88.29歳、男性が滋賀県の82.73歳であった。5年に1度作られる生命表に基づいている。（『読売新聞』2022年12月24日朝刊） 東京圏から地方への移住を年間1万人に増やすこと等を柱とした「デジタル田園都市国家構想総合戦略」が閣議決定された。（『朝日新聞』2022年12月29日朝刊）

 資 料

日本における結婚と出産の動向

—第16回出生動向基本調査（2021年社会保障・人口問題基本調査）の結果より—

 岩澤美帆・守泉理恵・釜野さおり・余田翔平・吉田航・
 齊藤知洋・別府志海・是川夕

5年ごとに行われている出生動向基本調査は、第16回調査が新型コロナウイルス感染拡大の影響で1年延期され、2021年6月に実施された。今回の調査では、未婚男女の結婚意欲や希望子ども数といった、家族形成に関わる意欲は一段と引き下がる方向に変化したことがわかった。夫婦の出生過程では、子どもを持つ意欲の大きな低下は認められなかったものの、晩婚化を背景に欲しくてもできないという不妊の問題が広がっている。

男性、女性の役割については、意識と行動が共に大きく変化し、男女のあり方における違い（働き方や家事・育児分担など）が縮小に向かっている。例えば働き方については、未婚者の両立志向が広がり、妻の第1子出産前後の就業継続率が近年大きく上昇するなど、意識、実態の両面で共働き化が進んでいることが明らかとなった。交際相手や配偶者と知り合うきっかけにも大きな変化が起きており、職場や友人等を介したリアルな場で知り合う機会が減った一方で、SNSやアプリなど、インターネット上の交流の場を利用して恋人や配偶者を見つける人が増えている。

結婚・出産・子育て・家族に関する考え方の中では、旧来的な考え方への支持の低下が一段と進んだ。過半数の女性が、非婚、無子、離婚、乳幼児を持つ母親の就業といった生き方に対し容認する態度を示している。

I. 調査実施概要

出生動向基本調査（独身者調査と夫婦調査の2つで構成）は、日本における結婚と夫婦出生力の動向ならびにその背景を定期的に調査し、関連諸施策ならびに人口動向把握等に必要の基礎データを得ることを目的として実施している。第16回目となる今回調査は2021年6月に行われた¹⁾。調査対象は、「令和3年国民生活基礎調査」で設定された1,106調査区から無作為に選ばれた全国1,000調査区に居住する18歳以上55歳未満の独身者（独身者調査）と妻の年齢55歳未満の夫婦（夫婦調査、回答者は妻）である。独身者調査は、配布調査票²⁾ 14,011票に対して有効票数は7,826票（有効回収率55.9%）であった。夫婦調査は、

1) 当初2020年6月に実施予定であったが、新型コロナウイルス感染拡大の影響により調査実施が困難となったことから、1年延期された。

2) 例年の調査では、調査員が世帯を訪問して聞き取りを行い、世帯に住む対象者を特定して適切な数の調査票を配布していた。しかし今回調査では、新型コロナウイルス感染症拡大の影響により、対面での対象者特定が困難な場合があり、配布数と対象者数に大きな乖離が生じる地域が発生した。そこで、対象者に配布した調査票数（対象者配布数）は、前回調査の実績等を参考に以下のように推計した。

対象者配布数 = 前回調査の配布数 × 全国の対象者数の前回調査からの増加率 × 対象単位数の前回調査からの増加率

配布調査票9,401票に対して有効票数は6,834票（有効回収率72.7%）であった。

今回調査では、これまで調査員による配布・回収のみであったところ、調査対象者が希望する場合や、不在等で面接不能または回収困難な場合に限り郵送による提出も可能とした。また、調査対象者の年齢上限を前回調査の50歳未満から55歳未満に引き上げることに、本調査の中心的な課題の一つである結婚持続期間別の夫婦の出生子女も数を、晩婚の夫婦も含めて厳密に捕捉できるようにした。

本稿は、2022年9月に公表した『結果の概要』のポイントを解説した資料である。各トピックおよびグラフの詳細は『結果の概要』を参照いただきたい。

『結果の概要』および概要掲載グラフのデータファイルは国立社会保障・人口問題研究所ウェブサイトよりダウンロード可能である。

URL: https://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou16/doukou16_gaiyo.asp

II. 独身者調査の結果のポイント

1. 未婚者の結婚意思

「いずれ結婚するつもり」と考えている未婚者の割合は、2000年代は安定的に推移していたが、今回、未婚男性は前回調査の85.7%から81.4%へ、未婚女性は89.3%から84.3%へと、それぞれ低下した（図1）。性別や年齢、生活スタイルの違いを問わず減少がみられたことから、調査を行った時期の特殊な社会状況が、幅広い世代の意識に影響した可能性も示唆される。

未婚者が考える結婚の利点は、前回まで増加傾向にあった「自分の子どもや家族をもてる」が減少に転じ、「経済的に余裕がもてる」が微増した。独身生活の利点では「行動や生き方が自由」「家族を養う責任がなく、気楽」が増加した。独身でいる理由は、24歳以下では結婚する積極的な動機がないことが挙げられ、25歳以上では、適当な相手がない

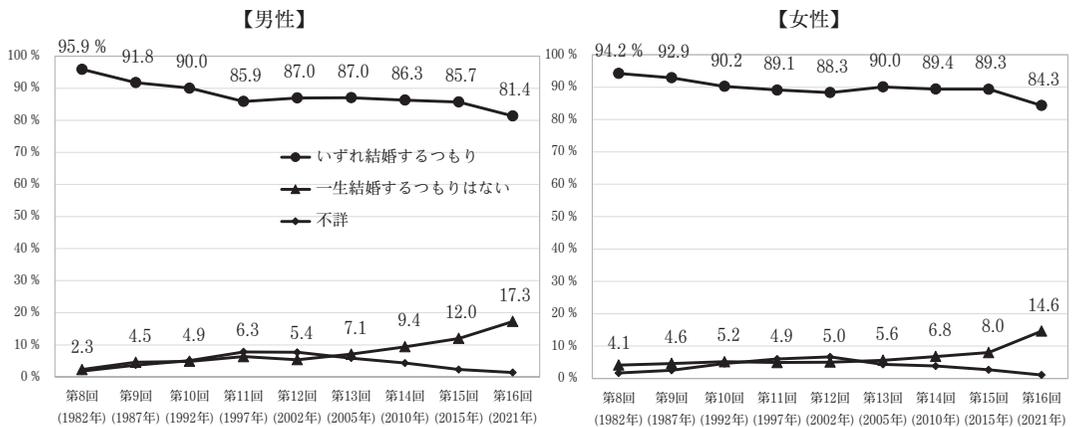


図1 調査別にみた、未婚者の生涯の結婚意思

注：対象は18～34歳の未婚者。

ことが最大の理由として挙げられているが、異性とうまくつき合えない、今は趣味を楽しみたいといった理由も微増した。

2. 交際

調査時点で「恋人として交際している異性がいる」「婚約者がいる」と回答した割合は、男性では21.1%、女性では27.8%であった。男性では2005年の27.1%、女性では2002年の37.1%をピークに低下している。異性の交際相手を持たない未婚男女は、男性で72.2%、女性で64.2%であった。その中で「とくに異性との交際を望んでいない」と答える人が増えており、未婚者全体のうち男性で33.5%、女性で同34.1%であった（図2）。

