

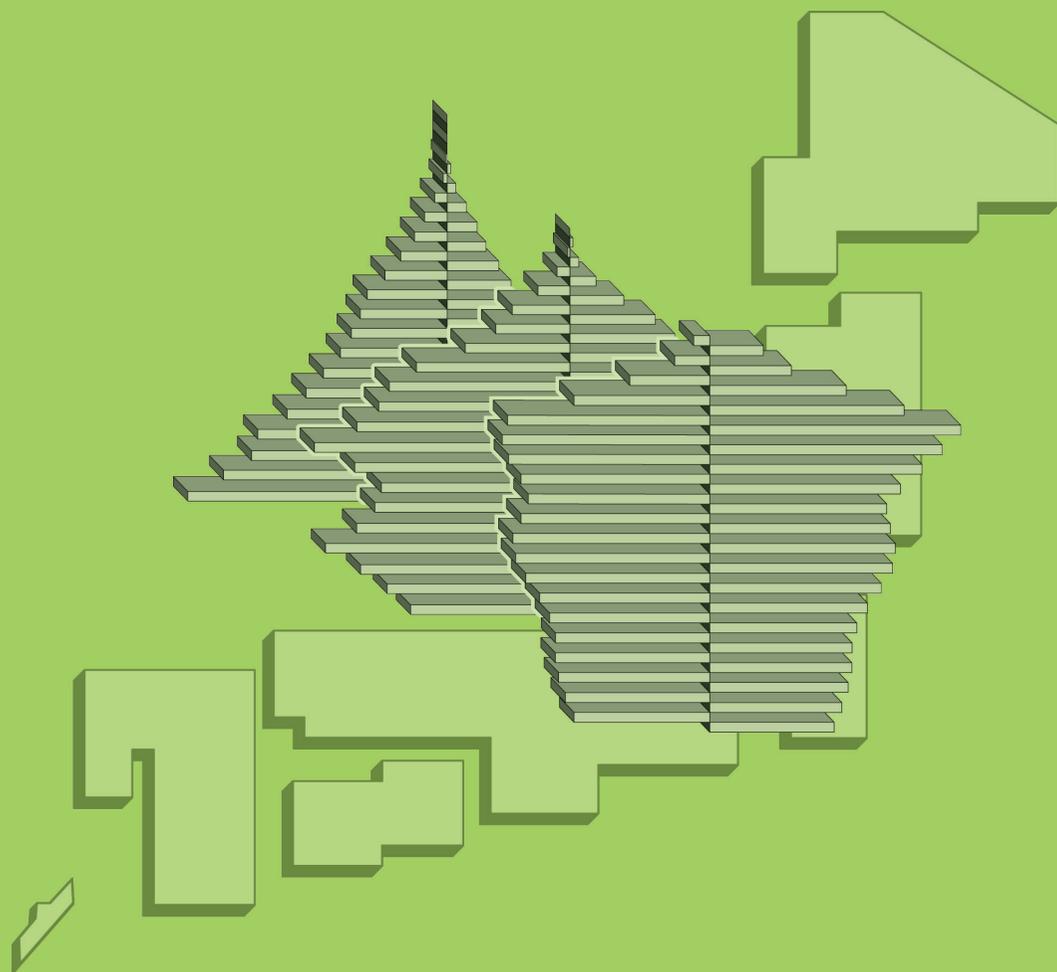
人口問題研究

Journal of Population Problems

第80巻第3号 2024年

特集Ⅰ：長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

特集Ⅱ：第16回出生動向基本調査（その2）



国立社会保障・人口問題研究所

『人口問題研究』編集規程

I. 編集方針

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

II. 発行回数および発行形態

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

III. 執筆者

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

IV. 査読制度

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

V. 著作権

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

2013年2月

人口問題研究

第80巻第3号(2024年9月)

特集Ⅰ：長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

特集によせて……………津谷典子・299～300

結婚の多相生命表：基礎的概念と手法……………石井 太・301～325

年次別およびコーホート別の結婚の多相生命表：

1980～2021年および1965～1985年生まれの結婚をめぐる

日本人のライフコース

……………別府志海・石井太・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑・326～343

多相生命表からみた近世東北農村の結婚行動

……………津谷典子・黒須里美・石井太・344～364

多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計

……………石井太・別府志海・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑・365～384

特集Ⅱ：第16回出生動向基本調査（その2）

子ども期の家族の不安定性

一回顧式調査による子世代の家族履歴データの構築とその応用—

……………斉藤知洋・余田翔平・岩澤美帆・385～403

書評・紹介

Population Geography (清水昌人) ……………•404

研究活動報告 ……………•405～412

アメリカ人口学会2024年大会—ICPD30 グローバルダイアログ（バ

ングラデシュ）—日本の外国人労働者政策に関する国際シンポジウ

ム—日本人口学会第76回大会—移民・市民権政策の倫理的ジレンマ

に関する国際ワークショップ—韓国数理生物学会およびアメリカ数

理生物学会共催の合同学術会議（KSMB-SMB2024）—国連世界人

口推計2024年版解説セミナー

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)
Vol.80 No.3
2024

**Special Issue I: Marriage Behavior in Japan in a Long Term Perspective:
Analyses Using Marital Status Multistate Life Tables**

Introduction.....TSUYA Noriko•299-300

Marital Status Multistate Life Tables: Basic Concepts and Methods
.....ISHII Futoshi•301-325

Multistate Life Tables on Marital Status: A Period and Cohort Analysis of
the Japanese Life Course from 1980 to 2021 and Birth Cohorts from
1965 to 1985BEPPU Motomi, ISHII Futoshi, YODA Shohei,
IWASAWA Miho and HORIGUCHI Yu•326-343

Marriage Behavior in Preindustrial Northeastern Japanese Villages:
An Analysis Using Marital Status Multistate Life Tables
.....TSUYA Noriko, KUROSU Satomi and ISHII Futoshi•344-364

Population Projections Using Marital Status Multistate Life Tables
.....ISHII Futoshi, BEPPU Motomi, YODA Shohei,
IWASAWA Miho and HORIGUCHI Yu•365-384

Special Issue II: The Sixteenth Japanese National Fertility Survey (Part 2)

Childhood Family Instability in Japan: Construction of Family History
Data for Children by Retrospective Social Survey and Its Application
.....SAITO Tomohiro, YODA Shohei and IWASAWA Miho•385-403

Book Review

Population Geography (SHIMIZU Masato)•404

Miscellaneous News

.....
*National Institute of Population
and Social Security Research*
Hibiya Kokusai Building 6F
2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-0011

特 集 I

長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

特集によせて

津 谷 典 子*

本特集は、18～19世紀の近世、1980～2021年を中心とした現代、そして2021～2070年の将来について、結婚の多相生命表を用いて、わが国の男女の結婚行動の特徴と変化を長期的時間軸の下でライフコースの視点から探ることを目的とする研究の成果をまとめたものである。この研究では、近代化以前の歴史人口、直近40年間の現代人口、そして今後50年間を展望する将来人口という大きく異なる時代背景をもつ人口のそれぞれについて、多相生命表を共通の分析枠組として用いて、結婚とその解消及び死亡に関するライフコース指標を推計することにより、結婚行動の変化を長期的視点から比較・考察している。

人口学研究において、長期的な視点からの分析は重要かつ有用であるものの、一般的に、大きく異なる社会経済状況にある時期・時代の人口集団を同時に比較することは困難な課題である。その主因は、分析に用いることのできるデータに時期・時代によって大きな違いがあり、そのため共通して用いることのできる分析手法に限られることである。本研究では、この難題を克服するため、結婚の多相生命表を共通の分析法として用いて、この手法を過去・現代・将来のそれぞれの人口に適用可能となるようにデータを構築・加工して分析することによって、男女の結婚行動について時代を超えて比較可能な分析結果を示している。

本特集は4つの論文によって構成され、最初の論文（「結婚の多相生命表：基礎的概念と手法」）では、本特集を貫く根幹とも言える結婚の多相生命表について、その基礎的概念と手法を解説し、多相生命表により推計されるライフコース指標について説明している。次に、1980年以降40年間の現代人口を対象とした論文（「年次別およびコーホート別の結婚の多相生命表：1980～2021年および1965～1985年生まれの結婚をめぐる日本人のライフコース」）では、国勢調査や人口動態統計調査などのマクロの公的統計データを用いて、1980～2021年の各年次別に加えてコーホート別にも結婚の多相生命表を作成し、そこから得られるライフコース指標の変化をそれぞれの視点から要因分解することにより、現代日本の男女の結婚行動の変化の特徴と要因を分析している。

そして、近代統計制度が整備される以前の18～19世紀の東北農村人口を対象とした論文

* 慶應義塾大学

(「多相生命表からみた近世東北農村の結婚行動」)では、代表的な近世人口史料のひとつである人別改帳情報から構築されるマイクロパネルデータを用いて男女の多相生命表を作成し、時期(18世紀と19世紀)別にライフコース指標を推計することにより、近代化以前の東北地方の農村に生きた男女の結婚行動とその変化を描き出している。最後に、2021年以降50年間の将来人口を対象とした論文(「多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計」)では、2021~2070年の各年次について、結婚の多相生命表に基づくマクロシミュレーションにより男女別に配偶関係別各歳人口を将来投影し、その政策的インプリケーションについて今後予想される結婚行動の変化を中心に考察している。

本特集の論文は、JSPS 科研費 JP21H00777・23K20645(「長期的視点からみたライフコース変化の多面的実証研究」, 研究代表者:津谷典子), 厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)) JPMH20AA2007(「長期の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), 及び厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)) JPMH23AA2005(「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」, 研究代表者:小池司朗)という3つの研究プロジェクトによる共同成果であるとともに、2023年6月に開催された日本人口学会第75回大会の企画セッション2「長期的視点からみた日本の結婚行動の変化:多相生命表アプローチ」(組織者:津谷典子)での報告が原型となっている。この企画セッションでは、国立社会保障・人口問題研究所の小池司朗人口構造研究部長と菅 桂太人口構造研究部第1室長から、討論者として多くの貴重なコメントを頂いた。それらによって、本特集における各論文がより深化したものとなったことに、心よりの謝意を表す。

本特集は、過去・現在・未来という時代によって大きく異なる種類のデータに対して結婚の多相生命表という共通の分析枠組を適用することにより、比較可能な形で男女の結婚行動の変化を統計的に再現することを目指している。ここで示される分析結果から、人々の生き様の変化を感じ取って頂ければ幸いである。

特 集 I

長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

結婚の多相生命表：基礎的概念と手法

石 井 太*

本稿は、本特集で用いる結婚の多相生命表に関する基礎的概念と手法、及び多相生命表から得られるライフコース指標について包括的に論じるとともに、その応用のひとつとして、実績値から単純に求められる配偶関係別平均死亡年齢の問題点等を指摘した上で、結婚の多相生命表から得られる配偶関係別の各死亡水準指標の有効性を示すことを目的とする。

結婚の多相生命表については日本でも多くの先行研究が蓄積されてきたが、本特集のように、大きく異なる時代の人口を同時に対象とした分析は、比較可能な形で結婚の多相生命表を作成することが困難であることからこれまで行われていない。本稿では、様々な時代の人口を対象とした分析において共通して用いられることを念頭に置いて、結婚の多相生命表に関する基礎的概念とその手法、及び結婚の多相生命表から得られるライフコース指標について包括的に検討する。

本特集を構成する各論文は結婚の多相生命表分析の有効性を具体的に示すものであるが、本稿で説明する方法論は、それらの分析を共通して支える礎といえることができる。

キーワード：多相生命表、結婚、配偶関係、方法論

I. はじめに

多相生命表 (multistate life tables) とは、通常生命表が生存と死亡という二つの状態のみを考えるのに対して、生存を複数の状態に分け、その状態間の遷移と死亡による減少を対象とする生命表である。多相生命表には様々な応用が存在するが、配偶関係間の遷移を表現し、その分析に活用することが可能な結婚の多相生命表はその一つの重要な応用例である。結婚の多相生命表では、生存状態を複数の配偶関係状態に分け、未婚状態で出生した者が、年齢の経過とともに死亡のリスクにさらされながら、結婚や結婚の解消というイベントの生起による配偶状態の遷移を経験していく様子を生命表形式として記述する。また、結婚の多相生命表からは、通常生命表における生存数、定常人口などの生命表関数が配偶関係別に得られるほか、生涯の初婚確率や初婚の平均年齢など、この多相生命表に従って経験される結婚とその解消を表す様々なライフコース指標を得ることができる。本特集では様々な時代における結婚行動の変化を分析するが、一定の期間あるいは特定の

* 慶應義塾大学

出生コーホートに関する結婚の多相生命表を作成することにより、幅広い時間軸に対して共通の方法論に基づいて、結婚行動の変化によるライフコースの違いを比較することが可能となる。

そこで、本稿は、本特集で用いる結婚の多相生命表に関する基礎的概念と手法、及び多相生命表から得られるライフコース指標について包括的に論じるとともに、その一つの応用として、実績値から単純に求められる配偶関係別平均死亡年齢の問題点等を指摘した上で、結婚の多相生命表から得られる配偶関係別の各死亡水準指標の有効性を示すことを目的とする。

II. 結婚の多相生命表に関する先行研究

本節では、多相生命表、特に結婚の多相生命表に関する先行研究について説明する。

Schoen (1988b) や Hoem (1975) によると、多相生命表に関する最も初期の研究例としては、Du Pasquier (1912, 1913) による、健康と障害という2つの状態を有する障害保険に関する多相生命表分析を挙げることができる。また、その他にも、フランスの配偶関係パターンの分析を行った Depoid (1938)、癌患者の回復・死亡に関する分析を行った Fix and Neyman (1951) などの初期の先行研究があるとしている。

その後、多相生命表はコンピュータの利用が進んだ1970年代以降、Schoen による配偶関係分析を目的とした増減表 (increment-decrement life table) の開発 (Schoen 1975, 1988a)、Rogers を中心とするグループによる地域別の出生率・死亡率格差や地域間人口移動の分析を目的とした多地域生命表 (multi-regional life table) の開発 (Rogers 1980, 1995) によって研究が進展してきた (別府 2018)。また、近年特によく利用される健康生命表分析においても、健康状態・不健康状態間の遷移を考えた多相生命表による健康生命表の作成など (Saito et al. 2014)、多相生命表は幅広く応用されている。

本特集で用いる多相生命表は、「結婚の多相生命表」もしくは「配偶関係別多相生命表」と呼ばれるものである。結婚の多相生命表にはいくつかの種類があるが、その中の一つとして、生存に関して S :未婚, M :有配偶, W :死別, V :離別という配偶関係の4状態を考えて、 x 歳以降の n 年間における状態間の遷移確率と各配偶関係状態における死亡確率を用いて、配偶関係の変化を生命表形式で記述するものが多く用いられる。

このような形式で日本の結婚の多相生命表作成を行った先行研究として、高橋 (1989a)、高橋 (1989b)、高橋 (1991)、Takahashi (1993)、池ノ上・高橋 (1994)、高橋 (1994)、高橋 (1995)、高橋 (1997)、高橋 (2001a)、高橋 (2001b)、別府 (2002)、別府他 (2018) などが挙げられる。

なお、配偶関係の分析に生命表を用いる研究としては、未婚者が死亡と初婚という二つの要因によって減少していく様子を多重減少生命表によって表した「初婚表」(岡崎 1940, 伊藤 1983)、夫婦単位の結婚生活の解消を、離婚、夫の死亡、妻の死亡という3つの要因による多重減少生命表で表した「結婚の生命表」(金子 1995) などがあるが、結婚

の多相生命表は配偶関係状態間の遷移を考慮している点で、これらに比べてより包括的に配偶関係の変化を記述できるという利点を有している。

また、岩澤（2013）は、未婚者が初婚によって減少していく過程を、婚前妊娠の有無や婚前同棲の有無別等にタイプ分けし、多重減少生命表を用いて初婚構造の変化を分析した研究であり、配偶関係状態間の遷移だけでなく、初婚に関する構造変化の分析に対しても、生命表の利用が有効であることが示されている。

なお、配偶関係による死亡水準の違いを表現する「配偶関係別生命表」（石川 1996, 1999, 厚生省人口問題研究所 1988）というものがあり、結婚の多相生命表の別名である「配偶関係別多相生命表」と名称が似ているために混同しやすいが、両者は全く別のものである。特に「配偶関係別生命表」により示される配偶関係別の平均余命（平均死亡年齢）はその解釈が難しく、利用に際して注意が必要な点が存在する。この点については後で詳しく述べることにしたい。

III. 結婚の多相生命表作成の方法論

本特集では、1980～2021年の全国を対象とする「現代人口」、2022年以降の全国を対象とする「将来人口」、18～19世紀東北地方農村を対象とする「歴史人口」における結婚の多相生命表の作成を行い、また、これらについて、期間多相生命表またはコーホート多相生命表の作成を行うが、これを一覧表にまとめたものが表1である。ここで用いられる多相生命表に関する期間・コーホートという概念は、一定の期間に観察される状態間遷移確

表1 本特集で作成する多相生命表

| | 基礎データ | 期間多相生命表 | コーホート多相生命表 |
|------|----------|--------------------------------------|----------------------|
| 現代人口 | 期間データ | 1980～2021年の各年 | 1965～2070年の各年出生コーホート |
| 将来人口 | 期間データ | 2022～2070年の各年(2071年以降は2070年の値で一定とする) | |
| 歴史人口 | コーホートデータ | 全期間(18～19世紀), 18世紀, 19世紀 | — |

率と死亡確率による仮設（疑似）コーホートに基づいて構築される期間生命表、実際の出生コーホート集団に関する状態間遷移確率と死亡確率に基づくコーホート生命表という、生命表の構築上のモデルとしての概念であり、基礎となるデータが期間観察で得られるものであるのか、それともコーホート観察で得られるのかということとは異なることに留意が必要である。

具体的には、現代人口の基礎となるデータは、国勢調査または人口動態調査に基づいており、これらは特定年次（期間）の観察から得られるデータである。そこで、対象となる1980～2021年の各年次について、当該期間の状態間遷移確率と死亡確率による仮設コーホートに基づき、期間多相生命表を作成する。さらに、将来人口については、現代人口で作成した期間多相生命表から、将来の2022～2070年の各年次（期間）の状態間遷移確率と死亡

確率を将来推計し、同様に期間多相生命表を作成する。この際、遷移確率と死亡確率の将来推計は、国立社会保障・人口問題研究所（2023）による「日本の将来推計人口（令和5年推計）」と整合的になるように行われている。

一方、歴史人口の分析で基礎となるのは、奥州二本松藩2村（陸奥国安積郡下守屋村と同国安達郡仁井田村）に居住する人口を定期的に調査した「人別改帳」から、史料に記載された世帯単位の同一個人の情報の時系列で連結することにより実際のライフコースを再構築したデータであり、コーホート観察に基づくデータである（津谷他 2024）。しかしながら、本特集においては、このようなコーホート観察に基づく歴史人口のデータから得られる状態間遷移確率と死亡確率を、18～19世紀の全期間、18世紀のみ、19世紀のみの3通りの期間に限定して、これらをそれぞれの期間において観察されたデータであると考え、仮設コーホートに基づいて期間多相生命表の作成を行う。

また、コーホート多相生命表については、現代人口・将来人口を対象として、1965～2070年の各年の出生コーホートについて多相生命表を作成する。これらは、先述した現代人口及び将来人口の期間多相生命表の状態間遷移確率と死亡確率を出生コーホート別に組み替えることにより作成するものである。

以下、本稿では、最初に期間多相生命表の期間遷移確率と期間死亡確率の推計方法について説明し、次に、コーホート多相生命表の基礎となる期間遷移確率と期間死亡確率の将来推計について述べる。そして、その後、これらを用いた期間・コーホート多相生命表の構築手法、及びこれらの多相生命表から得られるライフコース指標の推計方法について説明する。

1. 期間遷移確率・期間死亡確率の推計

本研究では、配偶関係を未婚、有配偶、死別、離別の4状態とし、これに死亡を加えた5つの状態を、 S :未婚、 M :有配偶、 W :死別、 V :離別、 D :死亡で表す。なお、結婚は配偶者の死亡または離婚によって解消され、これによって有配偶状態から死別状態あるいは離別状態への遷移が起きるが、本稿ではこの遷移を起こす事象として、それぞれ死別、離別という表現を用いる。すなわち、死別によって死別状態に遷移し、離別によって離別状態に遷移するとする。ただし、通常の使用法と同様に、遷移に関しては、「離婚」という表現も併用することとする。

図1はこれらの状態を有する結婚の多相生命表の概念を示したものである。結婚の多相生命表の作成にあたっては、この図に含まれる配偶状態間遷移確率及び死亡確率 ${}_1q_x^{ij}$ ($i, j = S, M, W, V, D$) の推計が必要となる。具体的には、未婚者初婚確率 ${}_1q_x^{SM}$ 、有配偶者死別確率 ${}_1q_x^{MW}$ 、有配偶者離別確率 ${}_1q_x^{MV}$ 、死別者再婚確率 ${}_1q_x^{WM}$ 、離別者再婚確率 ${}_1q_x^{VM}$ の5種類の遷移確率、および各配偶状態の死亡確率 ${}_1q_x^{iD}$ である4種類の死亡確率である。

歴史人口の場合には、個人の履歴を記録したコーホート（パネル）データが「人別改帳」情報から得られることから、これらの遷移確率や死亡確率を直接推計することが可能であ

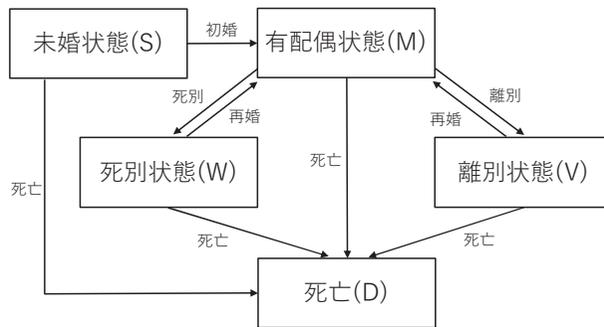


図1 結婚の多相生命表の概念図

る。一方、現代人口の分析では、個人ベースではなく、総人口ベースのクロスセクションデータを用いることから、これらの遷移確率や死亡確率を直接得ることができないため、ある年次における配偶関係別リスク対応生存延年数（配偶関係別人年）とその年次における状態間遷移数から遷移率を推計した後、これを遷移確率に変換することが必要となる。

ここで、現代人口に関する結婚の多相生命表の状態間遷移数については、人口動態統計調査から各年のデータを得ることが可能であるのに対し、配偶関係別リスク対応生存延年数は、国勢調査の配偶関係別人口が基礎データとなることから、日本の結婚の多相生命表の先行研究においては、国勢調査が実施された年のみを対象として多相生命表の作成が行われた。しかしながら、本研究における現代人口の結婚の多相生命表では、コーホート多相生命表を作成するために、国勢調査年だけではなく、中間年（国勢調査が実施されない年）についても期間多相生命表を作成することが必要となる。

このため、本研究では、国立社会保障・人口問題研究所による「日本版死亡データベース」(JMD) のリスク対応生存延年数を基礎として、これを配偶関係別に分けることとする。日本版死亡データベースでは、1947年以降の各年に対し、統一的方法により性別・年齢別のリスク対応生存延年数が提供されており（石井 2015）、本研究が必要とする各年の多相生命表の基礎として適したものとなっている。また、遷移確率の将来推計において全配偶関係の死亡確率を用いる際にも、日本版死亡データベースの生命表が基礎となっている。このように、本研究における各年の期間多相生命表の作成に当たっては、その前提として、日本版死亡データベースの整備が重要な役割を果たしていることは特筆に値する。

具体的な配偶関係別リスク対応生存延年数は、男女別に、以下の手順により推計する。すなわち、 ${}_1E_x[l]$ を日本版死亡データベース¹⁾ の性別・年齢別リスク対応生存延年数とし、これに、総務省統計局「国勢調査」による性別・年齢別・配偶関係別日本人人口（1980～2010年は配偶関係不詳を除く、2015年は「平成27年国勢調査に関する不詳補完結果（遡及集計）」、2020年は「令和2年国勢調査に関する不詳補完結果」）から推計する、 t

1) 日本版死亡データベースは ver.004_003を用いた。

年の年齢別・配偶関係割合 ${}_1p_x^i[t]$ を乗じて、 ${}_1E_x^i[t]$: t 年の配偶関係 i の x 歳リスク対応生存延年数の推計を行う。

ここで、各 t 年の ${}_1\tilde{p}_x^i[t]$ は以下により推計する。まず、 t 年以前で t 年に最も近い国勢調査年を s とし、 $t = s + k$ ($k = 0, \dots, 4$) とし、この s 年における国勢調査の性別・年齢別・配偶関係割合を ${}_1\tilde{p}_x^i[s]$ で表す。この時、国勢調査は10月1日時点の調査である一方、各年のリスク対応生存延年数は年間平均であることから年央で近似すると、

$${}_1\tilde{p}_x^i[s+k] = \frac{1}{5} \left\{ \left(5 - i + \frac{1}{4}\right) {}_1\tilde{p}_x^i[s] + \left(i - \frac{1}{4}\right) {}_1\tilde{p}_x^i[s+5] \right\}$$

となる。そこで、これを用いて、配偶関係別リスク対応生存延年数を

$${}_1E_x^i[t] = {}_1\tilde{p}_x^i[t] {}_1E_x[t]$$

として推計することができる。なお、1980年についても同様の方法で外挿するが、配偶関係割合がマイナスになった場合には0に置き換え、合計が1になるように再計算する。

次に、このようにして得た1980~2021年の各年の配偶関係別リスク対応生存延年数と配偶状態間遷移数を用いて、粗遷移率を推計する。具体的には、各年・男女別に x 歳の1年間における配偶状態間遷移を考え、配偶状態 i のリスク対応生存延年数を ${}_1E_x^i$ 、配偶状態 i から j への遷移数を ${}_1D_x^{ij}$ とし、配偶状態 i から j への粗遷移率 ${}_1M_x^{ij} = \frac{{}_1D_x^{ij}}{{}_1E_x^i}$ を作成する。

しかしながら、このようにして得た配偶状態間の粗遷移率は、対象となるリスク対応生存延年数あるいは遷移数が少ないなどという理由により、統計的安定性が低いものが含まれる場合がある。そこで、これをそのまま遷移確率に変換して多相生命表を算出するのではなく、粗遷移率に平滑化やパラメトリックモデルへの当てはめを施して安定的な遷移率を推計し、これを遷移確率に変換して多相生命表を作成することが望ましい。このため、粗遷移確率が直接得られる歴史人口でも、これを一旦粗遷移率に変換してから平滑化やモデルへの当てはめを実行し、その後、再び遷移率を遷移確率に変換するという手続きを採ることとする(図2)。ここで、粗遷移率 ${}_1Q_x^{ij}$ から粗遷移率 ${}_1M_x^{ij}$ への変換は、

$${}_1M_x^{ij} = \frac{{}_1Q_x^{ij}}{1 - \frac{1}{2} \sum_{k \neq i} {}_1Q_x^{ik}}, \quad (i \neq j)$$

により、また、遷移率 ${}_1m_x^{ij}$ から遷移確率 ${}_1q_x^{ij}$ への変換は、

$${}_1q_x^{ij} = \frac{{}_1m_x^{ij}}{1 - \frac{1}{2} \sum_{k \neq i} {}_1m_x^{ik}}, \quad (i \neq j)$$

により行われる。

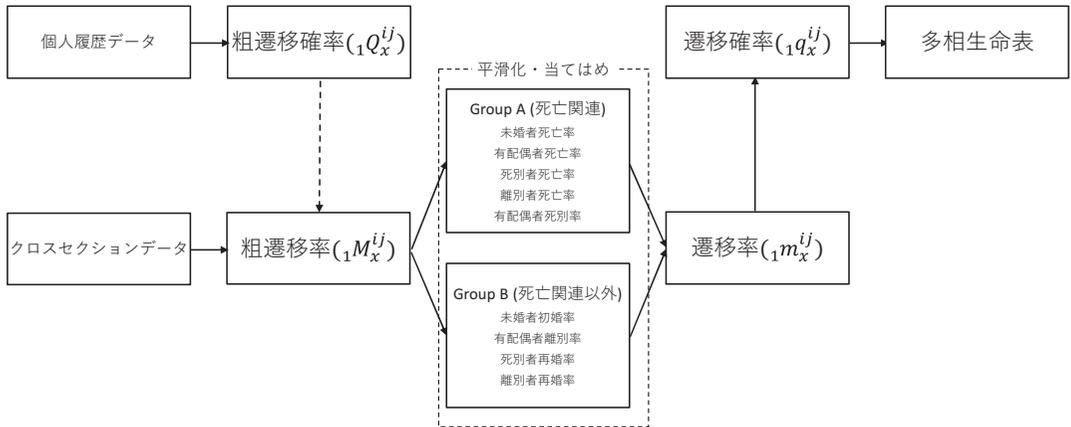


図2 粗遷移率の平滑化・モデルへの当てはめ

しかしながら、一般に、粗遷移率の平滑化やモデルへの当てはめは、遷移率の種類や対象となる年齢層などによってその様相が異なることから、それぞれに対応した適切な手法の選択が必要となる。そこで、本研究では、できる限り統一的な手法を適用する観点から、以下のような手順を用いることとする。

まず、現代人口と歴史人口ともに、遷移率及び死亡率を、死亡に関連する Group A (未婚者死亡率、有配偶者死亡率、死別者死亡率、離別者死亡率、有配偶者死別率) と、それ以外の Group B (未婚者初婚率、有配偶者離別率、死別者再婚率、離別者再婚率) に分け、グループ毎に適切な手法を適用することとする。

現代人口の Group A については、高齢期について、未婚者死亡率・死別者死亡率・離別者死亡率は80~100歳に、有配偶者死亡率・有配偶者死別率は70~90歳にロジスティック曲線を当てはめ、未婚者死亡率・死別者死亡率・離別者死亡率は80~120歳に、有配偶者死亡率・有配偶者死別率は70~120歳に適用する。一方、若齢期について、有配偶者死亡率・離別者死亡率・有配偶者死別率は20~25歳、死別者死亡率は30~40歳にワイブル分布を当てはめ、それぞれ15~25歳、15~40歳に適用する。また、未婚者死亡率には若齢期のモデルへの当てはめは行わないこととする。その後、未婚者死亡率は1歳以上、それ以外については15歳以上の遷移率・死亡率にグレビル3次9項 (Greville 1981) の式による平滑化を施す。

一方、現代人口の Group B については、91歳以上を0とし、さらに離別者再婚率については1を超える部分を1とした上で、グレビル3次9項の式による平滑化を施す。ただし、グレビル平滑化により負になった場合には0に置き換える。また、未婚者初婚率については男性16歳以下、女性14歳以下、それ以外については、男性17歳以下、女性15歳以下は0とする。

歴史人口については、まず全配偶関係の生命表を、全期間、18世紀、19世紀別に作成した。具体的には、1~95歳に対し、「人別改帳」の原情報から構築される年齢 x 歳の人口

を P_x 、死亡数を ${}_1D_x$ とし、粗死亡率を ${}_1q_x = \frac{{}_1D_x}{P_x}$ により推計する。ただし、0歳については「人別改帳」の情報のみから直接推計することができないため、重複する期間を網羅する「懐妊書上帳」の情報を「人別改帳」の情報と突合することにより推計を行った Tsuya and Tomobe (1998) の結果を援用し、 ${}_1q_0 = 0.155$ (女)、 ${}_1q_0 = 0.188$ (男) とする (詳細は津谷他 (2024) 参照)。その後、これを粗死亡率 ${}_1m_x$ に変換し、60歳以上にロジスティック曲線を当てはめ、1歳以上の粗死亡率にグレビル3次9項の式による平滑化を行って死亡率を得て、これを用いて全配偶関係の生命表を作成する。

歴史人口の Group A については、この全配偶関係の生命表を利用して推計を行う。まず、一定年齢以上 (有配偶者死亡率・有配偶者死別率は40歳以上、それ以外は20歳以上) にロジスティック曲線を当てはめ、40~60歳について適用する。また、40歳未満についてはグレビル3次9項の式による平滑化を施す。有配偶者死別率以外の60歳以上については推計結果の安定性の観点から遷移率をそのまま用いず、60歳時点における全配偶関係の生命表死亡率との比が60歳以上も一定であると仮定する。有配偶者死別率の60歳以上は、女性については60歳時点における男性の年齢 (60+初婚年齢差) 生命表死亡率との比、男性については60歳時点における女性の年齢 (60-初婚年齢差) の生命表死亡率との比が60歳以上も一定であると仮定する。なお、初婚年齢差は、全期間では5歳、18世紀は6歳、19世紀は3歳とする。

一方、歴史人口の Group B については、グレビル3次9項の式による平滑化を行い、平滑化によって遷移率が0未満となったものは0に置き換える。

なお、現代人口に関する女性の多相生命表については、有配偶女性を初婚どうし妻とそれ以外に分けるため、妻の年齢別初婚数に対する、夫妻ともに初婚の割合を推計する。期間多相生命表については、1980~2021年について、当該年に同居を始めた夫婦に関して、妻の年齢別初婚数に対する夫妻ともに初婚の割合を計算し、40~60歳についてロジスティック曲線を当てはめて40~120歳に適用し、グレビル3次9項の式による平滑化を行う。一方、コーホート多相生命表については、2010~2021年のデータを用いて同様の年齢別割合を算出し、40~60歳についてロジスティック曲線を当てはめて40~120歳に適用し、グレビル3次9項の式による平滑化を行う。

2. 期間遷移確率・期間死亡確率の将来推計

以上の手順から、現代人口については、1980~2021年の期間遷移確率・期間死亡確率が得られることとなる。一方、コーホート多相生命表の作成に際しては、2020~2070年の期間遷移確率・期間死亡確率の将来推計が必要となる。本研究では、2020年以降の新型コロナウイルス感染拡大が、結婚行動に及ぼした影響を長期的な動向から取り除くために、多相生命表の将来推計の基準時点を2019年とし、以下の前提に基づいて期間遷移確率と期間死亡確率の将来推計を行う。

まず、女性の2020~2070年の初婚確率は、15~49歳については、「日本の将来推計人口 (令和5年推計)」で用いられている初婚確率の将来推計結果を用いる。また、50歳以上に

については、基準時点である2019年について、60歳以上は結婚の多相生命表実績とし、50～59歳は「日本の将来推計人口（令和5年推計）」と結婚の多相生命表実績を線形補間して設定する。そして、50歳以上の2020～2070年はこの基準時点の初婚確率が一定であると仮定する。一方、男性については、15歳以上の全ての年齢について、基準時点である2019年の結婚の多相生命表初婚確率実績を将来も一定であると仮定する。

次に、配偶関係別死亡確率について説明する。まず、全配偶関係の死亡確率 q_x は、基準時点である2019年について、日本版死亡データベースの死亡確率実績値を120歳まで延長し、1歳以上をグレビル3次9項の式で平滑化したものとする。一方、2020～2070年については、「日本の将来推計人口（令和5年推計）」の死亡中位仮定に基づく死亡確率 q_x を用いる。そしてこれを用いて、各配偶関係別死亡確率は、男女とも、基準時点である2019年配偶関係別死亡確率実績に対し、将来の各年の将来生命表の q_x の基準時点の q_x に対する年齢別増減比（以下、 qx_ratio と呼ぶ）を乗じることにより推計する。

また、死別確率については、基準時点である2019年配偶関係別死別確率実績に対し、男性は2歳下の女性の qx_ratio を、女性は2歳上の男性の qx_ratio を乗じて推計する。一方、離別確率・再婚確率については基準時点である2019年実績値を将来も一定と仮定する。なお、2070年以降については、全ての遷移確率と死亡確率について、2070年の値がそれ以降一定であると仮定する。

3. 結婚の多相生命表の作成

結婚の多相生命表の作成には Schoen により提示された方法（Schoen and Nelson 1974, Schoen 1975, 1988a）を用いる。具体的には、前節の方法により得られた遷移確率 ${}_1q_x^{ij}$ から、以下の手順に基づいて多相生命表を作成する。

x 歳における配偶状態 i の生存数を ${}_i l_x$ とすると、遷移数 ${}_1d_x^{ij} = {}_i l_x \times {}_1q_x^{ij}$ であり、

$$\begin{aligned} {}^S l_{x+1} &= {}^S l_x - {}_1d_x^{SM} - {}_1d_x^{SD} \\ {}^M l_{x+1} &= {}^M l_x - {}_1d_x^{MW} - {}_1d_x^{MV} - {}_1d_x^{MD} + {}_1d_x^{SM} + {}_1d_x^{WM} + {}_1d_x^{VM} \\ {}^W l_{x+1} &= {}^W l_x - {}_1d_x^{WM} - {}_1d_x^{WD} + {}_1d_x^{MW} \\ {}^V l_{x+1} &= {}^V l_x - {}_1d_x^{VM} - {}_1d_x^{VD} + {}_1d_x^{MV} \end{aligned}$$

として、逐次的に全ての x に対する各配偶状態の生存数 ${}_i l_x$ が算出される。

次に、定常人口 ${}_i L_x$ を、

$${}_i L_x = {}_i l_{x+1} + {}_1a_x ({}_i l_x - {}_i l_{x+1}), \quad {}_i L_\omega = {}_i a_\omega \cdot {}_i l_\omega$$

により算出する。ただし、 ${}_1a_x = \frac{1}{2}$, $(x \neq 0, \omega) (\omega = 120)$, ${}_1a_0$ は日本版死亡データベースの a_0 を用い、 ${}_i a_\omega$ は、

$${}^i a_{\omega} = \frac{1}{\sum_{j \neq i} {}^{\infty} m_{\omega}^{ij}}$$

とした。ただし、実質的には、死亡関係以外遷移率の $x = \omega$ での遷移率は 0 であることから、

$${}^i a_{\omega} = \begin{cases} \frac{1}{{}^{\infty} m_{\omega}^{iD}}, & (i \neq M) \\ \frac{1}{{}^{\infty} m_{\omega}^{MW} + {}^{\infty} m_{\omega}^{MD}}, & (i = M) \end{cases}$$

となる。

また、定常人口 ${}^i T_x$ は、 ${}_1 L_x$ を用いて、

$${}^i T_x = \sum_{a=x}^{\omega} {}_1 L_a$$

として求められる。以上の手順により、結婚の多相生命表が作成される。

多相生命表の生命表関数は、それ自体、結婚行動に関する様々な指標を提供するが、生命表関数を加工することによって、結婚とその解消、また死亡の発生に基づく様々なライフコース指標を得ることができる。代表的なものとして、ある年齢以降で配偶状態の遷移が発生すると期待される確率を示す「発生確率」や、遷移や死亡が発生する平均年齢を示す「平均発生年齢」などが挙げられ、異なった時期やコーホートによる結婚行動の変化などをこれらのライフコース指標を通じて明らかにすることが可能である。以下に、本研究で算出されるライフコース指標の定義を示す。

まず、 PT_x^{ij} : x 歳以降での遷移 ij (状態 i の者の状態 j への) の発生確率は、

$$PT_x^{ij} = \frac{\sum_{a=x}^{\omega} {}_1 d_a^{ij}}{{}_1 l_x + \sum_{k \neq i} \sum_{a=x}^{\omega} {}_1 d_a^{ki}}$$

で定義される。具体的には、 x 歳以降での初婚確率 (x 歳以降での未婚者の初婚確率) は、

$$PT_x^{SM} = \frac{\sum_{a=x}^{\omega} {}_1 d_a^{SM}}{{}_1 l_x}$$

となる。特に、「0 歳以降での初婚確率」を「生涯初婚確率」と呼ぶ。また、 x 歳以降での死別確率、 x 歳以降での離別確率 (離婚確率) ($j = W, V$) (x 歳以降での有配偶者の死別確率、 x 歳以降での有配偶者の離別確率 (離婚確率)) は、

$$PT_x^{Mj} = \frac{\sum_{a=x}^{\omega} {}_1 d_a^{Mj}}{{}_1 l_x + \sum_{a=x}^{\omega} {}_1 d_a^{SM} + \sum_{a=x}^{\omega} {}_1 d_a^{WM} + \sum_{a=x}^{\omega} {}_1 d_a^{VM}}$$

となる。特に、「0 歳以降での死別確率」、「0 歳以降での離別確率 (離婚確率)」を、「生涯死別確率」、「生涯離別確率 (生涯離婚確率)」と呼ぶ。さらに、 x 歳以降での死別再婚

確率, x 歳以降での離別再婚確率 ($i = W, V$) (x 歳以降での死別者の再婚確率, x 歳以降での離別者の再婚確率) は,

$$PT_x^{iM} = \frac{\sum_{a=x}^{\omega} {}_1d_a^{iM}}{{}_i l_x + \sum_{a=x}^{\omega} {}_1d_a^{Mi}}$$

となる. 特に, 「0 歳以降での死別再婚確率」, 「0 歳以降での離別再婚確率」を, 「生涯死別再婚確率」, 「生涯離別再婚確率」と呼ぶ.

次に, AT_x^{ij} : x 歳以降での遷移 ij の平均発生年齢は,

$$AT_x^{ij} = \frac{\sum_{a=x}^{\omega} (a + 0.5) {}_1d_a^{ij}}{\sum_{a=x}^{\omega} {}_1d_a^{ij}}$$

で定義される. 具体的には, AT_x^{SM} が x 歳以降での平均初婚年齢, AT_x^{MW} が x 歳以降での平均死別年齢, AT_x^{MV} が x 歳以降での平均離別年齢 (平均離婚年齢), AT_x^{WM} が x 歳以降での平均死別再婚年齢, AT_x^{VM} が x 歳以降での平均離別再婚年齢となり, AT_x^{iD} が x 歳以降での配偶関係別死亡年齢となる. 特に, $x = 0$ の時, AT_0^{ij} は遷移 ij の生涯における平均発生年齢を表し, これらを単に「平均発生年齢」と呼ぶ. 例えば, AT_0^{SM} を単に「平均初婚年齢」などと呼ぶ.

${}^i e_x$: x 歳以降での状態 i の平均期間は,

$${}^i e_x = \frac{{}_i T_x}{{}_i l_x + \sum_{k \neq i} \sum_{a=x}^{\omega} {}_n d_a^{ki}}$$

で定義される. 具体的には, ${}^S e_x$ が平均未婚期間, ${}^M e_x$ が平均有配偶期間, ${}^W e_x$ が平均死別期間, ${}^V e_x$ が平均離別期間となる.

結婚の帰結の構成割合を, 「結婚が死別で終わる割合」, 「結婚が離別で終わる割合」, 「結婚が死亡で終わる割合」で表す. 「結婚が死別で終わる割合」は生涯死別確率, 「結婚が離別で終わる割合」は生涯離別確率で, 「結婚が死亡で終わる割合」は,

$$PT_0^{MD} = \frac{\sum_{a=0}^{\omega} {}_1d_a^{MD}}{\sum_{a=0}^{\omega} {}_1d_a^{SM} + \sum_{a=x}^{\omega} {}_1d_a^{WM} + \sum_{a=x}^{\omega} {}_1d_a^{VM}}$$

であり, 3つの合計は1となる.

また, x 歳以降での状態 i の期間割合は,

$$\frac{{}_i T_x}{{}^S T_x + {}^M T_x + {}^W T_x + {}^V T_x}$$

で定義される. 特に, 0 歳以降での状態 i の期間割合を「生涯の状態 i の期間割合」と呼び, 配偶状態別には, 「生涯の未婚期間割合」, 「生涯の有配偶期間割合」, 「生涯の死別期間割合」, 「生涯の離別期間割合」と呼ぶ.

