

# 人口問題研究

Journal of Population Problems

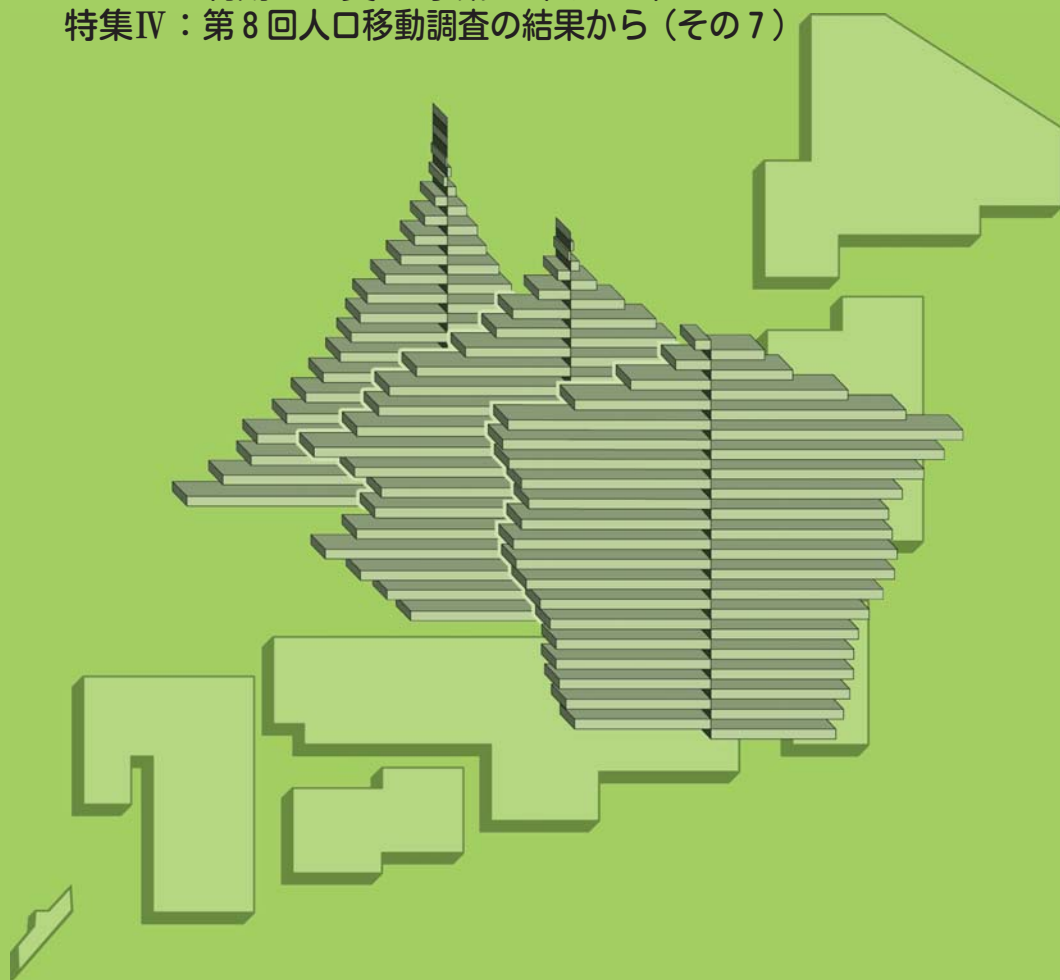
第78巻第1号 2022年

特集Ⅰ：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究

特集Ⅱ：国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した  
人口分析・将来推計とその応用に関する研究（その2）

特集Ⅲ：『第6回全国家庭動向調査（2018年）』の個票データを利用した実証的研究（その3）

特集Ⅳ：第8回人口移動調査の結果から（その7）



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78巻第1号(2022年3月)

### 特集Ⅰ：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究

- 老衰死の統計分析……林玲子・別府志海・石井太・篠原恵美子・ 1～ 18  
死因簡単分類別の長期時系列死因統計の再構築……大津 唯・ 19～ 31  
日本版死亡データベースで用いる死因分類とその死亡分析への応用  
……石井 太・ 32～ 55  
複合死因データに関する分析手法とその応用  
—わが国データへのネットワーク分析適用の試み—  
……石井太・林玲子・篠原恵美子・別府志海・ 56～ 77

### 特集Ⅱ：国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（その2）

- 出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果  
—対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解—  
……岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一・ 78～105  
タイプ別再生産数で見る日本の人口減少……大泉 嶺・106～117

### 特集Ⅲ：『第6回全国家庭動向調査（2018年）』の個票データを利用した実証的研究（その3）

- 第6回全国家庭動向調査の欠票・不詳状況に関する分析  
……斉藤知洋・菊池潤・118～139

### 特集Ⅳ：第8回人口移動調査の結果から（その7）

- 第8回人口移動調査の結果からみた将来人口移動に関する考察  
……久井情在・140～155

### 研究論文

- 都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950～2015年  
(1) 総人口の分析結果  
……鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和・156～176  
アジアの福祉レジームにおける教育役割のジェンダー差  
—シンガポールのミドルクラスの母親への質的調査から—  
……中野円佳・177～199

### 資料

- 新聞記事で振り返る2021年の人口問題……今井博之・200～203  
地域ブロック内および三大都市圏との人口移動  
—都道府県別，年齢5歳階級別転入率，転出率，転入超過率  
(2019～2020年)—……貴志匡博・峯島靖志・清水昌人・204～211

### 統計

- 全国人口の再生産に関する主要指標：2020年……212～227  
都道府県別標準化人口動態率：2020年……228～233  
都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および  
合計特殊出生率：2020年……234～241

### 書評・紹介

- Toru Suzuki, *Eastern Asian Population History and Contemporary Population Issues* (菅桂太) ……242～245

### 研究活動報告

- ……246～249  
2021年度日本人口学会中部地域部会—国際シンポジウム「韓国と日本の年金：人口の挑戦と将来の対応」—日本人口学会2021年度第1  
回東日本地域部会—2021年国際人口会議—第9回日中韓少子高齢化  
セミナー—第二回世帯・居住状態の将来推計に関する国際セミナー

### 第77巻総目次

- ……250～251

**Special Issue I: Comprehensive Research from a Demographic Viewpoint on the Longevity Revolution**

- Statistical Analysis of Senility Death in Japan .....HAYASHI Reiko,  
BEPPU Motomi, ISHII Futoshi and SHINOHARA Emiko • 1-18
- Reconstruction of Long-term Time Series Statistics on Causes of Death by  
Simple Classification in Japan .....OHTSU Yui • 19-31
- Classification of Causes of Death for the Japanese Mortality Database and  
Its Application to Mortality Analysis .....ISHII Futoshi • 32-55
- Methods and Their Application in the Analysis of Multiple Causes of  
Death Data: Application of Network Analysis to Japanese Data  
.....ISHII Futoshi, HAYASHI Reiko, SHINOHARA Emiko  
and BEPPU Motomi • 56-77

**Special Issue II: Research on Population Analysis, Future Projections, and its Application Corresponding to New Trends in Declining Birthrates and Aging from an International and Regional Perspective (Part 2)**

- Nuptiality and Marital Fertility Effect on Municipality-level TFR in Japan:  
An application of Log-Linear Model .....IWASAWA Miho,  
SUGA Keita, KAMATA Kenji, YODA Shohei,  
and KANEKO Ryuichi • 78-105
- Population Decline in Japan from the Perspective of Type  
Reproduction Number .....OIZUMI Ryo • 106-117

**Special Issue III: Studies on the National Survey on Family in Japan, 2018 (Part 3)**

- Descriptive Analysis of Unit and Item Nonresponse in the 6th National  
Survey on Family in Japan...SAITO Tomohiro and KIKUCHI Jun • 118-139

**Special Issue IV: In-depth Analysis of the Results of the Eighth National Survey on Migration (Part 7)**

- A Study of Future Migrations Based on the Result of the Eighth National  
Survey on Migration .....HISAI Seia • 140-155

**Articles**

- Demographic Decomposition of Population Growth Rates by  
Prefectures in Japan: 1950-2015 (1) Analysis of Total Population  
.....KAMATA Kenji, KOIKE Shiro, SUGA Keita  
and YAMAUCHI Masakazu • 156-176
- Gender Gap in Educational Role in Asian Welfare Regimes:  
A Qualitative Research on Middle-Class Mothers in Singapore  
.....NAKANO Madoka • 177-199

**Materials**

- Population Problems Reported in Japanese Newspapers in 2021  
.....IMAI Hiroyuki • 200-203
- Migration within Regions and to/from the Metropolitan Areas: the Rates of  
In-, Out- and Net Migration by Age and Prefecture (2019-2020)  
...KISHI Masahiro, MINESHIMA Yasushi and SHIMIZU Masato • 204-211

**Statistics**

- Population Reproduction Rates for All Japan: 2020 ..... • 212-227
- Standardized Vital Rates by Prefecture: 2020 ..... • 228-233
- Age-Specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Japanese  
Females by Prefecture: 2020 ..... • 234-241

**Book Review**

- Toru Suzuki, *Eastern Asian Population History and Contemporary  
Population Issues* (SUGA Keita) ..... • 242-245

**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

---

長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究

# 老衰死の統計分析

林玲子・別府志海・石井太\*・篠原恵美子†

老衰死は現在日本の死因第3位となっており、毎年その数、割合とも増加している。この増加は、単に高齢者が増えたことや施設での死亡が増えたことだけでは説明できない。1948年にWHOで採択されたICD-6より老衰は「不適当な診断名の一群」とされ、諸外国では老衰死は少なく、日本は例外的である。死亡個票（オンライン報告分）を用いて老衰死の死因欄の記述をみると、93.8%が「老衰」等と1か所しか記述がなく、この割合は2005年の87.4%から増加の傾向にある。2か所以上の記入には、心不全、心停止や呼吸不全などが多いが、老衰に特徴的なものとして栄養性消耗症、筋の消耗及び萎縮、嚥下障害、摂食障害などがある。一方、死因欄のどこかに老衰と書いてある老衰関連死の原死因は、半分強が老衰であるが、次いで脳梗塞、認知症、肺炎、心不全などが多い。老衰の期間をみると1か月という記述が一番多いが、記述は1日、1週間、1か月、1年と様々であり、また少数ながら年齢を老衰の期間として記述している場合もある。老衰のとらえ方が記載する医師により異なっていることがわかる。死亡診断書に記載されている死因が「老衰」の一言しかなければ、本来の死因が隠されている可能性も否定できないが、老衰としか書きようのない「真の」老衰死も確かに存在していると考えられる。真の老衰があることをきちんと示せるような、また老衰死の状況を適切に死因統計で把握できるよう死亡診断書の記載方法を検討する必要があるのではないだろうか。

【キーワード】老衰、人口動態統計、原死因、複合死因

## I. はじめにー長期的な老衰死の動向

2020(令和2)年の人口動態統計において、老衰を原死因とする死亡（以下「老衰死」とする）は132,440人を数え、死亡総数の9.6%を占めた。死因順位からみれば、2018(平成30)年より脳血管疾患を追い抜き第三位となっている。2020(令和2)年は新型コロナウイルス感染症の流行に反し肺炎による死亡が大きく減少し、全体として死亡数は減少したものの、老衰による死亡は変わらず増加している。

日本において老衰は、「高齢者で他に記載すべき死亡の原因がない、いわゆる自然死の

---

\* 慶應義塾大学

† 東京大学

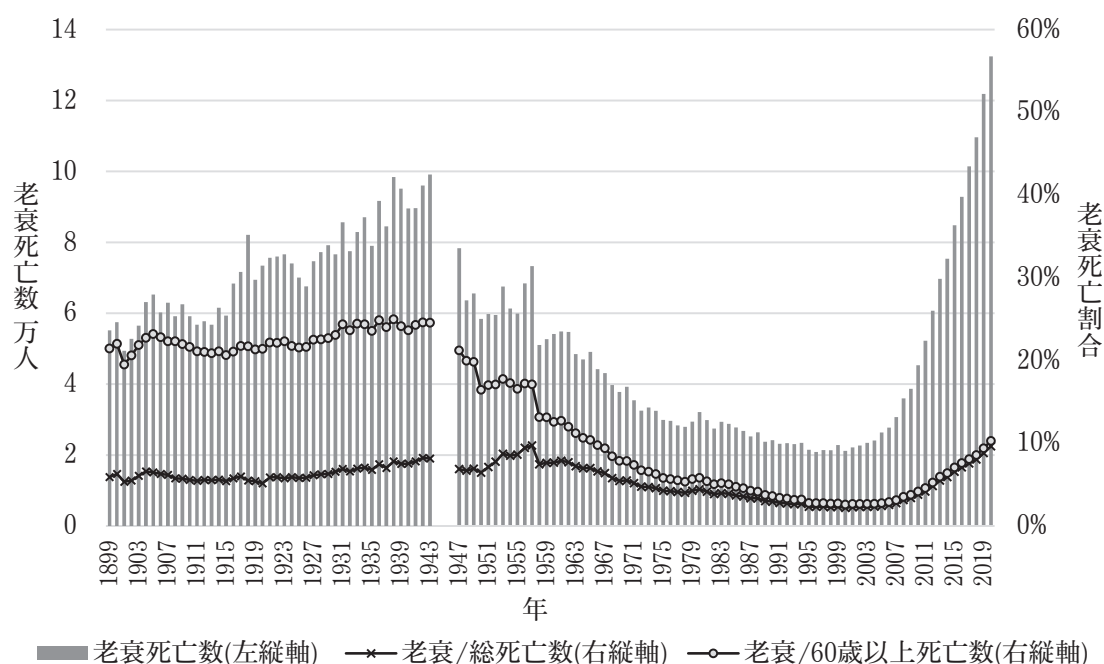
場合のみ用い」るとされているが（厚生労働省 2021a）、国際的には ICD（International Classification of Diseases: 国際疾病分類）において老衰は「症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの」の中に含まれ、診断名不明確な病態とされている。ICD に基づき WHO（世界保健機関）がとりまとめた死因統計（GHE: Global Health Estimates）においては日本の多大な老衰死亡数は全死因に均等に振り分けられる「誤差」として取り扱われている（WHO 2020）。

老衰が死因として登録されるようになったのは人口動態統計以降である。内務省衛生局による1875(明治8)年以降の死因統計には分類名として老衰は含まれていなかったが、全身病、もしくは発育及栄養的病に含まれていた（長谷川 1959, 内務省衛生局 1906, 林 2020）。その後内閣統計局により編纂された人口動態統計における死因分類は、1900年8月フランス・パリにて開催された疾病分類改訂国際委員会（Commission internationale chargée de réviser les nomenclatures nosologiques）で採択された、いわゆるベルチヨン氏分類と呼応するように設定されており（内閣統計局 1903）、老衰が一つの分類となった。それ以降1943年まで、老衰は日本における60歳以上死亡の20%強を占める死因であり続けた（図1）。

第二次世界大戦後、1948年に世界保健機関（WHO）が設立され、その年に「第六回修正疾病及び死因国際分類規定」（以下「ICD-6」とする）が採択された（WHO 1950）。ICD-6においては、複合死因から原死因を決定する原則が取り入れられ、連番ではなく三桁数字で表す、といった多くの変更があったが、同時にこの時、老衰は不適当な診断名の一群に総括される方針がとられた（厚生省 1952）。この ICD-6 の草案に対し、GHQ を通して日本も意見を求められ、「国際死因及び疾病分類に関する委員会」による1か月間の審議を経て提議が作成・送付された（渡邊 1954）。その中で老衰については、「それまでは一つの大分類であり、かなりの死亡数がある老衰の取り扱い変更については反対意見もあったが、老衰は特殊であり、結局は WHO 案に同意した」とされている（厚生大臣官房統計調査部 1950 (p.15, 筆者訳)）。具体的にどのような反対意見があったかは不明であるが、老衰の「格下げ」には若干の議論があったようである。

ICD-6が日本で適用されたのは1950(昭和25)年統計からであるが、それに先立ち1947(昭和22)年統計より60歳以上死亡に占める老衰死の割合は低下の一途をたどり、その傾向は2000(平成12)年まで続いた（図1）。当初老衰は「統計分類上のごみ箱」とされ、さらに1958(昭和33)年の ICD-7 適用の際には全国的な宣伝活動が行われ、老衰死亡数・割合は大きく減少した（上田 1960）。しかしその後2000年に21,213人の老衰死を記録して以来、老衰死は数も割合も上昇に転じた。2000年で60歳以上死亡数に対する老衰死の割合は2.6%であったが、直近の2020年では10.3%となっている。

図1 老衰死亡数とその総死亡数・60歳以上死亡数に占める割合の推移（日本）



資料: 人口動態統計（内閣統計局・厚生(労働)省）

ICD-6において老衰死が不詳扱いとなったのは、欧米で高齢・老衰による死亡を剖検すると必ずなんらかの死因が見いだされる、という知見が得られたからであるが、日本においても同様の結果が得られている。1958年から1970年の日本病理剖検輯報に収載されている老衰死427例および死亡高齢者をほぼ全数剖検している浴風会病院剖検例1,469例を分析した結果によれば、剖検診断によっても老衰とせざるを得ない例は前者で5%，後方で3%のみであった（亀山 1974）。また1975年から1996年の百寿者42例の剖検結果には、すべてに老衰ではない何らかの妥当な死因があった（江崎 1999）。したがって、ほかに病気がないような真の老衰はないか、あっても老衰とされる死亡の3-5%程度にとどまる、ということになる。

高齢，老衰という記述は、意図的に真の死因を隠匿するために使われる、という可能性もある。英国では1998年に、医師がモルヒネの大量投与により患者を死亡させ、「高齢」を死因とする死亡診断書を書き遺書を捏造したことをきっかけに、200人以上の同様の殺人が発覚した、というシップマン事件が起こった（Smith 2002）。また、隠匿するわけではないが、死亡診断では真の死因を見逃してしまう、ということもある。例えば神奈川県で2016年に、看護師が点滴液に消毒剤を混入し少なくとも3人を殺害したという事件が起こったが（東京新聞 2021）、医師による死亡診断ではこの事件性を見抜けなかった。2012年に時限立法で「死因究明等の推進に関する法律」が成立し、解剖や死亡時画像診断，死因究明に関わる教育・研究が推進され，2021年6月には「死因究明等推進計画」が閣議決定されているものの（厚生労働省 2021b），この計画の中には老衰に関する記述は見あたらない。

一方、人間はいつか死ぬものであり、自然死としての老衰死を肯定的にとらえる、という考え方も常にある。本来医学は人間にとって避けられない死を老衰死とし、それを目指したはずであり（植村 1984）、死に向かう高齢者の生活の質を考え過剰な検査・治療を避け、家族の価値観や思いを重視すれば老衰という診断もありうる（今永 2019）、という意見もある。

日本で増え続ける老衰死の分析は、寿命伸長の限界との関係、生活の質と死の質、医療と介護、家族との関係といった、多くの切り口があるが、本稿では死因統計に絞って、その状況を、公表統計による分析、国際比較、個票を用いた複合死因分析により明らかにする。

## II. 公表統計による老衰死の増加分析

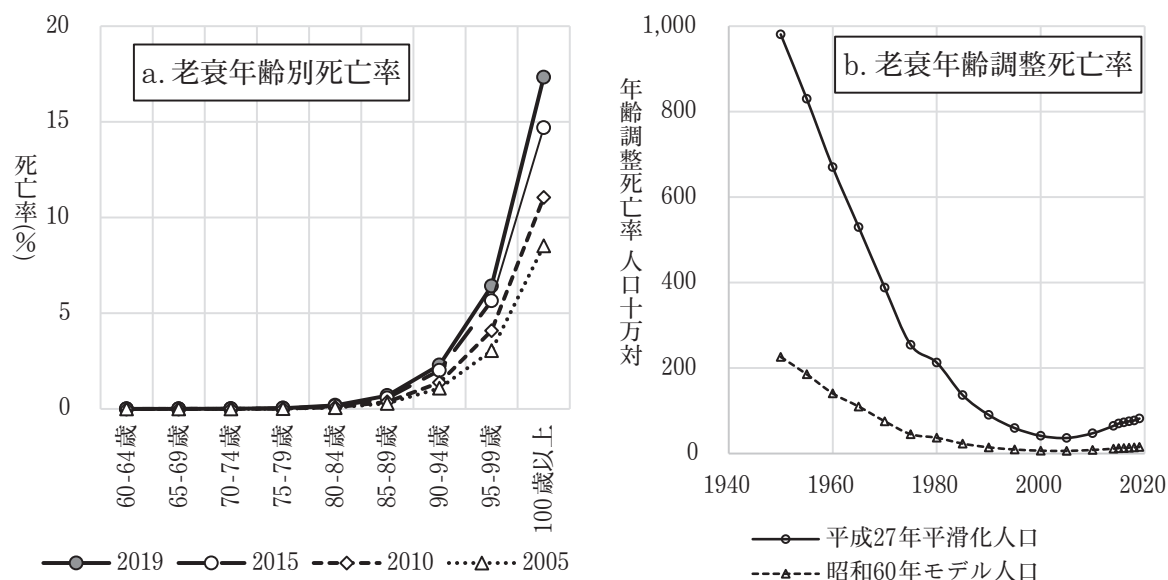
人口動態統計の公表値を用いた老衰死分析は、すでにある程度の蓄積があり、近年の老衰死の増加は、年齢調整死亡率でみるとあまり増加しておらず、以前は自宅での死亡が多かったが最近は施設など場所が多様化し、都道府県別にみると、非都市部、一人当たり医療費が低い都道府県で老衰死亡率が高い、などとされている（今永 2011, 2012; Bando 2020）。ここでは、年齢別、死亡の場所別の老衰死について、直近の値を含めて再検討する。

2005年から2019年<sup>1)</sup>までの年齢5歳階級別の老衰死亡率をみると、あきらかに年齢別、特に85歳以上の老衰死亡率は近年上昇している（図2a）。一方、昭和60年モデル人口を用いて計算・公表されている年齢調整死亡率の公表値は2000年以降あまり上昇していない（図2b）。しかしながら厚生労働省では、この基準人口は現実の人口構成とは異なっていることから、「基準人口の改訂に向けた検討会」を設け、新たな平成27年平滑化人口を基準人口とすることを2020年6月に報告している（厚生労働省 2020）。人口動態統計の公表値に適用されるのはまだ先になるが、ここで、平成27年平滑化人口を基準とした年齢調整死亡率を算定すると、2005年以降上昇の傾向にあるのが見て取れる（図2b）。つまり、基準人口の取り方で増加の傾向がこれまでは見えにくくなっていたが、年齢別老衰死亡率は増加しており、老衰死の増加は、単に高齢者数が増加しただけでは説明がつかない、ということができる。

---

1) 現時点では、2020年の老衰死亡数は公表されているが、分母人口が必要な死亡率は公表されていないため、2019年を最新年とした。

図2 老衰の年齢別死亡率と年齢調整死亡率



資料: 人口動態統計 (厚生労働省)

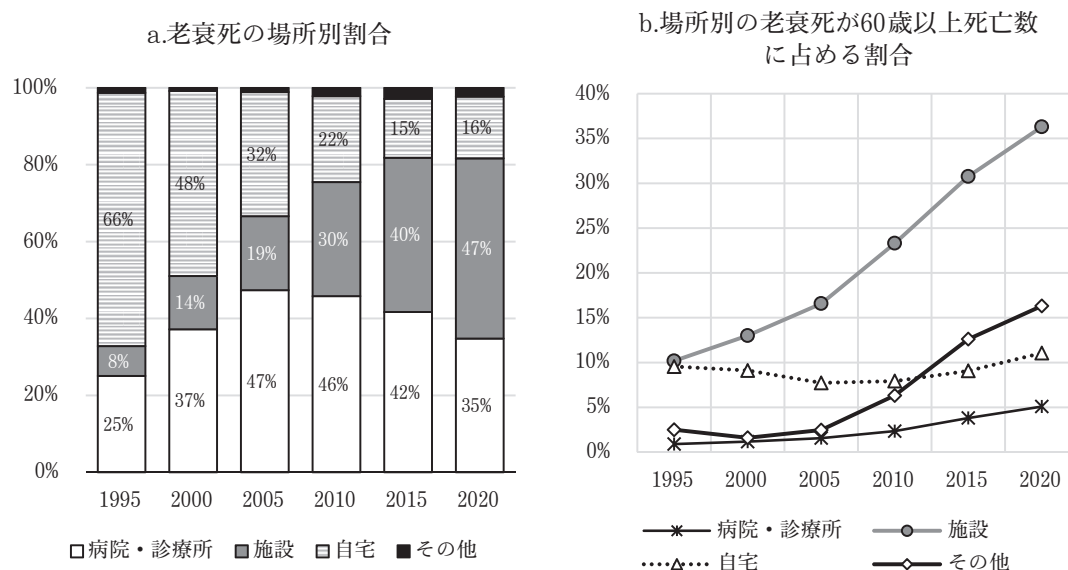
次に、死亡の場所別にみる。1995年では老衰死の66%は自宅で起こっていたが、この割合は2020年には16%に減少する。一方施設<sup>2)</sup>での老衰死は1995年では8%に過ぎなかったが2020年には47%と、老衰死の半数を占めるに至った (図3-a)。この期間、全死因で見ても施設における死亡は増加しているが、施設における老衰死の増加は、死亡全体が施設で増えたことによるのであろうか。そこで死亡の場所別に老衰死が60歳以上死亡総数に占める老衰死の割合をみると、1995年に60歳以上の施設死亡数のうち老衰死が占める割合は10.2%であったが、2020年には36.3%と3倍以上も増加している (図3-b)。つまり、老衰死の増加は、ただ単に施設での死亡が増加したことだけではなく、施設においてもほかの死因に比べ老衰死が増加しているといえる。

このように、近年の老衰死の増加は、超高齢者の増加や施設死亡の増加だけではない別の要因があるといえる。

2) 施設とは、1995～2015年は老人保健施設と老人ホームの計、2020年は介護医療院・介護老人保健施設と老人ホームの計とした。



図3 死亡の場所別老衰死

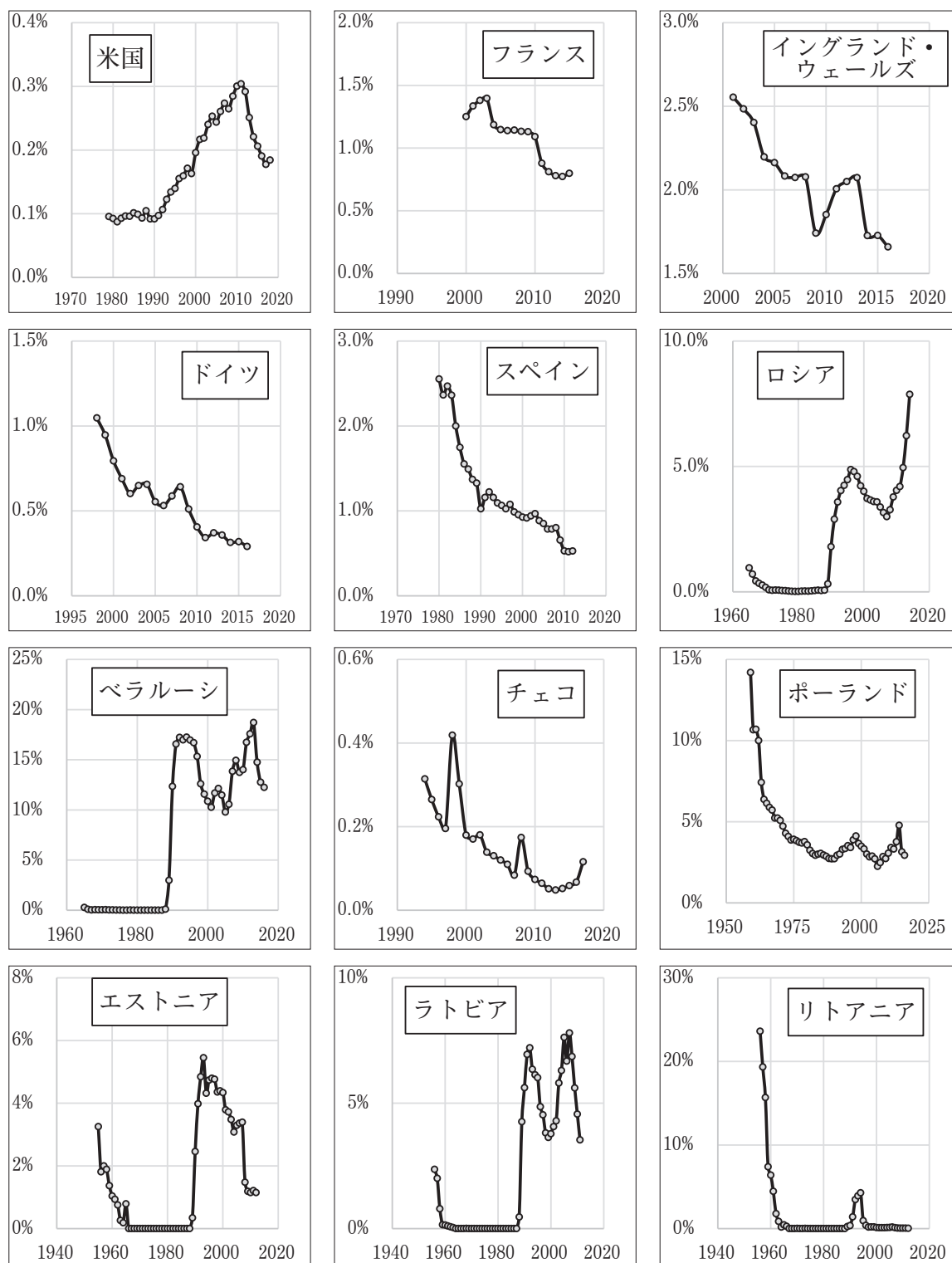


### Ⅲ. 諸外国における老衰死の動向

日本では寿命の伸長に応じて老衰死が増加しているが、日本以外の国々、特に日本同様に寿命が長く、死亡診断書により登録された統計がある国において老衰死はどのように推移しているのだろうか。ここでは、老衰など診断名不明確とする死因を補正しているWHOの集計ではなく、各国の死因別死亡を共通の大分類、中分類で比較可能とするために整備された人類死因データベース(The Human Cause-of-Death Database)を用いて<sup>3)</sup>、各国の老衰死亡割合の推移を見た。国により年齢別死亡構造は異なるため、ここでは60歳以上死亡に対する老衰死の割合を用いている(図4)。2020年の日本程度の老衰死の割合(10.3%)があるのは、ロシア(2014年で7.9%)、ベラルーシ(2016年で12.2%)であるが、近年増加しているのはロシアのみである。その他の国は例えば米国では0.2%(2018年)、フランスでは0.8%(2015年)と、ほとんど無視できる程度の割合である。シッパンマン事件が起こった英国では、イングランド・ウェールズの2001年以降の統計をみると、老衰割合が2.6%から1.7%まで大きく減少している。またこれらの老衰死の割合が小さい国では、近年その割合はさらに減少の傾向にある。チェコのみ2013年から老衰割合が増加の傾向にあるが、増加してもその割合は0.1%と小さい。

3) 人類死因データベースはフランス国立人口研究所、ドイツ・マックスプランク人口研究所の研究者を中心に、世界16か国の死因別死亡データを収集・整備・公開している。 <https://www.causesofdeath.org/>

図4 老衰死亡数の60歳以上死亡数に占める割合の推移

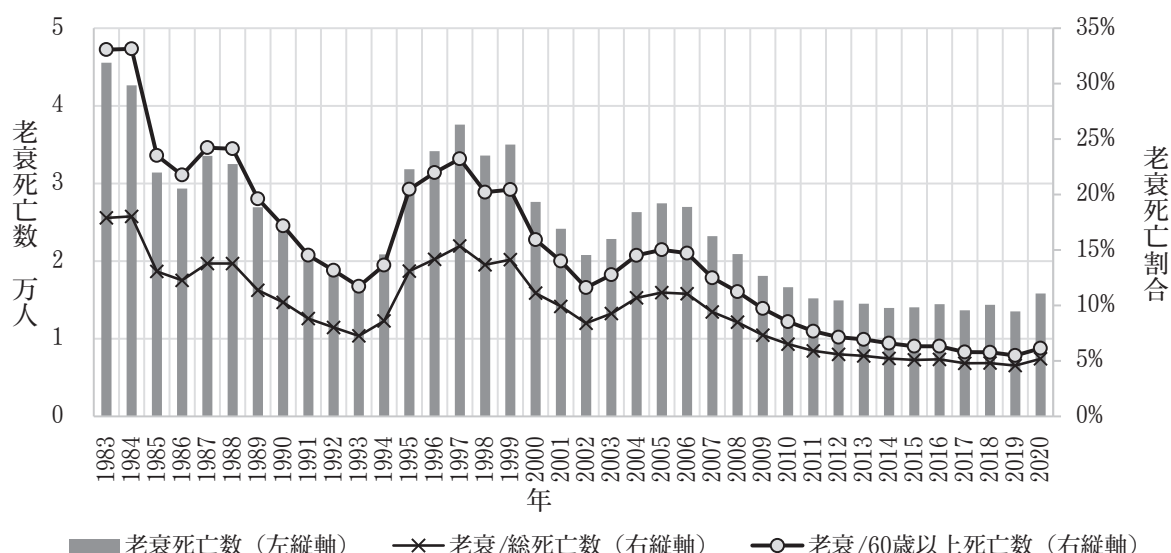


資料: 人類死因データベース (INED/MPIDR) <https://www.causesofdeath.org/>

韓国は過去には日本同様老衰死が多く、老衰死の60歳以上死亡数に占める割合は1984年には33.1%であった。近年は寿命の延伸が続き、日本同様の水準であるが、老衰死の割合

は減少の傾向にあり、2020年では6.1%となっている（図5）。2020年には2019年と比べ若干の上昇がみられるので、日本の2000年以降のように今後増加することも考えられるが、今後の動向を注視する必要がある。

図5 老衰死亡数とその総死亡数・60歳以上死亡数に占める割合の推移（韓国）



資料: 死因統計（韓国統計庁）

[https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1B34E07&language=en&conn\\_path=I3](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E07&language=en&conn_path=I3)

## IV. 死亡個票による老衰死・老衰関連死の分析

### 1. 老衰死の死因記載状況

人が死亡した際に医師が記入する死亡診断書には、死亡をもたらした直接原因とそれをもたらした複数の死因、およびそれぞれの発病から死亡までの期間が記述されている。これらの死因（複合死因）の関連より一つの原因死因が決定され、公表される死因統計は原因死因別に表章されている。ここでは、原因死因、複合死因およびそれらの期間を合わせて分析した。

まず、老衰が原因死因とされた死亡診断書には、どのような書き込みがあるのだろうか。本研究ではオンライン報告による死亡診断書に記述された死因・期間情報を独自にコード化して分析しており（別府・篠原 2021）、そのデータは、2003年から利用可能であるため、ここでは2005、2010、2015、2020年について分析した<sup>4)</sup>。

4) 国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」および厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業）「人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発とその妥当性の評価のための研究（20AB1001）」（令和2-4年、研究代表者:別府志海）において、厚生労働省より統計法32条および33条の規定に基づき個票データの提供を受けた。個票を再集計しているため、公表数値とは一致しない場合がある。



死亡票情報のうち、死因に関する情報を記載している箇所として、①死亡の原因Ⅰ（ア）、②同（イ）、③同（ウ）、④同（エ）、⑤死亡の原因Ⅱ、⑥手術部位および主要所見、⑦解剖主要所見、⑧その他特に付言すべきことから、⑨備考の9か所の記載状況をみた。それぞれの箇所に記載があっても、「なし」「不明」といった記述もあることから、そのような記述を除いた意味のある記載がある箇所数を数えると、老衰死のうち約9割は1か所にしか記載がない状況で、その割合は2005年では87.4%であったところ、2020年では93.8%と増加している（表1）。

表1 老衰死の死因記載箇所数の推移

記入箇所数	2005	2010	2015	2020
0	6	6	25	16
1	9,233	31,642	73,531	123,459
2	1,233	4,361	6,888	7,630
3	91	477	647	448
4	2	29	36	21
5	1	1	1	0
6	0	2	0	0
合計	10,566	36,518	81,128	131,574
1か所の割合	87.4%	86.6%	90.6%	93.8%
非オンライン死亡数*	15,794	8,824	3,682	866
老衰死計	26,360	45,342	84,810	132,440

\*「非オンライン死亡数」とは、オンラインで報告されていない老衰死亡数。オンラインで報告されていない死亡については、記入箇所などの複合死因情報は提供されない。  
資料: 人口動態統計 統計法32・33条に基づき提供を受けた個票情報より作成

意味のある記述が9か所のうちどの欄にあるのかを見ると（表2）、Ⅰ欄（ア）がほとんどであり、Ⅰ欄（イ）は2005年では7.3%に記載があったが、年々減少し、2020年では1.7%にしか記載されていない。Ⅱ欄はⅠ欄に影響を及ぼした傷病名等を書くこととされており、ここにある程度の病状を示す記述があることが期待されるが、実際に記載があるのはオンラインで報告された老衰死全体の1.0%～1.9%にすぎない。Ⅱ欄よりも記載が多いのは手術、その他特に付言すべきことから、それぞれ2%前後の記載がある。Ⅱ欄、手術の記載割合は経年で増加・減少の変化はないが、その他特に付言すべきことからの記載割合は、2005年から2020年にかけて、特に2015年以降減少が認められ、Ⅰ欄（イ）の記載割合の減少と同様である。

表 2 老衰死の死因記載欄別記載数・割合の推移

記載欄	2005		2010		2015		2020	
ア	10,545	99.8%	36,490	99.9%	81,066	99.9%	131,530	100.0%
イ	769	7.3%	2,600	7.1%	3,496	4.3%	2,277	1.7%
ウ	24	0.2%	176	0.5%	276	0.3%	82	0.1%
エ	1	0.0%	10	0.0%	0	0.0%	3	0.0%
Ⅱ	152	1.4%	676	1.9%	1,170	1.4%	1,357	1.0%
手術	208	2.0%	920	2.5%	1,944	2.4%	3,031	2.3%
解剖	4	0.0%	30	0.1%	32	0.0%	26	0.0%
付言	274	2.6%	951	2.6%	1,385	1.7%	1,760	1.3%
備考	8	0.1%	75	0.2%	28	0.0%	81	0.1%
合計*	10,566	100.0%	36,518	100.0%	81,128	100.0%	131,574	100.0%

\*「合計」は、オンラインで報告されている老衰死の合計。

資料：人口動態統計 統計法32・33条に基づき提供を受けた個票情報より作成

これらのことから、近年老衰が著しく増加しているなか、死亡診断書に記載されている内容は年を追って情報量が減ってきていることがわかる。

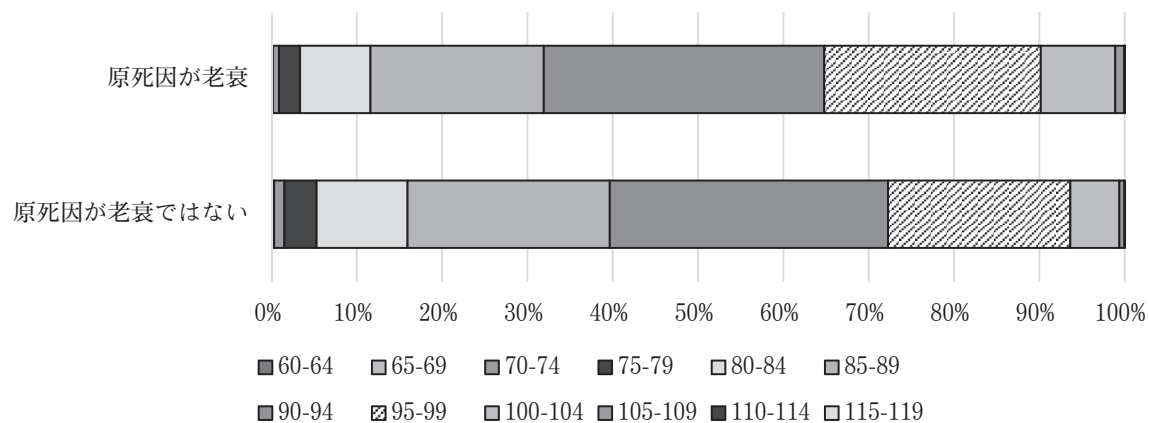
## 2. 老衰死と老衰関連死の記載傷病名

それでは、老衰死に複数の記載がある場合は、少ないながらも、どのような情報が書かれているのであろうか。2005、2010、2015、2020年について、Ⅰ欄（ア）、（イ）、（ウ）、（エ）、Ⅱ欄に記載された傷病名をICD分類別に合計し表3に示した。前述のように、90％程度の老衰死は記述が1つであるので、当然記載傷病名としては老衰が多いが、次いで多いのは心不全・詳細不明（I50.9、2020年を除く）、その他の明示された全身症状及び徴候（R68.8）、倦怠（感）及び疲労（R53）となっている。2020年の老衰死の死亡個票には心不全の記述は全くないが、これは心不全という書き込みがあれば原死因は老衰としない、という原死因選択ルールがとられたのではないかと思われる。さらに、心不全、心停止、呼吸不全といった傷病名を除き、老衰に特徴的だと思われる傷病名は、栄養性消耗症（E41）、筋の消耗及び萎縮・他に分類されないもの（M62.5）、嚥下障害（R13）、摂食障害詳細不明（F50.9）などである。老衰死のうち、本来は老衰以外の医学的原因があったが死亡診断書に書かれなかったケースと、そのようなその他の原因がなく、老衰としか書きようがない「真の」老衰があるとすれば、これらの傷病は「真の」老衰に認められるものと考えられようか。

一方、死亡票のⅠ欄（ア）、（イ）、（ウ）、（エ）、Ⅱ欄どこかに老衰と記載された死亡例（以下「老衰関連死」とする）を原死因別に見たものが表4である。これをみると、老衰が50％台で一番多いが、この割合は2005年の53.8％から2020年の59.9％に増加の傾向にある。次いで多いのは、脳梗塞の続発・後遺症（I69.3）、詳細不明の認知症（F03）、肺炎詳細不明（J18.9）、心不全・詳細不明（I50.9）、晩発性 Alzheimer 病（G30.1）、食物及び吐物による肺臓炎（J69.0）などである。老衰関連死亡数はオンライン報告の増加もあり

2005年の18,982人から2020年の218,001人に増加しているが、これらのうち原死因が老衰である割合は2005年の54%から2020年の60%に増加した。これは、真の老衰が増えたのか、老衰とだけ記入するケースが増えたことによるのかはわからない。老衰関連死のうち、老衰以外が原死因である死亡と老衰が原死因である死亡の年齢分布をみると、2020年では老衰が原死因である死亡は高年齢で多く（図6）、この傾向は、2005年から同様である。

図6 原死因別にみた老衰関連死の年齢構成（2020年）



資料：人口動態統計（厚生労働省） 統計法32・33条に基づき提供を受けた個票情報より作成

表3 老衰死における記載傷病名

no.	2005			2010			2015			2020		
	記載傷病名	ICD	n	%	記載傷病名	ICD	n	%	記載傷病名	ICD	n	%
1	老衰	R54	10,245	97.0%	老衰	R54	35,674	97.7%	老衰	R54	79,881	98.5%
2	心不全・詳細不明	I509	414	3.9%	心不全・詳細不明	I509	927	2.5%	心不全・詳細不明	I509	1,285	1.6%
3	倦怠（感）及び疲労	R53	242	2.3%	倦怠（感）及び疲労	R53	578	1.6%	倦怠（感）及び疲労	R688	799	1.0%
4	その他の明示された全身症状及び徴候	R688	150	1.4%	その他の明示された全身症状及び徴候	R688	404	1.1%	倦怠（感）及び疲労	R53	670	0.8%
5	うっ血性心不全	I500	39	0.4%	呼吸不全・詳細不明	J969	295	0.8%	筋の消耗及び萎縮・他に分類されないもの	M625	425	0.5%
6	心停止・詳細不明	I469	26	0.2%	筋の消耗及び萎縮・他に分類されないもの	M625	212	0.6%	呼吸不全・詳細不明	J969	399	0.5%
7	ショック・詳細不明	R579	24	0.2%	急性呼吸不全	J960	184	0.5%	急性呼吸不全	J960	225	0.3%
8	栄養性消耗症	E41	22	0.2%	うっ血性心不全	I500	108	0.3%	嚥下障害	R13	217	0.3%
9	筋の消耗及び萎縮・他に分類されないもの	M625	20	0.2%	ショック・詳細不明	R579	94	0.3%	うっ血性心不全	I500	142	0.2%
10	嚥下障害	R13	20	0.2%	嚥下障害	R13	80	0.2%	ショック・詳細不明	R579	136	0.2%
11	器質性障害又は疾病に起因しない詳細不明の機能障害	F529	15	0.1%	栄養補給の困難及び不適当な管理	R633	78	0.2%	栄養補給の困難及び不適当な管理	R633	131	0.2%
12	食欲不振	R630	14	0.1%	心停止・詳細不明	I469	72	0.2%	食欲不振	R630	97	0.1%
13	栄養補給の困難及び不適当な管理	R633	13	0.1%	呼吸停止	R092	62	0.2%	心停止・詳細不明	I469	94	0.1%
14	栄養欠乏症・詳細不明	E639	12	0.1%	栄養性消耗症	E41	58	0.2%	壊疽・他に分類されないもの	R02	87	0.1%
15	壊疽・他に分類されないもの	R02	11	0.1%	食欲不振	R630	46	0.1%	消化器系及び腹部に関するその他の明示された症状及び徴候	R198	63	0.1%
16	呼吸停止	R092	7	0.1%	壊疽・他に分類されないもの	R02	42	0.1%	呼吸停止	R092	61	0.1%
17	その他及び詳細不明の呼吸の異常	R068	5	0.0%	摂食障害・詳細不明	F509	30	0.1%	栄養性消耗症	E41	60	0.1%
18	下背部痛	M545	3	0.0%	栄養欠乏症・詳細不明	E639	23	0.1%	窒息	R090	50	0.1%
19	昏睡・詳細不明	R402	3	0.0%	胃腸造設状態	Z931	20	0.1%	消化器系及び腹部に関するその他の明示された症状及び徴候	R198	36	0.0%
20	胃腸造設状態	Z931	3	0.0%	窒息	R090	17	0.0%	栄養欠乏症・詳細不明	E639	31	0.0%
	合計		10,566	100.0%	合計		36,518	100.0%	合計		81,128	100.0%
											131,574	100.0%

\*「合計」は、オンラインで報告されている老衰死の合計。傷病名は上位20位までを掲載。

資料: 人口動態統計（厚生労働省）統計法32・33条に基づき提供を受けた個票情報より作成

表 4 老 衰 関 連 死 の 原 死 因

No.	2005			2010			2015			2020		
	原死因	ICD	n	%	原死因	ICD	n	%	原死因	ICD	n	%
1	老 衰	R54	10,207	53.8%	老 衰	R54	35,584	56.4%	老 衰	R54	130,484	59.9%
2	脳梗塞の続発・後遺症	I693	1,438	7.6%	脳梗塞の続発・後遺症	I693	3,946	6.3%	脳梗塞の続発・後遺症	I693	6,603	4.9%
3	肺炎・詳細不明	J189	797	4.2%	詳細不明の認知症	F03	2,392	3.8%	詳細不明の認知症	F03	5,707	4.2%
4	詳細不明の痴呆	F03	511	2.7%	肺炎・詳細不明	J189	2,074	3.3%	心不全・詳細不明	I509	3,580	2.6%
5	心不全・詳細不明	I509	489	2.6%	心不全・詳細不明	I509	1,806	2.9%	晩発性Alzheimer病	G301	3,514	2.6%
6	脳梗塞・詳細不明	I639	385	2.0%	脳梗塞・詳細不明	I639	1,198	1.9%	肺炎・詳細不明	J189	3,360	2.5%
7	本態性高血圧	I10	222	1.2%	食物及び嘔吐による肺臓炎	J690	901	1.4%	食物及び嘔吐による肺臓炎	J690	4,301	2.0%
8	脳内出血の続発・後遺症	I691	213	1.1%	晩発性Alzheimer病	G301	886	1.4%	脳梗塞・詳細不明	I639	2,403	1.8%
9	糖尿病詳細不明合併症なし	E149	190	1.0%	脳内出血の続発・後遺症	I691	663	1.1%	脳内出血の続発・後遺症	I691	1,546	1.1%
10	食物及び嘔吐による肺臓炎	J690	174	0.9%	糖尿病詳細不明合併症なし	E149	659	1.0%	パーキンソン病	G20	1,324	1.0%
11	慢性腎臓病・詳細不明	N189	161	0.8%	本態性高血圧	I10	652	1.0%	Alzheimer病詳細不明	G309	1,152	0.9%
12	晩発性Alzheimer病	G301	150	0.8%	パーキンソン病	G20	542	0.9%	糖尿病詳細不明合併症なし	E149	1,137	0.8%
13	呼吸不全・詳細不明	J969	147	0.8%	慢性腎臓病・詳細不明	N189	505	0.8%	慢性腎臓病・詳細不明	N189	1,079	0.8%
14	パーキンソン病	G20	140	0.7%	うっ血性心不全	I500	318	0.5%	本態性高血圧	I10	952	0.7%
15	体液量減少（症）	E86	111	0.6%	体液量減少（症）	E86	316	0.5%	うっ血性心不全	I500	652	0.5%
16	胃癌、部位不明	C169	96	0.5%	胃癌、部位不明	C169	289	0.5%	心房細動及び粗動	I48	548	0.4%
17	うっ血性心不全	I500	92	0.5%	心房細動及び粗動	I48	217	0.3%	胃癌、部位不明	C169	504	0.4%
18	血管性認知症・詳細不明	F019	77	0.4%	Alzheimer病詳細不明	G309	216	0.3%	体液量減少（症）	E86	437	0.3%
19	閉鎖性大腿骨頸部骨折	S720A	74	0.4%	肺炎腫・詳細不明	J439	216	0.3%	尿路感染症、部位不明	N390	378	0.3%
20	肺炎腫・詳細不明	J439	71	0.4%	血管性認知症・詳細不明	F019	210	0.3%	神経系のその他の変性疾患	G318	356	0.3%
21	急性呼吸不全	J960	70	0.4%	閉鎖性大腿骨頸部骨折	S720A	195	0.3%	閉鎖性大腿骨頸部骨折	S720A	351	0.3%
22	心房細動及び粗動	I48	69	0.4%	褥瘡性潰瘍	L89	194	0.3%	大腿骨骨折の続発・後遺症	T931	341	0.3%
23	大腿骨骨折の続発・後遺症	T931	66	0.3%	関節リウマチ・詳細不明	M069	192	0.3%	慢性閉塞性肺疾患詳細不明	J449	332	0.2%
24	詳細不明栄養失調	E461	65	0.3%	大腿骨骨折の続発・後遺症	T931	186	0.3%	多発硬塞性認知症	F011	315	0.2%
25	狭心症・詳細不明	I209	63	0.3%	詳細不明の腎不全	N19	176	0.3%	前立腺の悪性新生物	C61	308	0.2%
21	関節リウマチ・詳細不明	M069	60	0.3%	閉鎖性大腿骨頸部骨折	S720A	195	0.3%	閉鎖性大腿骨頸部骨折	S720A	351	0.3%
22	詳細不明の慢性気管支炎	J42	59	0.3%	褥瘡性潰瘍	L89	194	0.3%	大腿骨骨折の続発・後遺症	T931	341	0.3%
23	褥瘡性潰瘍	L89	59	0.3%	関節リウマチ・詳細不明	M069	192	0.3%	慢性閉塞性肺疾患詳細不明	J449	332	0.2%
24	詳細不明の腎不全	N19	59	0.3%	大腿骨骨折の続発・後遺症	T931	186	0.3%	多発硬塞性認知症	F011	315	0.2%
25	急性心筋梗塞・詳細不明	I219	52	0.3%	詳細不明の腎不全	N19	176	0.3%	前立腺の悪性新生物	C61	308	0.2%
	合計		18,982	100.0%	合計		63,089	100.0%	合計		135,453	100.0%
					合計				合計		218,001	100.0%

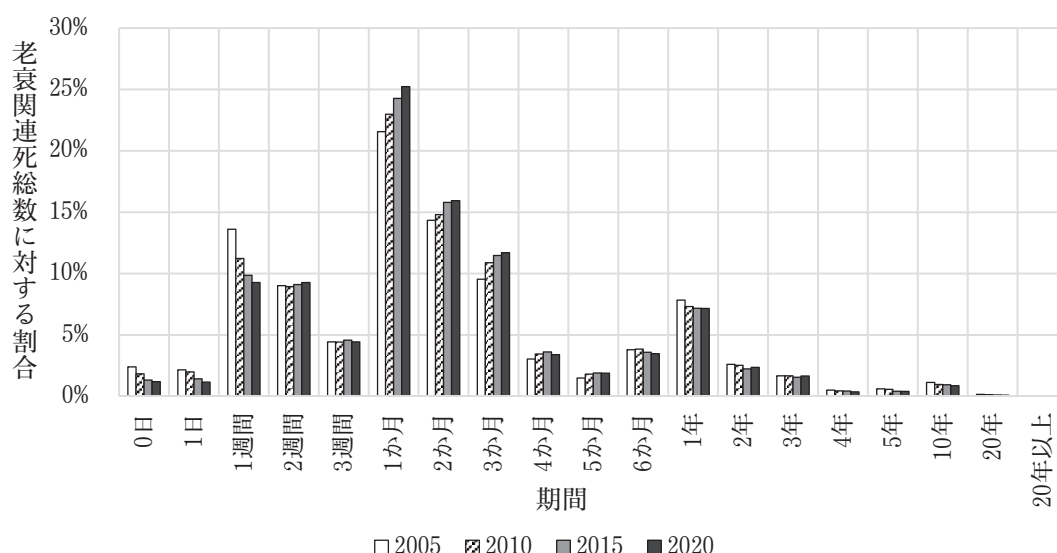
\*「合計」は、オンラインで報告されている老衰死の合計。傷病名は上位20位までを掲載。  
資料: 人口動態統計（厚生労働省）統計法32・33条に基づき提供を受けた個票情報より作成



### 3. 老衰の期間

死亡診断書には、死因となりうる傷病が生じてから死亡するまでの期間の記入欄がある。本研究プロジェクトにおいては、オンライン個票に自由記載形式で記述された期間に関するテキストを日数形式へ正規化処理を施している（篠原 2021）。死因記入欄のいずれかに書かれている「老衰」の死亡までの期間を平均すると、2005年で188日であったところ、2010年に200日、2015年に213日と上昇したのち、2020年には186日と短くなった。この期間欄は自由記載であるので、1日、1週間、1か月、1年といった単位で記入されることが多く、その件数の分布を表すように期間を設定し、その推移をみた（図7）。老衰期間で一番多いのは1か月<sup>5)</sup>で、0日、1日、1週間といった短い期間の老衰は近年減少し、1～3か月の期間である老衰は増加、6か月以上の老衰は減少の傾向がある。

図7 老衰関連死における老衰の期間



注: それぞれの期間以内およびその前の期間カテゴリよりも大きい期間の死亡数をカウントしている。  
資料: 人口動態統計（厚生労働省） 統計法32・33条に基づき提供を受けた個票情報より作成

老衰期間が0日、1日といった短い期間の死因記載をみると、原死因が老衰の場合は死亡後に発見されたり、病院に到達したケースが多く、原死因が老衰以外の場合はI欄（ア）に老衰、（イ）以降に心不全や腎不全、認知症など原死因になる病名がより長い期間で記述されていることが多い。つまり、老衰という病名は、最終的に死をもたらす直接死因として用いられている。逆に老衰期間が1年などの長期の死因記載をみると、原死因が老衰の場合は老衰以外の記述がない場合が多い。原死因が老衰以外の場合は、認知症や心不全、脳出血などが老衰期間よりも長い期間で書かれていることもあるが、直接死因として多臓器不全や呼吸不全、肺炎などがより短い期間で書かれている場合もある。さらに数は少な

5) 3週間を超えて1か月以下であるもの。

いが、老衰の期間に年齢が書かれているケースもあり、これは老衰というのは生まれた時からの老化によるので年齢が老衰の期間である、という解釈によるものなのであろう。つまり、老衰のとらえ方は、死亡そのものをもたらす直接死因、という解釈から、死亡をもたらした原死因という解釈まで様々である。そのため、老衰期間の変化についてその要因を説明することは難しいが、少なくとも近年、寿命が延びるに依りて老衰期間が延びているわけではない、とはいえるだろう。

## V. おわりに一死の質向上に向けた死因統計のありかた

老衰死が死因第三位となり、そのほとんどは老衰等としか記載のない状況は、死因統計の質からみれば高齢者死亡の半数が老衰死であった戦前の状況と変わりが無い。しかしながら、実際の老衰死をめぐる状況は百年前と現在とは大きく異なっている。医療・介護制度が充実し、在宅、施設、病院それぞれの場所において最適なケアのためのエビデンスは蓄積され、また実施されているはずである。少しずつADLが低下し、睡眠が増え、意思表示もできず、食事もできなくなった末、胃瘻による経管栄養や過度な検査・手術を行わず、穏やかな看取りが行われた、という例を老衰死とした場合、現状でその内容を死因欄に書く際に、「傷病名」として書ける内容は少ない。

しかしながら、果たして2020年では13万件にものぼる老衰死がすべて、そのような理想的な死亡であるのかどうかはわからない。老衰死の9割が、「老衰」とのみ死亡診断書に書かれているようでは、それが理想的な真の老衰なのか、あるいは事件性を持つ、もしくは隠れた死因があったが見過ごされてしまったのかは、世界で一番火葬率が高い日本において、事実は文字通り闇に葬られている、といってもよいだろう。理想的な、真の老衰死がある、とするのであれば、それを正しく示すような死亡診断書の書き方が必要になると思われる。

現状では、老衰死の5%は老衰以外の傷病名が死亡診断書に書かれている。摂食障害や筋の消耗及び萎縮といった病名というよりは症状に当たるがICDに含まれている内容を記述することも一つの手段であるが、老衰による死亡を適切に把握するには、傷病名に付け加え、要介護度やADLといった、障害度、生活機能に関わる内容を、その期間と共に記す事が有用ではないだろうか。ICD-11が世界保健総会で2020年に採択され、日本でもその適用が準備されている。ICD-11の一つの特徴は、その中にICF（国際生活機能分類）を含み、ICDと合わせてコード化できることであり、そのICD-ICF連携を、老衰死に適用するとどのようなことになるのか、一考の価値はあるかもしれない。胃瘻や人工呼吸器といった、生命維持装置を用いれば死亡を遅らせることも可能な中、生活の質、死の質を考えて、家族も納得する死の在り方を選ぶ、という状況を、単に医学的な死亡原因のみでとらえることは難しい。老衰をいたずらに傷病名に落とし込むようなことは、超高齢社会における死亡を正しくとらえることにはならないだろう。

日本では統計でマイナンバーを用いることに合意ができておらず、現状では韓国のように

に、死亡届を医療・介護保険、警察・消防統計等と公的にマッチングさせることは可能ではない。そのため、死因統計を独立した統計リソースとして、死亡のプロセスを把握できるような形に修正する必要があるのではないか。死因統計とは、死亡をもたらした原因を明らかにすることで、防げる死亡をどのように減らすか、その対策を講じるためのものであるが、感染症や慢性疾患のみならず、限りのある寿命がどのように尽き果てたのか、どのような経緯を経て老衰死に至ったのか、どのように死ぬことが最適なのか、という情報を提供する統計に進化するべきである。

世界有数の長寿国であり、またその延伸が続いている日本において、1950年から基本的に変更されていない死亡診断書の記載方法を、ICD-11導入に合わせ、老衰死を適切に捉えられるように改善していくことは、国際社会に対してわが国に課せられた一つの責務であるとも考えられる。

## 謝辞

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」、および厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業）「人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発とその妥当性の評価のための研究（20AB1001）」（令和2-4年、研究代表者：別府志海）による助成を受けた。また、草稿の段階で、日本老年医学会第73回関東甲信越地方会にて報告を行い、その場で有益な質問・コメントを頂いた。

## 参考文献

- 今永光彦、丸井英二（2011）「老衰死はどのように変化してきているのか-人口動態統計を利用した記述疫学的検討-」『厚生 の 指 標』、第58巻第4号、pp.1-5.
- 今永光彦、山崎由花、丸井英二（2012）「「老衰死」の地域差を生み出す要因—2005年の都道府県別老衰死亡率（性別年齢調整死亡率）と医療・社会的指標との関連—」『厚生 の 指 標』、第59巻第13号、pp.1-6.
- 今永光彦、外山哲也（2019）『老衰を診る』MC メディカ出版.
- 上田フサ、河田竹三郎（1960）「まがり角にきた"老衰"」『厚生 の 指 標』第7巻第1号.
- 植村肇（1984）「国民医療の課題—第7報老衰死の激減に思う—」『駒沢短期大学研究紀要』第12巻、pp.17-31, <http://repo.komazawa-u.ac.jp/opac/repository/all/24125/KJ00005115308.pdf> .
- 江崎行芳、沢辺元司、新井富生、松下哲、田久保海誉（1999）「「百寿者」の死因—病理解剖の立場から」『日本老年医学会雑誌』36巻、p.116-121.
- 亀山正邦（1974）「老衰死はあるか—臨床的及び病理学的考察—」『日本老年医学会雑誌』11巻2号、pp.71-81.
- 厚生省大臣官房統計調査部（1952）「附録2 疾病、傷害及び死因統計分類」『昭和25年人口動態統計（第3分冊）』、p.408-424.
- 厚生大臣官房統計情報部（1950）『昭和25年より日本において採用した疾病、傷害及び死因統計分類提要 第一巻 総論及び分類』.
- 厚生労働省（2021a）『死亡診断書（死体検案書）記入マニュアル 令和3年度版』  
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/manual/> .
- 厚生労働省（2021b）『死因究明等推進計画』令和3年6月1日閣議決定  
[https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou\\_iryuu/iryuu/shiinkyuumei\\_keikaku.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/iryuu/shiinkyuumei_keikaku.html) .