20代後半で異性と恋人として交際した経験がある未婚者は、男性で6割強、女性で7割であった。18～34歳総数でみると、未婚男女の約6割が異性との交際経験を有している。

調査時点で異性の恋人または婚約者がいる男女に、相手と知り合ったきっかけをたずねたところ、「学校で」が3割近くを占め最多であった。今回は、前回調査よりも「友人・兄弟姉妹を通じて」「職場や仕事の関係で」が減少した一方で、「ネットで」（SNSやマッチングアプリなど）が男女ともに1割以上を占めた（男性11.9%、女性17.9%）。

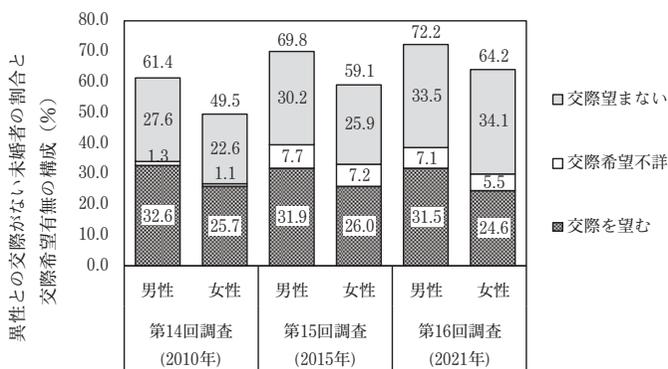


図2 調査別にみた、異性の交際相手をもたない未婚者の割合と交際の希望

注：対象は18～34歳の未婚者。

3. 希望するライフコース・子ども数

未婚女性が考える「理想のライフコース」は、出産後も仕事を続ける「両立コース」が前回の32.3%から34.0%に増加し、今回初めて最多となった。「再就職コース」「専業主婦コース」は減少した一方、今回調査では「非婚就業コース」「DINKsコース」を理想とする人も増加した。男性が自身のパートナーとなる女性に望むライフコースでは、今回「両立コース」が39.4%に増加し、「再就職コース」を上回って最多となった（図3）。

結婚相手に求める条件として重視されるのは、男女とも「人柄」「家事・育児の能力や姿勢」「仕事への理解」であるが、妻となる相手に「経済力」を求める男性、夫となる相手に「家事・育児の能力や姿勢」「容姿」を求める女性が以前よりも増加している。

結婚意思のある未婚男女の平均希望子ども数数は、1982年以降おおむね低下が続いているが、今回は男性で1.82人、女性では初めて2人を下回り1.79人となった。希望子ども数が1人以上の未婚者に子どもを持つ理由をたずねたところ、「結婚して子どもを持つことは自然なことだから」を挙げる人が男女ともに前回調査から減少した。

【選択肢に示されたライフコース像】

- ・結婚せず、仕事を続ける（非婚就業コース）
- ・結婚するが子どもは持たず、仕事を続ける（DINKs コース※）
- ・結婚し、子どもを持つが、結婚あるいは出産の機会にいったん退職し、子育て後に再び仕事を持つ（再就職コース）
- ・結婚し子どもを持ち、結婚あるいは出産の機会に退職し、その後は仕事を持たない（専業主婦コース）
- ・その他（自由記述）

※DINKs Double Income No Kids の略で、共働きで子どもを意図的に持たない夫婦のこと。

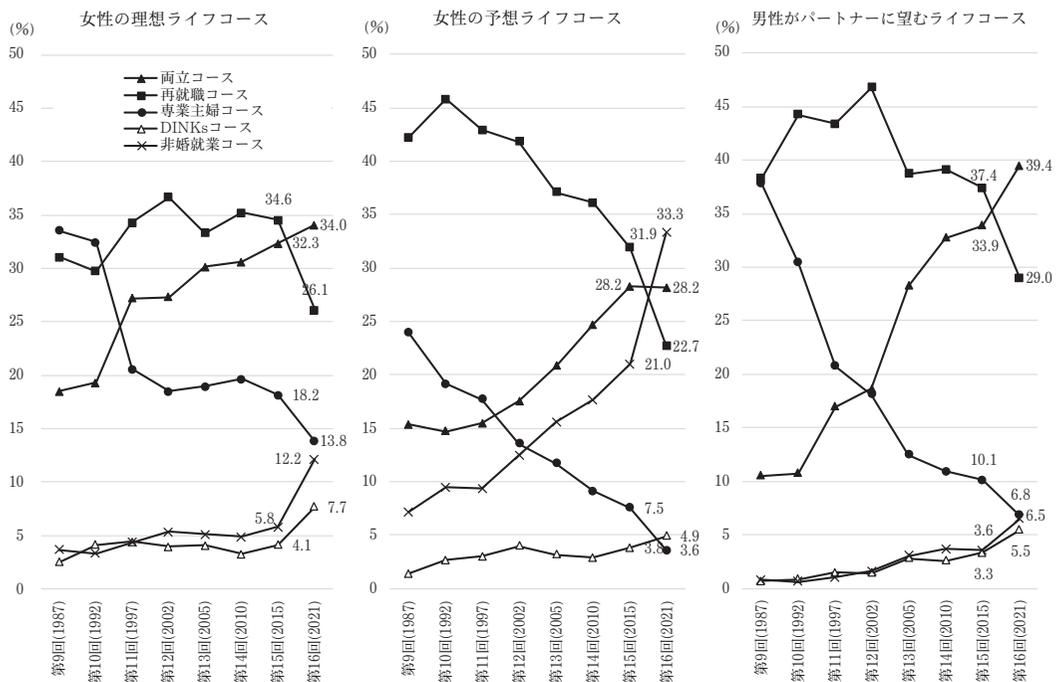


図3 調査別にみた、女性の理想・予想のライフコース、男性がパートナーに望むライフコース

注：対象は18～34歳の未婚者。その他および不詳の割合は表示省略。

4. 生活スタイル

未婚男女に自身の生活スタイルをたずねたところ、「生きがいとなるような趣味やライフワークを持っている」「一人の生活を続けても寂しくないと思う」割合が増加し、「気軽に一緒に遊べる友人が多い」「欲しいものを買ったり、好きなことに使えるお金が少ない」「仕事のために、私生活を犠牲にすることがよくある」が減少した。また生活スタイル別に「いずれ結婚するつもり」と考えている未婚者の割合をみたところ、一般に結婚意欲が高い生活スタイル、低い生活スタイルにかかわらず、すべての生活スタイルにおいて今回調査で結婚意欲が大きく落ち込んだことがわかった。