IV. 推計結果

本節では、前節で説明した方法に基づいて行った推計結果を示し、その意味を考察する。

1. 遷移率・死亡率推計結果

まず、多相生命表作成の基礎となる遷移率・死亡率の推計結果について検討する。

図3は、Group Aの例として、2019年の有配偶者死亡率の実績値と、平滑化・モデルへの当てはめを行った推計値を示したものである。ここでは、マーカーが実績値を、折れ線が推計値を示している。これを見ると、25歳以下と80歳以上で実績値の大きな変動があることがわかる。有配偶者死亡率の推計では、70～90歳の死亡率にロジスティック曲線を当てはめて70～120歳に適用し、また20～25歳の死亡率にワイブル分布を当てはめて15～25歳に適用したことから、これらの実績値の変動の大きい年齢層で死亡率の安定化が行われていることが観察される。さらに15歳以上の死亡率にグレビル3次9項の式による平滑化を施したことによって、全ての年齢の死亡率が滑らかに推移している。

一方、Group BではGroup Aと異なり、若年期と高年期において大きな変動が見られないことから、パラメトリックなモデルへの当てはめは行わず、基本的にグレビル3次9項の式による平滑化を施すことのみによって遷移率の推計を行った。その一例として、2019年の離別者再婚率を示したものが図4である。ここから、グレビル3次9項の式による平滑化のみで十分に安定的な遷移率が推計できていることが確認できる。

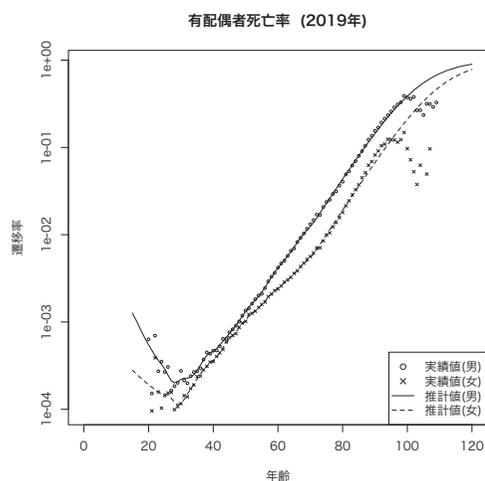


図3 有配偶者死亡率の平滑化とモデルへの当てはめ (2019年)

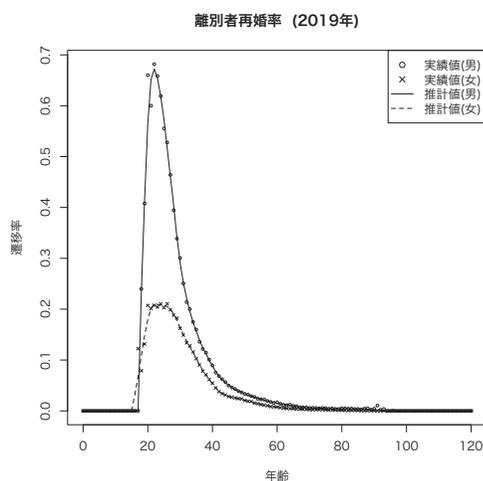


図4 離別者再婚率の平滑化 (2019年)

2. 結婚の多相生命表推計結果

次に、遷移確率と死亡確率から算出される結婚の多相生命表の推計結果について考察する。ここでは、現代人口の期間多相生命表の結果を中心に述べる²⁾。

図5と図6は、それぞれ1980年と2019年について、男女別に結婚の多相生命表による配偶状態別生存数の推計結果を示したものである。これらの図から、男女ともに、1980年に比べて2019年は定常人口全体の面積が拡大しており、この期間の平均生存年数の伸長が見て取れる。さらに、高齢になるまで未婚である確率が上昇したことを背景に、未婚状態の面積が全体に占める割合も上昇しており、男女ともに、この期間に未婚化が進行してきたことがわかる。また、離別状態の面積も男女ともに大きくなっており、この期間の離婚の増加によるライフコース変化が窺われる。

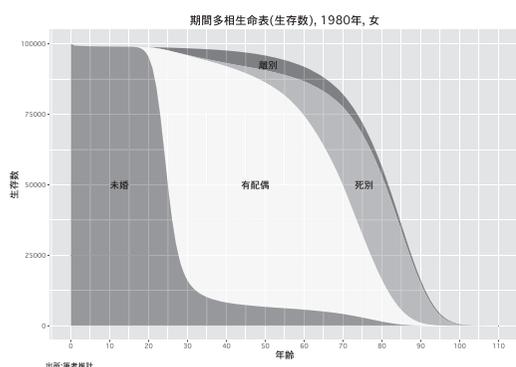


図5 a 配偶状態別生存数（女，1980年）

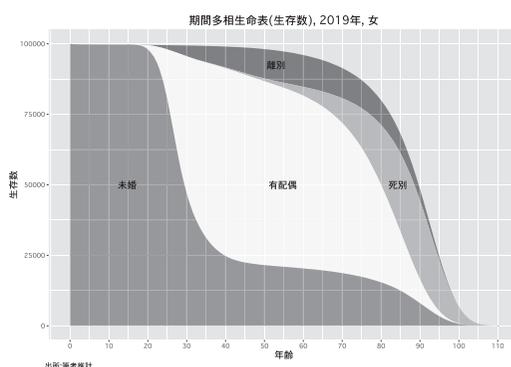


図5 b 配偶状態別生存数（女，2019年）

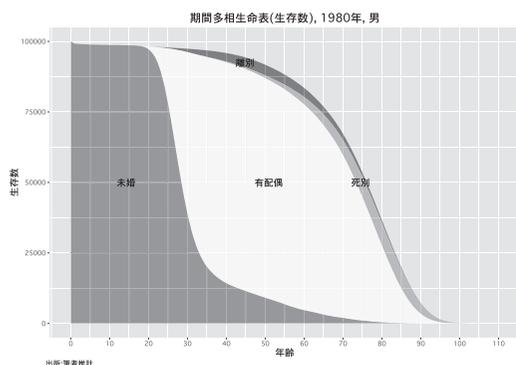


図6 a 配偶状態別生存数（男，1980年）

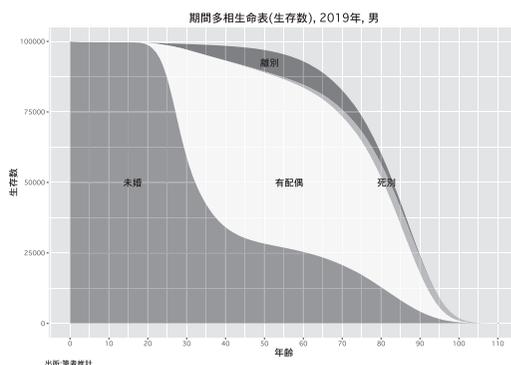


図6 b 配偶状態別生存数（男，2019年）

2) 国立社会保障・人口問題研究所のWeb上には、1980～2021年の全ての年次の期間多相生命表、また、1965～2070年の全ての生年のコーホート多相生命表と、これらに対応する、0歳、15歳、30歳、45歳、60歳、65歳のライフコース指標を示したものが掲載されている。

表2と表3には、期間多相生命表に基づく0歳と65歳のライフコース指標の1980～2021年における推移が示されている。ここに示される指標から、この期間のライフコースの多面的な変化をみることができる。

例えば、0歳以降での初婚確率（生涯初婚確率³⁾）は、女性では1980年に0.917であったものが、2000年には0.812にまで低下し、その後は緩やかに低下して2019年には0.781となっている。一方、男性では低下傾向はより顕著で、1980年の0.903から2000年は0.786となった後も低下傾向は継続し、2019年には0.715となっている。さらに、初婚確率の低下とともに、女性については平均初婚年齢も上昇しており、1980年に25.52歳であったものが2000年には27.65歳、そして2019年には28.86歳となっている。一方、男性では1980年に30.02歳、2000年に30.52歳、2019年には30.82歳と、女性よりも緩やかな上昇となっている。なお、2020年と2021年は、2019年と比較して未婚者初婚確率と平均初婚年齢ともに大きく変動しており、新型コロナウイルス感染症拡大が及ぼした結婚行動への影響が示唆される。

一方、1980年と2019年の期間多相生命表によるライフコース指標を、配偶状態遷移図に示したものが、図7と図8である。これらから、上述した初婚行動の変化に加えて、離別行動と再婚行動の変化を見ることができる。女性については、有配偶状態から離別する確率が、1980年には14.4%だったものが2019年に27.5%まで上昇する一方、死別する確率は62.0%から53.9%へ低下している。これには離婚率の上昇と死亡率の改善の影響があると考えられる。男性についても、有配偶状態から離別する確率が13.7%から28.2%に上昇している。また、男性が死別する確率自体は女性よりも低く、22.3%から18.4%という変化に留まっているが、低下傾向であることは共通している。

このように、結婚の多相生命表とそこから得られるライフコース指標を用いて、異なった時期や時代における男女の結婚とその解消、及び死亡に関する様々な変化を分析することが可能となる。

3) この生涯初婚確率とは、0歳以降、生涯で初婚が発生する確率を示しており、50歳時までに初婚を経験する確率とは異なる。

表2 期間多相生命表に基づくライフコース指標（女，0歳以降，65歳以降）

| 0歳以降（女） | | | | | | | | | | | |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 年次 | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2019 | 2020 | 2021 |
| 平均余命 | 78.74 | 80.52 | 81.84 | 82.75 | 84.51 | 85.40 | 86.22 | 86.95 | 87.42 | 87.72 | 87.58 |
| 初婚確率 | 0.917 | 0.904 | 0.866 | 0.845 | 0.812 | 0.778 | 0.798 | 0.795 | 0.781 | 0.740 | 0.702 |
| 死別確率 | 0.620 | 0.609 | 0.615 | 0.596 | 0.551 | 0.546 | 0.540 | 0.534 | 0.539 | 0.544 | 0.555 |
| 離別確率 | 0.144 | 0.170 | 0.170 | 0.201 | 0.263 | 0.271 | 0.275 | 0.277 | 0.275 | 0.262 | 0.249 |
| 死別再婚確率 | 0.005 | 0.004 | 0.004 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 |
| 離別再婚確率 | 0.606 | 0.589 | 0.600 | 0.600 | 0.586 | 0.548 | 0.526 | 0.533 | 0.519 | 0.489 | 0.459 |
| 平均初婚年齢 | 25.52 | 26.02 | 26.79 | 27.32 | 27.65 | 28.22 | 28.38 | 28.70 | 28.86 | 29.03 | 29.34 |
| 平均死別年齢 | 68.60 | 70.11 | 71.56 | 72.64 | 73.98 | 75.16 | 76.45 | 77.60 | 78.60 | 78.74 | 78.73 |
| 平均離別年齢 | 34.96 | 35.96 | 35.59 | 35.81 | 35.82 | 36.56 | 37.28 | 37.60 | 38.28 | 38.50 | 39.10 |
| 平均死別再婚年齢 | 43.04 | 44.53 | 45.34 | 46.06 | 46.82 | 46.00 | 46.64 | 47.70 | 49.97 | 49.46 | 50.08 |
| 平均離別再婚年齢 | 36.03 | 37.63 | 37.35 | 38.14 | 38.65 | 39.60 | 39.75 | 39.26 | 39.49 | 39.58 | 40.01 |
| 未婚者平均死亡年齢 | 59.43 | 65.12 | 69.67 | 71.89 | 75.48 | 77.60 | 79.35 | 81.30 | 82.24 | 83.07 | 83.24 |
| 有配偶者平均死亡年齢 | 70.21 | 71.27 | 72.53 | 73.13 | 74.43 | 75.47 | 76.66 | 77.84 | 78.27 | 78.81 | 78.75 |
| 死別者平均死亡年齢 | 84.32 | 85.91 | 87.06 | 88.21 | 89.85 | 90.72 | 91.47 | 92.09 | 92.61 | 92.90 | 92.74 |
| 離別者平均死亡年齢 | 79.49 | 79.81 | 80.38 | 80.22 | 81.32 | 81.70 | 82.41 | 83.20 | 83.85 | 84.10 | 84.06 |
| 既婚(未婚以外)者平均死亡年齢 | 80.35 | 81.83 | 83.07 | 83.99 | 85.36 | 86.13 | 86.88 | 87.57 | 88.13 | 88.41 | 88.31 |
| 平均未婚期間 | 28.32 | 29.78 | 32.55 | 34.23 | 36.63 | 39.17 | 38.67 | 39.50 | 40.56 | 43.06 | 45.39 |
| 平均有配偶期間 | 37.66 | 37.33 | 37.75 | 36.69 | 34.64 | 34.82 | 35.65 | 36.29 | 37.03 | 37.80 | 38.28 |
| 平均死別期間 | 15.50 | 15.61 | 15.35 | 15.44 | 15.74 | 15.43 | 14.89 | 14.36 | 13.88 | 14.03 | 13.89 |
| 平均離別期間 | 18.20 | 19.00 | 18.97 | 19.17 | 20.47 | 22.07 | 22.69 | 22.17 | 22.54 | 23.84 | 24.75 |
| 未婚期間割合 | 0.360 | 0.371 | 0.401 | 0.417 | 0.439 | 0.465 | 0.453 | 0.458 | 0.467 | 0.495 | 0.523 |
| 有配偶期間割合 | 0.483 | 0.469 | 0.449 | 0.430 | 0.399 | 0.378 | 0.391 | 0.393 | 0.389 | 0.370 | 0.350 |
| 死別期間割合 | 0.123 | 0.119 | 0.112 | 0.108 | 0.100 | 0.092 | 0.088 | 0.083 | 0.079 | 0.075 | 0.071 |
| 離別期間割合 | 0.034 | 0.041 | 0.038 | 0.045 | 0.062 | 0.065 | 0.068 | 0.066 | 0.065 | 0.061 | 0.056 |
| 65歳以降（女） | | | | | | | | | | | |
| 年次 | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2019 | 2020 | 2021 |
| 平均余命 | 17.65 | 18.96 | 19.95 | 20.83 | 22.32 | 23.06 | 23.71 | 24.21 | 24.60 | 24.88 | 24.75 |
| 初婚確率 | 0.010 | 0.007 | 0.005 | 0.007 | 0.007 | 0.006 | 0.006 | 0.005 | 0.006 | 0.005 | 0.006 |
| 死別確率 | 0.710 | 0.726 | 0.738 | 0.745 | 0.746 | 0.748 | 0.745 | 0.737 | 0.742 | 0.736 | 0.737 |
| 離別確率 | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.003 | 0.005 | 0.006 | 0.007 | 0.009 | 0.009 | 0.009 | 0.009 |
| 死別再婚確率 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.000 | 0.000 |
| 離別再婚確率 | 0.020 | 0.022 | 0.020 | 0.030 | 0.038 | 0.045 | 0.046 | 0.042 | 0.038 | 0.037 | 0.033 |
| 平均初婚年齢 | 70.94 | 69.83 | 70.56 | 70.06 | 69.37 | 70.57 | 71.28 | 71.02 | 71.67 | 71.85 | 72.03 |
| 平均死別年齢 | 75.12 | 75.90 | 76.63 | 77.42 | 78.46 | 79.20 | 80.06 | 80.80 | 81.51 | 81.62 | 81.58 |
| 平均離別年齢 | 70.70 | 70.65 | 70.98 | 70.15 | 70.49 | 70.65 | 70.82 | 71.40 | 71.81 | 71.77 | 71.89 |
| 平均死別再婚年齢 | 71.27 | 71.18 | 71.35 | 71.61 | 70.82 | 71.61 | 71.59 | 72.49 | 72.31 | 72.08 | 72.28 |
| 平均離別再婚年齢 | 70.52 | 70.78 | 70.47 | 70.62 | 70.24 | 70.68 | 71.29 | 72.12 | 72.54 | 72.45 | 72.34 |
| 未婚者平均死亡年齢 | 76.46 | 77.93 | 79.22 | 80.65 | 82.46 | 83.63 | 85.05 | 86.28 | 86.92 | 87.42 | 87.44 |
| 有配偶者平均死亡年齢 | 76.69 | 77.30 | 78.11 | 78.66 | 79.61 | 80.30 | 81.15 | 81.87 | 82.11 | 82.54 | 82.44 |
| 死別者平均死亡年齢 | 84.75 | 86.24 | 87.33 | 88.46 | 90.07 | 90.90 | 91.61 | 92.20 | 92.70 | 92.99 | 92.83 |
| 離別者平均死亡年齢 | 83.51 | 83.43 | 83.91 | 83.85 | 84.70 | 84.91 | 85.35 | 85.73 | 86.16 | 86.43 | 86.26 |
| 既婚(未婚以外)者平均死亡年齢 | 83.02 | 84.26 | 85.26 | 86.18 | 87.45 | 88.10 | 88.71 | 89.20 | 89.65 | 89.91 | 89.77 |
| 平均未婚期間 | 11.41 | 12.87 | 14.17 | 15.57 | 17.37 | 18.55 | 19.96 | 21.20 | 21.83 | 22.34 | 22.35 |
| 平均有配偶期間 | 10.55 | 11.25 | 11.99 | 12.69 | 13.66 | 14.36 | 15.19 | 15.92 | 16.50 | 16.70 | 16.64 |
| 平均死別期間 | 12.82 | 13.30 | 13.40 | 13.69 | 14.15 | 14.02 | 13.66 | 13.34 | 12.99 | 13.16 | 13.02 |
| 平均離別期間 | 18.13 | 18.03 | 18.50 | 18.33 | 18.98 | 19.09 | 19.48 | 19.88 | 20.33 | 20.62 | 20.48 |
| 未婚期間割合 | 0.037 | 0.052 | 0.082 | 0.103 | 0.137 | 0.171 | 0.163 | 0.174 | 0.189 | 0.229 | 0.265 |
| 有配偶期間割合 | 0.400 | 0.404 | 0.412 | 0.409 | 0.395 | 0.390 | 0.411 | 0.424 | 0.427 | 0.408 | 0.390 |
| 死別期間割合 | 0.504 | 0.476 | 0.444 | 0.419 | 0.376 | 0.340 | 0.320 | 0.298 | 0.280 | 0.265 | 0.252 |
| 離別期間割合 | 0.059 | 0.068 | 0.062 | 0.069 | 0.093 | 0.098 | 0.105 | 0.104 | 0.104 | 0.099 | 0.093 |

出所：筆者推計

表3 期間多相生命表に基づくライフコース指標（男，0歳以降，65歳以降）

| 0歳以降（男） | | | | | | | | | | | |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 年次 | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2019 | 2020 | 2021 |
| 平均余命 | 73.37 | 74.87 | 75.92 | 76.39 | 77.67 | 78.49 | 79.50 | 80.72 | 81.36 | 81.58 | 81.48 |
| 初婚確率 | 0.903 | 0.871 | 0.840 | 0.822 | 0.786 | 0.747 | 0.744 | 0.731 | 0.715 | 0.670 | 0.631 |
| 死別確率 | 0.223 | 0.209 | 0.202 | 0.190 | 0.174 | 0.174 | 0.176 | 0.183 | 0.184 | 0.188 | 0.191 |
| 離別確率 | 0.137 | 0.166 | 0.170 | 0.207 | 0.267 | 0.273 | 0.283 | 0.284 | 0.282 | 0.270 | 0.257 |
| 死別再婚確率 | 0.037 | 0.032 | 0.025 | 0.024 | 0.022 | 0.018 | 0.017 | 0.015 | 0.015 | 0.013 | 0.013 |
| 離別再婚確率 | 0.651 | 0.655 | 0.673 | 0.675 | 0.672 | 0.637 | 0.603 | 0.594 | 0.586 | 0.552 | 0.524 |
| 平均初婚年齢 | 30.02 | 30.11 | 30.27 | 30.28 | 30.52 | 31.15 | 30.76 | 30.88 | 30.82 | 30.80 | 31.06 |
| 平均死別年齢 | 72.86 | 73.92 | 74.84 | 75.16 | 76.33 | 77.31 | 78.38 | 79.55 | 80.17 | 80.46 | 80.35 |
| 平均離別年齢 | 38.26 | 38.91 | 38.36 | 38.37 | 38.51 | 39.41 | 40.28 | 40.35 | 40.75 | 40.84 | 41.39 |
| 平均死別再婚年齢 | 52.53 | 54.36 | 55.69 | 56.13 | 57.60 | 57.94 | 58.16 | 57.72 | 59.06 | 59.27 | 58.50 |
| 平均離別再婚年齢 | 39.26 | 40.38 | 39.79 | 40.21 | 40.70 | 41.50 | 41.70 | 40.95 | 41.12 | 40.95 | 41.41 |
| 未婚者平均死亡年齢 | 46.55 | 55.94 | 60.41 | 62.81 | 66.13 | 68.67 | 71.13 | 74.07 | 75.17 | 75.80 | 75.84 |
| 有配偶者平均死亡年齢 | 73.32 | 74.67 | 75.80 | 76.62 | 77.81 | 78.80 | 79.87 | 80.95 | 81.82 | 82.05 | 82.05 |
| 死別者平均死亡年齢 | 83.39 | 84.70 | 85.50 | 85.41 | 87.33 | 88.03 | 88.81 | 89.87 | 90.36 | 90.72 | 90.54 |
| 離別者平均死亡年齢 | 67.12 | 68.17 | 68.46 | 68.11 | 68.97 | 70.10 | 71.59 | 73.89 | 74.67 | 74.81 | 74.87 |
| 既婚(未婚以外)者平均死亡年齢 | 75.40 | 76.54 | 77.50 | 77.85 | 78.84 | 79.67 | 80.62 | 81.91 | 82.68 | 82.91 | 82.88 |
| 平均未婚期間 | 31.62 | 33.44 | 35.10 | 36.07 | 38.13 | 40.64 | 41.08 | 42.50 | 43.44 | 45.64 | 47.57 |
| 平均有配偶期間 | 37.40 | 37.19 | 37.76 | 36.63 | 34.60 | 34.76 | 35.72 | 36.52 | 37.33 | 38.22 | 38.75 |
| 平均死別期間 | 9.39 | 9.81 | 9.91 | 9.55 | 10.34 | 10.18 | 9.90 | 9.82 | 9.73 | 9.84 | 9.77 |
| 平均離別期間 | 10.71 | 11.06 | 10.79 | 10.91 | 11.46 | 12.47 | 13.28 | 13.96 | 14.24 | 15.30 | 15.96 |
| 未婚期間割合 | 0.435 | 0.453 | 0.470 | 0.480 | 0.501 | 0.529 | 0.525 | 0.533 | 0.539 | 0.567 | 0.593 |
| 有配偶期間割合 | 0.515 | 0.496 | 0.482 | 0.468 | 0.438 | 0.410 | 0.411 | 0.404 | 0.399 | 0.375 | 0.353 |
| 死別期間割合 | 0.029 | 0.027 | 0.026 | 0.023 | 0.023 | 0.021 | 0.020 | 0.020 | 0.019 | 0.018 | 0.017 |
| 離別期間割合 | 0.020 | 0.024 | 0.023 | 0.029 | 0.039 | 0.040 | 0.043 | 0.044 | 0.043 | 0.041 | 0.037 |
| 65歳以降（男） | | | | | | | | | | | |
| 年次 | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2019 | 2020 | 2021 |
| 平均余命 | 14.57 | 15.58 | 16.21 | 16.48 | 17.47 | 18.04 | 18.68 | 19.38 | 19.77 | 19.98 | 19.87 |
| 初婚確率 | 0.174 | 0.123 | 0.081 | 0.071 | 0.049 | 0.038 | 0.028 | 0.020 | 0.017 | 0.012 | 0.012 |
| 死別確率 | 0.252 | 0.242 | 0.234 | 0.228 | 0.226 | 0.228 | 0.234 | 0.242 | 0.243 | 0.245 | 0.244 |
| 離別確率 | 0.004 | 0.005 | 0.004 | 0.005 | 0.008 | 0.010 | 0.012 | 0.014 | 0.015 | 0.014 | 0.015 |
| 死別再婚確率 | 0.006 | 0.006 | 0.006 | 0.006 | 0.006 | 0.005 | 0.005 | 0.004 | 0.005 | 0.004 | 0.004 |
| 離別再婚確率 | 0.096 | 0.106 | 0.094 | 0.109 | 0.119 | 0.116 | 0.100 | 0.082 | 0.077 | 0.068 | 0.063 |
| 平均初婚年齢 | 69.08 | 69.94 | 71.25 | 72.14 | 72.54 | 72.83 | 73.63 | 74.07 | 73.94 | 74.73 | 74.48 |
| 平均死別年齢 | 78.48 | 79.33 | 79.92 | 80.20 | 81.05 | 81.65 | 82.41 | 83.21 | 83.64 | 83.88 | 83.76 |
| 平均離別年齢 | 72.33 | 72.50 | 72.41 | 71.59 | 71.18 | 71.02 | 71.00 | 71.40 | 71.77 | 71.73 | 71.82 |
| 平均死別再婚年齢 | 71.36 | 71.56 | 72.08 | 72.26 | 73.25 | 73.57 | 73.59 | 74.09 | 74.27 | 74.52 | 73.98 |
| 平均離別再婚年齢 | 71.76 | 71.77 | 71.40 | 71.40 | 72.02 | 72.18 | 72.39 | 72.59 | 72.46 | 72.73 | 72.54 |
| 未婚者平均死亡年齢 | 73.57 | 75.02 | 75.62 | 76.27 | 77.17 | 78.08 | 79.36 | 81.06 | 81.54 | 81.79 | 81.57 |
| 有配偶者平均死亡年齢 | 78.04 | 79.04 | 79.72 | 80.26 | 81.17 | 81.83 | 82.58 | 83.28 | 83.90 | 84.11 | 84.07 |
| 死別者平均死亡年齢 | 84.13 | 85.36 | 86.10 | 85.96 | 87.82 | 88.44 | 89.15 | 90.12 | 90.58 | 90.92 | 90.75 |
| 離別者平均死亡年齢 | 77.81 | 77.94 | 77.47 | 76.84 | 77.27 | 77.82 | 78.13 | 79.26 | 79.44 | 79.62 | 79.52 |
| 既婚(未婚以外)者平均死亡年齢 | 79.74 | 80.67 | 81.26 | 81.48 | 82.43 | 83.01 | 83.62 | 84.42 | 84.93 | 85.16 | 85.08 |
| 平均未婚期間 | 7.79 | 9.39 | 10.27 | 10.97 | 11.95 | 12.88 | 14.20 | 15.92 | 16.41 | 16.71 | 16.48 |
| 平均有配偶期間 | 13.05 | 13.97 | 14.62 | 15.05 | 15.88 | 16.49 | 17.21 | 17.93 | 18.49 | 18.72 | 18.67 |
| 平均死別期間 | 8.05 | 8.49 | 8.61 | 8.23 | 9.12 | 9.05 | 8.86 | 8.90 | 8.85 | 8.94 | 8.88 |
| 平均離別期間 | 11.50 | 11.62 | 11.31 | 10.77 | 11.14 | 11.67 | 12.04 | 13.11 | 13.23 | 13.52 | 13.42 |
| 未婚期間割合 | 0.022 | 0.050 | 0.074 | 0.094 | 0.125 | 0.165 | 0.183 | 0.211 | 0.227 | 0.268 | 0.302 |
| 有配偶期間割合 | 0.796 | 0.775 | 0.766 | 0.756 | 0.715 | 0.680 | 0.662 | 0.635 | 0.625 | 0.590 | 0.564 |
| 死別期間割合 | 0.152 | 0.138 | 0.127 | 0.113 | 0.109 | 0.099 | 0.091 | 0.086 | 0.081 | 0.077 | 0.073 |
| 離別期間割合 | 0.031 | 0.036 | 0.032 | 0.037 | 0.050 | 0.056 | 0.064 | 0.069 | 0.068 | 0.065 | 0.062 |

出所：筆者推計

結婚の多相生命表によるライフコース指標(女, 1980年と2019年)
(上段が1980年、下段が2019年を表す)

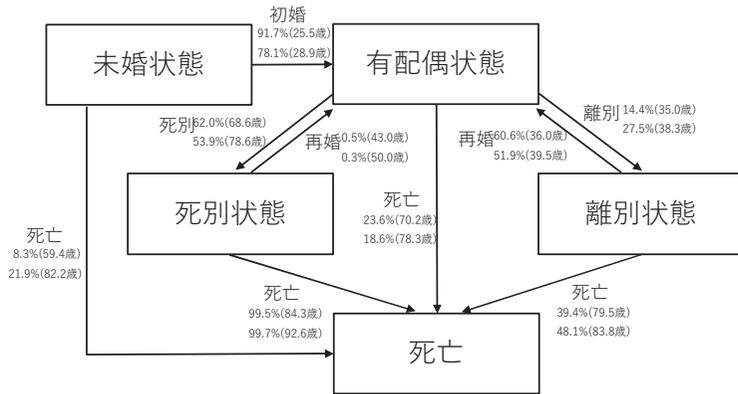


図7 結婚の多相生命表によるライフコース指標 (女, 1980年と2019年)

結婚の多相生命表によるライフコース指標(男, 1980年と2019年)
(上段が1980年、下段が2019年を表す)

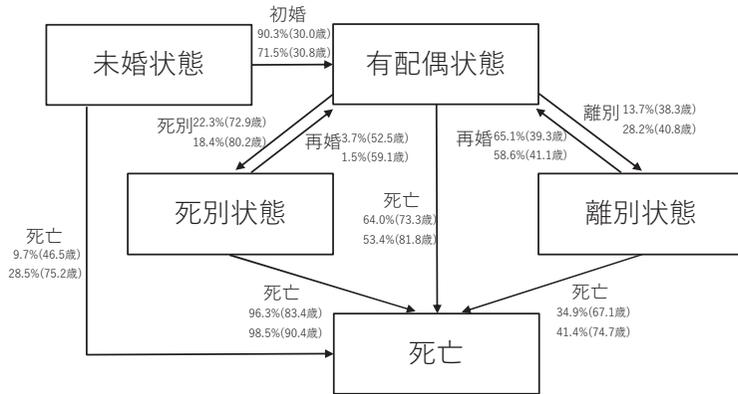


図8 結婚の多相生命表によるライフコース指標 (男, 1980年と2019年)

V. 配偶関係別死亡水準の評価

一般に、多くの時期や年齢において、未婚者の死亡率は未婚以外の者の死亡率よりも高いことが観察される。図9は、結婚の期間多相生命表に基づく2019年の女性の配偶関係別死亡率を示している。ここから、50歳以上の年齢層では、未婚者死亡率は離別者死亡率よりは低いものの、有配偶者死亡率と死別者死亡率よりは高くなっていることがわかる。また、図10は2019年の男性の配偶関係別死亡率を示したものであるが、ここでも50~80歳では未婚者死亡率は有配偶者死亡率や死別者死亡率よりも高いことがわかる。ただし、男性の未婚者死亡率は他の配偶関係の死亡率に比べて年齢に対する上昇の速度が緩やかであり、

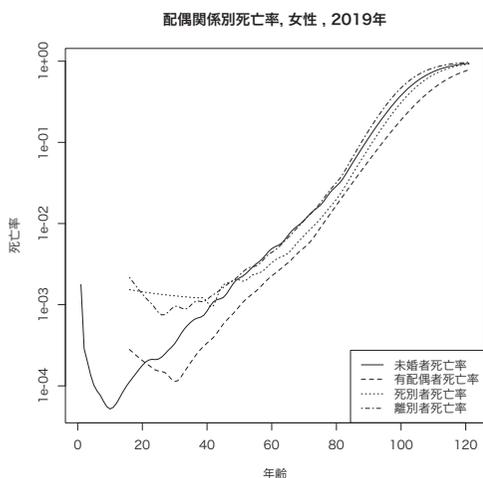


図9 配偶関係別死亡率（女，2019年）

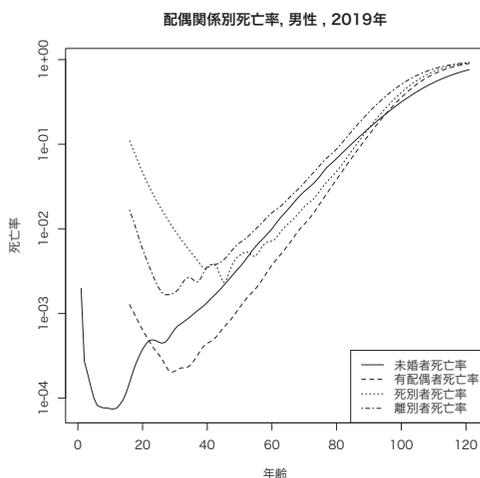


図10 配偶関係別死亡率（男，2019年）

90歳を超えた辺りからは逆に有配偶者死亡率や死別者死亡率よりも低くなることわかる。

このように、一般に、未婚者の死亡率が他の配偶関係の死亡率よりも高いことについては、未婚者が結婚によるプロテクション効果を有していないことを原因とする捉え方もあるが、その一方で、逆に健康状態が良好でない者が未婚にとどまりやすいというセレクション効果を示しているとの捉え方もある（Goldman et al. 1995）。

結婚の多相生命表を用いると、 x 歳以降での配偶関係別の死亡状況を、各配偶状態 i ($i = S, M, W, V$) から死亡状態 D への遷移 iD に関する平均死亡年齢 AT_x^{iD} として測定することができる。図11と図12は、結婚の多相生命表による配偶関係別の平均死亡年齢（15歳以降）の年次推移を示したものである。ここでは、未婚、有配偶、死別、離別の平均死亡年齢はそれぞれ○印、△印、+印、×印のマーカで示され、さらに未婚以外をまとめたものが▽印のマーカで示されている。ここから、未婚以外（▽印）よりも未婚（○印）の平均死亡年齢は全ての年次で低いものの、年次推移を見ると、1980年に観察される両者の大きな乖離は次第に縮小していることがわかる。先に結婚の多相生命表による配偶状態別生存数やライフコース指標の変化で見た通り、日本では1980年以降、未婚化が進行してきた。このなかで、皆婚時代には大きかった未婚者のセレクション効果が、未婚化の進行により次第に小さくなってきている可能性が考えられ、これが両者の乖離の縮小に影響を与えた可能性が示唆される。

なお、配偶関係別の平均死亡年齢の評価については、結婚の多相生命表による分析以外にも、（多相でない）「配偶関係別生命表」を用いたもの（石川 1999）や、実績の平均死亡年齢（または中位数死亡年齢）を用いるものがあるが、以下に述べるように、これらはライフコース指標として観察する場合には注意すべき点があり、「配偶関係によって死亡の水準がどのように違うのか」を分析したい場合には、結婚の多相生命表による平均死亡年齢を用いるのが最適である。

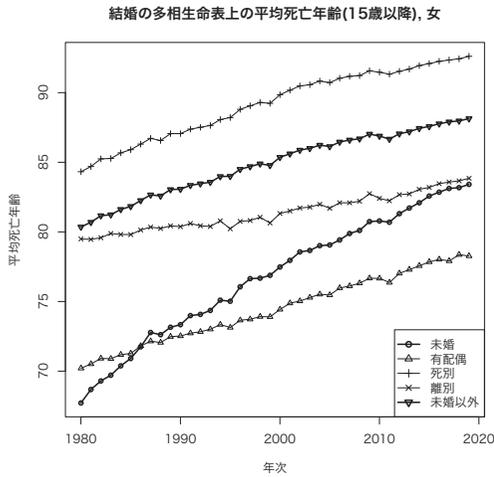


図11 結婚の多相生命表上の15歳以降平均死亡年齢（女）

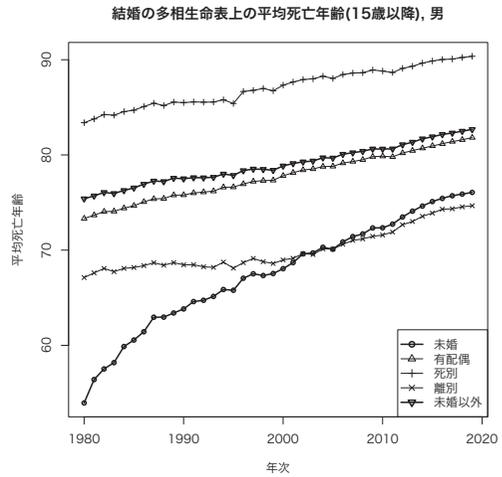


図12 結婚の多相生命表上の15歳以降平均死亡年齢（男）

まず、「配偶関係別生命表」は、配偶関係別の死亡率のみに基づいて作成される生命表である。つまり、これは対象となる配偶関係について、ある年次の年齢別死亡率を一生の経験に擬制した仮設コーホートの生命表であり、現実とは大きく異なる極めて強い仮定が置かれている。例えば、「配偶関係別生命表」による死別者の平均余命は、生涯を通じて死別者の死亡率のみにより集団が減少すると仮定した仮設コーホートによる生命表の平均余命を示したものであるが、生涯を通じて死別者であり続けるということは現実では起こりえない状況であり、そのような仮定に基づく平均余命はライフコース指標とみなすことはできない。

一方、実績の平均死亡年齢は、対象となる人口の年齢構成の影響を大きく受ける指標である。特に、近年、日本では他の先進諸国と比較して極めて急速な人口の高齢化を経験していることから、実績の平均死亡年齢はその影響を強く受けており、指標の変化や差異を適切に評価することはできない。

これらの問題点をさらに具体的に説明するために、実績、配偶関係別生命表、結婚の多相生命表による、60歳以降での平均死亡年齢と、そのベースとなる死亡分布、(定常)人口分布の比較を以下に示す。

図13は、未婚男性に関する60歳以降での平均死亡年齢の推移を示している。ここでは、実績、配偶関係別生命表、結婚の多相生命表がそれぞれ、破線、点線、実線で示されている。この図から、配偶関係別生命表と結婚の多相生命表は概ね似たような推移を示している一方で、実績は他の2つと大きく異なる推移を示している。平均死亡年齢は死亡の年齢分布から算出されるが、年齢別死亡率はどれも共通であることから、死亡の年齢分布の違いは(定常)人口分布の違いに起因すると考えられる。

そこで、これらの関係をより明確に理解するため、図14に、2019年における未婚男性の

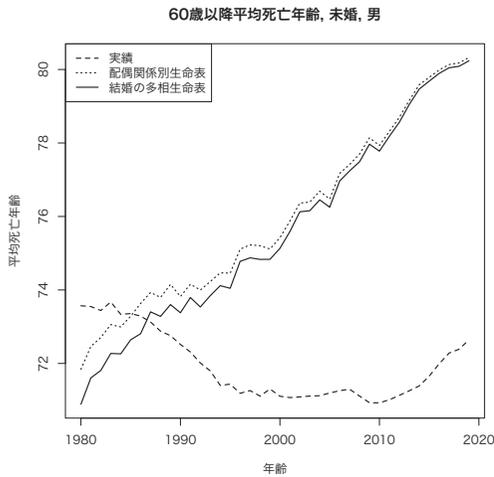


図13 60歳以降平均死亡年齢（1980～2019年, 未婚, 男）

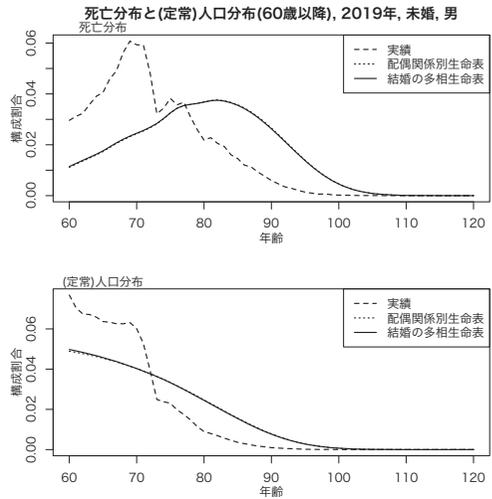


図14 死亡分布と（定常）人口分布（60歳以降, 2019年, 未婚, 男）

60歳以降の死亡分布と（定常）人口分布が示されている。まず上側の死亡分布を見ると、配偶関係別生命表と結婚の多相生命表は80歳代にピークを持つほぼ同一の死亡分布となっているのに対し、実績は70歳近辺にピークを持ち、他の2つとは大きく異なる死亡分布となっていることがわかる。この違いの要因を探るため、下側の（定常）人口分布をみると、配偶関係別生命表と結婚の多相生命表の定常人口分布は概ね一致していることがわかる。これは、60歳以上では未婚者の初婚確率が死亡確率に比べて小さく、死亡による減少が大勢を占めることによっている。一方、破線で示された実績の未婚者人口の分布は現実人口を反映し、他の2つとは異なった60歳代に集中した形状となっている。これによって、実績の死亡分布は他の2つに比べてより低年齢に集中した分布となり、平均死亡年齢が低くなったことが示唆される。このように、実績の平均死亡年齢は現実人口の年齢分布の影響を強く受けることから、死亡水準の評価指標としては適切でないことが確認できる。

一方、図15は、死別男性について、未婚男性の場合と同様に、60歳以降での平均死亡年齢の年次推移を示したものである。これを見ると、実績、配偶関係別生命表、結婚の多相生命表とも平均死亡年齢の上昇スピードについては概ね共通しているものの、その絶対値は大きく異なっていることがわかる。そこで、図16の上側の死亡分布を見ると、結婚の多相生命表の分布が最も高齢部分に位置し、それよりもやや低い部分に実績の分布が位置している。一方、配偶関係別生命表の死亡分布は、他の2つよりもかなり低い年齢に位置している。そこで、下側の（定常）人口分布を見ると、結婚の多相生命表の定常人口分布は、高齢になって配偶者死亡により死別が発生するメカニズムを反映した形状となっている。実績の分布もこれと同様の傾向は観察できるものの、現実人口の年齢分布の影響により激しく増減する形状となっている。一方、配偶関係別生命表の定常人口分布は、死別者の死

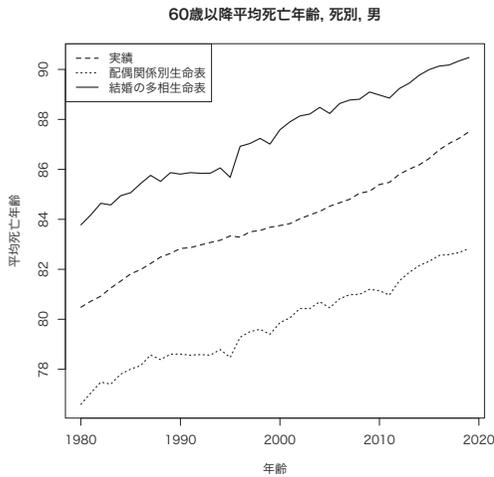


図15 60歳以降平均死亡年齢（1980～2019年，死別，男）

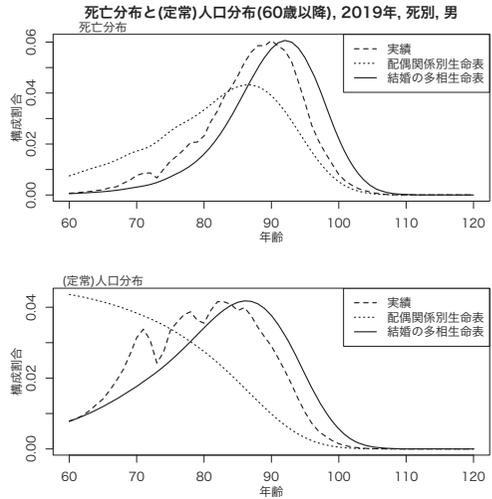


図16 死亡分布と（定常）人口分布（60歳以降，2019年，死別，男）

亡率のみによって減少することから，未婚者のものと同様に，分布は60歳から単調に減少しており，高齢になって配偶者死亡により死別が発生するというメカニズムは反映されていない。このように，配偶関係別生命表の平均死亡年齢は，死別者のライフコース指標としては適切とはいえない面があることは否定できない。

以上のことから，配偶関係別の死亡水準を平均死亡年齢から評価する場合には，実績人口の平均死亡年齢や配偶関係別生命表の平均余命を用いるのではなく，本研究で提示した結婚の多相生命表の平均死亡年齢を用いるのが最適である。

VI. おわりに

多相生命表の歴史は古く，特に配偶関係別の死亡確率を考慮して結婚とその解消を分析対象とする結婚の多相生命表については，日本でも多くの先行研究が行われてきた。しかしながら，本特集のように，長期的視点に立って，歴史人口，現代人口，将来人口という，大きく異なる時代の人口を同時に対象とした結婚の多相生命表分析はこれまで行われてこなかった。これには，分析を行う上で利用することができるデータにおいて時代により大きな違いが存在するため，時代の隔たりを超越して，比較可能な形で結婚の多相生命表を作成することが難しいという問題があった。例えば，一般に，粗遷移率の平滑化やパラメトリックモデルへの当てはめは，遷移率の種類や対象となる年齢層などによってその様相が異なることから，それぞれに対して適切な手法の選択が必要となるが，本研究では，時代を通じてできる限り統一的手法が適用できるような方法論を提案し，この問題の克服を試みた。そして，異なった時期や時代を対象とした分析においてこれを共通して用いる

ことを念頭に置いて、結婚の多相生命表に関する基礎的概念とその手法、及び結婚の多相生命表から得られるライフコース指標について包括的に説明した。また結婚の多相生命表の応用の例として、実績値から単純に求められる配偶関係別平均死亡年齢の問題点等を指摘し、結婚の多相生命表から得られる配偶関係別の各死亡水準指標の有効性を明らかにした。

本特集の各論文では、様々な時代の結婚とその解消、及び死亡に関する様々な分析結果が示されており、それらは結婚の多相生命表分析の有効性を具体的に示すものであり、本稿で論じた方法論は、それらの分析を共通して支える礎といえることができよう。

(謝辞)

本研究は、JSPS 科研費 JP21H00777・23K20645 (「長期的視点からみたライフコース変化の多面的実証研究」, 研究代表者: 津谷典子) の助成を受けたものである。本研究で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれており、死亡票・婚姻票・離婚票の独自集計を含むため、分析結果が公表数値とは一致しない場合がある。また、本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)) JPMH20AA2007 (「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), 厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)) JPMH23AA2005 (「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」, 研究代表者: 小池司朗) による助成を受けた。

また、津谷典子教授(慶應義塾大学)と岩澤美帆人口動向研究部長(国立社会保障・人口問題研究所)から、本稿のドラフトに対して多数の貴重なコメントを頂いたことに心より感謝を申し上げます。当然のことながら、残された誤謬については筆者の責に帰すものである。

参考文献

- 池ノ上正子・高橋重郷(1994)「結婚の多相生命表:1975年,1980年,1985年および1990年」,『人口問題研究』,第50巻,第2号,pp.73-96.
- 石井太(2015)「日本版死亡データベースの構築に関する研究」,『人口問題研究』,第71巻,第1号,pp.3-27.
- 石川晃(1996)「配偶関係別生命表:1990年」,『人口問題研究』,第51巻,第4号,pp.32-46.
- (1999)「配偶関係別生命表:1995年」,『人口問題研究』,第55巻,第1号,pp.35-60.
- 伊藤達也(1983)「日本人の初婚表:1980年」,『人口問題研究』,第167巻,pp.53-57.
- 岩澤美帆(2013)「失われた結婚,増大する結婚:初婚タイプ別初婚表を用いた1970年代以降の未婚化と初婚構造の分析」,『人口問題研究』,第69巻,第2号,pp.1-34.
- 岡崎文規(1940)「婚姻表について」,『人口問題研究』,第1巻,第1号,pp.47-54.
- 金子武治(1995)「結婚の生命表」,山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正(編)『生命表研究』,古今書院,pp.224-238.
- 厚生省人口問題研究所(1988)『配偶関係別生命表昭和30年~60年』,人口問題研究所研究資料第255号.
- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」.
<https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>.

- (2023) 『日本の将来推計人口（令和5年推計）』, 人口問題研究資料第347号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 高橋重郷 (1989a) 「結婚の多相生命表: 1980年, 1985年」, 『人口問題研究』, 第45巻, 第3号, pp.41–55.
- (1989b) 「多相生命表による結婚の分析」, 『厚生指針』, 第36巻, 第7号, pp.36–42.
- (1991) 「死亡および結婚の変化とライフコース人口分布の変動」, 『人口問題研究』, 第47巻, 第1号, pp.17–26.
- (1994) 「死亡率と配偶関係: 結婚の多相生命表分析」, 小林和正・大淵寛 (編) 『生存と死亡の人口学』, 大明堂, pp.120–141.
- (1995) 「結婚の多相生命表」, 山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正 (編) 『生命表研究』, 古今書院, pp.202–223.
- (1997) 「ライフサイクルと家族」, 阿藤誠・兼清弘之 (編) 『人口変動と家族』, 大明堂, pp.70–89.
- (2001a) 「人口動向の変化とライフサイクルの変化」, 『人口と開発』, 第77号, pp.10–15.
- (2001b) 「日本人のライフサイクルをどう計るか」, 『西暦2000年のライフサイクル指標の研究-I 日本人のライフサイクル変化に関する調査研究』, 社団法人エイジング総合研究センター, pp.15–26.
- 津谷典子・黒須里美・石井太 (2024) 「多相生命表からみた近世東北農村の結婚行動」, 『人口問題研究』, 第80巻, 第3号, pp.344–364.
- 別府志海・余田翔平・石井太 (2018) 「離死別・再婚が出生行動に与える影響評価への多相生命表の応用」, 『文部科学研究費補助金（基盤研究（A））『結婚・離婚・再婚の動向と日本社会の変容に関する包括的研究』（研究代表者: 岩澤美帆）平成25～29年度総合研究報告書』, pp.363–385.
- 別府志海 (2002) 「多相生命表による結婚のライフサイクルの分析: 1930, 1955, 1975, 1995年」, 『人口学研究』, 第30巻, pp.23–40.
- (2018) 「多相生命表」, 『人口学事典』, 日本人口学会, pp.476–477.
- Depoid, P. (1938) "Tables Nouvelles Relatives a la Population Francaise", *Bulltin de la Statistique Gèneèrale de la France*, Vol. 27, pp. 269–324.
- Du Pasquier, L. G. (1912) "Mathematische Theorie der Invaliditätsversicherung", *Mitteilubgen der Vereinigung Schweitzerischer Versicherungsmathematiker*, Vol. 7, pp. 1–7.
- (1913) "Mathematische Theorie der Invaliditätsversicherung", *Mitteilubgen der Vereinigung Schweitzerischer Versicherungsmathematiker*, Vol. 8, pp. 1–153.
- Fix, E. and J. Neyman (1951) "A simple stochastic model of recovery, relapse, death and loss of patients", *Human Biology*, Vol. 23, No. 3, pp. 205–241.
- Goldman, N., S. Takahashi, and Y. Hu (1995) "Mortality among Japanese Singles: A Reinvestigation", *Population Studies*, Vol. 49, No. 2, pp. 227–239.
- Greville, T. (1981) "Moving-weighted-average smoothing extended to the extremities of the data. II. Methods", *Scandinavian Actuarial Journal*, Vol. 1981, No. 2, pp. 65–81.
- Hoem, J. M. (1975) "The construction of increment-decrement life tables: A comment on articles by R. Schoen and V. Nelson", *Demography*, Vol. 12, No. 4, p. 661.
- Rogers, A. (1980) "Introduction to Multistate Mathematical Demography", *Environment and Planning A*, Vol. 12, pp. 489–498.
- (1995) *Multiregional Demography*. John Wiley and Sons.
- Saito, Y., J.-M. Robine, and E. M. Crimmins (2014) "The methods and materials of health expectancy", *Statistical Journal of IAOS*, Vol. 30, No. 3, pp. 209–223.
- Schoen, R. and V. E. Nelson (1974) "Marriage, Divorce, and Mortality: a Life Table Analysis", *Demography*, Vol. 11, No. 2, pp. 267–290.
- Schoen, R. (1975) "Constructing Increment-Decrement Life Tables", *Demography*, Vol. 12, No. 2, pp. 313–324.
- (1988a) *Modeling Mutigroup Populations*, New York: Plenum Press.
- (1988b) "Practical Use of Multistate Population Models", *Annual Review of Sociology*, Vol. 14, pp. 341–361.
- Takahashi, S. (1993) "Effects of Mortality Decline on Aspects of Aging in Japan", Ph.D. dissertation,

University of Pennsylvania.

Tsuya, N. O. and K. Tomobe (1998) "Infant Mortality and Underregistration of Births". Paper presented at the International Symposium on Nuptiality and Family Formation in Comparative Eurasian Perspective, Beijing, China, November 25–29.

Marital Status Multistate Life Tables: Basic Concepts and Methods

ISHII Futoshi

This paper discusses the basic concepts and the methods for estimating marital status multistate life tables used by the following papers in this special issue, as well as the meanings of the life course indicators derived from the tables. Further, the paper also discusses the advantages of using the average age at death derived from the marital status multistate life tables, while pointing out the problems associated with the indices based on actual populations.

Although there have been several studies on marital status multistate life tables in Japan, the comparative analyses of marriage behavior of populations encompassing different long-term periods have never been done due mainly to difficulties associated with the constructions of comparable multistate life tables using vastly different types of empirical data. In this paper we explain in a concise manner the basic concepts of and the methods and procedures commonly used for constructing marital status multistate life tables covering vastly different time periods of historical, contemporary, and future populations, together with the applicability of life course indicators derived from the tables.

The following papers in this special issue show the utility and effectiveness of the use of marital status multistate life tables discussed in this paper for studies of marriage behavior.