- 篠原恵美子（2021）「死亡診断書における死亡の原因のコード化と期間表現の正規化」厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業）『人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発とその妥当性の評価のための研究』令和2年度報告書
- 東京新聞（2021）「【判決要旨全文】3人殺害の元看護師に無期懲役判決 責任能力を認めつつ、死刑回避の理由は 旧大口病院事件」，2021年11月9日17時20分，<https://www.tokyo-np.co.jp/article/141756/> .
- 内閣統計局（1903）『死亡原因類別調査報告書』.
- 内務省衛生局（1906）『衛生局年報 明治35年』.
- 長谷川卒助（1959）「明治初期の死因分類」『厚生 の 指標』1959年9月号，pp.24-28.
- 林玲子（2020）「内務省衛生局による死因統計—その成立過程と特徴」厚生労働科学研究費補助金地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業「東アジア、ASEAN 諸国における UHC に資する人口統計システムの整備・改善に関する総合的研究」（H30—地球規模—一般—002）令和元年度 総括研究報告書.
- 別府志海，篠原恵美子（2021）「複合死因データの死因記載状況について」厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業）『人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発とその妥当性の評価のための研究』令和2年度報告書.
- 渡邊定（1954）「わが国の死因分類への回顧」『厚生 の 指標』昭和29年第1巻1号，pp.13-16.
- Smith, Janet (2002) *The Shipman Inquiry, First Report, Volume One Death Disguised*, The Inquiries and Investigations Unit, the Department of Health, United Kingdom,  
<https://webarchive.nationalarchives.gov.uk/ukgwa/20090808155005/http://www.the-shipman-inquiry.org.uk/home.asp>.
- WHO (1950) Manuel de Classement Statistique International des Maladies, Traumatismes et Causes de Décès, Sixième révision des Nomenclatures Internationales des Maladies et Causes de Décès, Adoptée en 1948, <https://apps.who.int/iris/handle/10665/42894>
- WHO (2020) "WHO methods and data sources for country-level causes of death 2000-2019 Global Health Estimates", *Technical Paper* WHO/DDI/DNA/GHE/2020.2.
- Bando, Masaki, Nobuyuki Miyatake, Hiroaki Kataoka, Hiroshi Kinoshita, Naoko Tanaka, Hiromi Suzuki and Akihiko Katayama (2020) "Changes and Variations in Death Due to Senility in Japan", *Healthcare*, 8, 443 doi:10.3390/healthcare8040443.

※上記 url は2021年12月28日にアクセス可能であることを確認した.

# Statistical Analysis of Senility Death in Japan

HAYASHI Reiko, BEPPU Motomi, ISHII Futoshi and SHINOHARA Emiko

Senility death, defined here as the death which the underlying cause is senility (R54), is currently the third leading cause of death in Japan, and the number and percentage of senility deaths are increasing every year. This increase cannot be explained solely by the increase of older persons or deaths at the long-term care facility. Internationally, since ICD-6 was adopted in 1948, senility is considered to be an ill-defined cause and deaths caused by senility are rare in many countries, with Japan being an exception.

In 2020, 93.8% of the senility deaths had only one entry filled by the certifying doctor in the death certificate, most of the cases simply written as "senility". This percentage has been increasing since 2005 (87.4%). In cases more than one cause were written, marasmus (E41), muscle wasting and atrophy (M62.5), dysphagia (R13), or eating disorder (F50.9) are mentioned, apart from other ill-defined causes such as heart failure (I50.9), fatigue (R53) or respiratory failure (J96.9). On the other hand, around half of the deaths related to senility, where the word "senility" is mentioned somewhere in the death certificate, were caused by senility, followed by cerebral infarction (I69.3), dementia (F03), pneumonia (J18.9), and heart failure (I50.9). In terms of the time interval from onset of senility to death, one month is the most common description, but it varies from 1 day, 1 week, 1 month, 1 year, and in a few cases, age is described as the duration of senility. It indicates that the certifying doctors have different ways of perceiving senility.

If the cause of death listed on the death certificate is just "senility," it is possible that the true cause of death is hidden or not discovered. This could happen by the negligence of the caregiver, but also out of better care, seeking the quality of life and death, avoiding unnecessary medical tests and examinations. Also, there may be "true" senility deaths that can only be described as senility, without any other particular diseases. It may be necessary to consider how to describe true senility in the death certificate so that it can be distinguished from ill-defined deaths. Given the increasing number of deaths at very old age, the death certificate should be remodelled to describe better the process of the deaths, incorporating not only medical causes but also disability and functioning status towards the end of life.

**【Keywords】** senility, vital statistics, underlying cause of death, multiple cause of death, Japan

特集Ⅰ：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究

## 死因简单分類別の長期時系列死因統計の再構築\*

大 津 唯†

死因統計は、世界保健機関（WHO）が定める国際疾病分類（ICD）に準拠した「疾病、傷害及び死因の統計分類」に基づいて、厚生労働省の「人口動態統計」の中で公表されている。しかし、ICDは定期的に改訂されるため、死因統計はそのたびに断絶が生じ、長期的な傾向の正確な把握が困難となっている。そこで、国立社会保障・人口問題研究所は、ICDの最も詳細な分類である4桁分類のレベルでICD-9（日本における適用期間：1979～94年）をICD-10（日本における適用期間：1995年～）に変換し、日本の長期時系列死因統計を再構築する作業を進めてきたところである。

本稿は、この再構築した死因統計を、より上位の分類である死因简单分類別に集約した結果について、確認したものである。それにより、公表された統計では不明瞭であった各死因の死亡数の長期的な傾向について、正確に把握することができた。

キーワード：死因統計，ICD

### Ⅰ. はじめに

死因統計は、死亡の実態を正確に把握し、国民の健康と福祉の増進を図る上での基礎的な統計である。日本では、世界保健機関（WHO）が定める国際疾病分類（International Classification of Disease, ICD）に準拠した「疾病、傷害及び死因の統計分類」に基づいて、厚生労働省の「人口動態統計」の中で公表されている。しかし、ICDは定期的に改訂されるため、死因統計はそのたびに断絶が生じ、長期的な傾向の正確な把握が困難となっている。

こうした課題を克服し、一貫した定義に基づく国際比較可能な長期時系列データを構築・提供するために、フランス国立人口研究所（INED）とマックス・プランク人口研究所（MPIDR）の共同プロジェクトとして立ち上げられたのが、Human Cause-of-Death Database（HCD）である。HCDは、1980年代以降にINEDで開発された手法（Vallin and Meslé, 1988, 1998; Meslé and Vallin, 1996）に基づいて、各国の長期時系列死因統

\* 本研究は、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」（2020～22年度）の一環として実施したものである。

† 埼玉大学大学院人文社会科学部研究科

表 1 ICD 改訂の歴史

Version	WHOの採択年	日本での適用年	分類項目数 [細項目]
ICD-1	1900	1899	179 [-]
ICD-2	1909	1909	189 [-]
ICD-3	1920	1923	205 [-]
ICD-4	1929	1933	200 [-]
ICD-5	1938	1946	200 [-]
ICD-6	1948	1950	953 [-]
ICD-7	1955	1958	953 [-]
ICD-8	1965	1968	1,040 [3,489]
ICD-9	1975	1979	1,179 [7,130]
ICD-10	1990	1995	2,036 [14,195]
	2003	2006	2,045 [14,258]
	2013	2016	2,053 [14,609]
ICD-11	2019		

(出所) 森他 (2018: 436) をもとに筆者作成.

計を ICD-10<sup>1)</sup> の最も詳細な分類である 4 桁分類<sup>2)</sup> で再構築する取り組みであり、2016年にデータの公開が始まっている。

このような国際的動向の中で、国立社会保障・人口問題研究所の「長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究」(2014～16年度)、その後継プロジェクトである「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」(2017～19年度)、「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」(2020～22年度)では、HCD の手法を応用して ICD-9 (日本における適用期間：1979～94年) を ICD-10 (日本における適用期間：1995年～) に変換し、日本の長期時系列死因統計を再構築する作業を進めてきたところである (是川 2015, 大津他 2016, 大津他 2017, 大津他 2018a, 大津他 2018b, 大津 2020)。

ところで、ICD-10の 4 桁分類レベルで死因統計の再構築を行うにあたっては、当然のことながら、より上位の分類にデータを集約しても不整合が生じないようにする必要がある。こうした作業は HCD において各国共通の分類に基づいて行われているが、一方で、日本では独自の分類である死因簡単分類が最もよく利用されることから、死因簡単分類別にデータを集約した際の整合性も求められる。

そこで本研究では、実際に ICD-10の 4 桁分類レベルで再構築した死因統計を死因簡単分類別に集約し、その妥当性について検討を行った。本稿は、その結果を取り纏めたものである。

1) ICD の第10回修正。1990年に WHO で使用が勧告された。日本では、社会保障審議会での審議を経て1995年から採用されている (表 1)。なお、2019年 5 月の WHO 総会で第11回改訂版 (ICD-11) が承認されており、各国に順次導入される予定である。

2) ICD-10は22の章から構成され、それぞれの章は 3 桁分類と、さらに詳細な 4 桁分類によって構成されている。3 桁分類の項目数は約2,000、4 桁分類の項目数は約12,000である。

本稿の構成は次の通りである。まず第2節では、本研究で用いたデータについて説明する。続く第3節では、死因統計の再構築方法に関する概略を述べる。第4節は、再構築したデータを死因簡単分類別に集約した結果を確認する。第5節は、本稿のまとめである。

## II. データ

データは、「人口動態統計」（厚生労働省）において公表されている「死亡数，性・年齢（5歳階級<sup>3)</sup>）・死因（死因基本分類）別」を用いた。利用したデータの期間はICD-9適用期間のうち1981～94年<sup>4)</sup>とICD-10適用期間のうち1995～2011年である。2012年以降のデータは、今後追加する予定である。

## III. 死因統計の再構築の方法

ICD-9をICD-10に変換するためには、ICD-9とICD-10の各コードの対応関係を特定する必要がある。この対応関係については、WHOが対応表を公表しているが、WHOの対応表は理論上のあらゆる可能性が網羅されたものであり、死因統計においてICD-9の各コードがICD-10のどのコードに実際に置き換えられたのかは明確でない。加えて、この置き換えられ方は国によって少しずつ異なる。そのため、ICD-9とICD-10の対応関係は国ごとに特定をする必要がある。HCDでは、統一的な方法論に基づき、国ごとに対応表の作成を行っている。

ところが、日本におけるICD-9のICD-10への変換は、HCDの手法の単なる適用では対応できない特有の課題に直面している。日本では、1995年のICD-10導入と同時に、死亡診断書の改訂を実施しているが、この改訂の中で、「死亡の原因」欄の注意書きとして「疾患の終末期の状態としての心不全、呼吸不全等は書かないでください」という記述が追加された<sup>5)</sup>。この新しい様式の施行は1995年からであったが、前年に医師等を対象とした講習会が開催されるなど、事前周知が行われた（野村他 2014，加藤他 2015）。その結果、1993年まで緩やかな増加傾向にあった心不全による死亡数は1993年から1995年にかけて大幅に減少し（図1）、さらに腎不全による死亡数も1994年から1995年にかけて大幅に減少した一方、他の多くの死因では非連続的な増加が生じた（図2）。

本研究では、このような課題に対応するため、HCDの手法に基づいてICD-9をICD-10に変換する前に、死亡診断書の改訂に伴う影響を取り除く作業を行うこととした。すなわ

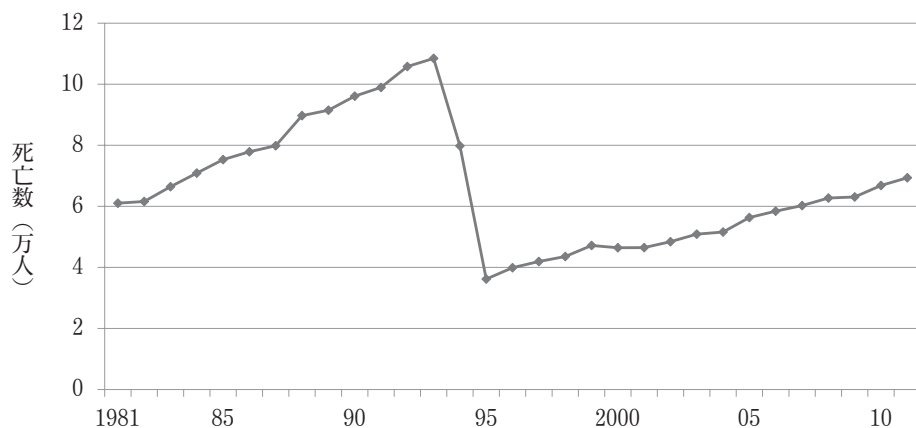
3) 0～4歳は各歳、100歳以上は一括で公表されている。

4) ICD-9が導入されたのは1979年であるが、1979～80年は4桁分類のデータが公開されていないため、ここでは1981年以降を対象としている。

5) これは心不全等という記載全てを否定するものではなく、死の直前の状態としての心不全等のみを捉えて「心不全」等と記載しないしてほしいという趣旨でICD-10の勧告に基づいてなされたものである（厚生労働省 2005, 197頁）。しかし、1993年の末頃は「今後は死亡診断書に心不全は記載できなくなる」などの報道が相次いだ（野村他 1994）。

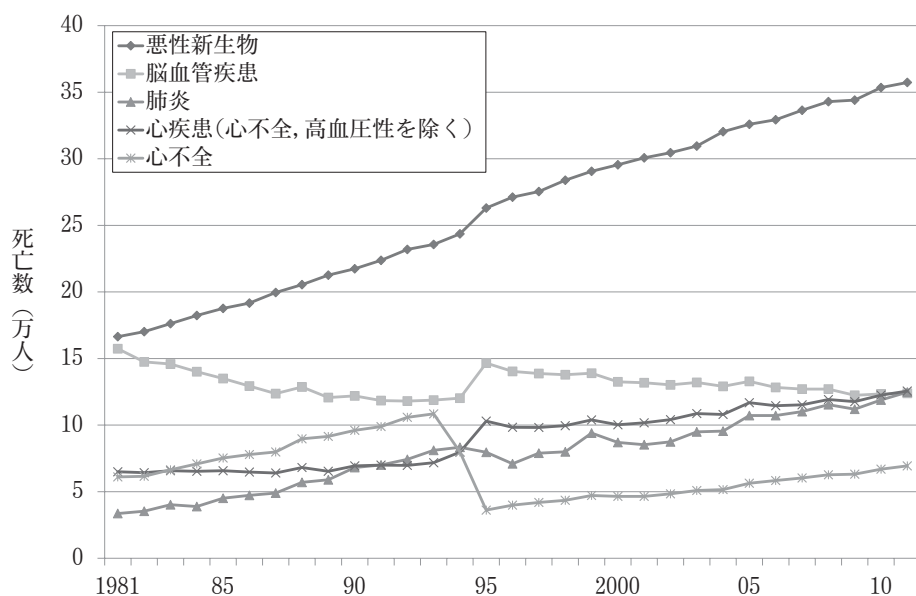
ち、日本における ICD-9の適用期間と ICD-10の適用期間の死因統計の再構築作業は、次の2段階で行われる。

図1 心不全による死亡数の年次推移



(注) 1994年以前は ICD-9の3桁分類428, 1995年以降は ICD-10の3桁分類 I50を集計している。  
(出所) 厚生労働省「人口動態統計」より筆者作成。

図2 主な死因の死亡数の年次推移



(注) 死因年次推移分類別。ただし、心不全は心疾患から除外し、区別して表示している。心不全の定義は図1に同じ。

(出所) 厚生労働省「人口動態統計」より筆者作成。

- ・ 第1段階：1995年の死亡診断書改訂による影響の除去
- ・ 第2段階：ICD-9のICD-10への変換（HCDの手法）

各段階の概要は、次の通りである。

## 1. 第1段階：1995年の死亡診断書改訂による影響の除去

死亡診断書改訂による影響を除去する方法は、さらに次の2段階に分けられる。

- (1) 1993～94年の心不全に関わる不連続の修正
- (2) 1994～95年の心不全と腎不全に関わる不連続の修正

詳細は大津他（2018b）において説明しているので、ここではその概略を説明する。

- (1) 1993～94年の心不全に関わる不連続の修正

1993～94年に非連続的に減少した心不全の死亡数と、それに伴って非連続的に増加した死因の死亡数を、以下2つの手順で性・年齢階級別に修正した<sup>6)</sup>。

手順1：非連続的に増加した死因の死亡数の修正

1993～94年に「心不全、詳細不明」（ICD-9コード428.9）の非連続的な減少に伴って増加したと思われる死因の1993年以前の死亡数を修正し、それにより増加した1993年以前の死亡数を「心不全、詳細不明」から差し引いた。

手順2：心不全の残りの断絶の再配分

手順1だけで「心不全、詳細不明」の不連続が完全に解消されなかったことから、手順1で修正した1993年の「心不全、詳細不明」の死亡数が1994年の値を上回っていれば1993年の死亡数を1994年の死亡数に置き換えることとし、それによって失われた死亡数を、ICD-9コード428.9（心不全）および800～999（損傷および中毒）を除く全ての死因に幅広く配分した。

- (2) 1994～95年の心不全および腎不全に関わる不連続の修正

1994～95年の心不全および腎不全の非連続的な減少と、それに伴って非連続的に増加した死因の死亡数を、以下の2つの手順で性・年齢階級別に修正した。

---

6) 1歳未満の心不全による死亡は乳児に特有の死因との関連が強いことから、1歳以上とは異なる方法で修正を行った。



### 手順1：心不全の死亡数の再配分

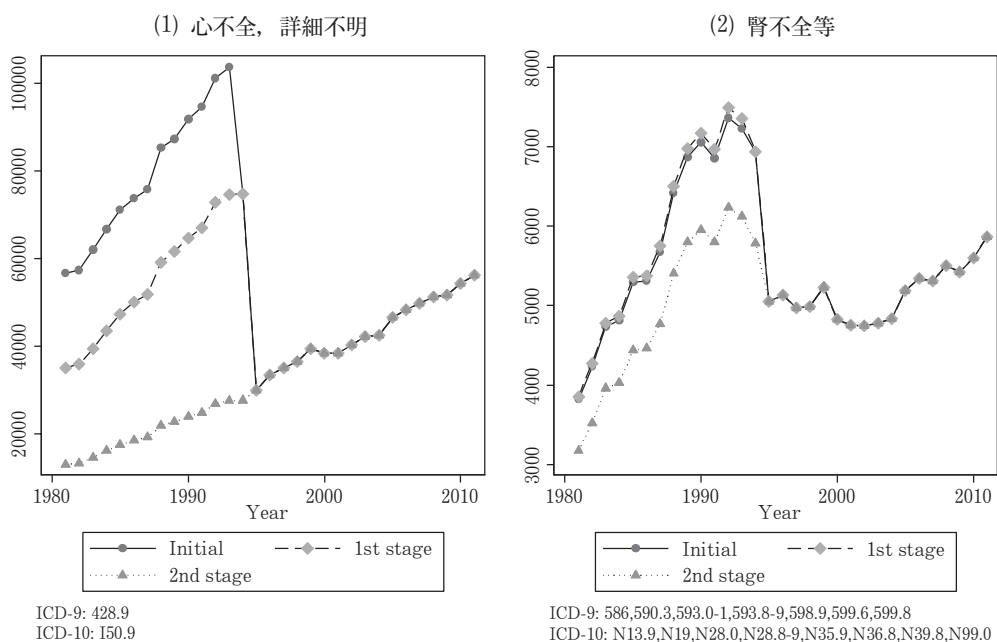
1994年以前の「心不全、詳細不明」(ICD-9コード：428.9)の死亡数を他の関連する死因に再配分し、これらの死因における1994～95年の不連続を修正した。

### 手順2：腎不全の死亡数の再配分（30歳以上のみ）

手順1の心不全の死亡数の再配分と同様の方法で、1994年以前の「腎不全、詳細不明」(ICD-9コード：586)の死亡数を他の関連する死因に再配分し、これらの死因における1994～95年の不連続を修正した。

以上の方法によって、「心不全、詳細不明」(ICD-9コード：428.9)と「腎不全、詳細不明」(ICD-9コード：586)の死亡数は、図3のように修正された。

図3 心不全、腎不全の修正結果



(注)「initial」は元データの死亡数の系列、「1st stage」は第1段階の修正系列、「2nd stage」は第2段階の修正系列である。

(出所) 筆者作成。



## 2. 第2段階：ICD-9のICD-10への変換（HCDの手法）

ICD-9のICD-10への変換は、次の(1)～(3)の手順で行った。

### (1) 対応表（correspondence table）の作成

ICD-9の4桁分類レベルの各コードが、ICD-10の4桁分類レベルの各コードとどのような対応関係にあるのか、医学的観点と統計的観点（改訂前後で断絶が生じていないかどうか）から判断する。

### (2) 変換係数（transition coefficient）の計算

ICD-9の1つのコードがICD-10の1つのコードに完全に一致、または包含されている場合、変換係数は1となる。ICD-9の1つのコードがICD-10の複数のコードに対応している場合、対応するICD-10のコードの1995年の死亡数の比に応じて変換係数が決まる（例えば、対応するICD-10のコードが2つあり、それぞれの1995年の死亡数が100と300の場合、変換係数はそれぞれ0.25、0.75となる）。なお、年齢階級別にも変換係数を計算し、年齢階級によって変換係数が大きく異なる場合は、一定のルールに従って変換係数の調整を行う。

### (3) 変換係数を用いてICD-9適用期間のデータをICD-10に変換

ICD-9の各コードの死亡数に変換係数を乗じて、ICD-10のコード別の死亡数の推定値を算出する。

以上の手順によって再構築された長期時系列死因統計の例は、図4の通りである。

図4 ICD-9とICD-10の対応表と、再構築された死亡数の時系列データの例

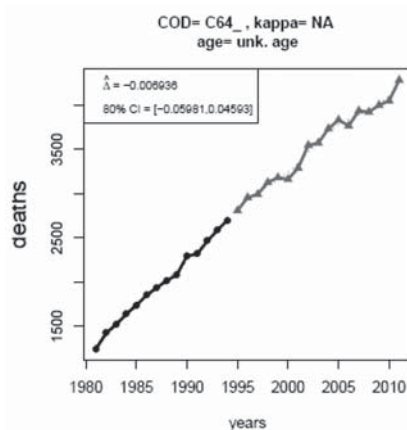
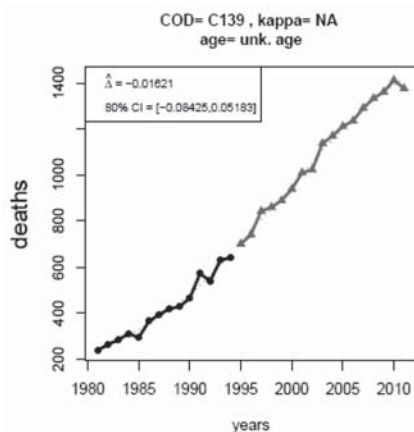
【1:1のケース】(ICD-10のコードとICD-9のコード1:1で対応するケース)

C13.9 下咽頭の悪性新生物<腫瘍>, 下咽頭(部位不明)

C139	Malignant neoplasm: Hypopharynx, unspecified	702	640	1489	T	Malignant neoplasm of hypopharynx, unspecified
<b>523</b>	<b>C139</b>	<b>702</b>	<b>640</b>			<b>1489</b>

C64 腎盂を除く腎の悪性新生物<腫瘍>

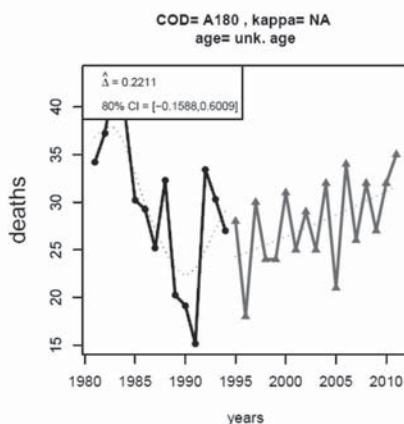
C64_	Malignant neoplasm of kidney, except renal pelvis	2809	2701	1890	T	Malignant neoplasm of kidney and other and unspecified urinary organs, Kidney, except pelvis
<b>646</b>	<b>C64_</b>	<b>2809</b>	<b>2701</b>			<b>1890</b>



【1:nのケース】(ICD-10のコード1つに対してICD-9の複数のコードが対応するケース)

A18.0 骨及び関節の結核

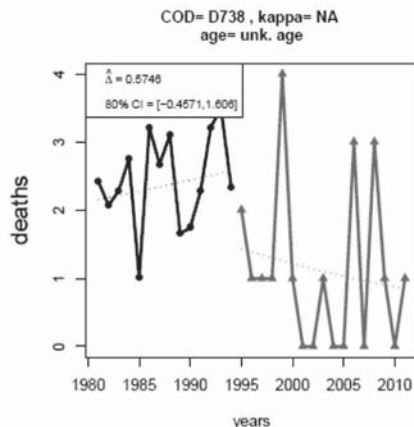
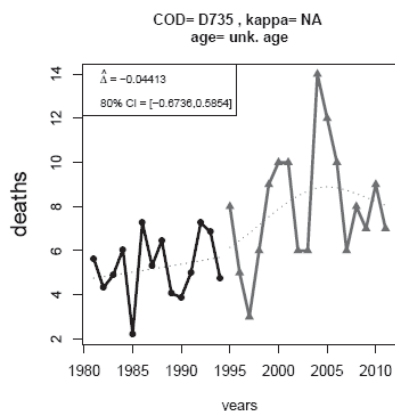
A180	Tuberculosis of bones and joints	28	24	0150	T	Tuberculosis of bones and joints, Vertebral column
			0	0151	T	Tuberculosis of bones and joints, Hip
			0	0152	T	Tuberculosis of bones and joints, Knee
			2	0157	T	Tuberculosis of bones and joints, Other specified bone
			0	0158	T	Tuberculosis of bones and joints, Other specified joint
			1	0159	T	Tuberculosis of unspecified bones and joints
<b>54</b>	<b>A180</b>	<b>28</b>	<b>27</b>			<b>0150, 0151, 0152, 0157, 0158, 0159</b>



【n:1のケース】(ICD-10の複数のコードに対してICD-9のコード1つが対応するケース)

#### D73 脾疾患

D730	Hyposplenism	0	9	2895	P	Other diseases of spleen
D732	Chronic congestive splenomegaly	0	"	2895	P	
D733	Abscess of spleen	1	"	2895	P	
D734	Cyst of spleen	0	"	2895	P	
D735	Infarction of spleen	8	"	2895	P	
D738	Other diseases of spleen	2	"	2895	P	
D739	Disease of spleen, unspecified	0	"	2895	P	
937	<b>D730, D732, D733, D734, D735, D738, D739</b>	<b>11</b>	<b>9</b>			<b>2895</b>



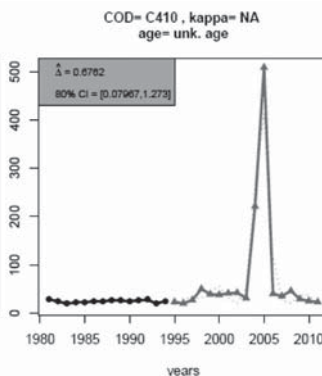
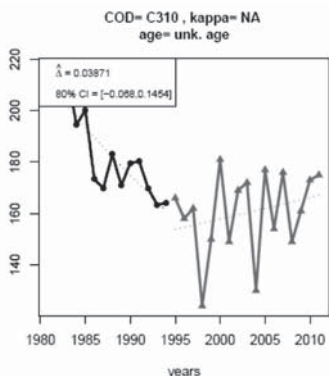
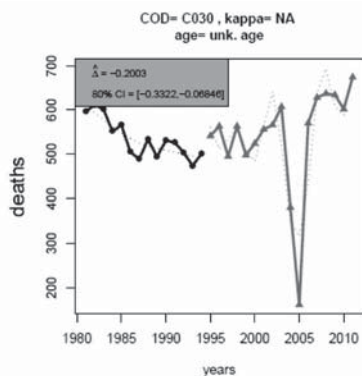
【n:nのケース】(ICD-10の複数のコードとICD-9の複数コードが対応するケース)

C03.0 歯肉の悪性新生物<腫瘍>, 上顎歯肉

C31.0 副鼻腔の悪性新生物<腫瘍>, 上顎洞

C41.0 その他及び部位不明の骨及び関節軟骨の悪性新生物<腫瘍>, 頭蓋骨及び顔

C030	Malignant neoplasm: Upper gum	541	40	1430	T	Malignant neoplasm of gum, Upper gum
			583	1602	P	Malignant neoplasm of nasal cavities, middle ear and accessory sinuses, Maxillary sinus
			66	1700	P	Malignant neoplasm of bone and articular cartilage, Bones of skull and face, except mandible
C310	Malignant neoplasm: Maxillary sinus	166	"	1602	P	
C410	Malignant neoplasm: Bones of skull and face	23	"	1700	P	
<b>483 C030, C310, C410</b>		<b>730</b>	<b>689</b>			<b>1430, 1602, 1700</b>



(注) 表は左から順に, ICD-10コード, ICD-10コードに対応する死因名, 1995年の死亡数, 1994年の死亡数, ICD-9コード, T/P (T: 対応するICD-10コードが1つ, P: 対応するICD-10コードが複数), ICD-9コードに対応する死因名である。

(出所) 筆者作成。

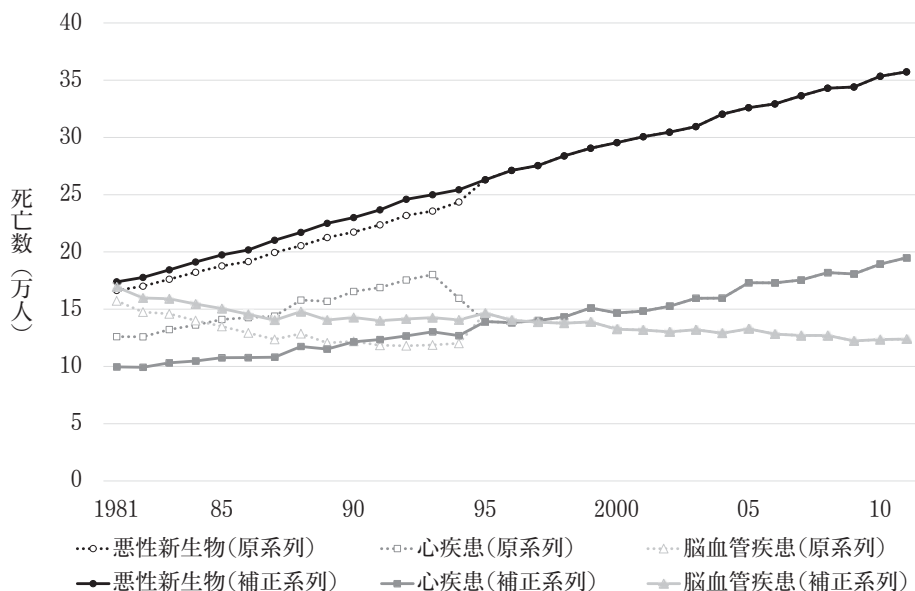
#### IV. 死因簡単分類別の再構築データ

死因簡単分類は、「人口動態統計」で用いられている日本独自の分類で、ICD-10の最も細かい4桁分類のコード（約12,000）を133の死因に集約したものである。本節では、前節で説明した方法に基づいて再構築した死因統計を、死因簡単分類別に集約した結果を概観する。

図5は、長く日本の三大死因であった悪性新生物、心疾患、脳血管疾患の死亡数について<sup>7)</sup>、元の公表データ（原系列）と再構築データ（補正系列）を死因簡単分類の上位の分類（死因年次推移分類）で示したものである。悪性新生物、心疾患、脳血管疾患のいずれについても、公表値である原系列では1993～95年にかけて統計の断絶がみられ、その前後での比較が困難となっている。しかし、再構築データに基づく補正系列では、こうした断絶は解消されており、長期的な傾向の把握がしやすくなっている。

このような統計の補正により、次のことが明らかになった。原系列では、1984年に心疾患が脳血管疾患を追い抜いて死因順位第2位となった。ところが、1993～95年にかけて

図5 主な死因における死亡数の原系列と補正系列の比較



(注) 心疾患は高血圧性を除く。

(出所) 筆者作成。

7) 「人口動態統計」における死因順位の上位3つは、1958年以降、長らく悪性新生物、心疾患、脳血管疾患が占め、日本の三大死因とされてきた。しかし、2011～16年は肺炎が、2018年以降は老衰が脳血管疾患を上回って第3位となっている。

ICD-10の導入と死亡診断書の改訂に伴って心疾患の死亡数は激減、脳血管疾患の死亡数は大幅に増加して、1995年には再び脳血管疾患が第2位となった。ところが、再び1997年には心疾患の死亡数が脳血管疾患を上回って死因順位第2位となった。

このような原系列の複雑な動きに対し、補正系列では、心疾患は一貫して上昇傾向、脳血管疾患は一貫して減少傾向にある。1984年における心疾患と脳血管疾患の逆転も1995年の再逆転もなく、心疾患と脳血管疾患の順位が入れ替わるのは1997年のみである。このような傾向は原系列の推移からある程度予測されることであるが、補正系列ではそのことが明瞭に示されている。

## V. おわりに

以上のように、長期時系列死因統計を一貫した分類の定義で再構築することにより、ICD-10の導入と死亡診断書の改訂によって1995年前後で比較不可能となっていた日本の死因統計を、比較可能な形に補正することができた。それにより、元の公表データでは不明瞭であった各死因の死亡数の長期的な傾向を、正確に把握することができた。

今後は、死亡数が少ない死因の補正系列についても精査を行い、国立社会保障・人口問題研究所のウェブサイト上において完全なデータの公開を予定している。

## 参考文献

Meslé, F., & Vallin, J. (1996). Reconstructing long-term series of causes of death. *Historical Methods*, 29 (2), 72-87.

Vallin, J., & Meslé, F. (1988). Les causes de décès en France de 1925 à 1978 (Travaux et Documents, No.115, 608 p.). Paris: INED/PUF.

Vallin, J., & Meslé, F. (1998). Comment suivre l'évolution de la mortalité par cause malgré les discontinuités de la statistique. Le cas de la France de 1925 à 1993. In G. Pavillon (Eds.), *Enjeux des classifications internationales en santé* (Questions en santé publique, pp. 113-156, 220 p.). Paris: Éditions INSERM.

Human Cause-of-Death Data. French Institute for Demographic Studies (France) and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Available at "<http://www.causesofdeath.org>".

大津唯・是川夕・石井太 (2016)「わが国における長期時系列死因別死亡統計の構築に向けて」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究 第2報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第63号, pp.99-107.

大津唯・是川夕・石井太・Markéta Pechholdová・France Meslé・Jacques Vallin (2017)「日本における長期時系列死因統計の構築に向けて—1993年と94年の間の不連続の修正—」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究 第3報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第70号, pp.25-40.

大津唯・是川夕・石井太・Markéta Pechholdová・France Meslé・Jacques Vallin (2018a)「日本における長期時系列死因統計の構築に向けて—1994～95年の心不全と腎不全の不連続の修正—」『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究 第1報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第77号, pp.25-40.

大津唯・是川夕・石井太・Markéta Pechholdová・France Meslé・Jacques Vallin (2018b)「日本における長期時系列死因統計の再構築に向けて—1995年の死亡診断書改定に伴う影響の除去—」『人口問題研究』74(2),

pp.99-117.

大津唯（2020）「日本における長期時系列死因統計の再構築に向けて」『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究 第3報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第87号, pp.77-87.

加藤誠実・山本綾子・上野恵美子・河内章明・石井保範・宇治橋真一・松栄達朗（1995）「ICD-10導入及び死亡診断書の改訂の死因統計への影響について」『厚生指標』42(8), pp.27-33.

是川夕（2015）「死因別死亡から見たわが国の高齢化について—死因別に見た長期時系列データの必要性について—」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究 第1報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第57号, pp.29-42.

野村隆司・藏本淳・岩本祥裕・松下英嗣・星野正司・山田みほ子・松栄達朗（1994）「心不全等の死亡統計の動向—平成6年1月～4月人口動態統計月報（概数）を中心に—」『厚生指標』41(13), pp.14-19.

森桂・及川恵美子・阿部幸喜・中山佳保里（2018）「WHO 国際統計分類の歴史と ICD-11の国内適用に向けて」『保健医療科学』67(5), pp.434-442.

# Reconstruction of Long-term Time Series Statistics on Causes of Death by Simple Classification in Japan

OHTSU Yui

The statistics on the causes of death are based on the Statistical Classification of Diseases, Injuries and Causes of Death, which is based on the International Classification of Diseases (ICD) established by the World Health Organization (WHO), and are published in the Vital Statistics of Japan by the Ministry of Health, Labor and Welfare. However, since the ICD is revised periodically, statistics on the causes of death are disrupted with each revision, making it difficult to accurately grasp long-term trends. Therefore, the National Institute of Population and Social Security Research has been working to reconstruct the long-term time series of the cause of death statistics for Japan by converting ICD-9 (applicable in Japan: 1979-94) into ICD-10 (applicable in Japan: 1995-) at the 4-digit level, which is the most detailed classification of the ICD.

This paper confirms the aggregation of the reconstructed cause of death statistics by a higher classification, the simple cause-of-death classification. The results clarify the long-term trends in the number of deaths for each cause, which had been unclear in the official statistics.

Key words: Statistics on causes of death, ICD

特集 I : 長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究

# 日本版死亡データベースで用いる死因分類と その死亡分析への応用

石 井 太\*

本研究は、わが国の既存の死因分類を基礎としつつ、これに国際比較性を考慮した検討を加えることにより、日本版死亡データベース (JMD) で用いる死因分類を提案し、この死因分類を用いた年齢調整死亡率による分析など、死亡分析への応用について述べることを目的とする。

本研究では、まず、わが国の人口動態統計で用いられている死因簡単分類と、HCD プロジェクトで用いられている死因分類の両者と整合的な分類を作成し、これを日本版死亡データベースで用いる死因分類として提案した。さらに、この死因分類を用いた年齢調整死亡率を算出して観察するとともに、HCD の年齢調整死亡率との国際比較や、2020年のわが国の死亡水準評価分析など、死亡分析への応用を行った。

本研究の結果からは、JMD の死因分類とリスク対応生存延年数を用いて各年の年齢調整死亡率を算出することにより、人口学的に重要と考えられる、死因別年齢調整死亡率の長期的かつ連続的な観察が可能となることが明らかとなった。このことは、死因系列の統合によって、JMD が単なる生命表のデータベースであるだけでなく、死亡分析に関するより包括的なシステムとしての役割をも果たせることを意味している。

また、本研究では、JMD 分類を用いることにより、HCD に収載されている諸外国との死因動向の国際比較が可能となることも示すことができた。ただし、国際的にも著しく長寿化が進行している日本やフランスでは、超高齢層の死亡数が増加しており、その死因としての老衰や不詳が増加していることから、HCD で行われている分類不能死亡の按分が必ずしも適切とはいえない点に注意が必要である。

さらに本研究では、2020年の死亡水準評価分析に対する、JMD 死因分類の応用例についても示した。本研究の結果によれば、2020年については、年齢調整死亡率・平均寿命とも、近年のトレンドに基づく期待値よりも実績値の死亡水準が低く、その大きな要因として肺炎の死亡率改善が寄与していた。このように、本研究の結果から、JMD の死因分類が様々な死亡分析に応用可能であることが明らかになったといえよう。

キーワード：死因分類、年齢調整死亡率、平均寿命、死亡分析

## はじめに

国立社会保障・人口問題研究所において、2011年に開始された研究プロジェクト「わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究」(平成23~25年度)

\* 慶應義塾大学



では、その中核として、国際的な生命表データベースプロジェクトである Human Mortality Database (HMD) と整合的な日本の生命表を提供する「日本版死亡データベース (JMD)」の開発・提供に関する研究が行われた。このプロジェクトは、その後、「長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究」(平成26～28年度)、「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」(平成29～令和元年度)、「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」(令和2年度～)という、「長寿プロジェクト」とも称される一連の後継プロジェクトにつながり、この中で引き続き JMD の開発・提供に関する研究が継続されてきた(石井 2020)。JMD は2012年に全国版、2014年に都道府県版の生命表データベースの提供が開始され(石井 2015a)、また、国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口」(国立社会保障・人口問題研究所 2017)の基礎データとして用いられている他、様々な活用が行われ始めている(石井 2015b)。

ところで、現時点では HMD で死因に関する情報は提供されていない。従前には HMD プロジェクトでも死因系列提供に関する検討が行われたが(石井 2010)、HMD の Associate Director である Magali Barbieri 氏によれば、フランス国立人口研究所 (INED) が中心となっている長期死因系列作成に関する国際比較プロジェクト Human Cause-of-Death Database (HCD) の研究進展により、HMD プロジェクトでの死因系列提供は HCD プロジェクトの系列と統合することとなり、INED が HMD の死因系列を担当することになったとのことである。

そこで、本研究では、日本版死亡データベースで用いる死因分類として、わが国の人口動態統計で用いられている既存の死因分類と、HCD プロジェクトで用いられている死因分類の両者と整合的な分類を提案する。そして、この死因分類を用いた年齢調整死亡率など、いくつかの死亡分析への応用について述べることにしたい。

## 1 JMD で用いる死因分類について

本研究では、わが国の既存の死因分類を基礎としつつ、これに国際比較性を考慮した検討を加えることにより、JMD で用いる新たな死因分類に関する提案を行う。

現在、わが国の人口動態統計では、最も詳細な ICD の基本分類の他、これをまとめた死因簡単分類、また、長期的な死因動向を観察する観点から特定の死因に関して示した死因年次推移分類 (HI分類) 等が設定されている。このうち、死因簡単分類は ICD-9 と ICD-10 について、対応する基本分類が対照表の形で示されている。一方、死因年次推移分類は ICD-1 から ICD-10 までの対照表が存在するが、16種類のみ特定の死因についてしか示されていない。一方、HCD では、16分類からなる short list と、103分類からなる intermediate list の2種類の分類が提案されており、今後、この intermediate list が国際比較を行う上で基礎的な分類となることが考えられる。

以上のことから、国内での死因分析には死因簡単分類と整合性を持った分類が好ましく、

国際比較の観点からは HCD の intermediate list との整合性を持つことが好ましい。しかしながら、死因简单分類と HCD の intermediate list は、同一の分類となっている部分もあるものの、一方がより細かい分類になっている部分なども存在する。そこで、本研究では、両者のどちらの分類をも構成可能なレベルまで両分類を細分化した分類を作成し、これを新たな JMD 死因分類として提案することとした。ただし、HCD の intermediate list は ICD-10 でしか対照表が示されていないことから、本研究では ICD-10 における死因简单分類と HCD の intermediate list に基づく細分類を用いて JMD 死因分類の検討を行った。

なお、ICD-9 と ICD-10 について、死因年次推移分類は概ね死因简单分類に含まれていることから、基本的には死因简单分類が含まれていれば死因年次推移分類も再現が可能である。一点だけ例外なのが、死因年次推移分類の慢性気管支炎及び肺気腫（HI08）である。HI08 では基本分類 J41-J43 が対象となるのに対して、死因简单分類の慢性閉塞性肺疾患（10400）では、基本分類 J41-J44 が対象となっている。そこで、この部分については、死因简单分類を二つの分類に分けることとした。

それ以外については、ICD-10 における死因简单分類を基礎としつつ、これに HCD の intermediate list を比較参照しながら、両者の細分化を行った分類表を作成し、これを JMD で用いる死因分類とした。具体的な死因分類を示したものが表 4 である。

この JMD 死因分類では、まず、死因简单分類について、最も詳細かつ排他的なレベルである 109 の分類を抽出し、これに通し番号を付与した。次に、この分類と HCD の intermediate list を比較しながら、さらなる細分化を行うことにより、JMD 死因分類案を設定した。ここで、表頭の简单分類の最も左の列に简单分類番号が入っているものは単独の死因简单分類から成る分類であり、左から 2 番目の列に番号が入っているものは、死因简单分類が分割されていることを示している。分割されている分類については、左から 3 番目の列に简单死因分類名が示されている。また、HI と HCD の列はそれぞれ、死因年次推移分類と HCD の intermediate list の分類番号を示している。また、さらにその右の 2 つの列は ICD-10 と ICD-10 (2013 revision) の基本分類番号を示している。

なお、HCD では、ICD-10 の Chapter XVIII の「症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの」（R00-R99）（以下、「分類不能」と略す）については、「R95 乳幼児突然死症候群」以外は intermediate list の 103 の死因から外し、別に "Ill-defined categories extra to the Intermediate List" というリストに分類している。ここでは、Senility（老衰, R54）が分類番号 104、Other ill-defined and unspecified causes of death（その他の分類不能, R00-R53, R55-R94, R96）が分類番号 105、Unknown cause（不明, R98, R99）が分類番号 106 とされ、これらについては分類不能以外の死因に按分して死因別死亡を算出している。しかしながら、後述（2.3 節）する通り、これらを分類不能以外に按分することには一定の問題があると考えられることから、JMD ではこのような按分は行わないこととした。従って、HCD に収載されている死因別死亡数や年齢調整死亡率等を JMD のものと比較する場合には注意が必要となる。また、JMD では、

HCD の分類番号105と106に相当する死因は一括して JMD 分類の145に計上することとした（HCD との対応では105と表記）。

なお、JMD 死因分類の応用については、本研究においても以下で示すが、既に林他（2021）においてもこれを利用した分析が行われているところである。

## 2 年齢調整死亡率分析への応用

### 2.1 JMD における年齢調整死亡率について

年齢調整死亡率は、年齢構成の異なる集団について死亡状況の比較ができるように年齢構成を調整した死亡率であり、公衆衛生分野における評価や目標設定をするうえでの重要な指標となっている。厚生労働省では、人口動態統計において年齢調整死亡率を用いているほか、健康日本21（第二次（2013年度～2022年度））の2018年の中間評価や、都道府県の保健医療行政施策を立案しその効果を評価するための指標としても用いられている。

年齢調整死亡率では、直接法による標準化手法を用いて年齢構成の違いによる影響を排除している（石井 2021b）。一般に、ある人口集団の粗死亡率  $CDR$  は、年齢階級別死亡率を  $M_i$ 、年齢階級別人口割合を  $C_i$  とした時、

$$CDR = \sum_i M_i \cdot C_i$$

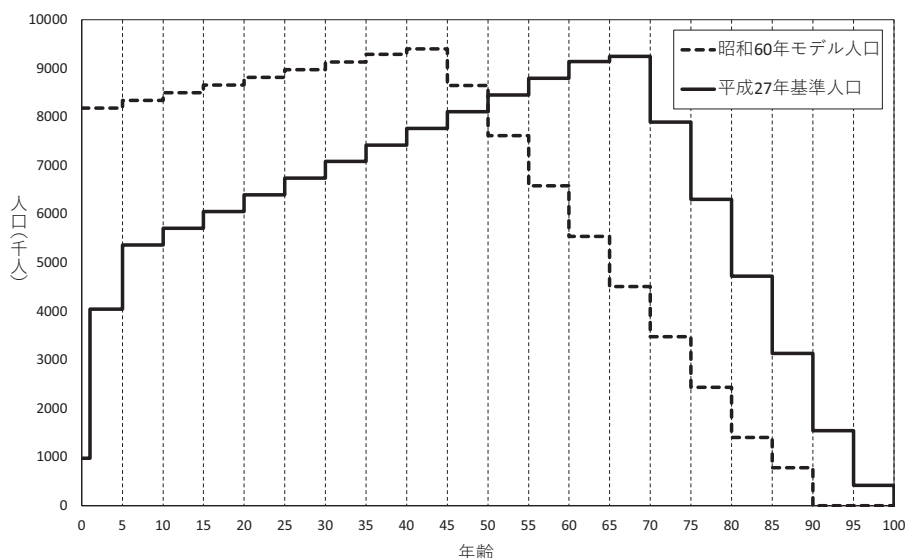
と表されるが、この  $C_i$  は対象となる人口集団の年齢構成によって異なるため、粗死亡率はその影響を受けてしまう。そこで、基準となる人口の年齢構成  $C_i^S$  を一つ決めておき、 $C_i$  の代わりに  $C_i^S$  を用いて算定される粗死亡率に相当する年齢調整死亡率

$$ASDR = \sum_i M_i \cdot C_i^S$$

を用いるのが直接法の標準化である。この年齢調整死亡率は対象となる人口集団の年齢構成によらないことから、年齢構成の違いによる影響を排除した死亡水準の評価が可能である。

人口動態統計における年齢調整死亡率の算出にあたっては、平成2年から「昭和60年モデル人口」（昭和60年の国勢調査人口を基に補正した人口）が基準人口として採用されてきたが、この基準人口は前回の改訂から25年以上が経過し、現実の人口構成とは異なってきたおり、高齢化を反映した新しい基準人口が公衆衛生の実践面から求められてきたことから、厚生労働省では、「基準人口の改訂に向けた検討会」を2019年10月に立ち上げ、3回の審議を経て、その検討結果を、2020年6月18日に「基準人口の改訂に係る検討結果の報告」として取りまとめた（厚生労働省 2020）。この中で、新たな基準人口として、平成27年国勢調査に基づく年齢・国籍不詳を按分した日本人人口に、95歳未満において平滑化による当てはめを行った「平成27年基準人口」を用いることとされた。

図1 基準人口の比較



出所: 厚生労働省 (2020) に基づき筆者作成

新旧の基準人口を比較したものが図1である。「昭和60年モデル人口」の年齢階級上限が85歳であったのに対して、「平成27年基準人口」では、今後は95歳以上の人口が増加し死亡率の安定が見込まれることから、改訂後の基準人口を今後20～30年使用することを踏まえ、年齢階級上限は95歳とされた。また、「昭和60年モデル人口」では0～4歳は1つの階級となっているが、0歳については1～4歳と比べて死亡率が高いため、国際的な観点からも0歳は別に表記することされた。ただし、人口動態統計において年齢調整死亡率を算出する際には、0歳を分離した場合と分離しない場合とで数値への影響は軽微であるため、従来どおり分離せずに算出することとして差し支えないこととされた。

一方、年齢階級別死亡率を計算する際の分母として、人口動態統計では公式統計である総務省「国勢調査」または「推計人口」（現在推計人口）が用いられる。ところが、国勢調査年以外の「推計人口」では、年齢上限を95歳以上とした人口は2006年以降のみしか存在しない。このため、公式統計としての人口動態統計の全国値の年齢調整死亡率は、「昭和60年モデル人口」による従前のものでは1947年以降各年で提供されていたのに対して、「平成27年基準人口」によるものでは、1950～2005年については5年ごとのみの提供となる（2006年以降は各年であり、都道府県別は1980年以降5年ごと）。

この点に関し、報告書の取りまとめの中で、日本公衆衛生学会、日本衛生学会、日本疫学会及び日本人口学会の4学会に対して行われた意見照会において、日本人口学会から、「全国の国勢調査年以外については、今後は年齢調整死亡率算出の分母に用いる年齢階級別人口が年齢上限の引き上げによって総務省資料からは得られず、平成18年以降のみしか公的統計としての算出・公表がなされないことはやむを得ないと考えますが、これまで昭和22年以降毎年の年齢調整死亡率が公的統計として算出・公表されており、このような長

期的な死因別死亡率を連続的に観察することの人口学的重要性も依然として存在していることから、今後、本学会としては、学術研究的観点からこのような資料に関する補完を行うことを検討して参りたいと考えます。」との意見が出されている（日本人口学会 2020）。

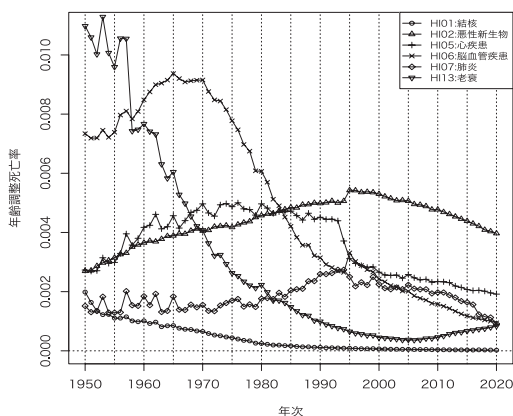
この日本人口学会の意見に対応した全国値の年齢調整死亡率を作成するためには、2005年より前の各年について、95歳以上を開放区間とした分母人口が必要となる。一方、JMD では、従来から、全国値については1947年以降、毎年の各歳人口（開放区間は110歳以上）を推計し、また、人口学的率の分母として10月1日現在人口より好ましい「リスク対応生存延年数（Exposure）」を作成して公表しており、これを用いることにより、2005年より前の各年について、95歳以上を開放区間とした5歳階級のリスク対応生存延年数を作成することが可能である。

そこで、JMD における年齢調整死亡率の算定にあたっては、人口学的率の分母としてJMD のリスク対応生存延年数を用いることとした。これにより、長期的な死因別死亡率を連続的に観察することの人口学的重要性に鑑みた、学術研究的観点からの各年の死因別年齢調整死亡率提供が可能となる。

## 2.2 年齢調整死亡率の長期推移

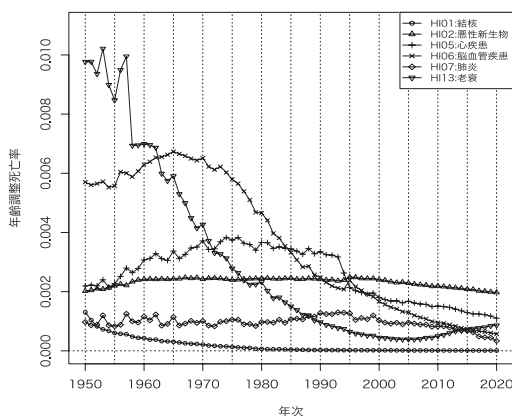
前節の方法に基づいて JMD データを用いて年齢調整死亡率を算出し、年次推移分類の中から主要死因として、HI01:結核、HI02:悪性新生物、HI05:心疾患、HI06:脳血管疾患、HI07:肺炎、HI13:老衰を選び、長期推移として1950～2020年の年齢調整死亡率の推移を表したものが図2、3である。

図2 主要死因の年齢調整死亡率（男性）



出所: 筆者作成

図3 主要死因の年齢調整死亡率（女性）



出所: 筆者作成

わが国では1970年頃までに、古典的疫学的転換による感染症中心から生活習慣病中心への死因構造の転換プロセスが概ね完了し、これに対応して、1950～1970年では、結核死亡率（HI01）の低下、脳血管疾患（HI06）・悪性新生物（HI02）死亡率の上昇が観察され



る。一方、1970年以降は、ポスト人口転換期とも称される、生活習慣病などによる高齢死亡率低下のフェーズに移行し（石井 2016）、これに対応した脳血管疾患死亡率の低下、さらに悪性新生物死亡率の低下が観察される。

他方で、心疾患死亡率（HI05）については、1993～1995年の間に急速な低下が観察される。これは、1995年の ICD-10導入と同時に実施された死亡診断書の改訂において、「死亡の原因」欄の注意書きとして「疾患の終末期の状態としての心不全、呼吸不全等は書かないでください」という記述が追加されたことによるものである（是川 2021）。そして、大津他（2018）では、HCD プロジェクトと共同でこの不連続性を解消した長期死因系列の再構築に向けた研究を行っている。

このような傾向は、JMD のリスク対応生存延年数を活用し、死因別年齢調整死亡率を長期的かつ各年で連続的に観察することによって明らかとなるものであり、JMD という体系の中で死因系列を提供することの整合性・有効性を示しているといえることができる。

なお、老衰死亡率（HI13）については、第二次大戦直後には非常に高い値を示していたものの、その後、急速に低下している。この低下の要因について、植村（1984）は、主として診断技術の進歩によるものであり、これに医師の判定意識の変化が加わったためとしている。一方、2000年代半ば以降、老衰死亡率は上昇に転じている。これは、年齢調整死亡率の基準人口を平成27年基準人口にしたことによって、より明確に把握が可能となったものであるが、近年、全体的な死亡水準が低下する中でわが国の死因動向の一つの特徴といえることができる。この老衰死亡率の上昇要因は必ずしも明らかではないものの、わが国では国際的にトップクラスの平均寿命を擁しつつ、さらなる寿命伸長が継続するという、世界的に見て特異ともいえる超長寿化が進行しており、百寿者などの超高齢者が増加する「高齢者の高齢化」が進んでいることなども関係していると考えられる。フランスにおいてもこのような傾向が見られており、老衰を不詳や他に分類されなかった死因ということではなく、改めて高齢者の死因として検討してもよいのではないかと議論も出てきているとされる（石井 2019）。

一方で林他（2022）によれば、わが国において老衰が原死因である死亡診断書の約9割は1か所にしか記載がなく、その実態が必ずしも明らかとなっていないのが現状である。老衰を自然死のような高齢者の一つの死因として位置付けるためには、その実態を明確に示せるような死亡診断書の記載方法に関する検討等も必要になるものと考えられる。

## 2.3 JMD 死因分類による年齢調整死亡率

次に、JMD 死因分類に基づく、より詳細な年齢調整死亡率について、悪性新生物に属する死因の一部を例として述べることにする。

表1はJMD死因分類、死因簡単分類及びHCD分類の関係として、悪性新生物の中のJMD死因分類（以下、JMDCと略す）16～32のICD10コードと対応する死因簡単分類・HCD分類について例として示したものである。真ん中に示されているのがJMDCで、ICD-10code(s)の列にこれに含まれるICD-10の基本分類コードが示されている。一方、左

表 1 JMDC16～32に対応する各種分類

死因简单分類		JMDC分類 (JMDC)	ICD-10 code(s)		HCD分類
02103	胃の悪性新生物	16	胃の悪性新生物	C16	012 Malignant neoplasm of stomach
02104	結腸の悪性新生物	17	結腸の悪性新生物	C18	013 Malignant neoplasms of colon
02105	直腸 S 状結腸移行部及び直腸の悪性新生物	18	直腸 S 状結腸移行部及び直腸の悪性新生物	C19-C20	014 Malignant neoplasm of rectum and anus
02121	その他の悪性新生物	19	肛門及び肛門管の悪性新生物	C21	014
02106	肝及び肝内胆管の悪性新生物	20	肝及び肝内胆管の悪性新生物	C22	015 Malignant neoplasms of liver and intrahepatic bile ducts
02121	その他の悪性新生物	21	小腸の悪性新生物	C17	017 Other malignant neoplasm of digestive system
02107	胆のう及びその他の胆道の悪性新生物	22	胆のう及びその他の胆道の悪性新生物	C23-C24	017
02108	膵の悪性新生物	23	膵の悪性新生物	C25	016 Malignant neoplasm of pancreas
02121	その他の悪性新生物	24	その他及び部位不明確の消化器の悪性新生物	C26	017 Other malignant neoplasm of digestive system
02109	喉頭の悪性新生物	25	喉頭の悪性新生物	C32	018 Malignant neoplasm of larynx
02110	気管、気管支及び肺の悪性新生物	26	気管、気管支及び肺の悪性新生物	C33-C34	019 Malignant neoplasms of trachea, bronchus and lung
02111	皮膚の悪性新生物	27	皮膚の悪性新生物	C43-C44	020 Malignant neoplasm of skin
02112	乳房の悪性新生物	28	乳房の悪性新生物	C50	021 Malignant neoplasm of breast
02113	子宮の悪性新生物	29	子宮頸部の悪性新生物	C53	022 Malignant neoplasm of cervix uteri
02113	子宮の悪性新生物	30	その他の子宮の悪性新生物	C54-C55	023 Malignant neoplasms of uterus
02114	卵巣の悪性新生物	31	卵巣の悪性新生物	C56	024 Malignant neoplasm of ovary
02115	前立腺の悪性新生物	32	前立腺の悪性新生物	C61	025 Malignant neoplasm of prostate

出所: 筆者作成

側にはこれらに対応する死因简单分類が示されている。

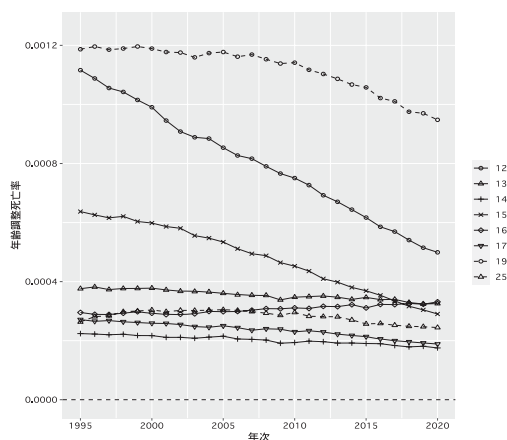
死因简单分類は、JMDC19（肛門及び肛門管の悪性新生物）、21（小腸の悪性新生物）、24（その他及び部位不明確の消化器の悪性新生物）、29（子宮頸部の悪性新生物）、30（その他の子宮の悪性新生物）以外は JMDC と一対一対応となっている。JMDC19, 21, 24 は死因简单分類では02121（その他の悪性新生物）に、JMDC29, 30は死因简单分類では02113（子宮の悪性新生物）にまとめられている。

一方、HCD は、JMDC18（結腸の悪性新生物）、19（肛門及び肛門管の悪性新生物）、21（小腸の悪性新生物）、22（胆のう及びその他の胆道の悪性新生物）、24（その他及び部位不明確の消化器の悪性新生物）以外は JMDC と一対一対応となっている。JMDC18, 19は HCD では014（Malignant neoplasm of rectum and anus）に、JMDC21, 22, 24 は HCD では017（Other malignant neoplasm of digestive system）にまとめられている。

これらの表に示された死因の中の主要なものについて年齢調整死亡率（1995～2020年）を示したものが、図 4, 5 である。図 2, 3 で見た通り、1995年以降、全体としての悪性新生物の年齢調整死亡率は男女とも低下傾向にあり、ここに掲げられたものだけを見ても、多くの部位の年齢調整死亡率が低下傾向にあることが観察される。しかしながら、その低下のスピードは部位により違いがあり、男女とも HCD12（胃の悪性新生物）や HCD15（肝及び肝内胆管の悪性新生物）は大きく減少しているが、HCD19（気管、気管支及び肺の悪性新生物）は特に女性では緩やかである。また、男女とも HCD16（膵の悪性新生物）は増加傾向にあり、女性では HCD21（乳房の悪性新生物）も増加していることがわかる。

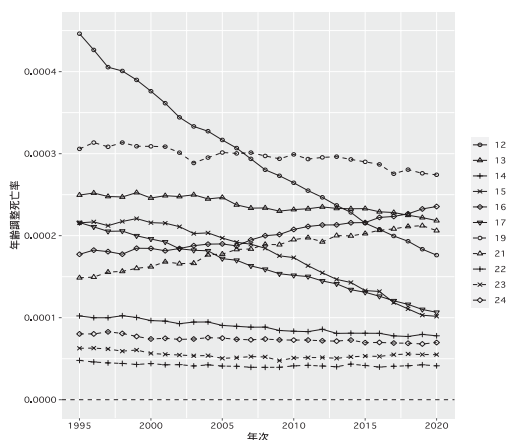


図4 年齢調整死亡率  
(男性, HCD12-17, 19, 25)