Ⅲ. 夫婦調査の結果のポイント

1. 知り合いのきっかけ

夫と妻の平均知り合い年齢は男性26.4歳，女性24.9歳，平均交際期間は4.3年で，どちらも前回まで上昇基調にあったが，今回調査では前回から横ばいであった。ただし，見合い結婚をした夫婦の平均知り合い年齢が男女ともにやや若年化する変化がみられた（夫35.6歳から33.9歳，妻32.3歳から31.7歳）。

夫と妻が知り合ったきっかけの構成比をみると，「ネットで」知り合った夫婦の割合が，2015年7月～2018年6月に結婚した夫婦では6.0%であったが，新型コロナウイルス感染拡大期を含む2018年7月～2021年6月に結婚した夫婦では13.6%と1割を超えている。この時期の結婚では，過去調査では3割を占めていた「職場や仕事で」の結婚が28.2%から21.4%に構成比を下げた（図4）。

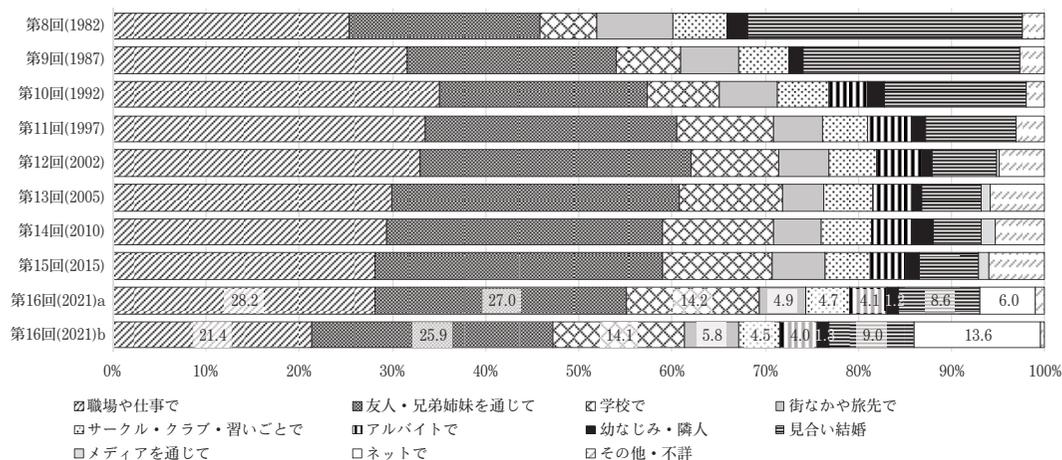


図4 調査別にみた，夫と妻が知り合ったきっかけの構成割合（調査時点より過去5年間に結婚した初婚どうしの夫婦（第16回は過去6年間の結婚））

注：対象は，第15回以前は結婚持続期間5年未満で妻の調査時年齢50歳未満，第16回は結婚持続期間6年未満で，妻が50歳未満で結婚し，妻の調査時年齢55歳未満の初婚どうしの夫婦。2021aは結婚が2015年7月～2018年6月，2021bは結婚が2018年7月～2021年6月。「メディアを通じて」は第11～15回における「その他」の自由記述のうち，（ウェブ）サイト，インターネットといった内容を抽出したもの。「ネットで」は第16回における新規の選択肢で，SNS，ウェブサイト，アプリ等によって知り合ったもの。

2. 出生子ども数

結婚から15～19年が経過し，子どもを生み終えたとみられる夫婦の平均出生子ども数（完結出生子ども数）は，前回調査の1.94人から1.90人に低下した（図5）。子どもを生み終えた夫婦のもう一つのとらえ方である妻の年齢が45～49歳の夫婦の出生子ども数も，前回調査の1.86人から1.81人に低下した。同夫婦で子どものいない夫婦は9.9%と約1割を占め，子ども1人の夫婦も19.4%と約2割を占めた。晩婚化が出生子ども数低下の要因の一

つと考えられる。

妻45～49歳夫婦の出生子ども数を居住地の人口集中地区分類別にみると、いずれの地域でも低下した。今回調査では、人口集中地区では1.74人であったが、非人口集中地区でも1.97人と初めて2人を下回った。また、地域別にみると、ほとんどの地域で低下しているが、西日本ブロック（2.08人）、名古屋圏（1.86人）で相対的に高く、大阪圏（1.63人）で低い傾向がある。

夫と妻の学歴別にみると、妻が大卒以上の場合、今回調査では平均出生子ども数やや上昇し、学歴間の格差が縮小した。

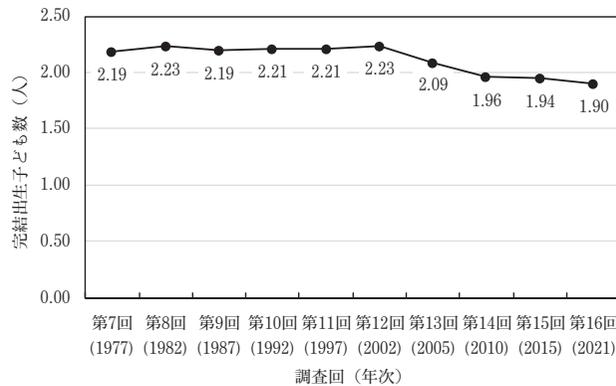


図5 調査別にみた、夫婦の完結出生子ども数（結婚持続期間15～19年）

注：対象は結婚持続期間15～19年の初婚どうしの夫婦。第15回以前は妻の調査時年齢50歳未満、第16回は妻が50歳未満で結婚し、妻の調査時年齢55歳未満の夫婦について集計。出生子ども数不詳を除き、8人以上を8人として平均値を算出。

3. 理想子ども数、予定子ども数

夫婦の平均理想子ども数は漸減しており、今回調査では2.25人であった。平均予定子ども数は前回から横ばいで2.01人であった（図6）。ただし、結婚持続期間が10年未満の夫婦では、理想子ども数、予定子ども数とも小幅に低下し、結婚5年未満の夫婦の平均理想子ども数は2.11人、予定子ども数は1.95人であった。結婚当時の予定子ども数と結婚から15～19年後の完結出生子ども数を比較すると、妻の初婚年齢が高いほど、両者の乖離が大きい。

理想とする子ども数が1人以上の夫婦に、子どもを持つ理由をたずねたところ「子どもがいると生活が楽しく心が豊かになるから」は前回までと変わらず最多である一方、減少傾向にあった「結婚して子どもを持つことは自然なことだから」「子どもは夫婦関係を安定させるから」は今回調査で選択率がさらに減少した。