Keywords: multistate life tables, marriage, marital status, methods

特 集 I

長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

年次別およびコーホート別の結婚の多相生命表：
1980～2021年および1965～1985年生まれの結婚をめぐる
日本人のライフコース

別府志海*・石井太**・余田翔平*・岩澤美帆*・堀口侑***

本研究は年次別に加えてコーホート別に結婚の多相生命表を作成、分析を試みた。

1980年から2021年の各年次について結婚の多相生命表を作成したところ、平均未婚期間・平均離別期間は大きく伸びている一方で、平均有配偶期間・平均死別期間は変動が小さかった。こうした変化について1980年と2019年を対象に、死亡率の変化と結婚・離婚の変化である遷移率の変化へ要因分解を行った結果、男女とも平均未婚期間の伸長と平均有配偶期間の変化に対していずれも遷移率変化の効果が大きかった。平均死別期間の変化に対しては、男性の場合は遷移率変化の効果が、女性の場合は死亡率変化の効果が大きかった。

コーホートによる多相生命表においても平均未婚期間の長期化や平均有配偶期間の短縮等が確認された。さらに1965年生まれと1985年生まれを対象に要因分解を行ったところ、コーホートによる結婚や離婚の変化は主に遷移率変化の効果による部分が大きかったとされた。

キーワード：結婚、多相生命表、ライフコース、要因分解

はじめに

人口学者・河野稠果によれば、生命表 life table は形式人口学のバックボーンである(河野 1996)。生命表形式を用いる利点は、人口構成による影響を受けない状態間遷移確率・平均滞在期間などを分析でき、結婚や離婚といった配偶関係状態間遷移(異動)の様子を詳細に分析できる点である(別府 2002)。この生命表手法を拡張し、可逆的かつ増加する要因についても作成・分析することを可能にしたものが多相生命表 multistate life table である。この多相生命表は人口構成による影響を受けずに、死亡確率・生存期間な

* 国立社会保障・人口問題研究所

** 慶應義塾大学

*** 慶應義塾大学・院

どを考慮した上で、配偶関係状態間遷移の状況を理解する方法として有用である。

本稿はこの多相生命表を応用し、マクロの視点から結婚過程の分析を行うものである。さらに、これまで行われている他の研究と同様に単年次のデータに基づいた5年ごとの年次別の多相生命表に加え、年次間を補間したデータに基づくコーホート別の多相生命表も作成し分析を試みる。

1. 多相生命表作成の意義

配偶関係状態を分析する場合、未婚状態からの初婚、有配偶状態からの離婚や死別といった減少要因に加えて、離死別状態からの再婚といった増加要因が存在することから、通常の生命表形式による分析を行うことが出来ない。そのため多相生命表が開発される以前の生命表を応用した結婚の分析においては、配偶関係による死亡率の相違¹⁾、初婚と死亡による未婚人口の減少過程²⁾、有配偶人口の死離別による減少過程（結婚の解消過程）³⁾が対象とされていた。

しかしながら多相生命表の開発によって増加過程も扱えるようになり、離婚や再婚といった複雑な状態間遷移を含む過程が分析可能となるなど分析の幅が広がった。ここで結婚の多相生命表とは、出生（または15歳など結婚可能開始年齢）から死亡の間にある配偶関係状態間の遷移率および死亡率の相違を考慮し、それを一つの生命表上にまとめて示したものである。状態間遷移率を考慮した配偶関係別生命表ともいえるだろう。そのためデータとして配偶関係別の死亡率と配偶関係状態間の遷移率が必要となる。

総じて生命表形式の分析では、時間の経過あるいはテンポの概念・次元を分析に導入することが可能である。これまで日本の結婚の多相生命表は那須（1971）、高橋（1989）、池ノ上・高橋（1994）、別府（2002）、別府・余田・石井（2018）などがある。

2. 作成にあたってのデータ上の諸問題

結婚の多相生命表を作成するに当たり直面する最大の困難は、計算過程以前の、作成に必要なデータの収集にある（別府 2002）。一般に多相生命表の作成には、遷移確率の計算に非常に多様なデータが必要となる。結婚の多相生命表の場合、男女・年齢・配偶関係別の人口と死亡数に加え、配偶関係状態間の遷移（異動）に関する詳細なデータが必要となる。日本のデータを例にとると、分母となる配偶関係別の人口は国勢調査報告から、また分子となる各配偶関係間遷移（異動）数は人口動態統計から得られる。

しかしながら、作成に当たって解決すべき点がいくつかある。詳しくは参考文献を参照されたいが、ここではその概略を示す⁴⁾。

1) 一般に「配偶関係別生命表」と呼ばれており、石川（1988, 1999）などがある。

2) 一般に「初婚表」と呼ばれており、岡崎（1940）、伊藤（1983）、伊藤・山本（1977）などがある。

3) 一般に「結婚の生命表」と呼ばれており、河野（1960）、金子・白石（1998）、金子・三田（1989）などがある。

4) 詳細は石川（1989, 1995, 1999）、高橋（1994）などを参照されたい。

まず、人口動態統計の観察期間は1月から12月までであるため、分母となる配偶関係別人口は同期間の平均人口が望ましい。1年間の動態発生確率は均一であると仮定すれば年央（7月1日）人口を平均人口とみなすことができる。しかし国勢調査は10月1日現在で行われるため、理論的には平均人口やその近似である年央人口の推計を行う必要がある（南條・重松 1995）。本研究でも年央人口を推計して用いている。

次に、人口動態統計では婚姻数および離婚数の年齢別集計が、当該年内に届け出られたもののみを対象としている。しかしながら、同居や別居を開始してから1年後や2年後の届け出も一定数あることから、実際に生じた件数を得るためには、こうした届出遅れを加味し補整する必要がある。

また、調査による定義の相違がある。配偶状態について国勢調査では調査票に「届出の有無にかかわらず」とあるように事実主義を採るが、人口動態統計は届出主義を採ることになる。定義の相違と関連するが、同棲の扱いにも注意を払う必要がある。同棲を事実婚と捉えた場合、分析に用いる人口動態統計と定義上の齟齬が生じうるが、近年の調査の結果において同棲しているとする割合はまだ少数である（国立社会保障・人口問題研究所 2023）。そこで本研究では、同棲は明示的には扱わない。ただし、上述のように同棲や事実婚から始まり、最終的に届が提出されるものについては、過去の届出遅れの発生状況をもとに推定しているため、今回の分析には同棲の一部も含まれることになる。

なお、本稿における多相生命表作成の具体的な計算方法についての詳細は、本特集に収録されている石井（2024）を参照されたい。

3. 年次別の結婚の多相生命表による各指標

はじめに、1980～2021年の多相生命表の作成に用いた配偶関係 i から j への遷移しやすさを示す、各配偶関係別遷移率 m_x^{ij} の年齢パターンを図1に示す。初婚率の推移を見ると、男女で形状は異なるものの1980年から2021年にかけて水準が最も高い20～30歳代で大きく低下しており、いわゆる「未婚化」が進展していることを示している。また、女性は50歳以上になると初婚がほぼなくなるものの、男性は高年齢でも若干存在する。再婚では、死別再婚と離別再婚によって男女差や水準差がみられる。死別再婚率は男女ともに水準はかなり低い。女性に比べて男性は年齢の幅が広がっている。離別再婚は、水準が高くなっている20歳代で男性は女性の2倍ほど高く、また初婚と同様に男性は高年齢でも女性より水準が高い。最後に離婚率は男女とも最近になるにつれて高くなる傾向があるものの、特に水準が高い年齢は25歳以下であり、このパターンはあまり変化していない。

次に、前述の方法により作成された結婚の多相生命表から得られた各種ライフコース指標を表1に、また配偶関係別平均期間を図2に、生涯遷移率を図3に掲げる。時系列で見ると、特に2019年までと2020年以降とで傾向が大きく変わっているように見える。これは、2020年以降が2019年の平成から令和への改元やコロナ禍による影響を受けて結婚・離婚の通常のパターンが崩れていることを示している。そこで、以下では主に2019年までについて分析を行うこととする。

配偶関係別平均期間をみると、平均未婚期間は1980年から2019年にかけて男女とも12年ほど長くなっており、男女とも全部で4つある配偶関係別平均期間の中で最も変化が大きい。こうした長期化によって男女とも2000年からは平均有配偶期間を抜いて全配偶関係の中で最も期間が長くなっている。なお、2020年以降は男女とも平均未婚期間が急激に伸びており、コロナ禍等で特に初婚の届出が回避もしくは延期されている可能性がある。他方、平均有配偶期間は男性で0.1年、女性で0.6年とわずかな伸長に留まっており、1990年代後半には平均未婚期間と長さが逆転して2番目の長さとなっている。しかし男女とも2000年代前半までは短縮傾向であったが、その後は伸長傾向へと転じており、2019年までは平均未婚期間の動きとほぼ並行に推移している。平均死別期間は男性で0.3年延びているものの女性では逆に1.6年短縮している。死亡率が低下しているにもかかわらず平均有配偶期間や女性の平均死別期間が短縮しているのは、配偶関係状態間の遷移が変化してその状態に短期間だけ滞在するケースが増えているためと考えられる。この点については、次節で分析することとする。平均離別期間は男性で3.5年、女性で4.3年長くなっているが、男女とも特に2000年以降になって伸長傾向が強くなっている。

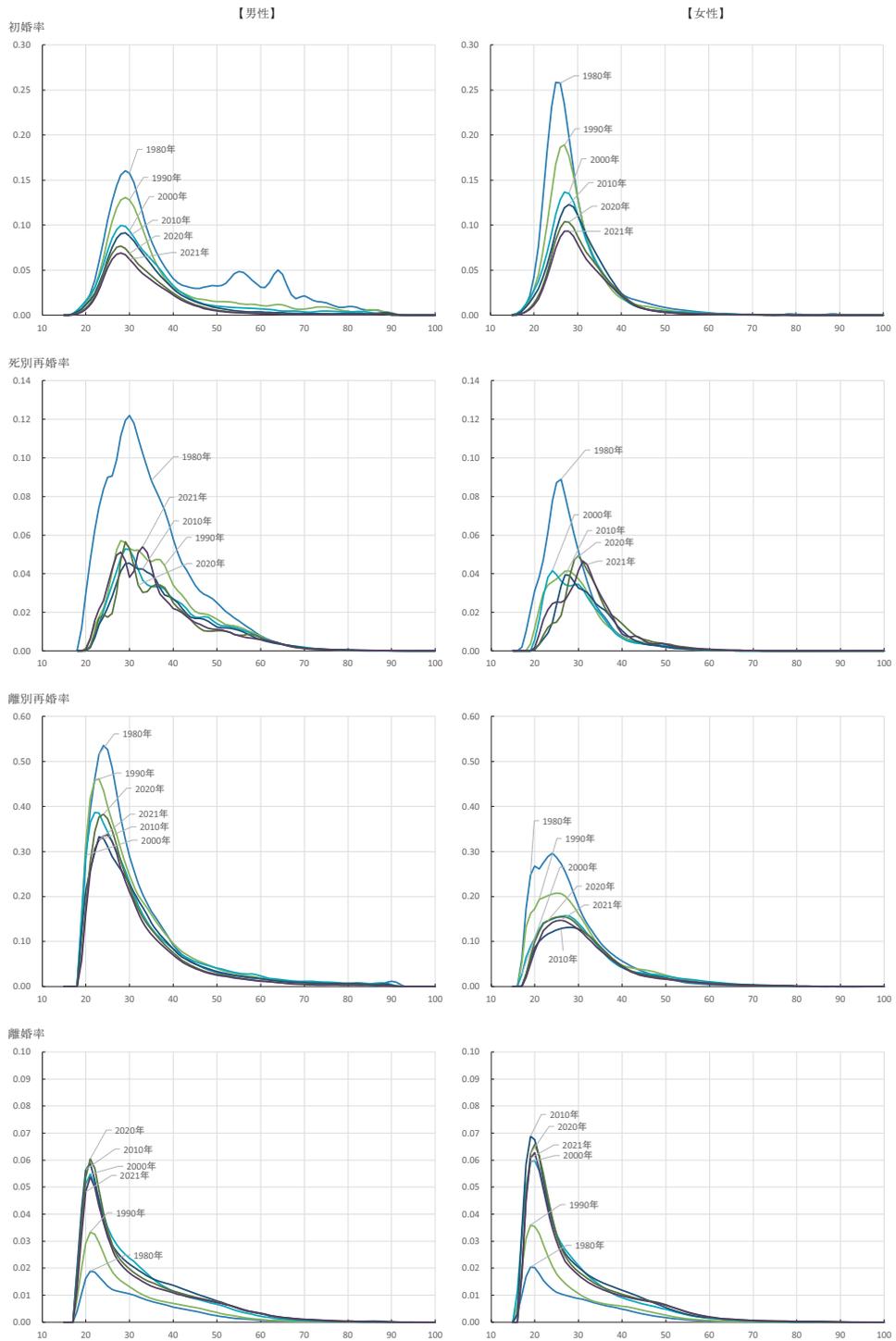


図1 各配偶関係状態間の遷移率：1980～2021年

資料：厚生労働省「人口動態統計」および総務省「国勢調査」をもとに算出。

表1 年次別の結婚の多相生命表から得られたライフコース指標

| ライフコース指標 | 1980年 | 1985年 | 1990年 | 1995年 | 2000年 | 2005年 | 2010年 | 2015年 | 2019年 | 2020年 | 2021年 |
|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 男性 | | | | | | | | | | | |
| 平均寿命 | 73.4 | 74.9 | 75.9 | 76.4 | 77.7 | 78.5 | 79.5 | 80.7 | 81.4 | 81.6 | 81.5 |
| 生涯初婚確率 | 0.903 | 0.871 | 0.840 | 0.822 | 0.786 | 0.747 | 0.744 | 0.731 | 0.715 | 0.670 | 0.631 |
| 15歳以降での初婚確率 | 0.916 | 0.880 | 0.847 | 0.829 | 0.791 | 0.751 | 0.748 | 0.734 | 0.718 | 0.672 | 0.633 |
| 生涯死別確率 | 0.223 | 0.209 | 0.202 | 0.190 | 0.174 | 0.174 | 0.176 | 0.183 | 0.184 | 0.188 | 0.191 |
| 生涯離婚確率 | 0.137 | 0.166 | 0.170 | 0.207 | 0.267 | 0.273 | 0.283 | 0.284 | 0.282 | 0.270 | 0.257 |
| 生涯死別再婚確率 | 0.037 | 0.032 | 0.025 | 0.024 | 0.022 | 0.018 | 0.017 | 0.015 | 0.015 | 0.013 | 0.013 |
| 生涯離別再婚確率 | 0.651 | 0.655 | 0.673 | 0.675 | 0.672 | 0.637 | 0.603 | 0.594 | 0.586 | 0.552 | 0.524 |
| 平均初婚年齢 | 30.0 | 30.1 | 30.3 | 30.3 | 30.5 | 31.1 | 30.8 | 30.9 | 30.8 | 30.8 | 31.1 |
| 平均離婚年齢 | 38.3 | 38.9 | 38.4 | 38.4 | 38.5 | 39.4 | 40.3 | 40.3 | 40.8 | 40.8 | 41.4 |
| 平均死別年齢 | 72.9 | 73.9 | 74.8 | 75.2 | 76.3 | 77.3 | 78.4 | 79.6 | 80.2 | 80.5 | 80.4 |
| 平均離別再婚年齢 | 39.3 | 40.4 | 39.8 | 40.2 | 40.7 | 41.5 | 41.7 | 41.0 | 41.1 | 41.0 | 41.4 |
| 平均死別再婚年齢 | 52.5 | 54.4 | 55.7 | 56.1 | 57.6 | 57.9 | 58.2 | 57.7 | 59.1 | 59.3 | 58.5 |
| 平均未婚期間 | 31.6 | 33.4 | 35.1 | 36.1 | 38.1 | 40.6 | 41.1 | 42.5 | 43.4 | 45.6 | 47.6 |
| 平均有配偶期間 | 37.4 | 37.2 | 37.8 | 36.6 | 34.6 | 34.8 | 35.7 | 36.5 | 37.3 | 38.2 | 38.7 |
| 平均死別期間 | 9.4 | 9.8 | 9.9 | 9.5 | 10.3 | 10.2 | 9.9 | 9.8 | 9.7 | 9.8 | 9.8 |
| 平均離別期間 | 10.7 | 11.1 | 10.8 | 10.9 | 11.5 | 12.5 | 13.3 | 14.0 | 14.2 | 15.3 | 16.0 |
| 生涯の未婚期間割合 | 0.435 | 0.453 | 0.470 | 0.480 | 0.501 | 0.529 | 0.525 | 0.533 | 0.539 | 0.567 | 0.593 |
| 生涯の有配偶期間割合 | 0.515 | 0.496 | 0.482 | 0.468 | 0.438 | 0.410 | 0.411 | 0.404 | 0.399 | 0.375 | 0.353 |
| 生涯の死別期間割合 | 0.029 | 0.027 | 0.026 | 0.023 | 0.023 | 0.021 | 0.020 | 0.020 | 0.019 | 0.018 | 0.017 |
| 生涯の離別期間割合 | 0.020 | 0.024 | 0.023 | 0.029 | 0.039 | 0.040 | 0.043 | 0.044 | 0.043 | 0.041 | 0.037 |
| 女性 | | | | | | | | | | | |
| 平均寿命 | 78.7 | 80.5 | 81.8 | 82.8 | 84.5 | 85.4 | 86.2 | 87.0 | 87.4 | 87.7 | 87.6 |
| 生涯初婚確率 | 0.917 | 0.904 | 0.866 | 0.845 | 0.812 | 0.778 | 0.798 | 0.795 | 0.781 | 0.740 | 0.702 |
| 15歳以降での初婚確率 | 0.927 | 0.911 | 0.872 | 0.851 | 0.816 | 0.782 | 0.801 | 0.797 | 0.783 | 0.742 | 0.704 |
| 生涯死別確率 | 0.620 | 0.609 | 0.615 | 0.596 | 0.551 | 0.546 | 0.540 | 0.534 | 0.539 | 0.544 | 0.555 |
| 生涯離婚確率 | 0.144 | 0.170 | 0.170 | 0.201 | 0.263 | 0.271 | 0.275 | 0.277 | 0.275 | 0.262 | 0.249 |
| 生涯死別再婚確率 | 0.005 | 0.004 | 0.004 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 | 0.003 |
| 生涯離別再婚確率 | 0.606 | 0.589 | 0.600 | 0.600 | 0.586 | 0.548 | 0.526 | 0.533 | 0.519 | 0.489 | 0.459 |
| 平均初婚年齢 | 25.5 | 26.0 | 26.8 | 27.3 | 27.7 | 28.2 | 28.4 | 28.7 | 28.9 | 29.0 | 29.3 |
| 平均離婚年齢 | 35.0 | 36.0 | 35.6 | 35.8 | 35.8 | 36.6 | 37.3 | 37.6 | 38.3 | 38.5 | 39.1 |
| 平均死別年齢 | 68.6 | 70.1 | 71.6 | 72.6 | 74.0 | 75.2 | 76.5 | 77.6 | 78.6 | 78.7 | 78.7 |
| 平均離別再婚年齢 | 36.0 | 37.6 | 37.4 | 38.1 | 38.7 | 39.6 | 39.8 | 39.3 | 39.5 | 39.6 | 40.0 |
| 平均死別再婚年齢 | 43.0 | 44.5 | 45.3 | 46.1 | 46.8 | 46.0 | 46.6 | 47.7 | 50.0 | 49.5 | 50.1 |
| 平均未婚期間 | 28.3 | 29.8 | 32.6 | 34.2 | 36.6 | 39.2 | 38.7 | 39.5 | 40.6 | 43.1 | 45.4 |
| 平均有配偶期間 | 37.7 | 37.3 | 37.8 | 36.7 | 34.6 | 34.8 | 35.7 | 36.3 | 37.0 | 37.8 | 38.3 |
| 平均死別期間 | 15.5 | 15.6 | 15.4 | 15.4 | 15.7 | 15.4 | 14.9 | 14.4 | 13.9 | 14.0 | 13.9 |
| 平均離別期間 | 18.2 | 19.0 | 19.0 | 19.2 | 20.5 | 22.1 | 22.7 | 22.2 | 22.5 | 23.8 | 24.8 |
| 生涯の未婚期間割合 | 0.360 | 0.371 | 0.401 | 0.417 | 0.439 | 0.465 | 0.453 | 0.458 | 0.467 | 0.495 | 0.523 |
| 生涯の有配偶期間割合 | 0.483 | 0.469 | 0.449 | 0.430 | 0.399 | 0.378 | 0.391 | 0.393 | 0.389 | 0.370 | 0.350 |
| 生涯の死別期間割合 | 0.123 | 0.119 | 0.112 | 0.108 | 0.100 | 0.092 | 0.088 | 0.083 | 0.079 | 0.075 | 0.071 |
| 生涯の離別期間割合 | 0.034 | 0.041 | 0.038 | 0.045 | 0.062 | 0.065 | 0.068 | 0.066 | 0.065 | 0.061 | 0.056 |

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表による。平均寿命はJMD (ver.004_003) による。

次に配偶関係状態間の生涯遷移確率をみると（前掲表1および図3），生涯初婚確率は、1980年では男女とも9割を超えていたが2019年では男性が0.72，女性が0.78まで低下しており，2020年からはさらに落ち込んで2021年には男性0.63，女性0.70となっている。一方で生涯離婚確率は上昇しているが，2000年代中頃からは男女とも0.3付近で推移しており，

2020年以降に若干の低下がみられる。再婚では、生涯死別再婚確率は低下しているが水準は低い。他方で生涯離別再婚確率は死別再婚確率と同様に低下傾向にあるものの、その水準は5割～6割強と比較的に高い。これは、離婚は平均的に死別に比べ若い年齢で起きていることにも起因する。例えば2019年で見ると、平均死別年齢が78.7歳であるのに対し、平均離婚年齢は38.5歳である。

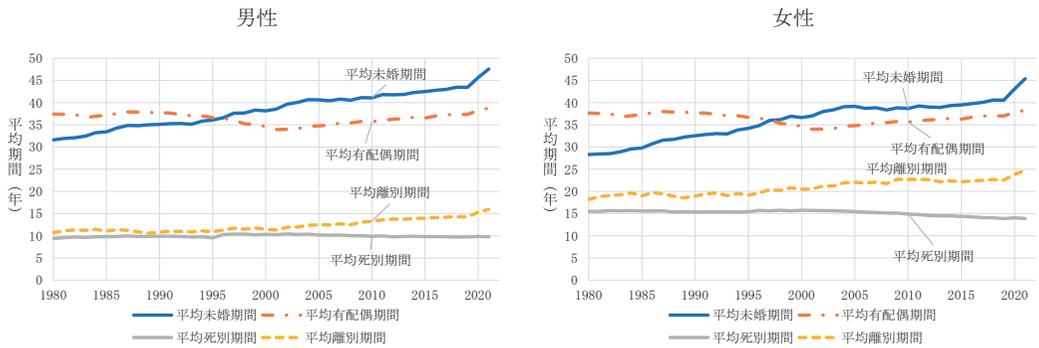


図2 配偶関係別平均期間：1980～2021年

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表に基づく。

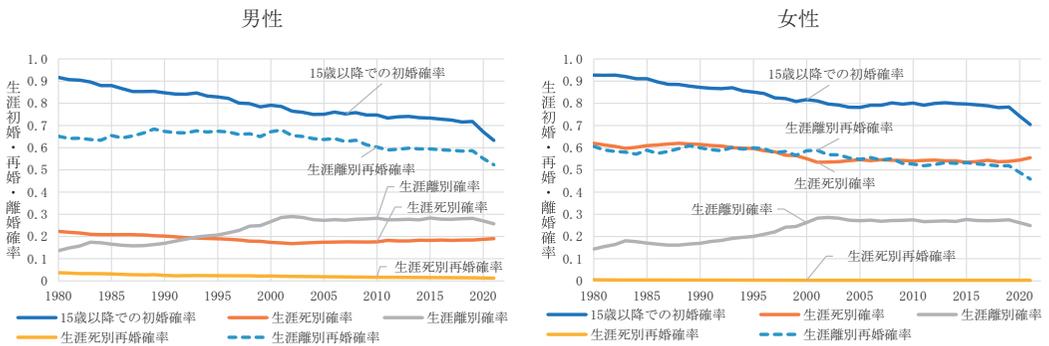


図3 生涯遷移確率：1980～2021年

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表に基づく。

以上から、多相生命表から得られた配偶関係状態別の平均期間は平均死別期間を除くいずれも長期化の傾向にあった。その一方で、死別確率および死亡確率を除くすべての状態間遷移確率は平均有配偶期間を短縮させる方向に変化していたといえる。

4. 年次間のライフコース変化の要因分解

平均未婚期間の短縮など、こうした変化が死亡率の変化とそれ以外の、結婚・離婚の変化のどちらに起因しているのだろうか。ここでは多相生命表を用いて死亡・死別と、それ以外の要素の2つに大別し、どちらの影響が大きいかの要因分解を行う。

要因分解法の考え方は、異なる地域・時間の指標の差を二つ以上の要因から説明するもので、それぞれに仮定された架空の組み合わせによる指標による数値を求め、それぞれの要因の効果を算出する（河野 1996）。本稿では2つの人口・要因を対象とする。

| 人口構成 | 遷移率 | |
|------|------|------|
| | 人口 A | 人口 B |
| 人口 A | a | c |
| 人口 B | d | b |

ここで a, b はどちらも実際の人口から観察された値だが、c は遷移率に人口 B を、d は人口構成に人口 A の値を用いた架空の値である。つまり (c - a) は遷移率変化の効果を表し、(b - c) は人口構成変化の効果をあらわす。(b - d), (d - a) も同様である。そこで以下の式により、観察値の変化を遷移率変化の効果と人口構成変化の効果という2つの要素に分解できる。ただし、多相生命表では遷移率の変化によって人口構成が変化してしまうため、ここでは人口構成の変化を死亡率の変化とし、結婚・離婚要因と死亡要因の2つに分解する。

$$(b - a) = \overset{\text{(遷移率変化の効果)}}{(c - a)} + \overset{\text{(人口構成変化の効果)}}{(b - c)} \dots\dots\dots [1]$$

$$(b - a) = (b - d) + (d - a) \dots\dots\dots [2]$$

前述したように2020年以降は結婚・離婚の通常のパターンが崩れている可能性があるため、ここでは1980年と2019年について要因分解を行った（表2）。この期間に平均未婚期間は男女とも12年ほど長期化しているが、そのうち男性9年、女性10年は遷移率の変化によって、そして残りの約2～3年は死亡の変化によることが示された。未婚の場合、遷移率は初婚率しか存在しないため、平均未婚期間の伸長は、男女ともその8割ほどが初婚率の変化に起因しているといえる。

次に平均有配偶期間の長さは、両年次で男女ともほとんど差はない。これを要因分解すると、遷移率変化の効果が6年を超える短縮効果を示している。ただし、遷移率変化の効果には初婚率、離婚率、死別・離別からの再婚率が含まれるため、その解釈には注意を要する。

平均死別期間を分解すると、男性の場合は遷移率変化の効果が死亡率変化の効果よりもやや大きく、女性の場合は逆に死亡率変化の効果の方が大きくなっている。男性の場合、遷移率は死別再婚率の低下の影響と考えられるが、女性の場合、死亡率変化の効果は配偶者の死亡率と死別者の死亡率の低下が考えられる。このうち、死別者の死亡率低下は死別

表2 年次別の結婚の多相生命表から得られたライフコース指標の要因分解：1980年，2019年

| ライフコース指標 | 男 性 | | | | | 女 性 | | | | |
|-------------|-------|-------|--------|---------|--------|-------|-------|--------|---------|--------|
| | 1980年 | 2019年 | 差 | 結婚・離婚要因 | 死亡要因 | 1980年 | 2019年 | 差 | 結婚・離婚要因 | 死亡要因 |
| 生涯初婚確率 | 0.903 | 0.715 | -0.188 | -0.216 | 0.028 | 0.917 | 0.781 | -0.136 | -0.147 | 0.010 |
| 15歳以降での初婚確率 | 0.916 | 0.718 | -0.198 | -0.218 | 0.020 | 0.927 | 0.783 | -0.144 | -0.148 | 0.004 |
| 生涯死別確率 | 0.223 | 0.184 | -0.040 | -0.036 | -0.003 | 0.620 | 0.539 | -0.081 | -0.091 | 0.010 |
| 生涯離婚確率 | 0.137 | 0.282 | 0.145 | 0.141 | 0.004 | 0.144 | 0.275 | 0.132 | 0.125 | 0.007 |
| 生涯死別再婚確率 | 0.037 | 0.015 | -0.022 | -0.007 | -0.016 | 0.005 | 0.003 | -0.002 | 0.002 | -0.004 |
| 生涯離別再婚確率 | 0.651 | 0.586 | -0.065 | -0.083 | 0.018 | 0.606 | 0.519 | -0.087 | -0.081 | -0.005 |
| 平均初婚年齢 | 30.0 | 30.8 | 0.8 | 0.3 | 0.5 | 25.5 | 28.9 | 3.3 | 3.3 | 0.1 |
| 平均離婚年齢 | 38.3 | 40.8 | 2.5 | 1.9 | 0.6 | 35.0 | 38.3 | 3.3 | 2.9 | 0.5 |
| 平均死別年齢 | 72.9 | 80.2 | 7.3 | -0.1 | 7.4 | 68.6 | 78.6 | 10.0 | 0.1 | 9.9 |
| 平均離別再婚年齢 | 39.3 | 41.1 | 1.9 | 0.9 | 0.9 | 36.0 | 39.5 | 3.5 | 3.2 | 0.2 |
| 平均死別再婚年齢 | 52.5 | 59.1 | 6.5 | 4.1 | 2.4 | 43.0 | 50.0 | 6.9 | 7.6 | -0.6 |
| 平均未婚期間 | 31.6 | 43.4 | 11.8 | 9.2 | 2.7 | 28.3 | 40.6 | 12.2 | 10.1 | 2.1 |
| 平均有配偶期間 | 37.4 | 37.3 | -0.1 | -6.1 | 6.0 | 37.7 | 37.0 | -0.6 | -7.9 | 7.2 |
| 平均死別期間 | 9.4 | 9.7 | 0.3 | 0.3 | 0.0 | 15.5 | 13.9 | -1.6 | -0.1 | -1.5 |
| 平均離別期間 | 10.7 | 14.2 | 3.5 | 1.5 | 2.0 | 18.2 | 22.5 | 4.3 | 2.5 | 1.9 |
| 生涯の未婚期間割合 | 0.435 | 0.539 | 0.104 | 0.134 | -0.030 | 0.360 | 0.467 | 0.107 | 0.128 | -0.021 |
| 生涯の有配偶期間割合 | 0.515 | 0.399 | -0.117 | -0.147 | 0.030 | 0.483 | 0.389 | -0.094 | -0.133 | 0.040 |
| 生涯の死別期間割合 | 0.029 | 0.019 | -0.010 | -0.007 | -0.002 | 0.123 | 0.079 | -0.045 | -0.026 | -0.019 |
| 生涯の離別期間割合 | 0.020 | 0.043 | 0.023 | 0.021 | 0.002 | 0.034 | 0.065 | 0.032 | 0.031 | 0.000 |

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表に基づく。

期間を伸長させるが，今回の分析結果から，むしろ配偶者，つまり男性の死亡率が若年齢中心に低下したことによって死別の平均年齢が上昇し，結果として死別期間が短縮していると考えられる。

平均離別期間の延長については，遷移率変化の効果が男性は4割，女性は6割とされた。両年次の遷移率を比較すると，離別再婚率は低下している一方，離婚率は特に30歳以下の若年層において上昇している。このことから，特に離婚が増えている若年齢において再婚しないことで，離別者が長期に離婚状態に留まるようになっていていると考えられる。

ところで，初婚を経なければ他の配偶関係状態へ遷移することが出来ないことから，初婚の変化は直接・間接に各ライフコース指標に影響を与えているはずである。そこで1980年と2019年について，初婚の変化のみと死亡を含めた他の要因の変化に分けた要因分解を行った（表3）。その結果，男性の場合は配偶関係別平均期間に対してあまり影響が見られなかった。これは前掲図1で示しているように，男性の初婚率の変化が主に低下方向のみであったことによると考えられる。他方，女性の場合は平均離別期間に対して2年ほどの延長効果があり，また平均有配偶期間に対しては，効果自体は小さいものの，期間短縮のほとんどが初婚率の変化によって説明される。

表3 年次別の結婚の多相生命表から得られたライフコース指標の要因分解
(初婚率のみ変化の場合) : 1980年, 2019年

| ライフコース指標 | 男 性 | | | | | 女 性 | | | | |
|-------------|-------|-------|--------|--------|---------|-------|-------|--------|--------|---------|
| | 1980年 | 2019年 | 差 | 初婚要因 | 初婚以外の要因 | 1980年 | 2019年 | 差 | 初婚要因 | 初婚以外の要因 |
| 生涯初婚確率 | 0.903 | 0.715 | -0.188 | -0.216 | 0.028 | 0.917 | 0.781 | -0.136 | -0.147 | 0.010 |
| 15歳以降での初婚確率 | 0.916 | 0.718 | -0.198 | -0.218 | 0.020 | 0.927 | 0.783 | -0.144 | -0.148 | 0.004 |
| 生涯死別確率 | 0.223 | 0.184 | -0.040 | 0.002 | -0.041 | 0.620 | 0.539 | -0.081 | 0.029 | -0.111 |
| 生涯離婚確率 | 0.137 | 0.282 | 0.145 | -0.007 | 0.153 | 0.144 | 0.275 | 0.132 | -0.040 | 0.171 |
| 生涯死別再婚確率 | 0.037 | 0.015 | -0.022 | 0.000 | -0.022 | 0.005 | 0.003 | -0.002 | -0.001 | -0.002 |
| 生涯離別再婚確率 | 0.651 | 0.586 | -0.065 | -0.020 | -0.045 | 0.606 | 0.519 | -0.087 | -0.071 | -0.016 |
| 平均初婚年齢 | 30.0 | 30.8 | 0.8 | 0.3 | 0.5 | 25.5 | 28.9 | 3.3 | 3.3 | 0.1 |
| 平均離婚年齢 | 38.3 | 40.8 | 2.5 | 0.7 | 1.8 | 35.0 | 38.3 | 3.3 | 2.3 | 1.0 |
| 平均死別年齢 | 72.9 | 80.2 | 7.3 | 0.0 | 7.4 | 68.6 | 78.6 | 10.0 | 0.1 | 9.9 |
| 平均離別再婚年齢 | 39.3 | 41.1 | 1.9 | 0.7 | 1.1 | 36.0 | 39.5 | 3.5 | 2.2 | 1.3 |
| 平均死別再婚年齢 | 52.5 | 59.1 | 6.5 | 0.3 | 6.2 | 43.0 | 50.0 | 6.9 | 2.2 | 4.8 |
| 平均未婚期間 | 31.6 | 43.4 | 11.8 | 9.2 | 2.7 | 28.3 | 40.6 | 12.2 | 10.1 | 2.1 |
| 平均有配偶期間 | 37.4 | 37.3 | -0.1 | 0.1 | -0.2 | 37.7 | 37.0 | -0.6 | -0.6 | 0.0 |
| 平均死別期間 | 9.4 | 9.7 | 0.3 | 0.0 | 0.3 | 15.5 | 13.9 | -1.6 | -0.1 | -1.6 |
| 平均離別期間 | 10.7 | 14.2 | 3.5 | 0.4 | 3.1 | 18.2 | 22.5 | 4.3 | 2.2 | 2.2 |
| 生涯の未婚期間割合 | 0.435 | 0.539 | 0.104 | 0.130 | -0.026 | 0.360 | 0.467 | 0.107 | 0.127 | -0.020 |
| 生涯の有配偶期間割合 | 0.515 | 0.399 | -0.117 | -0.115 | -0.001 | 0.483 | 0.389 | -0.094 | -0.096 | 0.002 |
| 生涯の死別期間割合 | 0.029 | 0.019 | -0.010 | -0.006 | -0.004 | 0.123 | 0.079 | -0.045 | -0.016 | -0.029 |
| 生涯の離別期間割合 | 0.020 | 0.043 | 0.023 | -0.009 | 0.032 | 0.034 | 0.065 | 0.032 | -0.015 | 0.047 |

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表に基づく。

以上から、1980年と2019年におけるライフコース指標の変化について、死亡率変化の効果と遷移率変化の効果に要因分解した結果、死亡率の低下から各期間は潜在的に長期化する方向にありながら、配偶関係状態間の遷移状況が変化することによって、平均有配偶期間のようにむしろ短縮化したものもあったことが示された。

さらに、初婚率だけを変化させた要因分解の結果から、初婚の変化が特に女性のライフコースに対して影響を与えていた様子が示された。遷移率は相互に関連があるため単純には言えないが、初婚の変化だけでも小さくない影響があったといえるだろう。

5. コーホートの結婚の多相生命表

ここまではある年次についての結婚行動について多相生命表を作成し、分析を行ってきた。しかしながら、実際の結婚・離婚行動の分析、および将来推計人口との関係を考えると、結婚の多相生命表をコーホートについても作成することが有用である。

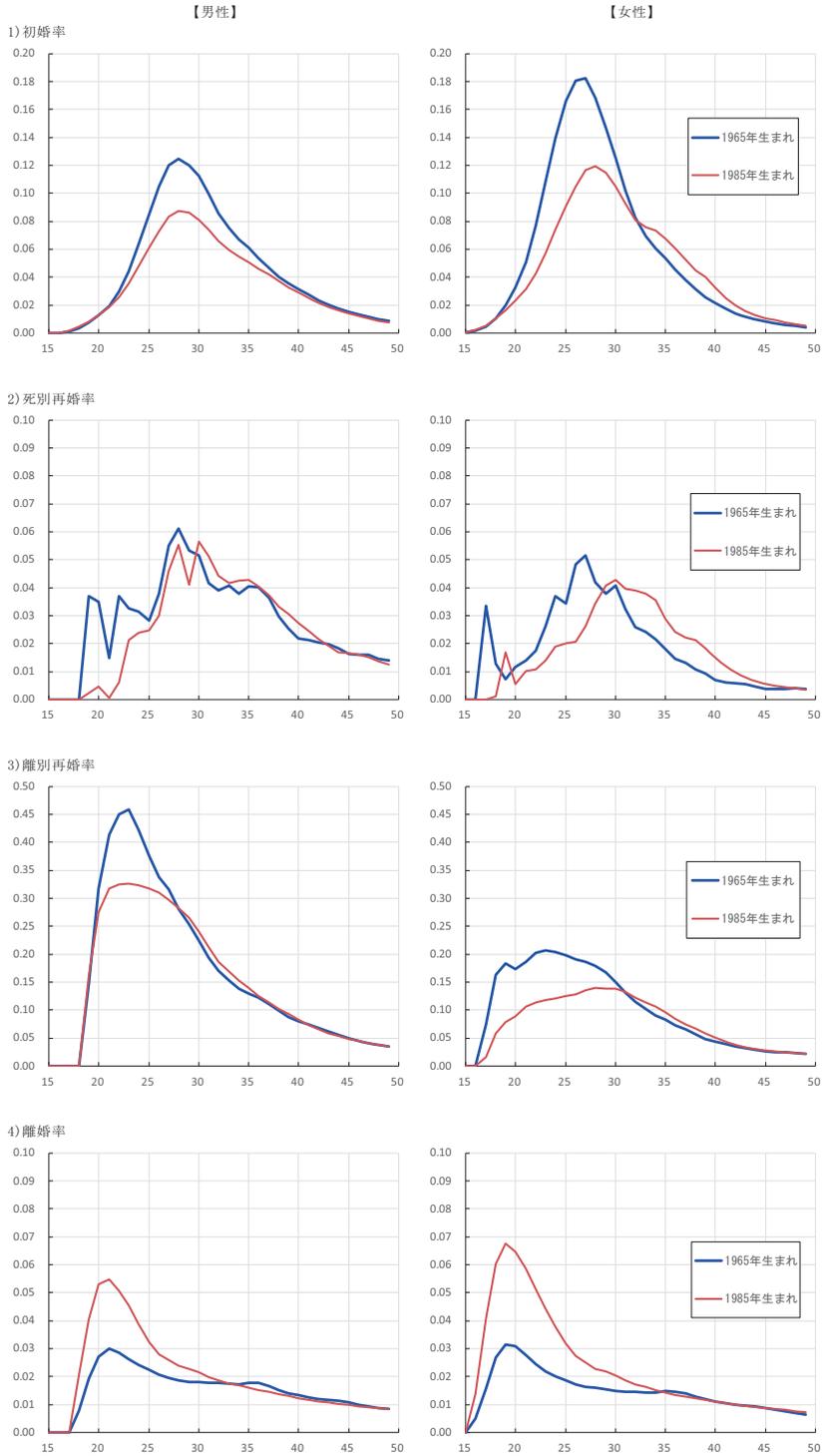


図4 各配偶関係間の遷移率：1965年，1985年生まれ

資料：厚生労働省「人口動態統計」および総務省「国勢調査」をもとに算出。

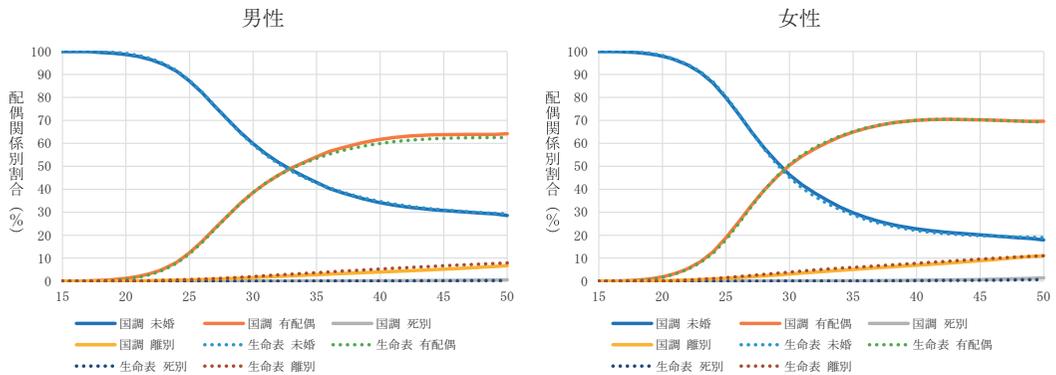


図5 コーホート別多相生命表の結果と国勢調査との比較：2020年

資料：筆者作成のコーホート別の結婚の多相生命表および総務省「国勢調査」に基づく。

しかし、日本では詳細な配偶関係別人口が国勢調査からしか得られないため、国勢調査が行われない年次の各遷移確率をどのように求めるかが重要な部分となる。本研究では国勢調査間の年次に関する配偶関係別割合について線形補間を行い、各遷移確率を算出することとする（石井 2024）。また1985年生まれについては将来推計で補完しつつ、上限年齢を50歳とすること等により分析を行うこととする。

分析に先立ち、作成に用いた各配偶関係別遷移率について図4に掲げる。初婚率は、男女とも水準が低下しており、未婚化が進展している様子が見られる。死別再婚率は特に女性で高齢方向へシフトしているが、水準はあまり変化していない。離別再婚率は30歳未満において男女とも低下が大きい。30歳以上ではコーホート間でほとんど差が見られない。その一方で、離婚率は35歳以下において男女とも大きく上昇しており、特に25歳未満における上昇が顕著である。

次に、作成されたコーホート多相生命表から得られた2020年時点における配偶関係別人口の割合について国勢調査と比較しよう。図5から、いずれのコーホートにおいても若年齢および離別において若干の相違がみられるものの、両者の水準はかなりの程度一致していると言えるだろう。したがって、今回作成されたコーホート別多相生命表による分析から、現実の結婚・離婚における変化について説明力も高いものと考えられる。

作成されたコーホート別多相生命表による50歳時までの各種ライフコース指標を表4に示す。なお、前掲表1では上限年齢を設定していないため、コーホート別の多相生命表分析と比較できるよう50歳時に限定した期間別の指標を参考として掲げている。この表をみると、1965年生まれと1985年生まれでは平均未婚期間が男女とも3年前後伸びている。平均有配偶期間は逆に男性では1年弱、女性では2年弱短縮している。平均死別期間、平均離別期間は男女ともわずかに短縮傾向である。

以上、これまでほとんど作成されていなかったコーホートの結婚の多相生命表を作成・分析を試みた。作成された多相生命表による結果を国勢調査と比較すると、両者の相違は

限定的であり、実態の結婚・離婚行動について再現性が高いことが示唆された。また、コーホートにおいても未婚化・晩婚化が進行しており、平均未婚期間は長期化している一方で平均有配偶期間は逆に短縮していること等が確認された。

表4 コーホート別の結婚の多相生命表から得られた50歳時におけるライフコース指標

| ライフコース指標 | 1965年 | 1970年 | 1975年 | 1980年 | 1985年 | 参考) | | |
|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 生まれ | 生まれ | 生まれ | 生まれ | 生まれ | 2000年 | 2010年 | 2020年 |
| 男性 | | | | | | | | |
| 生涯初婚確率 | 0.763 | 0.730 | 0.718 | 0.716 | 0.701 | 0.758 | 0.723 | 0.654 |
| 15歳以降での初婚確率 | 0.786 | 0.746 | 0.730 | 0.725 | 0.708 | 0.763 | 0.727 | 0.656 |
| 生涯死別確率 | 0.007 | 0.006 | 0.006 | 0.006 | 0.005 | 0.008 | 0.007 | 0.006 |
| 生涯離婚確率 | 0.241 | 0.252 | 0.246 | 0.245 | 0.239 | 0.243 | 0.245 | 0.225 |
| 生涯死別再婚確率 | 0.143 | 0.148 | 0.146 | 0.144 | 0.140 | 0.136 | 0.133 | 0.109 |
| 生涯離別再婚確率 | 0.550 | 0.587 | 0.595 | 0.595 | 0.584 | 0.627 | 0.573 | 0.552 |
| 平均初婚年齢 | 29.1 | 29.3 | 29.5 | 29.6 | 29.8 | 29.4 | 29.9 | 30.1 |
| 平均離婚年齢 | 36.7 | 35.9 | 35.7 | 35.6 | 35.9 | 35.1 | 36.2 | 36.1 |
| 平均死別年齢 | 41.8 | 41.8 | 42.1 | 42.1 | 42.2 | 42.6 | 42.6 | 42.9 |
| 平均離別再婚年齢 | 37.0 | 36.3 | 35.8 | 35.6 | 35.9 | 35.8 | 36.3 | 35.8 |
| 平均死別再婚年齢 | 41.4 | 41.1 | 41.2 | 41.0 | 41.4 | 42.2 | 42.1 | 41.8 |
| 平均未婚期間 | 32.2 | 33.5 | 34.2 | 34.5 | 35.1 | 33.8 | 34.9 | 36.6 |
| 平均有配偶期間 | 16.5 | 16.0 | 15.9 | 15.9 | 15.9 | 15.8 | 15.7 | 16.0 |
| 平均死別期間 | 6.7 | 6.6 | 6.5 | 6.4 | 6.5 | 6.1 | 6.2 | 6.2 |
| 平均離別期間 | 5.9 | 5.8 | 5.7 | 5.7 | 5.7 | 5.7 | 5.7 | 6.0 |
| 生涯の未婚期間割合 | 0.670 | 0.690 | 0.701 | 0.704 | 0.713 | 0.686 | 0.708 | 0.738 |
| 生涯の有配偶期間割合 | 0.303 | 0.283 | 0.274 | 0.272 | 0.263 | 0.288 | 0.267 | 0.241 |
| 生涯の死別期間割合 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 |
| 生涯の離別期間割合 | 0.026 | 0.026 | 0.024 | 0.024 | 0.023 | 0.025 | 0.024 | 0.020 |
| 女性 | | | | | | | | |
| 生涯初婚確率 | 0.846 | 0.818 | 0.804 | 0.802 | 0.798 | 0.804 | 0.792 | 0.733 |
| 15歳以降での初婚確率 | 0.865 | 0.832 | 0.814 | 0.810 | 0.804 | 0.808 | 0.795 | 0.735 |
| 生涯死別確率 | 0.020 | 0.016 | 0.013 | 0.012 | 0.012 | 0.024 | 0.018 | 0.012 |
| 生涯離婚確率 | 0.238 | 0.262 | 0.255 | 0.252 | 0.247 | 0.245 | 0.252 | 0.229 |
| 生涯死別再婚確率 | 0.065 | 0.078 | 0.084 | 0.090 | 0.089 | 0.048 | 0.056 | 0.074 |
| 生涯離別再婚確率 | 0.473 | 0.504 | 0.511 | 0.517 | 0.511 | 0.543 | 0.489 | 0.475 |
| 平均初婚年齢 | 26.4 | 27.1 | 27.8 | 28.1 | 28.2 | 27.4 | 28.2 | 28.7 |
| 平均離婚年齢 | 35.2 | 34.6 | 34.5 | 34.4 | 34.6 | 33.4 | 34.6 | 35.1 |
| 平均死別年齢 | 41.2 | 40.9 | 41.1 | 41.3 | 41.4 | 42.4 | 42.4 | 42.3 |
| 平均離別再婚年齢 | 35.5 | 35.4 | 35.4 | 35.2 | 35.3 | 34.7 | 35.5 | 35.4 |
| 平均死別再婚年齢 | 38.2 | 38.4 | 38.3 | 38.2 | 38.3 | 38.6 | 38.6 | 39.3 |
| 平均未婚期間 | 28.8 | 30.3 | 31.4 | 31.8 | 32.1 | 31.4 | 32.4 | 34.1 |
| 平均有配偶期間 | 18.8 | 17.6 | 17.1 | 16.9 | 16.9 | 17.3 | 16.9 | 17.0 |
| 平均死別期間 | 7.9 | 8.1 | 7.8 | 7.6 | 7.5 | 6.9 | 6.9 | 6.9 |
| 平均離別期間 | 7.8 | 7.9 | 7.9 | 7.8 | 7.8 | 8.2 | 8.2 | 7.9 |
| 生涯の未婚期間割合 | 0.593 | 0.619 | 0.638 | 0.645 | 0.650 | 0.634 | 0.653 | 0.687 |
| 生涯の有配偶期間割合 | 0.368 | 0.338 | 0.322 | 0.316 | 0.312 | 0.325 | 0.307 | 0.281 |
| 生涯の死別期間割合 | 0.003 | 0.003 | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.003 | 0.002 | 0.001 |
| 生涯の離別期間割合 | 0.037 | 0.040 | 0.038 | 0.037 | 0.036 | 0.038 | 0.038 | 0.030 |

出所：筆者作成のコーホート別の結婚の多相生命表および表1の年次別の結婚の多相生命表の年齢上限を50歳とした参考表に基づく。

6. コーホート別の結婚の多相生命表による要因分解

前節で作成したコーホートによる結婚の多相生命表を用いて、期間分析の際と同様に死亡率の変化と、結婚・離婚の変化のどちらに起因しているかについて、要因分解を行おう。

要因分解した各種ライフコース指標を表5に掲げる。これをみると、男女とも生涯初婚確率が低下した要因の大半は遷移率変化の効果である。平均未婚期間は男女とも3年前後伸びているが、遷移率の変化の効果は男性で75%、女性で86%を占めている。また平均有配偶期間は男性が0.6年、女性が1.9年短縮しているが、男女とも遷移率変化の効果によって短縮したとされた。

平均死別期間は、男女とも0.5年未満の短縮であったが、遷移率変化の効果が大きくなっている。これには、初婚率の水準低下や晩婚化による高年齢での初婚の増加といった効果も含まれる。また死亡率変化の効果は男性でわずかにマイナス、逆に女性ではプラスとなっているのは、両コーホート間で男性の有配偶死亡率が低下したことにより死別状態への参入が高年齢へシフトしたことが考えられる。平均離別期間は男女とも若干の短縮となっているが、男性では主に遷移率変化の効果によって、女性では遷移率と死亡率の変化の効果が逆方向に作用している。

表5 コーホート別の結婚の多相生命表を用いたライフコース変化の要因分解

| ライフコース指標 | 男 性 | | | | | 女 性 | | | | |
|-------------|--------------|--------------|--------|-------------|--------|--------------|--------------|--------|-------------|--------|
| | 1965年 生まれ | 1985年 生まれ | 差 | 結婚・離 婚要因 | 死亡要因 | 1965年 生まれ | 1985年 生まれ | 差 | 結婚・離 婚要因 | 死亡要因 |
| 生涯初婚確率 | 0.763 | 0.701 | -0.063 | -0.080 | 0.018 | 0.846 | 0.798 | -0.048 | -0.061 | 0.013 |
| 15歳以降での初婚確率 | 0.786 | 0.708 | -0.079 | -0.082 | 0.003 | 0.865 | 0.804 | -0.061 | -0.062 | 0.001 |
| 生涯死別確率 | 0.007 | 0.005 | -0.002 | 0.000 | -0.002 | 0.020 | 0.012 | -0.009 | -0.001 | -0.008 |
| 生涯離婚確率 | 0.241 | 0.239 | -0.002 | -0.003 | 0.001 | 0.238 | 0.247 | 0.009 | 0.007 | 0.002 |
| 生涯死別再婚確率 | 0.143 | 0.140 | -0.003 | -0.002 | -0.001 | 0.065 | 0.089 | 0.025 | 0.015 | 0.010 |
| 生涯離別再婚確率 | 0.550 | 0.584 | 0.034 | 0.030 | 0.004 | 0.473 | 0.511 | 0.037 | 0.037 | 0.000 |
| 平均初婚年齢 | 29.1 | 29.8 | 0.7 | 0.7 | 0.0 | 26.4 | 28.2 | 1.8 | 1.8 | 0.0 |
| 平均離婚年齢 | 36.7 | 35.9 | -0.8 | -0.8 | -0.0 | 35.2 | 34.6 | -0.6 | -0.6 | -0.0 |
| 平均死別年齢 | 41.8 | 42.2 | 0.4 | 0.2 | 0.2 | 41.2 | 41.4 | 0.2 | 0.5 | -0.3 |
| 平均離別再婚年齢 | 37.0 | 35.9 | -1.1 | -1.1 | 0.0 | 35.5 | 35.3 | -0.2 | -0.3 | 0.1 |
| 平均死別再婚年齢 | 41.4 | 41.4 | -0.1 | -0.1 | 0.0 | 38.2 | 38.3 | 0.1 | 0.9 | -0.9 |
| 平均未婚期間 | 32.2 | 35.1 | 2.9 | 2.1 | 0.7 | 28.8 | 32.1 | 3.3 | 2.9 | 0.5 |
| 平均有配偶期間 | 16.5 | 15.9 | -0.6 | -0.6 | 0.0 | 18.8 | 16.9 | -1.9 | -1.9 | 0.0 |
| 平均死別期間 | 6.7 | 6.5 | -0.2 | -0.2 | -0.0 | 7.9 | 7.5 | -0.4 | -0.6 | 0.2 |
| 平均離別期間 | 5.9 | 5.7 | -0.2 | -0.2 | 0.0 | 7.8 | 7.8 | -0.0 | -0.1 | 0.1 |
| 生涯の未婚期間割合 | 0.670 | 0.713 | 0.043 | 0.044 | -0.001 | 0.593 | 0.650 | 0.058 | 0.058 | -0.001 |
| 生涯の有配偶期間割合 | 0.303 | 0.263 | -0.039 | -0.040 | 0.001 | 0.368 | 0.312 | -0.055 | -0.056 | 0.001 |
| 生涯の死別期間割合 | 0.001 | 0.001 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.003 | 0.002 | -0.002 | 0.000 | -0.001 |
| 生涯の離別期間割合 | 0.026 | 0.023 | -0.003 | -0.004 | 0.000 | 0.037 | 0.036 | -0.001 | -0.001 | 0.001 |

出所：筆者作成のコーホート別の結婚の多相生命表に基づく。

注：いずれの指標も年齢の上限を50歳として算出したもの。

ここで遷移率変化の効果が大きくなっている配偶関係別平均期間をみると、男女とも平均未婚期間の変化に対する遷移率変化の効果が最大であり、男性で2年、女性で3年の伸長効果があったとされる。2番目は平均有配偶期間の変化に対する効果であり、男性で1年弱、女性で2年の短縮効果があったとされる。

総じて、死亡率変化の効果が各期間を変化させる効果は限定的であり、コーホートによる結婚や離婚の変化は主に遷移率変化の効果による部分が大きかった。

7. 結論

本稿では、マクロの視点から結婚・離婚を総合的に扱うことが可能な多相生命表を用い、まずは1980年から2021年について結婚の多相生命表を作成した。その結果、平均未婚期間・平均離別期間は大きく延びている一方で、平均有配偶期間・平均死別期間は変動が小さかったことが明らかになった。

こうした変化が死亡率の変化とそれ以外の、結婚・離婚の変化のどちらに起因しているかを探るため、1980年と2019年を対象に要因分解を行った。その結果、男女とも平均未婚期間が12年ほど伸長したのに対し、男女のいずれもその約8割が遷移率変化の効果であった。平均有配偶期間は、1980年と2019年で男女とも1年未満の変化であったが、これを要因分解すると、遷移率変化の効果が6年を超える短縮効果を示した。ただし、この遷移率変化の効果には初婚や離婚など多くの要素が含まれる点には注意を要する。平均死別期間を要因分解した結果から、男性の場合は遷移率変化の効果がやや大きく、女性の場合は逆に死亡率変化の効果が大きかった。男性の場合、遷移率の効果は死別再婚率の低下の影響と考えられるが、女性の場合、配偶者である男性の死亡率が若年齢中心に低下したことによって死別年齢が上昇し、結果として死別期間が短縮したと考えられる。

また初婚率だけを変化させた要因分解の結果から、初婚の変化が特に女性のライフコースに対して影響を与えていた様子が示された。遷移率は相互に関連があるため単純にはいえないが、初婚の変化だけでも小さくない影響があったといえるだろう。

さらに本稿では、上記分析で用いた初婚率・離婚率等の各種遷移率を補間することにより、これまでほとんど作成されてこなかったコーホート多相生命表の分析を試みた。分析の前にコーホートの多相生命表から得られた配偶関係別人口の割合を2020年の国勢調査と比較して精度を検証したが、両者は概ね合致していた。その上でコーホートによる多相生命表からライフコース指標を求めると、コーホートにおいても未婚化・晩婚化が進行しており、平均未婚期間は長期化している一方で平均有配偶期間は短縮していること等が確認された。さらに1965年生まれと1985年生まれを対象に要因分解を行ったところ、総じて死亡率変化の効果が各期間を変化させる効果は限定的であり、コーホートによる結婚や離婚の変化は主に遷移率変化の効果による部分が大きかったとされた。

以上、本研究では結婚・離婚に関するライフコースの変化について、結婚に関する多様な情報が得られる多相生命表を用い、これをさらにコーホートで作成することによって、マクロ統計から詳細な分析を試みた。特にコーホート分析には試行的な部分が存在するも

の、分析結果からその有用性が示されたといえるだろう。

最後に、今後の課題について触れたい。第1の課題は、結婚・離婚データにおける届出遅れの補正について、より現実的な推計値を得るための方法の改善である。あわせて1980年以前についても作成することで、期間・コーホートともにより長期の分析を行いたい。第2に、要因分解の詳細化である。本稿では初婚などの遷移率と死亡率との2要素への分解に留まったため、離婚や再婚といった個別の要因についての影響までは明らかに出来ない。現状では解釈の難しい面があるため、各要素別の効果を定量的に示したい。これらの点を検討・改善していくことで、期間分析並びにコーホート分析における結婚・離婚に関する分析の精度向上に資したいと考える。

(謝辞)

本研究は、JSPS 科研費 JP21H00777・23K20645 (「長期的視点からみたライフコース変化の多面的実証研究」, 研究代表者: 津谷典子), ならびに厚生労働行政推進調査事業費補助金 (政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)) JPMH20AA2007 (「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), 厚生労働行政推進調査事業費補助金 (政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)) JPMH23AA2005 (「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」, 研究代表者: 小池司朗) による助成を受けた。なお、本研究で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれており、死亡票・婚姻票・離婚票の独自集計を含むため、分析結果が公表数値とは一致しない場合がある。

参考文献

- 池ノ上正子・高橋重郷. (1994) 「結婚の多相生命表：1975年，1980年，1985年および1990年」『人口問題研究』第50巻第2号，pp.73-96.
- 石井 太. (2024) 「結婚の多相生命表：基礎的概念と手法」『人口問題研究』第80巻第3号，pp.301-325.
- 石川 晃. (1988) 『配偶関係別生命表—昭和30年～60年—』研究資料第255号.
- . (1989) 『わが国女子の世代結婚表：1950～87年—配偶関係別人口割合の推定—』研究資料第261号.
- . (1995) 「わが国における法律婚と事実婚」『人口問題研究』第50巻第4号，pp.45-56.
- . (1999) 「配偶関係別生命表：1995年」『人口問題研究』第55巻第1号，pp.35-60.
- 伊藤達也. (1983) 「日本人の初婚表：1980年」『人口問題研究』第167号，pp.53-57.
- ・山本千鶴子. (1977) 「結婚数の将来推計 (試算) 附・日本人女子の初婚表：1970年」『人口問題研究』第141号，pp.40-52.
- 岡崎文規. (1940) 「婚姻表について」『人口問題研究』第1巻第1号，pp.47-54.
- 河野綱果. (1960) 「日本人夫婦に関する結婚の生命表 附 配偶関係別生命表：1955」『人口問題研究』第80号，pp.25-42.
- . (1996) 「形式人口学」岡田 實・大淵 寛 (編) 『人口学の現状とフロンティア』大明堂，pp.153-178.
- 国立社会保障・人口問題研究所. (2023) 『現代日本の結婚と出産—第16回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書—』調査研究資料第40号.
- 高橋重郷. (1989) 「結婚の多相生命表：1980年，1985年」『人口問題研究』第45巻第3号，pp.41-55.