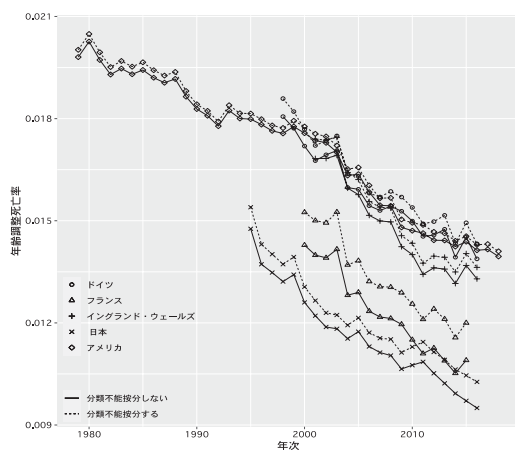
出所: HCD に基づき筆者作成

図5 年齢調整死亡率  
(女性, HCD12-17, 19, 21-24)



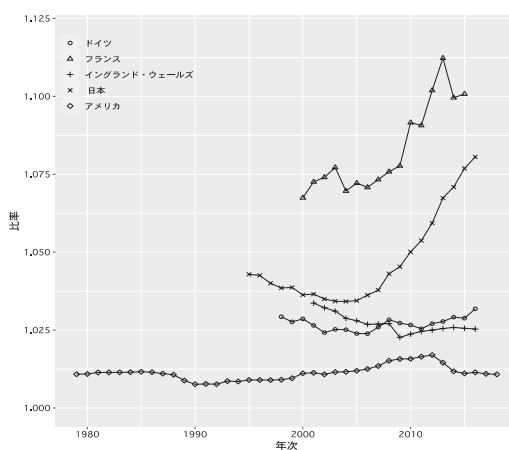
出所: HCD に基づき筆者作成

図6 年齢調整死亡率（全死因・男女計）



出所: HCD に基づき筆者作成

図7 年齢調整死亡率の比率（全死因・男女計）

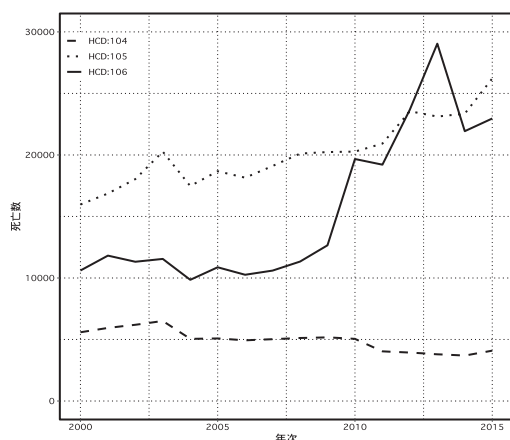


出所: HCD に基づき筆者作成

そこで、次に、HCD のデータを用いて、これらの悪性新生物の部位別年齢調整死亡率を他の諸外国と比較してみよう。ここでは、比較対象として、ドイツ、フランス、イングランド・ウェールズ、アメリカを用いた。

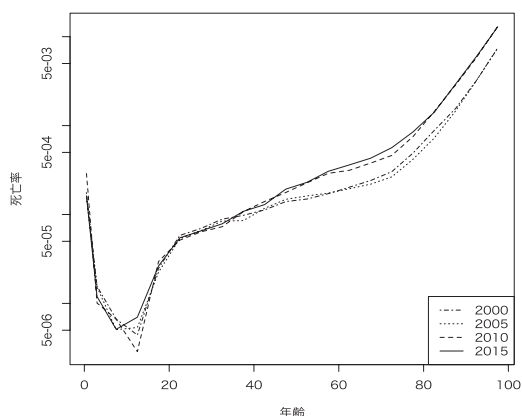
1 節において注意した通り、HCD では、分類不能である、104: Senility（老衰）、105: Other ill-defined and unspecified causes of death（その他の分類不能）、106: Unknown cause（不詳）について、分類不能以外の死因に按分して死因別死亡を算出している。図6 は全死因・男女計に関する年齢調整死亡率について、分類不詳を按分しない場合（実線）

図8 分類不能死亡数の推移  
(フランス・男女計)



出所: HCD

図9 9 年齢階級別死亡率  
(フランス, HCD106・男女計)



出所: HCD に基づき筆者作成

と按分した場合(点線)を比較したものである。これを見ると、この中で年齢調整死亡率が比較的高いドイツ、イングランド・ウェールズ、アメリカでは両者の乖離がそれほど大きくないのに対して、年齢調整死亡率が比較的低いフランスと日本では乖離が大きいことがわかる。そこで、分類不詳を按分しない場合の年齢調整死亡率に対する、分類不詳を按分した場合の年齢調整死亡率の比率を示したものが図7である。これによれば、特に近年において、フランス・日本の比率が増加し、日本では8%を、フランスでは10%を超える年次もあり、その他の国よりもかなり高い比率となっていることが観察される。そして、年齢構成の違いがあることから、死因によって実際の比率は異なるものの、分類不詳の按分は、平均的にはこれらの比率だけ分類不能以外の死亡数をインフレートしていることに相当するのである。

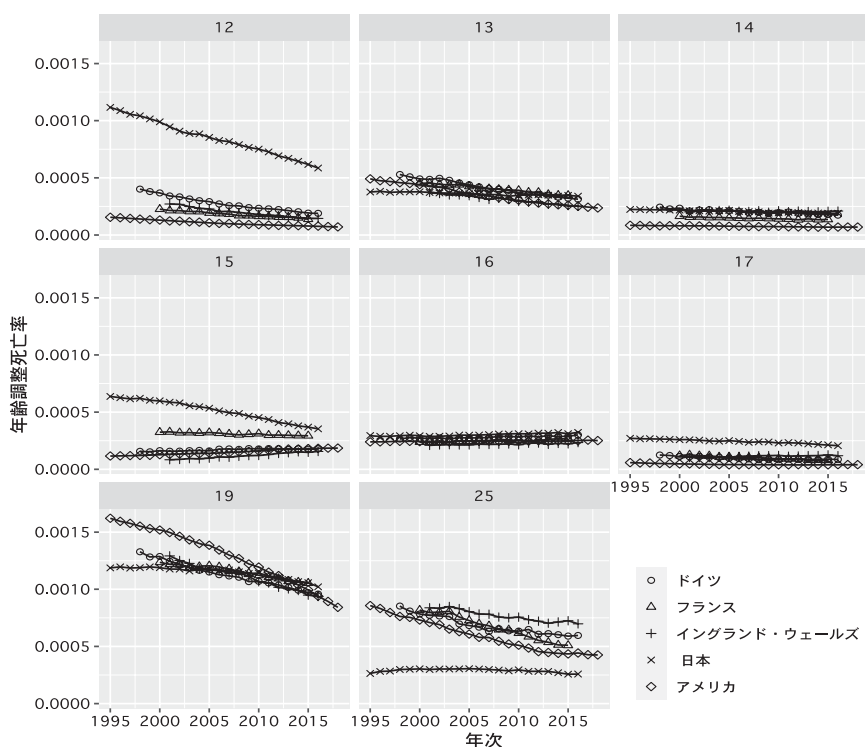
この比率が日本で増加しているのは、2.2節において見た通り、近年、老衰死亡率が増加していることによるものである。一方、フランスの増加についてより詳しく観察するため、図8に示した死因別分類不能死亡数の推移を見ると、フランスでは2010年以降、HCD106: Unknown cause(不詳)が大きく増加しており、これが図7における比率の増加につながっていることがわかる。さらに、このHCD106(不詳)について、年齢階級別死亡率の推移を示したものが、図9である。これを見ると、2000、2005年と比較して、2010、2015年では、60歳以降の高齢層における死亡率が増加しており、これがHCD106(不詳)の増加につながっていると考えられる。このように、国際的にも著しく長寿化が進行している日本やフランスでは、近年、超高齢層の死亡数が増加しており、さらにその死因としての老衰や不詳が増加している。このような状況下においては、分類不能とされている死亡の性質が、それ以外の死亡とは大きく異なることが考えられ、これを一律に按分することは必ずしも妥当ではないと考えられる。このような観点から、JMD 分類では、

HCD とは異なり，分類不能の死亡を按分しないで年齢調整死亡率等を算出することとしたものである。

図10，11は図4，5と同じ部位について悪性新生物年齢調整死亡率の国際比較を行ったものである。これを見ると，男女とも日本の HCD12（胃の悪性新生物）と HCD15（肝及び肝内胆管の悪性新生物）は，他の4カ国に比べて高い水準となっている。一方で，男性の HCD25（前立腺の悪性新生物），女性の HCD21（乳房の悪性新生物）と24（卵巣の悪性新生物）は他の4カ国に比べて水準が低い。また，HCD19（気管，気管支及び肺の悪性新生物）については，特に女性で，アメリカとイングランド・ウェールズの年齢調整死亡率が他の3カ国よりもかなり高い水準にあることが観察される。

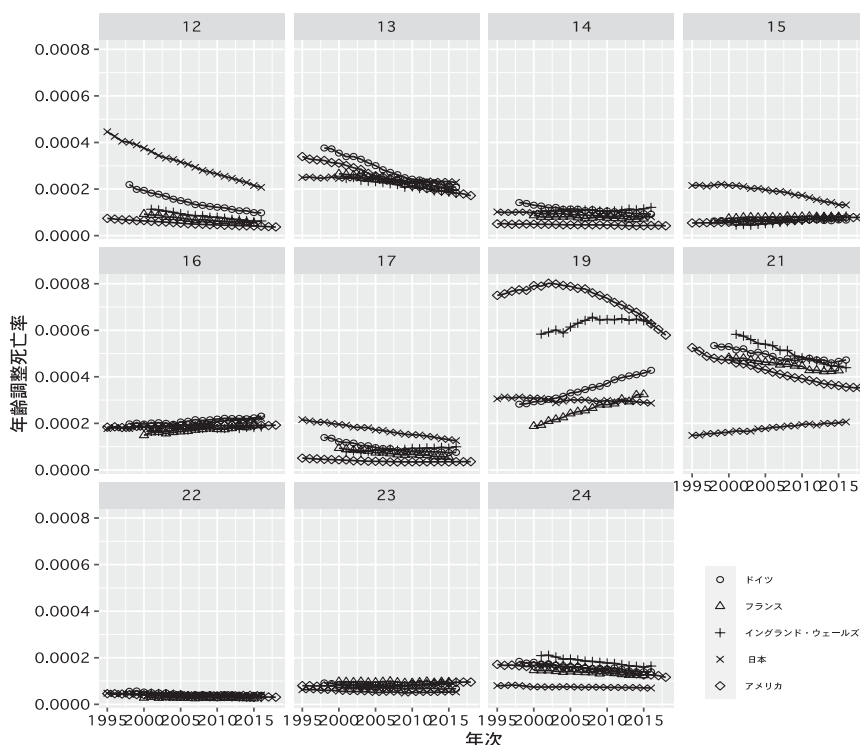
以上のように，分類不能の按分について注意が必要ではあるものの，JMD の死因分類に基づく年齢調整死亡率を利用することにより，各国との詳細な死因比較が可能となるのである。

図10 年齢調整死亡率の国際比較（男性，HCD12-17, 19, 25）



出所: HCD に基づき筆者作成

図11 年齢調整死亡率の国際比較（女性，HCD12-17，19，21-24）



出所: HCD に基づき筆者作成

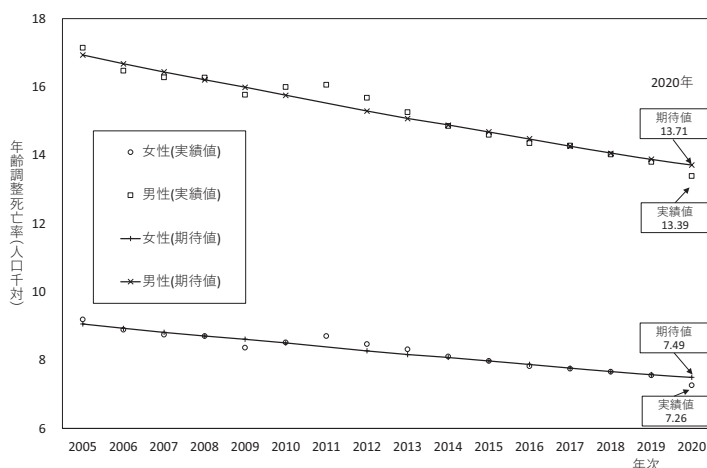
### 3 2020年の死亡水準評価分析への応用

わが国の近年の死亡数は高齢化によって増加傾向にあったが、2020年の死亡数は137.3万人と前年を8千人強下回った。これは、2020年に通常の年よりも大きい死亡率改善があったことによるものであり、JMDの2020年の平均寿命は男性で81.57年、女性で87.71年と、対前年で男性で0.21年、女性で0.29年の延びとなっており、特に女性では近年より高い延びを示している。

この2020年の死亡水準改善について評価するため、Islam et al. (2021)と同様の考え方に基づく石井(2021a)の分析手法を用い、JMDによるわが国の2005年以降の死亡率にLee-Carterモデルを適用して各年の期待死亡水準を推定し、トレンドによる死亡率改善の影響を排除した分析を行った<sup>1)</sup>。

1) 本稿で行った各種分析は、石井(2021a)の分析を発展させたものであり、分析手法の詳細については石井(2021a)を参照されたい。なお、石井(2021a)では2020年人口動態調査確定数の公表前であったため、2020年は概数を用いているが、本稿では2020年も確定数を用いていること、また、JMDについても2020年までの国勢調査を踏まえたバージョンを用いて分析を行ったことから、結果については必ずしも一致しないことに注意されたい。

図12 年齢調整死亡率（全死因，実績値と期待値）



資料：筆者算定

図12は2005～2020年における全死因の年齢調整死亡率（人口千対）の実績値と期待値の推移を示したものである。直近の2020年を見ると、女性では期待値7.49に対して実績値は7.26（乖離：-0.23ポイント）、男性では期待値13.71で実績値が13.39（乖離：-0.32ポイント）であり、2020年の年齢調整死亡率の対前年低下幅は、死亡率改善のトレンドに基づくものよりもさらに大きいものであったことが理解できる。

表2 年齢調整死亡率期待値と実績値の乖離の死因別要因分解（2020年）  
(人口千対)

		合計	HI02 悪性 新生物	HI05 心疾患	HI06 脳血管 疾患	HI07 肺炎	HI13 老衰	HI16 自殺
女性	期待値	7.49	1.98	1.16	0.60	0.44	0.84	0.09
	実績値	7.26	1.97	1.10	0.57	0.34	0.86	0.10
	実績値-期待値	-0.23	0.00	-0.06	-0.03	-0.10	0.03	0.02
	構成割合	100.0%	2.1%	27.9%	14.8%	43.2%	-11.4%	-6.7%
男性	期待値	13.71	4.01	1.94	0.99	1.12	0.79	0.23
	実績値	13.39	3.97	1.92	0.95	0.91	0.84	0.23
	実績値-期待値	-0.32	-0.04	-0.03	-0.05	-0.21	0.05	0.00
	構成割合	100.0%	12.9%	8.4%	15.2%	65.0%	-15.1%	-0.2%

資料：筆者算定

次に、石井（2021a）の手法を用いて、これを死因別に要因分解する。具体的には、 $r_A(t)$ 、 $r_E(t)$ を、それぞれ、 $t$ 年の全死因の年齢調整死亡率の実績値、期待値とすると、トレンドによる変動を排除した2020年の期待値と実績値の差は、 $r_A(2020) - r_E(2020)$ となる。そこで、 $r_A^{(i)}(t)$ 、 $r_E^{(i)}(t)$ を、 $t$ 年の死因 $i$ の年齢調整死亡率の実績値、期待値とし、

$r_E^{(i)}(2020)$  を,

$$r_E^{(i)}(2020) = \frac{r_A^{(i)}(2019)}{r_A(2019)} r_E(2020)$$

とすると、実績値と期待値の差を,

$$r_A(2020) - r_E(2020) = \sum_i \left( r_A^{(i)}(2020) - r_E^{(i)}(2020) \right)$$

として死因別に要因分解できる。

この方法に基づいて、年齢調整死亡率の実績値と期待値の差を死因別に要因分解したものが表2である。ここで、死因分類には年次推移分類（HI分類）を用い、その内の悪性新生物（HI02）、心疾患（HI05）、脳血管疾患（HI06）、肺炎（HI07）、老衰（HI13）、自殺（HI16）の結果を示している。

表2によれば、女性の期待値と実績値の乖離である-0.23ポイントに最も大きく寄与しているのは肺炎の-0.10ポイントであり、構成割合は43.2%となっている。これは男性でさらに顕著であり、乖離-0.32ポイントのうち-0.21ポイントと、全体の65.0%を占める。このように、2020年の死亡率改善は、肺炎やこれを含む呼吸器系疾患の死亡率改善が最大の要因となっている。一方で、老衰と自殺については、男女とも構成割合はマイナスとなっており、特に、女性では自殺が実績値を大きく引き下げる要因となっていることが観察できる。

次に平均寿命への影響について観察しよう。石井（2021a）の手法に基づく2020年の実績平均寿命と期待平均寿命の差は、女性で0.161年、男性で0.031年となっており、トレンドの影響を排除しても2020年の実績平均寿命は実質的に改善していることがわかる。そこで、この実績平均寿命と期待平均寿命の差を、Arriaga（1984）の方法により、年齢階級別寄与年数に要因分解したものを表3の上部に示した。これによれば、実績値と期待値の差には、男女とも75歳以上の高齢死亡率改善の寄与が大きい。一方で、15～59歳では男女ともマイナスの寄与となっており、特に男性は女性に比べて高齢層の寄与が小さいことに加えて30～59歳でのマイナス幅がより大きいことから、女性よりも実績値と期待値の差が小さくなったと考えられる。一方、Preston et al.（2001）に示されている方法（pp.84-86）に基づき、実績平均寿命と期待平均寿命の差を主要死因別寄与年数に要因分解したものが表3の下部に示した。これによれば、男女とも肺炎の寄与が最も大きく、年齢調整死亡率の要因分解で見たのと同様に、2020年の死亡率改善の主要因となっていることが理解できる。一方、女性では心疾患とその他が大きくプラスに寄与している一方で、男性ではややマイナスに働いていること、また、自殺については男女ともマイナスの寄与であるが、年齢調整死亡率同様、特に女性で大きくマイナスに働いていることが観察できる。



表 3 平均寿命期待値と実績値の乖離の  
要因分解 (2020年)

(単位:年)

		女性	男性
実績値-期待値		0.161	0.031
年齢階級別寄与	0-14	0.014	0.009
	15-29	-0.035	-0.030
	30-44	-0.013	-0.025
	45-59	-0.012	-0.032
	60-74	0.005	0.001
	75-89	0.105	0.059
	90+	0.097	0.050
死因別寄与	悪性新生物	-0.003	0.010
	心疾患	0.067	-0.010
	脳血管疾患	0.028	0.021
	肺炎	0.094	0.092
	老衰	-0.020	-0.019
	自殺	-0.071	-0.029
	その他	0.065	-0.034

出所: 筆者算定

## おわりに

本研究では、日本版死亡データベースで用いる死因分類として、わが国の人口動態統計で用いられている死因簡単分類と、HCD プロジェクトで用いられている死因分類の両者と整合的な分類を提案し、この死因分類を用いた年齢調整死亡率による分析など、いくつかの死亡分析への応用について述べた。

本研究の結果からは、JMD の死因分類とリスク対応生存延年数を用いて各年の年齢調整死亡率を算出することにより、人口学的に重要と考えられる、死因別年齢調整死亡率の長期的かつ連続的な観察が可能となることが明らかとなった。このことは、死因系列の統合によって、JMD が単なる生命表のデータベースであるだけでなく、死亡分析に関するより包括的なシステムとしての役割をも果たせることを意味している。

また、本研究では、JMD 分類を用いることにより、HCD に収載されている諸外国との死因動向の国際比較が可能となることも示すことができた。ただし、国際的にも著しく長寿化が進行している日本やフランスでは、超高齢層の死亡数が増加しており、その死因としての老衰や不詳が増加していることから、HCD で行われている分類不能死亡の按分が必ずしも適切とはいえない点に注意が必要である。

さらに本研究では、2020年の死亡水準評価分析に対する、JMD 死因分類の応用例についても示した。本研究の結果によれば、2020年については、年齢調整死亡率・平均寿命とも、近年のトレンドに基づく期待値よりも実績値の死亡水準が低く、その大きな要因として肺炎の死亡率改善が寄与していた。このように、本研究の結果から、JMDの死因分類

が様々な死亡分析に応用可能であることが明らかになったといえよう。

しかしながら、本研究には残された課題も存在している。その一つとして、現在の JMD 分類が ICD-10 の範囲でしか定義されていないことが挙げられる。HCD は ICD-10 の死因分類を基礎として、それ以前の死因分類を再構築していくとの考え方に立っていることから、intermediate list など ICD-10 でしか示されていない。もちろん、大津他 (2018) などの研究によって、わが国の HCD 形式での長期死因系列整備が進めば、HCD 分類での長期的な死因観察は可能となる。しかしながら一方で、国内の死因簡単分類は ICD-9 についても存在していることから、ICD-9 の死因簡単分類と整合的になるような JMD の死因分類をより直接的に作成することも可能であろう。いずれにしても、より長期での死因観察が可能となるように、ICD-9 以前の JMD 死因分類について検討していくことが今後の課題である。

表4 JMD 死因分類

Group	Cause	Disease(s)	簡単分類		CND	HI	HCD	ICD-10 code(s)	ICD-10(2013) ode(s)
I		感染症及び寄生虫症						A00-B99	A00-B99
	1	腸管感染症（詳細不明の原因等除く）	01100	腸管感染症	1	17	001	A00-A08	A00-A08
	2	その他の胃腸炎及び大腸炎，感染症及び詳細不明の原因によるもの	01100	腸管感染症	1	17	002	A09	A09
	3	呼吸器結核	01201		2	01	003	A15-A16	A15-A16
	4	その他の結核	01202		3	01	003	A17-A19	A17-A19
	5	結核の続発・後遺症	01600	その他の感染症及び寄生虫症	9	17	003	B90	B90
	6	敗血症	01300		4	17	004	A40-A41	A40-A41
	7	その他の細菌性疾患	01600	その他の感染症及び寄生虫症	9	17	005	A20-A28, A30-A39, A42-A44, A46, A48-A49	A20-A28, A30-A39, A42-A44, A46, A48-A49
	8	B型ウイルス肝炎	01401		5	17	007	B16-B17.0, B18.0-B18.1	B16-B17.0, B18.0-B18.1
	9	C型ウイルス肝炎	01402		6	17	007	B17.1, B18.2	B17.1, B18.2
	10	その他のウイルス肝炎	01403		7	17	007	B15, B17.2-B17.8, B18.8-B19	B15, B17.2-B17.9, B18.8-B19
	11	ヒト免疫不全ウイルス [HIV] 病	01500		8	17	006	B20-B24	B20-B24
	12	その他のウイルス性疾患	01600	その他の感染症及び寄生虫症	9	17	008	A80-A89, B00-B09, B25-B34	A80-A89, B00-B09, B25-B34
	13	その他の感染症及び寄生虫症	01600	その他の感染症及び寄生虫症	9	17	009	A50-A75, A77-A79, A90-A99, B35-B60, B64-B89, B91, B92, B94-B97, B99	A50-A75, A77-A79, A90-A99, B35-B60, B64-B89, B91, B92, B94-B99
II		新生物						C00-D48	C00-D48
	14	口唇、口腔及び咽頭の悪性新生物	02101		10	02	010	C00-C14	C00-C14
	15	食道の悪性新生物	02102		11	02	011	C15	C15
	16	胃の悪性新生物	02103		12	02	012	C16	C16
	17	結腸の悪性新生物	02104		13	02	013	C18	C18
	18	直腸S状結腸移行部及び直腸の悪性新生物	02105		14	02	014	C19-C20	C19-C20
	19	肛門及び肛門管の悪性新生物	02121	その他の悪性新生物	30	02	014	C21	C21
	20	肝及び肝内胆管の悪性新生物	02106		15	02	015	C22	C22
	21	小腸の悪性新生物	02121	その他の悪性新生物	30	02	017	C17	C17
	22	胆のう及びその他の胆道の悪性新生物	02107		16	02	017	C23-C24	C23-C24
	23	膵の悪性新生物	02108		17	02	016	C25	C25
	24	その他及び部位不明確の消化器の悪性新生物	02121	その他の悪性新生物	30	02	017	C26	C26
	25	喉頭の悪性新生物	02109		18	02	018	C32	C32
	26	気管、気管支及び肺の悪性新生物	02110		19	02	019	C33-C34	C33-C34
	27	皮膚の悪性新生物	02111		20	02	020	C43-C44	C43-C44
	28	乳房の悪性新生物	02112		21	02	021	C50	C50
	29	子宮頸部の悪性新生物	02113	子宮の悪性新生物	22	02	022	C53	C53
	30	その他の子宮の悪性新生物	02113	子宮の悪性新生物	22	02	023	C54-C55	C54-C55
	31	卵巣の悪性新生物	02114		23	02	024	C56	C56
	32	前立腺の悪性新生物	02115		24	02	025	C61	C61
	33	その他の生殖器の悪性新生物	02121	その他の悪性新生物	30	02	026	C51, C52, C57, C58, C60, C62, C63	C51, C52, C57, C58, C60, C62, C63
	34	膀胱の悪性新生物	02116		25	02	027	C67	C67

表4 JMD 死因分類 (つづき)

Group	Cause	Disease(s)	簡単分類		CND	HI	HCD	ICD-10 code(s)	ICD-10(2013) ode(s)	
	35	その他の腎尿路の悪性新生物		02121	その他の悪性新生物	30	02	028	C64-C66, C68	C64-C66, C68
	36	中枢神経系の悪性新生物		02117	中枢神経系の悪性新生物	26	02	029	C70-C72	C70-C72
	37	下垂体、頭蓋咽頭管、松果体の悪性新生物		02117	中枢神経系の悪性新生物	26	02	033	C75.1-C75.3	C75.1-C75.3
	38	悪性リンパ腫	02118			27	02	031	C81-C85	C81-C86
	39	白血病	02119			28	02	030	C91-C95	C91-C95
	40	その他のリンパ組織、造血組織及び関連組織の悪性新生物	02120			29	02	031	C88-C90, C96	C88-C90, C96
	41	独立した（原発性）多部位の悪性新生物		02121	その他の悪性新生物	30	02	032	C97	C97
	42	その他の悪性新生物		02121	その他の悪性新生物	30	02	033	C30-C31, C37-C41, C45-C49, C69, C73-C80 (excl. C75.1 and C75.2 and C75.3)	C30-C31, C37-C41, C45-C49, C69, C73-C80 (excl. C75.1 and C75.2 and C75.3)
	43	中枢神経系のその他の新生物	02201			31	17	034	D32-D33, D35.2-D35.4, D42-D43, D44.3-D44.5	D32-D33, D35.2-D35.4, D42-D43, D44.3-D44.5
	44	中枢神経系を除くその他の新生物	02202			32	17	034	D00-D31, D34-D35.1, D35.5-D41, D44.0-D44.2, D44.6-D48	D00-D31, D34-D35.1, D35.5-D41, D44.0-D44.2, D44.6-D48
III		血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害							D50-D89	D50-D89
	45	貧血	03100			33	17	038	D50-D64	D50-D64
	46	その他の血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害	03200			34	17	038	D65-D89	D65-D89
IV		内分泌、栄養及び代謝疾患							E00-E90	E00-E90
	47	糖尿病	04100			35	03	035	E10-E14	E10-E14
	48	栄養失調（症）		04200	その他の内分泌、栄養及び代謝疾患	36	17	036	E40-E46	E40-E46
	49	その他の内分泌、栄養及び代謝疾患		04200	その他の内分泌、栄養及び代謝疾患	36	17	037	E00-E07, E15-E16, E20-E35, E50-E68, E70-E90	E00-E07, E15-E16, E20-E35, E50-E68, E70-E90
V		精神及び行動の障害							F00-F99	F01-F99
	50	血管性及び詳細不明の痴呆	05100			37	17	039	F01-F03	F01-F03
	51	アルコール使用＜飲酒＞による精神及び行動の障害		05200	その他の精神及び行動の障害	38	17	040	F10	F10
	52	その他の精神作用物質使用による精神及び行動の障害		05200	その他の精神及び行動の障害	38	17	041	F11-F19	F11-F19
	53	その他の精神及び行動の障害		05200	その他の精神及び行動の障害	38	17	042	F00, F04-F09, F20-F99	F04-F09, F20-F99
VI		神経系の疾患							G00-G99	G00-G99
	54	髄膜炎	06100			39	17	047	G00-G03	G00-G03
	55	ハンチントン＜Huntington＞病及び遺伝性運動失調（症）		06500	その他の神経系の疾患	43	17	043	G10-G11	G10-G11
	56	脊髄性筋萎縮症及び関連症候群	06200			40	17	043	G12	G12
	57	パーキンソン病	06300			41	17	044	G20	G20
	58	パーキンソン病以外の錐体外路障害及び異常運動		06500	その他の神経系の疾患	43	17	044	G21-G25	G21-G25
	59	アルツハイマー病	06400			42	17	045	G30	G30
	60	神経系のその他の変性疾患、他に分類されないもの		06500	その他の神経系の疾患	43	17	045	G31	G31
	61	中枢神経系の脱髄疾患		06500	その他の神経系の疾患	43	17	043	G35-G37	G35-G37
	62	てんかん及びてんかん重積（状態）		06500	その他の神経系の疾患	43	17	046	G40-G41	G40-G41
	63	一過性脳虚血発作及び関連症候群		06500	その他の神経系の疾患	43	17	060	G45	G45
	64	その他の神経系の疾患		06500	その他の神経系の疾患	43	17	047	G04-G09, G43-G44, G47-G83, G90-G99	G04-G09, G14, G43-G44, G47-G83, G90-G99

表4 JMD 死因分類 (つづき)

Group	Cause	Disease(s)	簡単分類			CND	HI	HCD	ICD-10 code(s)	ICD-10(2013) ode(s)
VII	65	眼及び付属器の疾患	07000			44	17	047	H00-H59	H00-H59
VIII	66	耳及び乳様突起の疾患	08000			45	17	047	H60-H95	H60-H95
IX		循環器系の疾患							I00-I99	I00-I99
	67	高血圧性心疾患及び心腎疾患	09101			46	04	050	I11, I13	I11, I13
	68	本態性（原発性<一次性>）高血圧（症）		09102	その他の高血圧性疾患	47	04	049	I10	I10
	69	その他の高血圧性疾患		09102	その他の高血圧性疾患	47	04	050	I12, I15	I12, I15
	70	急性リウマチ熱（心臓併発症を伴わないもの）		09500	その他の循環器系の疾患	61	17	048	I00, I02.9	I00, I02.9
	71	急性リウマチ熱（心臓併発症を伴うもの）		09208	その他の心疾患	55	05	048	I01, I02.0	I01, I02.0
	72	慢性リウマチ性心疾患	09201			48	05	048	I05-I09	I05-I09
	73	急性心筋梗塞	09202			49	05	051	I21-I22	I21-I22
	74	アテローム<じゅく>粥状>硬化性心血管疾患・心疾患		09203	その他の虚血性心疾患	50	05	052	I25.0, I25.1	I25.0, I25.1
	75	その他の虚血性心疾患		09203	その他の虚血性心疾患	50	05	052	I20, I24, I25.2-I25.9	I20, I24, I25.2-I25.9
	76	肺性心疾患（肺塞栓症を除く）		09208	その他の心疾患	55	05	053	I27	I27
	77	肺塞栓症及びその他の肺血管の疾患		09500	その他の循環器系の疾患	61	17	053	I26, I28	I26, I28
	78	慢性非リウマチ性心内膜疾患	09204			51	05	054	I34-I38	I34-I38
	79	心筋症	09205			52	05	057	I42-I43	I42-I43
	80	心停止		09206	不整脈及び伝導障害	53	05	055	I46	I46
	81	不整脈及び伝導障害（心停止を除く）		09206	不整脈及び伝導障害	53	05	057	I44-I45, I47-I49	I44-I45, I47-I49
	82	心不全	09207			54	05	056	I50	I50
	83	その他の心疾患		09208	その他の心疾患	55	05	057	I30-I33, I40-I41, I51	I30-I33, I40-I41, I51
	84	くも膜下出血		09301	くも膜下出血	56	06	058	I60	I60
	85	くも膜下出血の続発・後遺症		09301	くも膜下出血	56	06	061	I69.0	I69.0
	86	脳内出血		09302	脳内出血	57	06	058	I61	I61
	87	脳内出血の続発・後遺症		09302	脳内出血	57	06	061	I69.1	I69.1
	88	その他の非外傷性頭蓋内出血		09304	その他の脳血管疾患	59	06	058	I62	I62
	89	脳梗塞		09303	脳梗塞	58	06	059	I63	I63
	90	脳梗塞の続発・後遺症		09303	脳梗塞	58	06	061	I69.3	I69.3
	91	脳実質外動脈（脳底動脈、頸動脈、椎骨動脈）または脳動脈の閉塞及び狭窄、脳梗塞に至らなかったもの		09304	その他の脳血管疾患	59	06	059	I65, I66	I65, I66
	92	その他の脳血管疾患		09304	その他の脳血管疾患	59	06	060	I64, I67	I64, I67
	93	脳血管疾患（くも膜下出血、脳内出血、脳梗塞を除く）の続発・後遺症		09304	その他の脳血管疾患	59	06	061	I69.2, I69.4-I69.8	I69.2, I69.4-I69.8
	94	大動脈瘤及び解離	09400			60	17	062	I71	I71
	95	動脈、細動脈及び毛細血管の疾患（大動脈瘤及び解離を除く）		09500	その他の循環器系の疾患	61	17	062	I70, I72-I78	I70, I72-I78
	96	その他の循環器系の疾患		09500	その他の循環器系の疾患	61	17	063	I80-I99	I80-I99
X		呼吸器系の疾患							J00-J99	J00-J99
	97	インフルエンザ	10100			62	17	064	J10-J11	J09-J11
	98	肺炎	10200			63	07	065	J12-J18	J12-J18
	99	急性気管支炎	10300			64	17	066	J20	J20
	100	急性上気道感染症及びその他の急性下気道感染症（急性気管支炎を除く）		10603	その他の呼吸器系の疾患（10601及び10602を除く）	69	17	066	J00-J06, J21-J22	J00-J06, J21-J22

表4 JMD 死因分類 (つづき)

Group	Cause	Disease(s)	簡単分類		CND	HI	HCD	ICD-10 code(s)	ICD-10(2013) code(s)	
	101	慢性気管支炎及び肺気腫 (H108)		10400	慢性閉塞性肺疾患	65	08	068	J41-J43	J41-J43
	102	その他の慢性閉塞性肺疾患		10400	慢性閉塞性肺疾患	65	17	068	J44	J44
	103	喘息	10500			66	09	067	J45-J46	J45-J46
	104	その他の慢性下気道疾患		10603	その他の呼吸器系の疾患(10601及び10602を除く)	69	17	068	J40, J47	J40, J47
	105	誤嚥性肺炎	10601			67	17	069	J69	J69
	106	外的因子による肺疾患（誤嚥性肺炎を除く）		10603	その他の呼吸器系の疾患(10601及び10602を除く)	69	17	070	J60-J68, J70	J60-J68, J70
	107	間質性肺疾患	10602			68	17	071	J84	J84
	108	主として間質を障害するその他の呼吸器疾患（間質性肺疾患を除く）		10603	その他の呼吸器系の疾患(10601及び10602を除く)	69	17	071	J80-J83	J80-J83
	109	その他の呼吸器系の疾患		10603	その他の呼吸器系の疾患(10601及び10602を除く)	69	17	072	J30-J39, J85-J98	J30-J39, J85-J98
XI		消化器系の疾患							K00-K93	K00-K93
	110	胃潰瘍及び十二指腸潰瘍	11100			70	10	073	K25-K27	K25-K27
	111	胃空腸潰瘍		11400	その他の消化器系の疾患	74	17	073	K28	K28
	112	ヘルニア		11200	ヘルニア及び腸閉塞	71	17	074	K40-K46	K40-K46
	113	麻痺性イレウス及び腸閉塞、ヘルニアを伴わないもの		11200	ヘルニア及び腸閉塞	71	17	075	K56	K56
	114	腸炎、大腸炎及び腸のその他の疾患		11400	その他の消化器系の疾患	74	17	075	K35-K38, K50-K55, K57-K63	K35-K38, K50-K55, K57-K64
	115	アルコール性肝疾患		11302	その他の肝疾患	73	11	076	K70	K70
	116	肝硬変（アルコール性を除く）	11301			72	11	077	K74.3-K74.6	K74.3-K74.6
	117	肝線維症及び肝硬化症		11302	その他の肝疾患	73	11	077	K74.0-K74.2	K74.0-K74.2
	118	その他の肝疾患		11302	その他の肝疾患	73	11	078	K71-K73, K75-K76	K71-K73, K75-K76
	119	胆のう<嚢>及び胆管の疾患		11400	その他の消化器系の疾患	74	17	079	K80-K83	K80-K83
	120	脾疾患		11400	その他の消化器系の疾患	74	17	080	K85-K86	K85-K86
	121	その他の消化器系の疾患		11400	その他の消化器系の疾患	74	17	081	K00-K22, K29-K31, K65-K66, K90-K92	K00-K22, K29-K31, K65-K66, K90-K92
XII	122	皮膚及び皮下組織の疾患	12000			75	17	082	L00-L98	L00-L98
XIII	123	筋骨格系及び結合組織の疾患	13000			76	17	083	M00-M99	M00-M99
XIV		尿路器系の疾患							N00-N99	N00-N99
	124	糸球体疾患及び腎尿管間質性疾患	14100			77	17	084	N00-N15	N00-N15
	125	急性腎不全	14201			78	12	085	N17	N17
	126	慢性腎臓病	14202			79	12	085	N18	N18
	127	詳細不明の腎不全	14203			80	12	085	N19	N19
	128	その他の尿路系の疾患		14300	その他の尿路性器系の疾患	81	17	086	N20-N36, N39	N20-N36, N39
	129	その他の性器系の疾患		14300	その他の尿路性器系の疾患	81	17	087	N40-N99	N40-N99
XV	130	妊娠、分娩及び産じょく	15000			82	17	088	O00-O99	O00-O99
XVI		周産期に発生した病態							P00-P96	P00-P96
	131	妊娠期間及び胎児発育に関連する障害	16100			83	17	089	P05-P08	P05-P08
	132	出産外傷	16200			84	17	089	P10-P15	P10-P15
	133	周産期に特異的な呼吸障害及び心血管障害	16300			85	17	089	P20-P29	P20-P29



表4 JMD 死因分類 (つづき)

Group	Cause	Disease(s)	简单分類			CND	HI	HCD	ICD-10 code(s)	ICD-10(2013) code(s)
	134	周産期に特異的な感染症	16400			86	17	089	P35-P39	P35-P39
	135	胎児及び新生児の出血性障害及び血液障害	16500			87	17	089	P50-P61	P50-P61
	136	その他の周産期に発生した病態	16600			88	17	089	P00-P04, P09, P16-P19, P30-P34, P40-P49, P62-P96	P00-P04, P09, P16-P19, P30-P34, P40-P49, P62-P96
XVII		先天奇形, 変形及び染色体異常							Q00-Q99	Q00-Q99
	137	神経系の先天奇形	17100			89	17	090	Q00-Q07	Q00-Q07
	138	心臓の先天奇形	17201			90	17	090	Q20-Q24	Q20-Q24
	139	その他の循環器系の先天奇形	17202			91	17	090	Q25-Q28	Q25-Q28
	140	消化器系の先天奇形	17300			92	17	090	Q35-Q45	Q35-Q45
	141	その他の先天奇形及び変形	17400			93	17	090	Q08-Q19, Q29-Q34, Q46-Q89	Q08-Q19, Q29-Q34, Q46-Q89
	142	染色体異常, 他に分類されないもの	17500			94	17	090	Q90-Q99	Q90-Q99
XVIII		症状, 徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの							R00-R99	R00-R99
	143	老衰	18100			95	13	104	R54	R54
	144	乳幼児突然死症候群	18200			96	17	091	R95	R95
	145	その他の症状, 徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの	18300			97	17	105	R00-R53, R55-R94, R96-R99	R00-R53, R55-R94, R96-R99
XX		傷病及び死亡の外因							V01-Y89	V01-Y89
	146	交通事故	20101			98	15	092	V01-V99	V01-V99
	147	転倒・転落	20102			99	14	093	W00-W19	W00-W19
	148	不慮の溺死及び溺水	20103			100	14	094	W65-W74	W65-W74
	149	不慮の窒息	20104			101	14	098	W75-W84	W75-W84
	150	煙, 火及び火炎への曝露	20105			102	14	095	X00-X09	X00-X09
	151	アルコールによる不慮の中毒及び曝露		20106	有害物質による不慮の中毒及び有害物質への曝露	103	14	096	X45	X45
	152	その他の有害物質による不慮の中毒及びその他の有害物質への曝露		20106	有害物質による不慮の中毒及び有害物質への曝露	103	14	097	X40-X44, X46-X49	X40-X44, X46-X49
	153	その他の不慮の事故	20107			104	14	103	W20-W64, W85-W99, X10-X39, X50-X59	W20-W64, W85-W99, X10-X39, X50-X59
	154	自殺	20200			105	16	99	X60-X84	X60-X84
	155	他殺	20300			106	17	100	X85-Y09	X85-Y09
	156	法的介入及び戦争行為		20400	その他の外因	107	17	100	Y35, Y36	Y35, Y36
	157	不慮か故意か決定されない事件		20400	その他の外因	107	17	101	Y10-Y34	Y10-Y34
	158	内科的及び外科的ケアの合併症		20400	その他の外因	107	17	102	Y40-Y84	Y40-Y84
	159	その他の外因		20400	その他の外因	107	17	103	Y85-Y89	Y85-Y89
XXII		特殊目的用コード							U00-U99	U00-U99
	160	重症急性呼吸器症候群 [SARS]	22100			108	17	066	U04	U04
	161	新型コロナウイルス感染症2019 (COVID-19)		22200	その他の特殊目的用コード	109	17	107	U07	U07
	162	その他の特殊目的用コード		22200	その他の特殊目的用コード	109	17	107	U00-U03, U05-U06, U08-U99	U00-U03, U05-U06, U08-U99
	163	震災 (再掲)							earthquake	

## 謝辞

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」、  
「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」の一環として行われており、本  
稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報  
を二次利用したものが含まれている。また、死亡票の独自集計であるため、分析結果が公表数値と  
は一致しない場合がある。本研究は、厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報  
総合研究）JPMH20AB1001「人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発  
とその妥当性の評価のための研究」（研究代表者:別府志海）による助成を受けた。

## 参考文献

- 石井太（2010）「寿命研究と Human Mortality Database」,『人口問題研究』,第66巻,第3号,pp.80-87.  
——（2015a）「日本版死亡データベースの構築に関する研究」,『人口問題研究』,第71巻,第1号,pp.3-27.  
——（2015b）「日本版死亡データベースの人口分析への応用」,『人口問題研究』,第71巻,第2号,pp.141-155.  
——（2016）「ポスト人口転換期の死亡動向」,佐藤龍三郎・金子隆一（編）『ポスト人口転換期の日本』,原書房,pp.91-109.  
——（2019）「日本とフランスの長寿化に関する講演とパネルディスカッション」,『人口問題研究』,第75巻,第2号,pp.69-79.  
——（2020）「日本の人口学における死亡研究の動向」,『人口学研究』,第56巻,pp.43-50.  
——（2021a）「死亡水準変動の人口学的評価法に関する考察」,『国立社会保障・人口問題研究所ワーキングペーパーシリーズ』,第53号.  
——（2021b）「死亡分析の方法（生命表と死亡モデル）」,金子隆一・石井太（編）『長寿・健康の人口学』,原書房,pp.25-42.  
植村肇（1984）「国民医療の課題—第7報老衰死の激減に思う—」,『駒沢短期大学研究紀要』,第12巻,pp.17-31.  
大津唯・是川夕・石井太・マルケータペフホルドヴァー・フランスメレ・ジャックヴァリン（2018）「日本における長期時系列死因統計の再構築に向けて—1995年の死亡診断書改定に伴う影響の除去—」,『人口問題研究』,第74巻,第2号,pp.99-117.  
厚生労働省（2020）「基準人口の改訂に係る検討結果の報告について」, available at [https://www.mhlw.go.jp/stf/000020200529\\_1.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/000020200529_1.html).  
国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」, <http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>.  
是川夕（2021）「死因別に見たわが国の長期時系列死亡データについて」,金子隆一・石井太（編）『長寿・健康の人口学』,原書房,pp.87-101.  
日本人口学会（2020）「基準人口に関する意見照会について（回答）」, available at <http://www.paoj.org/hiroba/response-to-newstdpop.pdf>.  
林玲子・別府志海・石井太・篠原恵美子（2021）「JMDC/死因順位分類による複合死因間の関連について」,厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業）『人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発とその妥当性の評価のための研究』（研究代表者:別府志海, 課題番号20AB1001）, 令和2年度総括・分担研究報告書, pp.31-46.  
林玲子・別府志海・石井太・篠原恵美子（2022）「老衰死の統計分析」,『人口問題研究』第78巻,第1号.  
Arriaga, E. E. (1984) "Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies", *Demography*, Vol. 21, No. 1, pp. 83-96.  
Human Cause-of-Death Database. French Institute for Demographic Studies (France) and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Available at [www.causeofdeath.org](http://www.causeofdeath.org).  
Human Mortality Database. University of California, Berkeley (USA) and Max Planck Institute for

Demographic Research (Germany). Available at [www.mortality.org](http://www.mortality.org) or [www.humanmortality.de](http://www.humanmortality.de).  
Islam, N., D. A. Jdanov, V. M. Shkolnikov, K. Khunti, I. Kawachi, M. White, S. Lewington, and B. Lacey (2021) "Effects of covid-19 pandemic on life expectancy and premature mortality in 2020: time series analysis in 37 countries", *BMJ* 2021;375:e066768.  
Preston, S. H., P. Heuveline, and M. Guillot (2001) *Demography*: Blackwell Publishers Inc.

# Classification of Causes of Death for the Japanese Mortality Database and Its Application to Mortality Analysis

ISHII Futoshi

In this study, we propose a new list for the classification of causes of death for the Japanese Mortality Database (JMD), based on the existing classification in Japan while adding modifications related to international comparability. We also apply the list to mortality analysis, such as long-term observation with age-standardized death rates.

We construct a new list for classification that is consistent with both the condensed list used in the vital statistics in Japan and the intermediate list used in the Human Cause-of-Death Database (HCD) project, and we propose it as the list for the JMD. The list is then used for the observation of age-standardized death rates, international comparison, and analysis of the Japanese mortality level in 2020.

The results of this study show that the use of the classification and the exposure-to-risk in the JMD enables the long-term and continuous observation of age-standardized death rates, which is considered important in demography. This leads to consideration that the JMD could serve not only as a database of life tables but also as a kind of comprehensive system for mortality analysis if we incorporate causes of death series into the JMD.

We also show that the JMD classification makes it possible to perform international comparison of the trends in causes of deaths with countries contained in the HCD. However, we should note that redistribution of the number of deaths by ill-defined causes conducted in the HCD may not be appropriate when the number of deaths from senility and/or unknown causes is increasing due to the growing number of the very old, as in France and Japan.

In addition, we present an example of the application of the JMD classification to the analysis of Japanese mortality levels in 2020. The results show that the actual levels of age-standardized death rates and life expectancy are lower than the expected levels based on the recent trends due to a decline in mortality rates for pneumonia.

We believe that this study indicates the usefulness of the JMD classification, which has high applicability to various kinds of mortality studies.

keywords: classification of cause of deaths, age-standardized death rates, life expectancy, mortality analysis

特集Ⅰ：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究

## 複合死因データに関する分析手法とその応用

### —わが国データへのネットワーク分析適用の試み—

石井太\*・林玲子・篠原恵美子<sup>†</sup>・別府志海

本研究は、近年、わが国においても利用可能性が広がってきた複合死因データに関する分析手法について概観するとともに、特に、複合死因間の関係分析にネットワーク分析を応用した Egidi et al. (2018) の方法論を日本のデータに適用することを試み、複合死因分析へのネットワーク分析の応用の可能性を検討することを目的とする。

海外では国際的な複合死因に関する研究ネットワークである MultiCause Network において、これまで様々な研究が蓄積されていることなどから、複合死因データに関する分析について多くの先行研究が存在している。それらの先行研究については、[1] 死因について原死因だけでなく複合死因も含めて分析を行ったもの、[2] 原死因による分析と複合死因による分析を比較対照するもの、[3] 1死亡当たりの死因数を分析するもの、[4] 複合死因間の関係を分析するもの、[5] 競合リスクモデルや特定死因を除去した生命表など生命表分析への応用を行ったもの、[6] 死因コーディングの妥当性の検証などに応用するものなどの類型にまとめることが可能であるが、近年、この類型 [4] である、複合死因間の関係分析にネットワーク分析を応用した研究が行われている。その中でも、Egidi et al. (2018) は、イタリアの複合死因データにネットワーク分析の手法を適用して死因間の関連分析を行った先駆的な研究であり、本研究ではこの方法論をわが国の複合死因データに適用することを試みた。分析では、構築されたネットワーク構造に対して、ネットワーク中心性を測定する指標を用いて、他の死因と関係性の深い死因を抽出するとともに、Egidi et al. (2018) では行われていない、ネットワーク分析で用いられるコミュニティ検出アルゴリズムの適用を通じて、死因間の結びつきが強いコミュニティへの分類を行った。

本研究で行った複合死因データに関する分析手法の概観からは、複合死因データが有する豊富な可能性が理解されたとともに、わが国の複合死因データへのネットワーク分析適用からは、複合死因間の関係を分析する上でのネットワーク分析の有効性が明らかになったといえよう。

キーワード：複合死因、ネットワーク分析、死亡分析

### はじめに

現在、人口動態統計では、死亡票に記載されている複数の死因から、世界保健機関が勧告する「疾病及び関連保健問題の国際統計分類」に準拠し、直接に死亡を引き起こした一連の事象の起因となった疾病もしくは損傷等を表す単一の「原死因」を用いて死因統計の

---

\* 慶應義塾大学

<sup>†</sup> 東京大学

集計・分析を行っている。これは、一連の病的事象を起こす原因を防止するという公衆衛生的な観点に基づくものであるが、一方で、現在、わが国では生活習慣病が死因の上位を占めるに至り、一人が複数の疾患を抱えることも多くなっていることから、原死因以外の死因に着目する必要性が高まっている。

このような問題意識の下、社会保障審議会統計分科会疾病、傷害及び死因分類部会は、平成26年11月に出した報告（「疾病、傷害及び死因に関する分類に係る部会審議の際に出された意見に基づく報告」）の中で、「中長期的には、基礎疾患の情報や介入の状況、合併症、予後等、死亡診断書・死体検案書から得られる複合的な要因を把握できるような分析がなされることが望ましい。」との方向性を打ち出している。しかしながら、人口動態統計死亡票の原死因以外の複合死因情報については、近年、はじめて二次利用が可能となったところであり、わが国ではこのような複合死因データを全人口ベースで取り扱った経験が多いとはいえない状況にあった。一方、諸外国においては、従来から複合死因のデータの活用事例が存在しており、例えば人口学領域においては、原死因と複合死因の関係性を記述するための人口学的指標の構築などの先行研究が行われてきており、特に、国際的な複合死因に関する研究ネットワークである MultiCause Network において様々な研究が蓄積されている。この中で、Egidi et al. (2018) は、イタリアの2011年の65歳以上の複合死因データを用いて、欧州死因分類をノード、同一診断書に二つの死因分類による死因が記述されているときに二つのノードをエッジで結ぶ無向ネットワークを考え、これにネットワーク分析の手法を適用して死因間の関連分析を行った先駆的な研究である。

本研究は、近年、わが国においても利用可能性が広がってきた複合死因データに関する分析手法について概観するとともに、特に、複合死因間の関係分析にネットワーク分析を応用した Egidi et al. (2018) の方法論を日本のデータに適用することを試み、複合死因分析へのネットワーク分析の応用の可能性を検討することを目的とする。

## 1 先行研究

本節では複合死因データに関する分析手法に関する先行研究について概観する。先述の通り、海外では、国際的な複合死因に関する研究ネットワークである MultiCause Network において、特に様々な研究が蓄積されていることを踏まえ、まず1.1節において海外の先行研究について述べ、その後、1.2節でわが国における先行研究について述べる。また、本研究で適用を試みるネットワーク分析の応用については1.3節において述べることにする。

### 1.1 複合死因データ分析に関する海外の先行研究

ここではまず、海外における先行研究を概観する。複合死因データを用いた分析に関する先行研究の分析内容や手法は、必ずしも排他的ではないが、下記に示すようないくつかの類型にまとめることが可能であろう。



- [1] 死因について原死因だけでなく複合死因も含めて分析を行ったもの
- [2] 原死因による分析と複合死因による分析を比較対照するもの
- [3] 1死亡当たりの死因数を分析するもの
- [4] 複合死因間の関係を分析するもの
- [5] 競合リスクモデルや特定死因を除去した生命表など生命表分析への応用を行ったもの
- [6] 死因コーディングの妥当性の検証などに応用するもの
- [7] その他

それぞれの類型ごとに研究の特徴を概観すると以下の通りである。

[1] は原死因による集計では多く計上されないものについてその死因の潜在的な貢献を示すため、また、[2] はさらにそのような原死因と全ての複合死因を含めた場合の比較を行う観点から分析が行われている。これらについては、方法論としては記述統計を用いて、単純集計やクロス集計を行った研究、さらに、年齢階級別死亡率や年齢調整死亡率を算定・比較した研究などが多く存在している。例えば、Dushoff et al. (2005) では、インフルエンザが死亡に与える影響を評価するため複合死因データを用いて分析を行っているが、インフルエンザが原死因となる場合と、複合死因にも挙げられている場合の両者を比較し、インフルエンザの潜在的な大きさを示した上で、複合死因で計上した死亡数を用いた回帰分析を行っている。また、糖尿病に関連する死亡を分析したものとして、Balkau and Papoz (1992) や Barreto et al. (2007) による分析が挙げられる。Balkau and Papoz (1992) は、フランスにおける糖尿病関連死亡のレベルを評価したものであり、原死因・複合死因のいずれかに糖尿病が出現する数を用いた SMR を求め、原死因のみによる SMR より高いことを指摘している。また、Barreto et al. (2007) はブラジルにおける糖尿病関連死亡の属性別状況を分析したものであり、糖尿病が原死因に出現する場合に対する、原死因以外の複合死因に出現するオッズ比を多重ロジスティック回帰により属性別に推定して分析を行った。

このように、複合死因を用いて明らかとなる重要な特性として、原死因のみの観察ではその影響が過小評価されてしまう死因の適切な評価があり、インフルエンザ、糖尿病、アルツハイマーなど様々な死因に着目した分析が行われている。

[3] と [4] は原死因では得られない、複合死因ならではの特徴を分析する研究といえる。White et al. (1989), Wilkins et al. (1997) はそれぞれアメリカ、カナダについて、一つの診断書あたりの複合死因数の分布やその平均値などの分析を行ったものである。また、Gorina and Lentzner (2008) は一診断書あたりの複合死因数の分布や原死因・複合死因の比較などに加え、死因間の関係を示す指標として、以下を提案している。

$$\frac{\text{Observed numbers of deaths with both causes A\&B}}{\text{Expected numbers of deaths with both causes A\&B}}$$

ここで, "Observed numbers of deaths with both causes A&B" とは実際の複合死因統計から得られる死亡数であり, "Expected numbers of deaths with both causes A&B" は死因間の独立性を仮定して, 以下により得られた数である.

$$\frac{\text{Deaths with cause A} \times \text{Deaths with cause B}}{\text{Total deaths (all causes)}}$$

この指標が1よりも大きいほど, 二つの死因が独立であると仮定した期待出現数よりも, 実際の観察数が高い頻度であることを示すことから, 両者の結びつきが強いことになる. Gorina and Lentzner (2008) ではこの指標を用いて, 糖尿病との関係性が強い死因に関する分析を行っている.

一原死因あたりの死亡数や死因間の関係を示す指標は, 複合死因の特徴を記述統計によって表現する上で優れた指標であると考えられるが, 一方で, 複数時点や異なる人口の間での比較を行う場合, 年齢構成の違いによって適切な比較を行えない場合がある. そこで, MultiCause Network グループのメンバーによって, Désesquelles et al. (2012), Désesquelles et al. (2010) などの先行研究を中心に, より洗練された人口学的指標が提案されており, これが SRMU (Standardized Ratio of Multiple to Underlying Cause) と CDAI (Cause of Death Association Indicator) である.

SRMU は, 原死因死亡に対する複合死因死亡の比を表すもので, 以下で定義される.

$$SRMU_u = \frac{\sum d_{u,x,s}^{[M]}}{\sum d_{u,x,s}^{[U]}}$$

$d_{u,x,s}^{[M]}$ : 年齢  $x$ , 性別  $s$  の複合死因死亡数 (原死因  $u$ )

$d_{u,x,s}^{[U]}$ : 年齢  $x$ , 性別  $s$  の原死因死亡数 (原死因  $u$ )

この指標は死因分類に依存することから, 複数時点や異なる人口間の SRMU を比較する場合には使用する死因分類を統一しておくことが必要である. また,  $d_{u,x,s}$  については, 複合死因について, 同じ分類のものについても重複して計上する方法 (重複計上) と, 同じ分類については一回のみ計上する方法 (重複調整) の2種類が考えられる. また, さらに, 死亡数に関しては, 年齢調整を行わない場合と年齢調整を行う場合の2種類の指標が考えられるが, やはり複数時点や異なる人口間での比較については, 年齢調整を行うことが望ましい. 年齢調整を行う場合には,

$$d_{u,x,s}^{<S>} = d_{u,x,s} \frac{E_{x,s}^{<S>}}{E_{x,s}}$$

とする. ここで,

$d_{u,x,s}$ : 年齢調整前の死亡数

$d_{u,x,s}^{<S>}$ : 年齢調整した死亡数

$E_{x,s}$  : 対象とする人口の Exposure  
 $E_{x,s}^{<S>}$  : 基準となる人口の Exposure  
 である.

なお, Désesquelles et al. (2012), Désesquelles et al. (2010) では, 分類については重複調整を行い, 年齢調整を行った比を推定している.

CDAI は, 死因  $c$  の標準化出現率 ( $SP_c$ ) に対する, 原死因  $u$  に限定した場合の死因  $c$  の標準化出現率 ( $SP_{c/u}$ ) の比率であり,

$$CDAI_{u,c} = \frac{SP_{c/u}}{SP_c} = \frac{\sum_{x,s} \left( \frac{d_{c,x,s}^u}{d_{x,s}^u} \cdot \bar{d}_{x,s} \right) / \sum_{x,s} \bar{d}_{x,s}}{\sum_{x,s} \left( \frac{d_{c,x,s}}{d_{x,s}} \cdot \bar{d}_{x,s} \right) / \sum_{x,s} \bar{d}_{x,s}} \times 100 = \frac{\sum_{x,s} \frac{d_{c,x,s}^u}{d_{x,s}^u} \cdot \bar{d}_{x,s}}{\sum_{x,s} \frac{d_{c,x,s}}{d_{x,s}} \cdot \bar{d}_{x,s}} \times 100$$

$d_{c,x,s}^u$  : 原死因  $u$  で, 死因  $c$  を含む  $x$  歳, 性別  $s$  の死亡数

$d_{x,s}^u$  : 原死因  $u$  の  $x$  歳, 性別  $s$  の死亡数

$d_{c,x,s}$  : 死因  $c$  を含む  $x$  歳, 性別  $s$  の死亡数 (原死因によらない)

$d_{x,s}$  :  $x$  歳, 性別  $s$  の死亡数 (原死因によらない)

$\bar{d}_{x,s}$  : 基準時点における  $x$  歳, 性別  $s$  の標準的死亡数 (死亡率と Exposure の積)

これは, 原死因を限定しない場合の死因  $c$  の出現度合に対して, 原死因を  $u$  に限定した場合どの程度出現度合が変化するかを100を基準として指数化したものであり, CDAI が100を上回るほど原死因  $u$  との関連性が高いと考えることができる. Gorina and Lentzner (2008) による死因間の関係性指標を標準化したものと捉えることができよう.

[5] は, 競合リスクモデルや特定死因を除去した生命表分析への応用などを研究したものなどであり, 1969年アメリカの複合死因データを用い, 原死因を除去した生命表と複合死因を除去した生命表を作成して比較を行った Manton and Stallard (1982) や, 原死因以外の複合死因を考慮したウェイトを持つ状態への移行を表現できる生存時間分析の拡張モデルを提案し, これによる Cox 回帰モデル分析のシミュレーションを行った Moreno-Betancur et al. (2017) などが挙げられる.

[6] の類型は [1]~[5] の類型とはやや異なり, 原死因の選択の妥当性について, 複合死因データから検証などを行うことを目的としたものであり, イギリスの心疾患死亡による400の死亡診断書・死体検案書を用いて臨床医パネルに原死因選択を依頼し, 半数近くでの不一致を観察したという, 原死因選択の信頼性の限界について論じた Mant et al. (2006) などが挙げられる.