また、理想の数の子どもの持たない理由の最多は、これまでと同様「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」である。妻35歳以上の夫婦では「高齢で生むのはいやだから」「ほしいけれどもできないから」といった理由も多く選択されている。

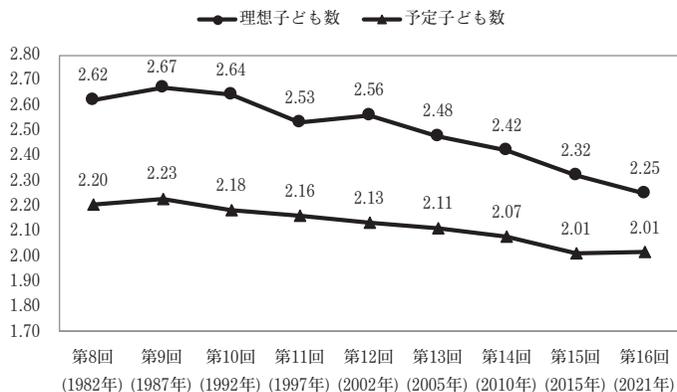


図6 調査別にみた、夫婦の平均理想子ども数と平均予定子ども数

注：対象は妻の年齢50歳未満の初婚どうしの夫婦。不詳を除き、8人以上を8人として平均値を算出。

4. 妊娠をめぐる状況

今回調査では、夫婦間の過去1か月以内における性交の有無をたずねた。妻50歳未満の夫婦で過去1か月以内に性交があった割合は37.9%で、今後子どもを持つ予定の夫婦に限ると53.3%であった。性交の際に避妊を実行した夫婦は58.3%で、避妊方法の大半はコンドームやピルなどの近代的避妊方法（国連の定義による）であった。出生調節意図のある夫婦（出産の延期または停止を希望）で、近代的避妊法により避妊を実行している割合は61.3%にとどまり、37.5%の夫婦は早すぎる妊娠や望まない妊娠を経験するリスクを有している。ただし、生じた妊娠に占める「望んだ妊娠」の割合は、最近の調査ほど高まる傾向にある。

不妊を心配したことのある夫婦は前回調査の35.0%から今回調査の39.2%へと増加した（3組に1組以上）（図7）。実際に不妊の検査・治療を受けたことがある夫婦の割合も、

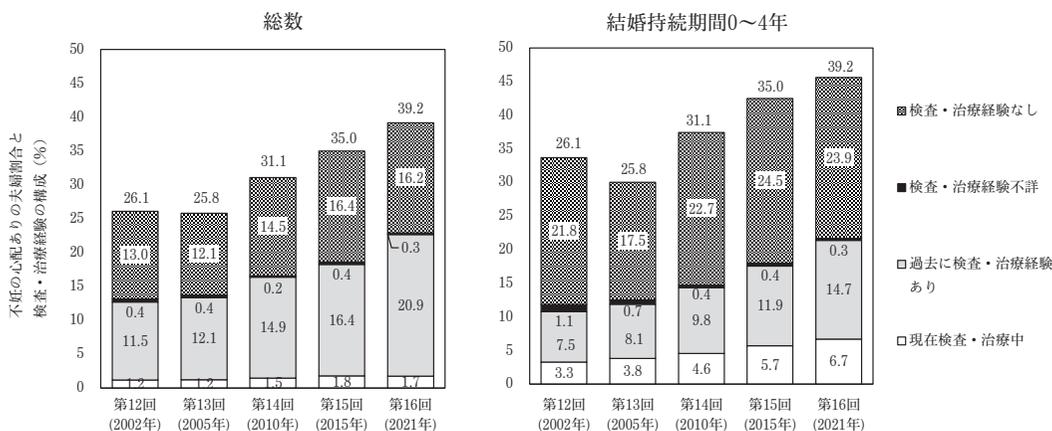


図7 調査別にみた、不妊について心配したことのある夫婦の割合と検査・治療経験

注：対象は妻の調査時年齢50歳未満の初婚どうしの夫婦。不妊について心配したことがある（心配している）と回答した夫婦の割合。

前回調査の18.2%（5.5組に1組）から今回調査の22.7%に増加した（4.4組に1組）。結婚5年未満の夫婦では調査時点で6.7%が不妊に関する検査や治療を受けている。

5. 妻の就業と子育て

出産後に就業する妻の割合が大きく上昇しており、子どもの追加予定がある夫婦の妻の就業割合は前回調査の53.2%から今回調査では70.4%に伸びた。子どもの追加予定がない夫婦（子どもを生み終えた夫婦）の妻についても、末子0～2歳の妻の就業割合が前回調査から上昇し、今回は67.0%と6割を超えた。就業形態別にみると、正規の職員として働いている妻の割合が高まっている（22.8%から38.1%へ上昇）。

政府が行う少子化対策等の達成状況を評価するデータとして用いられている、第1子の妊娠がわかったときに就業していた妻の就業継続率は、第1子出生年が2010～14年の57.7%から、2015～19年の69.5%へ上昇した（図8）。育児休業制度を利用しての就業継続率も上昇している。さらに従業上の地位別にみると、正規の職員である妻では第1子出産前後の就業継続率は、2015～19年で83.4%と高いが、パート・派遣等の非正規雇用の妻では、同40.3%であり、2010～14年の27.9%から上昇しているものの依然として正規の職員との差が認められる。

子どもの出生年別に、子どもが3歳になるまでに親がどのような子育て支援制度を利用したかについてみると、第1子が3歳までに育児休業を利用した割合は、2015～18年出生児で妻（子の母親）が43.0%、夫（子の父親）が3.7%であった。保育所等を利用した割合は、51.9%と今回初めて過半数を超えた。妻が正規雇用者で就業を継続した場合に限ると、2015～18年出生児で育児休業の利用は妻が93.1%、夫が6.3%であった。夫の育児休業利用は前回まで1%前後であったが、今回は明確な上昇を示した。また、保育所等の利