- . (1994) 「死亡率と配偶関係：結婚の多相生命表分析」 小林和正・大淵寛（編）『生存と死亡の人口学』 大明堂, pp.120-141.
- 那須理之助. (1971) 「試算複式生命表－配偶関係に分類したる－」『厚生指標』 Vol.18. No.1, pp.17-27.
- 南條善治・重松峻夫. (1995) 「生命表の簡略作成法」 山口喜一他（編）『生命表研究』 古今書院, pp.54-88.
- 別府志海. (2002) 「多相生命表による結婚のライフサイクルの分析：1930, 1955, 1975, 1995年」『人口学研究』 第30号, pp.23-40.
- 別府志海・余田翔平・石井太. (2018) 「離死別・再婚が出生行動に与える影響評価への多相生命表の応用」, 『文部科学研究費補助金（基盤研究（A））『結婚・離婚・再婚の動向と日本社会の変容に関する包括的研究』（代表：岩澤 美帆）平成25～29年度総合研究報告書』, pp.363-385.

Multistate Life Tables on Marital Status: A Period and Cohort Analysis of the Japanese Life Course from 1980 to 2021 and Birth Cohorts from 1965 to 1985

BEPPU Motomi*, ISHII Futoshi**, YODA Shohei*,
IWASAWA Miho* and HORIGUCHI Yu***

This study applied multistate life table models to analyze marriage, divorce, remarriage, spousal status, and death among men and women in contemporary Japan. The multistate life table of nuptiality has a methodological advantage as it includes recurrent and reversible demographic events such as marriage and divorce. Multistate life tables on marital status for each year from 1980 to 2021 show that the average periods of never-married and divorced periods significantly increased, whereas the average marriage and widowhood periods showed little change. These changes were decomposed into variations in mortality and transition rates, reflecting changes in marriage and divorce rates between 1980 and 2019. The study found that changes in transition rates were large for both the extension of the average never-married period and the change in the average marriage period for both men and women. Regarding changes in the average widowhood period, the effect of transition rate changes was significant for men, while the effect of mortality rate changes was significant for women. Furthermore, for the multiphase life table by cohort, our study confirmed that the average period of never-married increased, and the average period of being married decreased. Additionally, upon decomposing the factors for individuals born in 1965 and 1985, it was found that changes in marriage and divorce by cohort were primarily due to changes in transition rates.

Keywords: marriage, multistate life tables, life course, decomposition

* National Institute of Population and Social Security Research

** Keio University

*** Keio University, Graduate school of Economics

特 集 I

長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

多相生命表からみた近世東北農村の結婚行動

津谷典子*・黒須里美**・石井 太*

本論文は、18~19世紀の奥州二本松藩2農村の人別改帳から構築されるミクロのパネルデータを用いて結婚の多相生命表を作成することにより、近世東北農村における男女の結婚行動をライフコースの視点から分析することを目的とする。近世の代表的な人口史料である人別改帳は、町村人口を定期的に調査した「ローカルセンサス」であり、世帯員の名前、性別、年齢、戸主との続柄などの主要人口静態情報に加えて、連続する2つの人別改帳（「お調べ」）の間に起こった死亡、出生、移動などの人口動態情報が記載されていることも多い。本稿では、分析に用いる二本松藩2農村の人別改帳情報の内容と特徴について述べ、結婚の多相生命表分析のためのミクロパネルデータ構築における課題と工夫を説明する。次に、構築したデータセットを用いた配偶関係状態間遷移確率と配偶関係別死亡確率の推計の手法とプロセスについて説明する。最後に、結婚の多相生命表による分析結果をまとめ、近世東北農村の男女の結婚行動のパターンと変化をライフコースの視点から考察する。

キーワード：結婚行動、ライフコース、多相生命表、近世人口史料、近世東北農村

I. はじめに

本論文は、18~19世紀の奥州二本松藩の2つの農村（陸奥国安積郡下守屋村と同国安達郡仁井田村）の人別改帳情報から構築されるミクロパネルデータを用いて結婚の多相生命表を作成することにより、近世東北農村における男女の結婚行動をライフコースの視点から分析することを目的とする。二本松藩は現在の福島県中央部に位置し、両村は居住者のほぼ全員が家族農業に携わる純然たる農村であった。人別改帳は町村に居住する（もしくは本籍のある）人口を定期的に調査した一種の「ローカルセンサス」であり、これら2村には18~19世紀の約150年間を網羅する人別改帳が現存する。本稿ではまず、これら二本松藩2農村の地勢と人口を概観し、両村の人別改帳情報の内容と特徴について説明する。次に、結婚の多相生命表分析のためのパネルデータ構築をめぐる課題と工夫について論ずる。続いて、構築したデータセットを用いた配偶関係状態間遷移確率と配偶関係別死亡確

* 慶應義塾大学, ** 麗澤大学

率の推計のプロセスと手順について説明する。最後に、結婚の多相生命表による分析結果をまとめ、近世東北農村の男女の結婚行動のパターンと変化をライフコースの視点から考察する。

II. 近世東北農村の人口史料

1. 二本松藩2農村の地勢と人口

本稿では、下守屋村と仁井田村という2つの近世東北農村の人別改帳の情報を用いて分析を行う。江戸時代、両村は現在の福島県中央部（「中通り」）を統治した二本松藩に属していた。奥羽山脈の麓に位置した下守屋村は、冷夏や冬に山から吹き下ろす冷風にさらされることが多い地勢のためやせた農地が多く、養蚕のための桑の木などの商品作物の栽培にもあまり適さない場所であった（成松 1985, pp. 1-3）。一方、城下町二本松と地方都市郡山の間に広がる平地に位置した仁井田村は、下守屋村に比べて土地は肥沃で桑の木の栽培面積も多く、冬期の気候も寒冷ではあったが下守屋村ほど厳しいものではなかったと考えられる（成松 1992, pp. 4-6）。しかし、仁井田村は五百川に近く、たびたび洪水の被害にあった。

このように地勢に違いはあるが、両村は住民の殆ど全員が稲作と畑作で生計を立てる純然たる農村であった（Nagata, Kurosu and Hayami 1998）。近世日本において東北地方は稲作の北限であり、近代的農業技術の発達はまだ十分ではなかったことから、村民の生活は天候不順による不作や凶作そして飢饉によってしばしば深刻な影響を受けた（Sato 1990; Smith 1959, pp. 87-107）。人別改帳によると、史料開始年の1716年の下守屋村の人口は419人であり、その後の約35年間、人口はほぼこの規模で推移した（図1）。しかし、1750年代半ばに起こった宝暦の飢饉を契機に同村の人口は減少を始め、さらに1780年代の天明の飢饉により壊滅的な影響を受けた。その結果、同村の人口は1786年にはわずか286人にまで減少した。その後、1790年から1830年にかけて人口規模はある程度の回復をみたが、1830年代後半に起こった天保の飢饉により打撃を受けて再び減少に転じ、1840年には238人と史料の残存期間中最少の人口数を記録した。その後、同村の人口規模は緩やかな増加に転じたが、史料の最終年である1869年の人口は328人とどまり、史料開始年の1716年の人口規模を回復するには至らなかった。

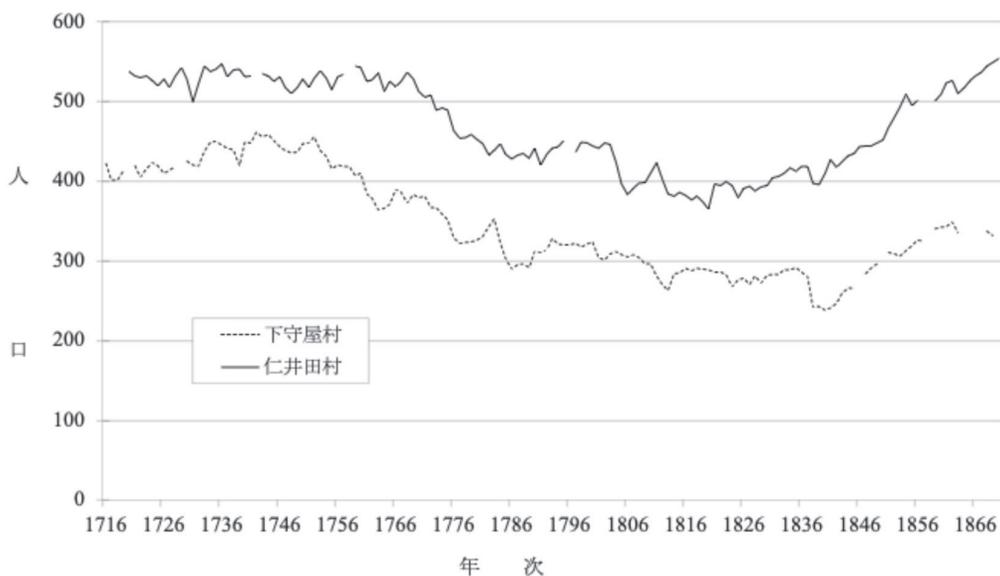


図1 陸奥国安積郡下守屋村と同国安達郡仁井田村の人口数の推移：1716～1870年

一方、史料開始年である1720年の仁井田村の人口は538人と下守屋村に比べてかなり多かった。同村の人口はその後約50年間ほぼ横ばいであったが、1770年をさかいに減少を始めた。下守屋村と同様に、仁井田村の人口も天明の飢饉により大打撃を受け、1770年の530人から1786年には430人へと減少した。これは、わずか15年間で19%という急激な人口減少である。その後、1786年から1803年まで、同村の人口は約420～450人で推移したが、その後再び減少に転じ、1820年には史料残存期間中最少である367人を記録した。しかし、仁井田村は下守屋村ほど1830年代の天保の飢饉による深刻な影響は受けず、人口減少は限られたものであった。そして、1860年代後半には、同村の人口は史料開始年の1720年の規模を超えて増加した。

以上のように、史料の残存期間の最初の数十年と最後の数十年を除いて、両村の人口は全体的に減少傾向にあった。特に大きな人口減少は1780年代の天明の大飢饉の時期にみられ、2村のうちでより生活水準が低かったと考えられる下守屋村の人口は、1830年代の天保の飢饉からも深刻な影響を受けた。ここから、18～19世紀の近世東北農村の生活水準は飢饉に代表される農作物の不作・凶作による経済的困難に対して非常に脆弱であり、それが人口規模の変動に反映されていることが示唆される。

2. 二本松藩2農村の人別改帳情報の特徴

本稿の分析で用いるデータは、奥州二本松藩の2つの農村（下守屋村と仁井田村）の人別改帳に記載された情報から構築されるミクロのパネルデータである（Kurosu, Takahashi and Dong 2021）。人別改帳は近世（徳川期）の代表的な人口史料のひとつであ

り、町村単位で定期的な実施された人口調査の記録である¹⁾。この史料に記録された主な情報は、世帯員の名前、性別、年齢、戸主との続柄などの人口静態情報であるが、ある年のお調べから次のお調べの間に発生した死亡、出生、移動といった人口動態情報（イベント）が記載されていることも多い。さらに、史料のなかには、世帯の土地所有や耕作に関する情報などの世帯の社会経済的属性が記載されているものもある。言い換えれば、人別改帳には通常的人口静態情報に加えて人口動態情報も記載されていることが多く、人口分析のための各種指標の分母となるリスク人口のみならず、分子となる人口イベントに関する情報も提供される場合が多い。したがって、近世日本の人口史料を用いた分析では、複数のデータソースから得られる情報を連結する必要がないため、そのための手間と時間を省くことができるだけでなく、連結できずに分析から除外されるデータが少なくなるという利点も大きい。この意味で、近世日本の人口史料は歴史人口統計のデータソースとして非常に優れたものであると言える。さらに、比較的短い一定の間隔で（理想的には毎年）人別改めや宗門改めが継続して行われ、その記録が長期間継続して残存していれば、世帯単位の同一個人の情報の時系列で連結することにより、個人のライフコースと世帯の経年変化を再構築することが可能となる（津谷 2021）。

このような点を踏まえると、本分析で用いる二本松藩2農村の人別改帳は、その情報の質の高さと豊富さから、現存する近世日本の人口史料のなかでも最高のもののひとつであると言っても過言ではない。これら2村には、18世紀初めから江戸時代の終わりまでほぼ毎年記録し続けられた人別改帳が現存する。下守屋村は1716～1869年の154年間、仁井田村では1720～1870年の151年間人別改帳が残存し、うち欠年は下守屋村では9カ年、仁井田村ではわずか5カ年であり、史料残存率はそれぞれ94%と97%と非常に高い。

残存する史料の期間の長さや欠年の少なさに加えて、両村の人別改めは現住地主義により行われているため、お調べ時に実際に村に居住していた「現住地人口」に関する情報が提供される。人別改めや宗門改めには本籍地人口を対象としたものが多いが、両村（二本松藩の町村）は数少ない例外である。現住地主義によって記載された記録は、本籍地主義によるものに比べて、人口学的分析を行う上ではるかに正確な情報をもたらす。さらに、人口移動の多さにもかかわらず（Tsuya and Kurosu 2023）、両村の人別改帳の記録には理由のわからない消失が殆どみられない。残存する人別改帳に記載された全ての消失のうち理由不詳のもの割合は、下守屋村ではわずか0.6%（19件）、仁井田村の場合はさらに少なく0.3%（13件）である。

このように、両村の人別改帳は約150年という長期間にわたり現住地ベースで毎年記録され、欠年や理由不詳の記録消失が殆どみられないことから、非常に高質の人口史料であると言える。前述したように、人別改帳は居住人口（もしくは本籍人口）を定期的に調査

1) もうひとつの代表的な近世人口史料には宗門改帳がある。宗門改めは、当初は「隠れキリシタン」の摘発を目的としていたが、時間の経過とともに本来の目的は形骸化し、人口・世帯調査へとその性質は変化した（Cornell and Hayami 1986）。一方、人別改めは文字通りの人口・世帯の定期的調査であった（成松 1985, pp.11-14; 1992, pp.10-12）。近世人口史料についてのさらなる詳細は、Cornell and Hayami (1986) を参照されたい。

した一種の「ローカルセンサス」であり、両村のように欠年が少なく現住地主義で毎年記録された良質な史料が長期間継続して残存していれば、世帯単位で同一個人の情報を時系列で連結することにより、個人のライフコースと世帯の経年変化を描写する「究極のパネルデータ」を構築することができる。さらに、連続する人別改帳の情報から、結婚とその解消、そして（本人の）出生と死亡など、多相生命表を用いた結婚行動のライフコース分析のために必要な人口イベント情報もほぼ完全に抽出することができる。

一方で、近世日本の人口史料には課題や限界もある。本来、人別改めは同一個人・世帯の追跡調査を目的としたものではないため、これをライフコース分析に用いるためには、個人・世帯を単位として史料の情報を時系列で連結するという時間と労力のかかる複雑な作業が必要となる。本研究で用いるマイクロパネルデータの構築過程を簡潔に説明すると、まず、古文書記録である人別改帳の原情報を現代日本語に翻訳し、世帯単位で同一個人を時系列に連結する必要がある。その作業は故速水 融博士の主導の下で長期にわたって行われた²⁾。この作業により作成された大量の紙媒体情報の相当部分は、1990年代後半から2000年代に実施された「ユーラシア社会の人口・家族構造比較史研究プロジェクト（略称EAPプロジェクト）」によってデジタル化され³⁾、そこからリレーショナル・データベース（RDB）が構築された⁴⁾（Kurosu, Takahashi and Dong 2021）。本稿では、EAPプロジェクトの一環として構築されたRDBからマイクロパネルデータを構築して、結婚の多相生命表の作成に用いる。

また、徳川期の村落の人口規模は比較的小さいものが多く、長期にわたる欠年の少ない記録が残存していなければ、分析に用いることのできる情報量は非常に限られることになる。本稿で用いる二本松藩2農村の人別改帳ではこのような問題は比較的軽微であるものの、村境を超える人口移動が頻繁に起っており、それへの対処は重要な課題となる。人口移動が頻発すると、出生から死亡までの全ライフコースの記録が揃う個人（人口）の割合は低くなり、本稿が分析対象とする2村もその例外ではない。言い換えれば、両村の人別改帳のデータには左右の「センサリング」が頻発している。これについては、次節でさらに詳しく説明したい。

2) この作業のさらなる詳細については、速水（1992, pp.75-78）を参照されたい。

3) EAPプロジェクトは、近世人口史料情報のデジタル化に加えて、18～19世紀の西欧と東アジアの5か国7地域における人口と家族に関する国際比較研究を主な目的とした。この国際比較研究についての詳細は、Lee, Wang and Tsuya（2010）を参照されたい。

4) RDBは最も広く使われているデータベース・システムのひとつであり、1件のデータ（各個人や各世帯）を複数の項目の集合として扱い、このデータの集合を複数の表（「テーブル」と呼ぶ）により表す手法である。RDBは個人や世帯のID番号などを「キー」として用いて、複数の表のデータを関連付けることで、データの連結や抽出を容易に行うことができる。EAPプロジェクトのRDBには、近世人口史料に記載されている全ての情報が含まれており、ここから結婚の多相生命表分析のためのデータファイル（マイクロパネルデータ）を構築する。EAPプロジェクトで行われた近世人口史料のRDB構築のさらなる詳細については、小野（1993）及びKurosu, Takahashi and Dong（2021）を参照されたい。

Ⅲ. 結婚の多相生命表作成のためのデータ構築の課題と工夫

前述したように、二本松藩の2農村（下守屋村と仁井田村）では、約150年間という長期にわたる人別改帳が現存する。両村の人別改帳は現住地ベースで毎年記録され、欠年や理由不詳による記録の消失は僅少であり、史料に記載された世帯単位の同一個人の情報を時系列で連結することにより、男女の実際のライフコースを再構築することができる。このように、人別改帳に記載されている情報は本物のコホートデータ（パネルデータ）であるため、ピリオドデータを疑似コホートに変換する必要はない一方で、結婚の多相生命表による分析を行うためには、対応を必要とする3つの重要な課題がある。これらは、①左右のセンサリングの多さ、②配偶関係の特定と分類の難しさ、③結婚とその解消を理由とする人口移動の多さである。ここでは、これらの課題とそれへの対応と工夫について説明したい。

1. 左右のセンサリングの多さ

第1の課題は、近世人口史料から構築されるミクロのパネルデータには「センサリング (censoring)」が多発するケースが多いことである。センサリングとは、分析対象となるイベントの発生リスク期間中のある時点において、何らかの理由で当該イベントの観察（情報の収集）ができなくなり情報が不完全になることを指す。センサリングには、分析対象イベント以外の理由で観察対象外となることによる右センサリングに加えて、分析対象イベントを経験することなく観察期間の終わりまでリスク人口に留まるという右センサリングもあり、さらに、観察開始時点以前に当該イベントの発生リスク期間が始まっている場合に起こる左センサリングがある⁵⁾。

近世日本の町村では人口移動が頻繁に起きたため、たとえ史料情報が漏れなく時系列で連結されていても、個人の出生から死亡までの情報が全て揃う割合が低いことが多い。上記2村では、人別改帳に記載された（一度でも記録されたことのある）6,250人のなかで、出生から死亡までの記録が全て揃っている個人（人口）の割合はわずか23%（男性で26%、女性では19%）である（表1）。言い換えれば、現存する近世人口史料の中で最も高質のものひとつと言っても過言ではない二本松藩2農村の人別改帳データでさえ、センサリングのある個人の割合は77%と高く、特に左センサリング（「左のみ」と「左右両方」の合計）の割合は57%にのぼる。

5) 左右のセンサリングについてのさらなる説明は、津谷（2002）を参照されたい。

表1 1716～1869年の陸奥国安積郡下守屋村と1720～1870年の同国安達郡仁井田村の戸別改帳に記載された個人数とセンサリングのある情報の種類別割合（％）及び人年数

| | 記載個人数 | 出生から死亡までの情報のある割合(%) | センサリングのある割合(%) | | | 抽出人年数 |
|-----|-------|---------------------|----------------|------|------|---------|
| | | | 右のみ | 左のみ | 左右両方 | |
| 男 | 3,150 | 26.3 | 18.3 | 21.7 | 33.7 | 61,612 |
| 女 | 3,100 | 19.4 | 22.5 | 25.7 | 32.4 | 57,267 |
| 男女計 | 6,250 | 22.9 | 20.4 | 23.7 | 33.0 | 118,879 |

このように左センサリングが多発した理由は、史料の開始時に既に村に居住していた者が相当数いたことに加えて、奉公や結婚などによる村外からの転入が多かったためであるが (Tsuya and Kurosu 2023), センサリングのない情報のみを分析に用いるとすると、原史料情報のおよそ8割が分析から除外されることになり、分析に選択性のバイアスがかかるとともに結果が不安定になる。そこでここでは、分析のためのデータファイルを、村に現住する「人年 (person year)」を単位として構築する。この工夫により、センサリングのある記録を含む全ての戸別改帳情報を分析に用いることが可能となり、原史料の情報を最大限に余すことなく利用することができる。表1に示されているように、両村の戸別改帳に記載の残る個人数は6,250人（男性が3,150人、女性は3,100人）であり、ここから抽出される人年数は118,879（男性で61,612、女性では57,267）となる。

2. 配偶関係の特定と分類の難しさ

近世人口史料を用いた結婚の多相生命表分析における第2の課題は、配偶関係と結婚をめぐるイベントの特定と分類の難しさである。戸別改帳には（結婚とその解消を理由とする移動の場合を除いて）、配偶関係と結婚に関するイベントは直接記録されていない。したがって、本人の出生から死亡までの情報が全て揃っている（左右のセンサリングのない）場合を除いて、配偶関係の特定が難しいことが多い。しかし、結婚の多相生命表分析を行うためには、ライフコースにおける各年齢の配偶関係を特定する必要がある。

そのためここでは、毎年戸別改帳に記載された各世帯員の戸主との続柄 (relationship to household head) を世帯・個人単位で比較し、その年次変化をみることにより、個人の配偶関係及び結婚とその解消をめぐるイベントの発生について特定・推定を行う。このためには、戸別改帳が村に実際に居住する人口を対象に毎年実施され、そして史料に欠年が少ないことが不可欠であるが、前述したように、下守屋村と仁井田村の戸別改帳は現住地主義で毎年行われ、史料の欠年も些少である。両村の戸別改帳には、各世帯員の戸主との続柄（世帯関係情報）がほぼ漏れなく記載されており、この情報から、相当な割合で個人の配偶関係を特定することができる。さらに、世帯関係情報の変化から、配偶関係の変化を起こした結婚とその解消をめぐるイベントの発生を推定することも可能である。

しかし、ここで問題となるのは、左センサリングのある場合の配偶関係の特定である。上述したように、両村の戸別改帳データには左センサリングが多発しており、奉公などに

より村に転入してきた者のなかには戸主との間に親族関係がなく配偶関係が不明の場合も多い。そこで、左センサリングにより配偶関係が不明である場合には、人別改帳に最初に記載された時点において50歳未満で、同時に配偶者や子どもが記載されていなければ、全て「未婚」と推定する。本分析では、これらの「推定未婚」は全て未婚とみなすこととする。

さらに、人別改帳に記録された世帯関係情報の年次変化から、結婚の解消があったことはわかるが、その理由が離婚か死別かの判断ができない場合が散見される。これについては、特定できる離別と死別の割合を用いて比例按分を行う。また、50歳以上で配偶関係が不明の場合もわずかながらみられるが、人別改帳に記載された他の情報と突合した結果、全て離死別とみなすこととし、これらを特定できる離別者と死別者の割合を用いて比例按分する。なお、下守屋と仁井田両村の結婚パターンは皆婚かつ早婚であり、特に女性は早婚であるが (Tsuya and Kurosu 2014)、10歳未満の結婚は些少であるため、本分析では男女のライフコースにおける10～64歳を主な分析対象として、10歳未満は全て未婚とみなす⁶⁾。

以上のような特定・推定の結果、男女の10～64歳の期間における配偶関係の（人年単位の）分布は表2に示されるとおりである。この表から、男性は10歳から64歳の全人年数（人年ベースのライフコース時間）のうち平均して約64%を有配偶で過ごしたことがわかる。そして、「推定未婚」の場合を含めて、未婚で過ごした期間は（人年ベースで）27%であり、離別と死別で過ごした割合はそれぞれ約4%である。女性の場合は、有配偶で過ごした割合は約75%超と男性よりもかなり高く、10～64歳のライフコース期間の4分の3以上を有配偶者として過ごしたことになる。一方、女性が未婚で過ごした割合は14%と男性のおよそ半分であり、離別で過ごした割合は約3%、死別では約7%である。ここから、近世東北農村の男女は、10代以降老年期に至るまでのライフコースの大部分を結婚関係のなかで過ごしており、皆婚かつ早婚が支配的であったことが示唆される。そして、その傾向は特に女性で顕著であった。

表2 人別改帳から得られる人年情報に基づく10～64歳の期間における男女別配偶関係の分布：
陸奥国安積郡下守屋村と同国安達郡仁井田村，1716～1870年

| | 配偶関係の分布 (%) | | | | | | | 人年数 |
|---|-------------|----------|------|-----|-----|-----|-----|--------|
| | 未婚 | (うち推定未婚) | 有配偶 | 離別 | 死別 | 離死別 | 不詳 | |
| 男 | 27.4 | (9.2) | 63.9 | 4.1 | 3.5 | 0.5 | 0.5 | 42,541 |
| 女 | 13.9 | (3.5) | 75.4 | 2.7 | 6.6 | 0.9 | 0.4 | 40,009 |

6) 二本松藩2村の人別改帳によると、10歳未満で初婚を経験したと特定・推定されるのは男性で3人、女性では37人である。そして、10歳になるまでのライフコース期間において、これらの男女が有配偶で過ごした人年数は男性で4、女性では87である。

3. 結婚とその解消による人口移動の多さ

下守屋村と仁井田村では村境を超える人口移動が多く、これが両村の人別改帳情報から構築されるマイクロパネルデータにおける左右のセンサリングの多発につながっていることは上述したとおりである。特に、人口移動が結婚とその解消を理由とする場合には、結婚の多相生命表の作成に際して、ことさら慎重に対応する必要がある。さいわいなことに、両村の人別改帳には移動の理由がほぼ漏れなく記録されており、その情報を用いて、結婚とその解消による村からの転出（右センサリング）と転入（左センサリング）を特定し、これを分析に用いることができる。

表3には、男女別にみた両村の全ての転出あるいわ転入に占める理由別分布が示されている。この表から、男性では、結婚による転出が5%、結婚の解消による転出が4%と、村からの転出のおよそ1割が結婚に係るものであったことがわかる。そして、男性の村への転入の14%は結婚及びその解消を理由とするものであった。一方、女性では、結婚とその解消を理由とする移動の割合は男性よりもはるかに高く、村からの転出の40%、村への転入の46%が結婚及びその解消によるものであった。したがって、両村において結婚とその解消をめぐるイベントが村境を超える移動につながっていた割合は、特に女性で高かったことがわかる。

表3 男女別にみた転出と転入の理由別分布（%）：陸奥国安積郡下守屋村と同国安達郡仁井田村，1716～1870年

| 移動理由 | 男 | | 女 | |
|-------------------|---------|---------|---------|---------|
| | 転出 | 転入 | 転出 | 転入 |
| 結婚 | 5.3 | 12.6 | 27.1 | 41.1 |
| 養子縁組 | 1.3 | 2.7 | 2.2 | 2.8 |
| 奉公 | 47.8 | 31.6 | 22.8 | 19.5 |
| 欠落 | 10.9 | -- | 8.2 | -- |
| 引越し | 3.9 | 7.1 | 4.0 | 7.8 |
| その他 | 1.1 | 1.4 | 1.0 | 1.8 |
| 移動元に戻る（以下の理由により）： | | | | |
| 奉公の終了 | 29.3 | 36.9 | 18.8 | 17.2 |
| 結婚の解消 | 4.1 | 1.4 | 13.1 | 4.7 |
| その他 | 2.3 | 6.4 | 2.8 | 3.1 |
| （記載イベント数） | (2,489) | (2,583) | (1,741) | (1,888) |

本分析では、移動を村からの転出と村への転入に分けて、以下のように特定・推定を行う。転出の場合には、移動が起きた年の期首における配偶関係をまず特定し、次に、移動理由となった結婚及びその解消をめぐるイベントに基づいて配偶関係間の遷移数をカウントする。例えば、人別改帳に「不縁立ち戻り」による転出が記載されていた場合、これは（ある年のお調べから次年のお調べの間の1年間のどこかで）離婚により村を出たことを示唆していることから、当該年の期首の配偶関係である有配偶を配偶関係別人年数としてカウントする。そして、同年中に離婚が起ったと推定されることから、有配偶から離別への配偶関係間の遷移がひとつ起ったとみなして、それを分析に用いる。

一方、結婚及びその解消を理由とする村への転入の場合には、移動理由であるイベント（例えば結婚）が記載されていても、転入が起った年の期首の配偶関係については、未婚か死別か離別かを特定することはできないため、転入年についての情報を分析に用いることができない。したがってここでは、転入年の次年及びそれ以降について、配偶関係別人年数（この場合は有配偶人年数）をカウントして分析に用いる。

IV. 配偶関係状態間遷移確率と配偶関係別死亡確率の推計

本研究の分析手法である結婚の多相生命表は、ライフコースの視点から配偶関係と結婚行動の変化を定量的に表す最も包括的な生命表分析の手法である（高橋 1995, Schoen 1975）。結婚の多相生命表の基礎的概念と作成手法についての詳細は、本号の石井（2024）において説明されているため、ここでは人別改帳データを用いた結婚の多相生命表作成のための柱となる配偶関係状態間遷移確率と配偶関係別死亡確率の推計に絞って説明したい。

1. 配偶関係状態間遷移確率の推計

人別改帳の情報から構築されるマイクロパネルデータを用いて配偶関係状態間遷移確率を推計するためには、まず、遷移確率の分母となる① x 歳時の配偶関係別人口数と、分子となる② x 歳から $x+1$ 歳までの配偶関係間の遷移数を男女・各歳別に算出し、ここから配偶関係状態間の粗遷移確率を推計する必要がある。本分析では、①の x 歳時の配偶関係別人口数は、前節第2項（「配偶関係の特定と分類」）で説明した基準とルールにしたがって、人別改帳の情報を特定・分類することにより算出する。また、②の x 歳時から $x+1$ 歳時までの配偶関係間遷移数は、2つの連続する年次に作成された人別改帳情報を突合することにより、配偶関係間の遷移（未婚から有配偶、有配偶から離別もしくは死別、離別もしくは死別から有配偶）の数をカウントすることにより算出する。

次に、上記①を分母、上記②を分子として用いて配偶関係状態間の粗遷移確率を算出し、これを粗遷移率に一旦変換する。この粗遷移確率を粗遷移率に一旦戻すという作業は、クロスセクションデータ（疑似コホートデータ）に適用することを想定して考案された結婚の多相生命表を、真のコホートデータである近世人口史料から構築されるマイクロパネルデータに応用したために生じたと考えられる統計的不安定性と特異性に対処するためのものである。本来、クロスセクションデータを用いた配偶関係状態間遷移確率の推計では、まず配偶関係間の粗遷移率を算出し、これを（平滑化やモデルへの当てはめを行って）中央率である遷移率に変換し、次にこの遷移率を遷移確率に変換することにより結婚の多相生命表を作成する。一方、本分析で用いる人別改帳情報に基づくマイクロパネルデータは個人の実際のライフコースを記録したデータであり、理論的には、このデータから配偶関係状態間遷移確率を直接得ることができるはずである。しかし、実際に人別改帳データを用いて配偶関係状態別遷移確率を直接推計した結果、統計的安定性が低い遷移確率がみられ、ま

たその理由を明確にすることは難しいが、統計的に特異なパターンがみられるものもあることがわかった。

そこで、本分析の配偶関係状態間遷移確率の推計では、直接推計される配偶関係状態間の粗遷移確率を一旦粗遷移率に変換した後で、統計的安定性を確保するために、この粗遷移率に平滑化やパラメトリックモデルへの当てはめを施すこととした。近世人口史料から抽出される配偶関係別人口数と配偶関係間遷移数は複雑な多相生命表の構築には十分でない場合が多く、本分析で用いる二本松藩2農村の人別改帳は、近世人口史料としては豊富な情報量をもつとはいえ、配偶関係間遷移数が極めて少ないために統計的安定性を欠く場合がある。そのため、配偶関係状態間の粗遷移率の平滑化やモデルへの当てはめを行うことが必要となる。

本分析では、原則として、グレビルの3次9項式(Greville 1981)を用いることにより粗遷移率の平滑化を行って配偶関係状態間遷移率を推計する⁷⁾。グレビルの3次9項式は日本の公式生命表をはじめとして、広く生命表作成に用いられている平滑化の手法である。例外は40～59歳と60歳以上の有配偶者死別率であり、前者の40～59歳については、推計された粗遷移率にロジスティック曲線を当てはめて推計する。一方、後者の60歳以上については、平均初婚年齢の男女差の観察値と全配偶関係の生命表から得られる男女の死亡確率を用いて、初婚年齢の男女差を調整した異性の死亡確率から、男女それぞれの有配偶者死別率を推計する⁸⁾。つまり、有配偶者死別率の60歳以上は、女性については、60歳時点の男性の年齢(60+平均初婚年齢差)の全配偶関係生命表死亡率とロジスティック曲線当てはめ後の有配偶者死別率との比が60歳以上でも一定であると仮定して投影推計を行う。一方、男性については、60歳時点における女性の年齢(60-平均初婚年齢差)の生命表死亡率とロジスティック曲線当てはめ後の有配偶者死別率との比が60歳以降も一定であると仮定して投影推計する。

このように、有配偶者死別率の40～59歳についてはロジスティックモデルの当てはめを行い、60歳以上については(平均初婚年齢の男女差を調整したうえで)異性の死亡率を用いて推計を行うのは、統計的安定性を確保するためである。なお、同様の対応・工夫は、次項で説明する配偶関係別別の死亡確率の推計においても行う。以上のように、粗遷移率を平滑化もしくはパラメトリックモデルの当てはめを行って得た(中央率である)配偶関係状態別の遷移率を、さらに改めて遷移確率に変換して多相生命表の作成に用いる。

7) 平滑化により遷移率が0未満となった場合には、その数値を0と修正する。

8) 二本松藩2農村の人別改帳データによると、平均初婚年齢の男女差は5歳(男性が女性より平均5歳上)であり、18世紀は6歳(男性が平均6歳上)であったが、19世紀には3歳(男性が平均3歳上)と平均初婚年齢の男女差は縮小した。

2. 配偶関係状態別死亡確率の推計

結婚の多相生命表の作成のためのもうひとつの柱は、配偶関係状態別死亡確率の推計である。これには、各配偶関係状態（未婚状態、有配偶状態、離別状態、死別状態）から死亡への遷移確率を推計することが必要となる。ここでも、基本的に、前項で説明した配偶関係状態間遷移確率の推計と同様の手順を踏んで推計を行う。

ここではまず、二本松藩2農村の人別改帳情報から構築されるマイクロパネルデータを用いて、配偶関係別に男女各歳における死亡数と人口規模を算出し、これらを用いて、各配偶関係状態から死亡への粗遷移確率（配偶関係状態別の粗死亡確率）を推計する。次に、これらの粗死亡確率を一旦粗死亡率に変換し戻した後、統計的安定性を向上させるために平滑化やパラメトリックモデルへの当てはめを行う。具体的には、20歳未満における粗死亡率（各配偶関係状態から死亡への粗遷移率）については、グレビルの3次9項式を用いて平滑化を行い、20～59歳における粗死亡率にはロジスティック曲線への当てはめを施し、60歳以上については、60歳時点における全配偶関係生命表死亡率とロジスティック曲線当てはめ後の配偶関係状態別死亡率の比が、それ以上の年齢でも一定であると仮定して投影推計する。

例外は60歳未満における有配偶者の粗死亡率（有配偶状態から死亡への粗遷移率）であり、40歳未満については上記グレビル式により平滑化を行い、40～59歳についてはロジスティック曲線の当てはめを行う。このように、平滑化やパラメトリックモデルへの当てはめを施した粗死亡率を（中央率である）死亡率に再度変換し、ここから配偶関係状態別遷移確率（未婚者死亡確率、有配偶者死亡確率、離別者死亡確率、死別者死亡確率）を推計する。

ここで、近世人口史料を用いて以上のような推計を行う際にひとつ問題となるのは、人別改帳における0歳時の死亡の過小記載である。人別改帳に代表される近世人口史料には、2つの連続するお調べ（ある年の人別改めから次の人別改め）の間に出生し死亡した子どもは、原則として記録されていない。本分析で用いる二本松藩2農村では人別改めが毎年行われたが、2つの連続する人別改めの間の1年間に生まれて死んだ子どもの出生と乳児死亡は人別改帳に記載されていない。誤解のないように説明すると、全ての乳児死亡が人別改帳に記載されていないわけではなく、出生後に人別改めを一度も経験することなく死亡した乳児が記録から漏れているということである。

したがって、両村の人別改帳に記載された出生数と0歳時の死亡数の過小記載の度合いを推計する必要があり、ここでは、19世紀前半の奥州白河藩農村（陸奥国白河郡中石井村）の残存時期が重なる人別改帳と懐妊書上帳の記録を突合することにより、人別改帳における出生の記録漏れの度合いと（この記録漏れの影響を考慮した）乳児死亡率の推計についての研究（Tsuya and Tomobe 1998）の結果を援用する⁹⁾。この研究によると、出生の

9) 懐妊書上帳は、間引きや墮胎による出生力抑制の慣行を禁止し、人口増加を図る目的で作成された文書であり、主に江戸時代後半に人口減少になやまされた東北や北関東の村において作成された。ここには、妊婦の名前や年齢などの基本的属性とともに、胎児が何番目の子どもであるか、妊娠中の状態、死産や新生児死亡を含む出生時及び出生後の状態などが記録されている。さらなる詳細は、鬼頭（1976）を参照されたい。

約18%が人別改帳の記載から漏れており、この割合を補正した乳児死亡確率は、男児が0.188、女児が0.155である¹⁰⁾。本分析では、これらの男女別の乳児死亡率の推計値を用いて、(そして男女とも乳児期には未婚であるとして)上記のような手順で配偶関係状態別死亡確率の推計を行う。

以上、本節の第1項で説明した配偶関係状態別遷移確率と本項で述べた配偶関係状態別死亡確率の推計結果を基に、近世東北2農村の男女の結婚の多相生命表を作成する。多相生命表作成についての方法論の詳細は、本号の石井(2024)において具体的に説明されており、紙数に限りもあることから、ここでのさらなる説明は省略する。

V. 多相生命表による結婚をめぐるライフコース指標

本節では、二本松藩2農村の人別改帳情報から構築されるマイクロパネルデータを用いて作成した結婚の多相生命表から得られる結婚とその解消、そして死亡に関する様々なライフコース指標を検討することにより、近世東北農村の男女の結婚行動をライフコースの視点から分析する。ここでは、両村の人別改帳が網羅する全期間(1716~1870年)を対象とした分析に加えて、全期間を1716~1799年(以降「18世紀」と表記)と1800~1870年(以降「19世紀」と表記)に分けて分析することにより、近世東北農村に生きた男女の結婚行動の変化についても探してみたい。

1. 結婚とその解消の期待発生確率

表4には、多相生命表により推計される二本松藩2農村の男女の結婚をめぐるライフコースの諸指標が示されている。まず、この表の一番上のパネルから、全期間を対象とした2村の平均寿命は男性が35.3年、女性は36.5年であったことがわかる。前節で説明したように、近世人口史料には乳児死亡の記載漏れがあることから、0歳時の平均余命(平均寿命)についてこれら2村を他の近世町村と比較することはできない。しかし、1歳時の平均余命を比較すると、当該2村は西日本の農村と比べて低い傾向がみられるが、中部地方及び北関東の諸農村とはほぼ同水準にあり、二本松藩2農村の平均寿命は近世東北地方の農村としてはほぼ平均的であったことが示唆される¹¹⁾。

10) 18~19世紀の乳児死亡率に関する複数の既存研究の結果を検証・総括した Saito (1997) によると、男児の乳児死亡率は0.177~0.232、女児は0.150~0.199の範囲である。また、木下(1999)のシミュレーション分析によると、近世日本の宗門改帳における出生の記載漏れの割合は約14~18%である。本分析で援用する Tsuya and Tomobe (1998) の推計結果は、いずれもこれらの既存研究の推計結果が示す範囲内にある。さらなる詳細は、Tsuya, Campbell and Wang (2010) を参照されたい。

11) 近世人口史料(人別改帳や宗門改帳)を用いて推計された徳川期の村落における1歳時の平均余命についてのさらなる詳細は、Tsuya and Kurosu (2004) を参照されたい。

表4 多相生命表により推計される男女の結婚とその解消をめぐるライフコース指標：
陸奥国安積郡下守屋村と同国安達郡仁井田村，全期間（1716～1870年）及び18世紀
（1716～1799年）と19世紀（1800～1870年）

| 指標 | 男 | | | 女 | | |
|------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 全期間 | 18世紀 | 19世紀 | 全期間 | 18世紀 | 19世紀 |
| 平均寿命（年） | 35.3 | 35.9 | 34.1 | 36.5 | 35.8 | 37.4 |
| 生涯初婚確率 （10歳時以降初婚確率） | 0.510 (0.872) | 0.509 (0.886) | 0.511 (0.853) | 0.600 (0.946) | 0.590 (0.952) | 0.620 (0.950) |
| 生涯離別確率 | 0.243 | 0.242 | 0.238 | 0.240 | 0.236 | 0.249 |
| 生涯死別確率 | 0.307 | 0.310 | 0.310 | 0.394 | 0.392 | 0.395 |
| 生涯離別再婚確率 | 0.775 | 0.764 | 0.801 | 0.830 | 0.862 | 0.800 |
| 生涯死別再婚確率 | 0.378 | 0.383 | 0.372 | 0.236 | 0.262 | 0.182 |
| 結婚が離別に終わる割合 | 0.243 | 0.242 | 0.238 | 0.240 | 0.236 | 0.249 |
| 結婚が死別に終わる割合 | 0.307 | 0.310 | 0.310 | 0.394 | 0.392 | 0.395 |
| 結婚が死亡に終わる割合 | 0.450 | 0.448 | 0.452 | 0.366 | 0.371 | 0.356 |
| 合計 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 平均初婚年齢 | 19.9 | 19.7 | 20.1 | 15.3 | 14.2 | 16.8 |
| 平均離別年齢 | 27.2 | 27.9 | 25.9 | 22.9 | 23.2 | 22.6 |
| 平均死別年齢 | 51.2 | 51.8 | 49.8 | 52.0 | 54.5 | 47.8 |
| 平均離別再婚年齢 | 28.8 | 29.0 | 28.3 | 25.5 | 25.5 | 26.4 |
| 平均死別再婚年齢 | 38.9 | 39.7 | 36.9 | 39.0 | 38.1 | 37.7 |
| 平均未婚期間（年） | 13.8 | 13.7 | 13.8 | 11.2 | 10.4 | 11.9 |
| 平均有配偶期間（年） | 24.5 | 25.4 | 23.1 | 23.4 | 24.5 | 21.7 |
| 平均離別期間（年） | 7.4 | 7.7 | 6.9 | 6.5 | 5.7 | 7.4 |
| 平均死別期間（年） | 7.7 | 7.1 | 9.0 | 12.1 | 11.4 | 13.5 |
| 生涯の未婚期間割合 | 0.395 | 0.388 | 0.405 | 0.307 | 0.287 | 0.327 |
| 生涯の有配偶期間割合 | 0.517 | 0.527 | 0.500 | 0.546 | 0.577 | 0.506 |
| 生涯の離別期間割合 | 0.038 | 0.038 | 0.036 | 0.036 | 0.032 | 0.043 |
| 生涯の死別期間割合 | 0.050 | 0.046 | 0.060 | 0.111 | 0.105 | 0.124 |
| 合計 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |

さらに、平均寿命の18世紀から19世紀への変化には、男女間で対照的なパターンがみられる。18世紀から19世紀にかけて、男性の平均寿命は35.9年から34.1年へ約2年短縮したが、女性では35.8年から37.4年へとおよそ2年伸長した。同じ人別改帳データを用いて行った両村の死亡のイベントヒストリー分析（Tsuya and Kurosu 2004）によると、18世紀から19世紀にかけて、男性では成人期（15～54歳）と老年期（55～74歳）の死亡率が増加した一方で、女性では年少期（2～14歳）と成人期（15～54歳）の死亡率が大きく低下した。この結果、18世紀から19世紀の平均寿命の変化における対照的な男女差が生じたと考えられる。

近世東北農村において支配的であった男系家父長制に基づく直系家族制度のもとでは、成人期及び老年期にある男性が力をもっていた一方で、年少期から成人期（老年期に達する以前）の女性の家族・世帯内における立場は弱いものであった（有賀 1943；大竹 1962；Nakane 1967）。しかし、19世紀に入って農業の商業化が進み、特に二本松藩では桑や漆

などの商品作物の栽培が奨励されてプロト工業化が起こった (Nagata, Kurosu and Hayami 1998). その結果, 厳格な社会階層に支えられた家父長制が緩み始めたことで, 家族・世帯内で成人男性や老年男性が享受していた力や特権が弱まった一方で, 女性の地位は相対的に向上し, その結果, このような男女の死亡率における対照的な変化が起ったのではないか.