## 1.2 わが国における複合死因データ分析に関する先行研究

次に, わが国における, 人口動態調査の死亡票 (もしくは死亡診断書) を用いた複合死

因データ分析に関する先行研究について述べる。わが国においては、1950年代から上田による複合死因に関する研究がなされている。上田（1956）は、第6回国際死因統計分類修正会議の複合死因及び製表に関する勧告に基づいてWHOセンターに寄せられた6つの研究報告（WHOセンター、アメリカ、アイルランド、ドイツ、フランス、イタリア）の概要についてまとめたものであり、上田・加藤（1957）は、試験的調査として昭和30年の東京都・長野県の死亡票のうち、心臓疾患が記載されているもの（東京都4,355件、長野県1,973件）を対象として、複合死因の記載や、原死因と二次死因の関係について分析を行った。また、上田（1960）は昭和30年の東京都の死亡票（44,255件）を対象とし、手術解剖施行有無別、性別、年齢別の複合割合、原死因と二次死因（合併症・副因）の関係分析として、死因別二次死因頻度、原死因に対する二次死因割合、合併症の二次死因に対する割合、原死因と二次死因のクロス表分析などを詳細に行い、さらにこれらを諸外国の結果と比較して考察を行っている。

佐々木（1975）は、昭和42～46年の大阪府の人口動態死亡票から糖尿病の記載があるものを対象として（原死因1,893件、二次死因1,389件）、糖尿病を原死因とする二次死因、糖尿病を二次死因とする原死因に関する分析を行い、これを1955年の米国公衆衛生局の全国調査、1968～69年の米国ペンシルベニアの調査と比較して糖尿病の死因の日米間の相違に関する考察を行っている。方波見〔等〕（1982）は昭和52年人口動態調査死亡票から原死因・二次死因に糖尿病の記載のあるもの（原死因9,023件、原死因以外9,148件）について、原死因と二次死因に関する年齢別・都道府県別糖尿病数や、糖尿病死亡率に関する分析を行い、また、方波見〔等〕（1983）は同じ対象に対して、糖尿病死亡の直接死因、二次死因糖尿病の原死因、原死因糖尿病と二次死因糖尿病に記載された二次死因の相違、二次死因糖尿病、全死因中に占める原死因各疾患の割合に関する分析を行っている。

梅田（1988）は昭和60年8月の11都県における人口動態調査の死亡票を対象として分析を行ったものであり、高血圧性疾患や糖尿病は原死因として他の死因を伴いやすく、他の死因の二次死因となる場合が多いこと、いずれの原死因においても二次死因として心疾患が多かったことなどを明らかにしている。

鈴木まき〔等〕（2001）は、運輸業を主体とする労働組合の加入者本人（男性）の1988～1995年の死亡診断書から、外因誌を除いた20～59歳の1,138件を対象とし、死亡診断書記載パターン別死亡数、主要な原死因に関連する主要死因、年齢階級別・原死因及び原死因に対応する死因における関連の強固性について分析を行い、糖尿病、高血圧、腎炎・ネフローゼでは原死因として表出がされにくいことから、複合死因の観点からの解析の必要性を指摘している。

一方、近年、国立社会保障・人口問題研究所においても複合死因の人口学的分析が進められてきた。その一連の研究は、厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究）「死亡個票統計における循環器疾患関連死因の妥当性に関する検討（H27-統計一般-006）」（研究代表者：橋本英樹）、「人口動態統計死亡票の複合死因情報を活用した集計・分析方法に関する調査研究（H29-統計一般-001）」（研究代表者：石井太）に

よって始められ、これがその後、国立社会保障・人口問題研究所の「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」, 「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」における本格的な複合死因分析につながっている。その中では1.1節において述べた SRMU や CDAI などの指標をわが国のデータを用いて算出し、死因間の関連状況について研究した石井 [等] (2019), 死亡期間に注目した突然死に関する分析と認知症関連死の分析について分析を行った林 [等] (2019), 糖尿病に焦点を当て、原死因を特定する前の情報である死亡個票を用いて疾病間、死因間の関連を示した別府 [等] (2019) 及び別府 [等] (2020) などの研究成果が報告書に記載されている。

さらに、現在、厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究）JPMH20AB1001「人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発とその妥当性の評価のための研究」（研究代表者：別府志海）においてさらなる研究が継続されているところである。

### 1.3 複合死因分析へのネットワーク分析の応用に関する先行研究

近年、1.1節の類型 [4] である複合死因間の関係分析にネットワーク分析を応用した研究が行われている。これは、各死因分類をネットワークにおけるノード（点）と考え、同一の死亡診断書に二つの死因分類による死因が記述されているときに二つのノードをエッジ（線）で結ぶ無向ネットワークを考えて分析を行う研究である。Egidi et al. (2018) は、イタリアの2011年の65歳以上の死亡診断書に記述のある死因（原死因と関連死因を区別しない）に対して、欧州死因分類をノード、同一診断書に二つの死因分類による死因が記述されているときに二つのノードをエッジで結ぶ無向ネットワークを考え、これにネットワーク分析の手法を適用して死因間の関連分析を行った先駆的な研究であり、以下、この内容についてレビューする。

最初に、死因  $i$  と  $j$  が同じ死亡診断書に書かれているとき、行列の  $(i, j)$  成分に 1 を計上していくことによって粗隣接行列を作成する。この行列は周辺度数である死因の出現頻度に依存していることから、各死因の出現頻度が同一となるよう、反復比例フィッティング (iterative proportional fitting (IPF)) 法を用いて正規化を行う。さらに、要素が小さい部分についての影響を排除する観点から、正規化された頻度について、最も強い関係があるものとして95%タイルよりも大きいものだけを選択し、その成分が表す二つの死因の間に関係があると考えて隣接行列を作成し、これに基づくネットワーク構造を考える。

このネットワーク構造に対して、ネットワーク分析の手法を適用しつつ、分析が行われる。最初に、ネットワーク中心性 (centrality) を測定する指標である次数中心性 (degree centrality), 隣接中心性 (closeness centrality), 媒介中心性 (betweenness centrality) を示し、これらの指標に関する男女間比較を行っている。ここで、ネットワーク中心性を示す各指標は以下で定義される。

- 次数中心性  $C_D(n_i)$ : ノード  $n_i$  と他のノードを結ぶリンクの数で定義される。  $n_i$  の



次数  $d(n_i)$  と表し、ノード  $n_i$  と  $n_j$  の間に関係があるとき  $x_{ij} = 1$ 、関係がないとき  $x_{ij} = 0$  という変数を用いると、

$$C_D(n_i) = d(n_i) = \sum_j x_{ij} = \sum_j x_{ji}$$

と表される。

- 隣接中心性  $C_C(n_i)$ ：他のノードとの距離が小さいノードほどより中心的であるとする指標であり、 $d(n_i; n_j)$  をノード  $n_i$  と  $n_j$  の距離（最短パスの長さ）として、

$$C_D(n_i) = \left[ \sum_{j=1}^N d(n_i; n_j) \right]^{-1}$$

で定義される。ただし、 $N$  は  $n_i$  が属する連結成分におけるノードの数である。

- 媒介中心性  $C_B(n_i)$ ：あるノードが隣接していないノードを結びつける役割の大きさを表す指標であり、 $g_{jk}(n_i)$  をノード  $n_j$  と  $n_k$  を結び  $n_i$  を含む最短パスの長さ、 $g_{jk}$  をノード  $n_j$  と  $n_k$  を結ぶ最短パスの長さとして、

$$C_B(n_i) = \sum_{j < k} g_{jk}(n_i) / g_{jk}$$

で定義される。

Egidi et al. (2018) ではさらに、密度 (density) や平均次数などのネットワークの構造係数の男女間比較、また、ネットワーク構造をグラフにより視覚化し、ICD-10の分類と対応付けながら、ネットワークをサブグループに分ける検討を行っている。そして、これらのネットワーク指標やコミュニティ検出などから得られた結果を既存研究等と比較し、死因間の関係性に関する議論を行っている。

なお、ネットワーク分析では、ネットワークに関する特性を表す指標を観察するなどの方法に加え、ネットワークのグラフをいくつかのサブグループ（コミュニティ）に分けるコミュニティ検出という手法が存在している。これを複合死因分析に応用すると、原死因だけの観察からはわからない、互いに結びつきの強い死因のグループを抽出することが可能となる。これは、長寿化が進行し、複数の病態を同時に併発することが多いわが国の現在の死亡状況の分析に有効であると考えられる。

まず、矢久保 (2013) に基づき、コミュニティ構造の定義とモジュラリティという指標、また、モジュラリティを利用したコミュニティ検出法について述べる。あるネットワークがその内部で互いに密に繋がりが合った部分グラフに分けられるとき、このネットワークはコミュニティ構造をとるといい、その部分分割グラフのことをコミュニティまたはモジュールと呼ぶ。しかしながら、普遍的に受け入れられているコミュニティの定義は未だに存在せず、与えられた問題に応じていくつもの定義が提案されているとされ、その中で、現在、最も広く受け入れられている方法がモジュラリティという量に基づいたものとされている。これは、ノード数  $N$  のネットワーク  $G$  を、互いに重なり合いのない  $n_c$  個の部分ノード集



合族（コミュニティ） $C_l$  ( $l = 1, 2, \dots, n_c$ ) に分割した際、

$$Q = \frac{1}{2M} \sum_{i,j}^N (a_{ij} - \langle t_{ij} \rangle) \delta[C(i), C(j)]$$

で定義される。ここで、 $M$  は  $G$  の全エッジ数、 $C(i)$  はノード  $i$  が属する分割ノード集合、 $\delta[C(i), C(j)]$  は分割集合  $C(i)$  と  $C(j)$  が同一集合であれば 1、そうでなければ 0 となる量である。また、 $t_{ij}$  は  $G$  の各ノード数の次数を保持したまますべてのエッジをランダムに繋ぎ直したグラフ  $G'$  の隣接行列要素であり、 $\langle \dots \rangle$  はエッジ配置に関する平均を表す。すなわち、 $\langle t_{ij} \rangle$  は、 $G'$  における  $(i, j)$  間のエッジ本数の期待値を表す。  $Q$  の定義から、 $Q$  が大きな値をとる時、ネットワーク  $G$  は分割  $\{C_1, C_2, \dots, C_{n_c}\}$  をモジュールとするコミュニティ構造をとっていると考えることができる。

矢久保（2013）では、モジュラリティの最大値  $Q_{\max}$  を与える分割集合族をコミュニティとする定義が最も広く受け入れられているものの、ノード数が大きくなると分割パターンの組み合わせが非常に大きくなることから、全てのパターンに対してモジュラリティを計算することは事実上不可能となるとされている。このため、 $Q_{\max}$  の近似値を与える分割集合族を見つける方法が多数提案されている。

その一つが、Newman（2004）による貪欲法（fast-greedy）と呼ばれる方法である。これは、矢久保（2013）によれば、ネットワーク  $G$  の各ノード一つ一つを分割ノード集合と考え、 $G$  のエッジを介して互いに隣接する分割集合対  $\{C_i, C_{i'}\}$  を合併させた場合のモジュラリティ  $Q'$  を計算し、合併させる前からの増加分  $\Delta Q = Q' - Q$  が最大となる分割集合対を実際に合併させることをネットワークが一つになるまで繰り返し、その過程で現れる最も大きい  $Q$  を  $Q_{\max}$  の近似値とする方法である。なお、この方法は Clauset et al.（2004）により、さらに計算量を削減できることが示されている。

貪欲法とは逆に、 $n_c = 1$  の分割から  $n_c = N$  の分割に向かう流れの中で  $Q$  の最大値を探す方法もあり、この場合、分割ノード集合を次々と二分していくことになるが、このためには二分された集合ができるだけコミュニティとしての性質を持つようにする必要が生じる。Newman and Girvan（2004）は媒介中心性を用いてこの分割を行う方法を提案したものである。具体的には、与えられた連結ネットワーク  $G$  の全てのエッジの媒介中心性を計算して最大となるエッジを削除し、削除されたネットワークの全てのエッジの媒介中心性を再計算し、また最大のエッジを削除する、という操作を繰り返し、その過程で現れるネットワークのモジュラリティを求めてその最大値を  $Q_{\max}$  の近似値とする方法である。ただし、この方法は貪欲法に比べて多くの計算量が必要となるとされている。

また、Barabási（2019）によれば、モジュラリティを最適化するアルゴリズムとして、最近、Blondel et al.（2008）らによる Louvain のアルゴリズムがよく使われるとしている。これは、 $N$  個のノードが別々のコミュニティに属しているとする初期状態から出発し、ステップ I として、個々のノード  $i$  をその近接ノード  $j$  の属するコミュニティに加えてみたときのモジュラリティの増加量を計算する。このモジュラリティ増加量が正の値と

なるもののうち、最大となる近接ノードコミュニティにノード $i$ を置き直す。もし、どのモジュラリティ増加量も正にならないければ、ノード $i$ の属するコミュニティは変化しない。このプロセスをどのノードの属するコミュニティも変化しなくなるまで全てのノードについて繰り返す。以上がステップ I となる。次に、ステップ II として、各ノードがステップ I で検出されたコミュニティをノードとする新しいネットワークを構成する。このステップ I と II を繰り返すことによりコミュニティは減っていくが、モジュラリティの増加がなくなり、最大モジュラリティが得られたところで終了する。

なお、ネットワーク分析においては、以上の他にも様々なコミュニティ検出法が提案されており、Luke (2015) では、コミュニティ検出アルゴリズムとして、先述の貪欲法 (fast-greedy)、Louvain のほか、Walktrap, Edge-betweenness, Spinglass, Label propagation, Leading eigenvector などのアルゴリズムが採り上げられている。

## 2 データと方法

次に、1.3節で述べた Egidi et al. (2018) の方法を基礎として、わが国の複合死因データにネットワーク分析の適用を試みる。本節ではこれに用いるデータと方法について述べる。

### 2.1 データ

本研究では、複合死因データとして、厚生労働省『人口動態統計』における調査票の死亡個票データを用いる<sup>1)</sup>。なお、死亡個票ではデータがコード化されておらず、死因名がそのまま記載されている。そこで本研究では記載された死因名を ICD-10 ベースに変換し、分析に用いた。死因のコード化についての詳細は篠原 [等] (2021) を参照されたい。本稿では、後に述べる MultiCause Network グループのガイドラインを考慮し、2009 年のデータについて分析を行った。

2009 年の日本における日本人の死亡総数は 1,141,865 件であるが、このうち、複合死因を含んでいる死亡個票とのマッチングが可能だったのは 853,412 件である。本研究のネットワーク分析においては、年齢を 65 歳以上に限定した分析も行うことから、この中で、年齢不詳がなく、かつ、分類不能等に属さない複合死因が 2 つ以上ある 380,372 件を分析対象とした。一方、ネットワーク分析によるコミュニティ検出結果については、死因関連指標 CDAI との比較を行うが、この CDAI の算出には、複合死因とのマッチングが可能だった 853,412 件から、複合死因全不詳や分類不能等を除いた 782,590 件を対象とした。

---

1) 厚生労働省『人口動態調査』における死亡票は、前述の死亡届および死亡診断書等をもとに作成される。この調査票情報（死亡個票）を厚生労働省へ報告するシステムは 2003 年以降、順次オンライン化が進められた。本研究では死亡票情報に加え、オンラインにより提出された死亡個票情報を統計法第 32 条の規定に基づき二次利用している。また、死亡個票情報の独自集計であるため、公表数値とは一致しない場合がある。

## 2.2 方法

本研究では、MultiCause Network グループが複合死因分析に係る標準的指標の作成方法に関してまとめたガイドラインに従って、死因を取り扱う。ガイドラインでは、最初に、基礎となる死因データについて、以下の条件に従って用意することを求めている。

- 年齢範囲については制限をしない。
- 地理的範囲については特別な死亡パターンをもつ地域については対象外とすることもできる。
- 年次については2009年について全ての指標を計算する。ただし、2009年が利用可能でない場合、最も近い年次を算出する。
- 死因について、星印(\*)のコードとZコードを削除する（わが国の死因統計にはこれらは使用されていない。）。
- 一つの死亡データの中に全く同じICD-10コードがあった場合には一つのみを残す。
- 関連死因が死因分類（後述）66,67,68に当たるものは、分類不能や死亡のメカニズムを表すコードであり、対象から除外する。

また、死因分類としては、表3が提案されており、これには2つのレベルである15分類（groupと表記）と72分類（causeと表記）が存在するが、本研究では72分類を用いている。

この死因分類に従ってコード化されたデータを用いて、1.3節において述べた Egidi et al. (2018) の方法と同様に、粗隣接行列を作成し、IPF法を用いて正規化を行った後、95%タイルよりも大きい関係だけを取り出してネットワーク構造を作成した。

次に、Egidi et al. (2018) と同様、ネットワーク中心性を示す次数中心性、隣接中心性、媒介中心性を算定した。また、Egidi et al. (2018) では、ネットワーク構造のグラフをICD-10の分類と対応付けながらサブグループ（コミュニティ）の検討を行っているのに対し、本研究では、コミュニティ検出に関して提案されている複数のアルゴリズムを適用して、死因間の結びつきが強いコミュニティへの分類を行い、比較を行うこととした。適用するアルゴリズムについては、Luke (2015) で取り上げられているコミュニティ検出アルゴリズムから、Fast-greedy [cfg], Walktrap [cw], Edge-betweenness [ceb], Spinglass [cs], Label propagation [clp], Leading eigenvector [cle], Louvain [cl] の7つのアルゴリズムを用いた。

## 3 結果と考察

### 3.1 ネットワーク構造

本研究におけるネットワーク分析の適用については、性・年齢に関し、男女計・全年齢、男女計・65歳以上、男性・65歳以上、女性・65歳以上の4通りについて分析を行った。それぞれのネットワーク構造をグラフで視覚化したものが図1～4である。

グラフからは、他のノードと結びついていない孤立点が存在することがわかる。これは、95%タイルよりも大きい関係だけを取り出したことによるものである。男女計・全年齢では、血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害（28\_BLOOD）、認知症（アルツハイマー病を除く）（36\_Demen）、脳血管疾患（45\_Cereb）、腎不全（61\_Renal）、男女計・65歳以上では、認知症（アルツハイマー病を除く）（36\_Demen）、腎不全（61\_Renal）、その他の外因（74\_Oext）、男性の65歳以上では子宮の悪性新生物（17\_Uter）、血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害（28\_BLOOD）、その他の外因（74\_Oext）、女性の65歳以上では、前立腺の悪性新生物（19\_Prost）、前立腺肥大（症）（63\_Hyppro）、その他の外因（74\_Oext）であり、さらに女性の65歳以上では、薬物依存（35\_Drug）と高血圧性疾患（46\_Hypten）が独立した連結成分を形成している。これらについては、連結成分でしか計算できない隣接中心性の評価と、コミュニティ検出の対象からは除外している。

図1 ネットワーク構造（男女計，全年齢）



図2 ネットワーク構造（男女計，65歳以上）



### 3.2 ネットワーク中心性指標

ネットワーク中心性指標の上位5位の死因を示したものが、表1である。まず、次数中心性を見ると、性別、年齢別に関わらず、上位5位以内に入っているのは、続発性悪性新生物（24\_SecNeo）、肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞（31\_Obes）である。Egidi et al. (2018) でも、続発性悪性新生物は上位となっており、死因分類は異なるものの共通の傾向が見られると言えるが、肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞は上位に入っておらず、わが国とは異なる結果となっている。

次に、隣接中心性を見ると、次数中心性とは異なり、性別や年齢別で上位が異なっている傾向が見られる。肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞（31\_Obes）は男女計・全年齢、男性・65歳以上では1位であるが、男女計・65歳以上、女性・65歳以上では上位

図3 ネットワーク構造（男性, 65歳以上）



図4 ネットワーク構造（女性, 65歳以上）

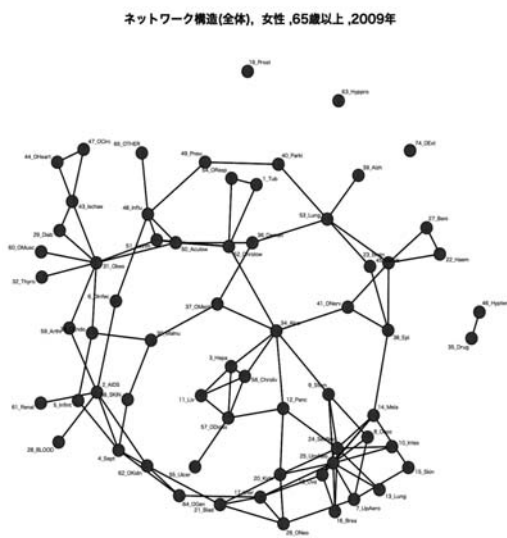


表1 ネットワーク中心性指標の上位5位の死因

	順位	次数中心性			隣接中心性			媒介中心性		
		略称	死因名	次数	略称	死因名	隣接性	略称	死因名	媒介性
男女計 全年齢	1	24_SecNeo	続発性悪性新生物	8	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	0.00541	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	462.6
	2	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	8	34_Alco	アルコール使用＜飲酒＞による精神及び行動の障害	0.00541	34_Alco	アルコール使用＜飲酒＞による精神及び行動の障害	367.8
	3	25_UnsNeo	部位不明確、部位が明示されていない、独立した（原発性）多部位の悪性新生物	7	50_Aculow	その他の急性下気道感染症	0.00521	48_Influ	インフルエンザ	354.1
	4	17_Uter	子宮の悪性新生物	6	35_Drug	薬物依存	0.00510	24_SecNeo	続発性悪性新生物	233.6
	5	48_Influ	インフルエンザ	6	14_Mela	皮膚の悪性黒色腫	0.00505	5_Infant	腸管感染症	204.2
男女計 65歳以上	1	24_SecNeo	続発性悪性新生物	8	2_AIDS	ヒト免疫不全ウイルス〔HIV〕病	0.00532	35_Drug	薬物依存	419.8
	2	25_UnsNeo	部位不明確、部位が明示されていない、独立した（原発性）多部位の悪性新生物	8	51_Asthm	喘息	0.00529	2_AIDS	ヒト免疫不全ウイルス〔HIV〕病	298.8
	3	2_AIDS	ヒト免疫不全ウイルス〔HIV〕病	7	62_OKidn	糸球体疾患及び腎尿管間質性疾患	0.00518	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	285.4
	4	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	7	13_Lung	喉頭、気管、気管支及び肺の悪性新生物	0.00518	51_Asthm	喘息	269.4
	5	17_Uter	子宮の悪性新生物	6	35_Drug	薬物依存	0.00510	13_Lung	喉頭、気管、気管支及び肺の悪性新生物	247.1
男性 65歳以上	1	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	9	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	0.00592	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	500.1
	2	24_SecNeo	続発性悪性新生物	8	2_AIDS	ヒト免疫不全ウイルス〔HIV〕病	0.00571	24_SecNeo	続発性悪性新生物	323.8
	3	2_AIDS	ヒト免疫不全ウイルス〔HIV〕病	7	24_SecNeo	続発性悪性新生物	0.00556	13_Lung	喉頭、気管、気管支及び肺の悪性新生物	321.2
	4	56_Chroliv	慢性肝疾患	6	13_Lung	喉頭、気管、気管支及び肺の悪性新生物	0.00549	2_AIDS	ヒト免疫不全ウイルス〔HIV〕病	311.9
	5	13_Lung	喉頭、気管、気管支及び肺の悪性新生物	5	58_SKIN	皮膚及び皮下組織の疾患	0.00538	58_SKIN	皮膚及び皮下組織の疾患	188.5
女性 65歳以上	1	25_UnsNeo	部位不明確、部位が明示されていない、独立した（原発性）多部位の悪性新生物	10	34_Alco	アルコール使用＜飲酒＞による精神及び行動の障害	0.00568	34_Alco	アルコール使用＜飲酒＞による精神及び行動の障害	553.8
	2	24_SecNeo	続発性悪性新生物	8	52_Chrolow	その他の慢性下気道感染症	0.00526	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	411.0
	3	31_Obes	肥満（症）及びその他の過栄養＜過剰摂食＞	8	50_Aculow	その他の急性下気道感染症	0.00521	52_Chrolow	その他の慢性下気道感染症	371.8
	4	34_Alco	アルコール使用＜飲酒＞による精神及び行動の障害	7	37_OMent	その他の精神及び行動の障害	0.00515	50_Aculow	その他の急性下気道感染症	282.7
	5	2_AIDS	ヒト免疫不全ウイルス〔HIV〕病	6	12_Panc	膵の悪性新生物	0.00510	2_AIDS	ヒト免疫不全ウイルス〔HIV〕病	241.1

出所: 筆者作成



5 位以内には入っていない。男女計・65歳以上で 1 位のヒト免疫不全ウイルス [HIV] 病 (2\_AIDS) は、男性・65歳以上でも 2 位である一方、男女計・全年齢、女性・65歳以上では上位 5 位以内には入っていない。

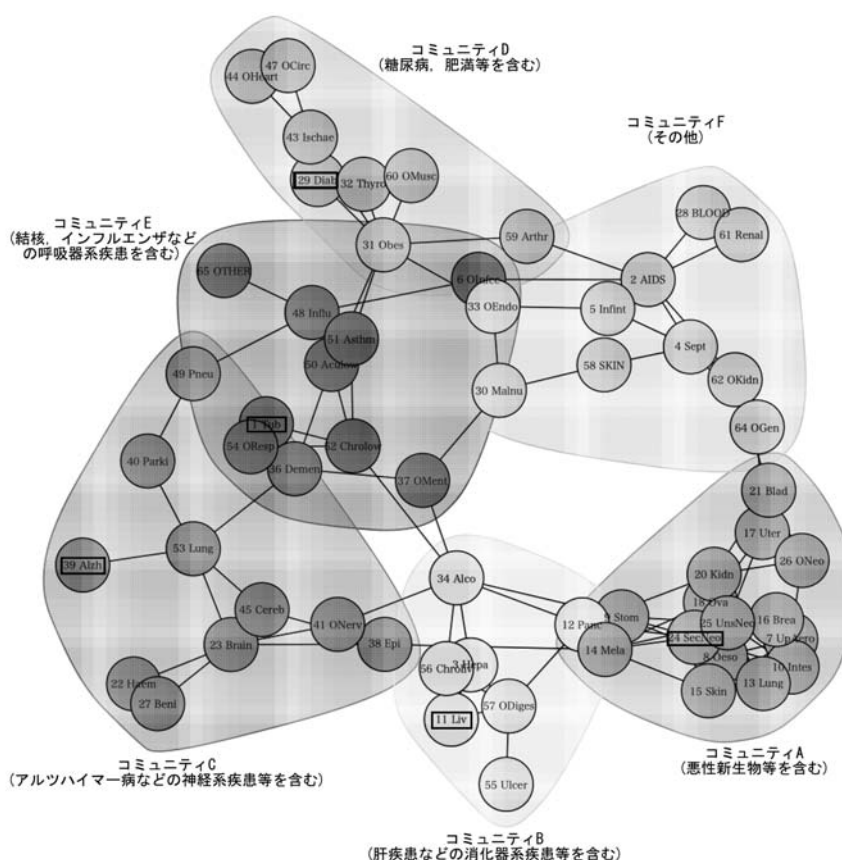
一方、媒介中心性を見ると、性別、年齢別に関わらず肥満 (症) 及びその他の過栄養 < 過剰摂食 > (31\_Obes) が 1 ~ 3 位に入っているという特徴が見られる。一方で、アルコール使用 < 飲酒 > による精神及び行動の障害 (34\_Alco) は女性・65歳以上で 1 位、男女計・全年齢で 2 位であるのに対し、男性・65歳以上、男女計・65歳以上では上位 5 位に入っておらず、性・年齢によって異なる特徴も観察された。

### 3.3 コミュニティ検出

次にコミュニティ検出の結果について述べる。女性・65歳以上について、Fast-greedy アルゴリズム (貪欲法) によってコミュニティ検出を行って、視覚化したものが図 5 である。

ここでは、死因が 6 つのコミュニティ (サブグループ) に分かれている。右下に位置し

図 5 コミュニティ検出 (Fast-greedy), 女性, 65歳以上





ているのが悪性新生物等を含むコミュニティ A である。次に中央下側に位置しているのが肝疾患などの消化器系疾患等を含むコミュニティ B となっている。左下に位置しているのがアルツハイマー病などの神経系疾患等を含むコミュニティ C、中央上部に示されているのが糖尿病、肥満等を含むコミュニティ D、中ほどに位置しているのが結核、インフルエンザなどの呼吸器系疾患等が含まれるコミュニティ E であり、右上がそれ以外を示すコミュニティ F である。ここで、コミュニティ A～E を代表する死因として、A は続発性悪性新生物 (24\_SecNeo), B は肝, 肝内胆管, 胆のう及びその他の胆道の悪性新生物 (11\_Liv), C はアルツハイマー病 (39\_Alzh), D は糖尿病 (29\_Diab), E は結核 (1\_Tub) を選択し, Fast-greedy 以外のアルゴリズムによる結果についても, これらの代表する死因が含まれるコミュニティを同じ記号で表して比較したものが表 2 である。

これを見ると, どのアルゴリズムによる結果を見ても, 先の Fast-greedy アルゴリズムによる結果から得られた 5 つのコミュニティに類似したコミュニティが抽出されていることがわかる。しかしながら, その結果を詳細に観察すると, アルゴリズムによって異なる点があることがわかる。まず, 抽出されたコミュニティの数は, Fast-greedy [cfg], Walktrap [cw], Edge-betweenness [ceb], Louvain [cl] では 6, Spinglass [cs], Leading eigenvector [cle] では 7, Label propagation [clp] では 11 と異なっている。また, コミュニティに含まれる死因を観察すると, 肺炎 (49\_Pneu) は, Spinglass [cs], Fast-greedy [cfg], Label propagation [clp], Leading eigenvector [cle] ではアルツハイマー病 (39\_Alzh) を含むコミュニティ C に分類されるのに対して, それ以外のアルゴリズムでは結核 (1\_Tub) を含むコミュニティ E に分類されており, アルゴリズムの選択によってはどちらのグループと近いと判定されるかが大きく分かれる死因が存在することが理解される。

次に, このようにして検出されたコミュニティと, 1.1 節で述べた, 原死因と複合死因

表 2 コミュニティ検出結果の比較, 女性, 65 歳以上

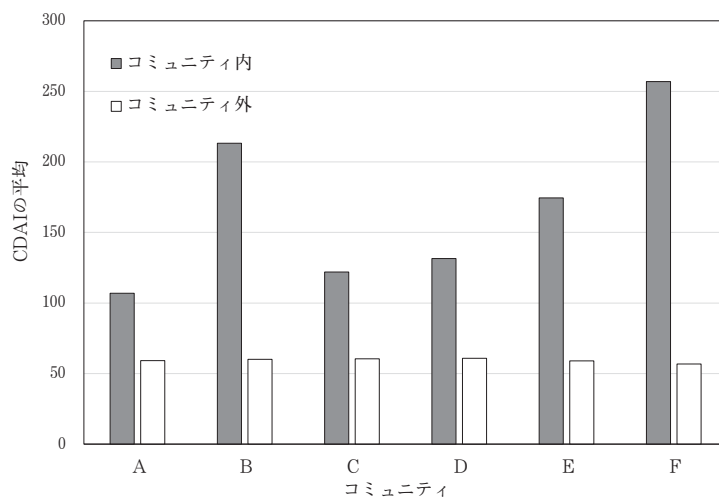
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
	Tub	AIDS	Hepa	Sept	Infnt	Ofnec	UpAero	Oso	Stom	Intes	Liv	Panc	Lung	Mela	Skin	Brea	Uter	Ova	Kidn	Blad	Haem	Brain	SecNeo	UnsNeo	ONeo	Beni	BLOOD	Diab	Malm	Obes
cfg	E	F	B	F	F	E	A	A	A	A	B	B	A	A	A	A	A	A	A	A	C	C	A	A	A	C	F	D	F	D
cw	E	F	B	F	F	E	A	A	A	A	B	B	A	A	A	A	A	A	A	A	C	C	A	A	A	C	F	D	F	E
ceb	E	F	B	F	F	E	A	A	A	A	B	A	A	A	A	A	A	A	A	A	C	C	A	A	A	C	F	D	F	E
cs	E	F	B	F	F	E	A	A	A	A	B	B	A	A	A	A	G	A	G	G	C	C	A	A	G	C	F	D	F	D
clp	E	F	B	G	G	H	A	A	A	A	B	B	A	A	A	A	A	A	A	A	I	I	A	A	A	I	F	D	J	D
cle	E	F	B	F	F	F	A	A	A	A	B	A	A	A	A	A	A	A	A	A	G	G	A	A	A	G	F	D	F	D
cl	E	F	B	F	F	E	A	A	A	A	B	B	A	A	A	A	A	A	A	A	C	C	A	A	A	C	F	D	F	D

	32	33	34	36	37	38	39	40	41	43	44	45	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	64	65
	Thyro	OEndo	Alco	Demen	OMent	Epi	Alzh	Park	ONerv	Ischae	OHear	Cereb	OCirc	Influ	Paeu	Acurow	Asthm	Chrolow	Lung	OResp	Uter	Chroliv	ODiges	SKIN	Arthr	OMuse	Renal	OKidn	OGen	OTHER
cfg	D	F	B	E	E	C	C	C	C	D	D	C	D	E	C	E	E	E	C	E	B	B	B	F	D	D	F	F	F	E
cw	E	F	E	E	E	C	C	E	C	D	D	C	D	E	E	E	E	E	C	E	B	B	B	F	F	E	F	F	F	E
ceb	E	F	B	C	C	C	C	E	C	D	D	C	D	E	E	E	E	E	C	E	B	B	B	F	F	E	F	F	F	E
cs	D	F	B	C	B	C	C	C	C	D	D	C	D	E	C	E	E	E	C	E	B	B	B	F	D	D	F	F	F	E
clp	D	G	B	B	B	I	C	C	I	D	K	I	K	H	C	H	H	H	I	E	B	B	B	G	D	D	F	G	G	H
cle	D	F	B	C	B	A	C	C	G	D	D	C	D	C	C	C	D	E	C	E	B	B	B	F	F	D	F	F	A	C
cl	D	F	B	C	F	C	C	E	C	D	D	C	D	E	E	E	E	E	C	E	B	B	B	F	F	D	F	F	F	E

出所: 筆者作成

図6 コミュニティ内外別の CDAI の平均値 (Fast-greedy), 女性, 65歳以上



出所: 筆者算定

との関連を表す指標である CDAI との整合性を検証するため、原死因と複合死因が両方ともある同一のコミュニティに含まれる場合の CDAI の平均値（ただし原死因と複合死因が同じ場合を除く）を「コミュニティ内 CDAI 平均値」、どちらかがそのコミュニティ以外に含まれる場合の平均値を「コミュニティ外 CDAI 平均値」とし、Fast-greedy アルゴリズムによるコミュニティについて、コミュニティ内外別 CDAI 平均値を示したものが図6である<sup>2)</sup>。これを見ると、どのコミュニティにおいても、コミュニティ内平均値はコミュニティ外平均値を大きく上回っていることが観察され、ネットワーク分析に基づくコミュニティは CDAI 指標と整合性を持っていることが理解できる。

## おわりに

本研究では、複合死因データに関する分析手法について、海外・日本の先行研究を概観するとともに、特にネットワーク分析の応用についての先行研究をレビューした。そして、Egidi et al. (2018) によるネットワーク分析応用に関する方法論を日本の複合死因データに適用することにより、複合死因関連分析へのネットワーク分析応用の可能性を検討した。本研究で行った複合死因データに関する分析手法の概観からは、複合死因データが有する豊富な可能性が理解されたとともに、わが国の複合死因データへのネットワーク分析適用からは、複合死因間の関係を分析する上でのネットワーク分析の有効性が明らかになったといえよう。

しかしながら、残された課題も存在している。本研究では、MultiCause Network グ

2) 各原死因・複合死因別の CDAI の数値については、石井〔等〕(2019) を参照。

ループのガイドラインに従い、2009年の日本の複合死因データについて、表3に示した死因分類を用いて分析を行った。しかしながら、このような分析は、対象とする年次や死因分類によって異なる結果が導かれる可能性も考えられる。したがって、2009年以外のデータへのネットワーク分析の適用や、死因簡単分類など MultiCause Network グループの分類以外の死因分類についても検討することが必要であろう。また、本研究では様々なコミュニティ検出アルゴリズムを適用し、複合死因ネットワークを、相互に関係の深いと考えられるいくつかのコミュニティへと分類することを試みた。しかしながら、詳細に観察すると、分類結果はアルゴリズムによって異なっており、どのアルゴリズムがわが国の複合死因分析に適しているのかということなどについても検討することが必要と考えられる。このような課題については、今後、さらに検討を行っていくこととしたい。

表3 使用する死因分類

Group	Cause	略称	Disease or external cause	死因名	ICD-10 code
1		INF	Infectious and parasitic diseases	感染症及び寄生虫症	
	1	Tub	Tuberculosis	結核	A15-A19, B90
	2	AIDS	AIDS (HIV-disease)	ヒト免疫不全ウイルス [HIV] 病	B20-B24
	3	Hepa	Viral hepatitis	ウイルス肝炎	B15-B19, B94.2
	4	Sept	Septicaemia	敗血症	A40-A41
	5	Infint	Intestinal infectious diseases	腸管感染症	A00-A09
	6	OInfec	Other Infectious and parasitic diseases	その他の感染症及び寄生虫症	(A00-B99) + U01-U49 + U80-U89 - Supra 'A' and 'B' codes
2		NEO	Neoplasms	新生物	
	7	UpAero	Malignant neoplasm of lip, oral cavity, pharynx	口唇, 口腔及び咽頭の悪性新生物	C00-C14
	8	Oeso	Malignant neoplasm of oesophagus	食道の悪性新生物	C15
	9	Stom	Malignant neoplasm of stomach	胃の悪性新生物	C16
	10	Intes	Malignant neoplasm of small intestine, colon, rectum and anus, and other/ill-defined digestive organs	小腸, 結腸, 直腸 S 状結腸移行部, 直腸, 肛門, 肛門管, その他及び部位不明確の消化器の悪性新生物	C17, C18, C19, C20, C21, C26
	11	Liv	Malignant neoplasm of liver, the intrahepatic bile ducts, gallbladder and other unspecified parts of biliary tract	肝, 肝内胆管, 胆のう及びその他の胆道の悪性新生物	C22, C23, C24
	12	Panc	Malignant neoplasm of pancreas	膵の悪性新生物	C25
	13	Lung	Malignant neoplasm of larynx and trachea/bronchus/lung	喉頭, 気管, 気管支及び肺の悪性新生物	C32-C34
	14	Mela	Malignant melanoma of skin	皮膚の悪性黒色腫	C43
	15	Skin	Malignant neoplasm of skin	皮膚のその他の悪性新生物	C44
	16	Brea	Malignant neoplasm of breast	乳房の悪性新生物	C50
	17	Uter	Malignant neoplasm of cervix uteri and other parts of uterus	子宮の悪性新生物	C53, C54, C55
	18	Ova	Malignant neoplasm of ovary	卵巣の悪性新生物	C56
	19	Prost	Malignant neoplasm of prostate	前立腺の悪性新生物	C61
	20	Kidn	Malignant neoplasm of kidney	腎盂を除く腎の悪性新生物	C64
	21	Blad	Malignant neoplasm of bladder	膀胱の悪性新生物	C67
	22	Haem	Malignant neoplasm of lymph./haematopoietic tissue	リンパ組織, 造血組織及び関連組織の悪性新生物	C81-C96
	23	Brain	Malignant neoplasm of eye, brain and other parts of central nervous system	眼, 脳及びその他の中枢神経系の部位の悪性新生物	C69-C72
	24	SecNeo	Secondary malignant neoplasm	続発性悪性新生物	C77-C79
	25	UnsNeo	Malignant neoplasm of ill-defined/unspecified/ independent (primary) multiple sites	部位不明確, 部位が明示されていない, 独立した (原発性) 多部位の悪性新生物	C76, C80, C97
	26	ONeo	Other malignant neoplasms	その他の悪性新生物	(C00-C99) - Supra 'C' codes
	27	Beni	Benign neoplasms, In situ neoplasms and neoplasms of uncertain or unknown behaviour	その他の新生物	D00-D48
3	28	BLOOD	Diseases of the blood (-forming organs), immunol.disorders	血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害	D50-D89
4		ENDOC	Endocrine, nutritional and metabolic diseases	内分泌, 栄養及び代謝疾患	
	29	Diab	Diabetes mellitus	糖尿病	E10-E14
	30	Malnu	Malnutrition and other nutritional deficiencies	栄養失調 (症) 及びその他の栄養欠乏症	E40-E64
	31	Obes	Obesity	肥満 (症) 及びその他の過栄養<過剰摂食>	E65-E68
	32	Thyro	Disorders of thyroid gland	甲状腺障害	E00-E07
	33	OEndo	Other Endocrine, nutritional and metabolic diseases	その他の内分泌, 栄養及び代謝疾患	(E00-E90) - Supra 'E' codes

Group	Cause	略称	Disease or external cause	死因名	ICD-10 code
5		MENT	Mental and behavioural disorders	精神及び行動の障害	
	34	Alco	Alcoholic psychosis/chronic alcohol abuse	アルコール使用＜飲酒＞による精神及び行動の障害	F10.1-F10.9, G31.2
	35	Drug	Drug dependence, toxicomania	薬物依存	F11-F16 except F11.0, F12.0, F13.0, F14.0, F15.0, F16.0, F18-F19 except F18.0, F19.0
	36	Demen	Dementias (excluding Alzheimer)	認知症（アルツハイマー病を除く）	F01, F03, G31.0, G31.1, G31.8, G31.9
	37	OMent	Other Mental and behavioural disorders	その他の精神及び行動の障害	(F00-F99) except F10.0, F11.0, F12.0, F13.0, F14.0, F15.0, F16.0, F17.0, F18.0, F19.0 - Supra 'F' codes
6		NERV	Diseases of the nervous system	神経系の疾患	
	38	Epi	Epilepsia	てんかん及びてんかん重積	G40-G41
	39	Alzh	Alzheimer's disease	アルツハイマー病	G30
	40	Parki	Parkinson's disease	パーキンソン病	G20, G21
	41	ONerv	Other Diseases of the nervous system	その他の神経系の疾患	(G00-G98) except (G31.0, G31.1, G31.2, G31.8, G31.9) - Supra 'G' codes
7		CIRC	Diseases of the circulatory system	循環器系の疾患	
	43	Ischae	Ischaemic heart diseases	虚血性心疾患	I20-I25
	44	OHeart	Other heart diseases	その他の心疾患	I00-I09, I30-I33, I39-I45, I47-I48, I49 except I49.0, I50-I52
	45	Cereb	Cerebrovascular diseases	脳血管疾患	I60-I69
	46	Hypten	Hypertensive diseases	高血圧性疾患	I10-I15
	47	OCirc	Other Diseases of the circulatory system	その他の循環器系の疾患	(I00-I99) except (I46, I49.0, I95.9, I99) - Supra 'I' codes
8		RESP	Diseases of the respiratory system	呼吸器系の疾患	
	48	Influ	Influenza	インフルエンザ	J10-J11
	49	Pneu	Pneumonia	肺炎	J12-J18
	50	Aculow	Other acute lower respiratory diseases	その他の急性下気道感染症	J00-J09, J19-J22
	51	Asthm	Asthma	喘息	J45-J46
	52	Chrolow	Other Chronic lower respiratory diseases	その他の慢性下気道感染症	J40-J44
	53	Lung	Lung diseases due to external agents	外的因子による肺疾患	J60-J70
	54	OResp	Other Diseases of the respiratory system	その他の呼吸器系の疾患	(J00-J99) except (J96.0, J96.9) - Supra 'J' codes
9		DIGES	Diseases of the digestive system	消化器系の疾患	
	55	Ulcer	Ulcer of stomach, duodenum and jejunum	胃潰瘍, 十二指腸潰瘍及び胃空腸潰瘍	K25-K28
	56	Chroliv	Chronic liver disease	慢性肝疾患	K70, K73-K74
	57	ODiges	Other Diseases of the digestive system	その他の消化器系の疾患	(K00-K93) - Supra 'K' codes
10	58	SKIN	Diseases of the skin and subcutaneous tissue	皮膚及び皮下組織の疾患	L00-L99
11		MUS	Diseases of the musculoskeletal system/connective tissue	筋骨格系及び結合組織の疾患	
	59	Arthr	Rheumatoid arthritis and osteoarthritis	関節リウマチ及び関節症	M05-M06, M15-M19
	60	OMusc	Other Diseases of the musculoskeletal system/connective tissue	その他の筋骨格系及び結合組織の疾患	(M00-M99) - Supra 'M' codes
12		GEN	Diseases of the genitourinary system	尿路性器系の疾患	
	61	Renal	Renal Failure	腎不全	N17-N19
	62	OKidn	Other Diseases of kidney and ureter	糸球体疾患及び腎尿管間質性疾患	N00-N16
	63	Hyppro	Hyperplasia of prostate	前立腺肥大（症）	N40
	64	OGen	Other Diseases of the genitourinary system	その他の尿路性器系の疾患	(N00-N99) - Supra 'N' codes
13	65	OTHER	Other diseases	その他の疾患	O00-O99, (P00-P96) except P28.5, Q00-Q99, H00-H95, R95

Group	Cause	略称	Disease or external cause	死因名	ICD-10 code
14		ILLDEF	Other Symptoms, signs, abnormal findings, ill-defined causes	症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの	
	66	Senil	Senility	老衰	R54
	67	Mecha	Mechanisms of the death	死亡のメカニズム	I46, I49.0, R09.2, R40.2, R57
	68	Oilldef	Other Symptoms, signs, abnormal findings, ill-defined causes	その他の症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの	(R00-R94), (R96-R99), I95.9, I99, J96.0, J96.9, P28.5, U00 - Supra "R" codes
15		EXT	External cause	傷病及び死亡の外因	S, T, V, W, X, Y codes + F10.0, F11.0, F12.0, F13.0, F14.0, F15.0, F16.0, F17.0, F18.0, F19.0
	70	Trans	Transport accidents	交通事故	V01-V99, Y85
	71	Fall	Accidental falls	転倒・転落	W00-W19
	72	Pois	Accidental poisoning	有害物質による不慮の中毒及び有害物質への曝露	X40-X49
	73	Suic	Suicide/intentional self-harm	自殺	X60-X84
	74	OExt	Other external causes	その他の外因	S, T, V, W, X, Y codes + F10.0, F11.0, F12.0, F13.0, F14.0, F15.0, F16.0, F17.0, F18.0, F19.0 - Supra codes

## 謝辞

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」、「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」の一環として行われており、厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究）JPMH20AB1001「人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発とその妥当性の評価のための研究」（研究代表者:別府志海）による助成を受けた。

## 参考文献

- 石井太，林玲子，篠原恵美子，別府志海，是川夕（2019）「わが国の複合死因データによる死因間の関連分析」、『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究：第2報告書』，pp.13-36.
- 上田フサ，加藤寛夫（1957）「複合死因に関する研究-心臓疾患を中心にして」、『厚生指標』，第4巻，第6号，pp.30-35.
- 上田フサ（1956）「複合死因の分類および製表に関する各国の研究報告」、『厚生指標』，第3巻，第7号，pp.45-54.
- （1960）「複合死因に関する研究」、『厚生指標』，第7巻，第7号，pp.32-68.
- 梅田珠実（1988）「複合死因からみた死因構造に関する研究」、『厚生指標』，第35巻，第13号，pp.11-17.
- 方波見重兵衛，臼井竹次郎，永井正規，箕輪真澄，福富和夫，進藤隆夫，金子功（1982）「糖尿病死亡の死因に関する研究-1-糖尿病死亡の年齢分布について」、『日本公衆衛生雑誌』，第29巻，第1号，pp.9-16.
- （1983）「糖尿病死亡の死因に関する研究-2-原因死，二次死因糖尿病の相違について」、『日本公衆衛生雑誌』，第30巻，第2号，pp.59-68.
- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」.  
<http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>.
- 佐々木陽（1975）「死亡統計からみた糖尿病の死因とくに日米比較を中心に」、『糖尿病』，第18巻，第5号，pp.506-516.
- 篠原恵美子，別府志海，林玲子，石井太（2021）「死亡個票における「死亡の原因」欄の記載文字列の分析」、『医療情報学』，第41（Suppl.）巻，pp.733-737.
- 鈴木まき，横山英世，三宅健夫，野崎貞彦（2001）「複合死因からみた死因構造の解析」、『日大医学雑誌』，第60



- 巻, 第6号, pp.260-268.
- 林玲子, 石井太, 篠原恵美子, 別府志海, 是川夕 (2019)「複合死因データの概況と突然死および認知症関連死亡の分析」,『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究: 第2報告書』, pp.37-54.
- 別府志海, 石井太, 林玲子, 篠原恵美子, 是川夕 (2019)「複合死因データを用いた糖尿病関連死亡の分析」,『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究: 第2報告書』, pp.55-72.
- 別府志海, 石井太, 林玲子, 篠原恵美子 (2020)「複合死因データを用いた糖尿病と関連死因の人口学的分析」,『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究: 第3報告書』, pp.53-76.
- 矢久保孝介 (2013)『複雑ネットワークとその構造』, 共立出版.
- Barabási, A.-L. (2019)『ネットワーク科学: ひと・もの・ことの関係性をデータから解き明かす新しいアプローチ (池田裕一他監訳)』, 共立出版.
- Balkau, B. and L. Papoz (1992) "Certification of cause of death in French diabetic patients.", *Journal of Epidemiology & Community Health*, Vol. 46, No. 1, pp. 63-65.
- Barreto, S. M., V. M. A. Passos, S. K. F. Almeida, and T. D. Assis (2007) "The increase of diabetes mortality burden among Brazilian adults", *Revista Panamericana de Salud Pública*, Vol. 22, No. 4, pp. 239-245.
- Blondel, V. D., J.-L. Guillaume, R. Lambiotte, and E. Lefebvre (2008) "Fast unfolding of communities in large networks", *Journal of statistical mechanics: theory and experiment*, Vol. 2008, No. 10, p. P10008.
- Clauset, A., M. E. Newman, and C. Moore (2004) "Finding community structure in very large networks", *Physical review E*, Vol. 70, No. 6, p. 066111.
- Désesquelles, A., M. A. Salvatore, L. Frova, M. Pace, M. Pappagallo, F. Meslé, and V. Egidi (2010) "Revisiting the mortality of France and Italy with the multiple-cause-of-death approach", *Demographic research*, Vol. 23, No. 28, pp. 71-806.
- Désesquelles, A. F., M. A. Salvatore, M. Pappagallo, L. Frova, M. Pace, F. Meslé, and V. Egidi (2012) "Analysing multiple causes of death: Which methods for which data? An application to the cancer-related mortality in France and Italy", *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, Vol. 28, No. 4, pp. 467-498.
- Dushoff, J., J. B. Plotkin, C. Viboud, D. J. Earn, and L. Simonsen (2005) "Mortality due to influenza in the United States - an annualized regression approach using multiple-cause mortality data", *American journal of epidemiology*, Vol. 163, No. 2, pp. 181-187.
- Egidi, V., M. A. Salvatore, G. Rivellini, and S. D'Angelo (2018) "A network approach to studying cause-of-death interrelations", *Demographic Research*, Vol. 38, pp. 373-400.
- Gorina, Y. and H. Lentzner (2008) "Multiple Causes of Death in old age", *Aging Trends*, Vol. 9, pp. 1-9.
- Luke, D. A. (2015) *A User's Guide to Network Analysis in R*: Springer.
- Mant, J., S. Wilson, J. Parry, P. Bridge, R. Wilson, W. Murdoch, T. Quirke, M. Davies, M. Gammage, R. Harrison, and A. Warfield (2006) "Clinicians didn't reliably distinguish between different causes of cardiac death using case histories", *Journal of clinical epidemiology*, Vol. 59, No. 8, pp. 862-867.
- Manton, K. G. and E. Stallard (1982) "Temporal trends in US multiple cause of death mortality data: 1968 to 1977", *Demography*, Vol. 19, No. 4, pp. 527-547.
- Moreno-Betancur, M., H. Sadaoui, C. Piffaretti, and G. Rey (2017) "Survival analysis with multiple causes of death: extending the competing risks model", *Epidemiology*, Vol. 28, No. 1, pp. 12-19.
- Newman, M. E. and M. Girvan (2004) "Finding and evaluating community structure in networks", *Physical review E*, Vol. 69, No. 2, p. 026113.
- Newman, M. E. (2004) "Fast algorithm for detecting community structure in networks", *Physical review E*, Vol. 69, No. 6, p. 066133.
- White, M. C., S. Selvin, and D. W. Merrill (1989) "A study of multiple causes of death in California: 1955 and 1980", *Journal of Clinical Epidemiology*, Vol. 42, No. 4, pp. 355-365.
- Wilkins, K., M. Wysocki, C. Morin, and P. Wood (1997) "Multiple causes of death.", *HEALTH REPORTS/RAPPORTS SUR LA SANTE*, Vol. 9, No. 2, pp. 19-29.

# Methods and Their Application in the Analysis of Multiple Causes of Death Data: Application of Network Analysis to Japanese Data

ISHII Futoshi, HAYASHI Reiko, SHINOHARA Emiko and BEPPU Motomi

In this study, we review the methods of analysis for multiple causes of death (MCOD) data, which have become increasingly available in Japan in recent years. We use the method by Egidi et al. (2018), which applies network analysis to the Japanese MCODE data, and investigates its applicability.

There is a large number of studies on the MCODE data outside Japan, especially by researchers in the "MultiCause network," an international research network for MCODE. The studies are classified into the following groups: [1] Analysis of multiple causes as well as underlying causes; [2] Comparing multiple causes with underlying causes; [3] Analyzing the number of multiple causes per death; [4] Analyzing the relationship between multiple causes; [5] Application to life table analysis such as competing risk model and cause-deleted life tables; and [6] Validation of the coding of causes. In recent years, some studies in group [4] have been applying network analysis on MCODE. Amongst them, the study of Egidi et al. (2018) is a seminal one that applies network analysis to explore relationships between the causes of death; we used the same method for the Japanese data. We extract some causes that have a strong relationship with other causes, using centrality measures. Moreover, we apply community detection methods used in network analysis, for better understanding of the complex relationship between causes of death, which is not examined in Egidi et al. (2018).