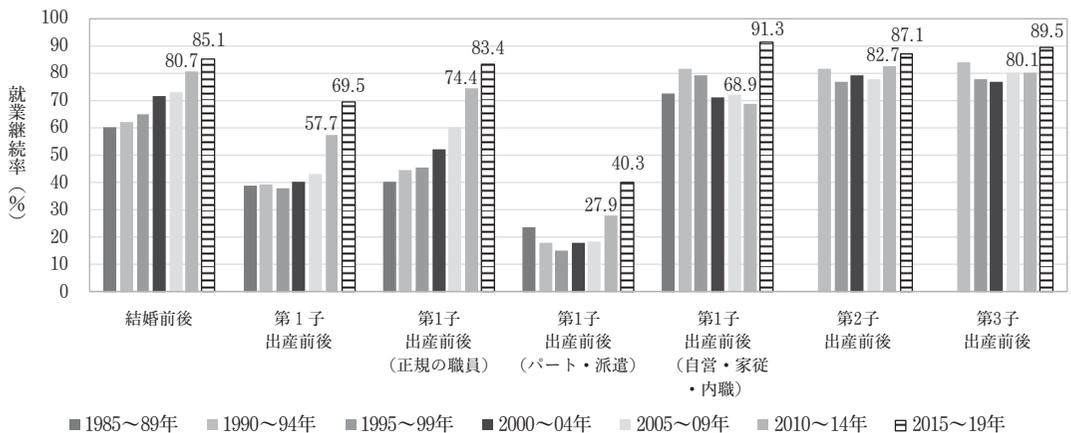


図8 結婚を決めたとき/妊娠が判明したときに就業していた妻の就業継続率

注：対象は、第15回以前は妻の調査時年齢50歳未満、第16回は妻が50歳未満で結婚し、妻の調査時年齢55歳未満の初婚どうしの夫婦。結婚前後の就業継続率は、第11回、第13～16回調査における結婚持続期間15年未満の夫婦について集計。出産前後の就業継続率は、出生子ども数が1人以上で、第1子は第12～16回調査、第2子・第3子は第13～16回調査について、子どもがそれぞれ1歳以上、15歳未満の夫婦を合わせて集計。

用は78.8%、妻の短時間勤務制度の利用は48.1%であった。

子どもが3歳までの間に夫が日常的に家事や育児を行う割合は過去15年間で徐々に増え、妻が正規の職員の場合、4割の夫が日常的に家事を行っている（妻が無職・家事の場合は2割）。

IV. 未婚者と夫婦の就業・居住・価値観に関する調査結果のポイント

1. 未婚者と夫婦の就業状況

25歳以上の未婚者の学卒直後や調査時点での就業状況を調べると、男女とも正規の職員の割合は2010年（第14回）調査で最も低く、その後は上昇に転じている。

妻30代または40代の夫婦の現在の働き方をみると、「夫自営業」「夫が正規の職員で妻が無職・学生」という組合せの夫婦の構成比が1970年代以降低下しており、「夫が正規職で妻がパート・派遣等」「夫妻ともに正規職」の組合せが増えている。10年前の2010年調査では、妻30代の夫婦において、夫が正規職で妻が無職・学生の組合せは36.8%、正規職どうしの組合せは18.1%であった。今回の2021年調査では、夫が正規職で妻が無職・学生の組合せは22.8%、正規職どうしの組合せは34.1%であり構成比が逆転した。25～34歳の未婚男女、および夫と妻に年収（調査前年の年収）をたずね、2010年調査以降と比較すると、全体的に年収の分布は上方に推移している。

子どもが3歳までの間の、夫婦とその母親（子の祖母）との居住状況をみると、1990年代後半以降、妻方の母親との近居（同じ市区町村内で別居）や夫方の母親との同居や近居が減少し、同じ市区町村以外で別居する割合が増えている。2015～18年に第1子を持った夫婦では、妻方の母親と同じ市区町村以外で別居する割合は63.6%、夫方の母親との同割合は57.2%であった。

2. 結婚前までの身近な状況

未婚者にこれまでに赤ちゃんや幼い子どもとふれあった経験があるかをたずねたところ、未婚男性よりも未婚女性のほうがそうした経験が多い。ただし、未婚男性の6割、未婚女性の5割強が、ふれあい経験がほとんどなかったと回答し、女性ではその割合が前回調査から増加した。その他、「両親のような夫婦関係をうらやましく思う」「結婚しているまわりの友人をみると、幸せそうだと思う」割合も、未婚女性では減少した（友人の結婚生活を肯定的に捉える割合が前回調査の6割から今回の5割に減少）。子どもとのふれあい経験が多いほど、また、周囲の結婚を肯定的に捉えるほど、未婚者の結婚意思が高いことが示されている。一方、妻の結婚前までの子どもとのふれあい経験や周囲の友人の結婚への肯定的評価は上昇した。

3. 結婚・家族に関する価値観

結婚や家族に関する考え方については、ほぼすべての項目で旧来的な考え（一般に過去

の調査回ほど、また高い年齢で支持されやすい考え)に対する支持が低下した。未婚者については、「結婚したら子どもを持つべき(賛成)」が、女性では67.4%から36.6%に、男性では75.4%から55.0%へ減少し、「女らしさや男らしさは必要(賛成)」も、女性では82.5%から55.9%に、男性では84.4%から68.3%に減少した。「結婚した男性にとって、家族と過ごす時間は仕事の成功よりも重要だ」は未婚男女ともに7割程度が支持した(図9)。

妻の考え方で、「女らしさや男らしさは必要」への賛成割合(85.3%から63.1%)および「結婚したら子どもを持つべき」への賛成割合(66.6%から45.8%)が減少した(図9)。