次に, 結婚の多相生命表から得られる代表的なライフコース指標のひとつである「期待発生確率」をみてみたい. 期待発生確率はある年齢において配偶関係状態の遷移が発生すると期待される確率であり, 0歳時の期待発生確率を生涯確率と呼ぶ. 表4の2番目のパネルには, 二本松藩2農村の男女の結婚とその解消をめぐる全ての生涯確率が期間別に示されている.

まず, 未婚者の初婚確率をみると, 全期間を対象とした男性の生涯初婚確率は0.51, 女性では0.60であり, 18世紀から19世紀への変化は殆どみられない. この生涯初婚確率は予想に反して低いように思われるが, これは主に乳幼児死亡率が高かった (Tsuya and Kurosu 2004) ためであり, 10歳時以降の初婚確率をみると, 男性で0.87, 女性では0.95と大きく増加する. ここから, 二本松藩2農村は, 10歳まで生存すれば, その後男性は約9割, 女性ではほぼ全員が結婚することが期待されるという「皆婚社会」であったことがわかる.

このように当該2村では, 死亡率が高い乳幼児期を生き残れば, 大部分の男女が結婚を経験した一方で, 離別を経験する確率もかなり高かった. 全期間を対象とした生涯離別確率は男女ともに約0.24であり, 18世紀から19世紀への変化はあまりみられない¹²⁾. ちなみに, 結婚の多相生命表により推計される2020年のわが国の男女の生涯離別確率はそれぞれ0.27と0.26であり¹³⁾, 近世東北2農村の男女の生涯離別確率は, 当時の高死亡率を考慮するとかなり高いと考えられる.

一方, 全期間を対象とした二本松藩2農村の生涯死別確率は, 男性が0.31, 女性は0.39と, 女性の方が男性よりも若干高い. これは, 女性の平均初婚年齢が男性よりもかなり低い (全分析対象期間における平均初婚年齢は女性が男性よりも5歳若い) ことに加えて, 女性の平均寿命が男性に比べて若干長いことから, ある程度予想された結果であると言える.

さらに, これら2農村の生涯死別確率の男女差を現代日本のそれと比べると, 興味深い長期的な傾向がみられる. 当該2村の生涯死別確率の男女差は0.09でありあまり大きな違いはなく, これは分析対象期間を通じて安定している. 一方, 1980年から2020年の日本の生涯死別確率の男女差はおおよそ0.4 (1980年は0.40, 2000年では0.38, 2020年には0.36) であり (別府他 2024), 現代日本の生涯死別確率の男女差は, 近世東北農村に比べてずっと大き

12) 初婚確率以外の期待発生確率では, 10歳時以降の確率は0歳の確率 (生涯確率) と同じ数値となる. これは, 本分析では10歳未満の男女は全て未婚とみなしているため, 期待発生確率の分母である配偶状態別の生存数において, 未婚以外の配偶関係状態は10歳未満では全て0となることによる.

13) 結婚の多相生命表による現代日本の男女の生涯離別確率, 生涯死別確率, 及び離死別者の生涯再婚確率の詳細は, 本号の別府他 (2024) を参照されたい.

くなっている。長期的な視点からみて、これは女性の平均寿命の伸長（長寿化）が男性に比べてより目覚ましいことを反映していると思われる。

さらに、表4に示されているように、結婚の解消が離別によるのか死別によるのかによって、再婚確率には大きな差がみられる。全期間を対象とした離別者の生涯再婚確率は男性で0.78、女性では0.83と男女ともにおよそ8割の高水準である。一方、死別者の生涯再婚確率は男性で0.38、女性では0.24と離別者のそれと比べてはるかに低い。次項で詳しく述べるが、これは主に死別を経験する年齢が離別を経験する年齢よりもずっと高い傾向があることによる。とはいえ、二本松藩2農村の生涯死別再婚確率は、現代（1980年以降、男性は0.04未満、女性では0.005以下）と比べてはるかに高い。

さらに、離別であれ死別であれ、結婚の解消を経験した女性の生涯再婚確率には、18世紀から19世紀にかけて明らかな低下傾向がみられる。離別を経験した女性の生涯再婚確率は、18世紀の0.86から19世紀の0.80へと低下しており、死別を経験した女性の生涯再婚確率も、18世紀の0.26から19世紀の0.18へと大きく低下している。一方、男性にはこのような変化はみられない。これは、時間の経過のもとで、女性が結婚の解消を経験した後、再び結婚する確率が低下したことを意味しており、近世東北農村の女性の結婚行動の変化の一面を示している。

次に、二本松藩2農村において、結婚がどのようなイベントにより終わると期待されるのか、その割合を総合的にみてみたい。表4の3番目のパネルに示されているように、男性では、結婚が離別により終わる割合は0.24、死別による割合は0.31、そして本人の死亡による割合は0.45である。女性では、結婚が離別で終わると期待される割合は0.24と男性と同率であるが、死別で終わる割合は0.39と男性よりもおよそ1割弱高くなっている。これは、上述したように、女性の平均初婚年齢が男性よりもかなり低いことに加えて、女性の平均寿命が男性よりも若干長いことによる。このことは夫が妻に先立つ確率が高いことを意味しており、これは結婚が本人の死亡で終わる割合が男性（0.45）よりも女性（0.37）で低いことにも表れている。

2. 結婚とその解消の平均発生年齢

結婚の多相生命表から得ることのできるもうひとつの代表的なライフコース指標が「平均発生年齢」である。平均発生年齢は配偶関係状態の遷移が発生すると期待される平均年齢を示すものである。これを用いて、二本松藩2農村の男女のライフコースにおいて、結婚とその解消が発生した平均的なタイミングをみてみたい。表4の4番目のパネルに示されているように、全期間を対象とした平均初婚年齢は男性が19.9歳、女性では15.3歳と男女ともに早婚である。特に女性の平均初婚年齢はきわめて低く、男女差も4.6歳とかなり大きい。ここから、近世東北農村の男女は皆婚であったのみならず早婚であり、特に女性は極めて早婚であったことが確認される。

さらに、初婚のタイミングにおける18世紀から19世紀にかけての変化には、興味深い男女差がみられる。男性の平均初婚年齢はおよそ20歳で、18世紀（19.7歳）から19世紀

(20.1歳)への変化は殆どみられない。一方、女性の平均初婚年齢は18世紀の14.2歳から19世紀の16.8歳へとかなり大きな上昇を示している。これは、19世紀に入り東北農村の厳格な社会階層と家父長制に基づく直系家族制度が揺らぎ始めるなかで、女性の地位が相対的に向上したことにより、非常に若い年齢での女性の結婚が減少したことを示していると考えることができる。

次に、有配偶男女が結婚の解消を経験した平均的なタイミングをみてみたい。表4に示されているように、結婚解消の平均年齢は解消理由（離別か死別か）によって大きく異なる。全期間を対象とした平均離別年齢は、男性が27.2歳、女性は22.9歳と若い。この平均離別年齢の男女差（女性の方が男性よりも4.3歳若い）は、平均初婚年齢の男女差を反映していると考えられる。さらに、平均離別年齢は18世紀から19世紀にかけて男女ともに低下しており、特に男性における低下は大きい。その結果、平均離別年齢の男女差は4.7歳から3.3歳へと縮小した。一方、平均死別年齢は平均離別年齢に比べてずっと高く、全期間を対象とした平均死別年齢は、男性では51.2歳と平均離別年齢（27.2歳）より24歳高い。女性では、平均死別年齢は52.0歳で、平均離別年齢（22.9歳）よりじつに29.1歳も高くなっている。このように、結婚が解消される平均年齢には解消理由によって非常に大きな差があり、離別が比較的若い年齢で起こることが多かった一方で、死別は40歳代末から50歳代前半という当時の平均余命を考えるとライフコースのかなり遅い段階で起こる傾向が強かったことがわかる。

最後に、結婚の解消を経験した男女が再婚した場合、その平均タイミングはどうであったのかをみてみたい。表4に示されているように、全期間を対象とした離別者の平均再婚年齢は男性が28.8歳、女性は25.5歳と若い。上記のように、同じく全期間を対象とした平均離別年齢は男性で27.2歳、女性では22.9歳であり、また前項でみたように、生涯離別再婚確率は非常に高かったことを考え合わせると、（比較的若い年齢で）離別を経験した男女の多くは離別後あまり時間をおかずに再婚しており、特に男性でその傾向が強かったことがわかる。一方、全期間を対象とした死別者の平均再婚年齢は男女ともに約39歳であり、離別者の平均再婚年齢に比べてかなり高くなっている。とはいえ、平均死別年齢（全期間を対象とすると男性は51.2歳、女性は52.0歳）よりも、死別した男女の平均再婚年齢はずっと低くなっている。ここから、再婚した死別者は、死別者のなかでも比較的若い年齢で死別を経験した一部の者であったことが示唆される。

3. 配偶関係状態別の平均期間

結婚の多相生命表から得られるもうひとつの有用なライフコース指標が「配偶関係状態別の平均期間」である。表4の下から2番目のパネルに示されているように、二本松藩2農村の男女が未婚状態で過ごす期待される平均期間は男性で13.8年、女性では11.2年である。また、男性では18世紀と19世紀で殆ど変化はみられないが、女性では18世紀から19世紀にかけて平均未婚期間は10.4年から11.9年に伸長している。これは、上述したように、男性の平均初婚年齢には殆ど変化がなかった一方で、女性の平均初婚年齢は18世紀から19

世紀にかけて相当大きく上昇したことを反映していると考えられる。

また、有配偶で過ごすと期待される平均期間は、全期間を対象とした場合、男性で24.5年、女性は23.4年であり、男性では、平均有配偶期間は平均未婚期間の約1.8倍、女性では2.1倍の長さである。さらに、離別状態で過ごすと期待される平均期間は男女ともにおよそ7年であり、また死別状態で過ごす平均期間は男性で7.7年、女性では12.1年と、離死別状態で過ごした平均期間も相当に長く、女性では特に長かったことがわかる。ここから、当時の平均余命を考慮すると、近世東北農村の男女は、成人期以降のライフコースの大半を有配偶状態もしくは離死別状態で過ごしたことが示唆される。

では、以上のような配偶関係状態別の平均期間を、ライフコース全体における配偶関係状態別の割合としてみるとどうなるのであろうか。表4の一番下のパネルに示されているように、全期間を対象とすると、男性は生涯の約40%を未婚状態で過ごすと期待される一方、男性が有配偶状態で過ごすと期待される割合は生涯の約52%であり、また離別状態と死別状態で過ごすと期待される期間は、それぞれ4%と5%である。そして、これらの配偶関係状態別割合には時間の経過のもとでの変化はあまりみられない。

一方、女性では、全期間を対象とした場合、生涯期間における未婚期間割合は約31%であり、さらにこの割合は18世紀の29%から19世紀には33%へと増加している。これは、女性の平均寿命が伸長したなかで、平均初婚年齢が上昇したことを主に反映していると考えられる。そして、女性が生涯において有配偶状態で過ごすと期待される割合は、全期間を対象とすると約55%であるが、期間別にみると18世紀の58%から19世紀の51%へとかなり低下している。これには、上述したように、18世紀から19世紀にかけて女性の平均初婚年齢が上昇した一方で、離死別後の再婚確率がかなり下がったことが大きく関わっていると思われる。

おわりに

18世紀から19世紀の二本松藩2農村の人別改帳情報から構築されるマイクロパネルデータを用いた結婚の多相生命表による分析の結果、近世東北農村は（死亡率の高い子ども期を生き残れば）ほぼ全員が結婚を経験するという皆婚社会であり、平均初婚年齢も男性は約20歳、女性では約15歳と早婚社会でもあったことが示された。その一方で、近世東北農村における結婚は不安定であり、離別や死別を経験する確率は高かった。若い年齢での結婚と離婚は頻繁に起こったが、結婚解消後に再婚する確率も高く、再婚は離別後比較的短期間で起こることが多かった。また、若い年齢で死別が起きた場合にも、死別後に再婚する確率は高く、再婚までの期間も短かった。

ここから、近世東北農村の男女は、成人期以降のライフコースの大半を結婚とそれにより作り出される家族関係を基盤として生きたことが示唆される。近世東北農村では世帯員の労働力を集約した家族農業により農耕が行われ（Saito 2009）、また頻繁に起きた不作・凶作や飢饉により生活が脅かされたことを考えると、多くの男女は結婚に基づく人間関係

に頼って生きていかざるを得なかったのではないか。結婚の多相生命表分析から、近世東北農村における社会制度としての結婚は、不安定でありながらも柔軟であり、人間の生存にとって不可欠な役割を果たしていたことが示唆される。

長期間にわたる近世人口史料を用いた結婚の多相生命表分析はまた、近世東北農村の女性の結婚行動における興味深い変化を明らかにした。18世紀から19世紀にかけて、男性の平均寿命は短縮したのに対して、女性の平均寿命は伸長した。また、平均初婚年齢も、男性では殆ど変化がみられなかったのに対して、女性の平均初婚年齢はかなり大きく上昇した。さらに、離別や死別による結婚の解消後に再婚する確率も、男性では明らかな変化がみられなかったのに対して、女性では大きく低下した。このように、ライフコースにおいて女性が結婚に基づく人間関係のなかで過ごす期間が減少したことは、結婚の必要性と重要性は大きくは揺るがなかった一方で、近世東北農村社会において女性の社会的地位向上の萌芽があったことを示唆していると考えられる。

謝辞

本研究は、JSPS 科研費 JP21H00777・23K20645（「長期的視点からみたライフコース変化の多面的実証研究」、研究代表者：津谷典子）の助成を受けたものである。本研究はまた、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH20AA2007（「長期の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）、及び厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH23AA2005（「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」、研究代表者：小池司朗）による助成を受けた。また、本論文の改稿にあたり、岩澤美帆氏（国立社会保障・人口問題研究所）より多くの有益なコメントを頂いた。ここに心よりの謝意を表す。

参考文献

- 有賀喜左衛門（1943）『日本の家族制度と小作制度』未来社。
- 石井 太（2024）「結婚の多相生命表：基礎的概念と手法」『人口問題研究』第80巻第3号，pp. 301–325。
- 大竹秀男（1962）『封建社会の農民家族：江戸期農民家族の歴史的位置づけ』創文社。
- 小野芳彦（1993）「文科系の計算機利用 II：データ入力のコピー・インターフェイス（歴史人口学の場合）」『日本研究』第8号，pp. 165–182。
- 鬼頭 宏（1976）「徳川時代農村の乳児死亡：懐妊書上帳の統計的研究」『三田学会雑誌』第69巻第8号，pp. 696–703。
- 木下太志（1999）「宗門改帳における出生と乳児死亡の過小登録—日本歴史人口学の残された課題—」『人口学研究』第25号，pp. 27–39。
- 高橋重郷（1995）「結婚の多相生命表」山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正編『生命表研究』古今書院，pp. 202–223。
- 津谷典子（2002）「イベント・ヒストリー分析」日本人口学会編『人口大事典』培風館，pp. 428–431。
- 津谷典子（2021）「近世日本人口史料のイベントヒストリー分析」『統計』第72巻第7号，pp. 10–16。
- 成松左恵子（1985）『近世東北日本の人々 奥州安積郡下守屋村』ミネルヴァ書房。

- 成松佐恵子 (1992) 『江戸時代東北農村 二本松藩仁井田村』 同文館。
- 速水 融 (1992) 『近世濃尾地方の人口・経済・社会』 創文社。
- 別府志海, 石井 太, 余田翔平, 岩澤美帆, 堀口 侑 (2024) 「年次別およびコーホート別の結婚の多相生命表：1980～2021年および1965～1985年生まれの結婚をめぐる日本人のライフコース」『人口問題研究』第80巻第3号, pp. 326–343.
- Cornell, L. L. and Hayami, A. (1986) "The *Shumon-aratame-cho*: Japan's Population Registers," *Journal of Family History*, Vol. 11, pp. 311–328.
- Greville, T. N. E. (1981) "Moving-weighted-average Smoothing Extended to the Extremities of the Data. II. Methods," *Scandinavian Actuarial Journal*, Vol. 1981, No. 2, pp. 65–81.
- Kurosu, S., Takahashi, M., and Dong, H. (2021) "Thank You, Akira Hayami! The Xavier Database of Historical Japan," *Historical Life Course Studies*, Vol. 11, pp. 112–131.
- Lee, J. Z., Wang, F., and Tsuya, N. O. (2010) "Previous Paradigms and New Models," in Tsuya, N. O. et al., *Prudence and Pressure: Reproduction and Human Agency in Europe and Asia, 1700–1900*, Cambridge, Mass., MIT Press, pp. 23–37.
- Nagata, M. L., Kurosu, S., and Hayami, A. (1998) "Shimomoriya and Niita of the Nihonmatsu Domain in the Northeastern Region of Tokugawa Japan," Eurasian Project on Population and Family History Working Paper Series, No.20, Kyoto, International Research Center for Japanese Studies.
- Nakane, C. (1967) *Kinship and Economic Organization in Rural Japan*, London, Athlone.
- Saito, O. (1997) "Infant Mortality in Pre-transition Japan: Levels and Trends," in Bideau, A., Desjardins, B. and Perez, H. (eds.), *Infant Mortality and Child Mortality in the Past*, Oxford, Clarendon Press, pp. 135–153.
- Saito, O. (2009) "Land, Labour and Market Forces," *Continuity and Change*, Vol. 24, No. 1, pp. 169–196.
- Sato, T. (1990) "Tokugawa Villages and Agriculture," in Nakane, C. and Oishi, S. (eds.), *Tokugawa Japan: The Social and Economic Antecedents of Modern Japan*, Tokyo, University of Tokyo Press, pp. 37–80.
- Schoen, R. (1975) "Constructing Increment-decrement Life Tables," *Demography*, Vol. 12, No. 2, pp. 313–324.
- Smith, T. C. (1959) *The Agrarian Origin of Modern Japan*, Stanford, Stanford University Press.
- Tsuya, N. O., Campbell, C., and Wang, F. (2010) "Reproduction: Models and Sources," in Tsuya, N. O. et al., *Prudence and Pressure: Reproduction and Human Agency in Europe and Asia, 1700–1900*, Cambridge, Mass., MIT Press, pp. 39–64.
- Tsuya, N. O. and Kurosu, S. (2004) "Mortality and Household in Two Ou Villages, 1716–1870," in Bengtsson, T., Campbell, C., Lee, J. Z. et al., *Life under Pressure: Mortality and Living Standards in Europe and Asia, 1700–1900*, Cambridge, Mass., MIT Press, pp.253–292.
- Tsuya, N. O. and Kurosu, S. (2014) "Economic and Household Factors of First Marriage in Two Northeastern Japanese Villages, 1716–1870," in Lundh, C., Kurosu, S. et al., *Similarity in Difference: Marriage in Europe and Asia, 1700–1900*, Cambridge, Mass., MIT Press, pp. 349–391.
- Tsuya, N. O. and Kurosu, S. (2023) "The Socioeconomic and Household Factors of Migration in Early Modern Japan: Evidence from Two Northeastern Villages, 1716–1870," Paper presented at the 5th Conference of the European Society of Historical Demography, Nijmegen, Netherlands, August 31.
- Tsuya, N. O. and Tomobe, K. (1998) "Infant Mortality and Underregistration of Births," Paper presented at the International Symposium on Nuptiality and Family Formation in Comparative Eurasian Perspective, Beijing, China, November 25–29.

Marriage Behavior in Preindustrial Northeastern Japanese Villages: An Analysis Using Marital Status Multistate Life Tables

TSUYA Noriko, KUROSU Satomi and ISHII Futoshi

This study examines, from life course perspective, marriage behavior of men and women living in preindustrial northeastern Japanese villages. Using micro-level panel data drawn from the local population registers called *ninbetsu-aratame-cho* in two farming villages covering the 154 years from 1716 to 1870, we construct marital status multistate life tables. Enumerated annually based on the unit of household with only a small number of years missing, the population registers used by this study not only provide information on basic demographic characteristics such as sex, age, and relationship to household head, but also facilitate construction of data on marital status and demographic events including marriage and marital disruption as well as birth and death. In this paper, we first offer an overview of topography and population trends of the two study villages, followed by explanations of the main features of their population registers. We next delineate problems faced and ingenuity devised in constructing the micro-level panel data for our multistate life table analysis of marriage behavior of men and women in the villages under study. We then explain in a concise manner the processes of estimating the probabilities of transitions among marital statuses and the probabilities of dying by marital status. Finally, we present the results of our multistate life table analyses of marriage behavior of men and women in preindustrial northeastern Japanese villages and discuss their implications from life course perspective.

Keywords: marriage behavior, life course, marital status multistate life table, local population registers in preindustrial Japan, preindustrial northeastern Japanese villages

特 集 I

長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計

石井太*・別府志海・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑**

配偶関係は基礎的な人口構造の一つであり、その将来推計は人口学的に重要な課題である。本研究は、結婚の多相生命表の将来推計に基づき、令和5年全国人口推計と令和6年全国世帯推計の両者と整合的になるように、2021年から2070年までの各年・各歳別の配偶関係別将来人口推計を男女別に行うことを目的とするものである。

本研究の将来推計によると、今後、高齢層における未婚者割合は急速に上昇し、2070年の未婚者割合は、65歳以上男性で23.9%（2020年7.9%）、女性で18.0%（同4.9%）に、75歳以上男性で23.1%（同3.6%）、女性で17.5%（同4.0%）に達すると見込まれる。このような高齢層における未婚者割合の急激な上昇は、子どもを持たず、支援や介護が必要になっても家族のサポートが期待できない高齢者の急速な増加という深刻な社会経済的問題をもたらすが、今後、急増する高齢者が必要とする支援や介護に対してどのように対応していくのか、長期的な高齢者人口像を念頭に置いた議論が求められる。現在、未婚化問題は若者の問題として捉えられることが多いが、本研究が示すように、今後、未婚化は高齢者の問題となることが予想される。

キーワード：多相生命表、配偶関係、将来推計、未婚化

I. はじめに

配偶関係は基礎的な人口構造の一つであり、結婚や離死別に関する状態を表すのみならず、出生力や世帯構造などの分析にも用いられることから、その将来推計を行うことは人口学的に重要な課題である。国立社会保障・人口問題研究所では、日本全国の公的な将来推計として、人口の推計である「日本の将来推計人口（令和5年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2023b）（以下、「令和5年全国人口推計」と呼ぶ）と、世帯の推計である「日本の世帯数の将来推計（全国推計）（令和6（2024）年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2024）（以下、「令和6年全国世帯推計」と呼ぶ）を作成・公表している。前者は日本における性・年齢別人口を対象とした推計であり、配偶関係別人口は推計対象

* 慶應義塾大学

** 慶應義塾大学・院

となっていない。一方、後者は日本における世帯が推計対象であるが、その過程で配偶関係別の人口を用いることから、この中で将来の配偶関係別人口の推計が行われている。

本研究は、結婚の多相生命表の将来推計に基づき、令和5年全国人口推計と令和6年全国世帯推計の両者と整合的になるように、2021年から2070年までの各年・各歳別の配偶関係別将来人口推計を行うことを目的とするものである。

II. 研究の背景と目的

まず本節では、日本の公的将来推計において、配偶関係別人口の将来推計がどのように用いられているかについて説明するとともに、それを踏まえた本研究の位置付けについて論ずる。

国立社会保障・人口問題研究所による「日本の将来推計人口」は、日本の公的将来人口推計であり、直近の推計は2020年国勢調査を基準人口とする「令和5年全国人口推計」である。公的将来推計人口は幅広い分野で利活用されることから客観性・中立性が重視される一方で、将来推計には不確定性があり、将来の社会を定量的に正確に描く科学的方法是存在しないことから、「人口投影 (population projection)」という考え方に基づいて科学的な将来推計が行われる。ここで人口投影とは、人口自体の趨勢や、人口変動要因である出生・死亡・移動の趨勢について一定の仮定を設定し、将来の人口がどのようになっていくのかについて推計するものであり、もし過去から現在に至る人口変動の傾向・趨勢が将来に向けてそのまま続いたと仮定した場合、どのような人口の将来像が導かれるかを示したものと見える (石井 2020)。

具体的な人口投影手法としては、年齢別人口の加齢に伴って生ずる年々の変化を、その変化の人口学的要因 (出生・死亡・移動) ごとに計算し、それを基に将来人口を投影する「コーホート要因法 (cohort component method)」が用いられている。コーホート要因法によって将来人口の投影を行うためには、(0)出発点となる性別・年齢別人口 (基準人口)、(1)将来の年齢別出生率と出生性比、(2)将来の性別・年齢別生残確率、(3)将来の性別・年齢別国際人口移動率 (数) に関する仮定が必要となる。日本の公的将来人口推計では、客観性や中立性を確保する観点から、これら (1) ~ (3) の出生・死亡・移動の仮定についても、過去から現在に至るまでに観測された人口学的データの傾向・趨勢を将来に向けて投影することにより設定が行われており、このためには、出生・死亡・移動という人口動態事象の過去の動向を測定・把握してこれを分析し、モデル化する必要がある。

これらの人口動態要因のうち、特に出生仮定については、結婚の変化が出生に与える影響が大きいことから、これを考慮したモデルを用いた設定がなされている。これは、日本では婚外子割合が低いため有配偶人口の中で出生が起きる確率が高く、その動向は、晩婚化や非婚化という初婚行動の変化、そして死別・離婚による結婚の解消や再婚の変化により大きく影響を受けるためである。したがって、出生仮定を設定するためには、女性の結婚に関するこれまでの動向の把握とその投影が必要となる。

全国人口推計では、女性の全ての出生コーホートに対する仮定設定を行うため、出生過程の開始間もないコーホートや出生実績がまったく得られないコーホートについても年齢別出生率の推計が必要となる。このため、まず、コーホートの完結合計出生水準について、結婚を考慮した複数の要因に分解し、「参照コーホート」と呼ばれる基準となるコーホート（令和5年全国人口推計では、基準年に15歳であった2005年生まれコーホート）の合計特殊出生率を、それぞれの要因ごとに実績に基づいて投影することにより推計し、この合計水準を用いて各コーホートの年齢別出生率を推計するという手続きを採っている。

具体的には、コーホートの完結合計出生水準 $CTFR$ の要因分解は以下の式で与えられる。

$$CTFR = (1 - \gamma) \cdot CEB \cdot \delta$$

ここで、 γ は女性50歳時の未婚者割合であり、 CEB は夫婦完結出生児数、すなわち、有配偶女性（初婚どうし夫婦の妻）の50歳時平均出生児数である。一方、 δ は「離死別再婚効果係数」と呼ばれる、出生力に対する離婚・死別・再婚の効果を表す係数であり、初婚どうしの夫婦の出生力とこれを含む既婚女性全体の出生力との比を表している。このうち、 γ :女性50歳時の未婚者割合、及び δ :離死別再婚効果係数の投影において、女性の結婚に関する動向の把握が必要となる。

具体的には、女性の50歳時の未婚者割合については、年齢別初婚率の将来推計を行った上で、これを50歳まで累積することによって50歳時の初婚経験者割合を得て、その補数として50歳時の未婚者割合を推計する。また、年齢別初婚率の推計は、「令和5年全国人口推計」の中位仮定では、2019年時点の年齢別初婚ハザードの最新値を将来にそのまま投影することによって行われている。

一方、離死別再婚効果係数は以下のように投影される。50歳時の女性の配偶状態 i を、 S :未婚、 V :離別、 M_f :有配偶（初婚どうし）、 O :それ以外の4状態に分ける。また、 C_i を50歳時の配偶状態 i の完結出生児数、 $R_i = \frac{C_i}{C_{M_f}}$ を配偶状態 i の完結出生児数の有配偶（初婚どうし）完結出生児数に対する比、 P_i を50歳時の配偶状態 i の構成割合とすると、離死別再婚効果係数は、

$$\delta = \frac{1}{C_{M_f}} \frac{\sum_{i \in \{V, M_f, O\}} C_i P_i}{\sum_{i \in \{V, M_f, O\}} P_i} = \frac{\sum_{i \in \{V, M_f, O\}} R_i P_i}{1 - P_S} = \frac{\sum_{i \in \{V, M_f, O\}} R_i P_i}{1 - \gamma}$$

となる。ここで、 $\sum_{i \in \{S, V, M_f, O\}} P_i = 1$ であり、 $\gamma = P_S$ である。

C_i 、あるいは R_i は、国立社会保障・人口問題研究所（2023a）「出生動向基本調査」から得られることから、 δ :離死別再婚効果係数は参照コーホートに関する P_i を推計することにより求められることになる。このため、「令和5年全国人口推計」では、結婚の多相生命表の将来推計を行って参照コーホートに関する P_i の推計を行っているが、本特集の各論文で用いられる結婚のコーホート多相生命表もこれと同じ方法で推計を行ったもので

ある。

一方、「令和6年全国世帯推計」では、世帯主率法（headship rate method）により世帯数の推計を行っている。世帯主率法とは、世帯数が世帯主数に等しいことに基づいて、別途推計された将来人口に世帯主率を乗じて世帯主の数を求め、それを世帯数とする推計方法である。「令和6年全国世帯推計」では、配偶関係別世帯主数をまず推計した後、配偶関係別に家族類型別世帯主数を推計するという2段階の推計を行っているが、後者の推計は配偶関係別の世帯主数の中の家族類型別配分率を乗じて家族類型別世帯主数を推計しているため、総世帯数は配偶関係別世帯主数が推計された時点で決定される。したがって、配偶関係別世帯主数推計の前提となる将来の男女・年齢別配偶関係別人口の推計は、世帯推計における重要な一部分となっているといえる。この男女・年齢別配偶関係別人口の推計は、「令和2年及び平成27年国勢調査に関する不詳補完結果」と「令和5年全国人口推計」の出生中位・死亡中位推計で用いた初婚確率・再婚確率・死別確率・離別確率・死亡確率をもとに、男女・年齢別配偶関係別人口（「未婚」「有配偶」「死別」「離別」の4類型）の推計が行われているが、ここで用いられている初婚確率・再婚確率・死別確率・離別確率・死亡確率はすべて、本特集の結婚の期間多相生命表の将来推計法（石井 2024）と同じ方法によって推計されている。

このように、「令和5年全国人口推計」と「令和6年全国世帯推計」では、配偶関係状態間遷移確率及び配偶関係別死亡確率について、本特集で用いられている結婚の多相生命表と同一の手法を用いて推計が行われており、両推計間において配偶関係に関する整合性が保たれている。しかしながら、「令和5年全国人口推計」では直接的には配偶関係別将来人口の推計は行われておらず、また「令和6年全国世帯推計」では5年ごと、年齢5歳階級での配偶関係別将来人口推計は行われているものの、各年・各歳の推計は示されておらず、また、2050年以降についての推計も行われていない。

そこで、本稿は、「令和5年全国人口推計」と「令和6年全国世帯推計」の両者と整合性を保ちつつ、両推計では示されていない、2021年から2070年までの各年・各歳別の配偶関係別将来人口を推計することを目的とする。

III. データと方法

本節では、結婚の期間多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計のためのデータと方法について述べる。

本推計の対象は、外国人を含む日本に常住する配偶関係別総人口である。推計の期間は、令和2（2020）年国勢調査を出発点として、2021年から2070年までとし、各年10月1日時点の男女別・年齢各歳別・配偶関係別の15歳以上人口を推計する。ただし、「令和5年全国人口推計」と同様に、105歳以上を開放区間とする。

推計手法はコーホート要因法に基づいている。すなわち、性別・年齢別・配偶関係別人口が加齢にともなって生ずる変化を、その人口学的要因（死亡、配偶関係状態間遷移、国

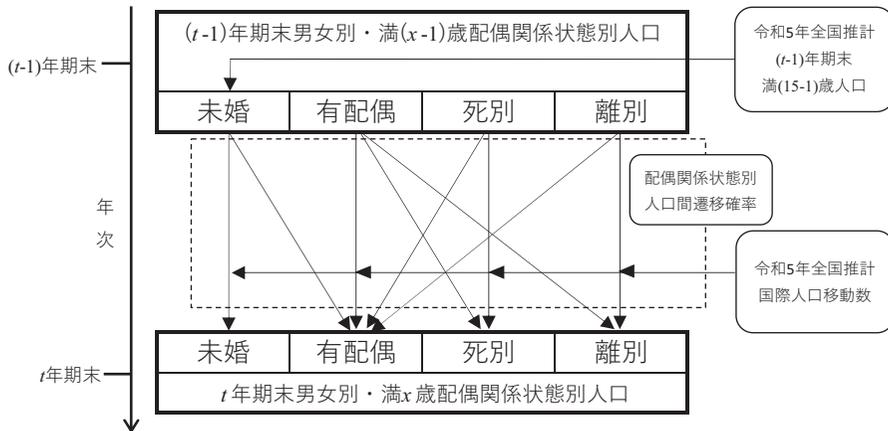


図1 配偶関係別人口推計の手順

際人口移動¹⁾) ごとに計算して将来の人口を推計する方法である。

図1は、本推計で用いる、コーホート要因法による配偶関係別人口推計の手順を示している。ここでは、 $t-1$ 年期末の配偶関係別人口について、加齢とともに生ずる死亡、配偶関係状態間遷移、国際人口移動を反映して t 年期末の人口を求める。また、「令和5年全国推計」で推計された、 $t-1$ 年期末で15-1歳の人口については、未婚状態であるとして本推計に組み入れる。この手続きを逐次的に繰り返すことによって、将来の配偶関係別人口が推計される。

このコーホート要因法による配偶関係別人口の将来推計のためには、出発時点の性・年齢（各歳）別・配偶関係別状態を表す「基準人口」と、将来の変化を表す各種仮定値の設定が必要となる。

本研究では、総務省統計局「令和2年国勢調査に関する不詳補完結果」による2020年10月1日現在の性別・年齢別・配偶関係別人口を「基準人口」として用いる。ただし、100歳以上各歳の配偶関係別人口は、100歳以上合計の配偶関係別人口の構成割合により比例按分する。

一方、将来の変化については、「令和5年全国人口推計」の仮定値及び推計結果と、石井（2024）による結婚の期間多相生命表の将来推計結果（2021～2070年）を基礎データとして用いる。ただし、石井（2024）により説明されたように、コーホート多相生命表の推計に用いる結婚の期間多相生命表では、新型コロナウイルス感染症の感染拡大が結婚行動に及ぼした影響（コロナ禍の影響）を除いているが、本研究の配偶関係別将来人口推計で用いる女性の初婚率については、2020～2022年のコロナ禍の影響を織り込んだものを用いる。具体的には、2021年までは初婚数の実績値、2022年は8月までの「人口動態統計」の速報値と前年の月別分布を用いた実績見込みに基づく初婚率となっている。一方、2023年

1) 令和5年全国推計ではさらに国籍異動を考慮した推計が行われているが、本稿では国際人口移動としてまとめて表すこととした。

以降の初婚行動については、2019年のコロナ禍前の状況に戻ることを仮定している。

なお、配偶関係状態間遷移と直接関係しない、死亡及び国際人口移動による性別・年齢別人口の変化については、基本的に「令和5年全国人口推計」の結果をそのまま用いる。ただし、死亡による変化については、全国人口推計では、全配偶関係の死亡確率から得られる生残確率に基づいて、 $t-1$ 年期末の人口が t 年期末まで生き残ると期待される生残者数を、 t 年期末人口に組み入れることにより推計を行っているが、本推計では、配偶関係状態別に死亡水準が異なることを反映するため、配偶関係状態別の死亡確率から得られる生残確率に基づく配偶関係状態別生残者数を一旦算出し、その合計が「令和5年全国人口推計」と整合するように調整して、 t 年期末まで生き残る配偶関係別生残者数を算出する。

一方、配偶関係状態間の遷移については、結婚の期間多相生命表の将来推計結果を用いて推計を行う。ここで、配偶関係別人口の将来推計には、満年齢の配偶関係別人口が一年後にどのように遷移するかを表す「配偶関係状態別人口間遷移確率」が必要となる。これは、 $t-1$ 年期末（= t 年期首）において満年齢 $x-1$ 歳、状態 i の人口 ${}_1^i P_{x-1}(t-1)$ が、 t 年の一年間における状態遷移によって、 t 年期末において満年齢 x 歳、状態 j の人口 ${}_1^j P_x(t)$ に遷移する確率を示すものであり（ $i, j = S, M, W, V$ ）、令和5年全国人口推計のように配偶関係を考慮しない場合の推計において、死亡による人口の遷移を示す「生残確率（survivorship ratio）」に相当する概念である。

具体的には、 ${}_1 S_x^{ij}[t]$: t 年の配偶関係状態別人口間遷移確率は²⁾、

$$\begin{bmatrix} {}_1^S P_x(t) \\ {}_1^M P_x(t) \\ {}_1^W P_x(t) \\ {}_1^V P_x(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} {}_1 S_x^{SS}[t] & 0 & 0 & 0 \\ {}_1 S_x^{SM}[t] & {}_1 S_x^{MM}[t] & {}_1 S_x^{WM}[t] & {}_1 S_x^{VM}[t] \\ 0 & {}_1 S_x^{MW}[t] & {}_1 S_x^{WW}[t] & 0 \\ 0 & {}_1 S_x^{MV}[t] & 0 & {}_1 S_x^{VV}[t] \end{bmatrix} \begin{bmatrix} {}_1^S P_{x-1}(t-1) \\ {}_1^M P_{x-1}(t-1) \\ {}_1^W P_{x-1}(t-1) \\ {}_1^V P_{x-1}(t-1) \end{bmatrix}$$

という関係を満たすものとして定義される。

この ${}_1 S_x^{ij}[t]$ は以下のようにして設定される。すなわち、 t 年の期間多相生命表における配偶関係状態間遷移数・死亡数 ${}_1 d_x^{ij}[t]$ と定常人口 ${}_1 L_x^i[t]$ を用いて、 $i \neq j$ （ $i = S, M, W, V, j = S, M, W, V, D$ ）に対して、

$${}_1 S_x^{ij}[t] = \frac{\frac{1}{2}({}_1 d_{x-1}^{ij}[t] + {}_1 d_x^{ij}[t])}{{}_1 L_{x-1}^i[t]}$$

とし、 $i = S, M, W, V$ に対して、

$${}_1 S_x^{ii}[t] = 1 - \sum_{j \neq i, j \in \{S, M, W, V, D\}} {}_1 S_x^{ij}[t]$$

2) ここでは (t) で t 年期末を表していることから、 t 年一年間は区間 $[t-1, t]$ に相当するが、これを単純に $[t]$ と表すこととする。

とする³⁾。なお、外国人の遷移確率については日本人と同じであると仮定し、国際人口移動については、期末の性別・年齢別配偶関係別構成割合で配分することにより推計を行う。

以上のように、将来の各年の初婚数・再婚数・死別数・離婚数などの配偶関係状態間遷移数が推計され、これに基づいて将来の配偶関係別人口が推計されることとなる。ただし、婚姻は男女が一組となって届出が行われることから、本来、男女の婚姻数合計は年次ごとに一致していなければならない。また、これは離婚数についても同様である。しかしながら、本推計では男女別に推計が行われることから、両者が必ずしも一致するとは限らない。これは一般に「両性問題」と呼ばれるが、本推計では各年の婚姻数合計・離婚数合計に男女で乖離が生じた場合には、女性の婚姻数合計・離婚数合計と同じになるように男性の婚姻数・離婚数を調整することにより、この両性問題に対応する。

IV. 結果と考察

表1には、2020～2070年の各年次における配偶関係別15歳以上人口の将来推計の結果が示されている⁴⁾。この表に示されているように、2020年に1億1,111万4千人であった15歳以上人口は、一貫して減少し、2070年には7,902万1千人と2020年の71.1%にまで減少するとものと見込まれる。

これをさらに配偶関係別に見ると、未婚者人口は2020年の3,279万人からしばらく増加し、2026年の3,304万8千人でピークとなった以降減少に転じ、2070年に2,528万4千人と2020年の77.1%に縮小すると見込まれる。これは、今後も未婚化が継続することにより、全配偶関係人口全体に比べて未婚者人口の減少速度が緩やかになることによるものと考えられる。一方、有配偶者人口は一貫して減少を続けると予想され、2020年の6,181万6千人から2070年には4,111万人と、2020年の66.5%にまで縮小すると推計される。死別者人口は2020年の1,006万7千人からやや増加して2022年に1,007万7千人となった後減少に転じ、2070年には665万5千人と、2020年の66.1%にまで縮小すると推計される。有配偶者人口と死別者人口の減少幅が全配偶関係人口に比べて大きいことは未婚化による影響と考えられるが、死別者人口の減少には将来の死亡率低下も影響を与えていると考えられる。一方、離別者人口は配偶関係人口全体の中で最も長く増加が継続すると予想され、2020年の644万1千人から2037年に711万2千人でピークを迎えるまで増加すると見込まれる。それ以降、離別者人口も減少に転じると予想されるが、2070年には597万2千人と2020年の離別者人口の92.7%の縮小にとどまっている。

このような配偶関係別人口数の変化を受けて、配偶関係別構成割合も変化する。2020年に総人口の29.5%を占める未婚者割合は、2060年代前半には32.2%にまで上昇し、その後緩やかに低下して2070年には32.0%になると推計される。一方、有配偶者割合は2020年の

3) ただし、実際には将来推計は10月1日現在人口に対して行われるため、暦年の「配偶関係状態別人口間遷移確率」を10～9月の遷移確率に変換して用いる。

4) 国立社会保障・人口問題研究所のWeb上には、2020～2070年の全ての年次の性別・年齢各歳別、配偶関係別人口を示したものが掲載されている。

表1 配偶関係別15歳以上人口 (2020~2070年)

| 年次 | 人口(1,000人) | | | | | 割合(%) | | | |
|------|------------|--------|--------|--------|-------|-------|------|-----|-----|
| | 総数 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 |
| 2020 | 111,114 | 32,790 | 61,816 | 10,067 | 6,441 | 29.5 | 55.6 | 9.1 | 5.8 |
| 2021 | 110,734 | 32,839 | 61,291 | 10,074 | 6,530 | 29.7 | 55.3 | 9.1 | 5.9 |
| 2022 | 110,462 | 32,978 | 60,797 | 10,077 | 6,610 | 29.9 | 55.0 | 9.1 | 6.0 |
| 2023 | 110,206 | 33,020 | 60,432 | 10,072 | 6,682 | 30.0 | 54.8 | 9.1 | 6.1 |
| 2024 | 109,929 | 33,028 | 60,093 | 10,060 | 6,747 | 30.0 | 54.7 | 9.2 | 6.1 |
| 2025 | 109,630 | 33,039 | 59,740 | 10,044 | 6,807 | 30.1 | 54.5 | 9.2 | 6.2 |
| 2026 | 109,307 | 33,048 | 59,373 | 10,023 | 6,862 | 30.2 | 54.3 | 9.2 | 6.3 |
| 2027 | 108,944 | 33,041 | 58,994 | 9,998 | 6,910 | 30.3 | 54.2 | 9.2 | 6.3 |
| 2028 | 108,564 | 33,038 | 58,605 | 9,967 | 6,953 | 30.4 | 54.0 | 9.2 | 6.4 |
| 2029 | 108,146 | 33,018 | 58,206 | 9,932 | 6,991 | 30.5 | 53.8 | 9.2 | 6.5 |
| 2030 | 107,719 | 33,005 | 57,800 | 9,891 | 7,022 | 30.6 | 53.7 | 9.2 | 6.5 |
| 2031 | 107,255 | 32,973 | 57,387 | 9,845 | 7,049 | 30.7 | 53.5 | 9.2 | 6.6 |
| 2032 | 106,740 | 32,905 | 56,972 | 9,793 | 7,070 | 30.8 | 53.4 | 9.2 | 6.6 |
| 2033 | 106,192 | 32,815 | 56,554 | 9,735 | 7,087 | 30.9 | 53.3 | 9.2 | 6.7 |
| 2034 | 105,591 | 32,685 | 56,136 | 9,671 | 7,099 | 31.0 | 53.2 | 9.2 | 6.7 |
| 2035 | 104,948 | 32,522 | 55,719 | 9,600 | 7,107 | 31.0 | 53.1 | 9.1 | 6.8 |
| 2036 | 104,297 | 32,362 | 55,302 | 9,522 | 7,111 | 31.0 | 53.0 | 9.1 | 6.8 |
| 2037 | 103,601 | 32,165 | 54,888 | 9,437 | 7,112 | 31.0 | 53.0 | 9.1 | 6.9 |
| 2038 | 102,871 | 31,943 | 54,476 | 9,344 | 7,109 | 31.1 | 53.0 | 9.1 | 6.9 |
| 2039 | 102,145 | 31,732 | 54,066 | 9,244 | 7,103 | 31.1 | 52.9 | 9.1 | 7.0 |
| 2040 | 101,418 | 31,528 | 53,658 | 9,138 | 7,095 | 31.1 | 52.9 | 9.0 | 7.0 |
| 2041 | 100,685 | 31,323 | 53,253 | 9,025 | 7,084 | 31.1 | 52.9 | 9.0 | 7.0 |
| 2042 | 99,951 | 31,124 | 52,849 | 8,907 | 7,070 | 31.1 | 52.9 | 8.9 | 7.1 |
| 2043 | 99,220 | 30,933 | 52,445 | 8,786 | 7,055 | 31.2 | 52.9 | 8.9 | 7.1 |
| 2044 | 98,494 | 30,752 | 52,041 | 8,663 | 7,038 | 31.2 | 52.8 | 8.8 | 7.1 |
| 2045 | 97,774 | 30,581 | 51,634 | 8,541 | 7,019 | 31.3 | 52.8 | 8.7 | 7.2 |
| 2046 | 97,062 | 30,419 | 51,224 | 8,420 | 6,999 | 31.3 | 52.8 | 8.7 | 7.2 |
| 2047 | 96,357 | 30,266 | 50,811 | 8,304 | 6,976 | 31.4 | 52.7 | 8.6 | 7.2 |
| 2048 | 95,659 | 30,119 | 50,393 | 8,195 | 6,952 | 31.5 | 52.7 | 8.6 | 7.3 |
| 2049 | 94,967 | 29,976 | 49,972 | 8,093 | 6,926 | 31.6 | 52.6 | 8.5 | 7.3 |
| 2050 | 94,280 | 29,834 | 49,548 | 8,000 | 6,898 | 31.6 | 52.6 | 8.5 | 7.3 |
| 2051 | 93,596 | 29,690 | 49,120 | 7,918 | 6,868 | 31.7 | 52.5 | 8.5 | 7.3 |
| 2052 | 92,914 | 29,543 | 48,690 | 7,844 | 6,836 | 31.8 | 52.4 | 8.4 | 7.4 |
| 2053 | 92,230 | 29,390 | 48,258 | 7,780 | 6,801 | 31.9 | 52.3 | 8.4 | 7.4 |
| 2054 | 91,542 | 29,229 | 47,824 | 7,724 | 6,765 | 31.9 | 52.2 | 8.4 | 7.4 |
| 2055 | 90,849 | 29,060 | 47,388 | 7,675 | 6,726 | 32.0 | 52.2 | 8.4 | 7.4 |
| 2056 | 90,147 | 28,881 | 46,952 | 7,630 | 6,685 | 32.0 | 52.1 | 8.5 | 7.4 |
| 2057 | 89,435 | 28,691 | 46,514 | 7,588 | 6,641 | 32.1 | 52.0 | 8.5 | 7.4 |
| 2058 | 88,710 | 28,490 | 46,077 | 7,547 | 6,596 | 32.1 | 51.9 | 8.5 | 7.4 |
| 2059 | 87,972 | 28,278 | 45,641 | 7,504 | 6,549 | 32.1 | 51.9 | 8.5 | 7.4 |
| 2060 | 87,218 | 28,054 | 45,205 | 7,459 | 6,500 | 32.2 | 51.8 | 8.6 | 7.5 |
| 2061 | 86,449 | 27,818 | 44,772 | 7,410 | 6,450 | 32.2 | 51.8 | 8.6 | 7.5 |
| 2062 | 85,664 | 27,571 | 44,341 | 7,355 | 6,398 | 32.2 | 51.8 | 8.6 | 7.5 |
| 2063 | 84,865 | 27,313 | 43,915 | 7,293 | 6,345 | 32.2 | 51.7 | 8.6 | 7.5 |
| 2064 | 84,052 | 27,044 | 43,493 | 7,223 | 6,292 | 32.2 | 51.7 | 8.6 | 7.5 |
| 2065 | 83,227 | 26,766 | 43,077 | 7,146 | 6,238 | 32.2 | 51.8 | 8.6 | 7.5 |
| 2066 | 82,392 | 26,479 | 42,668 | 7,061 | 6,184 | 32.1 | 51.8 | 8.6 | 7.5 |
| 2067 | 81,551 | 26,186 | 42,266 | 6,969 | 6,130 | 32.1 | 51.8 | 8.5 | 7.5 |
| 2068 | 80,706 | 25,888 | 41,872 | 6,869 | 6,077 | 32.1 | 51.9 | 8.5 | 7.5 |
| 2069 | 79,862 | 25,587 | 41,487 | 6,764 | 6,024 | 32.0 | 51.9 | 8.5 | 7.5 |
| 2070 | 79,021 | 25,284 | 41,110 | 6,655 | 5,972 | 32.0 | 52.0 | 8.4 | 7.6 |