We established various possibilities in MCODE data through a comprehensive review of the methodologies. From the results of this study, we can also confirm that network analysis is effective for analyzing the relationship between the multiple causes of death in Japan.

keywords: multiple causes of death, network analysis, mortality

## 特 集 II

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した  
人口分析・将来推計とその応用に関する研究（その2）

# 出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果

—対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解—<sup>i</sup>

岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一<sup>ii</sup>

出生力の地域差は合計出生率で測れるが、それが結婚力の違いによるのか、夫婦出生力の違いによるのかが判別できれば、少子化過程の理解はさらに進む。こうした要因分解の方法には、例えばプリンス頓・プロジェクトによる *I* 指標（Coale and Treadway 1986）や山内の子ども女性比の分解モデル（山内 2006）がある。しかし、間接標準化法に内在する問題や結婚年齢分布を考慮しない夫婦出生力指標に対し問題も指摘されていた。本研究は総出生力変動、結婚力変動、夫婦出生力変動の因果構造を整理した上で、これらの関係について市区町村単位の情報を用い、女性の有配偶者割合が合計出生率を説明する対数線形モデルを推定した。これにより合計出生率の地域差に対する結婚力効果（完結結婚量による直接効果と結婚タイミングによる間接効果）（モデル部分）と夫婦出生力効果（残差項）の寄与を分離することを試みた。結婚力効果、夫婦出生力効果の特徴により全市区町村を分類するとともに、結婚力の直接効果の地域差に基づく女性50歳時配偶者割合、結婚タイミング効果および夫婦出生力効果の地域差に基づく夫婦の完結出生児数を市区町村別に推計し、概ね実績値に見られる地域分布を再現することがわかった。市区町村データには豊かな情報が含まれており、人口学の理論や方法論を適切に用いれば、比較的単純な変数や手法であっても有効な情報を取り出せることを示している。

【キーワード】市区町村別合計出生率、結婚力効果、夫婦出生力効果、対数線形モデル

<sup>i</sup> 本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者石井太、小池司朗、課題番号（H29-政策-指定-003）」（2017～2019）、「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」（研究代表者小池司朗、課題番号20A A2007）（2020～2022）による助成を受けた。

<sup>ii</sup> 明治大学政治経済学部

## I. 研究の背景と目的

出生力は個々人の属性や意識のほか、文化圏や生活環境といった地域の文脈にも影響を受ける (Luci-Greulich and Thévenon 2013). 生活圏に近いと考えられる市区町村単位で把握される出生力指標は、地域の年齢構造などの構成効果のほか、子育て環境の影響、自治体単位での取り組みの効果や、当該地域で生じた自然災害の影響など、地域に特有な影響を及ぼす文脈効果を検証する際に有効な情報となる。その際、人口の規模や年齢構造の影響を受けない合計特殊出生率 (total fertility rate, TFR, 以下「合計出生率」) は、市区町村出生力の比較に最適である。しかしながら、日本社会のように、結婚と出産の結びつきが強い社会では、結婚の発生状況が出生力に大きく影響する。そして出生力の変動にどの程度こうした結婚変動が寄与しているのか、また結婚力の影響を除去した夫婦の出生力の把握には常に高い関心が寄せられる。なぜなら結婚が遅れる、あるいは減少する要因と夫婦の出生行動が抑制される要因は異なることが多く、対策も異なるからである (Jones 2007)。出生力の変動を結婚力の変動と夫婦出生力の変動に分けて把握できれば、少子化過程の理解や対応策の議論に役立つであろう。

そこで本研究では、合計出生率の地域差を結婚力の効果と夫婦出生力の効果に分離して把握する方法を検討する。具体的には、合計出生率を女性の有配偶者割合で説明する対数線形モデルを考え、モデル値を結婚力の総合効果、モデル残差を結婚力以外の効果—ここでは主に夫婦の出生行動による夫婦出生力効果—とみなす。結婚力には50歳時未婚率の上昇 (50歳時既婚率の低下) といった再生産年齢期間における結婚量の完結レベルが女性一人当たりの出生児数を引き下げる効果と同時に、晩婚化などの結婚タイミングの遅れが、結婚後の夫婦の子ども数を抑制することを通じて出生力を引き下げる効果があると考えられる。以下では前者を結婚力の直接効果、後者を結婚力の間接効果と呼び、本研究では操作変数法を用いて結婚力の総合効果を、これらの直接効果と間接効果に分解することを試みる。

本稿では、はじめに地域を対象とした既存の結婚力と夫婦出生力の分解方法をレビューし課題を整理する (II 章)。続いて、合計出生率を女性の再生産期間の有配偶者割合で説明する対数線形モデルを利用して総出生力変動を結婚力効果 (直接効果と間接効果) と夫婦出生力効果に分解するモデルを提示する (III 章)。モデルの推定結果をもとに市区町村別の結婚力効果と夫婦出生力効果を考察するとともに、市区町村別に女性50歳時有配偶者割合と夫婦完結出生児数を推計し (IV 章)、結果を総括する (V 章)。

## II. 先行研究における結婚力指標と夫婦出生力指標

近代的避妊技術が普及する以前の社会においても、結婚は実質的な出生抑制の手段として用いられてきた（たとえば、Bengtson et al. 1998）。また、J. ヘイナルが近代以前の欧州では、サンクトペテルブルク＝トリエステ線を境に東側が皆婚社会、西側が晩産・非婚社会であったことを示したように（Hajnal 1965）、有配偶者の割合は社会や時代によって異なることが知られている（Reher 1998）。従って人口学においては、結婚変動が出生力を規定する側面に常に関心が払われてきた。代表的なものに、女性人口に対する総出生数（女性一人あたりの生涯出生数）を、女性人口に対する有配偶女性人口（有配偶者割合）と有配偶女性人口に対する出生数（有配偶出生率）に分解するアプローチがある。コールの  $I$  指標（Coale and Watkins eds. 1986）が有名であるが、日本では、山口・笠原（1983）が全国の有配偶率で標準化した合計出生率を推定したほか、山内は市区町村の子ども女性比を婚姻力と夫婦出生力に分解するモデルを提示している（山内 2006）。はじめにコールと山内のモデルをレビューし、それらをふまえ本研究におけるモデル構築の意義を述べる。

### 1. コールの $I$ 指標

出生力が結婚力に規定される側面に関心を寄せ、結婚力を統制した夫婦出生力の地域差・時代差を分析した研究に、プリンス頓・プロジェクト（欧州出生力プロジェクト）がある（Coale and Watkins eds. 1986）。この研究は19世紀、20世紀初頭の欧州における600ほどの州（provinces）で観察された出生力の低下過程を分析したものである。この時代を分析対象とする場合、使用できるデータは出生数や年齢別人口など基礎的なものに限られる。そこでコールらは間接標準化法を用いて、総出生力水準、結婚力水準、有配偶出生力水準についての比較可能な相対指標を提案した。結婚力に用いられたのは女性の有配偶者割合であり、夫婦出生力に用いられたのは合計有配偶出生率である。結婚力の間接標準化に用いられた標準スケジュールは、女性が15歳で全員結婚する状態、すなわち、15歳以上の年齢5歳階級別有配偶者割合  ${}_5PM_x$  はすべて1で、15～49歳における7階級の平均有配偶者割合  $\overline{PM}_{15-19}$  が1の状態である。そして合計有配偶出生率についての間接標準化のための標準スケジュールには、人間社会における現実的な最大出生力と言われる、北米のハテライト（Hutterite）人口で1921～1930年に観察された年齢別有配偶出生率が用いられた。ハテライトは宗教上の理由により避妊も中絶もなく、授乳による産後不妊期間が短いため出生力が極めて高い。計算に用いられた年齢5歳階級別有配偶出生率  ${}_5ASMFR_x^{Hut}$  は15～19歳0.300、20～24歳0.550、25～29歳0.502、30～34歳0.447、35～39歳0.406、40～44歳0.222、45～49歳0.061である。つまり標準となる女性1人当たりの子ども数<sup>\*</sup>  $TFR$  は、15～49歳女性の平均有配偶者割合  $\overline{PM}_{15-19}^{Max}(=1)$  とハテライトの合計有配偶出生率  $TMFR(=12.44)$  の積で12.44と計算される（Coale and Treadway (1986), p.34）。

式で示すと下記となる。

$$\begin{aligned}
 {}^s\text{TFR} &= \overline{\text{PM}}_{15-19}^{\text{Max}} \times \text{TMFR}^{\text{Hut}} \\
 &= (1/7 \times \sum_{x=15}^{45} {}_5\text{PM}_x^{\text{Max}}) \times (5 \times \sum_{x=15}^{45} {}_5\text{ASMFR}_x^{\text{Hut}}) \\
 &= (1/7 \times 7) \times \{5 \times (0.300 + 0.550 + 0.502 + 0.447 + 0.406 + 0.222 + 0.061)\} \\
 &= 12.44.
 \end{aligned} \tag{1}$$

対象地域の指標は、この標準水準に対する比で表される。すなわち、15歳以上の女性が全員有配偶であり、かつハテライトの出生スケジュールに従った場合に期待される出生数と現実の出生数との比が「総出生力相対指標」 $I_f$ となる。当該地域の再生産年齢有配偶女性人口が、このハテライトの出生スケジュールに従った場合に期待される有配偶出生数と現実の有配偶出生数との比が「夫婦出生力相対指標」 $I_g$ となる。そして、当該地域の再生産年齢女性人口が、このハテライトの出生スケジュールに従った場合に期待される出生数と当該地域の再生産年齢“有配偶”女性人口が、このハテライトの出生スケジュールに従った場合に期待される出生数との比が「有配偶者割合相対指標」 $I_m$ となる。

コールのモデルを、総出生数  $B$ 、有配偶女性の出生数  $B^m$ 、 $x \sim x+5$  歳の年齢5歳階級別女性人口  ${}_5W_x$ 、年齢5歳階級別有配偶女性人口  ${}_5M_x$ 、標準となるハテライトの年齢別出生率を  ${}_5h_x$  で表すと、総出生力相対指標  $I_f$ 、夫婦出生力相対指標  $I_g$ 、有配偶者割合相対指標  $I_m$  はそれぞれ以下となる。

$$I_f = \frac{B}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5h_x {}_5W_x)}, \tag{2}$$

$$I_g = \frac{B^m}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5h_x {}_5M_x)}, \tag{3}$$

$$I_m = \frac{\sum_{x=15}^{45} ({}_5h_x \times {}_5M_x)}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5h_x \times {}_5W_x)}. \tag{4}$$

仮に無配偶女性からの出生を無視できるとすれば ( $B \approx B^m$ )、上記指標の関係は、

$$I_f \approx I_m \times I_g, \tag{5}$$

となる<sup>1)</sup>。ただし、これらの指標は当該地域の出生の年齢パターンを直接用いるものではないため人口の年齢構造は完全には標準化されない。つまり、ハテライトの年齢別出生率

---

1) Coale and Treadway (1986) におけるフルモデルでは、無配偶女性からの出生も想定しており、無配偶女性の出生力相対指標を  $I_h$  とすると、

$$I_f = I_m \times I_g + (1 - I_m) \times I_h,$$

となる。



パターンが年齢別女性人口から発生する期待出生数の重みとなるため、仮に年齢別有配偶出生率が全く同じ地域であっても、人口の年齢構造が異なれば、 $I_g$  の推定値は異なってしまうことに注意を要する (Coale and Treadway 1986, pp.156-157). これは間接標準化法の方法論的限界と言える。

以上の指標を用いて各地域の「再生産年齢女性 1 人当たり生涯出生数」、すなわち合計出生率 TFR は以下のように示される。なお、ここでは無配偶女性からの出生は無視できるとしている。

$$\begin{aligned}
 \text{TFR}^i &= {}^s\text{TFR} \times I_f^i \\
 &\approx (\overline{\text{PM}}_{15-49}^{\text{Max}} \times \text{TMFR}^{\text{Hut}}) \times (I_m^i \times I_g^i) \\
 &= (1 \times I_m^i) \times (12.44 \times I_g^i) \\
 &= {}^s\text{PM}_{15-49}^i \times {}^s\text{TMFR}^i.
 \end{aligned} \tag{6}$$

当該地域の女性 1 人当たりの生涯出生数は、ハテライトの年齢別出生率スケジュールで標準化された再生産年齢範囲の有配偶者割合  ${}^s\text{PM}_{15-49}^i$  と合計有配偶出生率  ${}^s\text{TMFR}^i$  に分解される。

## 2. 山内の子ども女性比モデル

これに対し山内 (2006) のモデルは、コールのモデルと同様、間接標準化法を用いるが、小規模地域が含まれる日本の市区町村の長期時系列分析を目的とする。従って「合計出生率」の代わりに静態統計のみから算出できる「子ども女性比」(Child-Woman Ratio, CWR) を用い、「合計有配偶出生率」の代わりに「子ども有配偶女性比」(15～49歳“有配偶”女性人口に対する 0～4 歳人口の比, Child-Married Woman Ratio, CMWR) を用いて指標の安定化を図っている。また、コールは、15歳時皆婚とハテライトの有配偶出生率を標準に用いたのに対し、山内のモデルでは分析対象年の全国水準が用いられている。

子ども女性比 (CWR) は、15～49歳女性人口に対する 0～4 歳人口の比であり、婚姻力 (MR) は15～49歳女性人口に対する15～49歳有配偶女性人口の比である。そして夫婦出生力 (CMWR) は15～49歳有配偶女性人口に対する 0～4 歳人口の比である。 $P$ ,  $P^F$ ,  $P^{\text{Fm}}$  を、それぞれ総人口、女性人口、有配偶女性人口とすると、総出生力 (子ども女性比, CWR) は、以下のように婚姻力 (有配偶者割合, MR) と夫婦出生力 (子ども有配偶女性比, CMWR) に分解できる。

$$\begin{aligned}
 \text{CWR} &= \frac{{}_5P_0}{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x} \\
 &= \frac{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^{\text{Fm}}}{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^F} \times \frac{{}_5P_0}{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^{\text{Fm}}} \\
 &= \text{MR} \times \text{CMWR}.
 \end{aligned} \tag{7}$$

ただし、これら CWR, MR, CMWR の指標を市区町村別に求めると、市区町村の年

年齢構造の違いに影響をうける．そこで山内（2006）は，年齢構造を標準化した指標  ${}_s\text{CWR}$ ， ${}_s\text{MR}$ ， ${}_s\text{CMWR}$  を下記のように求めた．山内のモデルで間接標準化のために推定される水準調整係数  $c$  をコールの  $I$  指標に対応させるために，以下では， $I_f$  に対応する標準化出生比を  $c_f$ ， $I_m$  に対応する標準化有配偶者割合比を  $c_m$ ， $I_g$  に対応する標準化有配偶出生比を  $c_g$  で表す．

年齢構造が標準化された市区町村  $i$  の子ども女性比（間接標準化子ども女性比） ${}_s\text{CWR}^i$  は全国の子ども女性比  $\text{CWR}^I$  と各市区町村の標準化出生比  $c_f^i$  により以下のように求められる．

$$\begin{aligned} {}_s\text{CWR}^i &= \text{CWR}^I \times c_f^i \\ &= \text{CWR}^I \times \frac{{}_5P_0^i}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5\alpha_x^I \times {}_5P_x^{\text{F},i})} . \end{aligned} \quad (8)$$

ここで  ${}_5\alpha_x^I$  は，標準となる全国の母の年齢 5 歳階級別出生数の 5 年間の累計を，年齢 5 歳階級別女性人口で除した年齢別出生率に相当するもので，第 2 項の分母は，市区町村  $i$  において年齢別出生率が全国水準であった場合に期待される 0～4 歳人口である．

同様に，年齢構造が標準化された市区町村  $i$  の間接標準化有配偶者割合（15～49 歳女性の有配偶者割合） ${}_s\text{MR}^i$  は全国の有配偶者割合  $\text{MR}^I$  と各市区町村の標準化有配偶者割合比  $c_m^i$  により以下のように求められる．

$$\begin{aligned} {}_s\text{MR}^i &= \text{MR}^I \times c_m^i \\ &= \text{MR}^I \times \frac{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^{\text{Fm},i}}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5\beta_x^I \times {}_5P_x^{\text{F},i})} . \end{aligned} \quad (9)$$

ここで  ${}_5\beta_x^I$  は，標準となる全国の女性の年齢 5 歳階級別有配偶者割合で，第 2 項の分母は，市区町村  $i$  において年齢 5 歳階級別有配偶者割合が全国水準であった場合に期待される 15～49 歳有配偶女性人口である．

そして，年齢構造が標準化された市区町村  $i$  の間接標準化子ども有配偶女性比  ${}_s\text{CMWR}^i$  は，年齢別有配偶出生率の代わりに，子ども有配偶女性比の実績と期待値との比  $c_g^i$  を水準調整係数に用いて，以下のように求める．

$$\begin{aligned} {}_s\text{CMWR}^i &= \text{CMWR}^I \times c_g^i \\ &= \text{CMWR}^I \times \frac{{}_5P_0^i / \sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^{\text{Fm},i}}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5\alpha_x^I \times {}_5P_x^{\text{F},i}) / \sum_{x=15}^{45} ({}_5\beta_x^I \times {}_5P_x^{\text{F},i})} . \end{aligned} \quad (10)$$

現代日本の出生力分析に用いる場合，標準に皆婚やハテライト指標ではなく，全国の有配偶者割合，年齢別出生率，子ども有配偶女性比を用いている点で，より現実的な標準化推定値が得られると期待できる．無配偶出生が十分無視できる場合は，コールの  $I$  指標が

$I_f \approx I_m \times I_g$  となるのと同様、 $c_f \approx c_m \times c_g$  となる。したがって、間接標準化子ども女性比は、下記のように間接標準化有配偶者割合  ${}_s\text{MR}$  と間接標準化子ども有配偶女性比  ${}_s\text{CMWR}$  に分解できる。

$$\begin{aligned}
 {}_s\text{CWR}^i &= \text{CWR}^I \times c_f^i \\
 &= \text{CWR}^I \times c_m^i \times c_g^i \\
 &= \text{MR}^I \times c_m^i \times \text{CMWR}^I \times c_g^i \\
 &= {}_s\text{MR}^i \times {}_s\text{CMWR}^i.
 \end{aligned} \tag{11}$$

### 3. 先行研究における分解モデルの課題と本研究におけるモデルの意義

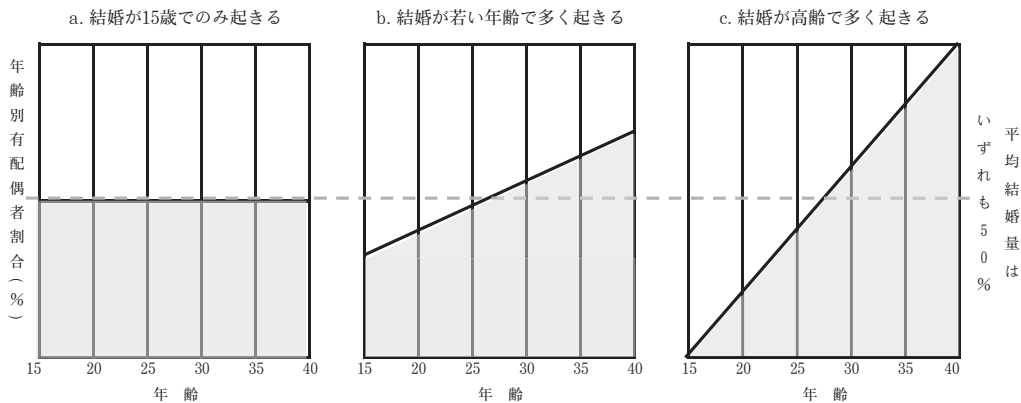
前節で示した先行研究には共通する2つの課題がある。それらをふまえて本研究の意義を述べる。

(1) 先行研究における一つ目の課題は、コールの  $I$  指標、山内の指標はともに間接標準化法を用いていることに関わる。間接標準化は、年齢別の動態数など詳細なデータが得られない場合にも、標準パターンを適切に設定すれば人口の年齢構造の違いを統制でき、地理的バリエーションや時間的変化を適切に評価できる有用な人口学手法である。一方で実際に年齢別に求めた率を用いて直接標準化したものではないため、標準に用いる年齢パターンと実際のパターン（非観察）の乖離に水準調整係数が影響を受けるという方法論的限界や標準選択の任意性がはらむ問題も有している。本研究では、地域別年齢別に求めた率に基づく指標の関係を分析の対象とすることにより、人口の年齢構造の影響を受けない指標を求める。

(2) 二つ目の課題は、(6)式が示すように、コールのモデルにおける夫婦出生力相対指標  $I_g$  が、合計有配偶出生率（Total Marital Fertility Rate, TMFR）に対する相対値となっている点である。合計有配偶出生率を夫婦の出生力指標と見なす問題は、たとえば Sánchez-Barricarte (2001) や日本においては廣嶋 (2001) によってかねてより指摘されている。Sánchez-Barricarte (2001, p.4) は、 $I_g$  が当該地域の合計有配偶出生率と高い相関を示すことを指摘した上で、この指標は結婚年齢の分布を考慮せず、結婚はすべて15歳で起こると仮定していること、そして15歳で結婚した女性が年齢別有配偶出生率に従って子どもを産んだ場合の夫婦当たりの子ども数であると指摘する。図1に年齢別有配偶者割合の模式的パターンを示した。横軸は女性の年齢、縦軸が有配偶者割合である。破線で示した平均的結婚量は a, b, c いずれも50%であるが、実際の年齢別有配偶者割合は、黒い太線で示したように結婚年齢の分布によって変化する。実はコールのモデルが想定するのは、左の a のような全ての結婚が15歳で起きる社会である。しかし現実の社会は、b や c のように低水準から高水準に上昇するはずであり、この傾き（若年結婚が多いか少ないか）は夫婦の子ども数に影響をあたえる。夫婦出生力の指標は、本来、年齢別有配偶出生率だけでなくこのような結婚年齢（結婚持続期間）分布を考慮する必要があるというのが Sánchez-Barricarte (2001) が指摘した問題であり、彼は夫婦出生力として平均初婚年齢

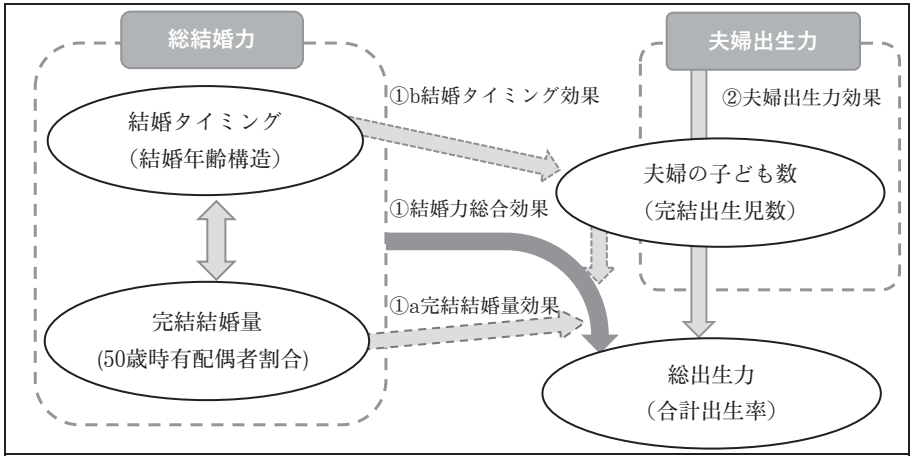
で結婚した女性の子ども数という代替指標を提案している。コールの指標と同様に山内のモデルも分母となる有配偶女性の結婚年齢構造は考慮されていない。結婚年齢（結婚持続期間）の分布を考慮できていないコールの指標や山内のモデルにおいては、夫婦出生力指標の変動に、結婚年齢パターンの違いによる効果（早婚地域では夫婦の子ども数が多く、晩婚地域では少ない）を含むことになる。こうした状況は、指標に基づく結婚力、夫婦出生力の解釈をわかりにくいものになっている。

図1 年齢別有配偶者割合の模式パターン（平均結婚量は同水準で結婚タイミングが異なる）



注：破線は有配偶者割合の平均水準，斜めの黒太線が実際の年齢別有配偶者割合を表す。

図2 総結婚力（結婚タイミング，完結結婚量）と夫婦出生力，総出生力の関係図



注：①aは総出生力に対する完結結婚量（女性の50歳時配偶者割合）に基づく結婚力の直接効果。①bは結婚タイミング（結婚年齢構造）が夫婦の子ども数変動を介して総出生力に影響する結婚力の間接効果。①は両者を含めた結婚力の総合効果。②は結婚力によらない純粋な夫婦出生力効果。夫婦の完結出生児数は結婚のタイミング効果と夫婦出生力効果の両方により変動する。なお、ここでは離死別再婚過程，無配偶出生の発生は考えない。

市区町村分析においては結婚年齢情報や結婚持続期間情報を用いるモデル構築は困難である。そこで本研究では操作変数法を利用して間接的な方法で結婚年齢構造が出生力に与える影響を識別する。具体的には、結婚力の出生力に対する効果には、結婚量の完結レベルがもたらす効果と結婚のタイミング構造がもたらす効果があると考え、前者は50歳時配偶者割合の多寡、すなわち夫婦になる人の量が出生力を直接規定するのに対し、後者は、晩婚夫婦の子ども数は少ないというように、結婚年齢構造の差異が夫婦の子ども数の変動を介して間接的に出生力に影響すると考える。図2にこれら各変量の関係図を示した。総結婚力には完結結婚量の要素と結婚タイミングの要素がある。完結結婚量に基づく結婚力の直接効果(①a)と結婚タイミングに基づき夫婦の子ども数変動を経由する間接効果(①b)が合わさった①が結婚力の総合効果である。②は夫婦出生力効果であり、結婚力によらない純粋な夫婦の出生行動に起因する。なお、操作変数法を用いて結婚力総合効果を直接効果(①a)と間接効果(①b)に分離する方法については次章で述べる。

### Ⅲ. 本研究におけるモデルとパラメータの推定方法

#### 1. 本研究における出生力モデル

本研究では、合計出生率が、標準となる合計出生率と、(1)完結結婚量に基づく結婚力の直接効果、(2)結婚タイミングに基づく結婚力の間接効果、(3)夫婦出生力効果(いずれも標準に対する相対値)の積で表せると考える。式は以下となる。なお、コールの  $I$  指標は総出生力を示すラベルを  $f$ 、結婚力をしめすラベルを  $m$ 、夫婦出生力を示すラベルを  $g$  としたが、本研究では総出生力を表すラベルを  $\varphi$ 、結婚力を示すラベルは  $\mu$ 、夫婦出生力を示すラベルを  $\gamma$  とする。そして結婚力の量的側面を  $\mu q$  (quantum)、タイミングの側面を  $\mu t$  (timing) と表す。また、コールのモデルと同様、無配偶女性からの出生は無視できるとする。

$$\begin{aligned} \text{TFR}^i &= \text{TFR}^c \times I_\varphi^i \\ &= \text{TFR}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_\gamma^i. \end{aligned} \quad (12)$$

$\text{TFR}^i$  は市区町村  $i$  で観測される合計出生率の実績値である。 $\text{TFR}^c$  は標準となる合計出生率である。 $I_\varphi^i$  は標準合計出生率に対する総合相対効果である。 $I_\varphi^i$  はさらに3つの相対効果に分解される。(1)完結結婚量に基づき合計出生率を直接変動させる「結婚量に基づく結婚力の直接効果」 $I_{\mu q}$ 、(2)結婚タイミングに基づき、夫婦の子ども数を介して合計出生率を変動させる「結婚タイミングに基づく結婚力の間接効果」 $I_{\mu t}$ 、(3)結婚力によらない(結婚力から影響を受けない)「夫婦出生力効果」 $I_\gamma$  である。結婚力の直接効果と間接効果をあわせたものが「結婚力総合効果」 $I_\mu$  であり、以下のように示される。

$$I_\mu^i = I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i. \quad (13)$$

また、合計出生率は、標準合計出生率と「結婚力総合効果」「夫婦出生力効果」の積で表すことができ、「結婚力総合効果」は結婚環境に対するアウトカム指標、「夫婦出生力効果」は夫婦の出産や子育て環境に対するアウトカム指標として利用できる。

$$\text{TFR}^i = \text{TFR}^c \times I_\mu^i \times I_\gamma^i. \quad (14)$$

## 2. 観察可能な変数を用いた定式化

前節で示した各指標を算出するために、実際に観察可能な変数を用いて、以下のようなモデルを定式化する。

$$\text{TFR}^i = \text{TFR}^c \times (\text{PM}^i/\text{PM}^1)^\beta \times v^i. \quad (15)$$

ここで  $\text{TFR}^c$  は標準合計出生率となる定数である。PM は再生産年齢女性の平均的有配偶者割合 (proportion married) である。ここでは分析対象とする2015年において再生産年齢の範囲で合計出生率との相関が最も高かった、20～39歳女性の5歳階級別有配偶者割合の平均値 ( $(\sum_{x=20}^{35} \text{PM}_x)/4$ ) を用いた (有効有配偶者割合)。この有効有配偶者割合と合計出生率との相関係数は0.63であり高い正の関係を示す。  $\text{PM}^i/\text{PM}^1$  は全国値で基準化した地域  $i$  の有配偶者割合である。  $\beta$  は「有配偶者割合効果係数」であり、有配偶者割合と合計出生率との関係の強さを示す (図2における①の効果)。  $v^i$  は有配偶者割合の影響以外で変動する市区町村固有の値であり、今回考慮しない離再婚の影響や測定誤差などを含むが、ここでは主として夫婦出生力の効果であると見なす (図2における②の効果)。  $v^i = \exp u^i$  とし、基準化された有配偶者割合を  $\Delta\text{PM}$  とすると、(15)式は、

$$\text{TFR}^i = \text{TFR}^c \times \Delta\text{PM}^{i\beta} \times \exp u^i. \quad (16)$$

となる。これを対数変換すると、対数合計出生率を従属変数、基準化された対数有配偶者割合を説明変数、  $\beta$  (有配偶者割合効果係数) を結婚力総合効果を測るパラメータとする対数線形モデルになる。

$$\ln \text{TFR}^i = \ln \text{TFR}^c + \beta \ln \Delta\text{PM}^i + u^i. \quad (17)$$

ここで、

$$E(u^i | \ln \Delta\text{PM}^i) = 0, \quad (18)$$

$$\text{var}(u^i) = \sigma^2, \quad (19)$$

$$\text{cov}(u^i, u^j) = 0 \quad \text{for all } i \neq j, \quad (20)$$



とすると、(18)～(20)式の仮定のもとで、モデル定数  $\ln \hat{\text{TFR}}^c$  およびパラメータ  $\beta$  を最小二乗法によって求める。説明変数である基準化対数有配偶者割合  $\ln \Delta \text{PM}^i$  と対数合計出生率  $\ln \text{TFR}^i$  との関係が  $\beta$  で記述されるが、これは完結結婚量の水準（生涯未婚率の水準とも言い換えられる）が対数合計出生率に与える影響に加え、結婚年齢分布の特徴が夫婦の子ども数を変動させる影響の両方を含む。推定されたパラメータにより下記式が得られる。

$$\ln \text{TFR}^i = \ln \hat{\text{TFR}}^c + \beta \ln \Delta \text{PM}^i + u^i. \quad (21)$$

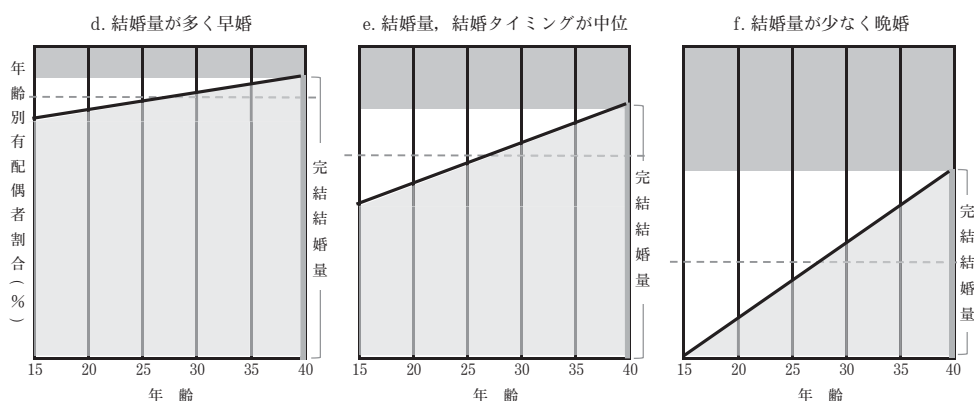
これを真数に戻すと、対象市区町村の合計出生率に対し、(14)式で示した標準合計出生率、結婚力総合効果、夫婦出生力効果の各推計値を得る。

$$\begin{aligned} \text{TFR}^i &= \hat{\text{TFR}}^c \times (\text{PM}^i / \text{PM}^1)^{\beta} \times \exp u^i \\ &= \hat{\text{TFR}}^c \times \hat{I}_u^i \times \hat{I}_\gamma^i. \end{aligned} \quad (22)$$

### 3. 夫婦の子ども数に影響しない結婚力の直接効果の推定（操作変数法の利用）

本モデルは女性の20～39歳有配偶者割合の平均（有効有配偶者割合）を説明変数に用いている。しかし II.3 で説明したように、平均有配偶者割合の効果は、結婚量の完結レベルの効果と、結婚タイミングが夫婦の子ども数を介して合計出生率を変動させる効果の両方を含む結婚力の総合効果である。そこで完結結婚量の効果と結婚タイミングによる効果を分離する方法を検討する。

図3 年齢別有配偶者割合の模式パターン（完結結婚量と結婚タイミングの連動）



注：破線は有配偶者割合の平均水準。斜めの黒太線が実際の年齢別有配偶者割合を示す。右縦軸上のグレーの太線は完結結婚量で、ここでは40歳時の有配偶者割合を示す。パネル d, e, f により晩婚化は完結結婚量の減少を伴うことを模式的に示す。

一般に結婚の量とタイミングの変化は連動すると考えられる。例えば2015年の都道府県別の妻の平均初婚年齢と20～39歳女性の平均有配偶者割合<sup>2)</sup>との相関は $-0.62$ であり、比較的強い負の相関を示す。妻の平均初婚年齢分布が高齢にシフトすると完結結婚量は低下する。図3に完結結婚量と結婚タイミングの関係を模式的に示したが、dのように若年結婚が多ければ完結結婚量は多い。他方fのように晩婚社会では完結結婚量は少なくなる。そして若い結婚が多ければ夫婦の子ども数は増え、高齢結婚の割合が高いほど夫婦の子ども数は減る。つまり結婚タイミングの変化を伴う完結結婚量の効果は、結婚タイミングが夫婦出生力に及ぼす影響を通じて出生力に対し内生性があると言える。このような場合、通常の最小二乗法では一致推定量を得られない。そこでこのような内生性を考慮し、操作変数を用いて結婚タイミングの影響を除去した完結結婚量効果の推定を行う。

今回は下記のような操作変数を利用し、二段階最小二乗法によって2つめのパラメータ、すなわち完結結婚量のみに基づき、夫婦の子ども数を介さずに合計出生率に影響する結婚力の直接効果 $\beta_{IV}$ を推定する。操作変数 $z$ は、次の性質を満たす必要がある。

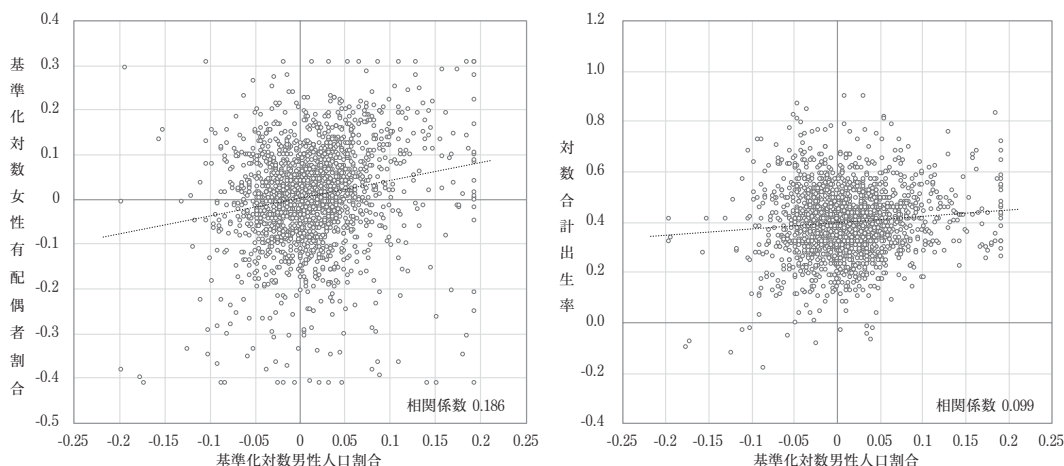
$$\text{cov}(z^i, u^i) = 0, \quad (23)$$

$$\text{cov}(z^i, \ln \Delta PM^i) \neq 0. \quad (24)$$

操作変数としては、説明変数である基準化対数女性有配偶者割合とは相関するが、合計出生率とは相関しない変数が候補となる。今回は5歳階級別に総人口に占める男性割合を求め、それを20～39歳で平均した男性人口割合 $PP^M$ を利用する。これを全国値で基準化し対数変換した値 $\ln \Delta PP^M$ を操作変数とした。この基準化対数男性人口割合は、結婚力総合効果の寄与を測る基準化対数有配偶者割合とは $0.186$ （総人口1万人以上市区町村では $0.257$ ）の相関を示す一方、夫婦出生力と関連があるとは考えにくい。実際、基準化対数男性人口割合と従属変数である対数合計出生率との相関係数は $0.099$ （総人口1万人以上市区町村では $0.098$ ）であり、ほぼ無相関である。なお図4に基準化対数男性人口割合と基準化対数女性有配偶者割合および対数合計出生率との散布図を示した。

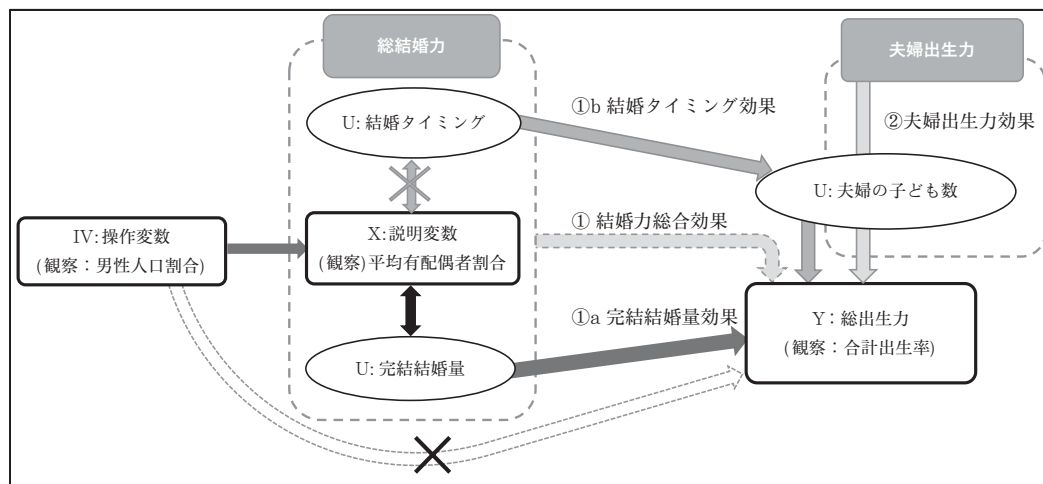
2) 平均初婚年齢は「人口動態調査」（厚労省）、上巻婚姻第9.12表2の初婚の妻（各届出年に結婚生活に入り届け出たもの）について、有配偶者割合は2015年「国勢調査」（総務省）の日本人女性に基づく。

図4 基準化対数男性人口割合（x軸）と基準化対数女性有配偶者割合（y軸）との散布図（左）および対数合計出生率（y軸）との散布図（右）



注：破線はx軸、y軸の変数の関係を示す線形近似直線。なお男性人口割合および女性有配偶者割合はトップおよびボトムコーディングを行っている（IV.1節）。

図5 総出生力に対する結婚力効果と操作変数の役割



注：操作変数である IV:男性人口割合は、Y:合計出生率とはほぼ無相関であり、IV により予測された X:平均有配偶者割合の Y への影響からは、非観察の U:結婚タイミングが、非観察の U:夫婦の子ども数に及ぼす影響が取り除かれている。①の効果から①aを取り除けば①bの効果を得られる。

図5には操作変数の役割を示している。総出生力（Y）と相関しない操作変数（IV）で予測した有配偶者割合（X）を用いることにより、(21)式で推定されていた結婚力総合効果①から①bの効果除去され、総出生力（Y）に対する完結結婚量の直接効果①aが推定される。

具体的には以下の手順で $\beta_{IV}$ を推定した。まず、第1段階で下記の基準化対数有配偶者割合のモデルを最小二乗法によって推定し、基準化対数有配偶者割合の予測値 $\ln \widehat{\Delta PM}^i$ を得る。

$$\ln \Delta PM^i = c_0 + \beta_0 \ln \Delta PP^{M,i} + e^i. \quad (25)$$

$$\ln \widehat{\Delta PM}^i = \hat{c}_0 + \hat{\beta}_0 \ln \Delta PP^{M,i}. \quad (26)$$

この予測値を第二段階のモデルの説明変数として用いて、内生性を考慮した完結結婚量の効果 $\beta_{IV}$ （図5の①a）を推定する。

$$\ln TFR^i = c + \beta_{IV} \ln \widehat{\Delta PM}^i + w^i. \quad (27)$$

ここで、

$$E(w^i | \ln \widehat{\Delta PM}^i) = 0, \quad (28)$$

$$\text{var}(w^i) = \sigma^2, \quad (29)$$

$$\text{cov}(w^i, w^j) = 0 \quad \text{for all } i \neq j, \quad (30)$$

のもとで、最小二乗法により $\beta_{IV}$ の推定値を得る<sup>3)</sup>。前節で示した結婚力の総合効果係数 $\beta$ （図5の①）と残差項 $u^i$ のモデル（(21)式）は以下であった。

$$\ln TFR^i = \ln \widehat{TFR}^c + \hat{\beta} \ln \Delta PM^i + u^i. \quad (21)$$

ここに、結婚タイミングによる効果が除去された完結結婚量に基づく直接効果の係数 $\beta_{IV}$ を用いれば、以下の(31)式のように結婚タイミングの総出生力への寄与が分離される。

$$\begin{aligned} \ln TFR^i &= \ln \widehat{TFR}^c + \hat{\beta} \ln \Delta PM^i + u^i \\ &= \ln \widehat{TFR}^c + \hat{\beta} \ln \Delta PM^i + (\hat{\beta} \ln \Delta PM^i - \hat{\beta}_{IV} \ln \Delta PM^i) + u^i \\ &= \ln \widehat{TFR}^c + \hat{\beta} \ln \Delta PM^i + (\hat{\beta} - \hat{\beta}_{IV}) \ln \Delta PM^i + u^i. \end{aligned} \quad (31)$$

右辺の第2項が完結結婚量に基づく直接効果（図5の①a）であり、第3項は結婚タイミングによる間接効果（①b）である。そして第4項の $u^i$ は、結婚力によらない夫婦出生力による効果（②）である。上記式を真数に戻すと、各 $I$ 指標が推計される。

---

3) 実際には、予測値として計算された $\ln \widehat{\Delta PM}^i$ を説明変数として推定した標準誤差や分散共分散行列推定量は(31)式の分解のためのモデル（ $\ln TFR^i = c + \beta_{IV} \ln \Delta PM^i + w^i$ 、ただし $w^i$ は(28)～(30)式にしたがう）のものから乖離し修正が必要である（たとえば Hayashi 2000: p.231）。結果を示した表3には修正した値とともに修正前の値を( )内に示した。

$$\begin{aligned}
\text{TFR}^i &= \hat{\text{TFR}}^c \times (\text{PM}^i/\text{PM}^1)^{\hat{\beta}_{IV}} \times (\text{PM}^i/\text{PM}^1)^{(\hat{\beta}-\hat{\beta}_{IV})} \times \exp u^i \\
&= \hat{\text{TFR}}^c \times \underbrace{I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i}_{\text{結婚力総合効果}} \times I_{\gamma}^i. \tag{32}
\end{aligned}$$

完結結婚量に基づく直接効果
結婚タイミングに基づく間接効果
夫婦出生力効果

市区町村  $i$  の標準合計出生率に対する総合効果  $I_{\phi}^i$  は、完結結婚量に基づく結婚力の直接効果  $I_{\mu q}^i$  と結婚タイミングが夫婦の子ども数を変動させる結婚力の間接効果  $I_{\mu t}^i$ 、そして結婚力に依存しない夫婦出生力効果  $I_{\gamma}^i$  に分解される。そして前者2つをまとめた結婚力総合効果  $I_{\mu}$  と夫婦出生力効果  $I_{\gamma}$  により、互いに無相関である「結婚行動の変化（地域差）に起因する結婚力効果」と「夫婦の出生行動の変化／差異に起因する夫婦出生力効果」が推計される。

なお、市区町村等を単位とする地域データを扱う場合は、近接する地点ほど類似の特性を示す空間的従属性（spatial dependency）に注意を払う必要がある。今回用いる合計出生率、20～39歳女性有配偶者割合（ともに対数値）について、近接する地点間の空間的自己相関を示す Moran の  $I$  統計量<sup>4)</sup> によって全国的な状況を確認すると、それぞれ0.641、0.379であり、空間的従属性が認められた。本研究は先行研究における結婚力と夫婦出生力の分解方法の改善を第一義的目的とする観点から最も単純なモデルを想定し、各変量の地域関係についての全国平均水準による記述（モデル化）と統計的に独立なサンプリングを仮定して統計的推論を行っている。こうした空間的従属性を考慮した場合にどのように結果や解釈が異なるかについては、今後検証すべき重要な論点であると指摘しておく。

## IV. データとモデル推定結果

### 1. 使用するデータ

従属変数には、厚労省が5年ごとに公表している市区町村別合計出生率のベイズ推定値を用いる（厚労省 2020）。ベイズ推定では、同じ都道府県に属する市区町村の出生の状況は似通っていると仮定し、同一都道府県内のほかの市区町村の出生の状況を援用することで小地域も含む市区町村指標の安定化が図られる<sup>5)</sup>。今回用いる合計出生率は2013～2017年のデータを用いて推定されている。

説明変数である女性の有配偶者割合は、2015年「国勢調査」の配偶関係別日本人人口

4)  $N$  を地点数、 $x_i$  を地点  $i$  の変数、 $w_{ij}$  を地点  $ij$  間の空間加重行列、 $\bar{x}$  を全地点の平均値とすると、Moran の  $I$  統計量は、

$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2},$$

として得られ、1に近いほど空間的自己相関が強く、-1に近いほど弱いことを示す（Moran 1950）。

5) 市区町村別合計出生率のベイズ推定値の解説および実績値との比較については小池（2021）に詳しい。

(配偶関係不詳をあん分後)を用いて、各市区町村の20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳の女性有配偶者割合を算出し、それを平均した(有効有配偶者割合)。基準化に用いた2015年の全国の有効有配偶者割合は43.8%である。

操作変数に用いる男性人口割合は2015年「国勢調査」総人口(年齢・国籍不詳あん分後)より、各市区町村の20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳の総人口に占める男性割合を算出し、それを平均した。基準化に用いた2015年の全国の男性人口割合は50.9%であった。

なお、人口の少ない小地域における女性の有配偶者割合および男性人口割合は極端な値(外れ値)をとることがある。こうした外れ値は変数間の関係に影響し誤った解釈を導きかねない。そこで平均から±3標準偏差の値を外れ値の閾値と判断し、この範囲を超える数値を閾値に置き換えて補訂した。

分析の対象とする市区町村は、「日本の地域別将来推計人口(平成30年推計)」(国立社会保障・人口問題研究所 2018)と同じ2018年3月1日時点の1,798市区町村(東京23区(特別区)および12政令市の128区と、この他の766市、713町、168村)と、福島県の59市町村をあわせた合計1,857としたが、このうち11の市区町村<sup>6)</sup>でベイズ推定合計出生率(厚労省 2020)が欠測であるため、1,846市区町村について結婚力効果(総合効果、直接効果、間接効果)と夫婦出生力効果を推計した。

## 2. 結婚力総合効果および完結結婚量にのみ基づく結婚力の直接効果の推計

まず、完結結婚量に基づく直接効果、結婚タイミングに基づく間接効果を合わせた結婚力の総合効果の算出に使用する対数合計出生率モデル((17)式)の推定結果を表1に示す。

表1 対数合計出生率モデルの推定結果(完結結婚量および結婚タイミングによる結婚力総合効果)

パラメータ推定値	標準誤差		t 値	p 値	95%信頼区間	
切片：ln TFR <sup>c</sup>	0.394	0.002	164.9	0.000	0.390	0.399
基準化対数女性有配偶者割合の係数： $\hat{\beta}$	0.773	0.021	37.1	0.000	0.732	0.814

$n=1,846$ , 自由度調整済み  $R^2=0.427$

下記の対数線形式に、市区町村  $i$  の合計出生率実績値の対数値および女性の有効有配偶者割合を適用すれば、残差項として各自治体の結婚力に依存しない夫婦出生力効果の対数値が得られる。

6) 合計出生率のベイズ推定値については、東日本大震災による福島第一原子力発電所の事故に伴う避難指示区域などの被災地域における一部の人口過小地域は除外されている。欠測となっているのは以下の11町村: 宮城県女川町、福島県南相馬市、福島県広野町、福島県楢葉町、福島県富岡町、福島県川内村、福島県大熊町、福島県双葉町、福島県浪江町、福島県葛尾村、福島県飯舘村。



$$\begin{aligned}\ln \text{TFR}^i &= \ln \widehat{\text{TFR}}^c + \hat{\beta} \ln(\text{PM}^i/43.8) + u^i \\ &= 0.394 + 0.773 \times \ln \Delta \text{PM}^i + u^i.\end{aligned}\quad (33)$$

続いて、完結結婚量のみに基づく結婚力の直接効果を操作変数法により推定する。第一段階で基準化対数男性人口割合  $\ln \Delta \text{PP}^{\text{M}}$  で基準化対数女性有配偶者割合  $\ln \Delta \text{PM}^i$  を説明するモデルを推定し ((25)式), 予測値  $\ln \widehat{\Delta \text{PM}}^i$  を得る。表 2 に第一段階の推定結果を示した。

表 2 操作変数法第一段階：基準化対数男性人口割合で説明する基準化対数女性有配偶者割合モデルの推定結果

パラメータ推定値	標準誤差	t 値	p 値	95%信頼区間	
切片： $\hat{c}_0$	0.003	0.003	1.28	0.199	-0.002 0.009
基準化対数男性人口割合の係数： $\hat{\beta}_0$	0.400	0.049	8.11	0.000	0.303 0.496

$n=1,846$ , 自由度調整済み  $R^2=0.034$

推定された係数を用いて下記のとおり基準化対数女性有配偶者割合の予測値を得る。

$$\begin{aligned}\ln \widehat{\Delta \text{PM}}^i &= \hat{c}_0 + \hat{\beta}_0 \ln \Delta \text{PP}^{\text{M},i} \\ &= 0.003 + 0.400 \times \ln \Delta \text{PP}^{\text{M},i}.\end{aligned}\quad (34)$$

この基準化対数女性有配偶者割合の予測値をつかって、第二段階の(27)式を推定すると表 3 に示すように基準化対数女性有配偶者割合の係数は0.628と推定された。つまり、結婚タイミングが夫婦の子ども数を介して合計出生率に影響する効果が取り除かれたため、(33)式の結婚力総合効果 ( $\hat{\beta}=0.773$ ) よりも傾きが低下している。総合効果と完結結婚量のみによる効果の差分  $\hat{\beta} - \hat{\beta}_{\text{IV}}$  は0.145と推定される。これが、結婚タイミング（結婚年齢構造）が夫婦の子ども数を介して合計出生率に影響する効果である。

推定された係数で(31)式を表記すると以下のようなになる。

表 3 操作変数法第二段階：対数基準化女性有配偶者割合予測値による対数合計出生率モデルの推定結果（完結結婚量のみによる直接効果）

パラメータ推定値	標準誤差	t 値	p 値	95%信頼区間	
切片： $c$	0.396	0.003	152.5	0.000	0.391 0.401
		(0.003)	(117.4)	(0.000)	(0.389) (0.492)
基準化対数女性有配偶者割合の係数： $\hat{\beta}_{\text{IV}}$	0.628	0.114	5.53	0.000	0.405 0.851
		(0.148)	(4.3)	(0.000)	(0.338) (0.917)

$n=1,846$ , 修正後自由度調整済み  $R^2=0.412$  (0.009)

注：標準誤差, t 値, 自由度調整済み  $R^2$  は脚注 3 に基づく修正値 (( )内は修正前の値)。

$$\begin{aligned}\ln \text{TFR}^i &= \ln \hat{\text{TFR}}^c + \hat{\beta}_{\text{IV}} \ln \Delta \text{PM}^i + (\hat{\beta} - \hat{\beta}_{\text{IV}}) \ln \Delta \text{PM}^i + u^i \\ &= 0.394 + 0.628 \times \ln \Delta \text{PM}^i + 0.145 \times \ln \Delta \text{PM}^i + u^i.\end{aligned}\quad (35)$$

この対数線形モデルを真数の形に戻し、有効有配偶者割合の全国値を43.8%として各市区町村の合計出生率 TFR を表すと、有配偶者割合およびモデル残差項から、完結結婚量に基づく結婚力の直接効果  $I_{\mu q}$ 、結婚タイミングに基づく結婚力の間接効果  $I_{\mu t}$ 、結婚力に依存しない夫婦出生力効果  $I_{\gamma}$  の推計値を得る。なお  $\hat{\text{TFR}}^c$  は女性有配偶者割合の全国値に対応する合計出生率のモデル推定値（全国水準）である。

$$\begin{aligned}\text{TFR}^i &= \exp 0.394 \times (\text{PM}^i / \text{PM}^1)^{0.628} \times (\text{PM}^i / \text{PM}^1)^{0.145} \times \exp u^i \\ &= 1.484 \times (\text{PM}^i / 43.8)^{0.628} \times (\text{PM}^i / 43.8)^{0.145} \times \exp u^i \\ &= \hat{\text{TFR}}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i.\end{aligned}\quad (36)$$

夫婦の子ども数を介した影響も含めた結婚力総合効果  $I_{\mu}$  は、(13)式のとおりに  $I_{\mu q}$  と  $I_{\mu t}$  の積で表せる。推計された結婚総合力効果  $I_{\mu}$  と（結婚タイミングの間接効果を除去した）夫婦出生力効果  $I_{\gamma}$  の相関係数は  $-0.003$  であり、相関のない分解となっていることがわかる。

## V. 市区町村の結婚力効果と夫婦出生力効果および完結結婚量と夫婦完結出生児数の推計

図 6 には、基準化対数女性有配偶者割合と対数合計出生率の散布図を示した。破線の傾きは、操作変数法によって推定された夫婦の子ども数に影響しない完結結婚量に基づく結婚力の対数合計出生率に対する直接効果である。一方、実線の傾きは、結婚タイミングによる夫婦の子ども数を介して合計出生率を変動させる間接効果も含めた結婚力の総合効果である。

ここで京都府上京区 (Kg) を例に図における各指標を確認する。京都府上京区は女性の20～39歳有配偶者割合が30.9%（全国値は43.8%）、合計出生率は0.95なので基準化対数有配偶者割合  $\ln \Delta \text{PM}^{\text{Kg}}$  は  $-0.340$  ( $=\ln(30.9/43.8)$ )、対数合計出生率  $\ln \text{TFR}^{\text{Kg}}$  は  $-0.051$  ( $=\ln 0.95$ ) である。入力値と推定されたパラメータを用いて(31)式の分解式を示す。

$$\begin{aligned}\ln \text{TFR}^{\text{Kg}} &= 0.051 \\ &= 0.394 + \{0.628 \times (-0.340)\} + \{(0.773 - 0.628) \times (-0.340)\} + (-0.176) \\ &= 0.394 + (-0.219) + (-0.051) + (-0.176) \\ &= \ln \text{TFR}^c + \ln I_{\mu q}^{\text{Kg}} + \ln I_{\mu t}^{\text{Kg}} + \ln I_{\gamma}^{\text{Kg}}.\end{aligned}\quad (37)$$

つまり，京都府上京区の対数合計出生率 $-0.051$ は，対数標準合計出生率 $\ln \text{TFR}^c$ の $0.394$ ，対数結婚力直接効果 $\ln I_{\mu q}^{\text{Kg}}$ の $-0.219$ ，対数結婚力間接効果 $\ln I_{\mu t}^{\text{Kg}}$ の $-0.051$ ，対数夫婦出生力効果 $\ln I_r^{\text{Kg}}$ の $-0.176$ に分解される．これら各要素を真数に戻した数値は，以下の $I$ 指標の算出式の結果と一致する．

$$\begin{aligned} I_{\mu q}^{\text{Kg}} &= (\text{PM}^{\text{Kg}}/\text{PM}^{\text{Kg}})^{0.628} \\ &= (30.9/43.8)^{0.628} \\ &= 0.803 , \end{aligned} \quad (38)$$

$$\begin{aligned} I_{\mu t}^{\text{Kg}} &= (\text{PM}^{\text{Kg}}/\text{PM}^{\text{Kg}})^{(0.773-0.628)} \\ &= (30.9/43.8)^{0.145} \\ &= 0.951 , \end{aligned} \quad (39)$$

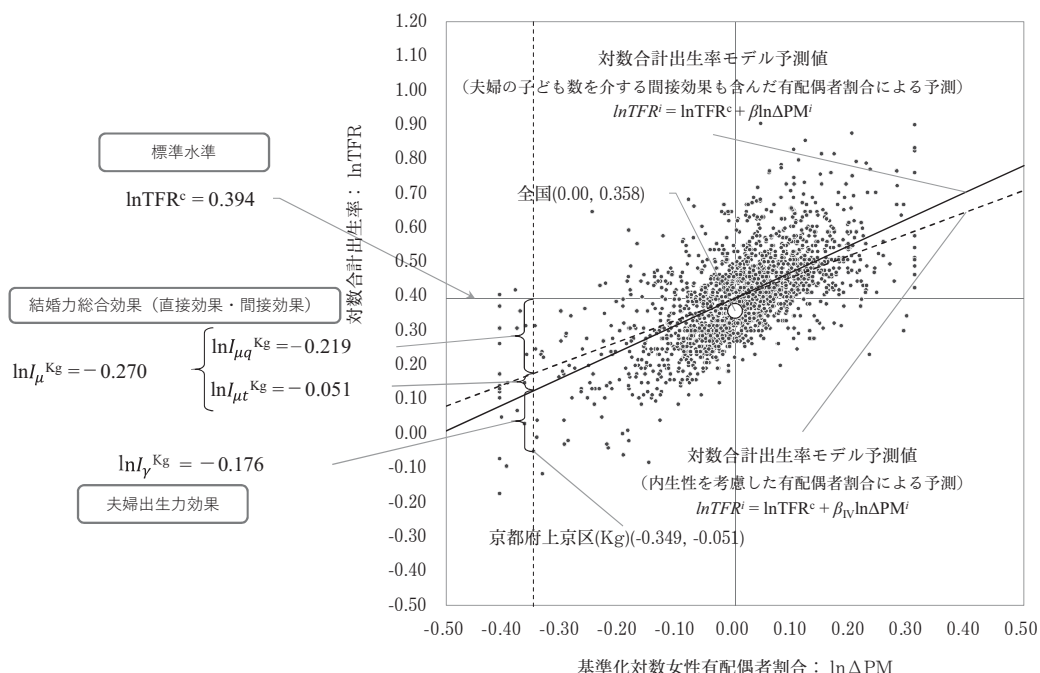
$$\begin{aligned} I_r^{\text{Kg}} &= \exp u^{\text{Kg}} \\ &= 0.839 . \end{aligned} \quad (40)$$

京都府上京区の結婚力の直接効果と間接効果をかけあわせた結婚力総合効果 $(0.764=0.803 \times 0.951)$ は，表1の有配偶者割合効果の係数と上京区の有配偶者割合を用いたモデル値と一致する．

$$\begin{aligned} I_{\mu}^{\text{Kg}} &= (\text{PM}^{\text{Kg}}/43.8)^{0.773} \\ &= (30.9/43.8)^{0.773} \\ &= 0.764 . \end{aligned} \quad (41)$$

標準合計出生率の $1.484 (= \exp 0.394)$ に対し，結婚力の直接効果と間接効果を合わせた結婚力の総合効果は $0.764$ ，すなわち上京区の結婚力は全国に比べ合計出生率を $76\%$ に抑制している（完結結婚量効果は $80\%$ に抑制，結婚タイミング効果は $95\%$ に抑制）．そして完結結婚量および結婚タイミングによる影響を統制してもなお残る出生力の差異，ここでは主に夫婦出生力の効果と解釈すると，夫婦出生力効果は $0.839$ ，すなわち全国標準出生率を $84\%$ に抑制していると理解できる．京都府上京区は合計出生率が低い自治体であるが，結婚後の夫婦の行動による抑制は $84\%$ であるのに対し，結婚が少なく遅いために抑制される効果は $76\%$ と結婚による抑制効果がより大きいことがわかる．この両者の効果によって上京区の合計出生率は標準に比べ $64\% (=84\% \times 76\%)$ という低い値に抑制されている．

図6 基準化対数女性有配偶者割合と対数合計出生率の関係を示す散布図（京都府上京区の結果を例示）

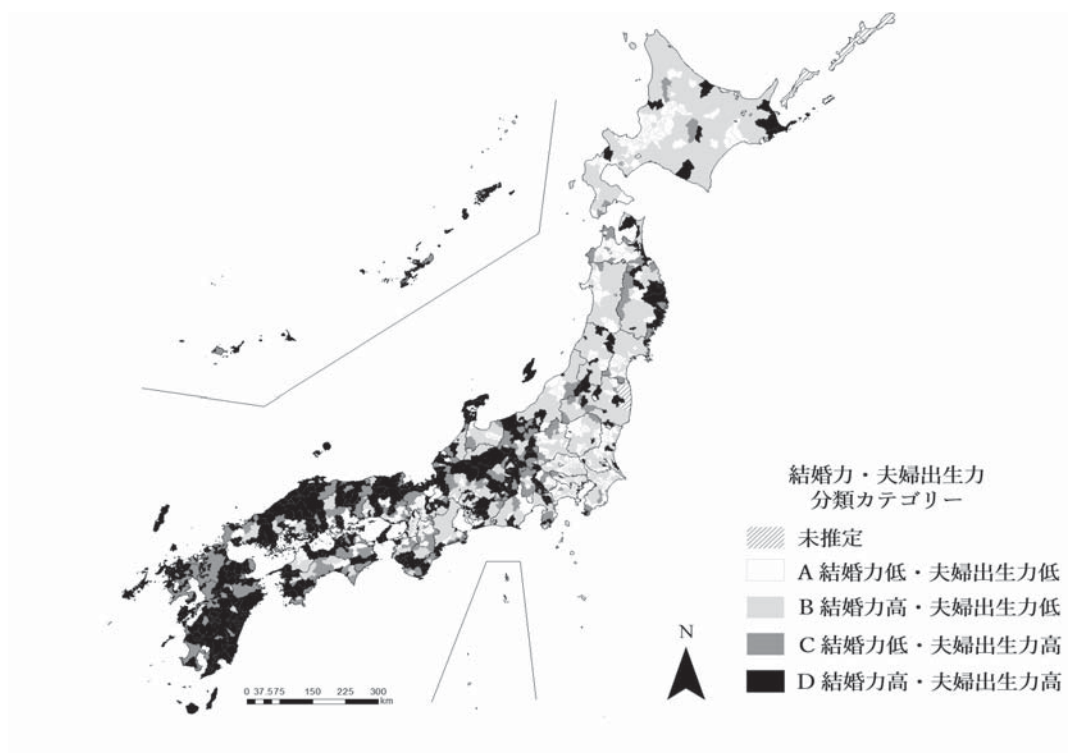


注：京都府上京区（Kg）は、2015年の女性有配偶者割合（有効有配偶者割合）が30.9%、TFRが0.95であるので、基準化された対数女性有配偶者割合は-0.349、対数合計出生率は-0.051となる。標準の対数合計出生率は0.394である。上京区の特徴を示す、結婚力直接効果の対数値  $\ln I_{\mu q}$  は-0.219、夫婦の子ども数を介する結婚力の間接効果の対数値  $\ln I_{\mu t}$  は-0.051、結婚力に依存しない対数夫婦出生力効果の対数値  $\ln I_{\gamma}$  は-0.176であると推計される。

それでは全国の市区町村の推計結果を確認してみよう。結婚力総合効果  $I_{\mu}$  が1を超える（全国水準よりも高い）か否か、結婚力に依存しない夫婦出生力効果  $I_{\gamma}$  が1を超えるか否かで市区町村を4つのグループに分ける。結婚力総合効果も夫婦出生力効果も1以下のグループをA、結婚力は1を上回るが夫婦出生力が低いグループをB、結婚力は低い夫婦出生力が1を超えるグループをC、結婚力も夫婦出生力も高いグループをDとすると、1,846の市区町村はそれぞれ467（25.3%）、547（29.3%）、343（18.6%）、489（26.5%）に分類された。

図7には結婚力総合効果・夫婦出生力効果の組み合わせ4パターン別の空間的分布を示した。結婚力総合効果も夫婦出生力効果も高いのは沖縄県、九州南部・東部、中国地方、近畿日本海側、岐阜県北部、岩手県東部、北海道東部根室地域などである。九州北西部では結婚力効果は低い夫婦出生力が高い。反対に北海道、東北地方など東日本の多くでは結婚力効果は高い夫婦出生力効果が低い。都市部では両方とも低いことがわかる。なお、モデルにより得られた各効果指標の基本統計量を表4左に示した。

図7 結婚力総合効果と夫婦出生力効果の組み合わせ4パターンの空間分布



最後に本研究における効果指標がどのように活用できるかを示したい。離死別再婚過程と未婚者からの出生を無視できれば、女性一人あたりの最終的な子ども数は概ね女性の再生産期間完了時である50歳時配偶者割合  $PM_{50}$ （離死別の発生を無視すれば既婚者割合と同等）と夫婦完結出生児数  $CEB_{45+}$ （children ever born）に分解できる。例えば2015年の国勢調査によれば、女性50歳時点の既婚者割合の全国値は85.9%<sup>7)</sup>、妻が45～49歳の夫婦のいる世帯の平均子ども数（妻40～44歳の同居児数に基づく推計値）は1.660人であった<sup>8)</sup>。この場合、女性一人あたりの子ども数は1.426となる。ちなみに2015年の期間指標である合計出生率全国値は1.450であり近い値とはなっているが、前述の推計に用いられた国勢調査における子ども数は同居児に限定されるため夫婦の出生児数よりも過小になっている可能性に留意が必要である。

7) 既婚者割合は有配偶、離別、死別を合計した割合。45～49歳と50～54歳の既婚者割合を平均した。

8) 国勢調査の子ども数は、母親と同居する子ども数であるため、子どもの年齢が高くなると離家が進み出生児数よりも過小となる。そこで2015年の人口動態統計から、42歳までの累積出生率と47歳までの累積出生率との比1.006を求め、妻40代前半の子ども数（1.65）に乗じて妻40代後半の子ども数を推計した（1.66）。また国勢調査の結果では子ども4人以上が一括されているため、平均値の算出にあたっては、人口動態統計における近年の出生順位別構造を参照し、内訳を4人が75%、5人が25%として求めた。

$$\begin{aligned}
\text{TFR} &\approx \text{PM}_{50}^c \times \text{CEB}_{45+}^c \\
&= 0.859 \times 1.660 \\
&= 1.426 .
\end{aligned} \tag{42}$$

そして、標準となる50歳時配偶者割合  $\text{PM}_{50}^c$  を、完結結婚量効果を示す  $I_{\mu q}^i$  (図5の①a)で調整すれば、各市区町村の50歳時配偶者割合  $\widehat{\text{PM}}_{50}^i$  が推計でき、標準となる夫婦完結出生児数  $\text{CEB}_{45+}^c$  を、結婚のタイミング効果を示す  $I_{\mu t}^i$  (①b)と夫婦出生力効果  $I_{\gamma}^i$  (②)で調整すれば、各市区町村の夫婦完結出生児数  $\widehat{\text{CEB}}_{45+}^i$  が推計できる。今回、有配偶者割合は推計後の市区町村別15～49歳女性人口加重平均値が85.9%になるよう標準水準  $\text{PM}_{50}^c$  を設定したところ86.0%となった。また夫婦完結出生児数は市区町村別15～49歳有配偶女性人口による加重平均値が1.660になるよう設定したところ、標準水準  $\text{CEB}_{45+}^c$  は1.710となった。

$$\begin{aligned}
\text{TFR}^i &= \text{TFR}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i \\
&\approx (\text{PM}_{50}^c \times I_{\mu q}^i) \times (\text{CEB}_{45+}^c \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i) \\
&= (0.860 \times I_{\mu q}^i) \times (1.710 \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i) \\
&= \widehat{\text{PM}}_{50}^i \times \widehat{\text{CEB}}_{45+}^i .
\end{aligned} \tag{43}$$

なおここで推計される完結有配偶者割合(既婚者割合)と夫婦完結出生児数は、期間データ情報に基づく生涯指標の推計であるため、コーホート指標としての完結有配偶者割合や完結出生児数とは、相関はあるものの異なる指標であることに注意が必要である。つまり、ここでの市区町村別の推計値は、全国値に基づいた標準水準が与えられた場合に、当該年次の結婚力効果、夫婦出生力効果の地域差を利用して推計された期間指標となる。表4右には、標準水準と市区町村別効果指標によって推計された各市区町村の女性50歳時配偶者割合  $\widehat{\text{PM}}_{50}^i$  と夫婦完結出生児数  $\widehat{\text{CEB}}_{45+}^i$  の基本統計量を示した。50歳時配偶者割合の市区町村別推計値と2015年国勢調査による市区町村別50歳時既婚者割合との相関係数は0.376であった。

これらの推計値が実際の地域差とどの程度整合的かを確認するために、地域差がわかる実績値と比較をした。表5上段には女性50歳時配偶者割合の推計値と2015年国勢調査の結果を地域ブロック別<sup>9)</sup>に示している。南関東で低く、東海、北陸甲信越で高いといった実績値の傾向が再現されている。

9) 地域ブロックは、北海道：北海道、東北：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県、北関東：茨城県、栃木県、群馬県、南関東：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、北陸甲信越：新潟県、富山県、石川県、福井県、山梨県、長野県、東海：岐阜県、静岡県、愛知県、三重県、近畿：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県、中国・四国：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県、徳島県、香川県、愛媛県、高知県、九州・沖縄：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県。