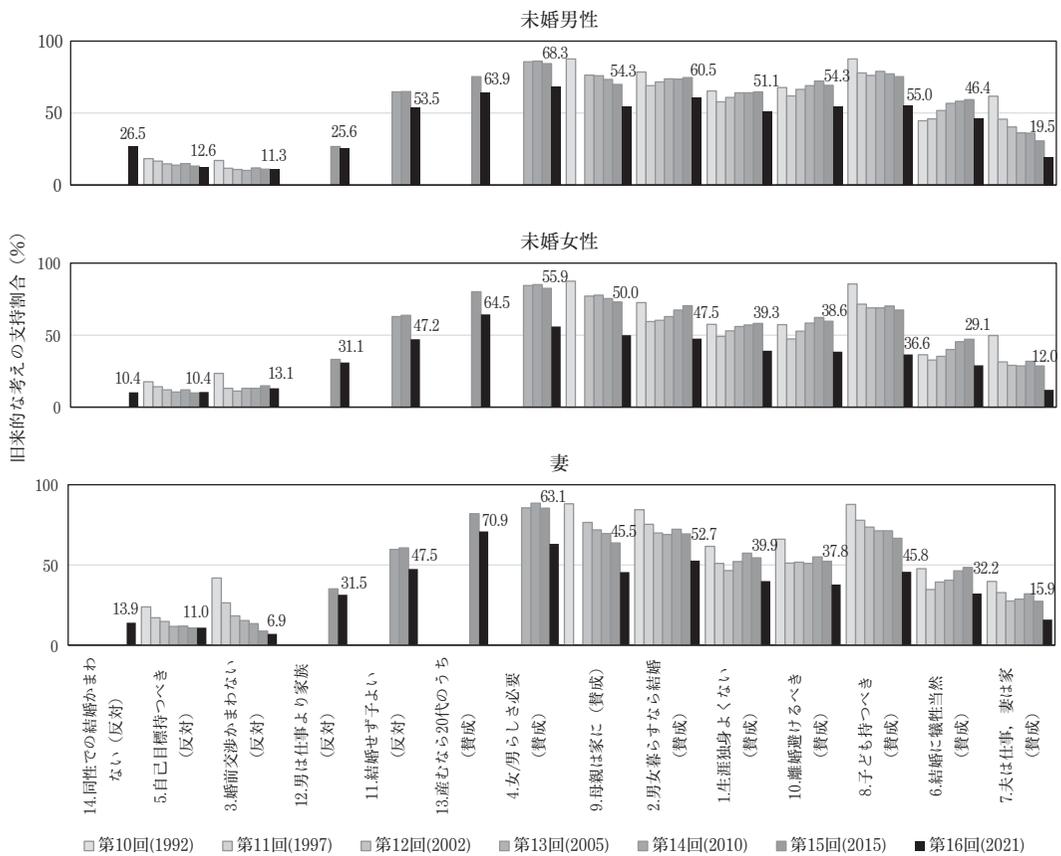


図9 調査別にみた、結婚・家族に関する未婚男女と妻の意識(旧来的な考えを支持する割合)

注:対象は、18~34歳の未婚者/年齢50歳未満で初婚どうしの夫婦の妻。ここでの「旧来的」は、一般に過去の調査回ほど、また高い年齢で支持されやすい考えを指す。

V. まとめ

本調査結果は、以下のように総括することができる。まず、未婚男女の結婚意欲や希望子ども数といった、家族形成に関わる意欲は一段と引き下がる方向に変化した。夫婦の出生過程では、子どもを持つ意欲の大きな低下は認められなかったものの、晩婚化を背景に欲しくてもできないという不妊の問題が広がっている。全体として「結婚したら子どもを持つべき」「結婚したら子どもを持つことは自然」といった、これまでの規範は後退しつつある。

男性、女性の役割については、意識と行動が共に大きく変化し、男女のあり方における違い（働き方や家事・育児分担など）が縮小に向かっている。例えば働き方については、未婚者の両立志向が広がり、妻の第1子出産前後の就業継続率が近年大きく上昇するなど、意識、実態の両面で共働き化が進んでいることが明らかとなった。

交際相手や配偶者と知り合うきっかけに大きな変化が起きており、職場や友人等を介したリアルな場で知り合う機会が減った一方で、SNSやアプリなど、インターネット上の交流の場を利用して恋人や配偶者を見つける人が増えた。

結婚・出産・子育て・家族に関する考え方については、旧来的な考え方への支持が急速に失われてきている。過半数の女性が、かつては逸脱とも考えられていた、非婚、無子、離婚、乳幼児を持つ母親の就業といった生き方を容認する態度を示すようになっている。

以上のように、本稿では6年前の前回調査と比較して大きく変化した項目、新規でたずねた項目を中心に、結果を述べた。これらの項目以外については、「I. 調査実施概要」に記した国立社会保障・人口問題研究所ウェブサイトよりダウンロードできる『結果の概要』や掲載グラフデータファイルを合わせて参照されたい。

書 評・紹 介

Sawako Shirahase ed.

Social Stratification in an Aging Society with Low Fertility: The Case of Japan

Springer, 2022, ix + 214pp.

本書は、「社会階層と社会移動に関する全国調査 (SSM 調査)」の成果をまとめた研究書である。同調査は1955年から10年おきに実施されており、本書では最新の2015年調査の結果を中心に、社会階層論が扱う様々なトピックに関する知見がまとめられている。各章の執筆者も、日本において社会階層論を専門とする一線級の研究者が揃っている。

とはいえ、本書の射程は、階層論のみにとどまらない。序文で指摘されるように、日本社会は急速な人口構造の変化を経験している。2015年のSSM調査も、こうした変化を背景に、調査対象者の上限年齢が69歳から79歳に引き上げられた(1.1)。調査プロジェクトの焦点は「社会的不平等を検討するなかで、日本の高齢化社会を考察すること」(1.2)に置かれており、人口学の観点からも、読むべきところが多くある文献だと思われる。

1章のイントロダクションで、本書の問題設定が簡潔かつ明瞭に論じられたうえで、2章以降で実証的な分析が展開される。まず2章では、戦後日本社会における世代間社会移動の開放性——人びとの到達階層が、出身階層によってどの程度規定されているか——について、長期的趨勢が示される。時代的に変化する階級分布の影響を除くと、世代間階級移動の開放性は概ね一定水準で推移しており、産業化命題が予測する開放性の拡大や、90年代以降における不平等の悪化を示す結果は得られなかったとまとめられる。

3章では同類婚 (homogamy) の趨勢が検討される。非婚化・晩婚化の進展や恋愛結婚の普及を受け、同類婚は若いコーホートで起こりにくくなっており、いずれの階層指標 (職業・学歴) においても同じ結論が得られている。4章では教育機会の不平等における長期的趨勢が検討される。教育拡大に伴う学歴価値の変化を反映した相対的学歴指標を用いると、不平等の程度は、長期的には概ね安定して推移していることが示される。

5章と6章は、ともに雇用関係に着目した分析である。5章では、職業経歴を回顧的に尋ねるSSM調査の特徴を踏まえ、長期雇用の趨勢を明らかにする。1940年代まで必ずしも一般的でなかった長期雇用慣行は、1950~70年代にかけて拡大し、長期雇用が昇進にも有利に働くようになる。しかし、1980年代以降になると、長期雇用慣行が縮小し、その有利さも失われていることが示される。6章は、正規/非正規雇用間の世代内移動を分析する。バブル崩壊以降、正規から非正規への移動は起こりやすく、非正規から正規への移動は起こりにくくなっているものの、日本の移動レジームが、大企業と公的セクターの正規雇用者を守ってきた構造に変化はみられない。

7章と8章は、人びとの意識が中心的なトピックである。7章では、教育達成への意識をめぐる学歴間の格差が検討される。1980年代後半以降に生まれた大卒者は、子どもにできるだけ高い教育を受けさせることにより肯定的であり、非大卒者との意識差が拡大している。8章では、地域レベルの不平等が政治意識に与える影響が扱われる。個人属性を条件づけても、高齢化率や財政指標の面で不利

な自治体への居住は、人びとの再分配政策への支持を促進し、自由競争への支持を抑制する。

9章と10章は、高齢者の社会経済的地位を検討する。この2つの章は、序文や1章で指摘されている、急速な高齢化が社会階層論に迫る理論・実証両面での修正——労働市場との関係で階層的地位を同定してきた社会階層論において、多くが労働市場を退出している高齢者の地位をどのように考えるか？——に、正面から取り組んでいる。9章は、高齢者の社会経済的地位を捉えるために、現役時代の職業経歴に着目する。職歴がもつ多次元の情報を推定年収に縮約し、その履歴から高齢男性の社会経済的地位を説明することで、高齢者の不平等を説明する新たなアプローチを提示している。10章も同様の問題意識のもと、フローとしての収入だけでなく、ストックとしての資産（wealth）にも注目する。高齢者については、労働市場における位置だけではなく、婚姻状態やきょうだい順序などの人口学的側面、および家族との関係が、当人の経済的地位を決めるのに重要であり、そこにはジェンダー差も確認できることが分析から示される。