出所: 筆者推計

55.6%から低下を続け、2060年代前半には51.7%にまで低下すると予想される。その後はほぼ横ばいで推移し、2070年には52.0%となる。死別者割合は2020年の9.1%から2030年代までは9.2%と微増傾向にあるものの、その後低下に転じ、2050年頃に約8.5%となった後は概ね横ばいで推移し、2070年には8.4%となると予想される。離別者割合は2070年まで一貫して上昇し、2020年の5.8%から2070年には7.6%に到達すると推計される。

次に、性別・年齢（階級）別の配偶関係別人口の変化を比較するため、2020年と2070年の性別・年齢5歳階級別の15歳以上配偶関係別人口をみてみたい（表2）。また、図2と図3には、それぞれ両年の配偶関係別人口ピラミッドが示されている。

まず、配偶関係別人口の変化を男女で比較すると、15歳以上の全配偶関係人口は、2020年には男性で5,365万人、女性では5,746万5千人であったものが、2070年には男性は3,801万1千人、女性は4,101万人にまで減少し、それぞれ2020年の70.9%と71.3%に縮小しており、2020年以降の50年間で、15歳以上の全配偶関係人口は概ね同水準の減少幅を示している。一方、配偶関係別人口の変化を男女で比較すると、2070年の人口の2020年人口に対する比率は、未婚では男性が75.0%、女性は79.9%、有配偶では男性が67.3%、女性は65.7%、死別では男性が62.4%、女性は66.9%、離別では男性が90.0%、女性は94.5%であり、未婚者人口、死別者人口、そして離別者人口では男性の減少幅の方が女性より大きく、一方、有配偶者人口では女性の減少幅の方が男性より大きい。これは、若年期の15～64歳では、女性の有配偶者割合が男性よりも高い一方で、15～64歳人口は、2020年に対して2070年では男性で60.1%、女性で60.0%と、少子化によって男女とも概ね6割の水準まで減少することが影響していると考えられる。

次に、年齢階級別人口割合の変化をみると、2020年と2070年ともに、20～24歳までは未婚者割合が9割以上となっているが、年齢が高くなるにしたがって他の配偶関係別人口割合が上昇し、未婚者割合は低下することがわかる。しかしながら、高齢層における未婚者割合の水準は2020年と2070年で大きく異なっている。これは、図2と図3にそれぞれ示されている2020年と2070年の配偶関係別人口ピラミッドの高齢部分の未婚者領域を比較することにより視覚的に理解することができる。

より具体的には、表2の75～79歳の配偶関係別人口を男女で比較すると、未婚者割合は、2020年には男性で5.2%、女性では4.4%と男女とも5%前後であるのに対して、2070年には男性が25.2%と4分の1以上、女性では19.7%と2割程度が未婚にとどまると予想され、この2070年の推計値を2020年の値と比べると、男性では20.1%ポイント、女性では16.4%ポイントも高い水準となっている。さらに、このような未婚者割合の目覚ましい上昇が他の配偶関係に与える変化をみると、男性については、有配偶者割合が80.3%から63.3%と17.0%ポイント低下することが最も大きな変化であり、死別者割合の9.5%から3.9%への5.6%ポイントの低下や、離別者割合の5.0%から7.5%への2.5%ポイントの上昇よりもかなり大きいものとなっている。一方、女性では、死別者割合の33.7%から14.6%への19.0%ポイントの低下が最も大きく、有配偶者割合の低下は55.4%から53.2%と2.2%ポイントにとどまっており、ここでも未婚化と死亡率低下の影響が大きいことが示唆される。なお、

表2 性別・年齢5歳階級別15歳以上配偶関係別人口（2020，2070年）

| 年 齢 | 2020年 | | | | | | | | | | 2070年 | | | | | | | | | |
|----------|--------------|--------|--------|-------|-------|---------|------|------|------|--------|--------------|--------|-------|-------|------|---------|------|------|--|--|
| | 人 口 (1,000人) | | | | | 割 合 (%) | | | | | 人 口 (1,000人) | | | | | 割 合 (%) | | | | |
| | 総数 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 総数 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | | |
| 男 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 総 数 | 53,650 | 18,544 | 30,798 | 1,795 | 2,512 | 34.6 | 57.4 | 3.3 | 4.7 | 38,011 | 13,909 | 20,721 | 1,121 | 2,260 | 36.6 | 54.5 | 2.9 | 5.9 | | |
| 15～19歳 | 2,928 | 2,919 | 7 | 0 | 1 | 99.7 | 0.3 | 0.0 | 0.0 | 1,540 | 1,537 | 3 | 0 | 0 | 99.8 | 0.2 | 0.0 | 0.0 | | |
| 20～24歳 | 3,234 | 3,095 | 131 | 1 | 7 | 95.7 | 4.1 | 0.0 | 0.2 | 1,805 | 1,708 | 91 | 0 | 6 | 94.6 | 5.1 | 0.0 | 0.3 | | |
| 25～29歳 | 3,279 | 2,505 | 744 | 1 | 28 | 76.4 | 22.7 | 0.0 | 0.9 | 2,051 | 1,482 | 542 | 0 | 26 | 72.3 | 26.4 | 0.0 | 1.3 | | |
| 30～34歳 | 3,431 | 1,777 | 1,583 | 2 | 70 | 51.8 | 46.1 | 0.0 | 2.0 | 2,203 | 1,073 | 1,068 | 0 | 62 | 48.7 | 48.5 | 0.0 | 2.8 | | |
| 35～39歳 | 3,806 | 1,464 | 2,214 | 4 | 125 | 38.5 | 58.2 | 0.1 | 3.3 | 2,296 | 847 | 1,347 | 1 | 101 | 36.9 | 58.7 | 0.0 | 4.4 | | |
| 40～44歳 | 4,299 | 1,386 | 2,713 | 8 | 192 | 32.2 | 63.1 | 0.2 | 4.5 | 2,309 | 725 | 1,448 | 2 | 134 | 31.4 | 62.7 | 0.1 | 5.8 | | |
| 45～49歳 | 4,994 | 1,491 | 3,195 | 18 | 289 | 29.9 | 64.0 | 0.4 | 5.8 | 2,350 | 680 | 1,498 | 5 | 167 | 28.9 | 63.8 | 0.2 | 7.1 | | |
| 50～54歳 | 4,394 | 1,170 | 2,879 | 28 | 317 | 26.6 | 65.5 | 0.6 | 7.2 | 2,655 | 735 | 1,693 | 10 | 216 | 27.7 | 63.8 | 0.4 | 8.1 | | |
| 55～59歳 | 3,967 | 858 | 2,743 | 47 | 319 | 21.6 | 69.2 | 1.2 | 8.0 | 2,917 | 783 | 1,861 | 18 | 255 | 26.8 | 63.8 | 0.6 | 8.7 | | |
| 60～64歳 | 3,677 | 636 | 2,664 | 78 | 299 | 17.3 | 72.5 | 2.1 | 8.1 | 2,975 | 776 | 1,903 | 30 | 266 | 26.1 | 64.0 | 1.0 | 8.9 | | |
| 65～69歳 | 3,999 | 565 | 2,981 | 149 | 305 | 14.1 | 74.5 | 3.7 | 7.6 | 2,980 | 753 | 1,917 | 49 | 262 | 25.3 | 64.3 | 1.6 | 8.8 | | |
| 70～74歳 | 4,337 | 415 | 3,368 | 260 | 294 | 9.6 | 77.7 | 6.0 | 6.8 | 2,936 | 733 | 1,886 | 73 | 244 | 25.0 | 64.2 | 2.5 | 8.3 | | |
| 75～79歳 | 3,146 | 163 | 2,527 | 298 | 157 | 5.2 | 80.3 | 9.5 | 5.0 | 2,631 | 664 | 1,667 | 103 | 197 | 25.2 | 63.3 | 3.9 | 7.5 | | |
| 80～84歳 | 2,232 | 67 | 1,759 | 330 | 76 | 3.0 | 78.8 | 14.8 | 3.4 | 2,340 | 561 | 1,473 | 153 | 154 | 24.0 | 62.9 | 6.5 | 6.6 | | |
| 85～89歳 | 1,324 | 24 | 957 | 317 | 27 | 1.8 | 72.2 | 23.9 | 2.0 | 1,978 | 431 | 1,225 | 216 | 106 | 21.8 | 62.0 | 10.9 | 5.4 | | |
| 90～94歳 | 499 | 6 | 292 | 194 | 6 | 1.3 | 58.6 | 38.9 | 1.2 | 1,324 | 268 | 768 | 238 | 50 | 20.3 | 58.0 | 18.0 | 3.8 | | |
| 95～99歳 | 93 | 1 | 38 | 54 | 1 | 1.0 | 40.4 | 57.7 | 0.9 | 602 | 125 | 293 | 171 | 14 | 20.7 | 48.7 | 28.4 | 2.3 | | |
| 100～104歳 | 9 | 0 | 3 | 6 | 0 | 1.6 | 27.6 | 69.9 | 0.9 | 112 | 26 | 39 | 47 | 1 | 22.9 | 34.3 | 41.6 | 1.2 | | |
| 105歳以上 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1.7 | 27.7 | 69.7 | 0.9 | 9 | 3 | 2 | 5 | 0 | 28.6 | 16.7 | 54.1 | 0.6 | | |
| (再掲) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 65歳以上 | 15,641 | 1,242 | 11,924 | 1,609 | 866 | 7.9 | 76.2 | 10.3 | 5.5 | 14,913 | 3,563 | 9,268 | 1,054 | 1,028 | 23.9 | 62.1 | 7.1 | 6.9 | | |
| 75歳以上 | 7,305 | 262 | 5,576 | 1,200 | 267 | 3.6 | 76.3 | 16.4 | 3.7 | 8,997 | 2,077 | 5,465 | 932 | 523 | 23.1 | 60.7 | 10.4 | 5.8 | | |
| 85歳以上 | 1,927 | 32 | 1,289 | 572 | 34 | 1.6 | 66.9 | 29.7 | 1.8 | 4,026 | 852 | 2,326 | 676 | 171 | 21.2 | 57.8 | 16.8 | 4.2 | | |
| 女 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 総 数 | 57,465 | 14,246 | 31,018 | 8,272 | 3,929 | 24.8 | 54.0 | 14.4 | 6.8 | 41,010 | 11,376 | 20,388 | 5,534 | 3,712 | 27.7 | 49.7 | 13.5 | 9.1 | | |
| 15～19歳 | 2,779 | 2,767 | 10 | 0 | 1 | 99.6 | 0.4 | 0.0 | 0.0 | 1,474 | 1,469 | 5 | 0 | 0 | 99.6 | 0.4 | 0.0 | 0.0 | | |
| 20～24歳 | 3,086 | 2,870 | 200 | 1 | 15 | 93.0 | 6.5 | 0.0 | 0.5 | 1,748 | 1,598 | 137 | 0 | 12 | 91.4 | 7.9 | 0.0 | 0.7 | | |
| 25～29歳 | 3,105 | 2,042 | 1,003 | 2 | 59 | 65.8 | 32.3 | 0.1 | 1.9 | 1,962 | 1,209 | 699 | 0 | 53 | 61.6 | 35.6 | 0.0 | 2.7 | | |
| 30～34歳 | 3,283 | 1,265 | 1,885 | 4 | 129 | 38.5 | 57.4 | 0.1 | 3.9 | 2,101 | 751 | 1,243 | 1 | 106 | 35.7 | 59.2 | 0.1 | 5.0 | | |
| 35～39歳 | 3,692 | 966 | 2,502 | 9 | 216 | 26.2 | 67.7 | 0.2 | 5.8 | 2,193 | 545 | 1,494 | 3 | 151 | 24.9 | 68.1 | 0.1 | 6.9 | | |
| 40～44歳 | 4,178 | 891 | 2,945 | 21 | 321 | 21.3 | 70.5 | 0.5 | 7.7 | 2,215 | 458 | 1,559 | 6 | 192 | 20.7 | 70.4 | 0.3 | 8.7 | | |
| 45～49歳 | 4,875 | 934 | 3,410 | 49 | 482 | 19.2 | 70.0 | 1.0 | 9.9 | 2,263 | 437 | 1,579 | 11 | 235 | 19.3 | 69.8 | 0.5 | 10.4 | | |
| 50～54歳 | 4,344 | 715 | 3,048 | 86 | 495 | 16.5 | 70.2 | 2.0 | 11.4 | 2,566 | 482 | 1,763 | 24 | 296 | 18.8 | 68.7 | 0.9 | 11.5 | | |
| 55～59歳 | 3,973 | 486 | 2,873 | 153 | 461 | 12.2 | 72.3 | 3.8 | 11.6 | 2,824 | 522 | 1,912 | 47 | 342 | 18.5 | 67.7 | 1.7 | 12.1 | | |
| 60～64歳 | 3,766 | 321 | 2,781 | 265 | 397 | 8.5 | 73.9 | 7.0 | 10.6 | 2,906 | 531 | 1,931 | 86 | 358 | 18.3 | 66.4 | 3.0 | 12.3 | | |
| 65～69歳 | 4,237 | 270 | 3,043 | 518 | 405 | 6.4 | 71.8 | 12.2 | 9.6 | 2,946 | 540 | 1,891 | 153 | 363 | 18.3 | 64.2 | 5.2 | 12.3 | | |
| 70～74歳 | 4,852 | 262 | 3,199 | 975 | 416 | 5.4 | 65.9 | 20.1 | 8.6 | 3,007 | 587 | 1,799 | 262 | 359 | 19.5 | 59.8 | 8.7 | 11.9 | | |
| 75～79歳 | 3,918 | 173 | 2,171 | 1,319 | 255 | 4.4 | 55.4 | 33.7 | 6.5 | 2,850 | 592 | 1,516 | 417 | 325 | 20.8 | 53.2 | 14.6 | 11.4 | | |
| 80～84歳 | 3,172 | 124 | 1,264 | 1,636 | 149 | 3.9 | 39.8 | 51.6 | 4.7 | 2,806 | 552 | 1,262 | 683 | 309 | 19.7 | 45.0 | 24.3 | 11.0 | | |
| 85～89歳 | 2,418 | 93 | 544 | 1,699 | 82 | 3.9 | 22.5 | 70.3 | 3.4 | 2,771 | 491 | 943 | 1,052 | 285 | 17.7 | 34.0 | 38.0 | 10.3 | | |
| 90～94歳 | 1,312 | 51 | 125 | 1,099 | 36 | 3.9 | 9.6 | 83.8 | 2.7 | 2,361 | 369 | 492 | 1,295 | 205 | 15.6 | 20.8 | 54.8 | 8.7 | | |
| 95～99歳 | 407 | 14 | 13 | 371 | 9 | 3.3 | 3.2 | 91.2 | 2.3 | 1,523 | 197 | 149 | 1,077 | 100 | 13.0 | 9.8 | 70.7 | 6.5 | | |
| 100～104歳 | 65 | 2 | 1 | 61 | 1 | 2.5 | 1.7 | 94.1 | 1.7 | 438 | 41 | 15 | 364 | 18 | 9.4 | 3.3 | 83.2 | 4.1 | | |
| 105歳以上 | 6 | 0 | 0 | 5 | 0 | 2.5 | 1.7 | 94.1 | 1.7 | 56 | 3 | 0 | 51 | 1 | 5.3 | 0.7 | 92.0 | 2.0 | | |
| (再掲) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 65歳以上 | 20,386 | 989 | 10,360 | 7,683 | 1,354 | 4.9 | 50.8 | 37.7 | 6.6 | 18,758 | 3,373 | 8,066 | 5,354 | 1,965 | 18.0 | 43.0 | 28.5 | 10.5 | | |
| 75歳以上 | 11,297 | 457 | 4,118 | 6,190 | 532 | 4.0 | 36.5 | 54.8 | 4.7 | 12,805 | 2,245 | 4,376 | 4,939 | 1,244 | 17.5 | 34.2 | 38.6 | 9.7 | | |
| 85歳以上 | 4,207 | 160 | 684 | 3,235 | 128 | 3.8 | 16.3 | 76.9 | 3.0 | 7,149 | 1,101 | 1,598 | 3,839 | 610 | 15.4 | 22.4 | 53.7 | 8.5 | | |

出所：2020年は総務省「令和2年国勢調査に関する不詳補完結果（参考表）」、ただし100～104歳、105歳以上の配偶関係別人口は、100歳以上合計の配偶関係別人口により按分。2070年は筆者推計

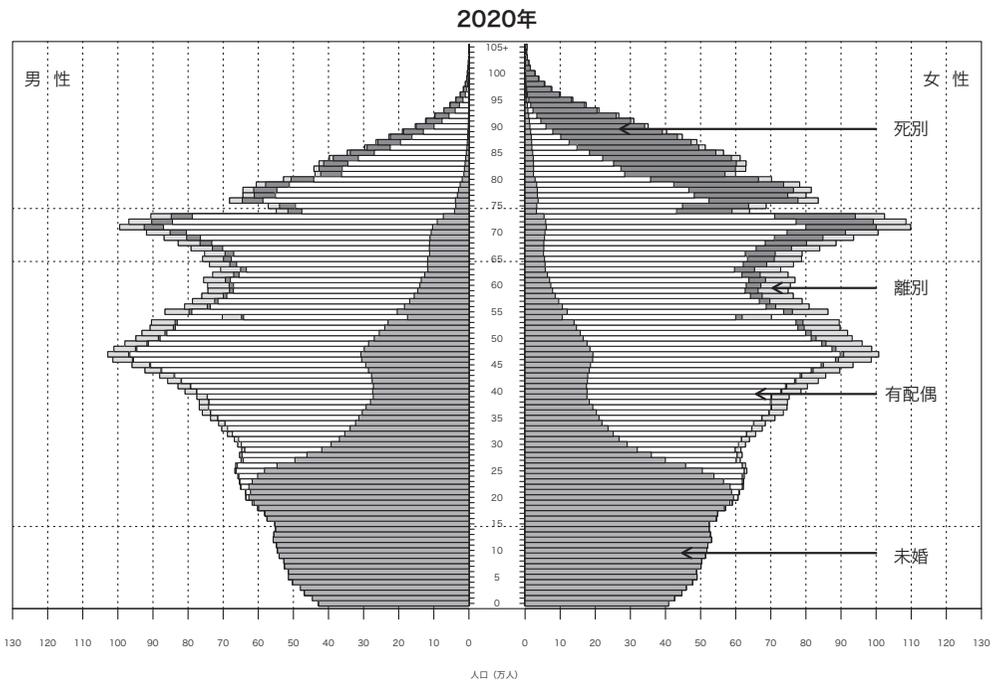


図2 配偶関係別人口ピラミッド (2020年)

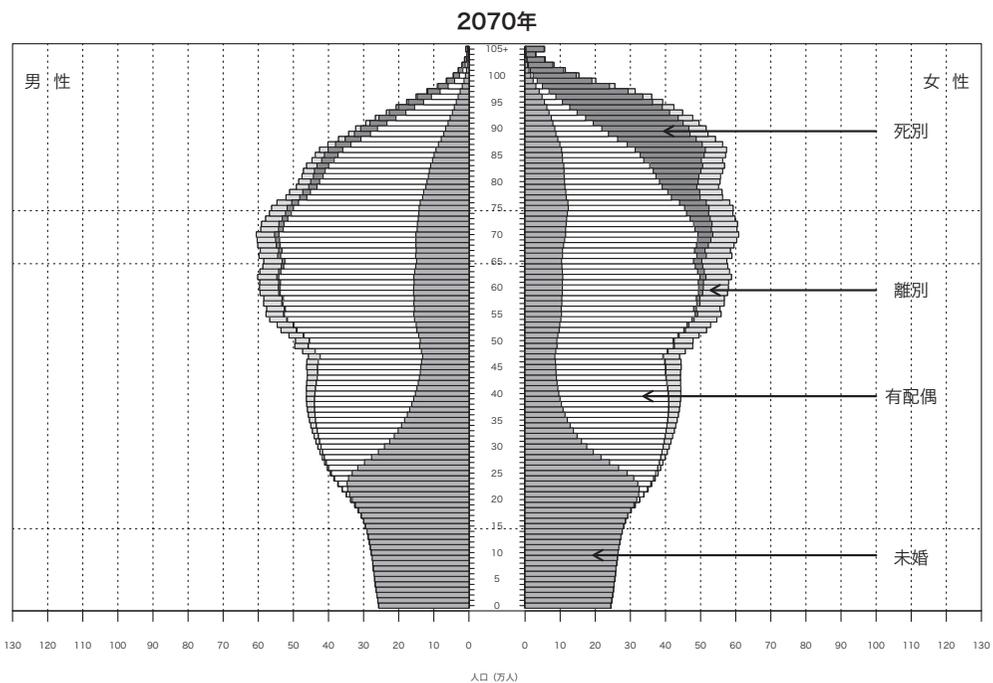


図3 配偶関係別人口ピラミッド (2070年)

離別者割合は6.5%から11.4%へと4.9%ポイント上昇しており、男女ともに離婚の増加が影響していると考えられる。

そこで、このような高齢層における配偶関係別人口の年次変化を観察するため、男女別に65歳以上配偶関係別人口を2020年から2070年の各年について示したものが、図4及び表3である。

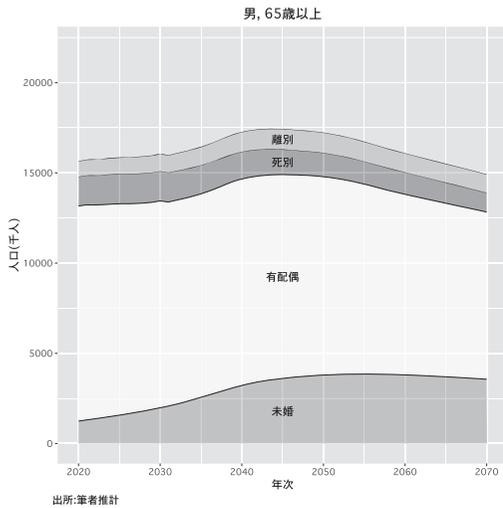


図4 a 配偶関係別人口（男，65歳以上）

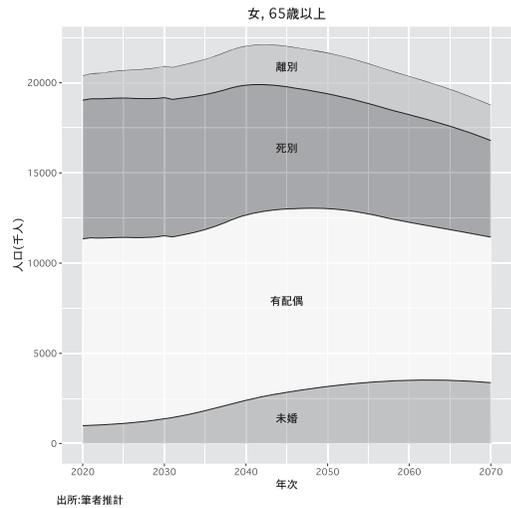


図4 b 配偶関係別人口（女，65歳以上）

図4に示されているように、65歳以上の全配偶人口は男女とも今後しばらくは増加するものの、2040年代にピークを迎え、その後は減少に転じることが予想される。これに対して、未婚者人口は急速に増加し、65歳以上の全配偶人口が減少に転じた後もしばらく増加は継続すると見込まれる。具体的には、男性の65歳以上未婚者は2020年に124万2千人であるのに対して、最も多くなる2054年には385万1千人と3.1倍に増加し、女性は2020年に98万9千人であるのに対して、最も多くなる2062年には352万2千人と3.6倍に増加すると推計される（表3）。

また、65歳以上人口における配偶関係別人口の構成割合も大きく変化すると予想される。2020年の配偶関係別割合は、男性では、未婚者が7.9%、有配偶者は76.2%、死別者は10.3%、離別者は5.5%であるのに対し、女性では、未婚者が4.9%、有配偶者は50.8%、死別者は10.3%、そして離別者は6.6%となっている。しかしながら、2020年以降、未婚者割合と離別者割合は上昇する一方で、有配偶者割合と死別者割合は低下すると予想される。特に未婚者割合の上昇は男女ともに顕著であり、2050年には、男性で22.1%（対2020年で+14.1%ポイント、以下括弧内は同じ）、女性では14.6%（+9.8%ポイント）に達すると推計される。さらに、その後も未婚者割合の上昇は継続し、2070年には男性で23.9%（+15.9%ポイント）、女性では18.0%（+13.1%ポイント）となり、男性では65歳以上の約4分の1が未婚者、女性では約2割が未婚者となることが予想される。

表3 配偶關係別人口（65歳以上）

| 年次 | 男 | | | | | | | | | | 女 | | | | | | | | | |
|------|------------|-------|--------|-------|-------|-------|------|------|-----|--------|------------|--------|-------|-------|------|-------|------|------|--|--|
| | 人口(1,000人) | | | | | 割合(%) | | | | | 人口(1,000人) | | | | | 割合(%) | | | | |
| | 総数 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 総数 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | | |
| 2020 | 15,641 | 1,242 | 11,924 | 1,609 | 866 | 7.9 | 76.2 | 10.3 | 5.5 | 20,386 | 989 | 10,360 | 7,683 | 1,354 | 4.9 | 50.8 | 37.7 | 6.6 | | |
| 2021 | 15,729 | 1,309 | 11,920 | 1,621 | 878 | 8.3 | 75.8 | 10.3 | 5.6 | 20,498 | 1,011 | 10,392 | 7,705 | 1,390 | 4.9 | 50.7 | 37.6 | 6.8 | | |
| 2022 | 15,738 | 1,369 | 11,853 | 1,631 | 885 | 8.7 | 75.3 | 10.4 | 5.6 | 20,528 | 1,029 | 10,360 | 7,718 | 1,421 | 5.0 | 50.5 | 37.6 | 6.9 | | |
| 2023 | 15,770 | 1,434 | 11,803 | 1,638 | 895 | 9.1 | 74.8 | 10.4 | 5.7 | 20,578 | 1,053 | 10,344 | 7,724 | 1,457 | 5.1 | 50.3 | 37.5 | 7.1 | | |
| 2024 | 15,821 | 1,505 | 11,767 | 1,643 | 906 | 9.5 | 74.4 | 10.4 | 5.7 | 20,642 | 1,083 | 10,336 | 7,727 | 1,496 | 5.2 | 50.1 | 37.4 | 7.2 | | |
| 2025 | 15,847 | 1,574 | 11,712 | 1,645 | 916 | 9.9 | 73.9 | 10.4 | 5.8 | 20,682 | 1,115 | 10,308 | 7,724 | 1,534 | 5.4 | 49.8 | 37.3 | 7.4 | | |
| 2026 | 15,860 | 1,644 | 11,646 | 1,645 | 924 | 10.4 | 73.4 | 10.4 | 5.8 | 20,704 | 1,152 | 10,263 | 7,717 | 1,572 | 5.6 | 49.6 | 37.3 | 7.6 | | |
| 2027 | 15,878 | 1,719 | 11,584 | 1,644 | 932 | 10.8 | 73.0 | 10.4 | 5.9 | 20,730 | 1,194 | 10,218 | 7,706 | 1,612 | 5.8 | 49.3 | 37.2 | 7.8 | | |
| 2028 | 15,912 | 1,801 | 11,529 | 1,641 | 941 | 11.3 | 72.5 | 10.3 | 5.9 | 20,771 | 1,246 | 10,180 | 7,692 | 1,653 | 6.0 | 49.0 | 37.0 | 8.0 | | |
| 2029 | 15,957 | 1,891 | 11,479 | 1,636 | 952 | 11.8 | 71.9 | 10.3 | 6.0 | 20,822 | 1,306 | 10,145 | 7,675 | 1,696 | 6.3 | 48.7 | 36.9 | 8.1 | | |
| 2030 | 16,045 | 1,994 | 11,455 | 1,631 | 965 | 12.4 | 71.4 | 10.2 | 6.0 | 20,917 | 1,378 | 10,139 | 7,656 | 1,744 | 6.6 | 48.5 | 36.6 | 8.3 | | |
| 2031 | 15,972 | 2,066 | 11,319 | 1,620 | 966 | 12.9 | 70.9 | 10.1 | 6.0 | 20,846 | 1,435 | 10,018 | 7,621 | 1,772 | 6.9 | 48.1 | 36.6 | 8.5 | | |
| 2032 | 16,080 | 2,182 | 11,308 | 1,612 | 980 | 13.6 | 70.3 | 10.0 | 6.1 | 20,955 | 1,522 | 10,020 | 7,593 | 1,819 | 7.3 | 47.8 | 36.2 | 8.7 | | |
| 2033 | 16,186 | 2,299 | 11,292 | 1,601 | 993 | 14.2 | 69.8 | 9.9 | 6.1 | 21,058 | 1,614 | 10,018 | 7,561 | 1,865 | 7.7 | 47.6 | 35.9 | 8.9 | | |
| 2034 | 16,306 | 2,424 | 11,285 | 1,589 | 1,007 | 14.9 | 69.2 | 9.7 | 6.2 | 21,174 | 1,713 | 10,026 | 7,523 | 1,911 | 8.1 | 47.4 | 35.5 | 9.0 | | |
| 2035 | 16,436 | 2,556 | 11,283 | 1,576 | 1,021 | 15.5 | 68.6 | 9.6 | 6.2 | 21,296 | 1,818 | 10,040 | 7,481 | 1,956 | 8.5 | 47.1 | 35.1 | 9.2 | | |
| 2036 | 16,590 | 2,694 | 11,298 | 1,562 | 1,037 | 16.2 | 68.1 | 9.4 | 6.2 | 21,439 | 1,931 | 10,071 | 7,435 | 2,002 | 9.0 | 47.0 | 34.7 | 9.3 | | |
| 2037 | 16,770 | 2,835 | 11,334 | 1,547 | 1,054 | 16.9 | 67.6 | 9.2 | 6.3 | 21,602 | 2,048 | 10,121 | 7,385 | 2,048 | 9.5 | 46.9 | 34.2 | 9.5 | | |
| 2038 | 16,961 | 2,977 | 11,382 | 1,531 | 1,072 | 17.6 | 67.1 | 9.0 | 6.3 | 21,778 | 2,170 | 10,186 | 7,330 | 2,093 | 10.0 | 46.8 | 33.7 | 9.6 | | |
| 2039 | 17,137 | 3,109 | 11,426 | 1,514 | 1,088 | 18.1 | 66.7 | 8.8 | 6.4 | 21,929 | 2,288 | 10,241 | 7,268 | 2,133 | 10.4 | 46.7 | 33.1 | 9.7 | | |
| 2040 | 17,259 | 3,224 | 11,440 | 1,495 | 1,101 | 18.7 | 66.3 | 8.7 | 6.4 | 22,026 | 2,396 | 10,267 | 7,199 | 2,164 | 10.9 | 46.6 | 32.7 | 9.8 | | |
| 2041 | 17,348 | 3,324 | 11,438 | 1,475 | 1,111 | 19.2 | 65.9 | 8.5 | 6.4 | 22,083 | 2,498 | 10,275 | 7,122 | 2,189 | 11.3 | 46.5 | 32.3 | 9.9 | | |
| 2042 | 17,399 | 3,410 | 11,417 | 1,454 | 1,118 | 19.6 | 65.6 | 8.4 | 6.4 | 22,101 | 2,592 | 10,263 | 7,039 | 2,207 | 11.7 | 46.4 | 31.9 | 10.0 | | |
| 2043 | 17,431 | 3,486 | 11,388 | 1,433 | 1,124 | 20.0 | 65.3 | 8.2 | 6.4 | 22,098 | 2,680 | 10,242 | 6,953 | 2,223 | 12.1 | 46.3 | 31.5 | 10.1 | | |
| 2044 | 17,438 | 3,551 | 11,348 | 1,411 | 1,128 | 20.4 | 65.1 | 8.1 | 6.5 | 22,067 | 2,761 | 10,208 | 6,864 | 2,235 | 12.5 | 46.3 | 31.1 | 10.1 | | |
| 2045 | 17,430 | 3,608 | 11,301 | 1,390 | 1,131 | 20.7 | 64.8 | 8.0 | 6.5 | 22,021 | 2,838 | 10,166 | 6,773 | 2,244 | 12.9 | 46.2 | 30.8 | 10.2 | | |
| 2046 | 17,395 | 3,654 | 11,239 | 1,370 | 1,132 | 21.0 | 64.6 | 7.9 | 6.5 | 21,947 | 2,908 | 10,108 | 6,682 | 2,249 | 13.2 | 46.1 | 30.4 | 10.2 | | |
| 2047 | 17,358 | 3,696 | 11,179 | 1,351 | 1,132 | 21.3 | 64.4 | 7.8 | 6.5 | 21,874 | 2,976 | 10,050 | 6,595 | 2,254 | 13.6 | 45.9 | 30.1 | 10.3 | | |
| 2048 | 17,324 | 3,736 | 11,123 | 1,333 | 1,132 | 21.6 | 64.2 | 7.7 | 6.5 | 21,807 | 3,042 | 9,994 | 6,513 | 2,258 | 14.0 | 45.8 | 29.9 | 10.4 | | |
| 2049 | 17,285 | 3,771 | 11,065 | 1,317 | 1,132 | 21.8 | 64.0 | 7.6 | 6.5 | 21,737 | 3,107 | 9,934 | 6,436 | 2,260 | 14.3 | 45.7 | 29.6 | 10.4 | | |
| 2050 | 17,227 | 3,800 | 10,995 | 1,302 | 1,130 | 22.1 | 63.8 | 7.6 | 6.6 | 21,651 | 3,166 | 9,860 | 6,366 | 2,259 | 14.6 | 45.5 | 29.4 | 10.4 | | |
| 2051 | 17,150 | 3,821 | 10,914 | 1,289 | 1,126 | 22.3 | 63.6 | 7.5 | 6.6 | 21,546 | 3,219 | 9,770 | 6,302 | 2,255 | 14.9 | 45.3 | 29.3 | 10.5 | | |
| 2052 | 17,065 | 3,838 | 10,829 | 1,278 | 1,121 | 22.5 | 63.5 | 7.5 | 6.6 | 21,440 | 3,269 | 9,675 | 6,247 | 2,248 | 15.2 | 45.1 | 29.1 | 10.5 | | |
| 2053 | 16,966 | 3,848 | 10,737 | 1,267 | 1,114 | 22.7 | 63.3 | 7.5 | 6.6 | 21,322 | 3,314 | 9,570 | 6,198 | 2,239 | 15.5 | 44.9 | 29.1 | 10.5 | | |
| 2054 | 16,850 | 3,851 | 10,635 | 1,258 | 1,107 | 22.9 | 63.1 | 7.5 | 6.6 | 21,192 | 3,353 | 9,456 | 6,156 | 2,227 | 15.8 | 44.6 | 29.0 | 10.5 | | |
| 2055 | 16,724 | 3,849 | 10,527 | 1,249 | 1,098 | 23.0 | 62.9 | 7.5 | 6.6 | 21,056 | 3,388 | 9,336 | 6,118 | 2,213 | 16.1 | 44.3 | 29.1 | 10.5 | | |
| 2056 | 16,587 | 3,843 | 10,415 | 1,240 | 1,089 | 23.2 | 62.8 | 7.5 | 6.6 | 20,909 | 3,418 | 9,210 | 6,085 | 2,196 | 16.3 | 44.0 | 29.1 | 10.5 | | |
| 2057 | 16,455 | 3,837 | 10,307 | 1,232 | 1,080 | 23.3 | 62.6 | 7.5 | 6.6 | 20,767 | 3,445 | 9,088 | 6,054 | 2,179 | 16.6 | 43.8 | 29.2 | 10.5 | | |
| 2058 | 16,320 | 3,826 | 10,199 | 1,223 | 1,072 | 23.4 | 62.5 | 7.5 | 6.6 | 20,619 | 3,468 | 8,967 | 6,023 | 2,161 | 16.8 | 43.5 | 29.2 | 10.5 | | |
| 2059 | 16,199 | 3,817 | 10,103 | 1,214 | 1,065 | 23.6 | 62.4 | 7.5 | 6.6 | 20,486 | 3,490 | 8,858 | 5,993 | 2,144 | 17.0 | 43.2 | 29.3 | 10.5 | | |
| 2060 | 16,082 | 3,805 | 10,013 | 1,204 | 1,059 | 23.7 | 62.3 | 7.5 | 6.6 | 20,355 | 3,508 | 8,758 | 5,962 | 2,127 | 17.2 | 43.0 | 29.3 | 10.5 | | |
| 2061 | 15,961 | 3,789 | 9,924 | 1,194 | 1,054 | 23.7 | 62.2 | 7.5 | 6.6 | 20,215 | 3,519 | 8,661 | 5,926 | 2,110 | 17.4 | 42.8 | 29.3 | 10.4 | | |
| 2062 | 15,841 | 3,770 | 9,840 | 1,183 | 1,049 | 23.8 | 62.1 | 7.5 | 6.6 | 20,075 | 3,523 | 8,572 | 5,887 | 2,093 | 17.5 | 42.7 | 29.3 | 10.4 | | |
| 2063 | 15,727 | 3,749 | 9,762 | 1,170 | 1,046 | 23.8 | 62.1 | 7.4 | 6.7 | 19,934 | 3,521 | 8,494 | 5,842 | 2,077 | 17.7 | 42.6 | 29.3 | 10.4 | | |
| 2064 | 15,608 | 3,725 | 9,684 | 1,156 | 1,043 | 23.9 | 62.0 | 7.4 | 6.7 | 19,784 | 3,513 | 8,420 | 5,791 | 2,060 | 17.8 | 42.6 | 29.3 | 10.4 | | |
| 2065 | 15,499 | 3,702 | 9,615 | 1,142 | 1,041 | 23.9 | 62.0 | 7.4 | 6.7 | 19,635 | 3,501 | 8,355 | 5,734 | 2,045 | 17.8 | 42.6 | 29.2 | 10.4 | | |
| 2066 | 15,386 | 3,677 | 9,544 | 1,126 | 1,039 | 23.9 | 62.0 | 7.3 | 6.7 | 19,475 | 3,484 | 8,292 | 5,670 | 2,029 | 17.9 | 42.6 | 29.1 | 10.4 | | |
| 2067 | 15,270 | 3,650 | 9,475 | 1,109 | 1,036 | 23.9 | 62.0 | 7.3 | 6.8 | 19,305 | 3,462 | 8,231 | 5,599 | 2,013 | 17.9 | 42.6 | 29.0 | 10.4 | | |
| 2068 | 15,150 | 3,622 | 9,403 | 1,091 | 1,034 | 23.9 | 62.1 | 7.2 | 6.8 | 19,123 | 3,434 | 8,171 | 5,522 | 1,996 | 18.0 | 42.7 | 28.9 | 10.4 | | |
| 2069 | 15,036 | 3,594 | 9,338 | 1,073 | 1,031 | 23.9 | 62.1 | 7.1 | 6.9 | 18,947 | 3,405 | 8,120 | 5,440 | 1,981 | 18.0 | 42.9 | 28.7 | 10.5 | | |
| 2070 | 14,913 | 3,563 | 9,268 | 1,054 | 1,028 | 23.9 | 62.1 | 7.1 | 6.9 | 18,758 | 3,373 | 8,066 | 5,354 | 1,965 | 18.0 | 43.0 | 28.5 | 10.5 | | |

出所：筆者推計

さらに、未婚化傾向は75歳以上人口の後期高齢者人口でより顕著になっている。図5には75歳以上の配偶関係別人口の将来推計結果が示されているが、ここから、全配偶関係人口は、男女ともに2030年頃まで増加を続け、その後一旦減少するものの、2040年前後から再び増加に転じ、男女とも2055年にピークとなった後減少すると予想される。これに対し、未婚者人口は2060年代までは男女とも一貫して急速に増加すると予想される。男性の75歳以上未婚者人口は、2020年に26万2千人であるのに対して、ピークに達すると見込まれる2060年には220万人と8.4倍に増加すると推計される。女性の75歳以上未婚者人口の増加は男性ほど急速ではないものの、2020年に45万7千人であった未婚者人口は、最も多くなると推計される2064年には227万3千人と5.0倍にまで増加すると見込まれる（表4）。

また、75歳以上人口の配偶関係別構成割合の変化についても、65歳以上人口の配偶関係別割合の場合と同様に、未婚者割合と離別者割合は上昇する一方で、有配偶者割合と死別者割合は低下すると予想され、特に女性で未婚者割合の上昇と死別者割合の減少は顕著なものとなっている。例えば、女性の死別者割合は、65歳以上人口では2020年に37.7%であったものが、2070年には28.5%と9.1%ポイントの低下であるのに対し、75歳以上人口では54.8%から38.6%と16.2%ポイントもの低下となっている。また、未婚者割合の上昇もさらに著しく、2020年での未婚者割合は、男性で3.6%、女性で未婚4.0%と男女とも5%未満に過ぎないのに対し、2050年に男性では19.5%（+15.9%ポイント）、女性では12.4%（+8.3%ポイント）、2070年には男性で23.1%（+19.5%ポイント）、女性で17.5%（+13.5%ポイント）と大幅な上昇となっていることが見てとれる。

このような高齢層における未婚者割合の急速な上昇は、従来の高齢者像に対する再考を促す。今日の日本では、一般に、高齢者には子どもや孫がいることが当然のことと考えられる傾向が強い。このような考え方が支配的であるのは、現在の高齢者は皆婚世代、すなわち、ほぼ全ての者が結婚を経験した世代であり、かつその中の多くが子どもを持ったこ

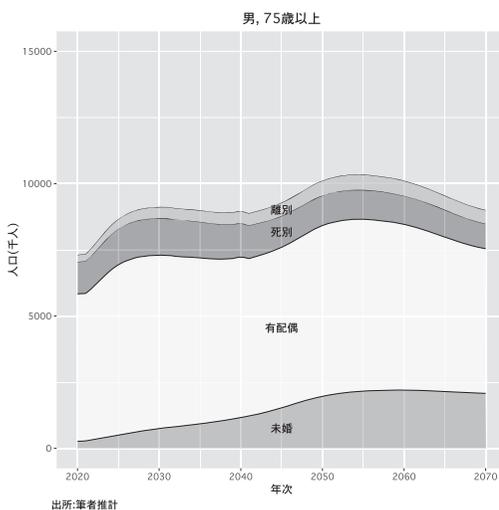


図5 a 配偶関係別人口（男，75歳以上）

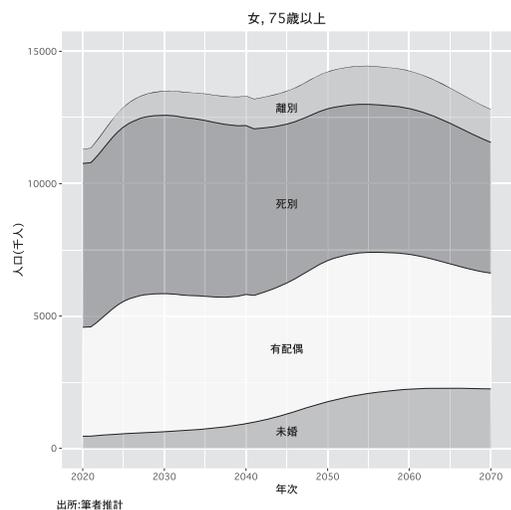


図5 b 配偶関係別人口（女，75歳以上）

表 4 配偶關係別人口（75歲以上）

| 年次 | 男 | | | | | | | | | | 女 | | | | | | | | | |
|------|--------------|-------|-------|-------|-----|---------|------|------|-----|--------|--------------|-------|-------|-------|------|---------|------|------|--|--|
| | 人 口 (1,000人) | | | | | 割 合 (%) | | | | | 人 口 (1,000人) | | | | | 割 合 (%) | | | | |
| | 總數 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 總數 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | 未婚 | 有配偶 | 死別 | 離別 | | |
| 2020 | 7,305 | 262 | 5,576 | 1,200 | 267 | 3.6 | 76.3 | 16.4 | 3.7 | 11,297 | 457 | 4,118 | 6,190 | 532 | 4.0 | 36.5 | 54.8 | 4.7 | | |
| 2021 | 7,338 | 281 | 5,571 | 1,213 | 273 | 3.8 | 75.9 | 16.5 | 3.7 | 11,345 | 460 | 4,130 | 6,206 | 549 | 4.1 | 36.4 | 54.7 | 4.8 | | |
| 2022 | 7,668 | 326 | 5,795 | 1,249 | 298 | 4.3 | 75.6 | 16.3 | 3.9 | 11,725 | 481 | 4,345 | 6,304 | 595 | 4.1 | 37.1 | 53.8 | 5.1 | | |
| 2023 | 8,032 | 382 | 6,039 | 1,285 | 326 | 4.8 | 75.2 | 16.0 | 4.1 | 12,152 | 506 | 4,588 | 6,409 | 649 | 4.2 | 37.8 | 52.7 | 5.3 | | |
| 2024 | 8,393 | 445 | 6,275 | 1,319 | 354 | 5.3 | 74.8 | 15.7 | 4.2 | 12,578 | 531 | 4,828 | 6,513 | 705 | 4.2 | 38.4 | 51.8 | 5.6 | | |
| 2025 | 8,653 | 504 | 6,427 | 1,345 | 376 | 5.8 | 74.3 | 15.5 | 4.4 | 12,894 | 552 | 4,995 | 6,593 | 755 | 4.3 | 38.7 | 51.1 | 5.9 | | |
| 2026 | 8,842 | 561 | 6,525 | 1,364 | 393 | 6.3 | 73.8 | 15.4 | 4.4 | 13,126 | 570 | 5,109 | 6,651 | 796 | 4.3 | 38.9 | 50.7 | 6.1 | | |
| 2027 | 8,975 | 613 | 6,579 | 1,377 | 406 | 6.8 | 73.3 | 15.3 | 4.5 | 13,295 | 586 | 5,183 | 6,694 | 833 | 4.4 | 39.0 | 50.3 | 6.3 | | |
| 2028 | 9,057 | 661 | 6,596 | 1,385 | 415 | 7.3 | 72.8 | 15.3 | 4.6 | 13,407 | 601 | 5,220 | 6,722 | 863 | 4.5 | 38.9 | 50.1 | 6.4 | | |
| 2029 | 9,090 | 703 | 6,577 | 1,389 | 422 | 7.7 | 72.4 | 15.3 | 4.6 | 13,458 | 615 | 5,221 | 6,735 | 888 | 4.6 | 38.8 | 50.0 | 6.6 | | |
| 2030 | 9,115 | 745 | 6,553 | 1,390 | 427 | 8.2 | 71.9 | 15.2 | 4.7 | 13,498 | 630 | 5,214 | 6,742 | 912 | 4.7 | 38.6 | 49.9 | 6.8 | | |
| 2031 | 9,111 | 783 | 6,510 | 1,387 | 430 | 8.6 | 71.5 | 15.2 | 4.7 | 13,506 | 646 | 5,189 | 6,739 | 932 | 4.8 | 38.4 | 49.9 | 6.9 | | |
| 2032 | 9,069 | 816 | 6,441 | 1,380 | 431 | 9.0 | 71.0 | 15.2 | 4.8 | 13,470 | 661 | 5,138 | 6,722 | 949 | 4.9 | 38.1 | 49.9 | 7.0 | | |
| 2033 | 9,038 | 851 | 6,380 | 1,372 | 434 | 9.4 | 70.6 | 15.2 | 4.8 | 13,446 | 681 | 5,095 | 6,702 | 968 | 5.1 | 37.9 | 49.8 | 7.2 | | |
| 2034 | 9,020 | 890 | 6,330 | 1,363 | 437 | 9.9 | 70.2 | 15.1 | 4.8 | 13,431 | 705 | 5,060 | 6,678 | 989 | 5.2 | 37.7 | 49.7 | 7.4 | | |
| 2035 | 8,986 | 928 | 6,268 | 1,351 | 440 | 10.3 | 69.7 | 15.0 | 4.9 | 13,397 | 730 | 5,014 | 6,645 | 1,008 | 5.5 | 37.4 | 49.6 | 7.5 | | |
| 2036 | 8,946 | 967 | 6,202 | 1,336 | 442 | 10.8 | 69.3 | 14.9 | 4.9 | 13,350 | 759 | 4,962 | 6,602 | 1,026 | 5.7 | 37.2 | 49.5 | 7.7 | | |
| 2037 | 8,917 | 1,008 | 6,144 | 1,320 | 444 | 11.3 | 68.9 | 14.8 | 5.0 | 13,310 | 793 | 4,918 | 6,554 | 1,046 | 6.0 | 36.9 | 49.2 | 7.9 | | |
| 2038 | 8,906 | 1,055 | 6,099 | 1,304 | 448 | 11.9 | 68.5 | 14.6 | 5.0 | 13,288 | 834 | 4,887 | 6,500 | 1,067 | 6.3 | 36.8 | 48.9 | 8.0 | | |
| 2039 | 8,911 | 1,109 | 6,063 | 1,286 | 453 | 12.4 | 68.0 | 14.4 | 5.1 | 13,279 | 882 | 4,866 | 6,441 | 1,090 | 6.6 | 36.6 | 48.5 | 8.2 | | |
| 2040 | 8,960 | 1,173 | 6,056 | 1,269 | 462 | 13.1 | 67.6 | 14.2 | 5.2 | 13,315 | 940 | 4,874 | 6,382 | 1,118 | 7.1 | 36.6 | 47.9 | 8.4 | | |
| 2041 | 8,876 | 1,213 | 5,958 | 1,245 | 461 | 13.7 | 67.1 | 14.0 | 5.2 | 13,199 | 984 | 4,795 | 6,292 | 1,128 | 7.5 | 36.3 | 47.7 | 8.5 | | |
| 2042 | 8,959 | 1,287 | 5,974 | 1,227 | 471 | 14.4 | 66.7 | 13.7 | 5.3 | 13,259 | 1,056 | 4,825 | 6,222 | 1,157 | 8.0 | 36.4 | 46.9 | 8.7 | | |
| 2043 | 9,046 | 1,363 | 5,993 | 1,209 | 481 | 15.1 | 66.3 | 13.4 | 5.3 | 13,320 | 1,130 | 4,856 | 6,149 | 1,185 | 8.5 | 36.5 | 46.2 | 8.9 | | |
| 2044 | 9,153 | 1,445 | 6,024 | 1,192 | 492 | 15.8 | 65.8 | 13.0 | 5.4 | 13,401 | 1,211 | 4,899 | 6,076 | 1,215 | 9.0 | 36.6 | 45.3 | 9.1 | | |
| 2045 | 9,276 | 1,531 | 6,065 | 1,176 | 504 | 16.5 | 65.4 | 12.7 | 5.4 | 13,495 | 1,297 | 4,949 | 6,003 | 1,246 | 9.6 | 36.7 | 44.5 | 9.2 | | |
| 2046 | 9,426 | 1,623 | 6,125 | 1,161 | 516 | 17.2 | 65.0 | 12.3 | 5.5 | 13,619 | 1,389 | 5,016 | 5,936 | 1,278 | 10.2 | 36.8 | 43.6 | 9.4 | | |
| 2047 | 9,603 | 1,717 | 6,206 | 1,150 | 530 | 17.9 | 64.6 | 12.0 | 5.5 | 13,770 | 1,484 | 5,098 | 5,876 | 1,312 | 10.8 | 37.0 | 42.7 | 9.5 | | |
| 2048 | 9,794 | 1,811 | 6,298 | 1,141 | 544 | 18.5 | 64.3 | 11.6 | 5.6 | 13,945 | 1,583 | 5,190 | 5,826 | 1,346 | 11.4 | 37.2 | 41.8 | 9.7 | | |
| 2049 | 9,973 | 1,896 | 6,387 | 1,133 | 557 | 19.0 | 64.0 | 11.4 | 5.6 | 14,106 | 1,678 | 5,271 | 5,780 | 1,377 | 11.9 | 37.4 | 41.0 | 9.8 | | |
| 2050 | 10,107 | 1,967 | 6,447 | 1,126 | 567 | 19.5 | 63.8 | 11.1 | 5.6 | 14,225 | 1,763 | 5,325 | 5,737 | 1,400 | 12.4 | 37.4 | 40.3 | 9.8 | | |
| 2051 | 10,209 | 2,026 | 6,490 | 1,119 | 574 | 19.8 | 63.6 | 11.0 | 5.6 | 14,315 | 1,840 | 5,360 | 5,698 | 1,418 | 12.9 | 37.4 | 39.8 | 9.9 | | |
| 2052 | 10,276 | 2,072 | 6,512 | 1,114 | 578 | 20.2 | 63.4 | 10.8 | 5.6 | 14,375 | 1,909 | 5,373 | 5,664 | 1,430 | 13.3 | 37.4 | 39.4 | 9.9 | | |
| 2053 | 10,322 | 2,110 | 6,522 | 1,109 | 581 | 20.4 | 63.2 | 10.7 | 5.6 | 14,420 | 1,971 | 5,374 | 5,636 | 1,439 | 13.7 | 37.3 | 39.1 | 10.0 | | |
| 2054 | 10,342 | 2,139 | 6,516 | 1,104 | 583 | 20.7 | 63.0 | 10.7 | 5.6 | 14,442 | 2,025 | 5,360 | 5,612 | 1,445 | 14.0 | 37.1 | 38.9 | 10.0 | | |
| 2055 | 10,342 | 2,161 | 6,498 | 1,100 | 583 | 20.9 | 62.8 | 10.6 | 5.6 | 14,448 | 2,073 | 5,335 | 5,593 | 1,447 | 14.3 | 36.9 | 38.7 | 10.0 | | |
| 2056 | 10,312 | 2,175 | 6,460 | 1,096 | 581 | 21.1 | 62.7 | 10.6 | 5.6 | 14,426 | 2,113 | 5,293 | 5,574 | 1,445 | 14.6 | 36.7 | 38.6 | 10.0 | | |
| 2057 | 10,273 | 2,185 | 6,418 | 1,091 | 579 | 21.3 | 62.5 | 10.6 | 5.6 | 14,399 | 2,149 | 5,249 | 5,559 | 1,442 | 14.9 | 36.5 | 38.6 | 10.0 | | |
| 2058 | 10,232 | 2,194 | 6,375 | 1,086 | 577 | 21.4 | 62.3 | 10.6 | 5.6 | 14,369 | 2,182 | 5,205 | 5,545 | 1,437 | 15.2 | 36.2 | 38.6 | 10.0 | | |
| 2059 | 10,180 | 2,199 | 6,326 | 1,081 | 574 | 21.6 | 62.1 | 10.6 | 5.6 | 14,328 | 2,212 | 5,157 | 5,529 | 1,431 | 15.4 | 36.0 | 38.6 | 10.0 | | |
| 2060 | 10,107 | 2,200 | 6,263 | 1,074 | 571 | 21.8 | 62.0 | 10.6 | 5.6 | 14,261 | 2,235 | 5,096 | 5,509 | 1,421 | 15.7 | 35.7 | 38.6 | 10.0 | | |
| 2061 | 10,014 | 2,196 | 6,187 | 1,066 | 566 | 21.9 | 61.8 | 10.6 | 5.6 | 14,165 | 2,251 | 5,024 | 5,483 | 1,407 | 15.9 | 35.5 | 38.7 | 9.9 | | |
| 2062 | 9,913 | 2,189 | 6,108 | 1,056 | 560 | 22.1 | 61.6 | 10.7 | 5.7 | 14,057 | 2,264 | 4,949 | 5,452 | 1,392 | 16.1 | 35.2 | 38.8 | 9.9 | | |
| 2063 | 9,800 | 2,178 | 6,022 | 1,045 | 555 | 22.2 | 61.5 | 10.7 | 5.7 | 13,928 | 2,271 | 4,870 | 5,413 | 1,374 | 16.3 | 35.0 | 38.9 | 9.9 | | |
| 2064 | 9,673 | 2,164 | 5,930 | 1,031 | 548 | 22.4 | 61.3 | 10.7 | 5.7 | 13,780 | 2,273 | 4,786 | 5,366 | 1,355 | 16.5 | 34.7 | 38.9 | 9.8 | | |
| 2065 | 9,543 | 2,148 | 5,836 | 1,017 | 542 | 22.5 | 61.2 | 10.7 | 5.7 | 13,620 | 2,272 | 4,702 | 5,311 | 1,335 | 16.7 | 34.5 | 39.0 | 9.8 | | |
| 2066 | 9,409 | 2,131 | 5,741 | 1,001 | 536 | 22.6 | 61.0 | 10.6 | 5.7 | 13,446 | 2,267 | 4,617 | 5,248 | 1,314 | 16.9 | 34.3 | 39.0 | 9.8 | | |
| 2067 | 9,287 | 2,116 | 5,656 | 985 | 531 | 22.8 | 60.9 | 10.6 | 5.7 | 13,276 | 2,262 | 4,542 | 5,178 | 1,294 | 17.0 | 34.2 | 39.0 | 9.7 | | |
| 2068 | 9,171 | 2,100 | 5,577 | 967 | 526 | 22.9 | 60.8 | 10.5 | 5.7 | 13,104 | 2,255 | 4,472 | 5,102 | 1,275 | 17.2 | 34.1 | 38.9 | 9.7 | | |
| 2069 | 9,077 | 2,088 | 5,516 | 950 | 524 | 23.0 | 60.8 | 10.5 | 5.8 | 12,950 | 2,251 | 4,419 | 5,022 | 1,258 | 17.4 | 34.1 | 38.8 | 9.7 | | |
| 2070 | 8,997 | 2,077 | 5,465 | 932 | 523 | 23.1 | 60.7 | 10.4 | 5.8 | 12,805 | 2,245 | 4,376 | 4,939 | 1,244 | 17.5 | 34.2 | 38.6 | 9.7 | | |