表 4 推計された各効果指標（左）および女性50歳時配偶者割合、夫婦完結出生児数（右）の基本統計量

基本統計量	標準合計出生率	結婚力直接効果 (完結結婚量)	結婚力間接効果 (結婚タイミング)	夫婦出生力効果	女性50歳時 有配偶者割合(%) 推計	(参考)女性50歳 時既婚者割合(%) 実績(国勢調査)	妻45～49歳夫婦 完結出生児数(人) 推計	
	TFR <sup>c</sup>	$I_{\mu q}$	$I_{\mu t}$	$I_{\gamma}$	$\widehat{PM}_{50}^i$	PM <sub>50</sub>	CÊB <sub>45+</sub>	
標準水準算出ベース	—	—	—	—	全国実績値85.9% (2015年国勢調査)		全国推計値1.66 (2015年国勢調査、 妻40～44歳同居 児数に基づく推計)	全国実績値2.10 (2000～2010年 標本調査、妻45 歳以上出生児数、 山内 2017)
標準水準	1.484	—	—	—	86.0	—	1.710	2.164
最小値	—	0.774	0.943	0.696	66.6	64.5	1.165	1.474
P05	—	0.891	0.974	0.862	76.6	80.2	1.472	1.862
P25	—	0.968	0.992	0.935	83.2	85.5	1.600	2.024
P50(中央値)	—	1.010	1.002	0.987	86.8	88.0	1.694	2.143
P75	—	1.052	1.012	1.058	90.4	90.1	1.815	2.296
P95	—	1.120	1.027	1.208	96.4	92.9	2.066	2.613
最大値	—	1.215	1.046	1.609	104.5	97.5	2.770	3.504
標準偏差	—	0.071	0.017	0.106	6.115	4.053	0.184	0.233
平均値	—	1.008	1.001	1.005	86.7	87.4	1.722	2.178
標準誤差	—	0.002	0.000	0.002	0.142	0.094	0.004	0.005
加重平均値	—	—	—	—	15～49歳女性人口加重平均 85.9	15～49歳女性人口加重平均 85.7	15～49歳有配偶者女性人口加重平均 1.660	15～49歳有配偶者女性人口加重平均 2.100

注 1：対象市区町村数は1,846。

注 2：標準合計出生率は(32)式による女性有配偶者割合全国値に対応する推定値（全国水準）。女性50歳時配偶者割合（離死別発生を想定しなければ既婚者割合と同等）の標準水準は、全国平均（市区町村の15～49歳女性人口加重平均）が2015年国勢調査による全国実績値85.9：（45～49歳、50～54歳既婚者割合の平均値）になるよう標準水準を設定した（86.0%）。夫婦完結出生児数は全国平均（市区町村の15～49歳有配偶女性人口加重平均）が2015年国勢調査推計値1.660（妻40～44歳同居児数に基づく45～49歳平均子ども数推計値）、山内（2017）における標本調査の全国値2.10になるよう、それぞれ標準水準を設定した（1.710、2.164）。

夫婦の完結出生児数の地域分布については、標本調査の結果を参照する。通常、対象者数が希薄となる詳細な地域比較は困難であるが（石井・岩澤 2014）、山内が2000～2010年に実施された複数の社会調査15回分を用いて、地域ブロック別の夫婦の完結出生児数（45歳以上の有配偶女性の既往出生児数 ≈ 完結出生児数）を算出しているので（山内 2017）、その結果との比較を試みた。表 5 中段には国勢調査の妻40～44歳夫婦の同居児に基づく妻45～49歳夫婦の同居児数（完結出生児数）の地域ブック別集計値と本研究における推計値、下段には標本調査集計値（山内 2017）と本研究における効果指標を用いた推計値を示した。全国値が一致するよう推計しているので、絶対水準は評価しないが、地域ブロック別の格差、例えば、南関東、北海道が低く、北陸甲信越、九州沖縄で高い傾向は概ね再現できていることがわかる。標本調査の結果は2000～2010年の実態、本推計が2015年前後の実態を反映していることを考えると、東北地方が本推計で低めとなっていることは、東北地方の合計出生率が2008年以降低迷している実態とむしろ整合的な結果と言える。同様に中国・四国、九州・沖縄の推計値の高さは、2010年以降にこの地域で見られた合計出生率の顕著な回復を反映していると見られる。

このように、まったくソースが異なるデータを用いているにもかかわらず、概ね両者の地域格差の傾向が似ていることは（相関係数は0.91）、標本調査の精度の高さと同時に本研究におけるモデリング・分解手法の妥当性を示すものだと言って良い。夫婦の完結出生児数は標本調査により調べられ全国値しか得られないことが多いが、その全国値が得られれば、本研究で示した手法に基づく効果指標を用いて、少なくとも地域ブロック別の推計値や、場合によっては都道府県や市区町村の夫婦の完結出生児数を推計することが可能になる。

表5 地域ブロック別にみた、女性50歳時配偶者割合（上段）、国勢調査ベースの夫婦完結出生児数（中段）、標本調査ベースの夫婦完結出生児数（下段）の実績値と本研究の推計値

指標／地域ブロック(注1)		全国	北海道	東北	北関東	南関東	北陸甲信越	東海	近畿	中国・四国	九州・沖縄
女性50歳時配偶者割合(2015年) (2015年国勢調査、既婚者割合)	地域ブロック別集計値	85.9	82.8	87.5	88.9	84.5	88.8	88.7	85.1	86.7	84.8
	市区町村の中央値	86.8	89.3	87.3	86.2	84.2	87.2	89.9	84.3	87.1	87.6
女性50歳時配偶者割合(標準水準(86.0)×結婚力直接効果)(2013～2017) (本研究)(注2)	市区町村の平均値	86.7	89.3	87.4	85.7	83.7	86.8	89.6	83.5	86.8	87.9
	市区町村の女性人口加重平均値	85.9	83.9	86.7	88.1	84.3	87.7	89.9	84.4	87.6	85.5

指標／地域ブロック(注1)		全国	北海道	東北	北関東	南関東	北陸甲信越	東海	近畿	中国・四国	九州・沖縄
夫婦の完結出生児数(2015年国勢調査)(注3)	地域ブロック別集計値	1.66	1.53	1.69	1.70	1.52	1.75	1.72	1.69	1.75	1.82
	市区町村の中央値	1.69	1.59	1.66	1.64	1.57	1.76	1.69	1.68	1.80	1.97
夫婦の完結出生児数(標準水準(1.71)×結婚力間接効果×夫婦出生力効果(2013～2017))(本研究)(注4)	市区町村の平均値	1.72	1.58	1.66	1.65	1.56	1.76	1.70	1.68	1.80	1.99
	市区町村の有配偶女性人口加重平均値	1.66	1.53	1.63	1.65	1.54	1.71	1.70	1.67	1.78	1.90

指標／地域ブロック(注1)		全国	北海道	東北	北関東	南関東	北陸甲信越	東海	近畿	中国・四国	九州・沖縄
夫婦の完結出生児数(2000～2010年標本調査)(山内 2017)(注5)	中央値	2.10	2.03	2.13	2.08	1.97	2.18	2.14	2.06	2.15	2.27
	市区町村の中央値	2.14	2.01	2.10	2.08	1.98	2.22	2.14	2.12	2.27	2.49
夫婦の完結出生児数(標準水準(2.16)×結婚力間接効果×夫婦出生力効果(2013～2017))(本研究)(注6)	市区町村の平均値	2.18	2.00	2.10	2.09	1.98	2.23	2.15	2.12	2.28	2.52
	市区町村の有配偶女性人口加重平均値	2.10	1.94	2.06	2.09	1.95	2.17	2.15	2.11	2.26	2.40

注1：地域ブロックは本文脚注9を参照。

注2：推計値の15～49歳女性人口の加重平均が2015年国勢調査の50歳時既婚者割合全国値（85.9%）となるよう標準水準を設定した（86.0%）。

注3：2015年国勢調査における妻40～44歳同居児数を、45～49歳同居児数に換算した夫婦完結出生児数。

注4：推計値の全国平均（市区町村の15～49歳有配偶女性人口加重平均）が国勢調査の全国値1.66になるように標準水準を設定した（1.71）。

注5：複数の社会調査15回分から得た45歳以上の有配偶女性の既往出生児数。

注6：推計値の全国平均（市区町村の15～49歳有配偶女性人口加重平均）が山内集計の全国値2.10になるように標準水準を設定した（2.16）。

## VI. 結論

人口の規模や年齢構造が大きく異なる市区町村において出生力を比較する際には合計出生率が有用である。しかし、地域差が結婚力の差異によるのか夫婦出生力の差異によるのかがわかれば、少子化過程の理解や対応策の議論はさらに進むであろう。地域の出生力変動を結婚力の差異と夫婦出生力の差異に分解する試みは、これまでも間接標準化法を用いたコールの  $I$  指標 (Coale and Watkins eds. 1986) や山内による子ども女性比の分解 (山内 2006) で提案されていた。しかし 間接標準化法では年齢構造が完全には標準化されない問題があるほか、これらのモデルが結婚年齢構造の差異を十分に考慮できていないことも問題視されていた (Sánchez-Barricarte 2001)。そこで本研究では、結婚力が出生力に影響するメカニズムを整理した上で、1,800を超える市区町村が持つ情報を用いて、再生産年齢女性の有配偶者割合が合計出生率を説明する対数線形モデルを推定し、合計出生率の地域差をもたらす結婚力効果 (完結結婚量による直接効果と結婚タイミングによる間接効果) と夫婦出生力効果を推計する方法を提案した。

2013～2017年のベイズ推定合計出生率 (厚労省 2020) と2015年国勢調査による20～39歳の日本人女性の平均有配偶者割合の実績値を用いてモデルパラメータを推定した。それにより、市区町村  $i$  における(1)完結結婚量による結婚力の直接効果  $I_{\mu q}$ , (2)結婚タイミングによる夫婦の子ども数変動を経由する結婚力の間接効果  $I_{\mu t}$ , (3)結婚力に依存しない純粋な夫婦出生力効果と考えられる  $I_{\gamma}$  を推計するための式を得た。なおモデル残差である夫婦出生力効果には結婚力で説明できない全ての効果が含まれるため、今回考慮されていない離再婚の影響や測定誤差が含まれる方法論的限界に注意が必要である。

以下の式に関心のある地域の合計出生率  $TFR^i$  および20～39歳女性の有配偶者割合  $PM^i$  (5歳階級の平均) の実績値、全国の20～39歳女性の有配偶者割合 (43.8%) を与えれば、当該地域の上記の相対効果(1)(2)(3)を推計できる。

$$\begin{aligned} TFR^i &= \exp 0.394 \times (PM^i/43.8)^{0.628} \times (PM^i/43.8)^{0.145} \times \exp u^i \\ &= 1.484 \quad \times \quad I_{\mu q}^i \quad \times \quad I_{\mu t}^i \quad \times \quad I_{\gamma}^i \end{aligned} \quad (44)$$

(1)(2)を合わせたものが結婚力の総合効果、(3)が結婚行動に依存しない夫婦出生力効果であるので、市区町村の結婚環境の評価には前者の指標を活用し、夫婦の出産・子育て環境の評価には後者が活用できる。また、標準となる全国の50歳時配偶者割合および夫婦の完結出生児数が得られれば、上記の相対指標を用いて、合計出生率を構成する当該市区町村の50歳時配偶者割合  $\widehat{PM}_{50}^i$  と夫婦の完結出生児数  $\widehat{CEB}_{45+}^i$  を推計することもできる ((43)式)。2015年国勢調査における市区町村別女性50歳時配偶者割合と今回の推計値を比較し、また、全国標本調査から得られた実際の夫婦完結出生児数と推計値を地域ブロック別に集計し比較したところ、概ね整合的な結果が得られた。なお、本論文に用いた市区

町村別入力データや結果データ、地図は、付録としてウェブ上に公開している。

今回は地理的バリエーションの評価に利用したが、時間の次元を導入すれば時系列変化の記述にも利用できる。一方、今後の課題としては、異なる年次データによる推定パラメータの安定性の確認やモデル残差を用いた夫婦出生力効果を精査すること（III の 3 で述べた空間的従属性の検証や離再婚効果の分離など）が残されている。

本研究で用いたのは、市区町村別の合計出生率（厚労省 2020）と国勢調査による再生産年齢女性の有配偶者割合という比較的簡単に入手・加工できる変数と、最小二乗法による単回帰モデルの推定という極めて単純な方法である。しかし、結婚力や出生力の関係に関する適切なメカニズムが仮定できれば、出生力変動における結婚力効果および夫婦出生力効果の推計がある程度可能であることが示された。こうした分析が可能なのは、1,800 以上ある市区町村データには豊かな情報が含まれているということにほかならない。本研究は、人口学の理論や方法論が、こうした市区町村データから有用な情報を取り出す有効なツールであることを示している。

（2022年 1 月20日査読終了）

## 参考文献

- 石井太・岩澤美帆（2014）「地域分析の観点から見た出生動向基本調査の精度評価」 *Working Paper Series (J)*, No.12.
- 小池司朗（2021）「人口動態市区町村別統計」における合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較『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）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（課題番号20AA2007）令和2年度総括研究報告書（研究代表者小池司朗）』, pp. 51-66.
- 厚生労働省（政策統括官付参事官付人口動態・保健社会統計室）（2020）「平成25年～平成29年人口動態保健所・市区町村別統計」（2020.7.31）.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2018）『日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）』.
- 廣嶋清志（2001）「出生率低下をどのようにとらえるか？：年齢別有配偶出生率の問題性」『理論と方法』16巻2号, pp. 163-183.
- 山内昌和（2006）「Child-Woman Ratioを応用した地域出生力指標の検討」『人口学研究』第38号, pp. 99-110.
- 山内昌和（2017）「日本の夫婦出生力の地域差：2000年代の15の社会調査を用いた45歳以上の有配偶女性の子どもの数の分析」『人口問題研究』第73巻第1号, pp. 21-40.
- 山口喜一・笠原里江子（1983）「全国の有配偶率で標準化した都道府県別合計特殊出生率」『人口問題研究』168, pp.58-61.
- Bengtson, Tommy, Osamu Saito, David Reher, and Cameron Campbell (1998) "Population and the economy: from hunger to modern economic growth," pp.69-143 in Clara-Eugenia Núñez ed. *Debates and Controversies in Economic History: Proceedings Twelfth International Economic History Congress*, Editorial Centro de Estudios Ramón Areces.
- Coale, A. J. and S. C. Watkins(eds.) (1986) *The Decline of Fertility in Europe: The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.
- Coale, A. J. and R. Treadway (1986) "A summary of the changing distribution of overall fertility, marital fertility, and the proportion married in the provinces of Europe", pp. 31-181 in Coale, A. J. and S. C. Watkins(eds.), *The Decline of Fertility in Europe: The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.

- Hajnal, J. (1965) "European marriage patterns in perspectives", pp.101-143 in Glass,D.V. and Eversley, D.E.C. eds., *Population in History*, Edward Arnold.
- Hayashi, Fumio (2000) *Econometrics*, Princeton University Press.
- Jones, Gavin W. (2007) "Fertility Decline in Asia: The Role of Marriage Change", *Asia-Pacific Population Journal*, Vol. 22 Issue 2, pp. 13-32.
- Luci-Greulich, Angela and Olivier Thévenon (2013) "The impact of family policies on fertility trends in developed countries", *European Journal of Population*, 29(4), pp. 387-416.
- Moran, P. A. P. (1950) "Notes on continuous stochastic phenomena", *Biometrika*, 37(1/2), pp.17-23.
- Reher, David Sven (1998) "Family Ties in Western Europe: Persistent Contrasts," *Population and Development Review*, Vol. 24(2), pp.203-234.
- Sánchez-Barricarte, Jesús J. (2001) "A New Proposal for Measuring Marital Fertility in Historical Populations", *Canadian Studies in Population*, Vol. 28(1), 2001, pp. 1-33.

# Nuptiality and Marital Fertility Effect on Municipality-level TFR in Japan: An application of Log-Linear Model

IWASAWA Miho, SUGA Keita, KAMATA Kenji, YODA Shohei, and  
KANEKO Ryuichi<sup>iii)</sup>

The total fertility rate is an ideal period measure for an assessment of regional differences in fertility. However, it does not uncover underlying components of determinants: nuptiality and marital fertility. To enhance understanding of the fertility decline processes and respective regional patterns, several methods for decomposition were proposed. Celebrated Coale's *I* indices (Coale and Treadway 1986) and Yamauchi's model for a child-woman ratio (Yamauchi 2006) like others have some limitations related to indirect standardization and measurement of marital fertility.

This study re-examines the causal relationships between marital fertility and nuptiality, and then the latter was further divided into direct effect on general fertility and an indirect effect via marital fertility of marriage timing. We specify these relationships between the total fertility rate and the proportion married of reproductive-age women in the log-linear form, which aids to recover the components similar to the Coale's *I* indices.

Our estimates for the complete number of children ever born demonstrate close similarity to the regional patterns shown by the result from sample surveys and the Population Census of Japan. This suggests that only with relatively simple variables and methods, demographic theories and methodologies can provide useful information in practice.

**【Key Words】** municipality-level total fertility rate, nuptiality, marital fertility, log-linear model

---

iii) Meiji University, School of Political Science and Economics



特集Ⅱ：国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した  
人口分析・将来推計とその応用に関する研究（その2）

## タイプ別再生産数で見る日本の人口減少

大 泉 嶺

本稿では、移動を考慮した一般化レスリー行列を導入し、その最大固有値の増減を評価する閾値の一つであるタイプ別再生産数を用いて日本の人口減少構造を分析する。タイプ別再生産数とはある地域出身の女性が同地域で再生産する数とその子孫が同地域に再帰して再生産した子孫の総数を表す。この数値が高い地域は、その地域出身者とその子孫が地元で再生産年齢の時に再帰するか、その歳まで留まる確率が高い事を意味する。本研究ではこの指標による地域特性の人口減少の分析を試みる。それにより、タイプ別再生産数の解釈を用いて人口減少局面を迎えた日本の地域間移動と地域別出生率の影響を考察したい。

キーワード：少子化、レスリー行列、データ解析、マルコフ過程

### I. 背景と目的

国勢調査をみると日本の人口は2010年を境に人口減少に転じている。これは1974年以降合計特殊出生率（TFR: *total fertility rate* 2.05）が人口置換水準（RLF: *replacement level of fertility* 2.11）を下回り、40年以上この状況が続いた結果と考えられる（国立社会保障・人口問題研究所 2020）。こうした人口増減に関わる指標は人口全体の増加率だけでなく、TFR と RLF といった間接的な指標によって分析出来る事は、人口学の常識の一つである。一方で、RLF は、その時々々の乳児死亡率や出生性比によって変動するので、普遍的な値を持たない。そこで、より普遍的な人口増減の閾値を与える指標として純再生産率（NRR: *net reproduction rate*）あるいは基本再生産数（BRN: *basic reproductive number*）と呼ばれる指標がある。この値は一人の女性が生涯に産む、出生に寄与する女兒の数を表す。この指標においては閾値が常に1（人）であり、理論的な解析にとっては非常に扱い安い数値となる。

本論文ではNRRではなくBRNを用語として採用する。BRNはLeslie行列における支配的固有値の大きさを計る値でもあり、TFRがRLFを下回ることと、BRNが1を下回るとは同値の関係にある。一方で、BRNは出生率と生残率からなる指標であるため、地域間移動や出生・死亡に関する地域特性の総人口に与える影響を評価するには不向きである。そこで、本研究ではタイプ別再生産数（TRN: *type reproduction number*）による地域特性の人口減少の分析を試みる。

TRN は BRN 同様, 1 を閾値とした人口増減を評価できる間接的な指標の一つである (Inaba 2009). 元々は疫学分野における, 感染タイプの異なる感染者ごとに疫病の蔓延への貢献度を表す指標として登場した (Heesterbeek and Roberts 2007). そのアナロジーは人口学においても有用であり, タイプ別感染者から地域別人口へと定義を変えても同様に成り立つことが知られている. しかし, 具体的な人口学データへの応用は筆者が知る限り殆ど行われていない. 本研究では TRN の解釈を用いて人口減少局面を迎えた日本の地域間移動と地域別出生率の影響を考察したい.

## II. タイプ別再生産数

### 1. 一般化レスリー行列とその固有値問題

タイプ別再生産数を考える為には, 一般化レスリー行列について述べる必要がある. 一般化レスリー行列とはレスリー行列の出生・生存率の成分が地域間移動などと組み合わさった行列で表された安定人口モデルを指す. 具体的には, 女性コーホートの生活史は加齢とともに居住地の移動がある一定割合起こるとする. 今,  $a$  歳の女性が  $j$  県から  $i$  県に移動する確率を  $T_{ij}(a)$  とする,  $j$  県における同年齢の生存率  $s_j(a)$  を用いて  $i$  県に移住出来る確率  $K_{ij}(a)$  は

$$k_{ij}(a) := T_{ij}(a) \times s_j(a)$$

と表せるものとする. 連続モデルからの近似方法もあり, 初期の研究ではそうした方法が用いられた.

ここで, 時刻  $t$  における  $a$  歳で  $j$  県に在住する女性コーホートの人口を  $P_t(a, j)$  とおくと, 翌年  $i$  県に移住した女性コーホートは以下の方程式に従う

$$P_{t+1}(a, i) = \sum_j k_{ij}(a) P_t(a, j). \quad (1)$$

一方, 時刻  $t$  における  $a$  歳で  $j$  県に在住する女性コーホートの翌年  $i$  県に再生産する出生率を  $m_{ij}(a)$  とおくと, 再生産過程は

$$P_{t+1}(0, i) = \sum_{a=0}^{\omega} \sum_j m_{ij}(a) P_t(a, j) \quad (2)$$

となる.  $\mathbf{A}$  を一般化レスリー行列とすると, 時刻  $t$  における人口  $\mathbf{P}_t$  は (対角化が可能であれば)

$$\mathbf{P}_t = \mathbf{A}^t \mathbf{P}_0 = \sum_{k=1}^n \frac{\langle \mathbf{v}_k, \mathbf{P}_0 \rangle}{\langle \mathbf{v}_k, \mathbf{w}_k \rangle} \lambda_k^t \mathbf{w}_k$$

と表される. また, 固有値の番号  $k$  を固有値の絶対値の大きさの順に付与する

( $|\lambda_k| \geq |\lambda_{k+1}|$ ) と十分な時間が経過したとき、対角化出来るか否かに関わらず以下の漸近挙動が成り立つことが知られている

$$\mathbf{p}_t \approx \frac{\langle \mathbf{v}_1, \mathbf{p}_0 \rangle}{\langle \mathbf{v}_1, \mathbf{w}_1 \rangle} \lambda_1^t \mathbf{w}_1 \quad t \rightarrow \infty.$$

この事実はペロン–フロベニウス (Perron-Frobenius) の定理と呼ばれており、支配的な固有値  $\lambda_1$  は正の実単根であり、個体群動態を支配している (Meyer 2000). この固有値はレスリー行列における内的自然増加率 (intrinsic rate of natural increase) にあたる.  $\lambda_1$  が 1 よりも大きいかわかり、今後の人口の増加・減少傾向がわかる.

## 2. 一般化レスリー行列における基本再生産数 (純再生産率) およびタイプ別再生産数

内的自然増加率は一般的に数値的にしか求める事が出来ない. そこで、出生率と生残率から直接求める事の出来る基本再生産数がレスリー行列を基礎とするモデルでは閾値として用いられる. 基本再生産数が 1 を上回れば  $\lambda_1$  が 1 を上回り、逆にそれが 1 を下回れば、内的自然増加率も 1 を下回る事が知られている. 基本再生産数には初産年齢など世代時間に関する情報が計算過程で欠落するため、内的自然増加率の大きさ自体を評価することは出来ない.

一方、一般化レスリー行列では地域別出生率と地域間移動の効果が含まれるため、基本再生産数などの指標を拡張し、再定義する必要がある. 稲葉 (1987) はこれから紹介する次世代行列のスペクトル半径を持ってこれを定めた.  $j$  で出生した女性が  $i$  県に女兒を再生産する期待値は以下の関数で表される.

$$\phi_{ij} := \sum_{a=0}^{\omega} \sum_{\ell=1}^n K(0, j \rightarrow a, \ell) m_{i\ell}(a),$$

$$K(s, j \rightarrow a, i) := \begin{cases} \sum_{j_{a-1}} \sum_{j_{a-2}} \cdots \sum_{j_{a-s-1}} k_{ij_{a-1}}(a-1) k_{j_{a-1}j_{a-2}}(a-2) \cdots k_{j_{a-s-1}j}(s) & s < a-1 \\ \delta_{ij} & s = a-1 \end{cases} \quad (3)$$

$\delta_{ij}$  は Kronecker のデルタとする. 関数  $K(s, j \rightarrow a, i)$  は  $s$  歳で  $j$  県にいた女性が  $a$  歳で  $j$  に生存して居住する確率を表している.

この期待値  $\phi_{ij}$  で作られる行列  $\Psi := (\phi_{ij})_{1 \leq i, j \leq n}$  を次世代行列という (Inaba 2017). この行列は各県で出生した女兒が再生産する次世代の女兒数を生成する写像となっている. 次世代行列のスペクトル半径は女性一人当たりの平均再生産数とみなせるので、これをもって一般化レスリー行列の BRN とされる (Inaba 2009).

基本再生産数が全国平均とするなら、各地域あるいは領域に特化した再生産数を表す指標が TRN である. この指標は 2 地域モデルを持って定義される.  $n$  県ある地域のうち  $k$  県が都市部 1 であるとする (これをターゲット地域という (Inaba 2009)). そのとき、残りの  $n-k$  県を地方部 2 とする. 次世代行列  $\Psi$  の成分を都市部と地方部への小行列に再構

成した行列を以下で定義する：

$$\Phi := \begin{pmatrix} \mathbf{Q}_{11} & \mathbf{Q}_{12} \\ \mathbf{Q}_{21} & \mathbf{Q}_{22} \end{pmatrix}$$

ここで、 $\mathbf{Q}_{k\ell}$  は  $\ell$  地域から  $k$  地域への推移行列を表す。 $\mathbf{Q}_{11}$  は都市部 1 から都市部 1 への  $\kappa \times \kappa$  行列、 $\mathbf{Q}_{22}$  は地方部から地方部への推移を表す、 $(n-\kappa) \times (n-\kappa)$  行列、同様に  $\mathbf{Q}_{12}$  及び  $\mathbf{Q}_{21}$  はそれぞれ  $\kappa \times (n-\kappa)$  行列と  $(n-\kappa) \times \kappa$  行列となる。行列  $\mathbf{Q}$  のスペクトル半径を  $\Lambda(\mathbf{Q})$  とすると、都市部の TRN は以下で定義される：

$$\text{TRN}_1 := \Lambda(\mathbf{Q}_1), \mathbf{Q}_1 := \mathbf{Q}_{11} + \sum_{m=0}^{\infty} \mathbf{Q}_{12} \mathbf{Q}_{22}^m \mathbf{Q}_{21}, \mathbf{Q}_{22}^0 = \mathbf{I}.$$

$\mathbf{I}$  は単位行列。仮に  $\Lambda(\mathbf{Q}_{22}) < 1$  である場合、以下の公式が使える：

$$\mathbf{Q}_1 = \mathbf{Q}_{11} + \mathbf{Q}_{12}(\mathbf{I} - \mathbf{Q}_{22})^{-1} \mathbf{Q}_{21}. \quad (4)$$

つまり、

$$(\mathbf{I} - \mathbf{Q}_{22})^{-1} = \sum_{m=0}^{\infty} \mathbf{Q}_{22}^m.$$

右辺をノイマン級数と呼ぶ (Nuemann 1877)。同様に地方部の TRN は以下となる。

$$\text{TRN}_2 := \Lambda(\mathbf{Q}_2), \mathbf{Q}_2 := \mathbf{Q}_{22} + \sum_{m=0}^{\infty} \mathbf{Q}_{21} \mathbf{Q}_{11}^m \mathbf{Q}_{12}.$$

BRN との大きな違いは(3), (4)ともに無限大を含む場合がある点である。オリジナルの TRN の定義ではこうした発散級数は含まれていないが、方程式の意味を考えれば無限大を含むことは不自然ではない。 $\Psi$  が次世代の再生産数を表す行列であったことを思い出そう。式(3)の右辺第 1 項  $\mathbf{Q}_{11}$  は都市部で出生した女性が次世代における都市部への再生産の推移を表す。第 2 項  $\mathbf{Q}_{12} \mathbf{Q}_{21}$  は次世代で地方部に再生産し、さらに孫世代が都市部に再生産する推移を意味する。つまり、べき数  $m$  は地方部で再生産を繰り返す世代数を表している。したがって、TRN とはある出身地に子孫（あるいは先祖）が初めて再帰する総数に相当する。このことから、出生率の高い地域が含まれていればすべての世代（無限世代）までの再帰した子孫数の和が発散することは、単に有限世代で必ず同じ地域に一人以上の子孫もしくは先祖に行き着く。言い換えれば、 $\mathbf{Q}_1^M$  を  $\mathbf{Q}_1$  の部分 and：

$$\mathbf{Q}_1^M := \mathbf{Q}_{11} + \sum_{m=0}^M \mathbf{Q}_{12} \mathbf{Q}_{22}^m \mathbf{Q}_{21}$$

としたとき、式(3)および(4)は正項級数であるので TRN が発散級数であれば、次を満たす  $0 \leq M_0 < \infty$  が存在することが分かる。

$$\Lambda(\mathbf{Q}_1^{M_0}) > 1$$

これは、内的自然増加率が1より大きい事を意味している。内的自然増加率，BRN および TRN の関係は符号関数を用いて次のように表すことができる。

$$\text{sgn}(\lambda_1 - 1) = \text{sgn}(\text{BRN} - 1) = \text{sgn}(\text{TRN} - 1).$$

TRN はどのように地域を分割しても上記の性質を満たすので、 $\kappa=1$  と取れば各都道府県について TRN を定義することができ、この場合スペクトル半径を計算するまでもなく、値として計算できる。本研究はこれを採用し、例えば東京都の TRN は東京都とそれ以外の地域で分割した次世代行列で計算された TRN を指すこととする。すなわち、

$$\text{TRN}_i = \phi_{ii} + \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{i_1 \neq i} \cdots \sum_{i_m \neq i} \phi_{ii_1} \cdots \phi_{i_m i}, \quad (5)$$

と表すことができる。

2015年の日本の場合、基本再生産数が既に1を下回っているため、上記の級数が発散することはない。

### III. データによる行列成分の構築

前節までは、一般化レスリー行列モデルのダイナミクスと TRN との関係紹介してきた。本節は、実際の日本における TRN がどのような値になっているか解析するために、国勢調査およびいくつかの政府統計を用いて必要な行列要素を構築していく。

#### 1. 生存率を含む地域間移動率の構築

本研究では都道府県間の移動に関するデータを直近の2015年国勢調査に基づくものとする。本調査が5年おきであるため、単位時刻および年齢階級も5年刻みにそろえる必要がある。つまり、年齢5歳階級で1コーホートとし、一般化レスリー行列は5年後の人口構成を生み出す写像とする。また、実際には人口国際移動が存在するが、外国人の国籍および都道府県への詳細な移住先、そして外国における出生率に関して本研究に必要となる十分詳細なデータがないため、これらは無視し、封鎖人口のみを考える。

まず、5歳階級の地域間移動確率  $T_{ij}(a)$  は以下とする。

$$T_{ij}(a) = T_{ij}(a-5 \sim a-1) := \frac{\sum_{x=a}^{a+4} P_{2015}(x, j \rightarrow i)}{\sum_{x=a-5}^{a-1} P_{2010}(x, j)}.$$

ここで、 $P_t(x, j \rightarrow i)$  は  $t$  年に  $x$  歳で  $j$  県から  $i$  県に移った女性コーホートの人口を表す。

また、 $P_t(x, j)$  は  $t$  年に  $x$  歳で  $j$  県在住の女性コーホートの人口を意味する。更に、同地域への滞留は次で与えるものとする。

$$T_{jj}(a) = T_{jj}(a-5 \sim a-1) = 1 - \sum_{i \neq j} T_{ij}(a-5 \sim a-1).$$

各地域への 5 歳階級別生存率は以下のとおりである。

$$s_j(a) = \frac{l_{a+4,j}}{l_{a,j}}, \quad s_j(0) = 1.$$

$l_{a,j}$  は  $j$  県における  $a$  歳までの生残率を表す。50歳を超えた年齢階級は出生に寄与しないため、考慮しない。

## 2. 地域別出生率の定義

一般論で与えた女兒出生率  $m_{ij}(a)$  は、 $j$  県在住の女性コーホートが同年齢で他県に出生する場合に拡張されている。5 年刻みで構成された一般化レスリー行列の場合この定義のままだとタイムステップの一貫性が失われるので、5 年前の所在地が 5 年後の同地域の再生産数に関わると近似する。すなわち、

$$m_i(a) = m_{ij}(a)\delta_{ij}.$$

女兒出生率も 5 歳階級で考える必要があるので、国立社会保障・人口問題研究所 (2020) に収録されたデータを用いて以下のように与える：

$$m_i(a) = \underbrace{\frac{100}{100 + \sum_{\tau=2011}^{2015} \text{MSB}_{\tau}/5}}_{\text{出生性比}} \times \underbrace{\frac{\left(1 - \frac{\text{TFM}_i(2015)}{1000}\right) \sum_{k=0}^4 B_{i,a+k}(2015-k) l_{k,i}(2015)}{1000}}_{\text{期待出生率}}$$

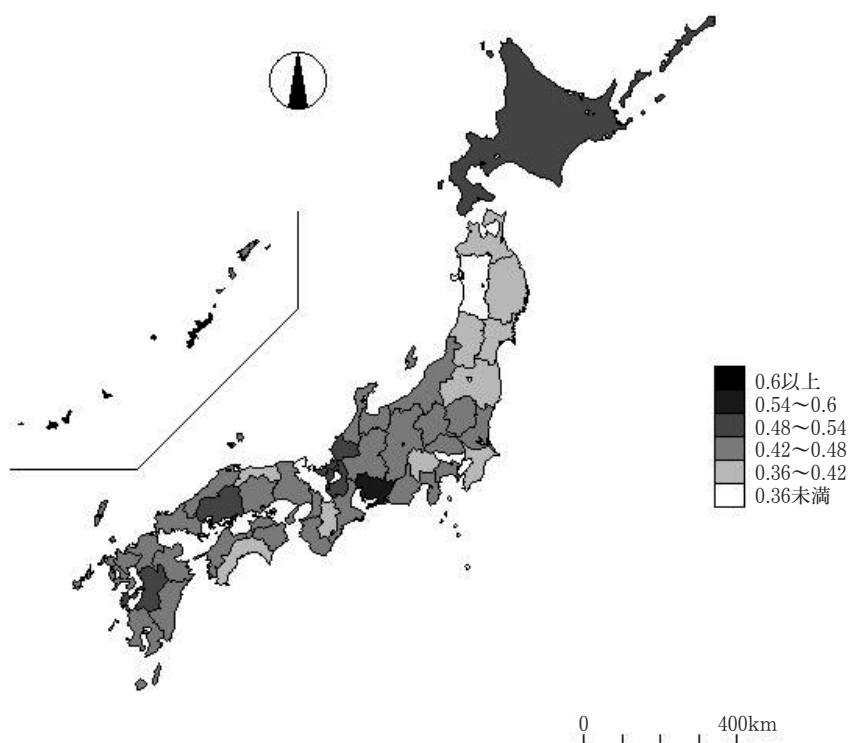
$\text{MSB}_{\tau}$  は  $\tau$  年における平均男児出生性比、 $\text{IFM}_i(2015)$  は 2015 年における千人当たりの乳児死亡数、 $B_{i,a}(\tau)$  は  $\tau$  年、 $i$  県における  $a$  歳女性の千人あたりの出生数、また生残率  $l_{k,i}$  は簡単のために 2015 年の生命表に統一した。



#### IV. 結果

Ⅲ節で構成した数値を元に、式(3)を計算し、式(5)から TRN を求めた<sup>1)</sup>。各都道府県を TRN の高いところを濃く色分けすると図 1 のようになる。

図 1 タイプ別再生産数（2015年）



TRN の最も高い地域は沖縄県 (0.63) であり続いて愛知県 (0.54), 滋賀県 (0.51), 福井県 (0.50), 広島県 (0.49), そして熊本県 (0.49) となる。TRN の定義からこれらの地域出身者は他地域と比べて、出生地に再帰し、再生産する傾向が強いといえるだろう。逆に TRN が最も低い地域は秋田県 (0.35), 東京都 (0.35), 京都府 (0.35) となる。こちらの地域出身者は他地域と比べて出身地に再帰して再生産する割合が少ないことを意味している。日本の場合、これらの傾向は TRN の第一項を構成する次世代行列の対角成分の傾向に強く依存する。つまり、次世代を自身の出身地で再生産する人数 (1 代目の値:  $\phi_{ij}$ ) である (図 2)。

1) 数値的に Neumann 級数が収束するので式(4)の方法を用いた。

図2 タイプ別再生産数と一世代目の出身地における再生産数

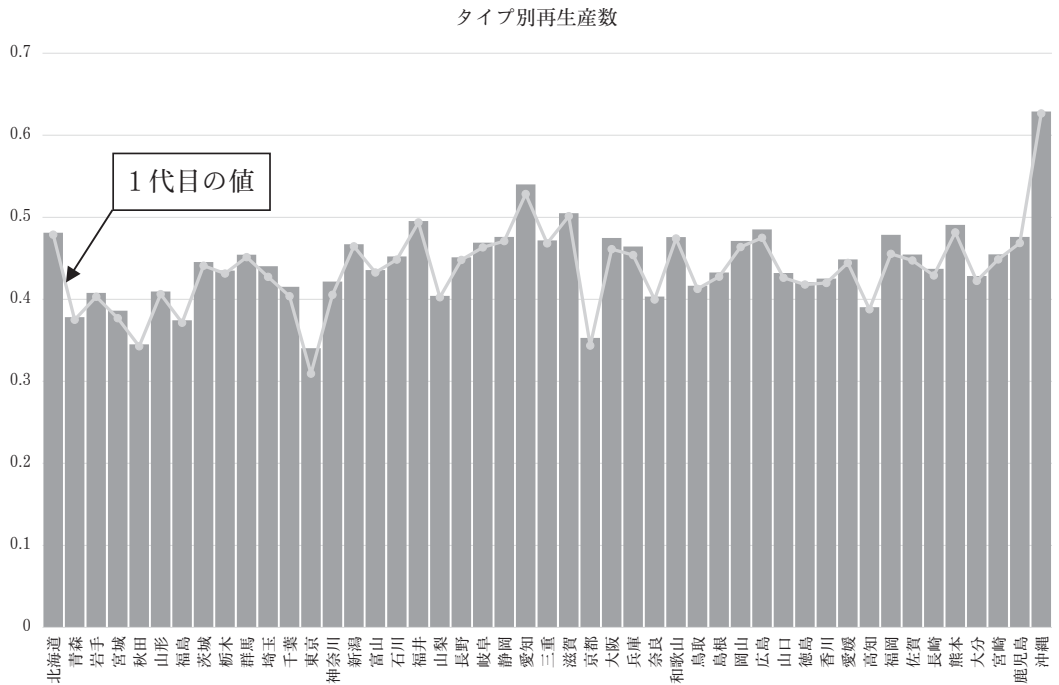


図2はTRNの値を棒グラフにまとめたものである。折れ線を「1代目の値」として重ねると傾向に大きな違いが無いだけでなく、TRNとの差も大きくないことが分かる。つまり、2代目以降の後世の再生産数よりも、1代目が出身地で再生産する傾向が高いかどうか重要であることがわかる。

図2の事実を、より詳細に出生行動と関連付けるために、次世代行列の成分を用いて三つの出生行動を比較する。図2で用いた「1代目の値」を出生地域同一再生産数と呼称する。次に地域別再生産数を以下で定義する。

$$\text{地域別再生産数} := \sum_i \phi_{ij}$$

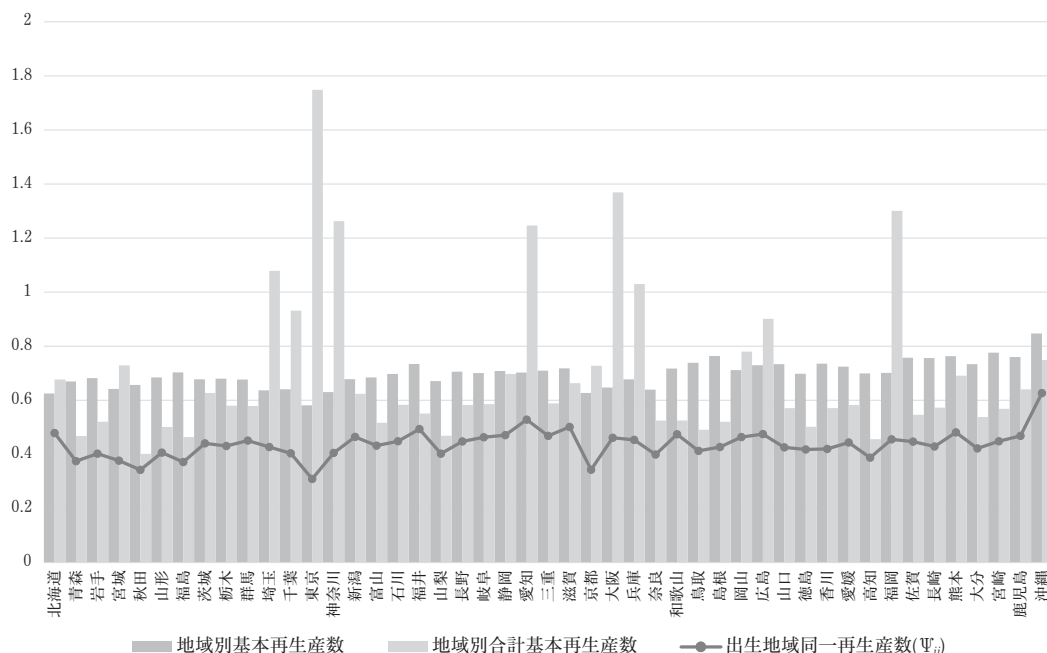
これは*j*県出身の1人の女性が生涯に渡って再生産する女兒の総数である。一方、各都道府県出身の女性一人が次世代を*i*県で再生産する総数を地域別合計再生産数と呼ぶとき、これも以下で定義できる。

$$\text{地域別合計再生産数} := \sum_j \phi_{ij}$$

この三つを比較することで、個々の地域出身の女性が基本再生産数に対して、自身の出身

地とそれ以外の地域における出生割合を考察することができる。これを、グラフに表したものが図3である。

図3 新規人口の流入・流出を表す様々な再生産数の比較



地域別再生産数を見ると全ての地域が0.55~0.85の間である。最も高い値は沖縄県で0.85, 最も低い値は東京都で0.58である。ちなみにこの次世代行列を用いてBRNを計算すると0.69となる。地域別再生産数は出生地域同一再生産数を含むため、必ず折れ線以上の値を持つ。一方、地域別合計再生産数は都市部とそれ以外の地域に関して顕著な違いを見せている。最も高い値は東京都であり、1.75。その後に大阪府(1.36)、福岡県(1.30)、神奈川県(1.26)、愛知県(1.25)と大都市圏が1を上回る値を示している。全体的に地域別再生産数よりも地域別合計再生産数が高い地域は政令指定都市を含む都市圏が多い。この結果は大都市圏の再生産人口は他県出身者の再生産数の流入によって支えられていると言える。一方、地域別再生産数より地域別合計再生産数が小さい地域、最小は秋田県(0.40)で地域別再生産数(0.66)と-0.26と最も差が大きい、他にもこの差が大きい県は鳥取県(-0.25)、高知県(-0.24)、島根県(-0.24)など、人口規模の比較的小さい県で顕著である。大都市圏を持たない県の殆どはこうした地域別再生産数より地域別合計再生産数が小さい状態にある。つまり、非都市部出身者の出生力の一部は大都市圏で消費されている事を示している。

## V. まとめ

本研究は2011年から2015年までのデータを固定した一般化レスリー行列モデルを基軸として解析を行った。このモデルの特徴の一つである人口の増減を評価する TRN に焦点を当てた。こうした安定人口模型は期間データに基づくため、それらを構成するコーホートの特性は反映されない。よって、ここでの考察はこれらの期間データが今後とも同様の値をとり続けた場合についてのものとなる。話を戻すと、日本における TRN はすべて 1 を下回っている。そして、すべての県において出生地域同一再生産数 ( $\phi_{ii}$ ) と近い。これは母親が自らの出生地と異なる地域で出生した娘・孫またはその先の子孫が再びその先祖と同じ地域で再生産する可能性が低い事を意味する。

東京都と京都府の TRN はおよそ 0.35 であり、最も低い値であった。これは、これらの地域出身者が再びその地域に再帰し再生産する子孫数が少ないことを意味するので、低出生および出身者の流出が多いと考えられる。逆に最も TRN が高い値となった沖縄県は 0.63 であり、これは出生力が高いだけでなく、この地域出身者は同地域に留まる率が高い事を意味する。この事を裏付ける為に、出生地域同一再生産数を地域別再生産数の値で割ってみる（図 3 のオレンジの点と青の棒グラフとの比）。東京と京都はそれぞれ再生産数の 53.2% および 54.8% が母親の出身地と同じ、つまり、地元に戻る（あるいは出ない）ということになる。沖縄県は 73.9% となり、先ほどの地域と比べると地元に戻って（残って）出産する割合が高いと言えるだろう。こうした傾向が出生率のみならず TRN の値に影響を与えていることが分かる。ちなみにこの比率が最も高い値は北海道の 76.6% である。これは北海道の地域別再生産数が 0.62 と低いにもかかわらず、高い割合で地元において再生産するため、TRN は 0.48 と若干高め of の値を取る理由である。

特筆すべきは東京都と愛知県の違いである。大都市である東京都は先述のように、低出生に加え再生産の流出により TRN は低かった。一方、名古屋市などの大都市を抱える愛知県は沖縄県に次ぐ TRN の値 (0.54) を持つ。愛知県は図 3 が示す通り特に地域別再生産数が高い地域ではない（愛知県の地域別再生産数：0.70）。しかしながら、愛知県は出生地域同一再生産数を地域別再生産数の比を計算すると 75.1% と地元での再生産率が高い事がわかる。

地域別合計再生産数を見ると東京都が最も多く、高い値を示している地域は大都市圏であることが分かる。つまり TRN が低い東京においても、東京以外の出身地域からの再生産によって高い人口が維持されている構造が見て取れる。なぜなら、東京都の地域別再生産数を地域別合計再生産数が上回っているからだ。逆に地域別合計再生産数が地域別再生産数を下回っている地域は、再生産年齢人口が流出している事意味している。

TRN は出生力と死亡だけでなく、移動と世代の効果も反映した指標である。そのため、見かけ上の地域別出生率とは別に、その地域出身者がどの程度その地域で再生産するのかという指標になる。東京都のように出生率が低く、人口流入出が激しい地域では TRN が

小さくても、他地域出身者の流入によって人口減を緩和することができるが、非都市部のように再生産人口の流出超過の地域では TRN の減少は自治体の維持に関わる問題となるであろう。人口減少局面を迎える日本社会の分析において TRN のような移動と世代の効果を反映した指標を考えることで、将来世代の地域への再帰や地域間移動の人口動態への影響も少子高齢化の直接的な影響を評価することができるであろう。

## 謝辞

本研究を進めるにあたり、東京大学大学院数理科学研究科の稲葉寿教授には多くの助言をいただいたことに感謝を申し上げたい。東京理科大学の江夏洋一氏、工学院大学の金城謙作氏とは本研究に関する議論に多くの時間を割いていただいた事に感謝申し上げる。また、本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者石井太、小池司朗、課題番号（H29-政策-指定-003））」（2017～2019）、「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」（研究代表者小池司朗、課題番号20AA2007）（2020～2022）および、日本学術振興会研究助成事業科研費、若手研究「一般化レスリー行列を用いた人口減少社会の分析と理論構築」（研究代表者 大泉嶺 課題番号20K14368）による助成を受けた。

## 参考文献

- 稲葉寿（1987）「多次元安定人口理論の数学的基礎Ⅰ：古典論」『人口問題研究』184, pp.52-77.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2020）『人口統計資料集2020』  
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/Popular2020.asp?chap=0>
- Heesterbeek, J. and Roberts, M. (2007). The type-reproduction number  $t$  in models for infectious disease control. *Mathematical Biosciences* 206(1), pp.3-10.  
doi:10.1016/j.mbs.2004.10.013.
- Inaba, H. (2009). The net reproduction rate and the type-reproduction number in multiregional demography. *Vienna Yearbook of Population Research* 7, pp.197-215.  
doi:10.1553/populationyearbook2009s197.
- Inaba, H. (2017). *Age-structured population dynamics in demography and epidemiology*. Singapore: Springer, Singapore, 1st ed.
- Meyer, C. D. (2000). *Matrix analysis and applied linear algebra*, volume 71. Philadelphia: SIAM.
- Neumann, C. (1877). *Untersuchungen uber das logarithmische und newton'sche potential*. Leipzig: Teubner.

# Population Decline in Japan from the Perspective of Type Reproduction Number

OIZUMI Ryo

This paper introduces a generalized Leslie matrix that considers migration and analyzes the structure of population decline in Japan using the type reproduction number, one of the thresholds to evaluate the increase or decrease of its maximum eigenvalue. The type reproduction number is the number of women from a specific prefecture who reproduce in the same region and the total number of their offspring who return to the same region and reproduce. The higher type reproduction number means that the prefecture has the higher recursivity of reproductive-age women. First, this study attempts to analyze the population decline of regional characteristics using this index. Then, we will examine the effects of interregional migration and prefecture-specific fertility rates on Japan's declining population using the interpretation of the type reproduction number.

Keywords: declining birth rate, Leslie matrix, data analysis, Markovian process



---

## 特 集 III

---

『第6回全国家庭動向調査（2018年）』の個票データを利用した実証的研究（その3）

# 第6回全国家庭動向調査の欠票・不詳状況に関する分析

斉藤知洋・菊池潤

本稿では、2018年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した第6回全国家庭動向調査の標本特性を把握するために、欠票および不詳の発生状況について検討を行った。

第4回・第5回調査と比較すると、第6回調査の欠票率は40.1%と前回よりも4.0%ポイント上昇し、それは調査対象者の不在による接触不能の増加によって生じていた。標本設計の元となっている平成30年国民生活基礎調査（世帯票）を用いた分析からは、第6回調査の欠票発生と関連する社会人口学的属性（年齢・婚姻状況・最終学歴など）が実査過程の段階（①調査票の配布、②調査票の回収、③回収票の有効）によって異なっていることが明らかとなった。また、有効票のうち、質問項目への不詳割合も前回調査に比べてわずかに上昇しており、とくに高齢層や低学歴層を中心に不詳の発生確率が高い傾向にあった。以上の分析結果をもとに、回収率・回答率の改善に向けた今後の対応策について議論を行った。

キーワード：全国家庭動向調査、欠票、不詳、国民生活基礎調査

## I. はじめに：第6回全国家庭動向調査と無回答

本稿の目的は、平成30年（2018）年7月に国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）が実施した第6回全国家庭動向調査（以下、第6回調査）の欠票および不詳の状況について、それらの基本的傾向を整理することである。

全国家庭動向調査（National Survey on Family in Japan: NSFJ）は、少子高齢・人口減少社会の到来に伴う家族の構造・機能の実態とその変動要因を把握することを目的とした全国規模の確率標本調査である。1993年の第1回調査以降、5年おきに調査が実施され（第2回1998年・第3回2003年・第4回2008年・第5回2013年）、今回の調査は第6回目（2018年）にあたる。反復横断的調査である全国家庭動向調査は、わが国の1990年代以降の家庭内の子育てや老親扶養・介護をはじめとする家族機能の変化を把握することができる数少ない一般統計であり、これまで少子化対策、高齢者政策、母子・児童福祉施策など厚生行政に関わる施策立案の基礎資料を提供してきた（国立社会保障・人口問題研究所

2020).

その調査結果の信頼性や精度は、実査過程で得られたデータの質に依存するが、近年の調査環境の変化は、政策立案に資する公的統計の収集に大きな諸困難をもたらしている。たとえば、個人情報保護法の全面施行（2005年）やオートロック付きマンション等の増加は、調査対象者への接触や調査協力を得ることを困難にさせ、2005年を境に多くの学術調査で回収率の低下が見られるようになった（Inaba 2007, 保田 2008）。同様の事態は、政府や官公庁が実施主体である公的統計についても例外ではなく（Inaba 2007）、国勢調査（総務省）や国民生活基礎調査（厚生労働省）をはじめとする基幹統計・一般統計の回収状況の悪化が繰り返し報告されている（新田 2004, 小池・山内 2014, 総務省統計委員会 2018, 千年 2019）。

実際に標本調査データの品質を評価するうえで、「無回答」（survey nonresponse）の発生状況は重要な判断材料となる。この無回答は、主に「欠票」と「不詳（項目無回答）」の二つに区分することができる（Groves et al. 2002）。欠票（unit nonresponse）とは、調査対象が長期不在や調査拒否などの理由によって、全ての調査票情報が欠測（missing）となることを指す。一方、不詳（item nonresponse）とは調査票情報の一部が、質問内容の誤認識や回答拒否などによって欠測している状態を表す。調査データに占める欠票・不詳の増大は、非標本誤差を大きくすることに繋がり、さらに調査対象の人口学的・社会経済的属性によってこれらの発生状況が異なる場合には、その集計値（推定値）にバイアスをもたらす危険性を高める。

こうした問題意識から、社会調査の分野では、収集した標本調査データの欠票および不詳の発生要因やその補正方法に関する議論が展開されてきた（新田 2004, 宮内ほか 2005, 土屋 2005, 保田 2008, 三輪・前田 2018, 千年 2019など）。全国家庭動向調査についても、調査実施後に公表される調査研究報告書によって、得られた標本が本来把握したい対象母集団（target population）の代表性を保っているかが確認されてきた（第6回調査の報告書は国立社会保障・人口問題研究所（2020）<sup>1)</sup>。さらに一連の報告書とは別に、第4回調査の無回答状況とその規定要因（山内 2012）や、第5回調査の欠票・不詳、データ・クリーニングの状況（山内ほか 2016）に関する検討も継続的になされてきた。一般統計の標本特性の把握は、2007（平成19）年の統計法改正に伴って、研究者に対して公的統計の調査票情報（個票データ）を利用する門戸が開かれる中で（伊藤ほか 2017）、より一層重要性を増しているといえよう。

以下では、第6回調査の調査概要を示したうえで（Ⅱ節）、同調査の欠票および不詳の状況（Ⅲ節・Ⅳ節）について検討を進める。分析の手続きや集計方法の多くは、過去の調査回（第4回・第5回）との時系列比較を通じて第6回調査の標本特性を把握する目的から、山内（2012）や山内ほか（2016）の方法に依拠している。さらに、本稿では第6回調査の標本設計の元となっている平成30年国民生活基礎調査（世帯票）の個票データを利用

1) 調査研究報告書は、社人研ホームページ

（<https://www.ipss.go.jp/publication/j/shiryoku/cyokenshiryoku.html>）で過去の調査回も含めて無償で公表されている（2021年12月9日最終閲覧）。

することで、主たる調査対象である有配偶・離死別女性のうちどのような属性を持つ人々の間で欠票および不詳が生じやすいのかを新たに検討する。

## Ⅱ．第6回調査の概要と国民生活基礎調査とのデータ・マッチング

### 1. 第6回調査の標本設計・実施要領

全国家庭動向調査は、社人研が実施する社会保障・人口問題基本調査の一つであり、国民生活基礎調査の体系の中ではその後続調査に位置づけられる<sup>2)</sup>。第6回調査では、平成30年国民生活基礎調査のために全国から層化抽出法によって選定された1,106の国勢調査区の中から、無作為抽出によってさらに300地区が選ばれ、その地域に居住する世帯の結婚経験のある女性を主な調査対象としている（国立社会保障・人口問題研究所 2020）。結婚経験のある女性とは、調査時点で有配偶または離死別の女性を指し、離死別女性は第4回調査以降に調査対象に含まれるようになった。世帯内に結婚経験のある女性が複数人いる場合にはもっとも若い女性に、該当する女性が世帯内にいない場合には世帯主が調査対象となる<sup>3)</sup>。

調査方法は、自記式および留置法（配票自計方式）を採用し、2018年7月1日時点の事実について回答を求めた。調査票は1種類であり、家族・世帯の属性に加えて、家事・育児・就労・介護・家族意識などに関する計33の設問から構成される（詳細はIV節）。ただし、世帯内に結婚経験のある女性がいなかった場合には、同居世帯員および結婚経験のある女性の有無・人数に関する設問（問1・問2）のみを回答する設計としている。

実査は、平成30年国民生活基礎調査の世帯名簿から作成された単位区別世帯名簿をもとに、調査員は6月中旬から下旬にかけて調査地区に含まれる全世帯（約1万5千世帯）を訪問した。調査員は、訪問した世帯のうち、面接が可能であった世帯員に対して調査協力の依頼をし、調査対象となる結婚経験のある女性の有無の確認、そして調査票の配布を行った。後日、調査員は対象世帯を再訪問し、記入済みの調査票が回答者によって回収用封筒に封入されていることを確認したうえで調査票を回収した。訪問時に不在であった世帯については、実査期間中に訪問時間を変えて再接触を試み、最終的に調査票の配布や回収ができなかった世帯については欠票扱いとした（転居や長期不在などの調査対象外を除く）。以上の調査手続きは、前回の第5回調査に基づいており（山内ほか 2016）、大きな変更点はない。

調査報告書で公表された第6回調査の有効回収率は77.0%である（国立社会保障・人口問題研究所 2020）。この回収率は、調査票配布数（12,718）を分母とし、回収数（10,965）から無効票（1,175）を除いた有効回収数（9,790）を分子として算出している。第6回調

2) 社人研が実施している他の社会保障・人口問題基本調査（出生動向基本調査・人口移動調査・世帯動態調査・生活と支え合いに関する調査）に加えて、所得再分配調査や国民健康・栄養調査（旧：国民栄養調査）なども、国民生活基礎調査（世帯票）の後続調査である。

3) 国民生活基礎調査（世帯票）の実施後に、調査地区内に転入した世帯も第6回調査の調査対象となる。

査の有効回収率は、第4回（76.7%）および第5回調査（78.4%）と同水準であり、過去10年間でほぼ横ばいであった。結婚経験のある女性の有効回収数は7,659票であり、その内訳は有配偶女性6,142票、離死別女性1,517票であった。

この回収状況について、第6回調査（2018年）前後に実施された三つの学術調査——第4回全国家族調査（NFRJ18）、日本版総合的社会調査（JGSS-2018）、第7回社会階層と社会移動全国調査（SSM2015）——との比較から検討してみよう（表1）。日本を代表する横断的調査であるNFRJ18・JGSS-2018・SSM2015の有効回収率はそれぞれ55.2%、54.3%、50.1%となっており、第6回調査に比べると約22～27%ポイントほど回収率が低い。調査間で対象母集団や調査方法、設問数などに相違があるため安易な比較は控えるべきであるが、第6回調査の回収状況は他の学術調査に比べて良好であることがうかがえる。

表1 第6回調査および他の社会調査の有効回収率

	第6回全国家庭動向調査	第4回全国家族調査 (NFRJ18)	日本版総合的社会調査 (JGSS-2018)	社会階層と社会移動全国調査 (SSM2015)
実施主体	国立社会保障・人口問題研究所	日本家族社会学会 全国家族調査委員会	大阪商業大学 JGSS 研究 センター	2015年 SSM 調査研究会
調査地域	日本全国			
調査対象	調査対象である300地区に居住する世帯の結婚経験のある女性（複数いる場合はもっとも若い女性、該当する女性がいなかった場合は世帯主）	日本国内に居住する1946～90年生まれの日本国民	2017年12月31日時点で満20歳以上89歳以下の男女個人（昭和3年1月1日～平成9年12月31日までに生まれた男女）	日本に在住する2014年12月末日時点で20～79歳（昭和10年～平成6年生まれ）の日本国籍をもつ男女
抽出方法	平成30年国民生活基礎調査のために全国から層化集落抽出法によって選定された1,106の国勢調査区から300地区を無作為抽出	層化二段無作為抽出法	層化二段無作為抽出法	層化二段無作為抽出法
実査時期	2018年7月	2019年1～4月	2018年2月～4月	2015年1月31日～3月22日（第Ⅰ期） 2015年4月4日～5月24日（第Ⅱ期） 2015年6月6日～7月26日（第Ⅲ期）
調査方法	訪問留置法（配票自計方式）	訪問留置法（不在者には郵送調査法での補填を行った）	面接調査法・留置調査法の併用	面接調査法・留置調査法の併用
調査票	1種類	3種類 対象者を出生年によって3層（1946～55年生まれ、1956～70年生まれ、1971～90年生まれ）に分け、調査項目の一部が異なる調査票を使用。	2種類（面接票・留置票）	2種類（面接票・留置票）
標本サイズ	12,718（調査票配布数）	5,500	3,527 （標本計画数4,000のうち調査対象外473を除く）	15,605
有効回収数	9,790	3,033（うち132は郵送調査）	1,916	7,817
有効回収率	77.0%	55.2%（55.15%）	54.3%	50.1%（50.09%）
出典	国立社会保障・人口問題研究所（2020）	<a href="https://nfrj.org/nfrj18profile.htm">https://nfrj.org/nfrj18profile.htm</a> （2021年12月1日最終閲覧）	<a href="https://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_jgss2018.html">https://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_jgss2018.html</a> （2021年12月1日最終閲覧）	白波瀬（2018）、 三輪・前田（2018）



## 2. 横断的調査における欠票・不詳分析と国民生活基礎調査の利活用

収集された調査データの標本特性を理解し、回収率・回答率の改善に向けた今後の対応策を立案するうえで、欠票・不詳の発生要因を検討することはもっとも基本的な作業である。具体的には、無作為抽出のために用いた住民基本台帳や選挙人名簿に記載されている調査対象者の居住地域や性別・年齢（生年月日）をもとに、有効票が得られたケースとそうでない欠票ケースの間に系統的な属性分布の差異が存在するかを評価することが多い<sup>4)</sup>。

横断的調査の欠票状況を分析した国内の先行研究は、調査対象者が大都市居住者、単独世帯、若年層、そして女性よりも男性ほど欠票が発生しやすいことを指摘している（新田 2004; 三輪・前田 2018; 千年 2019など）。調査不能に至る主要因は、回答者への接触不能と調査拒否であり（保田 2008, 土屋 2010）、これら二つの発生状況を個別に分析することで、より深い洞察を得ることができる。たとえば、日本版総合的社会調査（JGSS）を用いた保田（2008）の分析では、調査対象者が都市部居住者や若年層（20-34歳）では接触不能および調査拒否の確率がともに有意に高いが、調査対象者が女性であり、調査員が高齢層の場合には、接触不能の発生確率が低い傾向にあることが示されている。