評者のみるところ、本書は大きく2つの観点から読むことができる。1つは、戦後日本社会のさまざまな時代的変化を踏まえた、階層論における基本的なファクトの整理、もう1つは、人口構造の変化を背景とした、社会階層論の理論的・方法論的更新に向けた方向性の提示、である。そのどちらの目的にとっても、後続する研究者が参照すべき指針となる良書と言えるだろう。（吉田 航）

研究活動報告

The Eighth International Workshop on Biomathematics Modelling and Its Dynamical Analysis における web 招待講演

2022年8月26日残暑が厳しい中、Chinese Society of Mathematical Biology, CHINA Heilongjiang University 主催のワークショップ「The Eighth International Workshop on Biomathematics Modelling and Its Dynamical Analysis」(2022年8月26日~2022年8月28日)が開催され、筆者は日本人研究者グループの一人として招待講演を行った。この会は、8回目に当たり初回から日本人グループも参加している国際会議である。数理生物モデルと会議のタイトルにはあるが、この会議はその中でも応用数学寄りである。というのも中国では数理生物系の学科は数学科の下にあることが多く、応用数学や解析学を背景に持つ事が主流になっている。筆者はこの会議で「Stochasticity on life history and population dynamics」というタイトルで講演を行った。内容はコロナ禍における感染症研究で注目を集めている個体の異質性 (heterogeneity) の生活史、と人口動態に与える影響の数学的な理論である。筆者はコロナ以前よりこの理論の構築を長年研究してきた。反応は悪くなかったが、従来の感染症研究で用いられる常微分方程式とは違い、この理論は確率微分方程式を基本とするため彼らには馴染みが薄かったようである。中国における数理生物学の研究の中心は感染症の数理モデルの解析である。これもコロナ以前からの長い伝統を持つ。この会議での講演題目の殆どと言っても過言でないくらい感染症をテーマとしたものが多かった(当然、コロナによる世界中の関心の高さも影響している)。雰囲気はというと、この会議には長年の中国側の友人、知人もいるため、和気藹々とした雰囲気ではあった。しかし、日中間の政治的緊張の高まりから、「中国共産党」に「敵対的」である「日本」の研究者達には、所属先の情報だけでなく、パスポート番号や居所など詳細な個人情報提供を求められた。筆者としては、おざなりに対応し、先方も申し訳なきように「形式的なこと」と、深くは追求してこなかった。こうした経験から、しばらくは自由な研究集会の開催は制限されるだろうと筆者は感じた。

(大泉 嶺 記)

OECD 移民政策専門家会合 (SOPEMI)

10月10日から12日にかけてパリにある OECD 本部において移民政策専門家会合 (SOPEMI) が開催され、是川夕国際関係部長が専門家として参加した。本会合は年に一回、秋ごろ、OECD 加盟国の移民政策に関する専門家が一堂に会し、最新の国際移民の情勢について意見交換を行う場である。今回は3年ぶりの対面での開催となった。同会合では新型コロナ禍を経た後の新たな国際移動の情勢について、ロシアによるウクライナ侵攻の影響も踏まえた最新の動向について議論された。また、同会合は1972年に第1回が開催され、2022年でちょうど50周年となることから、最終日に記念会合が開催され、是川もスピーカーの1年としてアジアの国際移動の情勢について報告を行った。

(是川 夕 記)

Global Leaders Forum 2022

10月21日に韓国・ソウルで開催された Global Leaders Forum 2022に是川夕国際関係部長が参加した。同会議は韓国のテレビ局である朝鮮 TV が主催するものであり、韓国が直面する様々な課題について世界から有識者を招いて開催されるものである。是川は同会議中、Can 'Replacement Migration' be a Solution to the Declining Size of Working Population in Korea?に米国ノースカロライナ大学チャペルヒル校のロバート・A・ハマー卓越教授、フィリピン政府海外フィリピン人委員会のジャネット・B・ラモス氏とともにスピーカーの1人として参加し、日本の人口減少とそこにおける移民の役割について講演を行った。日本と同様、出生率の低下による急速な高齢化、人口減少に直面する韓国において、国際人口移動の重要性が高まっていることがうかがわれた。

(是川 夕 記)

北京論壇人口分科会

北京論壇 (Beijing Forum) は、北京大学が「文明の調和と共栄」を総合テーマに、2004年から国内外の関係者、専門家を招聘し毎年開催されているもので、2022年は少子化と人口減少という新たな人口局面に入った中国の人口問題意識を基調に人口分科会が設置され「80億の人口: 世界の人口パターンと経済、社会、文明の持続可能な発展」と題する会合がハイブリッドで2022年11月18日 (金) に開催された。筆者は日本の人口減少とその対策に関する報告をオンラインで行った。会合にはジョン・ウイلمス国連人口部長もオンラインで参加し、陳功北京大学人口研究所所長、賀丹中国人口与發展研究中心所長、翟振武中国人民大学人口与發展研究中心所長といった北京における人口研究組織の代表者、杜鵬中国人民大学老年学研究所所長や胡鞍鋼精華大学国情研究院院長など関連分野の研究組織代表者、およびウォルフガング・ルッツ国際応用システム分析研究所 (IIASA) 暫定副所長、ピーター・マクドナルドオーストラリア大学名誉教授を含め、中国国外からも多くのオンライン報告があった。

(林 玲子 記)

第37回日本国際保健医療学会学術大会

2022年11月19日 (土) ~20日 (金) に、愛知県長久手市の愛知県立大学長久手キャンパスとオンラインのハイブリッド開催で、柳澤理子愛知県立大学看護学部教授を大会長に第37回日本国際保健医療学会学術大会が開催された。筆者はシンポジウム「グローバル・ヘルスとデータサイエンス」にて「拡大・進化するオープン・データその種類と活用方法」と題する報告を、一般演題で「COVID-19 and Mortality Deficit in Asia in 2020」と題する報告をそれぞれ行った。感染防止に細心の注意を払って開催され、懇親会などはなかったものの、顔を合わせて議論することの重要性が再認識された。

(林 玲子 記)

2022地方創生フォーラム in 秋田

秋田県は2000年以降人口減少が日本で一番著しく、また若者人口割合も一番低い県であり、地方創

生は喫緊の課題となっている。このような中、秋田県と（一財）地域活性化センターが2022年11月21日に秋田キャッスルホテルで『若年女性の定着・回帰ができる地域づくり』をテーマに「2022地方創生フォーラム in 秋田」を開催し、筆者は「秋田県の女性活躍と地方創生」と題する基調講演を行った。