出所：筆者推計

とによる。しかし、将来推計が示す高齢層における未婚者割合の急上昇は、今後、子どものいない高齢者が急速に増加するであろうことを意味している。これは、先述したように、日本では婚外子割合が低く、有配偶者による出生の確率が高い一方で、未婚者の多くは子どもを持たないことによるものである。

当然ながら、今日の日本社会にも単身で生活する高齢者は存在するが、彼らはひとり暮らしであっても離死別者（以前に結婚を経験した者）が多く、たとえ同居はしていなくても、子や孫による家族からのサポートを受けることができる場合が多いと考えられる。しかし、今後急激な増加が見込まれる高齢層の未婚者は子どもを持たない確率が高いことから、子や孫からのサポートが期待できない可能性が高い。平成30年の全国世帯推計（国立社会保障・人口問題研究所 2018）の結果を用いて行われた鈴木他（2018）の分析によると、このような高齢層の未婚者割合の上昇は、支援や介護が必要になっても家族からのサポートが期待できない人々への対応において大きな困難をもたらすであろうことが指摘されており、このような問題が起こる可能性が高いことは本研究の推計結果からも確認できる。

家族からのサポートのない高齢者への対策は既に始められており、近年、このような対策は拡充されている。例えば、2024年6月に施行された「孤独・孤立対策推進法」に基づいて、内閣府に設置された孤独・孤立対策推進本部によって「孤独・孤立対策に関する施策の推進を図るための重点計画」が策定され、そこでは、今後、単身世帯や単身高齢世帯の増加が見込まれるなかで、単身者の孤独・孤立問題が深刻化することが懸念されるとの認識が示されている。また、近年、家族によるサポートのない高齢者の医療施設への入院や介護施設等への入所の際の手続支援、日用品の買物などの日常生活の支援、そして葬儀や死後の財産処分などの死後事務等について、家族・親族に代わって支援することを目的として、高齢者等終身サポート事業を行う事業者が増加してきていることを踏まえて、「高齢者等終身サポート事業者ガイドライン」の策定が行われている。

しかしながら、これらの支援は日本社会で受け入れられてきた既存の高齢者像に基づいた対策に留まっていると考えざるを得ない。上記の重点計画には、「今後我が国では、単身世帯や単身高齢世帯の増加が見込まれる中で、孤独・孤立の問題の深刻化が懸念される」との記述があるが、本研究の将来推計結果が示すように、今後、特に女性の単身高齢者については、家族からのサポートが見込める死別者が減少する一方で、家族によるサポートのない未婚の高齢者が急速に増加するという、高齢者の介護と扶養における質と量の両面での大きな変化が予想され、それは単身高齢世帯の単なる増加とは大きく異なる。また、配偶関係別人口を将来推計した「令和6年全国世帯推計」には2050年までの推計値しか示されていないが、本研究が示すように、2050年以降も家族のサポートを持たない高齢層における未婚者割合の上昇はとどまる見込みはなく、2070年までを視野に入れた長期的な高齢者像は、現在の高齢者像とは大きく異なるものとなる可能性が高い。

高齢者に関する社会の諸制度を考える時、私たちは無意識のうちに現在の高齢者像に基づいて議論し、それを基に対策を考えがちである。しかしながら、本研究が示すように、

未婚で子どもや孫を持たず、したがって家族のサポートをもたない高齢者が今後急増することが予想される。今後急増するであろう高齢者の支援や介護のニーズに対して、日本社会はどのように対応することができるのか、またどのように対応すべきなのかについて、長期的な高齢者像の変化を念頭に置いた議論と施策が求められる。

V. おわりに

本研究では、結婚の多相生命表による将来推計に基づいて、「令和5年全国人口推計」と「令和6年全国世帯推計」の両方に整合的になるように、2021年から2070年までの各年について各歳別の配偶関係別人口の将来推計を行った。

本研究の推計結果によると、今後見込まれる15歳以上人口の減少の程度と速度は配偶関係によって異なり、2070年の全配偶関係人口は2020年の71.1%に減少するなかで、未婚化の進行と離婚の増加によって、未婚者人口は77.1%、離別者人口は92.7%の減少にとどまるのに対して、有配偶人口は66.5%、死別者人口では66.1%の減少と減少幅は相対的に大きくなることが示された。これを受けて、配偶関係別構成割合は2020年から2070年にかけて、未婚者割合は29.5%から32.0%に、そして離別者割合は5.8%から7.6%に上昇すると予想される一方で、有配偶者割合は55.6%から52.0%に、そして死別者割合は9.1%から8.4%に低下すると見込まれることが示された。

さらに、高齢層における未婚者人口の今後の増加はより急速であり、全配偶関係人口に占める未婚者割合も上昇していくことが明らかとなった。男性の65歳以上未婚者人口は2020年に124万2千人であったのに対して、最も多くなる2054年には385万1千人と3.1倍になると予想され、女性の65歳以上未婚者人口は2020年には98万9千人であったものが、最も多くなる2062年には352万2千人と3.6倍に増加すると見込まれる。また、65歳以上人口における未婚者割合は、2020年には男性では7.9%、女性では4.9%であるのに対し、2070年には男性では23.9% (+15.9%ポイント)、女性では18.0% (+13.1%ポイント)となることが予想され、これは男性では65歳以上人口の約4分の1、女性では約2割が未婚者となるであろうことを意味する。

75歳以上人口における未婚者人口と未婚者割合の増加はさらにいっそう顕著であり、男性の未婚者人口は2020年には26万2千人であるが、ピーク時の2060年には220万人と8.4倍に増加することが予想され、女性の未婚者人口は2020年には45万7千人であるものが、最も多くなる2064年には227万3千人と5.0倍まで増加すると見込まれる。また、未婚者割合は、2020年には男性で3.6%、女性では4.0%と、男女ともに5%未満に過ぎないのに対して、2070年には男性で23.1% (+19.5%ポイント)、女性では17.5% (+13.5%ポイント)と大幅に上昇することが予想される。

このような高齢層における未婚者割合の上昇は、従来の高齢者像に対する再考を迫るものである。将来、急速な増加が見込まれる未婚で子どもや孫を持たず、家族のサポートが期待できない高齢者たちが必要とする支援や介護に対して、日本社会は今後どのように対

応していくのか、高齢者像の長期的な変化を念頭に置いた議論と施策が求められる。現在、未婚化は若者の問題として捉えられる傾向が強いが、本研究により示されたように、今後、未婚化は高齢者の問題となり、その重要度は増していくと思われる。

高齢者人口の未婚化以外にも、進行する高齢化と結婚行動の変化がもたらす喫緊の社会的課題は数多い。本稿では、高齢人口における未婚者割合の今後の急速な上昇が、子どもを持たず、家族によるサポートが期待できない高齢者の増加につながることを定量的に示し、それに対する迅速な対応の必要性を指摘した。しかし、既婚者であっても子どものいない場合には、未婚者の場合と同様に、子どもや孫からのサポートは期待できない。2021年に実施された「出生動向基本調査」から得られる結婚持続期間が15～19年の夫婦の出生子ども数分布によると、近年、子どものいない夫婦の割合が増加する傾向がみられる（国立社会保障・人口問題研究所 2023a）。このことは、今後、既婚者であっても、子どもを持たず、したがって家族のサポートが期待できない高齢者の数と割合が増加するであろうことを示唆している。本稿で示した配偶関係別将来人口推計に加えて、未婚以外の配偶関係にある人口の出生子ども数の分布を将来推計することができれば、家族からのサポートが得られない可能性の高い高齢者人口の動向をよりの確に把握することが可能となろう。このような将来推計は、今後の研究課題である。

（謝辞）

本研究は、JSPS 科研費 JP21H00777・23K20645（「長期的視点からみたライフコース変化の多面的実証研究」、研究代表者：津谷典子）の助成を受けたものである。本研究で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれており、死亡票・婚姻票・離婚票の独自集計を含むため、分析結果が公表数値とは一致しない場合がある。また、本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH20AA2007（「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）、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH23AA2005（「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」、研究代表者：小池司朗）による助成を受けた。

また、津谷典子教授（慶應義塾大学）から、本稿のドラフトに対して多数の貴重なコメントを頂いたことに心より感謝を申し上げる。当然のことながら、残された誤謬については筆者らの責に帰すものである。

参考文献

- 石井太（2020）「公的将来人口推計の推計手法とその考え方」、『三田学会雑誌』、第112巻、第4号、pp.15-33。
——（2024）「結婚の多相生命表：基礎的概念と手法」、『人口問題研究』、第80巻、第3号、pp.301-325。
国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）（2018（平成30）年推計）』、人口問題研究資料第339号。

- (2023a) 『現代日本の結婚と出産-第16回出生動向基本調査(独身者調査ならびに夫婦調査)報告書-』, 調査研究報告資料第40号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- (2023b) 『日本の将来推計人口(令和5年推計)』, 人口問題研究資料第347号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- (2024) 「日本の世帯数の将来推計(全国推計)(令和6(2024)年推計)」.
- 鈴木透・小池司朗・菅桂太・小山泰代・鎌田健司・大泉嶺・西岡八郎・山内昌和(2018)「全国世帯数の将来推計」, 『厚生指標』, 第65巻, 第15号, pp.36-41.

Population Projections Using Marital Status Multistate Life Tables

ISHII Futoshi, BEPPU Motomi, YODA Shohei,
IWASAWA Miho and HORIGUCHI Yu

Marital status is one of the most basic characteristics of a population, and it is an indispensable factor for projecting populations by marital status. This study seeks to project populations by single age and marital status for each year from 2021 to 2070 in Japan, based on the projected marital status multistate life tables, making them consistent with the country's official population projections in 2023 and the official household projections in 2024, both conducted by the National Institute of Population and Social Security Research.

According to this projection of Japan's population by marital status, the proportion of never-married persons in old age is estimated to increase rapidly. In 2070, the proportion never married in a population aged 65 and over is projected to reach 23.9% for males and 18.0% for females, and the corresponding proportions are projected to reach 23.1% for males and 17.5% for females among those aged 75 and over. These rapid increases of the proportion never married in old age suggest rapid increases in the future of the elderly without support and care from a spouse and offspring. Future policies for elderly support and care need to be assessed carefully based on long-term projections of changes in basic features of the elderly population. While declining marriages are usually considered as challenges associated with young men and women, increasing non-marriage among the elderly will also pose serious challenges to the society.

Keywords: multistate life tables, marital status, population projections, increasing non-marriage

特 集 II

第16回出生動向基本調査（その2）

子ども期の家族の不安定性

一回顧式調査による子世代の家族履歴データの構築とその応用—

斉藤知洋・余田翔平・岩澤美帆

本稿の目的は、婚姻歴や妊娠・出生歴等を聴取した回顧式調査をもとに、調査対象者の子どもの家族履歴データを構築し、子どもから見た家族の不安定性（両親の離死別および再婚の累積経験率）を推計することである。分析に使用した「出生動向基本調査」（第14～16回）から得られる子どもケースの代表性を評価したところ、各調査実施年から遡っておよそ15年以内に出生した子ども（1995～2021年生まれ）については、人口動態統計の結果と比較しても標本特性に大きな歪み（セレクション・バイアス）は無いことが確認された。そして構築した子世代データを用いた推計からは、2005年以降に出生した子どもはそれ以前の出生コーホートに比べて初婚の母親の履歴に基づいて観察される両親の離死別経験率が低下していること等が明らかとなった。最後に、子どもがライフコース上で経験する家族生活の変化とその量的規模を推計するうえで、回顧式調査から家族履歴データを構築する方法論が有効な分析ツールであることを指摘した。

キーワード：子ども、家族履歴データ、家族の不安定性、回顧式調査

I. 問題の所在：子どもから見た人口・家族変動の諸相

北欧・西欧先進諸国を皮切りに、グローバル規模で生じた1960年代以降の結婚・配偶関係構造の変化とそのトレンドを把握することは、人口研究の関心事の一つである。第二の人口転換論（Leathetage 1995）が指摘する中核的な人口変動である未婚化・晩婚化・離婚率の上昇・婚外同棲および婚外出生の増大は、法的婚姻関係によって結ばれた夫婦の縮小と流動化を引き起こし、社会成員にとって一次的な福祉追求の集団である家族の形態やその形成時期・プロセスをより一層複雑なものにしている（Furstenberg 2014）。

一連の人口・家族変動を世代（generation）の視点から捉えると、それらの諸変化は子ども期の家族生活の多様化（脱標準化）に帰結する。晩産・少産化、婚外出生の増加、そして親世代のパートナー関係の多様化と不安定化により、子どもが所属する家族やその親族関係は複雑性を増し、子どもたちの中でそれらの様相が幾分異なるものにならざるを

得ない (Thomson et al. 2014). 1960年代に急激な人口・家族変動を経験した米国では、出生児の半数近くが青年期までに両親の離婚や再婚を経験しており (Bumpass and Sweet 1989), 子どもが生育する定位家族が生物学的両親による初婚継続家族によって代表されるとはもはや言い難い。

日本においても、高度経済成長期に普及した「家族の戦後体制」(落合 1994)の下で家族・世帯形成パターンの標準化(核家族化・専業主婦化・二人っ子革命など)が進んだが、その後、家族集団の安定性は徐々に失われてきた。日本社会が経済の低成長期に突入した1970年代半ばには有配偶離婚率が上昇に転じ、2000年代には結婚20年後に離婚に至るカップルが約三分の一の水準に達するとの推計結果が報告された (Raymo et al. 2004)。また、年次別婚姻件数に占める再婚(夫妻の少なくとも一方が再婚)の割合が、2005年以降には四分の一を上回るようになり(厚生労働省「人口動態統計」)、婚姻行動の変化と連動する形で、ひとり親世帯やステップファミリーの量的増加が観察されている(稲葉 2011)。

離婚や再婚、同棲関係の形成・解消は、家族(世帯)が保有する社会経済的資源の増減や親族関係の解消・再編成をもたらし、それらの諸経験が累積した帰結として、子どもの身体的・社会情緒的発達やメンタルヘルス、さらには教育達成や自身の家族形成行動に対して持続的な負の影響を及ぼす (Fomby and Cherlin 2007, Cavanagh and Fomby 2019, 稲葉 2011)。こうした重要性から、子どもが誕生から青年期にかけて経験する家族の不安定性 (family instability) の程度やその時代・コーホート変化を推計する家族人口学的研究が北米・西欧諸国を中心に行われてきた (Bumpass and Sweet 1989, Andersson 2002, Brown et al. 2016, Andersson et al. 2017)。

一方、日本では親世代に相当する成人の離婚率および再婚率のトレンドやその集団差に関する研究蓄積があるものの (Raymo et al. 2004, 林・余田 2014, 余田 2014, 斉藤 2023), 子どもが経験する家族・世帯の経時的変化を記述した研究はほぼ皆無である。その代わりとして、子世代の人口学的変化を把握する際には、主として静態統計(国勢調査・国民生活基礎調査など)が参照されることが多かった(例:三世代同居世帯・ひとり親世帯の割合)。しかしながら、これらの静態統計が提示するのは、世帯・家族類型の分布・構成に関する「スナップショット」の情報であり、その変化は各調査時点の集約情報を繋ぎ合わせた家族(世帯)の構成変化を示しているに過ぎない。

本稿では、女性の婚姻や妊娠・出生等の履歴に関する豊富な回答情報を含む国内の回顧式調査(「出生動向基本調査」)を用いて、子どもから見た家族の不安定性の程度を母親の諸履歴に基づいて推計することを試みる。以下では、子どもの家族移行経験率の推計に関する国内外の研究動向と方法論的課題を整理したうえで(Ⅱ節)、子世代の家族履歴データ (family history data, 以下、子世代データ)の構築方法について説明する(Ⅲ節)。そして、構築したデータセットに含まれる子どもケースが標本の代表性 (representativeness) を満たしているかを確認した上で、両親の離死別および再婚の累積経験率を推計する(Ⅳ節)。最後に、回顧式調査から作成される子世代データが持つ利点や人口・家族研究への応用可能性について言及する(Ⅴ節)。

II. 先行研究と研究課題

1. 子ども期の家族の不安定性とその推計

個人が子ども期に経験する家族生活の変化とその量的把握は、1990年代以降、結婚・配偶関係に関する多相生命表 (multistate life table) を応用した人口学的分析をもとになされ、家族の不安定性の程度が評価されてきた (Bumpass and Sweet 1989, Andersson 2002, Andersson et al. 2017). 「家族の不安定性 (family instability)」は、Wu and Martinson (1993) が提唱した概念であり、子どもが所属する家族・世帯の動態的变化である家族移行 (family transition) に力点を置く (Cavanagh and Fomby 2019). より具体的には、家族の不安定性は観察期間内における、ある家族状態から別の状況への移行の諸側面——①回数 (number of times), ②継続期間 (duration), ③方向 (direction) ——に着目し、その移行事象が短期的・頻繁に生じているほど家族の不安定性が増していると思なされる (Brown et al. 2016, Cavanagh and Fomby 2019).

実証研究において家族移行を指標化する際には、①両親の婚姻・パートナー関係の変化 (離婚・死別・再婚・交際相手の有無), ②世帯員 (祖父母・兄弟姉妹などを含む) の転入／転出, ③居住地移動などの家族履歴情報が用いられてきた (Wu and Martinson 1993, Brown et al. 2016, Perkins 2017, Raley et al. 2019). なかでも、両親の婚姻履歴に基づく家族移行経験率の推計は、もっとも研究蓄積が厚い領域である (Brown et al. 2016, Andersson et al. 2017). たとえば、米国を分析対象とした Brown et al. (2016) の推計によれば、法的婚姻関係にある両親 (intact family) から生まれた子どものうち、12歳までに両親の婚姻関係が継続している子どもの割合は54% (1995年) から44% (2000年代後半) にまで低下している。一方、総出生数に占めるシェアが高まりを見せている婚外出生の子どものについては、未婚シングルマザーの同棲世帯の形成やその関係解消を頻繁に経験しやすくなっていることも報告されている (Brown et al. 2016: 1177-80). さらに、一連の家族移行経験率は、黒人や母親の教育水準が低い子どもたちの間で相対的に高く (Brown et al. 2016, Raley et al. 2019), 人種・社会経済的階層による家族生活の二極化も指摘されている (McLanahan 2004, Fomby and Cherlin 2007, Furstenberg 2014).

2010年代には、祖父母との同別居や死亡、弟妹の誕生やきょうだいの離家をはじめとする世帯構成員の移動を含めた家族移行経験率の推計も行われるようになってきている (Perkins 2017, Raley et al. 2019). それらの諸履歴を加味した推計では、米国の子どもが18歳までに経験する家族移行回数は平均6.8回に上り、その三分の二近くが両親以外の親族・非親族の世帯転入・転出 (死亡を含む) によって生じていることや、拡大家族世帯 (三世代同居を含む) に所属する子どもほど家族の不安定性を経験しやすいことが報告されている (Raley et al. 2019). 方法論上の新たな動きとしては、個々の家族移行ではなく、ライフコースにおける各移行事象の発生パターンやその軌跡を潜在クラス分析 (latent class analysis) や系列分析 (sequence analysis) を適用して類型化する試みな

どが挙げられる (Johnston et al. 2020).

先に述べたように、日本では同様の推計を試みた研究はほぼ皆無であり、その背景には調査対象者の婚姻歴や妊娠・出生歴等に関する回答情報を豊富に含む確率標本調査が近年まで稀少であったことが考えられる。数少ない先行研究として、稲葉 (2013) はパネルデータである「21世紀出生児縦断調査 (平成13年出生児)」(厚生労働省) を用いて、母子世帯 (父非同居世帯から単身世帯のケースを除外した世帯) の発生率を試算し、2001年に出生した子どものうち6.2%が小学3年生 (9歳) の時点で母子世帯に所属していることを明らかにしている。また岩澤 (2017) も同調査データを使い、調査対象児が誕生した時点で婚内子か婚外子であったかを区別して、父親の不在/別居、およびそれまでの不在/別居経験割合を記述している。その集計によると、子どもが5歳半時点での父の不在/別居経験割合 (単身赴任を含む) は、総数では7.3% (調査時点では5.6%)、婚内子では6.6% (同5.0% (そのうち単身赴任が半数程度))、婚外子では80.2% (同63.1%) であった。

2. データの種類と推計上の方法論的課題

子どもの家族移行経験率を推計する方法のひとつは、調査対象者を親世代とみなし、その婚姻歴と妊娠・出生歴等の回答情報をもとに、子どもの家族履歴データ (子世代データ) を作成することである。その元となる社会調査データは、調査対象者から他の家族成員 (子ども) の詳細情報を収集した「ダイアド集積型」データ (保田 2011) の一種と位置付けることができる。そして、データの収集方法の観点から整理すると、国外の先行研究において利用されてきた調査データは、①パネル (縦断的) データ (longitudinal data) と②横断的データ (cross-sectional data) の二種類に分けられる。以下では、子世代データの構築にあたり、各種データの特徴と推計上の問題点について検討する。

(1) パネルデータの場合

同一対象の個体 (個人・世帯) に対して継続的に回答情報を収集するパネル調査では、調査対象者 (親世代) の婚姻状況や出産経験、他の世帯員、居住地等について定期的に聴取していく。子世代データを構築する際には、各時点 (wave) の回答情報から作成される家族の経時的情報を子どもの属性情報と突合することになる。それにより、子どもが誕生して以降に経験したライフコース上のイベント (両親の離婚・再婚、祖父母の死亡、弟妹の誕生、転居等) をライフ・ヒストリーの形で捕捉することが可能となる。国外の先行研究で用いられてきた代表的なデータとして、米国の PSID (Panel Study of Income Dynamics) や NSFG (National Survey of Family Growth) などの学術調査に加えて、各国の統計局が運営・管理する行政記録情報 (レジスター) が挙げられる。

パネルデータによる推計は数多く試みられてきたが、その推計上の問題点もいくつか指摘されてきた (Boertien 2020)。第一に、パネルデータを収集するために要する時間的・経済的コストの大きさである。これはパネル調査一般に共通する問題であるが、子どもの誕生から青年期にかけての家族履歴データを作成するためには、少なくとも10年以上の歳

月と調査プロジェクトの運営・継続が必要となる。そして第二に、調査観察期間中における対象者の脱落（panel attrition）の発生が挙げられる。この脱落は、主に調査継続の協力拒否や対象者の死亡、そして世帯の転出による追跡不能によって生じ、その発生確率は家族に関わるライフイベントと密接な関連がある（Andersson et al. 2017）。とくに結婚・出産や離婚による世帯形成や分離は地理的移動を伴うことが多く、それらに起因する脱落は家族移行経験率の過小推計に繋がる可能性が高い（Boertien 2020）。

日本のパネルデータについても、これらのライフイベント前後の対象者の脱落の大きさは決して無視できるものではなく、その発生確率が推計に影響を及ぼすことが繰り返し報告されている（坂本 2006, 坂口 2013, 稲葉 2013）。たとえば、先述の稲葉（2013）の分析によれば、調査開始9年後も調査協力している対象者（第10回調査）は当初の8割程度であり、各調査年次における調査非協力率は妻の年齢や教育水準、世帯所得が低い層、そして母子世帯で相対的に高いことから、対象者の脱落を補正する統計モデルを用いて、母子世帯の発生確率を推計する必要性を指摘している¹⁾。

(2) 横断的データ（回顧式調査）の場合

一方で、横断的データに基づく推計を試みた研究も蓄積されつつある（Andersson 2002, Andersson et al. 2017）。横断的調査では、一度限りの実査で回答者の婚姻・出産歴について回顧的に聴取する形式を採るため、パネルデータが抱える上記二つの問題（多大な調査コストと対象者の脱落）は一切生じない。また、親世代にあたる調査対象者の年齢層を広く設定した調査の場合には、子どもの出生コーホートに基づく比較分析も容易である。

無論、この横断的データについても推計上の問題点が少なからず存在する。まず指摘すべきは、回顧バイアスや誤記入に起因する測定誤差（measurement error）の問題である。これらの測定上の問題は高齢者の他にも、複数回にわたる離婚や再婚を経験した者、異なるパートナーとの間に子どもがいる者（multiple partner fertility）など、より複雑なライフコースを辿ってきた回答者ほど生じやすい（Boertien 2020）。また回答負担も考慮し、調査票に盛り込むことができる質問項目は、初婚年やその離死別年、子どもの年齢など、回答者がある程度正確に回顧しやすいものに限定せざるを得ない²⁾。

1) 具体的には、対象者の脱落に対する推計値の補正方法として、逆確率重みづけ法（Inverse Probability Weighting: IPW）（坂本 2006）やヘックマンの二段階推計（Heckman's Two-Step estimation）（稲葉 2013）などが行われている。また国外では、多重代入法（multiple imputation）によるデータ欠測の補完を行ったうえで、家族移行確率の推計を試みた研究も存在する（Johnston 2020）。

2) 回答者の婚姻歴や子どもの出生年をとともに尋ねている日本国内の学術調査（2000年代以降）は、本稿で使用する「出生動向基本調査」の他に、「日本版総合的社会調査（Japanese General Social Survey: JGSS）」（2000, 2001, 2002, 2012年調査）や「第7回社会階層と社会移動全国調査（Social Stratification and Social Mobility Survey: 2015年SSM調査）」（2015年実施）、「第4回全国家族調査（National Family Research of Japan: NFRJ18）」（2019年実施）などがある。しかし、JGSS（上記4ヶ年）を除く社会調査では、回答者の婚姻歴は現在の結婚および初婚、初婚配偶者との離死別の発生年のみを聴取している。

(3) 親世代を対象としたデータから子世代の家族履歴データを構築する上での留意点

先述の「21世紀出生児縦断調査」のように、当初から出生児を対象とした調査によって子どもの家族移行経験の有無を捉えるデータと異なり、親世代を標本抽出の対象とした横断的データを用いて、その子どもを集計単位とした分析を行うにあたっては、子どもの標本が母集団を代表するようデータ構築の工夫が必要となる。なぜなら、親世代から「回顧的／後ろ向き (retrospective)」に収集された子どもの情報は、調査時点から遡ってより古い出生年次の子どものケースについては、その親である調査対象者はデータ上、若年出生を経験した層に偏るからである (余田 2018)。

たとえば、調査対象者の年齢層を15～69歳に設定した確率標本調査を2020年に実施するとしよう。その場合、調査実施年 (2020年) に出生した子ども (0歳) の情報は、全ての調査対象者 (15～69歳) から聴取することができる。しかしながら、それ以前に出生した子ども (調査時点で1歳、2歳…、X歳) については、聴取可能な調査対象者の年齢上限 (69-X歳) が徐々に低下することになる。2000年生まれの子ども (X=20) までは、同年齢上限が再生産年齢人口 (15～49歳) を網羅するが、1999年以前に生まれた子どもの情報については、再生産年齢人口の一部についてデータ欠測が生じていく。結果として、この調査設計下では、1980年生まれの子ども (X=40) の情報については、29歳までにその子どもを出産した調査対象者からしか得られない。

(4) 横断的調査を用いる妥当性

このように、パネルデータと横断的データには子世代データを構築するにあたり、回答情報の網羅性と調査コスト、そして推計値のバイアスをめぐり、それぞれに一長一短が存在する。ただし、パネル調査の脱落 (attrition) に関する問題に対しては、横断的調査の回顧式情報の優越性が以下のように指摘されている。Boertien (2020) は、パネルデータであると同時に、婚姻・出産歴を回顧的にも聴取した British Household Panel Study (1991～92年) を用いることで、各種データが持つバイアスの程度を評価した。その分析結果によると、家族履歴情報を「前向き (prospective)」に収集したパネルデータに基づく集計では、先述した対象者の経時的脱落により世帯／ユニオンの安定性を過大に評価した推計値が得られることを示し、回顧式調査による測定の方が推計値のバイアスが小さいと結論づけている。

また、親世代を抽出対象とした横断的調査から得られる子ども情報の代表性については、後に示すように悉皆調査である「人口動態調査」(厚生労働省) に基づく人口動態統計の分布が再現できる範囲に分析対象を限定することで、代表性を担保することが可能である。以上の観点から、親世代を抽出対象とした横断的調査における回顧式情報から子世代データを構築し、子どもから見た家族移行経験率の推計結果を評価することには十分に妥当性があると考える。

3. 研究課題

以上の先行研究の動向を踏まえ、本稿では日本国内の回顧式調査データを用いて、二つの研究課題に取り組む。第一に、調査対象者である親世代の婚姻歴および妊娠・出生歴に関する回答情報から、対象者の子どもを集計単位とした家族履歴データ（子世代データ）を構築する。そして、方法論的課題として指摘されている子世代データの代表性に関しては、対象母集団に対する標本集団との乖離（非網羅性）を表すカバレッジ誤差（coverage error）の程度をもとに評価する。

第二に、子世代データを用いて、子どもの誕生から調査時点にかけての家族移行経験率の推計を試みる。本稿では、日本における家族の不安定化を表す主要な人口動態事象として、①両親の離死別（初婚継続→離別または死別）と②母親の再婚（2回目の結婚）に着目する。また、これらの家族移行経験率に社会集団・属性間の差異が観察されるかを検討するために、①子どもの出生年（コホート）、②母親の最終学歴、③母親の第1子婚前妊娠経験の有無別の推計も行う³⁾。

Ⅲ. 子世代の家族履歴データの構築

1. 使用データと分析対象

使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が実施した「出生動向基本調査」のうち、第14回（2010年）・第15回（2015年）・第16回（2021年）の調査票情報である。

出生動向基本調査は、基幹統計である「国民生活基礎調査」（厚生労働省）の後続調査の一つであり、日本社会における若者や子育て世代の結婚や出産をめぐる行動や意識の実態、それらの時代的变化を捉えることを目的とした特定一般統計調査である。最新の第16回調査（2021（令和3）年6月実施）では、「令和3年国民生活基礎調査」の調査地区（1,106地区、平成27年国勢調査地区から無作為抽出）から選ばれた1,000地区内の全ての世帯に居住する妻が55歳未満の夫婦（回答者は妻）および18歳以上55歳未満の独身者（男女）を調査対象とした（第14・15回調査では調査対象の年齢上限はともに50歳未満⁴⁾）。調査票は夫婦票と独身者票の二種類から成り、それぞれの有効回収数（有効回収率%）は、第14回調査では7,847（86.7%）、10,581（74.3%）、第15回調査では6,598（87.8%）、8,752（76.5%）、そして第16回調査では6,834（72.7%）、7,826（55.9%）であった。

本調査では、基本的な社会経済的属性の他に、回答者の妊娠・出生歴や現在の配偶者との結婚年月や初婚・再婚の別、そして離死別経験者に対しては初婚配偶者との結婚年月と離死別年月といった家族履歴情報を詳細に尋ねている。それゆえ、本調査は調査対象者の

3) 他にも、婚外同棲経験の有無は子どもの家族生活の不安定化を促進する重要な要因である（Brown et al. 2016）。しかしながら、使用データの制約上、初婚配偶者との婚前同棲経験の有無やその期間を厳密に識別することができないため、分析から除外した。

4) 第16回調査の分析対象について、その年齢上限を第14・15回調査に合わせて50歳未満に限定することも考えられるが、以下の分析ではその限定の有無によらず、推計結果に大きな差異は見られなかった。

子どもが誕生から調査時点に至るまでに経験する家族の諸変化を捉えた家族履歴データを作成できる貴重なデータと言える⁵⁾。

分析対象は、出生経験がある女性回答者（夫婦調査の妻と独身者調査の未婚・離別・死別女性）(n=19,948)に限定する。独身者票の対象には男性も含まれるが、子どもは親の離婚や再婚が発生した場合には、その多くが母親との共同生活を継続すること（Andersson 2002, Brown et al. 2016）や、夫婦票には夫の前婚に関する情報や出生歴がないことを踏まえ、女性の履歴に基づいて子世代データを作成することとした⁶⁾。なお本調査では、回答者である女性が過去に自身が生んだ子どもについて尋ねていることから、女性回答者が集計対象となる子どもの生物学的親であると想定できる。

そして、先述の第一の研究課題を検討するにあたり、厚生労働省が実施する「人口動態調査」（出生票に基づく「人口動態統計」）の公表結果を併せて使用する⁷⁾。人口動態統計は、日本国内で発生した主要人口動態事象（出生・死亡・婚姻・離婚・死産）の実態を明らかにすることを目的とした基幹統計であり、戸籍法及び死産の届出に関する規程により届け出られた各事象の全数を対象としている。そのうち、本稿では出生票から集計される母親の出生時平均年齢を参照基準として使用し、出生動向基本調査から構築した子世代データの代表性（カバレッジ誤差）を評価する⁸⁾。

2. 子世代の家族履歴データの構築手順

つぎに、出生動向基本調査から子世代の家族履歴データを作成する方法について、主要な三つの作業工程に分けて説明する。

(1) 子どもの出生年月（月齢）に関する諸変数の作成

第一の工程は、子どもの出生年月（月齢）に関する調査項目の精査である。表1が示すとおり、本調査から得られる女性の婚姻歴および子どもの月齢に関する情報は、調査票の種類や調査時点の結婚の種類（初婚・再婚の別）によって異なる。そのため、分析対象者を①初婚有配偶女性（n=17,188）⁹⁾、②再婚有配偶女性（n=1,090）、③無配偶女性（n=1,670）に区分し、データセットの整理を個別に行うことにした。

5) 調査票の設計上、死産と出生児を含む出産歴を作成することも可能だが、本稿では出生児に限定した出生歴をもとに子世代データを構築した。

6) また、出生動向基本調査では、有配偶男性は標本抽出の対象とならず、あくまで調査対象者である有配偶女性の回答を通じてしか情報を収集することができない。

7) 具体的には、「政府統計の総合窓口（e-Stat）」で公表されている年次別確定数の情報を利用した（<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00450011&tstat=000001028897>, 2024年5月4日最終確認）。

8) 人口動態統計の公表値の対象となるのは日本国籍児の出生であり、日本人女性による出生に加えて、日本人男性と外国人女性との間に生じた出生も含まれる。出生動向基本調査では、国籍によって調査対象者を限定していないものの、調査票は日本語のみであることから、調査対象者が外国籍で日本語での回答が難しいケースでは実質的に調査不能となる可能性が高い。

9) ここでの初婚有配偶女性とは、現在の結婚が妻である女性にとって初婚であることを意味しており、夫の初婚・再婚の別は問わない。

表1 調査票種別・回答者属性別にみた婚姻・出生歴情報

| 調査票 | 集計対象 (回答者) | | |
|------------------|----------------|----------------|---------------|
| | 初婚有配偶女性 夫婦票 | 再婚有配偶女性 夫婦票 | 無配偶女性 独身者票 |
| 婚姻歴 | | | |
| 現在の結婚開始年月 (経過年月) | ○ | ○ | — |
| 初婚開始年月 | — | ○ | ○ |
| 初婚配偶者との離死別年月 | — | ○ | ○ |
| 初婚配偶者：離別・死別の別 | — | ○ | ○ |
| 結婚経験回数* | ○ | ○ | ○ |
| 出生歴 | | | |
| 現在の夫婦の子ども出生年月 | 最大5人 | 最大5人 | — |
| 現在の結婚以前の子ども出生年月 | 最大3人 | 最大3人 | — |
| これまでに生んだ子ども出生年月 | — | — | 最大3人 |

注：第14回調査では、結婚経験回数*は調査対象外。

子世代データを構築するにあたって使用する（回答者の）子どもの情報は、次のとおりである（表1）。まず①初婚有配偶女性と②再婚有配偶女性については、夫婦票の中で現在（調査時点）の夫婦の間に生まれた子ども（最大5人分）と現在の結婚以前の子ども（最大3人分）について尋ねている。そして、③無配偶女性に対しては、これまでに生んだ子ども（最大3人分）の情報が聴取されている。これらの回答情報（出生年月）と出生順位をもとに、各子どもの月齢を表す変数を作成した。なお、回答者の現在の結婚の開始年月や初婚・離死別年月、最終学歴などの基本属性を表す諸変数¹⁰⁾についても、この作業工程で併せて作成した。

ここで検討すべきは、回答者が生んだ子どもの総数が本調査で聴取している子ども出生年月の最大人数を超過しているケースがどの程度存在するかである。たとえば、現在の夫婦の子どもについては、最大5人分の情報を知り得るが、第6子以降の子どもがいる場合にはその属性情報は欠測となる。そこで、回答者属性別に子どもの総数を計上し、調査票設計に起因する子ども情報の欠測の程度を確認した。その結果、初婚有配偶女性および再婚有配偶女性のうち、現在の夫婦の子ども数が6人以上であると回答したケースは両者合わせて16ケース（0.1%未満）であり、現在の結婚以前の子ども数が4人以上と回答した者も11ケース（0.1%未満）であった。同様に、無配偶女性のうち、これまでに生んだ子ども数が4人以上の者は66ケース（4.0%）であった。したがって、多子世帯における子ども情報の欠測は最小限に留まり、IV節の推計結果に及ぼす影響は総じて小さいと推測される。

10) 本稿の分析では使用しないが、他にも女性回答者（母親）について、本人の現職および初職（最後に学校を卒業した直後）の就業状況、昨年の年収、現在の祖父母との同別居（③無配偶女性は自身の親のみ）、居住地（人口集中地区（DID）か否か）を表す変数を作成した。さらに、①初婚有配偶女性および②再婚有配偶女性については、配偶者（父親）の学歴および昨年の年収（現在の結婚相手）、夫婦の結婚直後の就業状況、現在の結婚で生まれた子ども（上位3名）について、妊娠判明時・1歳になるまでの母親の就業状況、3歳になるまでの実母・義母との同別居、実母・義母からの子育ての手助け、そして3歳になるまでの夫の家事・育児頻度（第16回調査のみ）を表す変数を作成した。

(2) 集計単位を子どもとしたデータセット構造への変換

第二の工程は、データセットの集計単位を親世代にあたる調査対象者（母親）からその子どもに変換する作業である。図1は、本作業で得られるデータセットの基本構造（架空例）を示したものである。図1のパネル（a）が示すように、元のデータセットでは各調査対象者（个体番号（親）ID）の回答情報は1行のレコードに格納されており、第一の工程で作成した各子の月齢を表す諸変数（m_AgeC1-m_AgeC8）が列ごとに保存されている。これらの変数の末尾にある数値（1～8）は、各子の出生順位を表す。

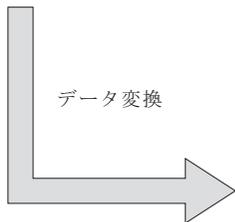
そこで、調査対象者の个体番号（ID）をキー変数として、回答者の子ども1人分の回答情報が1行のレコードとなるようにデータセット構造を変換した。別の言い方をすれば、この変換作業は、親世代にあたる回答者（母親）をレベル2、その子どもをレベル1としたマルチレベルデータの作成に相当する（保田 2011）。

(a) 元の調査票情報（集計単位：回答者（親世代））

| 个体番号 (親) | 初婚年月 | 子ども 総数 | 月齢 (第1子) | 月齢 (第2子) | 月齢 (第3子) | ... | 月齢 (第8子) |
|-------------|-------------|-----------|-------------|-------------|-------------|-----|-------------|
| ID | fmarriageYM | NumCHD | m_AgeC1 | m_AgeC2 | m_AgeC3 | ... | m_AgeC8 |
| 1 | 199501 | 1 | 120 | . | . | ... | . |
| 2 | 200006 | 2 | 80 | 24 | . | ... | . |
| 3 | 200512 | 3 | 60 | 36 | 12 | ... | . |
| : | : | : | : | : | : | ... | : |

(b) 子世代データ（集計単位：子ども）

データ変換



| 个体番号 (親) | 个体番号 (子) | 初婚年月 | 子ども 総数 | 子ども 月齢 |
|-------------|-------------|-------------|-----------|-----------|
| ID | CHDID | fmarriageYM | NumCHD | m_AgeC |
| 1 | 1 | 199501 | 1 | 120 |
| 2 | 1 | 200006 | 2 | 80 |
| 2 | 2 | 200006 | 2 | 24 |
| 3 | 1 | 200512 | 3 | 60 |
| 3 | 2 | 200512 | 3 | 36 |
| 3 | 3 | 200512 | 3 | 12 |
| : | : | : | : | : |

図1 調査票情報および子世代データの基本構造（架空例）

上記の作業によって、構築された子世代データの基本構造は、図1のパネル（b）となる。元のデータ構造（パネル（a））と比較すると、子どもの个体番号（出生順位）を表す変数（CHDID）が新たに追加され、子どもの月齢情報は共通の変数（m_AgeC）に格納されている。この架空例に基づけば、2人目の女性回答者（ID=2）からは、子ども2人（NumCHD=2）の月齢に関して有効回答が得られており、子世代データでは上から2行目と3行目のレコード（ID=2, CHDID=1, 2）がその子ども2人分の回答情報を指している。ここから分かるように、調査対象者の个体番号（ID）が同一のケースについては、それらの子どもは同一の母親から出生した兄弟姉妹となる。なお、夫婦や世帯の社会人口学的属性を表す諸変数（子の母に関する年齢、子ども数、最終学歴、現在の結婚年

月、初婚年月、離死別年月など)は、回答者の個体番号(ID)を共通する子どもケース間では同一の値が付与される。

(3) 子どもの誕生を基点とした母親の初婚持続・離死別持続期間を表す変数の作成

最後の工程では、子世代の家族移行経験に関連する変数を作成する。具体的には、二つの家族移行——①初婚継続→両親の離死別(1回目の離死別)、②両親の離死別→母親の再婚(2回目の結婚)——の有無とそのタイミングを表す指標として、各種イベント発生の有無と初婚および離死別持続期間(単位:月)を表す変数を作成した。初婚持続期間は、子どもの出生年月を基点として調査年月または両親の離死別年月をもとに作成した。同様に、離死別持続期間は両親の離死別年月を基点とし、調査年月または再婚年月をもとに算出した。

ただし、本調査では初婚年月およびその離死別年月と現在の結婚年月を中心に回答者の婚姻歴を尋ねており(表1)、その情報は網羅的ではない。そのため、子どもケースの中には、母親の婚姻歴と子どもの出生年月の情報に論理的不整合が存在した。その内訳を確認すると、複数回にわたり結婚経験がある再婚有配偶女性(再婚2回以上)と離死別無配偶女性(結婚2回以上)が代表的なケースとして検出され¹¹⁾、上記二つの家族移行以外の時期に出生した子どもケースで論理的不整合が観察された。これらの初婚・離死別持続期間に異常値が発見されたケースは、集計対象から除外したが、子どもケース全体に占める割合は0.9%に過ぎない。

以上の作業より構築された子世代データは、1978年から2021年にかけて出生した子ども36,869ケース(母親(調査対象者)18,879ケース、平均子ども数1.95人)となった。

IV. 集計結果

1. 子世代データの代表性:カバレッジ誤差の評価

つづいて、先述の手順で作成した子世代データについて、標本の代表性を「人口動態統計」の公表値との比較から評価しよう。ここでの検討課題は、親世代である調査対象者から構築した子ども情報をもとに、通常は無作為抽出によって得られるデータと同様に、記述分析や統計的検定による分析結果の一般化を行っても差し支えないのかを確認することである。

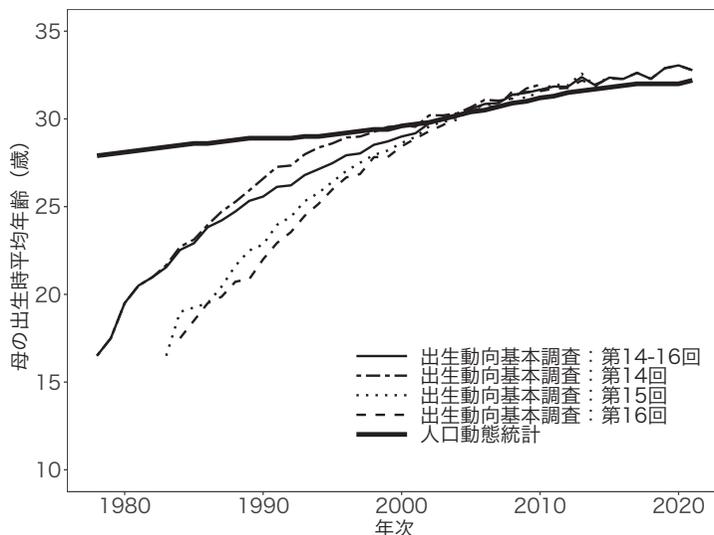
図2は、子どもの出生年次(人口動態統計の調査年次)別に母の出生時平均年齢を算出したものを、「出生動向基本調査」の各調査回および「人口動態統計」とで比較したものである。「人口動態統計」の公表値に着目すると、初婚タイミングの遅れ(晩婚化)を反映して、母の出生時平均年齢は過去40年間にわたり上昇し、27.9歳(1978年)から32.2歳