しかしながら、これらの欠票分析は、利用可能な共変量が限定的であるがゆえに、最終学歴（修了年数）や所得をはじめとする調査対象者の社会経済的属性と欠票状況の関連について詳細な検討を加えることが難しい。全国家庭動向調査に関しては、国民生活基礎調査の単位区別世帯名簿から得られる調査地区（人口規模・三大都市圏）や世帯人数の情報しか分析に利用できない（山内 2012, 山内ほか 2016）。

このような分析上の限界を克服するうえで有益と考えられるのが、全国家庭動向調査の親調査である国民生活基礎調査の調査票情報（個票データ）を利用することである。全国家庭動向調査では、各対象世帯に割り当てられる地区番号・単位区番号・世帯番号は国民生活基礎調査と同一のものを使用している。第6回調査の場合、平成30年国民生活基礎調査（世帯票）の調査票情報をこれらの識別子をもとに突合し、世帯単位でデータをマッチングさせることができる<sup>5)</sup>。このように、同一の調査対象が回答した複数の調査データを共通の識別子をもとにリンケージすることを「完全照合」（exact matching）と呼ぶ（松田 1999）。また、国民生活基礎調査の世帯票には、世帯人数や世帯構造（家族形態）などの世帯属性の他に、各世帯員の年齢（出生年月）・婚姻状況・最終学歴などの個人属性に関する情報が豊富に含まれている。したがって、それらの情報から全国家庭動向調査の回

4) 調査協力の依頼や調査票の配布・回答・回収といった調査プロセスが調査員と対象者の相互作用のもとで営まれる社会的活動であるとする立場（Groves and Couper 1998）からは、調査員の基本属性（性別・年齢・経験歴など）も見逃せない要因である（保田ほか 2008）。

5) 第5回以前の全国家庭動向調査と国民生活基礎調査の対応関係は次のとおりである（括弧内は国民生活基礎調査の実施年）。第1回（平成5年）、第2回（平成10年）、第3回（平成15年）、第4回（平成20年）、第5回（平成25年）。このうち、平成10（1998）年および平成25（2013）年に実施された国民生活基礎調査は、世帯票・所得票に加えて貯蓄票・健康票・介護票が配布される大規模調査年にあたる（介護票は2001年以降の大規模調査年に配布）。ただし、全国家庭動向調査を含む後続調査は世帯票の対象地区から個別に抽出が行われるため、全ての調査票情報をマッチングできるとは限らない。たとえば、第5回調査とデータ・マッチングが可能なのは、世帯票と健康票のみである（安藤 2017）。

答者を照合し、全国家庭動向調査では把握できない調査項目を含めた個票データの構築と分析が可能である<sup>6)</sup>。本稿の分析目的の観点からは、これらの回答情報は第6回調査の欠票・不詳の発生要因の詳細な把握に加え、欠票の発生状況に応じて推定値の計算に補正を加えるうえで必要なウェイトの作成にも寄与しうる。ただし、国民生活基礎調査の調査票情報を用いることができるのは、国民生活基礎調査に回答し<sup>7)</sup>、かつ全国家庭動向調査の個票を先述の識別子をもとに突合することができたケースに限定される点は留意すべきである。

Ⅲ節およびⅣ節では、第6回調査と平成30年国民生活基礎調査（世帯票）からマッチングデータを作成したうえで、第6回調査の欠票・不詳の発生要因を検討していく。

### Ⅲ. 第6回調査の欠票状況

#### 1. 欠票の発生プロセス：第4回・第5回調査との比較

実査の過程において、欠票は、①調査票の未配布、②調査票の未回収、③回収票の無効によって発生する。①未配布とは、居住実態が確認できた世帯を調査員が訪問したものの、何らかの理由により調査票を配布できなかった場合を指す。調査票の未配布は、対象者の一時不在（留守）、調査協力拒否の意思表示、高齢や健康・言語上の問題による調査不能などの理由によって生じる。②未回収とは、調査票を配布したものの、訪問回収時に何らかの理由により回収ができなかったケースである。調査票の訪問回収を原則とする全国家庭動向調査では、未配布と同様の理由によって回収不能に至ることがある。そして、③回収票の無効は、調査票を回収することができたが、その記載内容に不備が多く集計不能と判定されたケースを意味する。以上の三要因のいずれかに該当する欠票に集計対象となる有効票を足し合わせると、第6回調査の調査対象世帯（総標本数）は16,356ケースとなる。この総標本数には、世帯名簿には記載があるものの、長期不在（三ヶ月以上）や長期入院・施設入所、死亡などによって調査対象外と判断された713ケースは含まれていない。

表2は、先述の欠票の発生プロセスに基づき、総標本数を「有効票」「未配布」「未回収」「無効票」に分類し、欠票率・未配布率・未回収率・無効率をそれぞれ集計したものである<sup>8)</sup>。同表には、回収状況の時系列変化を把握する目的から第4回・第5回調査の集計結

6) 分析事例として、安藤（2017）は第5回調査と平成25年国民生活基礎調査の健康票を用いて、高齢女性の健康状態に対する配偶者との死別の影響（bereavement effect）について分析を行っている。同様のデータ・マッチングは他の社会保障・人口問題基本調査でも可能である。石井（2013）は第14回出生動向基本調査と平成22年国民生活基礎調査（世帯票・健康票）を用いて、出生動向基本調査から得られる現存子ども数・予定子ども数・理想子ども数と、健康票における自覚症状（症状名）・通院状況（傷病名）・日常生活への影響（内容）・悩みやストレスとその原因・健康意識・喫煙状況との関連を検討している。

7) 平成30年国民生活基礎調査（世帯票）の有効回収率は73.7%である。有効回収率は、集計客体数（44,135世帯）を調査客体数（59,875世帯）で除することで算出した（厚生労働省「平成30年国民生活基礎調査の概況」<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa18/dl/10.pdf>，2021年12月7日最終確認）。

8) 調査報告書で公表されたⅡ.1で述べた第6回調査の有効回収率（77.0%）は、表1にある有効票数b（9,790世帯）を配布数a-e（=16,356-3,638）で除することで算出される。



果（山内 2012，山内ほか 2016）も掲載している。全体の傾向を見ると，第 6 回調査の総標本数に対する欠票率は40.1%であった。第 4 回・第 5 回調査ではこの欠票率が36%程度と高止まりの状態であったが（山内ほか 2016），第 6 回調査では全体の回収状況がやや悪化したことになる。その内訳を見ると，未配布率と未回収率が22.2%，13.8%となっており，第 5 回調査に比べてそれぞれ3.7%ポイント，4.8%ポイント上昇した。一方，回収票に占める無効率は10.7%と第 5 回調査（13.8%）よりも減少しており，第 4 回調査（9.4%）とほぼ同じ水準となっている。

表 2 第 6 回調査の欠票と標本属性

標本属性		第 6 回調査								
		総標本数 a=b+c+d+e	有効 b	無効 c	未回収 d	未配布 e	欠票率 (c+d+e)/a	未配布率 e/a	未回収率 d/(a-e)	無効率 c/(a-e-d)
総数		16,356	9,790	1,175	1,753	3,638	40.1	22.2	13.8	10.7
世帯人員 数	1人	4,566	2,666	362	583	955	41.6	20.9	16.1	12.0
	2人	4,143	3,029	377	267	470	26.9	11.3	7.3	11.1
	3人	2,483	1,882	188	176	237	24.2	9.5	7.8	9.1
	4人	1,828	1,419	128	134	147	22.4	8.0	8.0	8.3
	5人以上	951	703	101	68	79	26.1	8.3	7.8	12.6
	不明	2,385	91	19	525	1,750	96.2	73.4	82.7	17.3
居住地域	三大都市圏	8,247	4,400	511	1,104	2,232	46.6	27.1	18.4	10.4
	非三大都市圏	8,109	5,390	664	649	1,406	33.5	17.3	9.7	11.0
居住する 市区町村 の人口規 模	1万人未満	322	261	37	12	12	18.9	3.7	3.9	12.4
	1～5万人	1,345	959	122	71	193	28.7	14.3	6.2	11.3
	5～10万人	2,141	1,402	170	224	345	34.5	16.1	12.5	10.8
	10～30万人	5,392	3,303	405	501	1,183	38.7	21.9	11.9	10.9
	30～50万人	2,554	1,299	155	432	668	49.1	26.2	22.9	10.7
	50万人以上	4,602	2,566	286	513	1,237	44.2	26.9	15.2	10.0

標本属性		第 5 回調査					第 4 回調査				
		総標本数	欠票率	未配布率	未回収率	無効率	総標本数	欠票率	未配布率	未回収率	無効率
総数		15,081	36.1	18.5	9.0	13.8	15,644	36.0	16.8	15.1	9.4
世帯人員 数	1人	3,705	37.2	15.8	11.4	15.7	4,206	46.9	22.3	25.9	7.6
	2人	4,001	29.9	10.8	6.5	16.0	4,051	29.9	11.8	8.9	12.7
	3人	2,556	26.1	9.6	6.1	12.8	2,827	24.4	10.3	7.2	9.2
	4人	1,928	21.5	7.9	6.0	9.3	2,106	20.1	8.3	7.0	6.2
	5人以上	1,304	19.9	6.8	3.0	11.5	1,385	19.6	6.4	6.4	8.3
	不明	1,587	96.6	81.0	78.5	16.9	1,069	99.7	61.6	97.8	66.7
居住地域	三大都市圏	7,693	41.5	23.1	12.5	13.0	7,898	42.7	22.6	18.7	9.0
	非三大都市圏	7,388	30.6	13.7	5.8	14.6	7,746	29.2	10.9	12.0	9.7
居住する 市区町村 の人口規 模	1万人未満	467	23.6	2.1	2.0	20.3	789	20.7	6.5	3.5	12.1
	1～5万人	1,937	27.6	10.9	1.2	17.8	1,451	25.2	8.8	8.2	10.7
	5～10万人	2,212	29.4	13.2	5.7	13.9	2,004	33.2	17.5	9.0	11.0
	10～30万人	3,311	34.3	15.5	11.5	12.0	4,003	34.7	16.1	14.4	9.1
	30～50万人	2,311	36.8	18.1	12.5	11.8	2,505	33.3	13.6	15.1	9.0
	50万人以上	4,843	44.7	27.8	11.8	13.3	4,892	45.4	22.9	23.2	7.8

（出所）第 4 回調査・第 5 回調査の集計値はそれぞれ山内（2012），山内ほか（2016）。

（注 1）世帯人員数は世帯名簿の値。

（注 2）居住地域のうち三大都市圏は埼玉県，千葉県，東京都，神奈川県，愛知県，京都府，大阪府，兵庫県とし，他の道県を非三大都市圏とした。

（注 3）居住する市区町村の人口規模は調査時点の値である。

つづいて、欠票の発生パターンを検討する。表2には、世帯名簿から把握された世帯人員数と居住地域、そして市区町村の人口規模別に回収状況の分布も示している。欠票率に関して、第5回調査と比べて5%ポイント以上の増減が認められるのは、世帯人員数が「5人以上」であり、居住地域が三大都市圏、その人口規模が「5～10万人」「30～50万人」に該当する世帯である。過去の調査回では、世帯人数が多い世帯ほど有効回収率が高い傾向が見られていたが、第6回調査では世帯人員数が「5人以上」の世帯の欠票率、次いで単独世帯の欠票率が前回調査に比べてそれぞれ6.2%ポイント、4.4%ポイント上昇している。また、居住地域では三大都市圏の欠票率が46.6%に達しており、非三大都市圏についても同率が3%ポイントほど上昇した。人口規模で見ると、「1万人未満」の地域の回収状況は改善しているが(18.9%)、「30～50万人」の地域の欠票率が49.1%となっており、「50万人以上」の水準以上に高い結果となっている。

## 2. 未配布／未回収の理由

第6回調査の欠票率の上昇は、未配布率と未回収率の高まりによって生じていた(表2)。そのため、表3では対象世帯に調査票の配布または回収ができなかった理由を、世帯名簿から把握される標本属性別に集計した。前回調査と同様に、第6回調査では調査票の①未配布の場合には「不在」「拒否」「拒否(病気)」「言語」「その他」の5カテゴリ、②未回収の場合には「不在」「拒否」「その他」の3カテゴリの中から、その理由を備考欄に記入するよう調査員に指示した(山内ほか 2016, 国立社会保障・人口問題研究所 2020)。

①未配布の理由を確認すると、第6回調査では不在がもっとも多い55.0%、次いで拒否(31.0%)、不詳(9.3%)、その他(4.7%)の順であった。不在を理由とする調査票の未配布は、第5回調査(49.9%)からさらに5.1%ポイント上昇しており、調査対象者と面接し、調査票を直接手渡すことがより一層困難となっている状況が推察される。次いで高い「拒否」の割合については、前回調査との間に大きな変化は看取されない。

第6回調査について未配布の理由と標本属性の関連を見ると、世帯人数が1人(52.5%)、三大都市圏(56.9%)、人口規模が5～10万人(64.3%)、30～50万人(68.9%)、50万人以上(52.2%)の居住地域で不在の割合が高い。拒否については一貫した傾向は読み取りにくい。第5回調査と比べると世帯人員数が「2人」「4人」「5人以上」の世帯で、その割合が高まっている。

②未回収の理由に関しては、不在がもっとも多く(54.9%)、次いで拒否(30.9%)、不詳(11.8%)、その他(2.5%)の順であった。これは、第4回・第5回調査で見られた傾向と共通しているが、拒否の割合が第5回調査に比べて7.5%ポイント上昇し、第4回調査の水準に近似している。標本属性との関連については、人口規模が大きい居住地域ほど不在の割合が高く、世帯人数が「1人」、人口規模が「30～50万人」の調査地区で拒否割合が高い。

表3 調査回別・調査票の未配布／未回収の理由

未配布の理由																
標本属性		第 6 回調査					第 5 回調査					第 4 回調査				
		標本数	構成 (%)				標本数	構成 (%)				標本数	構成 (%)			
			拒否	不在	その他	不詳		拒否	不在	その他	不詳		拒否	不在	その他	不詳
総数		3,638	31.0	55.0	4.7	9.3	2,792	30.1	49.9	10.4	9.6	2,634	47.6	31.5	15.6	5.2
世帯人員数	1人	955	27.4	52.5	7.8	12.4	586	31.1	55.6	7.7	5.6	940	35.2	43.7	18.3	2.8
	2人	470	61.1	29.4	1.9	7.7	433	51.7	33.5	8.1	6.7	480	65.6	14.6	18.1	1.7
	3人	237	54.0	35.9	3.4	6.8	246	58.1	32.5	4.5	4.9	292	65.8	17.8	12.3	4.1
	4人	147	60.5	27.2	4.8	7.5	153	54.2	35.3	5.2	5.2	175	70.3	10.9	16.6	2.3
	5人以上	79	69.6	24.1	2.5	3.8	89	60.7	25.8	6.7	6.7	88	75.0	13.6	9.1	2.3
	不明	1,750	17.5	69.7	4.1	8.8	1,285	12.1	59.6	14.3	14.0	659	34.4	40.5	12.0	13.1
居住地域	三大都市圏	2,232	28.9	56.9	5.6	8.5	1,780	28.8	54.7	8.5	8.0	1,786	45.2	35.4	14.4	5.0
	非三大都市圏	1,406	34.2	52.0	3.3	10.5	1,012	32.5	41.6	13.5	12.4	848	52.7	23.5	18.0	5.8
居住する市区町村の人口規模	1万人未満	12	41.7	50.0	0.0	8.3	10	10.0	70.0	0.0	20.0	51	64.7	33.3	2.0	0.0
	1～5万人	193	25.4	50.3	6.2	18.1	212	30.2	41.5	25.9	2.4	127	40.9	34.6	24.4	0.0
	5～10万人	345	23.8	64.3	1.2	10.7	291	30.6	34.7	3.1	31.6	351	45.9	31.3	15.4	7.4
	10～30万人	1,183	38.5	48.3	2.6	10.6	514	32.1	49.4	8.4	10.1	646	50.8	30.3	15.8	3.1
	30～50万人	668	28.3	68.9	1.3	1.5	419	40.6	46.3	6.7	6.4	341	54.5	37.5	2.6	5.3
	50万人以上	1,237	28.0	52.2	9.3	10.4	1,346	26.2	55.7	11.4	6.7	1,118	44.2	30.1	19.1	6.6

未回収の理由																
標本属性		第 6 回調査					第 5 回調査					第 4 回調査				
		標本数	構成 (%)				標本数	構成 (%)				標本数	構成 (%)			
			拒否	不在	その他	不詳		拒否	不在	その他	不詳		拒否	不在	その他	不詳
総数		1,753	30.9	54.9	2.5	11.8	1,109	23.4	52.8	6.0	17.9	1,967	33.4	48.2	15.7	2.6
世帯人員数	1人	583	43.9	44.8	3.3	8.1	357	16.5	58.5	6.4	18.5	847	25.1	51.1	21.3	2.5
	2人	267	29.6	46.4	3.4	20.6	231	38.1	37.7	4.8	19.5	318	50.6	30.8	13.5	5.0
	3人	176	37.5	43.2	1.7	17.6	142	29.6	47.9	4.9	17.6	182	63.7	23.1	10.4	2.7
	4人	134	26.9	46.3	2.2	24.6	106	33.0	40.6	4.7	21.7	136	60.3	22.8	14.7	2.2
	5人以上	68	26.5	44.1	2.9	26.5	36	44.4	36.1	5.6	13.9	83	65.1	24.1	8.4	2.4
	不明	525	16.4	77.9	1.3	4.4	237	8.4	69.6	7.6	14.3	401	7.7	81.0	10.0	1.2
居住地域	三大都市圏	1,104	32.4	57.2	2.3	8.2	738	23.3	59.6	6.9	10.2	1,140	33.2	41.0	21.8	4.0
	非三大都市圏	649	28.2	51.0	2.8	18.0	371	23.7	39.1	4.0	33.2	827	33.7	58.3	7.3	0.7
居住する市区町村の人口規模	1万人未満	12	0.0	100.0	0.0	0.0	9	0.0	66.7	0.0	33.3	26	76.9	11.5	11.5	0.0
	1～5万人	71	23.9	25.4	4.2	46.5	20	50.0	40.0	5.0	5.0	108	43.5	46.3	2.8	7.4
	5～10万人	224	38.8	45.1	2.7	13.4	109	40.4	35.8	7.3	16.5	148	43.2	45.3	11.5	0.0
	10～30万人	501	18.1	68.1	2.2	11.6	323	22.3	38.7	5.9	33.1	482	34.4	32.0	30.7	2.9
	30～50万人	432	54.9	35.2	1.8	8.1	237	14.3	72.2	4.6	8.9	327	40.7	39.1	13.1	7.0
	50万人以上	513	21.3	65.9	2.9	9.9	411	24.3	57.4	6.6	11.7	876	25.9	62.4	10.8	0.8

(出所) 第4回調査・第5回調査の集計値はそれぞれ山内(2012)、山内ほか(2016)。

(注) 未配布の理由のうち、拒否は「拒否」と「拒否(病気)」の合計、その他は「言語」と「その他」の合計をそれぞれ指す。

### 3. 平成30年国民生活基礎調査(世帯票)とのデータ・マッチング

第6回調査の主な調査対象である結婚経験のある女性の欠票要因をより詳細に検討するために、本節では国民生活基本調査の調査票情報とのデータ・マッチングを試みる。具体的には、山内ほか(2016)の手続きに従い、第6回調査を基準として、平成30年国民生活基礎調査(世帯票)の個票データを二調査で共通する識別子をもとに照合した。

データ・マッチングの手続きは、次の三段階に分けて行った(山内ほか 2016)。第一段

階は、第6回調査の全ての調査対象世帯から成る世帯名簿と国民生活基本調査の個票データを突合する作業である。ここでの識別子は、地区番号・単位区番号・世帯番号を使用した。この作業を通じて、世帯名簿と平成30年国民生活基礎調査の個票データの間で各調査対象世帯に割り当てられたこれら三つの識別子に齟齬がないことを確認した。

第二段階として、第6回調査のうち結婚経験のある女性ケースを基準として、平成30年国民生活基礎調査の個票データを照合した。識別子として、地区番号・単位区番号・世帯番号・出生年月を使用した。第6回調査で有効票となった結婚経験がある女性（7,659ケース）のうち、これらの識別子が二つの調査間で完全に一致したケースは6,979ケースであった。

第三段階は、第二段階で識別子が不一致であった680ケースについて、識別子を地区番号と女性の出生年月に限定して再度照合を試みた。データ・マッチングができたケースについて、二つのデータ間で世帯人数や配偶関係等に大きな矛盾がないかを確認し、新たに78ケースがマッチング可能であると判断した。

以上の手続きにより、最終的にデータ・マッチングできたのは7,057ケース（有配偶女性5,691ケース、離死別女性1,366ケース）であり、結婚経験のある女性（有効票）の92.1%であった。その詳細を整理したものが、図1である。第6回調査でデータ・マッチングに失敗したのは602ケース存在し、それらは二つのタイプに分けられる。第一のタイプは、平成30年国民生活基礎調査（世帯票）の個票に該当する世帯が存在しないと考えられるケースであり、169ケースあった。この中には、国民生活基礎調査の実査後に第6回調査の調査地区内に転入した女性回答者が含まれると考えられる。第二のタイプは、平成30年国民生活基礎調査の個票に該当する世帯は存在するものの、出生年月の一致する女性が存在しない個票であり、433ケースあった。

一方、平成30年国民生活基本調査を基準とすると、第6回調査とのデータ・マッチングに成功したのはマッチング候補世帯（12,081）のうち、58.4%にあたる7,057ケースであった。マッチングできなかった世帯は5,024ケース存在し、三つのタイプに分けられる。第一のタイプは、第6回調査の個票に該当する世帯は存在するが、出生年月の一致する女性がない個票であり、433ケースあった。第二のタイプは、第6回調査の個票に該当する世帯が存在しないと考えられる個票であり、2,192ケースあった。そして第三のタイプは、結婚経験のある女性のいない世帯の個票であり、2,399ケース存在した。以上のデータ・マッチングの状況は、第5回調査と平成25年国民生活基礎調査の照合結果（第5回調査：93.3%，国民生活基礎調査：61.7%）と類似していた（山内ほか 2016）。

結婚経験のある女性がいる世帯のうち、平成30年国民生活基礎調査（世帯票）には回答したものの、第6回調査では捕捉できずに欠票となった世帯と考えられるのは、2,192ケース存在した（図1のデータ・マッチング不可④）。そこで、この2,192ケースを地区番号・単位区番号・世帯番号の三つの識別子を用いて、第6回調査の世帯名簿に含まれる欠票ケース（6,566）と照合した。その結果、データ・マッチングできた欠票は2,139ケース存在し、これらを第6回調査における結婚経験のある女性がいる世帯の欠票ケースと判断した。

図1 第6回調査と平成30年国民生活基礎調査（世帯票）のデータ・マッチングの状況

第6回全国家庭動向調査 （結婚経験のある女性のいる 世帯）の個票 7,659	データマッ チング不可 ① 169	データマッ チング不可 ② 433	データマッチング可能 7,057 有配偶女性の個票：5,691 離死別女性の個票：1,366			
平成30年国民生活基礎調査 （世帯票）の個票 12,081			データマッチング可能 7,057	データマッ チング不可 ③ 433	データマッチング 不可 ④ 2,192	データマッチング 不可 ⑤ 2,399

注1）山内ほか（2016）図2をもとに作成。

注2）図中の数値はケースの数を表すが、枠の大きさはそれを反映したものではない。

注3）平成30年国民生活基礎調査（世帯票）の個票は、第6回全国家庭動向の対象となる300地区の個票のみを使用している。

注4）データマッチング不可①は、平成30年国民生活基礎調査（世帯票）の個票に該当する世帯が存在しないと考えられる個票のこと。

注5）データマッチング不可②は、平成30年国民生活基礎調査の個票に該当する世帯は存在するが、出生年月の一致する女性が存在しない個票のこと。

注6）データマッチング不可③は、第6回全国家庭動向調査の個票に該当する世帯は存在するが、出生年月の一致する女性が存在しない個票のこと。

注7）データマッチング不可④は、第6回全国家庭動向調査の個票に該当する世帯が存在しないと考えられる個票のこと。

注8）データマッチング不可⑤は、結婚経験のある女性のいない世帯の個票のこと。

#### 4. 結婚経験のある女性の欠票分析：多変量解析①

Ⅲ.3の手続きにより、データ・マッチングが可能と判断された第6回調査の有効票7,057ケースと平成30年国民生活基礎調査（世帯票）の回答情報から世帯内に結婚経験のある女性がいると推測されるが、第6回調査では捕捉できなかった欠票2,139ケースをプールしたデータセット（計9,196ケース）を構築した。以下では、このデータセットを用いて第6回調査の主な調査対象である結婚経験のある女性の欠票の要因分析を行う<sup>9)</sup>。

従属変数は、最終的に第6回調査で有効票が得られたか否かを表す二値変数に加えて、それを実査過程の三つの段階（①調査票の配布、②調査票の回収、③回収票の有効）に分解した二値変数である。独立変数の多くは、国民生活基礎調査（世帯票）から収集された回答情報を採用している。具体的には、世帯人員数の他に、調査対象者である女性の属性として、年齢階級（5歳刻み）・婚姻状況（有配偶／死別／離別）・就労状況（正規雇用／非正規雇用／自営業主・家族従業者／無業／その他）・最終学歴である。欠票ケース（世帯票）のうち、世帯内に結婚経験のある女性が複数いることが確認された場合には、第6回調査の調査設計に従い、もっとも若い女性の回答情報を用いている。また、居住地の人口規模および三大都市圏か否かを表す変数は、第6回調査の世帯名簿の情報を用いる。

表4が二項ロジットモデルによる推定結果である。はじめに、全ての調査対象者について最終的に有効票が得られたか否かを従属変数としたモデル1の推定結果を検討する。女性の個人属性に着目すると、年齢階級（基準：45-49歳）では若年者（35歳未満）ならびに後期高齢者（75歳以上）、離死別者、非正規雇用者に比べて正規雇用者および無業者、そして最終学歴（基準：高校）が中学卒・専門学校卒の者ほど有効票が得られにくい（す

9) すなわち、この欠票分析では、第6回調査で有効回答が得られたものの、平成30年国民生活基本調査（世帯票）とのデータ・マッチングに失敗した602ケースは除外される。



なわち、欠票が生じやすい) 傾向がある<sup>10)</sup>。これらの個人属性を統制すると、世帯人員数はいずれも非有意である一方で、非三大都市圏や人口規模が1万人未満の地域に居住する女性ほど有効回答が得られやすい傾向を示している。

つぎに、欠票がどの実査段階で生じやすく、個人属性および世帯・地域属性と関連しているのかを確認する。モデル2から4は、それぞれ①調査票の配布(=1)、②調査票の回収(=1)、③回収票の有効(=1)を表す二値変数を従属変数としている<sup>11)</sup>。

モデル2から4の推定結果からは、欠票の発生を促進／抑制する要因が実査段階によって大きく異なることがわかる。個人属性を見ると、若年層ほど有効票が得られない傾向(モデル1)は、調査票の配布や回収の段階でこれらの層に接触が困難であること、そして調査協力が得られにくいことによって生じている。一方、高齢層では欠票の発生状況がやや複雑である。後期高齢層(75歳以上)では調査票の配布がされにくい一方で、配布に成功した条件下では調査票の回収は60歳以上の対象者の間では成功しやすい傾向にある(「75歳以上」は10%水準で有意傾向)。しかしながら、65歳以上の高齢層では回収された調査票が無効票となる確率が有意に高い。婚姻状況を表す二つのダミー変数はモデル3および4において負の影響を示しており、有配偶女性に比べて離死別女性では調査票の回収確率が低く、回収票も無効となりやすい。同様の傾向は、現職が正規雇用である女性や最終学歴が中学卒の女性でも看取される。また、高校卒の女性に比べて専門学校卒の者では調査票の配布に成功しにくい一方で、高専・短大卒の者では有効票が得られやすいという局所的な効果も認められる。

これらの個人属性を統制すると、表2で確認された世帯人員数および地域属性と調査票の回収状況の関連が限定的となる。世帯人員数(基準:3人)を見ると、単独世帯(1人)では調査票の配布に成功しにくい、有効票が得られやすい。世帯人員数が4人以上のケースでは調査票の回収確率が高まる一方で、回収票が無効票と判定される傾向が強い。また、人口規模(基準:50万人以上)が「1万人未満」であること、非三大都市圏に居住する対象者では、調査票の配布や回収に至る傾向にある。人口規模が「5-10万人」、「30-50万人」のケースでは、それぞれ調査票の回収(モデル3)と配布(モデル2)に対して、正と負の効果も認められる。しかし、これらの居住地域の関する二変数と無効票との間に有意な関連は認められない(モデル4)。

---

10) 年齢階級の効果については、国勢調査(2015年10月1日)および労働者調査(2018年6月30日)を比較基準として、第6回調査の標本ケース(有配偶女性)の年齢別人口分布を検討した第6回調査報告書(国立社会保障・人口問題研究所 2020)の知見とも整合的である。

11) このうち②調査票の回収と③回収票の有効については、直前の調査段階で調査票の配布／回収ができなかった調査対象者は分析対象から除外されるため、モデル3とモデル4ではサンプルサイズは逡減する。



表4 欠票を従属変数とした二項ロジットモデル

	モデル1 有効回収 (=1), それ以外 (=0)		モデル2 配布 (=1), 未配布 (=0)		モデル3 回収 (=1), 未回収 (=0)		モデル4 有効 (=1), 無効 (=0)	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
世帯人員数 (ref. 3人)								
1人	-.017	(.109)	-.630	(.181) **	-.058	(.199)	.335	(.147) *
2人	-.020	(.072)	-.163	(.123)	-.134	(.121)	.141	(.104)
4人	.021	(.089)	.066	(.157)	.323	(.144) *	-.282	(.132) *
5人以上	-.139	(.108)	.295	(.219)	.403	(.182) *	-.747	(.150) ***
居住地・人口規模 (ref. 50万人以上)								
1万人未満	.450	(.211) *	1.275	(.595) *	1.804	(.723) *	-.053	(.238)
1-5万人	.106	(.103)	.235	(.193)	.149	(.180)	.039	(.141)
5-10万人	.039	(.092)	.024	(.161)	.403	(.170) *	-.138	(.126)
10-30万人	-.053	(.069)	-.105	(.115)	.056	(.116)	-.083	(.100)
30-50万人	-.190	(.086) *	-.494	(.132) ***	-.168	(.141)	.061	(.133)
居住地・三大都市圏 (=1)	-.177	(.056) **	-.278	(.094) **	-.441	(.097) ***	.082	(.081)
年齢階級 (ref. 45-49歳)								
29歳以下	-.971	(.169) ***	-.835	(.277) **	-1.274	(.235) ***	-.387	(.293)
30-34歳	-.388	(.148) **	-.154	(.270)	-.785	(.212) ***	.027	(.252)
30-35歳	.038	(.141)	.514	(.291) +	-.359	(.208) +	.144	(.219)
40-44歳	-.101	(.130)	.044	(.239)	-.349	(.197) +	.037	(.202)
50-54歳	.055	(.131)	-.212	(.221)	.087	(.208)	.205	(.211)
55-59歳	.159	(.136)	-.005	(.233)	.316	(.221)	.083	(.212)
60-64歳	.218	(.138)	.121	(.240)	.851	(.253) **	-.212	(.200)
65-69歳	-.017	(.131)	.012	(.230)	.661	(.229) **	-.520	(.190) **
70-74歳	-.016	(.137)	-.066	(.237)	1.136	(.267) ***	-.625	(.196) **
75歳以上	-.557	(.131) ***	-.542	(.227) *	.440	(.229) +	-1.089	(.192) ***
婚姻状況 (ref. 有配偶)								
死別	-.420	(.094) ***	-.092	(.161)	-.349	(.183) +	-.533	(.121) ***
離別	-.633	(.096) ***	-.041	(.175)	-.538	(.151) ***	-.904	(.133) ***
就労状況 (ref. 非正規雇用)								
正規雇用 (役員を含む)	-.282	(.087) **	-.194	(.151)	-.292	(.134) *	-.269	(.136) *
自営業主・家族従業者	-.055	(.121)	.100	(.220)	-.232	(.200)	-.025	(.176)
無業	-.193	(.078) *	-.169	(.134)	-.063	(.129)	-.262	(.116) *
その他 (内職・無回答)	-.170	(.156)	.277	(.279)	-.168	(.271)	-.305	(.209)
最終学歴 (ref. 高校)								
中学	-.381	(.081) ***	.112	(.146)	-.319	(.155) *	-.506	(.102) ***
専門学校	-.243	(.090) **	-.411	(.149) **	-.235	(.146)	-.067	(.138)
高専・短大	.172	(.088) +	-.042	(.148)	.136	(.148)	.331	(.137) *
大学・院	.013	(.091)	-.260	(.147) +	.080	(.147)	.215	(.148)
無回答	-.687	(.096) ***	-.720	(.148) ***	-.444	(.175) *	-.673	(.129) ***
切片	1.932	(.136) ***	3.471	(.239) ***	2.916	(.220) ***	2.988	(.204) ***
-2LL	9226.195		4130.010		3839.377		5206.000	
McFadden's R <sup>2</sup>	.047		.046		.059		.072	
N	9,196		9,196		8,616		8,068	

(注) \*\*\* $p<.001$ , \*\* $p<.01$ , \* $p<.05$ , + $p<.10$

## IV. 第6回調査の不詳状況

### 1. 第6回調査の調査項目と不詳割合

つぎに、有効票が得られた結婚経験のある女性ケースについて、不詳の発生状況を確認する。第6回調査の調査票は、世帯および家族成員（夫婦・子ども・実親・義親）の社会人口学的属性の他に、①家事・育児参加や夫婦関係（勢力・コミュニケーション・情緒的支援）、②親世代との支援・被支援関係や居住関係の実態、③就業歴や夫婦の働き方の実態、④家庭内外のサポートネットワークの実態、⑤家族介護・介護離職の実態、⑥家族に関する考え方や資産継承の考え方の実態に関する計33の設問から構成される。各設問は、複数の質問項目から成り、変数の数に換算すると670にのぼる。なお、離死別女性については夫関連の質問項目の多くが非該当となるから、以下では配偶関係別に集計結果を示すことにする。

#### (1) 変数別に見た不詳の発生状況

表5は、不詳ケース割合別にみた変数（n=670）の分布を示したものである。ここでの不詳ケース割合とは、ある変数の回答状況が「不詳」であった調査対象人数を、（非該当を除く）回答対象人数で除したものを指す。第6回調査では、不詳ケース割合は有配偶女性で「10-20%」（36.3%）、離死別女性で「10%未満」（33.9%）に集中しており、不詳ケース割合が30%未満である変数は、有配偶女性で74.1%、離死別女性で62.3%を占めている。第4回・第5回調査と比較すると、有配偶女性では不詳割合が「10%未満」である変数が第5回調査に続き減少し（30.4→26.8%→19.1%）、「20-30%」「60-70%」の割合が第5回調査よりも3%ポイント以上高い。離死別女性についても、不詳ケース割合が「20-30%」「50-60%」「80-90%」である変数が増加し、各カテゴリの厚みが増している（それぞれ

表5 不詳ケース割合別にみた変数の分布

不詳割合	第6回調査				第5回調査				第4回調査			
	有配偶女性 (N=6,142)		離死別女性 (N=1,517)		有配偶女性 (N=6,409)		離死別女性 (N=1,318)		有配偶女性 (N=6,870)		離死別女性 (N=1,195)	
	N	構成(%)	N	構成(%)	N	構成(%)	N	構成(%)	N	構成(%)	N	構成(%)
10%未満	128	19.1	227	33.9	164	26.8	203	33.1	178	30.4	55	9.4
10-20%	243	36.3	44	6.6	206	33.6	104	17.0	125	21.4	127	21.7
20-30%	125	18.7	146	21.8	92	15.0	92	15.0	100	17.1	65	11.1
30-40%	51	7.6	80	11.9	45	7.3	67	10.9	89	15.2	86	14.7
40-50%	13	1.9	20	3.0	11	1.8	33	5.4	51	8.7	45	7.7
50-60%	19	2.8	55	8.2	32	5.2	28	4.6	14	2.4	55	9.4
60-70%	58	8.7	18	2.7	15	2.4	10	1.6	11	1.9	26	4.4
70-80%	23	3.4	9	1.3	14	2.3	35	5.7	13	2.2	10	1.7
80-90%	5	0.8	63	9.4	14	2.3	18	2.9	3	0.5	16	2.7
90%以上	5	0.8	8	1.2	20	3.3	23	3.8	1	0.2	100	17.1
計	670	100.0	670	100.0	613	100.0	613	100.0	585	100.0	585	100.0

（出所）第4回調査・第5回調査の集計値はそれぞれ山内（2012）、山内ほか（2016）。

21.8%, 8.2%, 9.4%). 不詳ケース割合が比較的高い変数が増加している一因として、調査対象者が回答すべき質問項目数が前回調査に比べ増加したことが考えられる（変数の総数は第4回調査585、第5回調査613）。

具体的に、第6回調査においてどの設問で不詳ケース割合が高いのかを示したものが表6である。不詳ケース割合が平均50%を超える設問は、有配偶女性では問13と問14、離死別女性では問9、問12、問13、問14であった。共通して不詳ケース割合が高い問13と問14は、それぞれ介護の経験、介護と仕事に関する質問項目である。これらの項目は、調査時

表6 設問別にみた変数別不詳割合の分布

設問	設問の概要	変数の数	有配偶女性 (N=6,142)			離死別女性 (N=1,517)		
			最小値	平均値	最大値	最小値	平均値	最大値
問1	世帯に関する事項	26	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
問2	配偶関係に関する事項	5	0.0	11.7	21.6	0.0	11.0	22.2
問3	夫婦の基本属性に関する事項	20	0.0	2.3	4.6	0.0	16.1	42.8
問4	夫婦の現在の仕事に関する事項	30	2.8	14.4	27.2	6.4	20.6	26.8
問5	はじめての仕事（妻）に関する事項	9	8.4	18.5	29.0	13.4	31.2	48.8
問6	現在の結婚と結婚が決まったときの仕事（妻）に関する事項	15	3.2	13.3	32.9	13.8	28.4	52.4
問7	子どもの数に関する事項	3	1.8	5.2	11.6	4.2	9.0	18.4
問8	子の属性に関する事項	24	3.9	15.6	41.0	7.6	25.1	59.6
問9	第1子の妊娠がわかったときと末子が小学校入学時の仕事（妻）に関する事項	26	6.7	42.8	71.4	12.5	56.2	81.4
問10	18歳以上の子との関係に関する事項	108	11.0	23.1	62.0	16.3	29.3	60.9
問11	親の基本属性に関する事項	24	10.1	24.1	39.9	14.8	27.9	42.3
問12	親との関係に関する事項	116	18.0	34.5	82.4	35.6	51.0	85.3
問13	介護の経験に関する事項	53	11.8	65.6	78.0	18.8	80.8	86.8
問14	介護と仕事に関する事項	17	61.8	83.6	96.8	79.2	90.5	98.1
問15	出産・育児等のサポートネットワークに関する事項	28	14.7	27.8	47.9	27.9	47.9	75.4
問16	出産・子育て、介護の不安・苦勞	4	22.8	31.5	39.5	38.4	48.1	56.8
問17	家族・子どもに関する意識	12	8.9	9.7	10.8	19.6	21.0	22.1
問18	同性婚に関する意識	6	9.7	11.3	12.7	21.2	23.2	24.8
問19	家族の果たすはたらきに関する事項	2	9.0	10.9	12.9	18.9	21.4	23.9
問20	家族の範囲に関する事項	14	7.8	13.3	16.2	23.7	27.9	31.2
問21	家族に対する考え方に関する事項	7	8.3	9.0	9.9	18.8	20.0	21.1
問22	生活満足度に関する事項	4	7.0	9.0	14.4	18.0	25.0	35.3
問23	夫婦の家事に関する事項	25	7.9	10.8	13.4	0.0	0.0	0.0
問24	夫婦の育児に関する事項	35	12.7	17.2	22.7	0.0	0.0	0.0
問25	夫婦の勢力関係に関する事項	5	9.7	9.9	10.4	0.0	0.0	0.0
問26	夫婦の勢力関係に関する事項	4	9.0	9.9	12.0	0.0	0.0	0.0
問27	夫婦のコミュニケーションに関する事項	18	8.4	12.4	19.7	0.0	0.0	0.0
問28	夫から妻への情緒支援に関する事項	6	9.6	9.9	10.4	0.0	0.0	0.0
問29	家事の外部化に関する事項	10	9.3	10.1	11.7	23.9	25.1	27.4
問30	母親の家事支援に関する事項	2	24.2	27.2	30.3	44.1	44.1	44.1
問31	理想の子ども数に関する事項	1	9.5	9.5	9.5	19.3	19.3	19.3
問32	資産の保有と継承に関する事項	9	8.4	16.4	20.0	16.8	26.0	29.5
問33	夫婦の収入に関する事項	2	14.5	14.7	14.8	25.4	25.4	25.4
総数		670	0.0	26.0	96.8	0.0	38.8	98.1

(注) 山内ほか（2016）表4をもとに作成。

点で介護をしている者に回答を求めたが、問13は他の設問に比べて変数の数が相対的に多く、不詳割合（平均値）が有配偶女性・離死別女性ともに突出して高い（それぞれ65.6%、83.6%）。さらに離死別女性に関しては、第1子妊娠および末子が小学校に入学したときの妻の仕事、親の出生年や生存状況、経済的・身体的援助関係について尋ねた問9と問12で不詳割合が50%以上となっている。これらの質問項目の不詳ケース割合の高さは、第4回・第5回調査でも観察された傾向であるが（山内 2012, 山内ほか 2016）、第6回調査では同割合がさらに上昇している。

## (2) 対象ケース別にみた不詳の発生状況

つづいて、分析対象である結婚経験のある女性を集計単位とし、不詳の発生状況を見ていく。表7は、各調査対象者について、非該当を除く回答必須項目の総数を分母、そのうち回答状況が不詳であった質問項目数を分子として算出した不詳割合の分布を示したものである。第6回調査では、有配偶女性のうち不詳割合「10%未満」は57.4%、「10-20%」は14.5%、「20-30%」は8.7%となっており、不詳割合が30%未満の女性ケースは全体の約8割を占めている。有配偶女性の不詳割合の分布は、第5回調査と類似しており、第4回調査に比べると、不詳割合が「10%未満」である対象ケースが総じて多いことがわかる。

一方、離死別女性に関しては、不詳割合「10%未満」のケースが38.2%と有配偶女性よりも低く、不詳割合が30%未満のケースは65.9%に留まる。第5回調査と比較すると、不詳割合「10%未満」のケースが約14%ポイント減少しており（52.3→38.2%）、「50-60%」「60-70%」「70-80%」「80-90%」の構成割合が第4回調査と同水準まで上昇している。

表8は、山内（2012）をもとに第6回調査の設問を「個人属性」（問1・2・3・4・33）、「出生」（問7・8・9）、「親」（問11・12）、「介護・介助」（問13・14・16）、「家族意識」（問17・18・19・20・21）、「夫の家事・育児」（問23・24・25・26・27・28）に分類し、不詳割合を算出した。「個人属性」「家族意識」「夫の家事・育児」に関する設問の不詳割合が

表7 不詳割合別にみたケースの分布

不詳割合	第6回調査				第5回調査				第4回調査			
	有配偶女性		離死別女性		有配偶女性		離死別女性		有配偶女性		離死別女性	
	度数	構成(%)	度数	構成(%)	度数	構成(%)	度数	構成(%)	度数	構成(%)	度数	構成(%)
10%未満	3,527	57.4	579	38.2	3,577	55.8	466	52.3	3,047	44.4	356	29.8
10-20%	888	14.5	259	17.1	1,078	16.8	256	17.3	1,518	22.1	264	22.1
20-30%	536	8.7	161	10.6	586	9.1	149	9.5	761	11.1	141	11.8
30-40%	344	5.6	104	6.9	385	6.0	108	6.4	423	6.2	117	9.8
40-50%	282	4.6	106	7.0	260	4.1	97	4.6	333	4.8	84	7.0
50-60%	146	2.4	94	6.2	179	2.8	81	3.4	281	4.1	70	5.9
60-70%	129	2.1	76	5.0	136	2.1	53	2.4	179	2.6	56	4.7
70-80%	128	2.1	47	3.1	113	1.8	37	1.9	167	2.4	44	3.7
80-90%	90	1.5	63	4.2	64	1.0	46	1.4	144	2.1	56	4.7
90%以上	72	1.2	28	1.9	31	0.5	25	0.7	17	0.2	7	0.6
計	6,142	100.0	1,517	100.0	6,409	100.0	1,318	100.0	6,870	100.0	1,195	100.0

（出所）第4回調査・第5回調査の集計値はそれぞれ山内（2012）、山内ほか（2016）。

表8 設問内容別にみたケース別不詳割合の分布

不詳割合	個人属性		出生		親		介護・介助		家族意識		構成 (%)
	有配偶女性	離死別女性	有配偶女性	離死別女性	有配偶女性	離死別女性	有配偶女性	離死別女性	有配偶女性	離死別女性	夫の家事・育児 有配偶女性
10%未満	82.2	61.3	63.0	50.2	59.6	48.7	58.1	45.6	80.0	63.4	75.6
10-20%	6.3	16.0	10.5	9.8	9.4	14.3	2.4	1.9	5.7	7.3	6.3
20-30%	7.0	15.2	6.6	8.3	4.7	2.9	1.8	0.9	3.0	4.1	2.4
30-40%	1.7	4.6	6.6	8.0	3.6	5.1	0.6	0.3	1.5	3.1	3.5
40-50%	2.2	2.4	4.7	7.5	2.5	4.4	0.4	0.3	1.1	1.7	2.2
50-60%	0.5	0.3	2.5	3.6	2.2	2.7	0.1	0.1	0.9	1.9	1.4
60-70%	0.1	0.3	2.0	4.2	2.9	2.8	24.3	31.6	0.5	0.9	1.0
70-80%	0.0	0.0	1.3	2.3	1.8	0.9	0.2	0.3	0.6	1.1	0.8
60-70%	0.0	0.0	0.3	0.7	4.0	4.6	0.2	0.1	0.4	1.2	0.7
90%以上	0.0	0.0	2.4	5.4	9.4	13.6	12.0	19.0	6.2	15.5	6.0
計	100	100.0	100	100.0	100	100.0	100	100.0	100	100.0	100.0

(注) 有配偶女性 (6,142ケース), 離死別女性 (1,517ケース). 離死別女性については, 夫関連の設問を集計から除外.

「10%未満」である対象ケースは, 有配偶女性では8割前後, 離死別女性では6割程度となっており, 残りの「出生」「親」「介護・介助」で不詳割合が高い. 配偶関係にかかわらず, 不詳割合が「親」では「90%以上」, 「介護・介助」では「60-70%」および「90%以上」のカテゴリに一部のケースが集中しているのが特徴であり, 回答項目数が比較的多い設問に対して, 最初の段階で回答を断念するケースが一定数存在することがわかる.

## 2. 不詳発生の規定要因: 多変量解析②

最後に, 結婚経験のある女性 (有効票) のうち, 平成30年国民生活基礎調査 (世帯票) とのマッチングに成功した7,057ケースを分析対象とし, 回答すべき質問項目に占める不詳割合が20%以上である者がどのような属性を持った者であるかを配偶関係別に検討する. 従属変数は, 不詳割合が20%以上である場合を1, それ以外を0とする二値変数であり, 独立変数はⅢ.4の欠票分析と同様である<sup>12)</sup>.

表9がその推計結果である. 有配偶女性および離死別女性で共通して不詳割合に影響を与えているのは, 調査対象者の年齢階級と最終学歴であり, 「45-49歳」に比べて60歳以上の高齢層, 高校卒よりも中学卒である者ほど不詳割合が20%以上である確率を有意に高めている. その一因として, 高齢層であり, 教育水準が低い者ほど設問文や回答方法の理解が困難となり, そのことが不詳割合に年齢差と学歴差をもたらしていることが考えられる. 他の共変量の効果を見ると (推計結果は省略), 有配偶女性では単独世帯ダミー (世帯人員数1人) が不詳割合に正の効果を示しているが, 居住地 (人口規模・三大都市圏) や現職 (雇用形態) は不詳パターンに明確な差異は認められない ( $p>.05$ ).

12) 従属変数を不詳割合が30%であるか否かを表す二値変数に変更しても, 表9の推定結果に大きな変化は見られなかった.

表9 不詳割合（20%以上）を従属変数とした二項ロジットモデル

	有配偶女性		離死別女性	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
年齢階級 (ref. 45-49歳)				
29歳以下	-.462	(.302)	1.318	(1.007)
30-34歳	-.157	(.211)	.425	(.681)
30-35歳	-.312	(.187) +	.116	(.574)
40-44歳	-.136	(.170)	.600	(.466)
50-54歳	-.062	(.162)	.437	(.432)
55-59歳	.062	(.160)	.664	(.429)
60-64歳	.377	(.154) *	1.316	(.419) **
65-69歳	.876	(.152) ***	1.339	(.402) **
70-74歳	1.070	(.162) ***	1.581	(.400) ***
75歳以上	1.625	(.167) ***	1.979	(.399) ***
就労状況 (ref. 非正規雇用)				
正規雇用 (役員を含む)	-.210	(.118) +	-.209	(.233)
自営業主・家族従業者	.156	(.132)	-.090	(.303)
無業	.038	(.091)	-.157	(.188)
その他 (内職・無回答)	.400	(.225) +	.036	(.317)
最終学歴 (ref. 高校)				
中学	.695	(.114) ***	.556	(.156) ***
専門学校	-.182	(.116)	.239	(.233)
高専・短大	-.437	(.101) ***	-.841	(.241) ***
大学・院	-.926	(.130) ***	-.621	(.283) *
無回答	.735	(.129) ***	.866	(.257) **
切片	-1.300	(.175) ***	-.964	(.580) +
-2LL	5675.763		1666.753	
McFadden's $R^2$	.141		.107	
N	5,691		1,366	

(注) \*\*\* $p<.001$ , \*\* $p<.01$ , \* $p<.05$ , + $p<.10$ . 世帯人員数・居住地（人口規模・三大都市圏）を統制済み。

紙幅の都合上、詳細な分析結果は割愛するが、表8の設問内容別に同様の推定を行った。その結果、最終学歴は有配偶女性・離死別女性ともに全ての設問内容について一貫した効果を示しており、全体の推計結果（表9）とも整合的であった。年齢階級の効果についても、離死別女性の「出産」項目を除いて高齢層ほど不詳割合が有意に高まる傾向が見られた。さらに、有配偶女性では35歳未満の若年層で「出生」「家族意識」「家事・育児」の不詳割合が有意に低い。これらの結果からは、調査時（前後）に出産や育児を行っている可能性が高い若年層や壮年層に比べると、高齢層は過去の出生歴（子どもの出生年月）や育児経験などを回顧するのが困難であり、そのことが不詳割合の高まりをもたらしていると推察される。

## V. 結論と今後の課題

本稿では、社人研が実施した第6回全国家庭動向調査の欠票・不詳状況について、第4回および第5回調査との時系列変化に着目しつつ検討を行った。得られた諸知見を要約す



ると、以下のとおりである。

まず第6回調査の欠票率は40.1%であり、高止まり状態であった第5回調査（36.1%）と比べて4.0%上昇していた。これは、有効回収率を調査客体数（総標本数）と有効票数をもとに算出し直すと、それが6割程度であることを意味している。この指標においても同時期に実施された学術調査（表1）に比べて有効回収率が高いとはいえ、2005年以降に指摘されてきた回収率の低下傾向が一般統計である本調査にもあてはまり、その状況が前回調査よりも深刻化していることを物語っている。

この欠票率の上昇は、調査票の未配布率および未回収率の高まりによって生じており、配布・回収の双方において調査対象者の不在による接触不能が増加していた。それをふまえ、平成30年国民生活基礎調査（世帯票）の調査票情報を利用し、主な調査対象である結婚経験のある女性の欠票要因を調査実施の段階別（①調査票の配布、②調査票の回収、③回収票の有効）に検討した。分析結果からは、若年層や大都市居住者では調査票の配布と回収に成功する確率が低く、離死別女性や高齢層、中学卒の者では調査票の回収率が低く、回収された調査票が無効となりやすい傾向にあった。

また、集計対象となる有効票についても不詳割合の全体的な増加が確認された。不詳ケース割合が10%未満の変数は全体の2割程度まで減少し、介護経験や介護と仕事に関する設問では不詳ケース割合が実に50%を超えていた。不詳割合が高い調査対象者の特徴を多変量解析から検討すると、特に年齢階級と最終学歴が不詳割合に強い影響を与えていた。すなわち、60歳以上の高齢層、中学卒の者ほど回答項目の20%以上が不詳となる傾向にあった。

国民生活基礎調査（世帯票）の個票データを利活用することで、第6回調査においても欠票・不詳の発生プロセスに対して調査対象者の社会人口学的属性（年齢・学歴・配偶関係など）が強く作用しており、本調査の集計結果に少なからぬ影響を及ぼす可能性が示された。調査票内容の精査を含む回収率および回答率の改善に向けたより一層の努力が求められることは論をまたないが、分析結果から導出される今後の全国家庭動向調査に対する示唆は、次のような諸点が考えられる。

はじめに指摘すべきは、実査方法の見直しである。これまで全国家庭動向調査では、政策立案に資する精度の高い統計情報を得るべく、調査票の配布や回収は調査員による対象世帯への訪問を原則としてきた。しかしながら、第6回調査では対象世帯への接触がさらに困難となっており、実査の初期段階で欠票となる対象世帯も相当数存在した。幅広い年齢層を調査対象とする本調査では、従来の配布・回収方法を基軸としつつ、①不在世帯に対する調査票のポスティング（投函）、②質問紙回答とオンライン調査回答<sup>13)</sup>の併用、③記入済み調査票の郵送提出を認めるなど、調査対象者の生活実態に応じて回答方法の利便

13) 公的統計でのオンライン調査回答の導入は、調査対象者の回答負担軽減や回収率の維持・向上の観点からも推進されており（総務省統計委員会 2018）、国勢調査（総務省）では平成27（2015）年より従来の紙面調査との併用が全国的に導入された。学術研究におけるオンライン調査の利用動向については、日本学術会議（2020）や三輪ほか（2020）を参照のこと。

性を向上させることが必要であると考えられる。ただし、調査モードによって回収率や質問項目への回答傾向が異なることも指摘されていることから（前田 2005, 本多 2006）、調査方法の変更が集計結果に及ぼす影響や過去の調査回との比較可能性についてはより慎重な議論が必要である。

実査上の工夫に加えて、結果的に生じた欠票と不詳に対処するために、推計値の補正に向けた方法論的検討も進める必要があるだろう。たとえば、前者への対処としては性別・年齢・地域などの母集団の構成比率に基づく事後層化ウェイト（Smith 1991）や、欠票の発生段階を考慮したウェイト変数を作成することが挙げられる（土屋 2010）。後者については、多重代入法（multiple imputation: MI）や完全情報最尤推定法（full information maximum likelihood: FIML）のように、有効回答情報をもとに、部分的に欠測となった変数情報を統計的に補完する方法も考えられる。その際、親調査である国民生活基礎調査（世帯票）の調査票情報は重要な基礎資料となる。

以上述べてきた調査実施・集計方法に加えて、主たる調査対象を結婚経験のある女性とすることの妥当性に関しては、今後の全国家庭動向調査に対して問われるべき重大な課題である。本調査が開始された1990年代初頭は、現役勤労世代の有配偶率が依然として高く、家事・育児・介護をはじめとする家庭内のケア労働は女性（妻）がその多くを担ってきた。しかし周知のとおり、この四半世紀で女性の労働力率の底上げや未婚率・離婚率の上昇が見られるようになり、家庭内の性別役割分業体制を前提とする調査対象設定の妥当性は失われつつある。日本家族の構造・機能の実態とその変動要因を把握するという、調査本来の目的を達成するうえで、有配偶・離死別女性に加えて新たに男性や未婚女性を調査対象に含めるべきか否かを検討する価値は十分にあるだろう。

#### 付記

本研究は、国立社会保障・人口問題研究一般会計プロジェクト「全国家庭動向調査」の研究成果である。統計法第32条の規定に基づき、「平成30年国民生活基礎調査」（世帯票）の調査票情報を二次利用申請し、厚生労働省統計審査解析室より提供を受けた。また、統計法第32条の規定に基づき、第6回「全国家庭動向調査」の調査票情報を二次利用申請した。集計結果は筆者が独自に作成・加工したものであり、厚生労働省が作成・公表している統計等とは異なる。

#### 参考文献

- 安藤道人（2017）「配偶者との死別が高齢女性の生活状況と健康水準に与える影響—予備的分析—」『人口問題研究』第73巻第2号，pp.117-137。
- 石井太（2013）「出生動向基本調査と国民生活基礎調査とのデータマッチングを用いた子ども数の分析」『人口問題研究』第69巻第2号，pp.53-73。
- 伊藤伸介・石田賢示・藤原翔・三輪哲（2017）「社会データ分析の新時代—公的統計データの社会学研究への活用—」『理論と方法』第32巻第2号，pp.321-336。
- 小池司朗・山内昌和（2014）「2010年の国勢調査における『不詳』の発生状況—5年前の居住地を中心に—」『人

- 口問題研究』第70巻第3号, pp.325-338.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2020)『第6回全国家庭動向調査 (2018年社会保障・人口問題基本調査)』(調査研究報告資料第38号).
- 白波瀬佐和子 (2018)「2015年「社会階層と社会移動に関する全国調査 (SSM 調査)」実施の概要」保田時男編『2015年 SSM 調査報告書1 調査方法・概要』(2015年 SSM 調査研究会), pp.1-12.
- 総務省統計委員会 (2018)『第2回統計業務プロセス部会 (平成28年12月13日) 配布資料』  
([https://www.soumu.go.jp/main\\_sosiki/singi/toukei/gyomu/kaigi/02shingi05\\_02000267.html](https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/singi/toukei/gyomu/kaigi/02shingi05_02000267.html) 2021年12月21日最終閲覧).
- 千年よしみ (2019)「人口移動調査における欠票状況の分析」『人口問題研究』第75巻第3号, pp.216-236.
- 土屋隆裕 (2005)「調査不能者の特性に関する一考察—「日本人の国民性第11次全国調査」への協力理由に関する事後調査から—」『統計数理』第53巻第1号, pp.35-56.
- 土屋隆裕 (2010)「調査への指向性変数を用いた調査不能バイアスの二段補正—「日本人の国民性第12次全国調査」への適用—」『統計数理』第58巻第1号, pp.25-38.
- 新田功 (2004)「国民生活基礎調査における無回答データ等の影響を考慮した調査設計に関する研究」『厚生指標』第51巻第11号, pp.24-28.
- 日本学術会議 (2020)『Web 調査の有効な学術的活用を目指して』  
(<https://www.scj.go.jp/ja/info/kohyo/pdf/kohyo-24-t292-3.pdf>, 2021年12月9日最終閲覧).
- 本多則恵 (2006)「インターネット調査・モニター調査の特質—モニター型インターネット調査を活用するための課題—」『日本労働研究雑誌』第551号, pp.32-41.
- 前田忠彦 (2005)「郵送調査法の特徴に関する一研究—面接調査法との比較を中心として—」『統計数理』第53巻第1号, pp.57-81.
- 松田芳郎 (1999)『ミクロ統計データの描く社会経済像』日本評論社.
- 宮内環・McKenzie, C. R.・木村正一 (2005)「回答行動の分析—調査受託と拒否の選択行動—」(樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀 COE『日本の家計行動のダイナミズム [I] 慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』慶應義塾大学出版会, pp.43-91.
- 三輪哲・前田忠彦 (2018)「2015年 SSM 調査による調査不能と項目無回答の基礎分析」保田時男編『2015年 SSM 調査報告書1 調査方法・概要』(2015年 SSM 調査研究会), pp.13-27.
- 三輪哲・下瀬川陽・石田賢示 (2020)「社会科学におけるインターネット調査の可能性と課題」『社会学評論』第71巻第1号, pp.18-28.
- 保田時男 (2008)「低下する回収率と回収不能の要因」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編著『日本人の意識と行動—日本版総合的社会調査 JGSS による分析—』東京大学出版会, pp.447-458.
- 保田時男・穴戸邦章・岩井紀子 (2008)「大規模調査の回収率改善のための調査員の行動把握—JGSS における訪問記録の分析から—」『理論と方法』第23巻第2号, pp.129-136.
- 山内昌和 (2012)「第4回全国家庭動向調査の無回答に関する検討」『人口問題研究』第68巻第1号, pp.70-89.
- 山内昌和・菅桂太・菊池潤 (2016)「第5回全国家庭動向調査の無回答の発生状況ならびに平成25年国民生活基礎調査 (世帯票) の個票データとのマッチングに関する検討」『人口問題研究』第72巻第1号, pp.3-27.
- Groves, R. M., and M. P. Couper (1998) *Nonresponse in Household Interview Surveys*, John Wiley & Sons, Inc.
- Groves, R. M., D. A. Dillman, J. L. Eltinge, and Little, R. J. A. (eds.), (2002) *Survey Nonresponse*, John Wiley & Sons, Inc.
- Inaba, A. (2007) "Problems Relating to Declining Response Rates in Social Survey Research in Japan: Trends after 2000," *International Journal of Japanese Sociology*, Vol.16, pp.10-22.
- Smith T. M. F. (1991) "Post-Stratification," *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, Vol.40, Issue 3, pp.315-323.

# Descriptive Analysis of Unit and Item Nonresponse in the 6th National Survey on Family in Japan

SAITO Tomohiro and KIKUCHI Jun

This article aims to describe the characteristics of unit and item nonresponse of the 6th National Survey on Family in Japan (NSFJ), which was conducted by the National Institute of Population and Social Security Research in 2018.

Compared to the 4th (2008) and 5th round (2013), the nonresponse rates of the 6th NSFJ increased by about 4 points to 40.1%, and this was mainly due to the increase in rates of the failure to contact the respondents and distribute the questionnaires. To further assess the association between respondents' demographic or geographic attributes and survey nonresponse, we used the 2018 Comprehensive Surveys of Living Conditions (CSLC), which can be merged to the 6th NSFJ because these datasets have a common sampling frame.