基調講演の後、秋田県の地域創生の立役者である、onozucolor 石田万梨奈代表、秋田魁新報社三浦ちひろ文化部次長、細谷内科医院細谷拓真副院長をパネリストに、筆者をコーディネーターとして議論が行われた。医師会場は若い女性で埋め尽くされ、関心の高さを伺わせたが、議論では、若者の声を聴くこと、また価値観を押し付けないことの重要性などが指摘された。（林 玲子 記）

タイ・マヒドン大学人口・社会研究所における国際人口移動に関する 学術会議への参加

2022年11月30日から12月1日にかけて、タイ・バンコク郊外にあるマヒドン大学人口・社会研究所（Institute for Population and Social Research: IPSR）にて、同研究所の人口移動研究センター（Mahidol Migration Center）が主催する国際人口移動に関する学術会議が開催された。マヒドン大学 IPSR は、人口研究および開発研究分野を中心に約40名の専任研究者によって構成される教育・研究機関であり、国際的な学術誌 *Journal of Population and Social Studies* を刊行するほか、英語による人口学の大学院博士課程プログラムを長年にわたって運営するなど、東南アジア地域における人口研究の中心的な機関の一つとして位置づけられている。また、アジア人口学会（Asian Population Association）が本部事務局を置くことでも知られる。

本学術会議は、Mahidol Migration Center Regional Conference として2010年以降ほぼ隔年で開催され、アジアにおける国際人口移動および移民・エスニシティ問題を中心的なテーマとして、各国・地域から参加する専門家による研究報告や意見交換のプラットフォームを提供してきた。COVID-19の拡大の影響により前回会議から4年ぶりの開催となった今回の第6回会議（The 6th MMC Regional Conference）のテーマは、*From New Normal to the Next Normal: Migration Research and Policy in the Changing World* であった。本研究所からは、一般会計プロジェクトとして新設された「国際移民研究ユニット（IPSS-MRU）」の活動の一環として国際関係部の中川雅貴が参加し、*International Migration to Japan under COVID-19: Regional Patterns and Prospects* と題する研究報告を行った。

2日間の日程で7つのセッションが設けられ、計30の研究発表が行われたのに加えて、3つのラウンドテーブル・セッションが企画され、それぞれ活発な議論が交わされた。主催者側の発表によると、2日間の会議には26か国から計150名以上が参加したということであった。アジアをはじめとする各国の大学や政府系の研究機関に所属する研究者だけではなく、バンコク市内に所在するILOの地域事務所や国連 ESCAP 等の国際機関、そして国際 NGO/NPO の関係者といった多様な立場からの報告が行われた。また、マヒドン大学 IPSR の博士課程の大学院生や若手スタッフによる研究報告を聴講したり、意見交換を行う機会も多かったが、その水準の高さや意欲的な調査研究プロジェクトの内容に大いに刺激を受けた。

なお、本会議の参加に際しては、主催者側から事前に宿舎に届けられた COVID-19 の抗原検査キット（ATK）による陰性結果の提出が課されたほか、会議開催中も登壇時以外は原則としてマスク着用が求められるなど、“New Normal” 下で国際会議を開催するうえでの慎重な配慮が伺えた。筆者にとっては、コロナ禍を経てちょうど3年ぶりとなる国外出張であったが、思いがけない再会や、研

究上のネットワークを広げるうえでの新たな出会いもあり、こうした国際会議に出席して対面で交流を深めることの意義をあらためて実感する機会となった。

(中川雅貴 記)

韓国国土交通部第9回住宅都市財政国際フォーラム

韓国では人口減少がはじまり、日本同様、都市への人口集中と人口高齢化に応じた適切な国土計画の策定が重要な課題となっている。そのようななか、韓国国土交通部及び住宅都市保証公社は、社会経済状況や人口変化に対応した住宅都市政策に関する、第9回住宅都市財政国際フォーラムを韓国ソウル市コンラッドホテルにて2022年12月7日に開催し、筆者はパネル討論者として参加した。フォーラムでは開会式に続いて社会経済変化、人口変化に応じた住宅・都市政策に関する2つのセッションが行われ、対面で韓国、英国、シンガポール、OECD、日本（筆者）、オンラインで米国、ドイツ、フィンランドの専門家が講演し、会場参加者を交え議論が行われた。

本件は、コロナ後初の韓国出張であり、フォーラム後は世宗市に移動し、国立社会保障・人口問題研究所と研究連携体制にある韓国保健社会研究院（KIHASA）にて日中韓の年金制度に関するワークショップを行い、また韓国国土研究院にて日本の人口減少施策に関する報告を行った。

(林 玲子 記)

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

江崎 雄治 専修大学文学部
加藤 彰彦 明治大学政治経済学部
黒須 里美 麗澤大学国際学部
小西 祥子 東京大学医学部
佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員
中澤 港 神戸大学大学院保健学研究科
和田 光平 中央大学経済学部

所内編集委員

田辺 国昭 所長
林 玲子 副所長
矢野 正枝 企画部長
是川 夕 国際関係部長
小島 克久 情報調査分析部長
小池 司朗 人口構造研究部長
岩澤 美帆 人口動向研究部長

編集幹事

清水 昌人 企画部室長
千年よしみ 国際関係部室長
久井 情在 国際関係部研究員
布施 香奈 情報調査分析部室長
別府 志海 情報調査分析部室長
釜野さおり 人口動向研究部室長
吉田 航 人口動向研究部研究員
大泉 嶺 人口構造研究部主任研究官
貴志 匡博 人口構造研究部主任研究官

人 口 問 題 研 究

第79巻第1号
(通巻第324号)

2023年3月25日発行

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

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

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

目次 第79巻第1号 (2023年3月刊)

特集：第8回世帯動態調査

- 特集によせて……………小池司朗・ 1～ 2
地域における人口減少下の世帯変動……………小山泰代・ 3～ 20
高齢者の家族類型と介護保険サービスの地域差
……………清水昌人・ 21～ 36
世帯動態調査における非標本誤差の動向：50歳未満離家経験者は
減少しているのか？……………菅 桂太・ 37～ 63

研究論文

- 離婚に伴う女性の経済状況の変化
—長期パネルデータを用いた再検討—……………斉藤知洋・ 64～ 84

資料

- 新聞記事で振り返る2022年の人口問題
……………今井博之・ 85～ 88
日本における結婚と出産の動向—第16回出生動向基本調査
(2021年社会保障・人口問題基本調査)の結果より—
……………岩澤美帆・守泉理恵・釜野さおり・余田翔平・
吉田航・斉藤知洋・別府志海・是川夕・ 89～ 99

書評・紹介

- Sawako Shirahase ed.
Social Stratification in an Aging Society with Low Fertility:
The Case of Japan (吉田航)……………・100～101

- 研究活動報告……………・102～105