11) 参考として、第15・16回調査をもとに再婚有配偶女性および無配偶女性の子どものうち、母親が複数回にわたり結婚経験がある(上記条件に該当する)者の割合を試算したところ、それぞれ13.5%、11.1%であった。

(2021年)へと変化している(第1子出生時平均年齢は26.2歳→30.9歳)。こうした晩産化の傾向は、出生動向基本調査から作成した子世代データでも確認できるが、同データから算出した母の出生時平均年齢は、子の出生年次が古いほど人口動態統計の公表値との乖離が大きくなっている。詳しく見ると、2005年生まれの子ども之母の出生時平均年齢は30.5歳(出生動向：第14～16回)と30.4歳(人口動態統計)であり、二つの調査間で乖離は極めて小さいが、1990年生まれの子どもでは同平均年齢の乖離は3.3歳まで拡大している。これらの結果は、調査実施年を基点としてより古い年次に出生した子どもケースほど、その母親である調査対象者は若年出産を経験した層に偏っていることを示している。

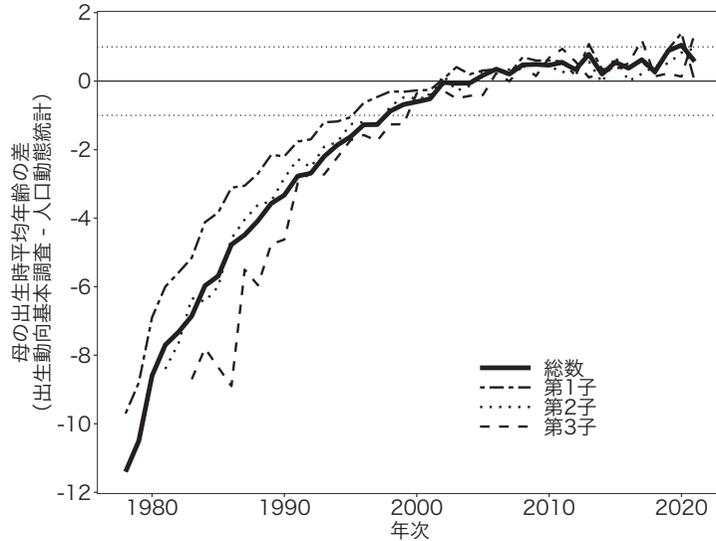
調査回別に見ると、調査対象者の年齢上限が50歳未満である第14回(2010年)と第15回調査(2015年)では、子どもの出生年がそれぞれ1994年、2000年までは人口動態統計との乖離が±1.0歳の範囲内に収まっている。また、調査対象が55歳未満まで引き上げられた第16回調査(2021年)では、2001年までは両データ間の乖離は上記の範囲内にある。図3は、出生動向基本調査(第14～16回)と人口動態統計から得られる母の出生時平均年齢の差分を子どもの出生年次・出生順位別に示したものである。その結果、1995～2021年生まれの第1子ケースについては、人口動態統計との乖離は±1.0歳の範囲内に収まっている。その一方、第3子については、1999年以前に出生したケースについて両調査の数値の乖離が相対的に大きくなっている。

このように、親世代のデータから構築された子世代データには、分析対象に含める子どものケース数と標本の代表性との間にトレード・オフの関係が成り立っている。図2と図



出典：「令和4年人口動態統計」(厚生労働省)上巻 出生 第4.19表「出生順位別にみた年次別母平均年齢」をもとに筆者作成

図2 子ども出生年次(人口動態統計：調査年次)別にみた母の出生時平均年齢



出典：「令和4年人口動態統計」（厚生労働省）上巻 出生 第4.19表「出生順位別にみた年次別母平均年齢」をもとに筆者作成

図3 子ども出生年次・出生順位別にみた母の出生時平均年齢（人口動態統計との差）

3の集計結果を踏まえると、分析にあたっては第14・15回調査では調査実施年から過去15年間、第16回調査では過去20年間に出生した子どもケース（それぞれ1995～2010年、2000～2015年、2000～2021年生まれ、 $n=24,871$ ）に限定することが代表性を担保するうえで妥当であると言える¹²⁾。

2. 子世代データを用いた家族移行経験率の推計

最後に、子世代データのうち分析対象を、初婚の母親から生まれた子ども（1995-2019年生まれ）に限定したうえで、二つの家族移行経験率（①初婚継続→両親の離死別、②両親の離死別→母親の再婚）を Kaplan-Meier 法から算出される生存確率をもとに推計する（家族移行経験率=1-生存確率）。リスク観察期間はいずれも144ヶ月（12年）とし、リスク開始は①で各子出生時点、②で両親の離死別発生時点となる。分析対象（リスクセット）となる子どもは、①両親の離死別イベントで22,476ケース、②母親の再婚イベントで1,228ケースである（イベント発生数はそれぞれ1,233/267）¹³⁾。以下では、子の出生コーホート（5年刻みまたは二区分）、母親の最終学歴（高校以下／

12) これらの諸条件で集計対象を限定すると、子どもの出生年次・調査回・出生順位によらず、母の出生時平均年齢と人口動態統計の公表値の乖離は±1.0歳の範囲内におおむね収まった。

13) 構築した子世代データの中には、「未婚の母」（婚姻状況が未婚であり、かつこれまでに生んだ子どもが1人以上いると回答とした者）から生まれた子どもが含まれる（1%未満）。ここでは、母親の婚姻状況の移行経験率に着目することから、分析から除外した。なお、使用する全ての共変量について有効回答が得られたケースに集計対象を限定している。

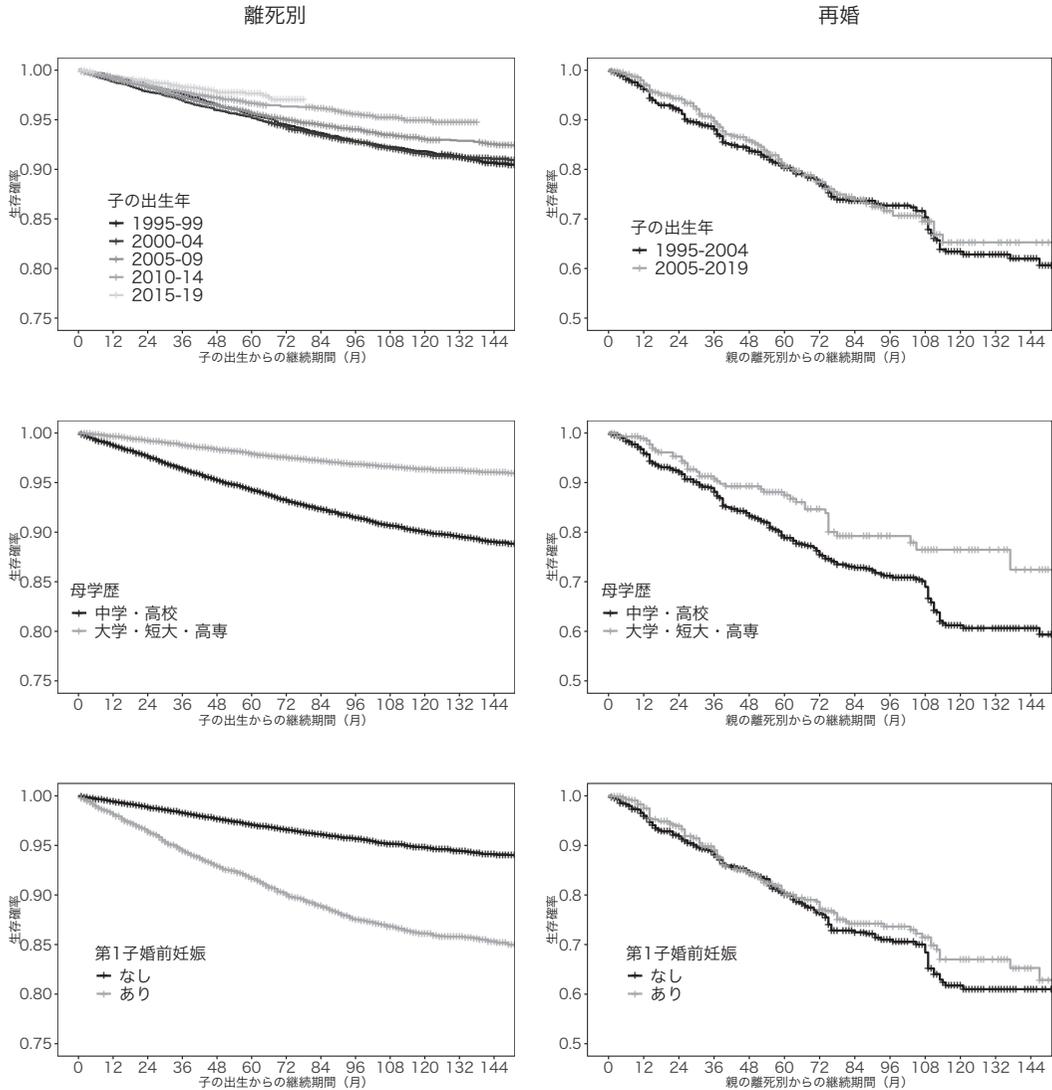


図4 両親の離死別・母親の再婚生起に関する Kaplan・マイヤー法の推計結果

短大以上)、母親の第1子婚前妊娠経験の有無(初婚後7ヶ月以内に第1子が出生したか否か)別に生存確率の推計(ログランク検定(log-rank test))を行う¹⁴⁾。

14) III節で述べたとおり、構築した子世代データは母親(調査対象者)をレベル2、その子どもをレベル1としたマルチレベルデータであるが、家族移行経験率の推計(Kaplan-Meier法)にあたっては、データの階層構造を考慮していない。これに対して、「標本の独立性」の仮定(i.i.d.)を満たすために、集計対象を第1子(長子)に限定して推計を行う方法も考えられる。しかし本稿では、一定の期間内に出生した子ども人口全体における母親の離婚・再婚経験率の推計に関心があることから、Andersson(2002)やBrown et al.(2016)と同様に第2子以降を含む全ケースを集計対象とした。集計対象を第1子のケースに限定して推計を行うと、各イベントの家族移行経験率は全体ケースのそれに比べてやや高く推計されるが(0.4~3.8%)、ログランク検定の有意性検定の結果に変わりは見られなかった。

図4が、その推計結果である。まず子どもの出生コーホート別に見ると（上左図）、離死別イベントに関する生存確率のトレンドには統計的に有意差が見られる（ $p < .001$ ）。すなわち、古い出生コーホートほど生存確率の低下が大きく、1995～99年コーホートの子どものうち8.7%が、12歳に到達する時点（リスク開始144ヶ月後）までに両親の離死別を経験している（2000～04年コーホート：8.4%、2005～09年：7.0%）。一方、2005年以降の出生コーホートではそれ以前のコーホートに比べて、生存確率の低下トレンドが緩やかとなっており、両親の離死別イベントを経験しにくい様相を呈している。再婚の累積経験率を見ると（上右図）、二つの出生コーホート（1995～2004年／2005～19年）の間には生存曲線の形状に明確な差異は看取されず、両親の離死別後10年（120ヶ月）以内に35%前後の子どもが母親の再婚を経験している。

母親の最終学歴別に見ると、離死別（中央左図）および再婚（中央右図）のいずれについても、二つの学歴階層間で生存確率に有意差が認められる（ $p < .001$ ）。これらの推計結果は、非大卒（高校以下）の母親を持つ子どもは、両親との離死別および母親の再婚への家族移行経験率が相対的に高く、家族の不安定化を経験しやすいことを示している。

また、母親の第1子婚前妊娠経験の有無別に離死別（下左図）、および再婚（下右図）の生起に着目すると、第1子を婚前妊娠で出生した母親を持つ子どもでは、非経験群に比べて両親の離死別リスクが高く、12歳時点（リスク開始144ヶ月後）までに13.7%の子どもが同イベントを経験している（集計対象を第1子（長子）ケースに限定すると17.5%）。一方、母親の再婚については、両群間で生存確率の推移に明確な差異は見られない（ $p > .10$, n.s.）。

V. 結論と考察

本稿では、調査対象者の婚姻歴および妊娠・出生等の諸履歴について回顧的に聴取した出生動向基本調査を用いて、①調査対象者の子どもを集計単位とした家族履歴データを構築し、②初婚の母親から生まれた子どもについて両親の離死別および再婚の累積経験率を推計することを試みた。これらの研究課題に取り組んだ結果、以下の知見が得られた。

第一に、親世代にあたる女性の回答情報から構築したデータセットに含まれる子どもケースの代表性についてカバレッジ誤差の観点から検討した結果、回顧式調査であっても適切に集計対象を限定すれば、その人口動態を高い精度で再現できることが明らかとなった。母の出生時平均年齢を一つの参照基準とすると、各調査実施年を基点として過去15年（第16回調査は約20年）以内に出生した子どもケースについては、算出された出生時平均年齢と人口動態統計の公表値との差異は±1.0歳以内に収まっていた。一連の確認作業を通じて、今回使用した三時点分の横断的調査データについては1995～2021年に出生した子どもケースについて、その家族移行経験率の推計を行っても差し支えないと判断した。

第二に、母親の婚姻歴（1回目の離死別、2回目の結婚にあたる再婚）をもとに、初婚の母から生まれた子ども（1995～2019年生まれ）が経験する家族生活の経時的変化をカブ

ラン・マイヤー法により推計した結果、2005年以降の出生コーホートでは出生（誕生）から12歳までの両親の累積離死別経験率は低下の傾向を示していた。この推計結果は、2005年前後より生じた有配偶離婚率の低下トレンドと整合的な結果であり（厚生労働省「人口動態統計」）、国外の先行研究で指摘される家族の不安定化（family instability）が進んだというよりも、むしろその安定化を示すものである。他の共変量に着目した分析からは、教育水準が非大卒（高校以下）の母親を持つ子どもでは、両親の離死別および母親の再婚経験率が、第1子を婚前妊娠で出産した母親を持つ子どもでは、両親の離死別経験率がそれぞれ高い傾向にあること等が明らかとなった。

これらの結果から、最近生まれた子どもほど親の離婚や再婚を経験しなくなっており、子どもから見た家族が安定化してきていることは事実である。ただし、この間、未婚化や少子化が進み、親が高学歴化し、第1子に占める婚前妊娠の割合が減るなど（厚生労働省2021）、親や出生児の特性に関する構成変化も起きている。それゆえ、子どもが経験する家族の安定化に対しては、リスクセットに含まれる子どもの変化（セレクション）にも目を向けて、慎重に解釈する余地が残される。すなわち、稲葉（2021）が再婚について指摘したように、安定的な家族関係を維持することが可能であると判断された場合のみ結婚が選択され、反対にそうした家族関係の維持が困難であると判断された場合には結婚や出産が回避されている可能性も視野に入れる必要がある。

Ⅱ節で述べたとおり、子どもが経験する家族生活の変化とその量的規模を推計するにあたっては、国外では同一個体を追跡するパネルデータを用いることが主流であったが、調査実施に伴う時間的・経済的コストの大きさと対象者の脱落（panel attrition）に起因する推計値のバイアス等の課題が度々指摘されてきた（Boertien 2020）。本稿の分析からは、回顧式調査データを用いることで、パネルデータが抱えるこれら諸課題を回避したうえで、調査対象者の子どもが経験するライフコース・イベントの発生率を推計することが十分可能であることが示された。さらに、構築した子世代の家族履歴データには、政府の基幹統計（国勢調査・人口動態統計など）に比して、世帯および世帯員の社会人口学的属性（母親の初職、祖父母の同別居、世帯収入、居住地（DID）など）に関する回答情報が豊富に含まれている。それは、日本社会の人口動態の様相を複数の属性別に分析することが可能であることを意味しており、子どものウェルビーイングとの諸関連を多角的に理解することを志向する人口・家族研究にとって、同データは非常に有益であると考えられる。

本稿の一連の分析を通じて、回顧式調査に基づく子世代の家族移行経験率の推計に向けた方法論的基盤は十分に整備されたと言える。今後はデータ欠測や回顧バイアスを含む測定誤差が推計値に及ぼす影響力や、先述の子どもの諸特性に関する構成変化（セレクション）を考慮した詳細な分析を進めることが求められる。さらに反復横断的調査の特性を生かして、2020年代以降の子どもの家族生活の動向を引き続き注視していく必要もあるだろう。

（2024年7月16日査読終了）

付記

使用した「出生動向基本調査」の個票データは、国立社会保障・人口問題研究所調査研究プロジェクト「出生動向基本調査プロジェクト」のもとで、統計法第32条に基づく二次利用申請により使用の承認（令和6年6月27日）を得たものである。なお、本研究はJSPS科研費（基盤研究C 22K01851）の助成を受けた。

参考文献

- 稲葉昭英（2011）「親との死別／離婚・再婚と子どもの教育達成」稲葉昭英・保田時男編『第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第二次報告書 第4巻 階層・ネットワーク』, pp.131-157.
- 稲葉昭英（2013）「社会階層と母子世帯の発生についてのパネルデータ分析」『縦断調査を用いた生活の質向上に資する少子化対策の研究』（厚生労働科学研究費補助金 政策科学推進研究事業 平成24年度総括研究報告書, 研究代表者・吉田崇）, pp.97-106.
- 稲葉昭英（2021）「再婚の変容」稲葉昭英・佐々木尚之編『第4回全国家族調査（NFRJ18）第2次報告書 第4巻 ライフコースの変容』, pp.1-16.
- 岩澤美帆（2017）「2000年代の日本における婚外子一父親との同別居, 社会経済的状況とその多様性」『人口学研究』第53号, pp.47-61.
- 落合恵美子（1994）『21世紀家族へ—家族の戦後体制の見かた・超えかた—』有斐閣.
- 斉藤知洋（2023）「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—」『人口問題研究』第79巻第1号, pp.64-84.
- 坂口尚文（2013）『「消費生活に関するパネル調査」における残存サンプルの配偶率について』『季刊家計経済研究』第100号, pp.52-58.
- 坂本和靖（2006）「サンプル脱落に関する分析—『消費生活に関するパネル調査』を用いた脱落の規定要因と推定バイアスの検証—」『日本労働研究雑誌』第551号, pp.55-70.
- 厚生労働省（2021）「令和3年度「出生に関する統計」の概況（人口動態統計特殊報告）」.
- 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.
- 保田時男（2011）「マルチレベル・モデリングによるNFRJデータの分析方法—ダイアド集積型家族調査の有効活用—」稲葉昭英・保田時男編『第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第二次報告書 第4巻 階層・ネットワーク』, pp.1-20.
- 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.
- 余田翔平（2018）「SSM2015の子ども情報の代表性」荒牧草平編『2015年SSM調査報告書 2 人口・家族』（2015年SSM調査研究会）, pp.1-11.
- Andersson, G. (2002) "Children's Experience of Family Disruption and Family Formation: Evidence from 16 FFS Countries," *Demographic Research*, Vol.7, pp.343-364.
- Andersson, G., E. Thomson, and A. Duntava (2017) "Life-table Representations of Family Dynamics in the 21st Century," *Demographic Research*, Vol.37, pp.1081-1230.
- Boertien, D. (2020) "The Conceptual and Empirical Challenges of Estimating Trends in Union Stability: Have Unions Become More Stable in Britain?," D. Mortelmans ed., *Divorce in Europe: New Insights in Trends, Causes and Consequences of Relation*, Cham, Springer, pp.17-36.
- Brown, S. L., J. B. Stykes, and W. D. Manning (2016) "Trends in Children's Family Instability, 1995-2010," *Journal of Marriage and Family*, Vol.78, No.5, pp.1173-1183.
- Bumpass, L. L., and J. A. Sweet (1989) "Children's Experience in Single-Parent Families: Implications of Cohabitation and Marital Transitions," *Family Planning Perspectives*, Vol.21, No.6, pp.256-260.
- Cavanagh, S. E., and P. Fomby (2019) "Family Instability in the Lives of American Children," *Annual Review of Sociology*, Vol.45, pp.493-513.

- Fomby, P., and A. J. Cherlin (2007) "Family Instability and Child Well-being," *American Sociological Review*, Vol.72, pp.181–204.
- Furstenberg, F. F. (2014) "Fifty Years of Family Change: From Consensus to Complexity," *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.654, No.1, pp.12–30.
- Johnston, C. A., R. Crosnoe, and S. E. Mernitz (2020) "Two Methods for Studying the Developmental Significance Family Structure Trajectories," *Journal of Marriage and Family*, Vol.82, No.3, pp.1110–1123.
- 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.
- McLanahan, S. (2004) "Diverging Destinies: How Children Are Faring under the Second Demographic Transition," *Demography*, Vol.41, No.4, pp.607–627.
- Perkins, K. L. (2017) "Household Complexity and Change among Children in the United States, 1984–2010," *Sociological Science*, Vol.4, pp.701–724.
- Raley, R. K., I. Weiss, R. Reynolds, and S. E. Cavanagh (2019) "Estimating Children's Household Instability between Birth and Age 18 Using Longitudinal Household Roster Data," *Demography*, Vol.56, No.5, pp.1957–1973.
- 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.
- Thomson, E., T. Lappegård, M. Carlson, A. Evans, and E. Gray (2014) "Childbearing across Partnerships in Australia, the United States, Norway, and Sweden," *Demography*, Vol.51, No.2, pp.485–508.
- Wu, L. L., and B. C. Martinson (1993) "Family Structure and the Risk of a Premarital Birth," *American Sociological Review*, Vol.58, pp.210–232.

Childhood Family Instability in Japan: Construction of Family History Data for Children by Retrospective Social Survey and Its Application

SAITO Tomohiro, YODA Shohei and IWASAWA Miho

The aims of this article are twofold: (1) to construct family history data for the children of survey respondents using a retrospective social survey that gathered information on marital history, pregnancy, and childbirth history, and (2) to estimate the cumulative rates of parental separation, divorce, and remarriage, thereby evaluating the degree of family instability from the perspective of children. We obtained the following results: First, evaluating the representativeness of child cases from the cumulative datasets of "The Japanese National Fertility Survey" (the 14th–16th rounds), conducted in 2010, 2015, and 2021 respectively, indicated no significant selection bias in sample characteristics for children born within approximately 15 years prior to each survey year (1995–2021) compared to vital statistics. Second, estimates using this cohort data revealed that for children born after 2005, the rates of parental separation or divorce, based on the marital histories of first-marriage mothers, decreased compared to earlier birth cohorts. In conclusion, it was highlighted that constructing family history data from retrospective social surveys serves as an effective analytical tool for estimating changes and the quantitative scale of family life experiences children undergo.

Keywords: children, family history data, family instability, retrospective social survey

 書 評 ・ 紹 介

Helen D. Hazen, Heike C. Alberts, and Kazimierz J. Zaniewski

Population Geography: Social Justice for a Sustainable World

Routledge, 2024, xvi + 334p.

本書はアメリカの大学研究者3名による人口地理学の教科書である。一般に人口地理学は、日本では人気のある学問分野とは言いがたいのだが、英語圏ではどうやら依然として一定の需要があるらしく、ここ数年だけでも本書を含めて複数のテキストが刊行されている。興味深いのは、こうしたテキスト群には執筆者らの独自性がよく示されていることで、例えば2021年に第4版が出た Newbold の本は良い意味で標準的なテキストであるが、Barcus and Halfacree (2017) は人口移動に非常に多くのページを割いているし、Hazen らの本書は従来の人口地理で扱いの薄かった人口と社会正義、持続可能性の問題に挑んでいる。各著者によるこうした試みは、おそらく人口地理学の可能性を拡げていこうという意図の表れであろうが、分野の専門誌 *Population, Space and Place* が盛況であることなどを考え合わせると、海外の人口地理学者たちの熱意には素直に感嘆する。

以下、本書の内容を概観する。本書は全体で12章から構成されており、序章に続いて、人口統計、人口の分布と構造、人口増加、人口と環境、資源、科学技術、出生、死亡、疾病・健康、人口移動、都市、気候変動等に関する章が並ぶ。各章のテーマは教科書に相応しく、人口地理としてはごく標準的なものである。また、分析指標や理論についても基本はかなり網羅されており、例えば生命表や各種の出生指標、Davis and Blake の近接要因、疫学転換などにも一定のページが割かれている。一方、副題からも分かるとおり、本書の特徴は人口問題を社会正義と持続可能性の観点から論じていることであり、各題目では一般的な説明のあとに様々なトピックが批判的に検討されている。具体的には、人口増減、妊娠中絶、女性の権利、南北格差、非正規移民、SDGs といった現代社会の喫緊の課題について、「経済」「生態学」「社会的公正」の3要素を手がかりに議論を進めている。

本書は地理の教科書らしく、地図や図表、写真を多数掲載し、事例として多くの国・地域の人口問題を取り上げている。この本を読むことで、学生諸氏は人口分析の基礎を身につけ、現代世界の人口の状況とその社会的な意味を学ぶことができるだろう。ただし、初学者向けの教科書という本書の性格に鑑みると、内容に関して全く疑問がないわけではない。一つめの疑問は、著者らの説明に一部偏りがあるように見受けられる点である。本書の一部において、著者（の全部か一部）はマルクス主義的な見方を社会正義的と評価する一方、マルサスや新マルサス主義、「楽観的」経済学者ら（例えば Boserup）はかなり強く批判している。しかし、評者が読んだ限りでは、批判された人々の学説や社会的評価に関する情報が不十分な箇所もあるように感じられた。著者らが自身の立場性を明らかにするのは、学生にとってもよいことであるが、本書が教科書である以上は、学生が様々な主張の意義を自分で判断できるよう、批判対象の考え方についてももう少し説明を加えたほうがいいのではないかと。二つめの疑問は、国内の人口移動がほとんど扱われていないことである。最近では migration ≡ 国際人口移動という見方が強いが、人口地理学には国内移動に関する優れた研究も多い。本書では各国の事例を多数取り上げているので、国内の地域問題にまで十分手が回らなかったのかもしれないが、改版する機会があれば、国内移動の扱いも増やしてもらいたい。

(清水昌人)

研究活動報告

アメリカ人口学会2024年大会

2024年4月17日～20日にかけて、米国オハイオ州コロンバスでアメリカ人口学会2024年大会が開催された。国立社会保障・人口問題研究所からは岩澤美帆人口動向研究部長、菅桂太人口構造研究部第1室長、井上希国際関係部主任研究官ならびに木村裕貴人口動向研究部研究員の4名が参加し、それぞれ研究報告を行った。各報告タイトルは次のとおりである（いずれもポスター報告）。

Iwasawa, M., M. Beppu, S. Yoda, Y. Korekawa, R. Moriizumi, W. Yoshida and F. Ishii, "Population Projections for Japan: Summary of the 2023 Revision."

Suga, K., S. Koike and K. Kamata, "Regional Population Dynamics After the COVID-19 Pandemic in Japan: An Examination of Seasonally Adjusted Monthly Births, Deaths, and Migration."

Inoue, N., "Projections of Long-Term Care Insurance Premiums in the Tokyo Metropolitan Area, 2030-2060."

Kimura, Y., "Changing Marriage Behavior and Growing Income Inequality: The Case of Japan."

Ishibashi, A. and Y. Kimura, "Childhood Exposure to Parental Divorce Will Destine Children for Marriage Dissolution: Evidence From Japan."

また、開催期間中には、James M. Raymo 教授（プリントン大学）を中心としたグループにより、日本や東アジア研究に関心がある米国内外の研究者、大学院生が集う懇親会が企画され、情報交換等の貴重な機会となった。

アメリカ人口学会では時間帯ごとに10～20程度の口頭報告セッションが同時並行で行われる。セッションで扱われる内容も、出生・死亡・移動に関する形式人口学的な内容から、世代間移動・不平等に関する社会学的内容や、気候変動と人口の関係に関する内容、さらには生殖の正義論や、統計的因果推論の方法論など、非常に多岐にわたる。この内容の多彩さは、人口に対する学問的アプローチが多様でありうることを改めて物語っている。それゆえに、狭義の人口学に関心がある研究者はもちろん、その周辺領域を専門とする研究者であっても十分に刺激を受ける学会となっている。2025年4月にワシントンD.C. で開催予定の次回大会では、日本からの参加者がより多くなることを期待したい。

（木村裕貴 記）

ICPD30 グローバルダイアログ（バングラデシュ）

1994年にエジプト・カイロで国際人口開発会議（ICPD）が開催されてから30年目にあたる今年、グローバルダイアログと称される、3つのテーマ別国際会合が4月にベナン、5月にバングラデシュ、6月にニューヨークで、それぞれ新世代、人口動態の多様性、技術革新をテーマに開催された。バングラデシュの会合は、バングラデシュ、ブルガリアおよび日本政府が国連人口基金（UNFPA）を支援し開催したもので、5月15、16日に首都ダッカで行われ、筆者はパネリストとして参加した。日本

からは、外務省穂坂泰政務官を団長とした政府団および、京都大学森臨太郎客員教授、池田裕美枝 SRHR Japan 代表理事等多数の有識者が参加した。

人口動態の多様性というテーマの元、ジェンダー平等、性と生殖の健康、生殖の権利はもとより、人口ボーナス、健康な高齢化、ユニバーサルヘルスカパレッジ、都市化、気候変動と移動、人口データ、技術革新といった、カイロ会議で採択された行動計画に盛り込まれた人口と開発に関する項目に関しセッションが設けられ、パネルディスカッションと参加者全体による討議が行われた。この会議の結果は、4月、6月のグローバルダイアログ会合の結果と合わせ、9月に国連本部にて開催される、国連未来サミットの協議に反映されることとなっている。

ダッカ会合の会場は、インターコンチネンタルホテルの宴会場であったが、開会式にハシナ首相（当時）が挨拶を行うということで、参加者はみな事前登録しているものの、会場の入場には厳しいボディチェックが行われ、この種の会議としては異様にも感じられた。その3か月後、この原稿を書いている前日8月5日に、ハシナ首相は反政府デモの激化を受けて辞任し、国外に脱出した。独立戦争の闘士の子孫、女性、少数民族に公務員採用における優先枠を設けていたことに学生が反発したことから始まった反政府デモであったが、その背景には高学歴の若者増加に応じた雇用を確保できない「ユースバルジ」がある。子ども、高齢者に対する国際的な取り組みは進んできたが、その間の「若者」に対する施策がなおざりにした付けが回ったといえるだろうか。（林 玲子 記）

日本の外国人労働者政策に関する国際シンポジウム

現在、日本で働く外国人労働者の数は2,048,675人となり、10年前と比べて3倍近くに増えている。日本が本格的な人口減少局面を迎える中、足元の外国人の増加速度は増している。こうした状況を受け、国立社会保障・人口問題研究所と経済協力開発機構（OECD）は2021年より3年間をかけ、日本の外国人労働者政策について主に国際比較の視点から共同研究を実施してきたところ、5月30日にOECDとの共催にてシンポジウムを開催し、その成果を報告した。

シンポジウムは対面とオンラインのハイブリッドで開催され、会場120名、オンライン400名を超える参加者となった。OECD側からは武内良樹事務次長から開会の辞があった他、ジャンクリストフ・デュモン課長、ジョナサン・シャロフ シニアエコノミストらが参加した。当方からは田中誠二厚生労働審議官による開会の辞の他、林玲子所長による閉会の辞、及びパネリストとして川口俊徳外国人雇用対策課長、是川夕国際関係部長が参加した。また、日本経済団体連合会 脇坂大介氏、日本商工会議所 大下英和氏、及び日本労働組合総連合会 漆原 肇氏にパネリストとして参加いただいた。

なお、同事業の成果は6/30にOECDから Recruiting Immigrant Workers Japan: 2024として刊行され、また同翻訳版である「日本の移住労働者—OECD労働移民政策レビュー：日本」が8/24に明石書店から刊行された。（是川 夕 記）

日本人口学会第76回大会

日本人口学会第76回大会は、6月8日（土）～6月9日（日）の2日間、中央大学（多摩キャンパス（八王子市））を開催校として、対面形式で開催された。大会プログラムは以下の通りである。第1日にはシンポジウム「日本におけるマルサス受容と人口論の形成」および学会賞授与式が行われた。また大会前日には「地方行政のためのGISチュートリアルセミナー」が開催された。学会賞授与式

では以下の受賞者および対象業績が紹介された。

学会賞

受賞者：田辺国昭・是川夕／国立社会保障・人口問題研究所

対象業績：田辺国昭・是川夕監修／国立社会保障・人口問題研究所（編）『国際労働移動ネットワークの中の日本』，日本評論社。（2022年4月）

優秀論文賞

受賞者：福田節也・余田翔平・茂木良平

対象業績：福田節也・余田翔平・茂木良平「日本における学歴同類婚の趨勢：1980年から2010年国勢調査個票データを用いた分析」，『人口学研究』第57号。（2021年9月）

普及奨励賞

受賞者：小島宏・和田光平

対象業績：小島宏・和田光平（編著）『セクシュアリティの人口学』，原書房。（2022年11月）

大会前日 2024年6月7日（金）

第8回「地方行政のためのGISチュートリアルセミナー」

<組織者> 小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）・井上孝（青山学院大学）

<座長> 草野邦明（群馬大学）

- 1) 川瀬正樹（広島修道大学）「無料で使えるGISとGISリカレント講座の紹介」
- 2) 川村壮（北海道立総合研究機構北方建築総合研究所）「GPSデータを用いた津波避難訓練動画の作成と避難対策の提案」
- 3) 長谷川普一（新潟市）「災害対応へのGIS活用事例」
- 4) 井上孝（青山学院大学）「全国小地域別将来人口推計システム」を用いた洪水浸水想定区域の人口分析」

第1日 2024年6月8日（土）

企画セッション2「新型コロナウイルス感染症に関連する死亡分析」

<組織者・座長> 西浦博（京都大学）・石井太（慶應義塾大学）

- 1) 別府志海（国立社会保障・人口問題研究所）「新型コロナウイルス感染症の複合死因分析：2020～22年」
- 2) 田中宏和（国立がん研究センター）「COVID-19パンデミックにおけるわが国の死亡率の動向」
- 3) 菅桂太（国立社会保障・人口問題研究所）・小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）・藤井多希子（国立社会保障・人口問題研究所）・石井太（慶應義塾大学）「市区町村別にみた死亡率は2020年以後変化したのか？」
- 4) 岡田雄大（京都大学）・西浦博（京都大学）「2019-22年のCOVID-19流行下の出生時平均余命の変化」
- 5) 石井太（慶應義塾大学）・別府志海（国立社会保障・人口問題研究所）・菅桂太（国立社会保障・人口問題研究所）・堀口侑（慶應義塾大学・院）「月別に拡張した「日本版死亡データベース」による死亡率の期待値と実績値の乖離分析」
- 6) 西浦博（京都大学）・岡田雄大（京都大学）「死亡者の遺族追跡調査を通じた死亡メカニズムの

分解]

- 7) 林玲子 (国立社会保障・人口問題研究所) 「2022年からの死亡増加は突然死の増加によるのか」

自由論題 A-1 「労働と格差 1」

<座長> 玉置えみ (学習院大学)

- 1) 永瀬伸子 (お茶の水女子大学) ・臼井恵美子 (一橋大学) ・エカテリーナ ヘルトグ (オックスフォード大学) ・キンセン (お茶の水女子大学・院) 「家事・ケアの自動化技術に対する消費者需要: 現実の労働時間や収入でどう異なるだろうか」
- 2) 大森義明 (横浜国立大学) ・永瀬伸子 (お茶の水女子大学) ・エカテリーナ ヘルトグ (オックスフォード大学) ・臼井恵美子 (一橋大学) ・江天瑠 (お茶の水女子大学・院) ・ルル シー (オックスフォード大学) 「家事・ケアの分担および自動化技術利用に対する消費者需要: Vignette 調査からみる仮想的な賃金、労働時間、価格変動による選択の影響」
- 3) 四方理人 (関西学院大学) 「日本における相対労働所得移動の研究」

自由論題 B-1 「理論と方法」

<座長> 鎌田健司 (明治大学)

- 1) 北原昌嗣 (総務省統計局) 「国勢調査における CANCEIS による不詳補完値の試算」

自由論題 A-2 「労働と格差 2」

<座長> 佐藤晴彦 (平成国際大学)

- 1) 湊麻紀子 (神戸大学・院) 「66年コーホートのライフコースーコーホート効果と機会の大小ー」
- 2) 斉藤知洋 (国立社会保障・人口問題研究所) 「非婚シングルマザーの社会経済的地位と生活機会」

自由論題 B-2 「結婚と性」

<座長> 小西祥子 (東京大学)

- 1) 岩澤美帆 (国立社会保障・人口問題研究所) ・余田翔平 (国立社会保障・人口問題研究所) 「1982年～2021年における未婚の類型ー「前駆型」「解放型」「剥奪型」「離脱型」の構成変化とその特徴ー」
- 2) 小島宏 (早稲田大学) 「20世紀末の大学生における性行動と「性暴力」被害等の関連」
- 3) 森木美恵 (国際基督教大学) ・松倉力也 (日本大学) 「性的欲求度と生殖行動の相互作用について」

シンポジウム 「日本におけるマルサス受容と人口論の形成」

<組織者> 佐藤龍三郎 (中央大学)

<座長> 和田光平 (中央大学)

<討論者> 林玲子 (国立社会保障・人口問題研究所) ・廣嶋清志 (島根大学)

- 1) 吉野浩司 (鎮西学院大学) 「マルサス人口論はいかに受容されたか: 「マルサス生誕150年記念講演会」(1916年)に着目して」
- 2) 牧野邦昭 (慶應義塾大学) 「高田保馬の人口論」
- 3) 杉田菜穂 (大阪公立大学) 「戦前戦中期日本の人口・社会政策論」
- 4) 柳田芳伸 (長崎県立大学) 「戦後日本における人口論の形成ーマルサス人口論に対する南・市原両教授の所論を手掛かりにしてー」

第2日 2024年6月9日(日)

自由論題 C-1「出生1」

<座長> 安田公治(青森公立大学)

- 1) 増田幹人(駒澤大学)「少子化対策の効果と地域特定要因の検証—都道府県別データを用いた分析—」
- 2) 松田茂樹(中京大学)・鎌田健司(明治大学)「自治体が実施した少子化対策と出生率変化の関係」
- 3) 薄井晴(筑波大学・院)「都市雇用圏内における出生力の地域差に関する分析」

企画セッション1「女性の教育とキャリア」

<組織者> 打越文弥(プリンストン大学)

<座長> ジェームズ レイモ(プリンストン大学)

<討論者> 水落正明(南山大学)・岩澤美帆(国立社会保障・人口問題研究所)

- 1) 眞鍋倫子(中央大学)「職業教育と女性の職業キャリア—専門学校卒業者を中心に—」
- 2) 麦山亮太(学習院大学)「日本における賃金の軌跡に対する母親ペナルティの学歴差」
- 3) 佐野和子(滋賀大学)「日本の教育システムと女性のキャリア—ポスト子育て期の有配偶女性の就業パターンからの知見—」
- 4) 木村裕貴(国立社会保障・人口問題研究所)・余田翔平(国立社会保障・人口問題研究所)「若年未婚女性のライフコース選好と実現見込みの趨勢とその学歴差」

自由論題 E-1「人口移動」

<座長> 清水昌人(国立社会保障・人口問題研究所)

- 1) 水ノ上智邦(就実大学)「地方圏からの進学転出の非経済的要因についての実証分析」
- 2) 中川雅貴(国立社会保障・人口問題研究所)・小池司朗(国立社会保障・人口問題研究所)・藤井多希子(国立社会保障・人口問題研究所)「新型コロナウイルス感染症拡大期前後の外国人の国内移動—住民基本台帳に基づく市区町村別データを用いた分析—」
- 3) 小坪将輝(東北大学・院)・中谷友樹(東北大学)・田淵貴大(東北大学)「日本における国内人口移動の軌跡とその出生コホート別の差異」
- 4) 丸山洋平(札幌市立大学)「移動経験と家族形成規範意識との関係」

自由論題 C-2「出生2」

<座長> 森木美恵(国際基督教大学)

- 1) 仙田幸子(東北学院大学)「女性の職業の妊娠の結果に対する効果」
- 2) 小西祥子(東京大学)「妊孕力の変化が出生力に及ぼす影響」
- 3) 佐藤一磨(拓殖大学)「出生時の体重は成長後の主観的厚生にどのような影響を及ぼしたのか」

自由論題 E-2「地域」

<座長> 芦谷恒憲(兵庫県・兵庫県立大学)

- 1) 貴志匡博(国立社会保障・人口問題研究所)「東京圏人口増加市における小地域別の転入者、転出者の推計—人口移動が活発な小地域の分布と統計的特徴—」

- 2) 鎌田健司（明治大学）・小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）・菅桂太（国立社会保障・人口問題研究所）・山内昌和（早稲田大学）「地域人口の将来の人口増加率の要因分解と人口モメンタム—地域別将来人口推計（令和5年推計）の結果とシミュレーション—」
- 3) 草野邦明（群馬大学）「4年齢別人口による東京都区部の住宅地域のクラスタリング—8分の1地域メッシュによる分析—」
- 4) 坂井博通（埼玉県立大学）「長野県の人口減少に関する世論」

自由論題 C-3「歴史」

<座長> 高橋眞一（新潟産業大学）

- 1) 津谷典子（慶應義塾大学）・黒須里美（麗澤大学）・石井太（慶應義塾大学）「近世東北農村における家族形成のパターンと要因」
- 2) 黒須里美（麗澤大学）・高橋美由紀（立正大学）「人口移動と出生：近世東北在郷町出身者と移入者の比較」
- 3) 川口洋（帝塚山大学）「種痘導入期の足柄県における天然痘患者の発生状況（1851-1875）」

自由論題 D-1「家族・世帯」

<座長> 水落正明（南山大学）

- 1) 郭沢臨（中央大学・院）・唐成（中央大学）「日本における少子化が家計貯蓄率に与える影響—「日本家計パネル調査」に基づいた分析—」
- 2) 鈴木貴士（国立社会保障・人口問題研究所）「妻が30歳台核家族の従業上の地位の夫婦組み合わせ別子ども数—国勢調査を用いた地域別分析—」
- 3) 藤井多希子・小池司朗・小山泰代・菅桂太・清水昌人・中川雅貴・大泉嶺・貴志匡博・久井情在（いずれも国立社会保障・人口問題研究所）「全国世帯推計からみる2050年の世帯構造」

自由論題 F-1「死亡」

<座長> 別府志海（国立社会保障・人口問題研究所）

- 1) 堀口侑（慶應義塾大学・院）「複合死因データに関するネットワーク分析」
- 2) 井川孝之（明治大学）「新型コロナ開始後の死亡変動の構造分析と将来推計への応用」
- 3) 逢見憲一（国立保健医療科学院）「国勢調査以前におけるわが国の年齢調整死亡率変化の死因構造」
- 4) 高橋眞一（新潟産業大学）「明治期男女年齢別死亡率の地域パターン」

企画セッション3「人間の未来」

<組織者> 小西祥子（東京大学）・梅崎昌裕（東京大学）

<座長> 金子隆一（明治大学）

<討論者> 小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）・菅桂太（国立社会保障・人口問題研究所）

- 1) 小池司朗（国立社会保障・人口問題研究所）「人口の未来」
- 2) 梅崎昌裕（東京大学）「食と健康の未来」
- 3) 島津明人（慶應義塾大学）「働き方の未来—緩境界時代における朗働—」
- 4) 小西祥子（東京大学）「産み育ての未来」
- 5) 馬場淳（和光大学）「人間観の未来」

自由論題 G-1「東アジア 1」

<座長> 丸山士行（暨南大学）

- 1) 鈴木透（元国立社会保障・人口問題研究所）「近代移行期東アジアの人口指標」
- 2) 曹成虎（韓国保健社会研究院）・菅桂太（国立社会保障・人口問題研究所）「結婚難の地域差に関する韓日比較分析」
- 3) 可部繁三郎（福井工業大学）「東アジアの少子化と子育て支援策－選択の観点からの考察－」

自由論題 G-2「東アジア 2」

<座長> 守泉理恵（国立社会保障・人口問題研究所）

- 1) 松倉力也（日本大学）・謝餘慶（日本大学）「中国における晩婚化と非婚化」
- 2) 梁凌詩ナンシー（日本体育大学）「コロナパンデミック前後における香港の少子化－人口移動と出生性比の変化－」

自由論題 F-2「途上国」

<座長> 中澤港（神戸大学）

- 1) 栗田匡相（関西学院大学）・棚橋愛梨咲（関西学院大学）「ネパールの農村における女子学生の幸福度の要因分析－生理の制限に着目して－」
- 2) 松浦広明（松蔭大学）「他の人権の下で存在していた人権を新たに認めるという事：ラテンアメリカ15カ国における憲法上の健康的な環境権の死亡改善効果からのエビデンス」

（岩澤美帆 記）

移民・市民権政策の倫理的ジレンマに関する国際ワークショップ

2024年6月17日から21日にかけて、イタリア・フィレンツェの欧州大学院大学（EUI）において、同大学ロベール・シューマン高等研究所の創立30周年記念事業の一環として6つの国際ワークショップが合同で開催された。筆者が参加・報告したワークショップ‘Ethical Dilemmas in Migration and Citizenship Policies’では、移民政策および市民権政策における解決困難な倫理的ジレンマについて学際的な報告が行われた。ワークショップは、「移住と移動」「難民」「市民権」「定住と包摂」「庇護と不平等」の5つのパネルセッションからなり、欧米を中心に政策担当者が直面する数々の難題について活発な議論が交わされた。筆者は、「移住と移動」のセッションにおいて、紛争や自然災害などの困難な状況下において移動を強制することのジレンマについて報告を行った。

本ワークショップは、ジレンマの「解決」を直接的に目指すものではない。むしろその主眼は、問題の根底にある価値観の衝突や実践的な制約を解きほぐすことを通じて、ジレンマをより良く「理解」することにある。主催者から（筆者を含む）報告者に対し「この問題設定は十分にハードなジレンマとはいえない」というコメントが飛び交うワークショップは初めての経験だったが、安易な「解決」に逃げず、透徹した「理解」に重点を置く姿勢から新鮮な気づきを得ることができた。

（宮井健志 記）

韓国数理生物学会およびアメリカ数理生物学会共催の合同学術会議 (KSMB-SMB2024)

2024年6月30日(日) - 同年7月5日, 韓国数理生物学会およびアメリカ数理生物学会共催の合同学術会議(KSMB-SMB2024)が韓国ソウルにある建国大学にて開催された. 筆者は「*r/K*-selection theory in population dynamics based on individual stochasticity」というタイトルで講演を行った. 内容を掻い摘まんで説明をすると, 人口が増加しているときと飽和しているときに取れる最適な生活史はどのような方程式に従うかというものである. 本学術会議の特徴はアメリカと韓国でどのような数理生物学の研究が流行っているか知れるということであろう. 相変わらず, COVID-19がもたらした世界的な影響は尾を引いておりこのテーマに関連した感染症の数理のセッションは多かった. また, かつては数理生態学などマクロの人口動態の研究や複雑系と呼ばれる非線形力学系を中心とした研究が散見されたが, 昨今は細胞内の生化学反応や細胞同士の相互作用を扱うマイクロのモデルが増え, 非線形力学系だけでなく, 筆者が得意とする確率モデルが増えてきているように感じた.

また, 懇親会は韓国らしく, 研究者の交流の場というよりも韓国を訪れた研究者への歓迎会という色の濃さを感じた. 具体的には韓国伝統の踊りや, YOUTUBEで10年以上前に流行ったK-POPアーティストの生コンサートなどに多くの時間を使っており, 懇親会の意味合いもここまでお国柄が出る事は筆者には新鮮な経験となった. (大泉 嶺 記)

国連世界人口推計2024年版解説セミナー

7月11日は1987年のその日, 世界人口が50億人になったことを記念して世界人口デーと国連が決めたものであるが, 今年の7月11日に国連人口部は世界人口推計2024年版を公表した. その翌日7月12日(金), 国連人口部, 国連広報センター(東京)と連携し, 国立社会保障・人口問題研究所にて解説セミナーをハイブリッド形式で行った. 筆者が概要を, 岩澤美帆人口動向研究部長, 是川夕国際関係部長が日本の将来推計人口(令和5年推計)との比較について説明し, その後質疑応答が行われた. 寿命や移民・難民の今後のシナリオ, 出生率が上がるという仮定値の真偽, 足元の日本の死亡数と国連の値との違い, 人口統計の実際の値の完璧性などについて質問があった. 今後は2年毎の世界人口デーに国連人口推計が更新される予定となっている. (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)

井上 孝 青山学院大学経済学部
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 東京大学大学院医学系研究科
和田 光平 中央大学経済学部

所内編集委員

林 玲子 所長
小島 克久 副所長
矢野 正枝 企画部長
是川 夕 国際関係部長
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

大泉 嶺 国際関係部室長
竹内 麻貴 国際関係部室長
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
宮井 健志 人口動向研究部室長
木村 裕貴 人口動向研究部研究員
貴志 匡博 人口構造研究部主任研究官
久井 情在 人口構造研究部主任研究官

人 口 問 題 研 究

第80巻第3号
(通巻第330号)

2024年9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80巻第3号 (2024年9月刊)

特集Ⅰ：長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

特集によせて……………津谷典子・299～300

結婚の多相生命表：基礎的概念と手法……………石井 太・301～325

年次別およびコーホート別の結婚の多相生命表：

1980～2021年および1965～1985年生まれの結婚をめぐる

日本人のライフコース

……………別府志海・石井太・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑・326～343

多相生命表からみた近世東北農村の結婚行動

……………津谷典子・黒須里美・石井太・344～364

多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計

……………石井太・別府志海・余田翔平・岩澤美帆・堀口侑・365～384

特集Ⅱ：第16回出生動向基本調査（その2）

子ども期の家族の不安定性

一回顧式調査による子世代の家族履歴データの構築とその応用—

……………齊藤知洋・余田翔平・岩澤美帆・385～403

書評・紹介

Population Geography (清水昌人) ……………・404

研究活動報告 ……………・405～412