By using the merged datasets of NSFJ and CSLC, we found that the association between respondents' attributes, such as age, marital status, and education, and unit nonresponse significantly differ, depending on the field work stage of the survey: (1) distribution of the questionnaires, (2) collection of the questionnaires, and (3) assessment of the valid response. In addition, item nonresponse rates, which refers to the proportions of invalid answers from the respondents, slightly increased compared to the 4th and 5th round, and the elderly or less-educated women showed a significantly higher likelihood of item nonresponse.

Based on these results, we will discuss the practical implications for the improvements of response rates in the next 7th round, including the revision of questionnaires and survey design.

Keywords: National Survey on Family in Japan (NSFJ), unit nonresponse, item nonresponse, Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC)

---

## 特 集 IV

---

### 第8回人口移動調査の結果から（その7）

## 第8回人口移動調査の結果からみた将来人口移動に関する考察

久 井 情 在

第8回人口移動調査では、5年後に移動する可能性のある地域について、「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」等から選んでもらう質問が設けられている。本稿では、この設問に関する集計結果を示すとともに、類似する他の調査・集計との比較を行った。具体的には、第1に、「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」といった移動先地域類型の分布を性別・年齢別に示し、次いで移動先地域類型別の移動理由の分布を示した。第2に、この集計結果を、国勢調査から算出した「田園回帰」人口や、人口移動調査の都道府県を基準とした集計と比較した。その結果、「大都市部」への移動と職業上の理由による移動との間、ならびに「中小都市部」への移動と住宅を理由とする移動との間に関連性がみられた。このことは、従来型の都道府県を基準とする地域区分では明確にならないため、今回の地域類型導入の成果だといえる。一方、「農山漁村地域」への移動については、若年層を十分に捕捉できていないことが国勢調査との比較で示唆されたため、本設問を「田園回帰」の議論に応用することは困難といえる。

キーワード：人口移動，大都市，中小都市，農山漁村

### 1. はじめに

日本では1980年代以降、バブル崩壊による逆転を一時挟みつつも、東京圏への人口流入の趨勢が続いている。増田編（2014）は、この東京圏一極集中が続けば、非東京圏すなわち地方の多くの市町村で人口が急減するという将来推計を示し、これらの市町村を「消滅可能性都市」と呼んだ。この推計および問題提起は、「消滅」とみなされた自治体の関係者をはじめ、中央政府や日本社会一般に衝撃を与え、以降、「地方創生」が重要な政策課題として掲げられることとなった。

こうした経緯から、東京圏一極集中の是正は「地方創生」の中心テーマとなっているが、それがどのような形で実現されるのかをめぐっては、対立する2つの見方が現れている。1つは、問題提起した増田編（2014）自身が提案する対応策であり、地方の広域ブロックの中核となる都市に投資や施策を集中させることで、人口流出を食い止める「ダム機



能」<sup>1)</sup>を構築しようとするものである。もう1つは、これまでの趨勢とは逆の、都市から農山漁村への人口移動に可能性を見出そうとする「田園回帰」の議論である(藤山 2015, 小田切・筒井編 2016)。「田園回帰」論には、増田編(2014)の議論に内包された、農山漁村を地域政策の対象から切り捨てようとする指向性に反駁しようとする狙いがあるため(小田切 2014, 山下 2014, 作野 2016),「田舎の田舎」(藤山 2015)における人口流入を強調する傾向が強い。

大都市圏や東京圏への人口移動についての人口学的研究では、都道府県別に集計されたデータが用いられ、特定の都道府県を大都市圏あるいは東京圏と定義して分析がなされることが多い。しかし、地方都市の「ダム機能」や農山漁村への「田園回帰」について、都道府県単位で論じるには無理があり、より小さな地域区分が必要になる。たとえば、森川(2020)は、北海道における人口移動を分析し、札幌市は人口流出を防ぐ「ダム機能」を果たしておらず、むしろ周辺地域から人口を集めて東京に送り出す「吸水ポンプ」として機能していると論じているが、そこでは国勢調査の市町村間移動のデータが用いられている。「田園回帰」の場合はさらに、市町村でも単位として大き過ぎるとされる。たとえば、藤山(2015)が「田園回帰」の根拠としているのは、公民館区・小学校区等からなる小地域を単位として島根県が集計した人口データであり、作野(2016)は、「都道府県単位や広域合併した市町村を単位として「田園回帰」の実態を語ることはふさわしくない」(p.45)と述べ、島根県や国土交通省中国地方整備局がまとめた小地域単位の人口データを用いた分析を行っている。

しかし、小地域データに基づく研究は、都道府県データによる研究と比べて制約が大きい。まず、フローとしての人口移動のデータは、通常、小地域単位では収集されていない。人口移動を直接捉えた政府統計には、国勢調査による10年に1度の「5年前の常住地」に関する調査や、住民基本台帳人口移動報告があるが、これらの統計では市区町村を最小単位として移動を捉えている。そのため、市町村よりも小さい単位での分析が必要であるとすれば、移動そのものを示すフローのデータではなく、藤山(2015)や作野(2016)のように、常住人口等のストックデータの年次変化を観察し、その差分を移動人口とみなす方法をとらざるを得ない。その場合、農山漁村の人口増加(特定のコーホートに限定される場合も含む)が「田園回帰」とみなされることになるが、実際のところそれが都市からの移動であるのかを判断することはできない。

こうした課題に対し、総務省(2018)は、「都市部から過疎地域への移住者」を「田園回帰」に相当するものとみなし、その人数を国勢調査の個票の再集計により算出している。この「都市部から過疎地域への移住者」の定義では、5年前に都市部に居住していることを、市町村を基準として判定する一方、調査時点で過疎地域に居住していることについて

---

1)「ダム機能」は、東京一極集中対策の方針を示すために増田編(2014)が用いた比喩表現であり、学術的な定義は付されていないが、「ダム」という表現から、その意味を考えてみたい。ここでは人口移動が水の流れに例えられている。すなわち、水が河川の上流から下流に流れるように、人口は地方から首都圏に移動するものと想定されている(山下 2014, p.124)。この流れを堰き止めるのが「ダム」であり、それによって下流である首都圏に人口が流出することを防ぎ、上流である地方に人口をとどめ置くことが期待されている。



は、合併前の旧市町村を基準として判定している。これにより、公表データではなく個票を用いる形ではあるものの、「田園回帰」概念に可能な限り合致したケースを国勢調査データから取り出している。

もう1つの制約として、こうした市町村あるいはさらに小さな単位のデータが、悉皆調査からしか得られないことが挙げられる。小地域データは、自治体等が独自に集計している場合であっても、国勢調査や住民基本台帳の情報に基づくものであり、独自の調査項目を設けているわけではない。

都市と農山漁村の地域区分を、小地域を単位として設定しようとするならば、利用可能なデータには、このような小地域統計の抱える制約が引き継がれざるを得ない。ただし、都市と農山漁村の客観的分類を諦め、回答者の主観に委ねるのであれば、標本調査によって独自の調査を行うことも可能になる。代表的なものに、内閣府による「農山漁村に関する意識調査」がある<sup>2)</sup>。この調査のうち、人口移動に関係する部分を挙げると、居住地域が都市か農山漁村かについての認識を問い、都市と答えた回答者に対し、農山漁村に移住してみたいという願望があるかを尋ねている。後者の問いに「ある」または「どちらかというところ」と答えた割合は、2005年11月調査では20.6%、2014年6月調査では31.6%、2021年6月調査では26.6%となっており<sup>3)</sup>、2014年に農山漁村移住への関心が高まったようである。ただし、関心の高まりが実際の移住の増加につながっているかは定かでない。前掲の総務省（2018）によると、「都市部から過疎地域への移住者数」は、2000年から2010年、さらに2015年にかけて減少しており、「都市部からの移住者」全体に対する割合でみても、微減となっている。

人口移動について継続的に行われている調査には、悉皆調査である国勢調査、住民基本台帳人口移動報告の他に、国立社会保障・人口問題研究所が標本調査として実施する人口移動調査がある。2016年に実施された第8回調査では、上述した「地方創生」や「田園回帰」に対する関心の高まりを受けて、都市・農山漁村のような地域区分による移動傾向を明らかにできるような調査票の改定が検討された。しかし、人口移動調査で尋ねる具体的な地域は都道府県レベルまでで、市町村以下の小地域名は問わない設計になっているため、都道府県による区分を適切でないとするならば、具体的な地域名についての回答から都市・農山漁村の区分を作り出すことはできない。また、人口移動調査で中心となる質問項目は、過去の特定時点での居住地といった「事実」に関するものであり、前掲の内閣府調査のような、都市か農山漁村かについての認識を問うような質問とはうまくかみ合わない。ただし、中には主観が強く反映される設問もあり、「5年後に居住地が異なる可能性」はその1つである。そこで第8回調査では、「5年後に居住地が異なる可能性」について「ある」と答えた場合に、その地域の類型を問うこととした。類型の選択肢は、「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」「その他」「わからない」の5つとし、複数の未来予測が並立す

2) <https://survey.gov-online.go.jp/r03/r03-nousan/index.html>（2021年11月29日最終アクセス）

3) 2021年6月調査は郵送法で実施しており、調査員による個別面接聴取法で実施していたそれまでとは調査法が異なるため、単純に比較できないとしている。

る可能性があることを考慮して複数回答可とした。

総務省（2018）や「農山漁村に関する意識調査」は、それぞれの調査の目的に従い、都市と過疎地域あるいは農山漁村とを対比させる地域区部を採用しているが、人口移動調査の対象は農山漁村に限らないので、都市を「大都市部」「中小都市部」の2つに分けている。仮に「中小都市部」への移動者数が大きければ、増田編（2014）のいう「ダム機能」に期待が持てるということになる。

本稿では、第8回人口移動調査の個票データの再集計により、2016年現在の日本における「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」への人口移動について考察する。その目的として第1に、どのような人が「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」に移動する傾向にあるのか、それぞれの地域への移動理由にはどのような傾向がみられるのかを明らかにすることである。第2に、この地域区分による集計結果の特徴を、他の調査や、同じ人口移動調査の別の質問項目から得られる集計結果との対比で明らかにする。具体的には、「農山漁村地域」への移動を、総務省（2018）が明らかにした過疎地域への移動と対比し、「大都市部」への移動を、都道府県で定義した三大都市圏への移動と対比させる。

以下の構成は次のようになる。2節では、「第8回人口移動調査」の概要と、その調査のうち本稿で扱う項目「5年後に居住地が異なる可能性」について説明する。3節と4節は集計結果の提示と分析を行い、前者は上述の第1目的、後者は第2目的に対応する議論を行う。最後に5節で、本稿の議論をまとめ、今後の研究課題を示す。

## 2. データ

本稿で用いる「第8回人口移動調査」は、国立社会保障・人口問題研究所が2016年7月1日に実施した全国標本調査である（国立社会保障・人口問題研究所 2018）。この調査は、厚生労働省が実施する「国民生活基礎調査」で設定された調査地区から都道府県ごとに無作為に調査対象地区を選定し、その地区の全世帯を調査員が訪問して調査票を配布する形で行われた。回答は原則として世帯主が世帯員全員分を担い、回収は調査員による再訪問あるいはインターネット回答によって行われた。当初は全国1,300地区での調査が予定されていたが、2016年4月に発生した熊本地震の影響で熊本県と大分県由布市で調査が中止となったため、最終的に1,274地区の67,098世帯が調査対象となった。このうち72.2%にあたる48,477世帯から有効回答が得られた。

同調査では主に、世帯主および世帯員のライフイベントごとの居住地、直近の居住地移動（引っ越し）の内容、5年後の居住地移動について尋ねているが、本稿ではこのうち、5年後の居住地移動に焦点を当てる。この設問ではまず、「5年後に居住地が異なる可能性」（5年後の移動可能性）<sup>4)</sup>について、「大いにある」「ある程度ある」「あまりない」「まっ

4) 調査票では、多義的な言葉である「移動」の使用を避けて「5年後に居住地が異なる可能性」と表記されているが、国立社会保障・人口問題研究所（2018: 61-71）による調査結果のまとめでは簡潔に「5年後の移動可能性」と表記されている。本稿もこれに倣い、以下は「5年後の移動可能性」と表記する。同様に、「転居予定先の地域の類型」については「移動先地域類型」と表記する。

たくない」の中から選ぶ。「まったくない」以外を選んだ場合、その転居予定先を都道府県で答えるとともに、「転居予定先の地域の類型」（移動先地域類型）を「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」「その他」「わからない」から複数回答可で選ぶ。さらに、転居の理由（移動理由）について18の選択肢<sup>5)</sup>から単一回答で選ぶ<sup>6)</sup>。なお、地域類型については、表1に示す説明が調査票に記載されている。

表1 「第8回人口移動調査」問22-2の地域類型

1 大都市部	人口が非常に多い都市およびその近郊.
2 中小都市部	1に当てはまらない都市で、地域の中心的な都市や小規模の都市およびその近郊.
3 農山漁村地域	1, 2に当てはまらない地域で、農林水産業が盛んな地域.
4 その他	1から3に当てはまらない地域。たとえば、観光業が盛んな小さな町や村など.
5 わからない	まだ具体的な地域を決めていない場合など.

出所：第8回人口移動調査

「5年後の移動可能性」と「移動先地域類型」の集計結果を、それぞれ表2と表3に示す。ここでは、サンプル数（調査対象者数）の他に、都道府県別ウェイトを加味した構成比を示している。これは、「第8回人口移動調査」の標本設計上必要なものであり、本稿の分析でも基本的にウェイト算入後の集計値を用いる<sup>7)</sup>。なお、調査では5年後の移動可能性が「あまりない」人にも移動先地域類型を尋ねているが、本稿ではこのケースを計上せず、5年後の移動可能性が「大いにある」または「ある程度ある」ケースのみを扱っている。移動先地域類型の設問は複数回答が認められているものの、表3によると、実際に複数回答したケースは1割に満たず、その大半が「大都市部」と「中小都市部」の2つを選んだものとなっている。この分布を踏まえ、以降の分析では、「大都市部」と「中小都市部」の2つのみを選んだケースを除き、複数回答を単一回答の「その他」と同じカテゴリーとして扱う。ただし、複数回答に「わからない」を含む場合は、単一回答の「わからない」と同じカテゴリーに振り分ける。

したがって、本稿では、5年後の移動可能性が「大いにある」または「ある程度ある」ケースを「移動可能性あり」、 「あまりない」または「まったくない」ケースを「移動可能性なし」とみなし、前者をさらに移動先地域類型によって「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」「大都市部または中小都市部」「わからない」「その他」の6つのカテゴリー

5) 選択肢の具体的内容については後述する。

6) 5年後の移動可能性と移動理由については第7回以前でも調査されている。移動先の都道府県は、第7回において地域ブロックで答えてもらっていたものを、より詳細を尋ねる形に修正したものである。移動先地域類型は、第8回で初めて設定された質問となる。

7) 「第8回人口移動調査」では、すべての都道府県から十分なサンプル数が得られるように調査区が設定されているため、都道府県別にみたサンプル数の比率と実際の人口比との間に乖離が生じる。都道府県別ウェイトはこれを是正するために設定されている（国立社会保障・人口問題研究所 2018：3）。

に分けて集計する。なお、回答不詳についてはデータセットから除外している。

表2 「5年後の移動可能性」の回答分布

	サンプル数	ウェイトを 加味した 分布(%)
大いにある	7,438	6.67
ある程度ある	11,377	10.67
あまりない	9,900	9.52
まったくない	84,665	66.05
不詳	9,260	7.09
総数	122,640	100.00

資料：第8回人口移動調査

表3 「移動先地域類型」の回答分布

	サンプル数	ウェイトを 加味した 分布(%)
単一回答		
大都市部	2,465	18.34
中小都市部	4,022	19.69
農山漁村地域	729	2.88
その他	485	1.99
わからない	8,310	41.30
複数回答		
大都市部・中小都市部	822	5.36
「わからない」を含む複数回答	244	1.48
その他の複数回答	254	1.37
不詳	1,484	7.55
総数	18,815	100.00

資料：第8回人口移動調査

### 3. 集計結果

#### (1) 移動先地域類型と年齢・性別

表4および図1は、5年後に移動可能性のある地域の類型と、年齢・性別との関係を示したものである。まず表4で総数をみると、「移動可能性なし」が8割を超えており、移動可能性のあるのは2割に満たない。移動可能性があったとした回答者のうちでは、行き先が「わからない」と答えた者が8.10%と最も多く、具体的な地域類型を挙げた回答の中で最大のものは「中小都市部」の3.73%、次いで「大都市部」が3.47%である。「農山漁村地域」はわずか0.54%で、大都市部・中小都市部の複数回答の割合1.0%よりもさらに小さい。

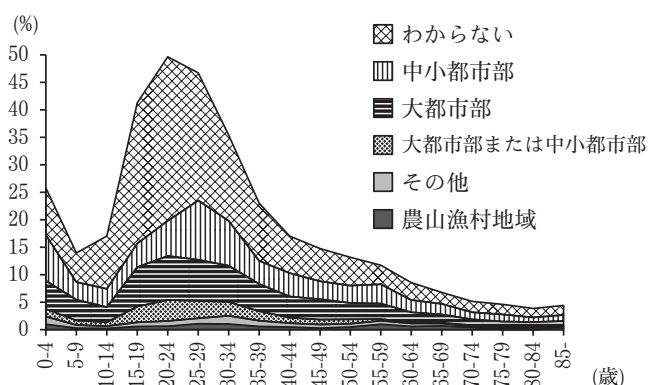
表4 性別・年齢別、移動先地域類型の回答分布

単位：%

	総数	15-34歳		35-64歳	
		男	女	男	女
移動可能性なし	82.50	57.96	56.83	84.22	86.81
大都市部	3.47	7.85	6.58	3.44	3.17
中小都市部	3.73	7.18	7.40	3.68	3.13
農山漁村地域	0.54	0.80	0.87	0.62	0.52
大都市部または中小都市部	1.01	3.12	3.00	1.01	0.61
わからない	8.10	21.94	24.36	6.24	5.20
その他	0.64	1.13	0.96	0.78	0.57
合計	100	100	100	100	100
サンプル数	111,896	9,241	9,256	21,819	22,552

資料：第8回人口移動調査

図1 年齢（5歳階級）別、移動先地域類型の割合



資料：第8回人口移動調査

図1で年齢5歳階級別の割合をみると、移動可能性のある者の割合は20～24歳をピークとして15～29歳で特に高くなるが、それ以降は年齢の上昇に伴い低下する。地域類型別でもおおむね同様の傾向となっているが、「大都市部」「大都市部または中小都市部」「わからない」のピークが全体と同じ20～24歳であるのに対し、「中小都市部」と「農山漁村地域」ではピークが後ろにずれ、25～29歳となっている。年少人口をみると、0～4歳の移動割合が「中小都市部」で特に高くなっており、小さな子どもを持つ世帯に「中小都市部」への移動傾向があることがみてとれる。

移動率の高い15～34歳について男女を比較すると、男性で「大都市部」、女性で「わからない」の割合が高い。一方、移動率の落ちる35歳以降の生産年齢人口では、「わからない」も含めたすべての地域類型にわたって、移動可能性のある割合は男性で高くなっている。



## (2) 移動先地域類型と移動理由

第8回人口移動調査では、5年後の移動理由について、18の選択肢から1つを選ぶ形式となっている。本稿では、この18の選択肢について、類似性やサンプルサイズを考慮して表5のように、8項目にまとめて集計する<sup>8)</sup>。

表5 移動理由の分類

分類項目名	「第8回人口移動調査」での選択肢
入学・進学	入学・進学
就職・転職・転勤	就職，転職，転勤
住宅事情	住宅事情
生活環境上の理由	生活環境上の理由
親や子との同居・近居	親と同居，親と近居，子と同居，子と近居
家族の移動に伴って	家族の移動に伴って
結婚	結婚
その他	家業継承，定年退職，通勤通学の便，子育て環境上の理由，健康上の理由，その他

この8項目の移動理由の分布を、移動先地域類型別に示すと表6のようになる。移動者総数では、「就職・転職・転勤」で4分の1を占め、「住宅事情」、「家族の移動に伴って」、「結婚」がそれぞれ10%代前半となっている。「大都市部」への移動理由は、「就職・転職・転勤」が26%で最も多く、「その他」を除くとこれに続くのが「住宅事情」の16.28%である。「結婚」の割合は、移動者総数と比べて小さい。これに対し「中小都市部」への移動理由は、「住宅事情」の割合が特に大きく、「生活環境上の理由」や「親や子との同居・近居」も比較的大きい一方、「入学・進学」や「就職・転職・転勤」は総数に比べて大きく下がっている。「農山漁村地域」をみると、最大の移動理由は「親や子との同居・近居」であり、全体での割合が5.96%にとどまるにもかかわらず、23.42%ときわめて大きな値となっている。また「生活環境上の理由」の割合も比較的大きい。一方で、「入学・進学」「就職・転職・転勤」「結婚」の割合は小さい。「大都市部または中小都市部」という複数回答者の移動理由では、「就職・転職・転勤」が40.7%というきわめて大きな値を示す一方、それ以外の項目の割合は「入学・進学」と「家族の移動に伴って」を除き小さくなっている。移動先地域類型を「わからない」と答えたケースは、全体の半数近くを占めるものの、移動理由の分布が全体とは大きく異なっている。「入学・進学」「就職・転職・転勤」「結婚」の割合が全体と比べて顕著に大きい一方、「住宅事情」「親や子との同居・近居」の割合は大きく下がる。

8) 国立社会保障・人口問題研究所(2018)のIII章およびVII章では、7つの分類項目にまとめた集計結果を公表している。本稿の分類はこれと異なるが、一部の分類項目で同じものを利用している。



表 6 移動先地域類型別、移動理由の回答分布

単位：％

	総数	大都市部	中小都市部	農山漁村 地域	大都市部 または 中小都市部	わからない	その他
入学・進学	7.22	6.98	3.91	1.12	7.26	9.65	2.52
就職・転職・転勤	25.34	26.00	14.91	12.14	40.70	29.51	17.77
住宅事情	13.08	16.28	21.18	10.09	9.00	8.55	13.88
生活環境上の理由	8.22	7.46	10.19	17.68	7.97	6.53	14.42
親や子との同居・近居	5.96	6.43	10.96	23.42	2.90	1.86	15.62
家族の移動に伴って	11.17	13.64	12.07	10.73	14.34	9.25	11.85
結婚	10.75	6.30	8.00	3.09	8.05	15.41	3.41
その他	18.26	16.92	18.77	21.73	9.78	19.25	20.52
総数	100	100	100	100	100	100	100
サンプル数	16,791	2,405	3,934	706	790	8,248	708

資料：第 8 回人口移動調査

#### 4. 既存調査・集計方法との比較

##### (1) 国勢調査との比較

1 節で述べたように、第 8 回人口移動調査で「農山漁村地域」を選択肢に据えて移動先地域類型を問うたのは、「田園回帰」の議論に資することを期待してのことであった。そこで、本節では、「農山漁村地域」を選択した回答者についての集計結果と、「田園回帰」を統計的に分析した先行研究である総務省（2018）とを比較することで、本調査が「田園回帰」の議論に寄与する可能性について考察する。

総務省（2018）では、「都市部から過疎地域への移住者」を「田園回帰」の該当者とみなし、国勢調査データから抜き出して集計・分析している。具体的には、2000年、2010年、2015年それぞれの国勢調査で調査された「5 年前の常住地」を用い、各調査時点の現住地が「過疎地域」でその 5 年前の常住地が「都市部」となっているデータを抽出した。なお、ここでの「過疎地域」は、「過疎地域自律促進特別措置法に規定する過疎地域（2017年 4 月 1 日現在）」、「都市部」は「三大都市圏及び大都市（首都圏，中京圏，関西圏の 11 都府県，20 政令市及び東京都特別区）のうち，全部過疎及びみなし過疎を除いた地域」となっている（総務省 2018）。

これに近い、第 8 回人口移動調査から抽出可能なデータとして、本稿では、現住地が首都圏，中京圏，関西圏の 11 都府県で、5 年後の移動先地域類型が「農山漁村地域」となっているものを「田園回帰」見込みとみなすことにする。しかし、この定義によって得られる「田園回帰」見込みのサンプルは 116 に過ぎず、細かな区分による分析には適さない。そこで、年齢を 35 歳前後で区切り、これに性別を掛け合わせた 4 分類を用いて、総務省（2018）と比較する。

その結果が表 7 である。これをみると、男女比は国勢調査と人口移動調査でおおむね一致しているものの、年齢比が大きく異なり、人口移動調査では若年層が極端に少ないこと

がわかる。この違いの大きな要因は、3節で述べた、5年後の移動先地域類型を「わからない」と答えた若年層の多さによると考えられる。すなわち、農山漁村に移動する若年層のうち少なくとも一部分は、当初から農山漁村を強く志向していたわけではなく、就職先や生き方を模索する中で、結果的に当該地域にたどり着いていると考えることができる。

表7 国勢調査と第8回人口移動調査から抽出した「田園回帰」  
人口の性別・年齢別構成比

単位：％

		期首年齢35歳未満		期首年齢35歳以上		合計
		男	女	男	女	
国勢調査 (5年前→現在)	2000年	36.1	32.0	18.4	13.4	100
	2010年	31.8	28.3	23.4	16.4	100
	2015年	30.7	26.3	25.2	17.8	100
第8回人口移動調査 (現在→5年後)	2016年	19.9	17.2	36.1	26.8	100

資料：総務省（2018）、第8回人口移動調査

## (2) 都道府県による区分との比較

第8回人口移動調査では、5年後の移動予定先について、これまで論じてきた地域類型だけではなく、都道府県を答えてもらう形でも尋ねている。都道府県は、人口移動調査で移動歴を尋ねる際の基本単位になっており、分析の際には特定の都道府県の値を合算して「三大都市圏」や「東京圏」とみなすことが多い。そのため、移動先地域類型による区分と都道府県による区分を比較することは、移動先地域類型の応用を考える上で重要だと思われる。また、いくぶん主観的な同地域類型を、客観的に見直すという点でも意義がある。

ここでは、埼玉、千葉、東京、神奈川、岐阜、愛知、三重、京都、大阪、兵庫、奈良の11都府県を「大都市圏」、それ以外の36道県を「非大都市圏」と定義し、前者を「大都市部」、後者を「中小都市部」と対応させた際にどのような相違がみられるかを分析する。以下では、都道府県によって移動先を「大都市圏」と「非大都市圏」に分けたものを「都道府県類型」、「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」等からなる分類を「都市規模類型」と呼ぶことにする。

表8は、「都市規模類型」と「都道府県類型」の対応関係を示したものである。移動先を都道府県で答える設問においても、複数回答可となっているため、「都道府県類型」では複数回答も含めて、大都市圏の11都府県のみから回答を選んだものを「大都市圏」、それ以外の36道府県のみから選んだものを「非大都市圏」とした。大都市圏11都府県と非大都市圏36道府県にまたがって回答している場合は「その他」に振り分けた。また選択肢には各都道府県のほか、「わからない」と「外国」も設定されている。「わからない」を選んだケース<sup>9)</sup>は独立したカテゴリーとし、「外国」を選んだケース<sup>10)</sup>は「その他」としている。

9) 複数回答に「わからない」が含まれるケースを含む。

10) 「外国」の他に、各都道府県を併せて選択しているケースを含む。

表8 5年後の移動予定先における都市規模類型と都道府県類型との対応関係  
単位：％，n=16,959

		都道府県類型				合計
		大都市圏	非大都市圏	わからない	その他	
都市規模類型	大都市部	13.34	2.54	2.43	1.65	19.97
	中小都市部	9.45	9.99	1.08	1.01	21.54
	農山漁村地域	0.44	2.36	0.18	0.15	3.13
	大都市部または中小都市部	2.47	0.76	1.33	1.30	5.86
	わからない	7.15	8.54	28.48	1.66	45.83
	その他	1.02	1.78	0.19	0.69	3.67
	合計	33.88	25.96	33.69	6.46	100

資料：第8回人口移動調査

表8をみると、「大都市部」と「大都市圏」、「中小都市部」と「非大都市圏」の組み合わせだけでなく、「中小都市部」と「大都市圏」の組み合わせも大きな割合を占めている。表1で示したように、「大都市部」は「人口が非常に多い都市およびその近郊」と説明されているので、調査設計としては、市町村自体の人口規模が大きくなかったとしても、東京や大阪の近郊に位置していれば、「大都市部」とみなすことが想定されている。しかし、この回答状況からは、大都市郊外の中小規模自治体を「中小都市部」と判断した回答者が少なくないことが読み取れる。すなわち、移動先が「中小都市部」の場合、非大都市圏への移動と大都市圏郊外への移動の両方が含まれることになる。

3節では表4で、性別・年齢別ごとの移動先の「都市規模類型」の分布を示した。これに倣う形で「都道府県類型」の分布を示すと表9のようになる。15～34歳をみると、性差のあり方は、表4と表9で大まかには類似している。しかし、詳細をみると「大都市部」では男性が女性より1ポイント以上大きいのに対し、「大都市圏」では男女差はわずかである。一方、「非大都市圏」では女性が男性より1ポイント近く大きいのに対し、「中小都市部」の男女差はほとんどない。したがって、男性は女性に比べ、「大都市部」指向が強いが「大都市圏」指向とは必ずしもいえず、「非大都市圏」指向が弱い「中小都市部」を指向しないとはいいい切れないという状況にある。35～64歳については、男女差に大きな違いは見られない。

また、表6に倣う形で、「都道府県類型」別の移動理由の分布を示したのが表10である。「大都市圏」では、「住宅事情」が20.16%、「就職・転職・転勤」が14.77%となっているが、これは表6の「大都市部」の分布よりも、むしろ「中小都市部」の分布に近い。特に、「就職・転職・転勤」の数値は、「大都市圏」と「大都市部」とで大きな隔たりがある。「非大都市圏」と「中小都市部」の比較においても、「就職・転職・転勤」と「住宅事情」の差が目立っている。

表9 性別・年齢別、移動先都道府県類型の回答分布

単位：％

	総数	15-34歳		35-64歳	
		男	女	男	女
移動可能性なし	81.89	57.03	56.17	83.93	86.22
大都市圏	6.13	13.20	12.86	5.43	5.35
非大都市圏	4.73	8.28	9.25	4.94	4.14
わからない	6.11	18.34	19.03	4.45	3.53
その他	1.14	3.16	2.69	1.24	0.76
合計	100	100	100	100	100
サンプル数	112,607	9,355	9,400	21,886	22,661

資料：第8回人口移動調査

表10 移動先都道府県類型別、移動理由の回答分布

単位：％

	総数	大都市圏	非大都市圏	わからない	その他
入学・進学	7.21	4.64	2.96	12.60	9.65
就職・転職・転勤	25.04	14.77	19.38	35.89	45.72
住宅事情	13.15	20.16	18.46	3.70	4.20
生活環境上の理由	8.11	9.61	9.99	5.11	8.40
親や子との同居・近居	6.13	7.62	11.45	0.79	4.81
家族の移動に伴って	11.23	11.29	10.85	11.23	12.51
結婚	10.81	8.67	8.59	15.99	3.58
その他	18.32	23.25	18.31	14.70	11.14
総数	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
サンプル数	17,146	3,610	6,595	5,863	1,078

資料：第8回人口移動調査

## 5. 考察

ここまで、5年後の移動予定先を「大都市部」「中小都市部」「農山漁村地域」といった地域類型から選ぶ設問の集計結果を示し、国勢調査から得られるデータや都道府県に基づく集計との比較を行った。本節では、ここからどのような示唆が得られるのかを考察したい。

集計結果からは、5年後に「大都市部」に移動する可能性がある回答者の年齢分布のピークが20～24歳であるのに対し、「中小都市部」および「農山漁村地域」の場合のピークが25～29歳と、移動先地域類型によって主となる年齢層にずれがあることが明らかになった。また、「大都市部」への移動傾向は男性で高くなった。一方、移動先地域類型別に移動理由の分布をみると、「大都市部」へは職業上の理由による移動が、「中小都市部」では住宅に係る理由による移動が、「農山漁村地域」では親や子と同居・近居するための移動が大きな割合を占めていた。こうした結果から、「大都市部」への移動の典型は就職に伴う移動であり、「中小都市部」への移動の典型は、就職後の家族形成・拡大に伴う住環境の見

直しに基づく移動であることが浮かび上がる。

当設問の抱える最大の課題は、未来についての未確定情報を尋ねているため避けられないことではあるが、「わからない」という回答が多くを占めることにある。表4では「移動可能性なし」を含む全数に占める割合を示しているが、移動可能性のある人に占める割合を算出すると、「わからない」は46.29%となる（表11）。この割合は、年齢による差が大きく、15～34歳男性が52.2%、同年代女性が56.43%、35～64歳男性が39.53%、同年代女性が39.42%となっている。また、移動理由別にみても大きく異なっており、「入学・進学」「結婚」では6割、「就職・転職・転勤」では5割が「わからない」を選んでいるのに対し、「住宅事情」「生活環境上の理由」では3～4割にとどまる。「親や子との同居・近居」は最も低い14.33%となっている。

表11 移動予定者に占める移動先地域類型  
「わからない」の割合

	単位：%
総数	46.29
15-34歳男	52.20
15-34歳女	56.43
35-64歳男	39.53
35-64歳女	39.42
移動理由： 入学・進学	61.50
移動理由： 就職・転職・転勤	53.56
移動理由： 住宅事情	30.07
移動理由： 生活環境上の理由	36.54
移動理由： 親や子との同居・近居	14.33
移動理由： 家族の移動に伴って	38.11
移動理由： 結婚	65.90

資料：第8回人口移動調査

「わからない」の多さが分析を困難にする例として、「農山漁村地域」を対象としたケースを挙げることができる。4節の1で論じたように、本調査では、「田園回帰」として注目されるような、若年層の農山漁村への移動を捉えられていない可能性が高い。逆にいえば、農山漁村に移動する若者には、もともとその地域を志望していたわけではなく、さまざまな生き方を模索する中で、結果的に農山漁村に至る者が多いのかもしれない。なお、「農山漁村地域」への移動の分析が難しい理由としては、サンプル数の少なさも挙げることができる。

一方、上述のように、「大都市部」への移動と職業上の理由による移動との間の関連性を集計結果から読み取ることができるが（表6）、「就職・転職・転勤」を理由とする移動で行き先が「わからない」ケースが多いことを考慮すると（表11）、両者の関連性は、実際にはさらに強いことが想定される。これに対し、「中小都市部」への移動理由で最も多いのは「住宅事情」であるが、「住宅事情」を理由とする移動で行き先が「わからない」ケースが少ないことを考慮すると、両者の関連性は実際以上に過大に現れているかもしれ

ない。

「わからない」の多さによる不確実性は残るものの、「大都市部」への移動と職業上の理由による移動、「中小都市部」への移動と住宅事情を理由とする移動との結びつきが強いということは、本研究から得られた知見である。このことは、4節の2で論じたように、都道府県単位のデータを合算して大都市圏とみなす分析手法では明確にならないため、「大都市部」「中小都市部」といった地域類型を導入した効果だといえる。

ただし、この「中小都市部」は、調査設計で想定されていた「地方圏の都市」という意味だけでなく、「大都市圏の郊外地域」を意味しているかもしれないということに注意する必要がある。「住宅事情」を移動理由とする割合の高さや、25～29歳という移動年齢のピークは、地方都市への移動よりも、むしろ大都市圏郊外への（あるいは郊外間の）移動との親和性が高いように思われる。

こうした、回答者の主観が反映されるがゆえの解釈の難しさについては、引き続き対処法を検討する必要があるだろう。その一方で、今後の人口移動調査でも同じ設問が設けられるのであれば、そうした主観によるぶれを内包したままであっても時系列比較によって議論することが可能となる。たとえば、移動先が「大都市部」であることと移動理由が「就職・転職・転勤」であることとの関連性の増減が観察できれば、それに基づき東京一極集中の強化や緩和を論じることができるかもしれない。これについては次回の調査を待つこととしたい。

(2022年1月19日査読終了)

## 付記

研究を進めるにあたり、国立社会保障・人口問題研究所の中川雅貴室長ならびに匿名の査読者から有益なご指摘をいただいた。この場を借りて感謝申し上げたい。本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「人口移動調査プロジェクト」の研究成果であり、第8回人口移動調査の調査票情報（個票データ）は、統計法第32条の規定に基づき二次利用した。また、文部科学省科学研究費助成事業基盤研究（C）「人口減少時代における地方圏の人口分布変動に関する地理学的研究」（研究代表者：山内昌和）による助成を受けた。本研究の一部の内容は、日本地理学会2021年春季学術大会にて、「大都市部・中小都市部・農山漁村地域への将来の人口移動―「第8回人口移動調査（2016）」の結果から―」という題で発表したものである。

## 参考文献

- 小田切徳美（2014）『農山村は消滅しない』岩波新書。  
小田切徳美、筒井一伸編（2016）『田園回帰の過去・現在・未来―移住者と創る新しい農山村』農文協。  
国立社会保障・人口問題研究所（2018）『第8回人口移動調査報告書』。  
作野広和（2016）「地方移住の広まりと地域対応―地方県からみた「田園回帰」の捉え方」『経済地理学年報』第62巻第4号，pp. 324-345。  
総務省（2018）「『田園回帰』に関する調査研究報告書」



[https://www.soumu.go.jp/main\\_content/000538258.pdf](https://www.soumu.go.jp/main_content/000538258.pdf) (2021年11月29日最終アクセス)  
藤山浩 (2015)『田園回帰 1 %戦略―地元にと仕事を取り戻す』農文協.  
増田寛也編 (2014)『地方消滅―東京一極集中が招く人口急減』中公新書.  
森川洋 (2020)「北海道における年齢階級別人口移動」『地理科学』第75巻第2号, pp. 37-53.  
山下祐介 (2014)『地方消滅の罨―「増田レポート」と人口減少社会の正体』ちくま新書.

# A Study of Future Migrations Based on the Result of the Eighth National Survey on Migration

HISAI Seia

In a question in the Eighth National Survey on Migration, respondents chose their probable destinations in the next five years among "metropolitan areas," "small- and medium-sized" areas, "rural areas," and so on. This paper summarizes the answers to the question and compares them with another survey and categorization. First, it shows the distribution of destination categories among "metropolitan areas," "small- and medium-sized" areas, and "rural areas" by gender and age and the distribution of the reasons for migration by the destination category. Second, these distributions are compared with the "return to the country" population extracted from the census data and with prefectural categorization. The findings are as follow. First, there are relations between employment migrations and migrations to "metropolitan areas" and between residential migrations and migrations to "small- and medium-sized" areas. Second, a comparison with the census data suggests that young migrants to "rural areas" are not adequately captured. Thus, it is difficult to contribute to discussions on the "return to the country" migration.

Keywords: migration, metropolis, small city, rural area

## 研 究 論 文

# 都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950～2015年

## (1) 総人口の分析結果

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和\*

本稿は1950-2015年までの都道府県別にみた総人口の人口増加率を、年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4要因に分解した。分析期間は、1950-2015年までの全期間と人口増加率が線形的にそれぞれ異なった速度で変化する5期間について要因分解を行った。要因分解はBongaarts and Bulatao (1999) による方法を用いた。

分析の結果、以下のことが明らかとなった。(1)1950-2015年では、人口増加率の変動に対し出生要因の負の寄与度が概ねすべての都道府県において4要因のなかで最も大きい。戦後の出生力転換がもたらした急激な出生力低下と1970年代中頃以降の持続的な少子化状況を背景とする出生要因は、高齢化を通じて自然減による人口減少を生じさせる人口構造への変化に、概ねすべての都道府県で最大の影響を与えた。

(2)移動要因は1950-2015年の期間のように長期的にみると人口増加率へ及ぼす影響は相対的に小さいが、短期的には大きい寄与度として表れた。また、移動要因は人口増加率の地域差の形成には、長期的にも短期的にも大きな影響を及ぼしていた。

(3)年齢構造要因は1950-2015年の全期間でみると、人口増加率に対して大きなプラスの寄与度を持つ。各期間でみると、年齢構造要因のプラスの寄与度は時間経過に伴い減少し、1990年以降は非三大都市圏を中心にマイナスに転じ、2005-15年では沖縄県を除きマイナスの寄与度となり、人口減少の主要因となった。

(4)死亡要因は、1950-2015年の全期間において一貫して平均寿命が伸長したことを反映して、高いプラスの寄与度を示す。期間別にみると、死亡要因は安定してプラスの寄与度を示すが、その水準は相対的に低く地域差も小さい。今後は各要因の年齢別寄与度などの分析を通じて、地域人口の変動メカニズム解明に資する分析を深化させていきたい。

【キーワード】都道府県別人口転換 人口増加率 要因分解 人口学的要因

## I はじめに

日本全国の総人口は2008年の1億2809万人をピークに減少傾向にある。一方、地域人口に目を向けると、三大都市圏<sup>1)</sup>では人口増加は継続しており、人口減少の大部分は非三大

\* 早稲田大学教育・総合科学学術院

1) 本稿では、都道府県以外の地域名として次のような名称を用いる。東京都・埼玉県・千葉県・神奈川県を東京圏、愛知県・岐阜県・三重県を名古屋圏、大阪府・京都府・兵庫県・奈良県を大阪圏とし、これら3つの圏域を三大都市圏とし、それ以外の道県をまとめて非三大都市圏とする。また三大都市圏のうち東京圏については都心を東京都、郊外を埼玉県・千葉県・神奈川県とする。三大都市圏の定義は総務省『住民基本台帳人口移動報告』に準じたものである。

都市圏において生じている。ただし、三大都市圏の人口増加率も鈍化しており、現在の人口動態の傾向が続くとすれば、早晚、人口減少に転じる可能性が高い（鎌田他 2020a, 2020b）。

総人口の変化をみるために、1950年から2015年の国勢調査による都道府県別総人口について、1950年を100とした場合の総人口指数を図1に示した。全国人口の2015年の指数は151であり、1950年の8,412万人から2010年の1億2806万人を経て、2015年の1億2710万人まで約1.5倍に総人口は増加した。都道府県別にみると大きな地域差が存在し、最も総人口が増加したのは神奈川県である（2015年の指数は367）。東京圏の郊外である神奈川県は埼玉県（同339）、千葉県（同291）とともに総人口が大幅に増加した。それに比べ都心の東京都（同215）の人口増加は比較的緩慢であり、大阪府（同229）や愛知県（同221）より低い水準にある。一方、東京圏や大阪府・愛知県を除く道県の指数の平均値は2015年時点で113と人口増加は比較的緩慢である。特に2015年時点で100を下回っている県の中には、1950年代後半から持続的に100を下回っている例もある。山形県・徳島県は1955年から、島根県・高知県・大分県は1960年から、秋田県・佐賀県・長崎県は1965年から2015年まで一貫して1950年の総人口を下回っている状況にある。

このような都道府県別の総人口の変化について、本稿では1950-2015年を対象に Bongaarts and Bulatao (1999) の手法を用いて年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4要因に分解することで、総人口増加率の地域差を生じさせる変動メカニズムの解明を目的とする<sup>2)</sup>。Ⅱでは人口変動を説明する人口学的方程式による自然・社会増加率への分解と年齢構造の変化に着目した先行研究について説明する。Ⅲは Bongaarts and Bulatao (1999) による総人口増加率の要因分解法と分析枠組みを説明し、Ⅳは分析結果を示す。Ⅴは結論と今後の課題について述べる。なお、本稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条に基づき調査票情報を二次利用したものが含まれる。

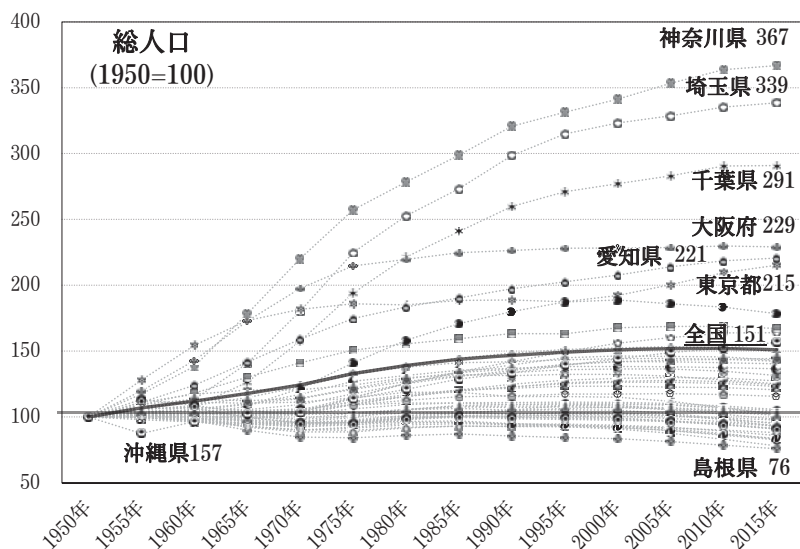
## Ⅱ 人口規模の変化に及ぼす人口学的要因についての研究動向

人口学的な人口規模の変化の分析は、人口動態率の変化の影響と年齢構造の変化の影響とにわけて考えることが重要である。このうち、人口動態の変化の影響を把握する方法に人口学的方程式を活用するものがある。これは、人口規模の変化を出生数、死亡数、転入数、転出数に分解するものであり、出生数と死亡数の差を自然増加数、転入数と転出数の差を社会増加数として分解することもできる<sup>3)</sup>。

2) 人口学において人口学的「率」(demographic rate) とは、対象とするイベントを経験する可能性がある人年 (person-years) を分母にとる単位時間 (年) あたりのイベントの発生頻度を測るものである。本稿で用いる人口増加率は、当該期間の人口増減の期首人口に対する「比率」(proportion) であり、厳密には「率」と呼ぶべきものではない。しかし、国勢調査において同定義の比率による近似が人口増加率と呼称されるなど広く用いられていることから本稿でも慣例にしたがった。

3) 同様に人口増加率を粗出生率、粗死亡率、転入率、転出率に分解することや、自然増加率と社会増加率に分解することもできる。

図1 1950年の総人口を100とした場合の都道府県別総人口指数の推移：1955～2015年



資料：総務省統計局「国勢調査報告」より。

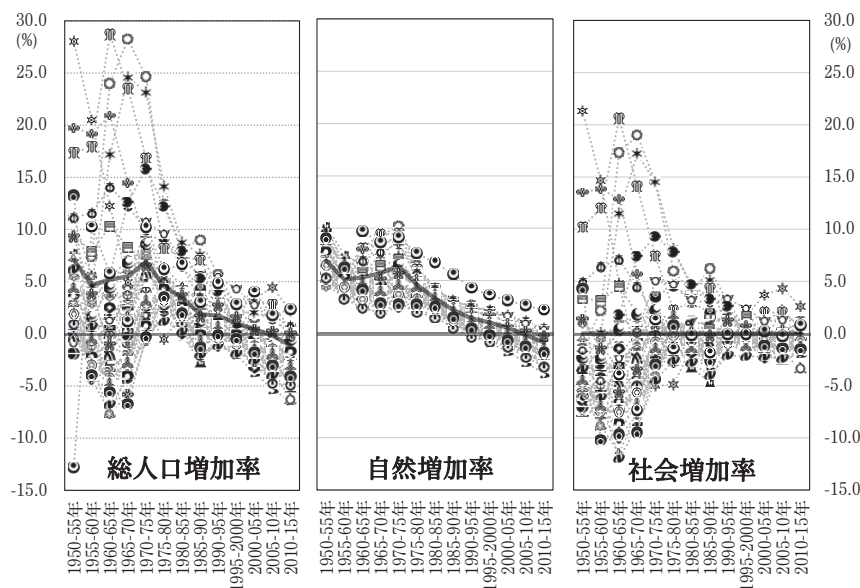
注：総人口指数とは1950年の総人口を100としたときの各時点の指数。図中数値は2015年。

この方法を用いた一例として、1950年から2015年までの各5年間の総人口の変化について、人口増加率を自然増加率と社会増加率に分解した結果を示したものが図2である（国立社会保障・人口問題研究所 2021a, 2021b）。人口増加率の推移をみると、1950年代から1980年代にかけて大きな地域差が生じている。とくに東京圏など三大都市圏で人口増加率は大きくプラス、非三大都市圏ではマイナスになる都道府県が観察され、とくに1960年代の変化が大きい。これを自然増加率と社会増加率に分解してみると、自然増加率は人口増加率の時系列的な推移と概ね一致する一方、社会増加率は1950年代から1980年代にかけて大きな地域差が観察され、1980年代以降は全体の地域差は縮小する傾向となっている。

また、各期間における人口増加率と自然増加率、社会増加率の相関係数をみると（表1）、観察期間において一貫して相関係数が高いのは社会増加率であり、0.85～0.99の範囲の高い水準となっており、人口増加率の地理的なパターンは社会増加率の地理的なパターンとほぼ一致していることがわかる。一方、自然増加率については、1950年代は比較的低い数値（0.28～0.31）であるものの、1960年代以降は比較的高い水準（0.61～0.80）に変化している。

このような人口学方程式を活用した方法を用いることで、都道府県別の総人口規模の変化を人口動態の変化と関連付けて理解することが可能になる。しかしこの方法に用いられる総出生数や総死亡数は、人口の年齢構造の変化の影響を内包しており、とりわけ少子高齢化が進み人口減少が進行している状況では、人口高齢化の著しい地域の総出生数が減少し総死亡数が増大するという年齢構造の影響を直接評価できないという点で不十分である。

図2 都道府県別，総人口増加率・自然増加率・社会増加率：1950-55年～2010-15年



資料：総務省統計局「国勢調査報告」，厚生労働省「人口動態調査」，国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」。

注：1950～55年，1955～60年の自然増加率は，5年間の出生数及び死亡数について期首年は3/12，期末年は9/12を年間動態数に乗じて算出した。1960～65年以降は，期首年10月～期末年9月の自然増加率を用いて，期首人口で除した率。社会増加率は人口増加率から自然増加率を減じた率。1950-55年，1955-60年の自然・社会増加率は沖縄県を含まない。太字は全国値。

表1 各期間における総人口増加率と自然増加率・社会増加率との相関係数

相関係数	1950-55年	1955-60年	1960-65年	1965-70年	1970-75年	1975-80年	1980-85年	1985-90年	1990-95年	1995-2000年	2000-05年	2005-10年	2010-15年
自然増加率	0.28	0.31	0.73	0.81	0.83	0.61	0.68	0.64	0.80	0.83	0.90	0.89	0.93
社会増加率	0.97	0.98	0.99	0.98	0.97	0.93	0.93	0.97	0.89	0.85	0.89	0.94	0.89

資料：図2を参照

出生や人口移動は比較的若い年齢層，死亡は高齢層で生じやすいことから，年齢別人口動態率に変化がなくとも人口高齢化が進むことで人口規模の変化に対する出生や人口移動の影響は小さくなり，死亡の影響は大きくなってしまう。このため，高齢化の進んだ地域人口には，年齢別動態率の水準とは無関係に自然減少の圧力が課せられる。したがって，人口規模の変化を人口学的に理解する上では，人口動態のみならず，年齢構造の影響を評価するないしは分解することが不可欠である。

このような関心に基づく主に地域人口に焦点を当てた研究には次のようなものがある。まず，地域人口の規模の変化に対する年齢構造の影響を評価した研究には山内他（2017）があり，総人口100万人で年齢構造の異なる5つの仮想的な人口（①1950年の非大都市圏，②1980年の非大都市圏，③2010年の大都市圏，④2010年の非大都市圏，⑤2010年の他の非



大都市圏の都市雇用圏外) に対して、2010年時点の4種類の人口動態率(I: 全国の出生・死亡と東京都の移動, II: 全国の出生・死亡と青森県の移動, III: 全国の年齢パターンで人口置き換え水準(TFR 2.1)の出生・全国の死亡と東京都の移動, IV: TFR 2.1の出生・全国の死亡と青森県の移動)を適用したシミュレーションを行っている。その結果、年齢構造の人口変化への「潜在的な力」(p. 51)として、高齢化が進行している人口が有する、主に自然減少による大きな人口減少圧力を明らかにしている。ただしこの研究は、年齢構造による人口変化への影響が無視し得ないことを模式的に示すにとどまり、実際の地域人口の変化についての実証的な分析は行っていない。

次に、人口動態と年齢構造の変化(65歳以上割合や65歳以上人口の変化)との関係进行分析した研究には、高橋(1990)、石川(2002a, 2002b)、小池(2014)、石井(2008, 2020)がある。このうち石川(2002a)は、全国の65歳以上割合の変化に対する人口動態の影響を評価し、1950-75年については出生率低下の影響が大きく、1975-2000年では期首人口(1975年)の年齢構造の影響が最も大きいことを示した。また、2000年以降の将来推計人口を用いた分析では、期首人口(2000年)の年齢構造自体が高齢化率変化を概ね説明し、それ以外に国際人口移動などの変化も今後の高齢化の水準に影響を与えることを指摘している。さらに石川(2002b)では都道府県人口を対象に同様の分析を行った結果、1950-75年の65歳以上割合の変化に対する影響は移動率の寄与が最も大きく、次いで出生率の寄与であったのに対し、1975-2000年の変化では、全国と同様、期首人口(1975年)の年齢構造の影響が最も大きいことを見出した。死亡率の影響については年齢構造に次いで大きい場合が多かったものの、なかには移動率の寄与が死亡率よりも大きい場合も見られるといった地域差も確認された。

高橋(1990)と石井(2008, 2020)は年齢別人口成長率法(variable-r法, Preston and Coale 1982)を用いて人口高齢化に対する人口動態の影響を評価している。この手法の利点は、石川(2002a, 2002b)が用いた手法(以下、「シミュレーション方式」(石井 2020)とする)における分析対象期間の「期首以前の出生数の変動や出生時から基準時点の間にコーホートの経験された死亡率変化は期首人口の影響としてしか評価できないという問題点」(石井 2020, p.32)を克服することができる点にある。1975-90年の女性の高齢化率の変化に対する出生・死亡の影響を分析した高橋(1990)は、かつての高出生率によるコーホートサイズの増大という出生の影響が低下し、死亡率の低下の影響が大きくなっていることを示した。1970年と2015年を期首時点とした場合の2115年までの全国における出生要因の寄与について分析を行った石井(2020)は、1970-2015年の65歳以上割合の変化について、「シミュレーション方式」であれば期首人口の寄与45.3%に対し出生要因の寄与は17.1%であるが、年齢別人口成長率を用い評価した出生の寄与は48.5%で期首人口に含まれる1970年以前の出生の変動を反映した寄与は大きいと指摘している。

小池(2014)は1980-2040年の都道府県別の高齢人口の規模変化について、全国的な変化を表す全国要因と地域特有の変動(「地域新高齢要因」「死亡構造要因」「死亡生残率要因・純移動率要因」)に分けてその影響を評価した。その結果、各都道府県の高齢人口の

変化は全国要因と連動する傾向がみられるものの、年齢構造の違いに起因する地域要因の影響も大きく、特に2020年以降の高齢人口の変化では地域要因の影響が大きくなることを示した。とりわけ高度経済成長期に急激に人口流入を経験した三大都市圏では、その子世代の高齢化によって三大都市圏での高齢化が顕著になるなど、過去の人口移動が地域の高齢人口に与える影響を定量的に明らかにした。高齢人口規模の変化の要因を探る手法は地域による差異を理解する上で有用と考えられるが、年齢構造の影響が明示的ではないという課題もある。

このように、人口規模の変化を人口学的に理解する際、期首人口の年齢構造に含まれる人口動態の影響を分解しなければ、それぞれの人口学的要因の寄与の評価は不完全となる。出生力転換や死亡転換の局面では一方向に変化する動態の変化が静態人口の年齢構造に蓄積されていくことになるため、長期的な要因分解結果の解釈を難しくする。そのような問題に対処するための手法として年齢別人口成長率法を用いることが現時点では最も優れていると考えられる。しかしながら、そのためには分析対象となる出生コーホートに応じた長期時系列データを整備する必要性があり、都道府県など地域データではその手法を適用することは容易ではない。一方で、地域人口を見る場合には、出生力転換や死亡転換といった長期の全国的趨勢と異なり景気感応的に上下する人口移動の役割を理解することが肝要である。人口移動は若年層を中心に、タイムラグを持たずに人口の年齢構造を変化させることを通じてその後の人口動態に影響を及ぼす。短期的には特定時点の地域人口構造が有する人口増減への「潜在的な力」を一つの要因として評価することも重要であると思われる。そこで次章で示すように、本稿では Bongaarts and Bulatao (1999) の手法を用いて、手法の限界に配慮しつつ分析結果を解釈することで1950-2015年の都道府県別の人口規模の変化に対する人口動態の変化と年齢構造の変化の影響とを検討する。

### Ⅲ 方法

#### 1. Bongaarts and Bulatao (1999) による要因分解法

本研究は Bongaarts and Bulatao (1999) の手法を用いて総人口増加率を期首人口の年齢構造、出生率、生残率（死亡率）、純移動率の4要因の寄与に分解する。その基本的な考え方は、出生率・生残率であれば期首年の直近5年間の水準で一定<sup>4)</sup>、純移動率であれば一律ゼロとすることで年齢別人口動態率の変化を順次除去したシナリオ別の期末人口を算出し、シナリオ間で人口を比較することで各要因の効果に分解するというものである。

人口増加率の要因分解を行うためのシナリオは以下の4通りである。(1)標準シナリオ  $P_s$ ：人口動態率が実績値どおりに適用される人口。(2)自然増減シナリオ  $P_n$ ：(1)のうち、純移動率をゼロとして計算される人口。(3)寿命伸長シナリオ  $P_r$ ：(2)に加え、出生率を一

4) 基本的には、直近  $t-5 \sim t$  年における補正出生率及び補正生残率が  $t \sim t+5$  年以降も一定と仮定してシナリオ推計を行う。ただし、1950年を期首とするシナリオ推計については1945～1950年のものが必要になるが、データの制約により1950年の値を固定した。

定として計算される人口。(4)年齢構造シナリオ  $P_m$  : (3)に加え、生残率を一定として計算される人口。これら4通りのシナリオ推計に加えて(5)期首人口  $P$  を加えた5つの人口を用いれば、総人口増加率は下式で定義される寄与度のように分解される。まず、標準シナリオ  $P_s$  と自然増減シナリオ  $P_n$  の人口は、人口移動の有無が異なりその他の要因は共通にしてあるため、両者の差から移動要因が特定される。出生と死亡の寄与、これらの人口動態率が変化することによる影響を取り除いた年齢構造の寄与についても同様である。なお、ここで用いる寄与度は各要因による人口変化の期首人口に対する比であり、人口増加率に占める各要因の構成割合ではない。各要因の寄与度の合計値は当該期間の人口増加率に等しい。

$$\text{年齢構造要因の寄与度 (\%)} : CR_m(t)_i = (P_m(t)_i - P(t_0)_i) / P(t_0)_i \times 100$$

$$\text{出生要因の寄与度 (\%)} : CR_b(t)_i = (P_n(t)_i - P_r(t)_i) / P(t_0)_i \times 100$$

$$\text{死亡要因の寄与度 (\%)} : CR_d(t)_i = (P_r(t)_i - P_m(t)_i) / P(t_0)_i \times 100$$

$$\text{移動要因の寄与度 (\%)} : CR_{mg}(t)_i = (P_s(t)_i - P_n(t)_i) / P(t_0)_i \times 100$$

$t$  : 都道府県,  $t_0$  : 期首時点

本手法の限界として、各要因の寄与は分析期間内に生じた変化の影響のみを捉え、分析対象期間より前の出生・死亡・移動が期首時点の年齢構造に及ぼした影響は年齢構造要因に含まれる(石井 2020)。そのため、結果の解釈にあたっては、各分析対象期間の期首時点における年齢構造の地域差や時系列変化を踏まえることが重要であることに注意を喚起したい。なお、1950-75年について月別出生数を得ることができなかった沖縄県は1975年以後の期間を対象とする。

本手法は国連の推計結果(Andreev et al. 2013, United Nations 2017)や英国の地域推計結果(Rees et al. 2013)にも活用されており、汎用的な要因分解法である。わが国における適用例として、日本の地域別将来推計人口を対象とした鎌田他(2020a, 2020b), Kamata et al. (2021)がある。

## 2. 分析期間

本分析では1950年から2015年の期間について、全期間を対象とする分析に加えて全国の人口増加率が概ね線形に異なった速度で変化した5期間の計6期間について分析を行う。これら期間の人口動態の特徴を列挙すれば以下の通りである。

- (1) 1950-2015年：全期間
- (2) 1950-1960年：戦後の出生力転換，若年死亡の改善，三大都市圏の大幅な転入超過
- (3) 1960-1975年：出生力安定期，若年～中年死亡の改善，三大都市圏の大幅な転入超過
- (4) 1975-1990年：少子化突入，中高年死亡の改善，オイルショック後の三大都市圏の転入超過の解消とその後の東京圏の転入超過の卓越
- (5) 1990-2005年：少子化傾向の継続：最低出生率1.26，中高年死亡の改善，バブル崩壊後の東京圏の転入超過の一時的解消と再開
- (6) 2005-2015年：出生率回復，中高年死亡の改善，東京圏の転入超過の卓越と都心回帰

### 3. 人口動態率の定義

本研究では、国勢調査における1950～2015年の5年ごとの都道府県別総人口の変化を再現する、女性の年齢別出生率および男女年齢別生残率を補正した人口動態率を作成して用いる。純移動率には国勢調査から得られる男女年齢別コーホート変化率から上記の補正した男女年齢別生残率を除いた値を用いる。

一般に、国勢調査の10月1日現在の常住人口と住民基本台帳に基づく登録人口では調査方法や定義が異なるため、移動が多い若年層や高齢層で差が生じることが知られている（菅 2007, 総務省 2014, 小池・貴志 2020など）。人口動態統計の調査客体は1年間における日本人を対象とし、合計出生率などの公表値は「日本における日本人」の結果となる。本研究の人口変化は日本人に限定せず、外国人も含めた総人口を対象とすることから、公表されている出生率や生残率を適用しただけでは、実績の人口変化を再現し人口動態率変化の寄与に分解することはできない。また、国勢調査は10月1日現在の人口であるため、人口動態統計も前年10-12月と当該年1-9月の合算値を用いる必要がある。そこで、本稿では総人口ベースで過去の人口を再現するために必要な補正出生率、補正生残率を作成した。以下、その概要を説明する。

#### (1) 補正出生率

補正前の女性の年齢別出生率（fertility rate）は、1950-60年までは厚生省人口問題研究所『都道府県別標準化出生率』の「都道府県別、女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率および粗再生産率：昭和5年・25年・30年・35年」、1965年以降は旧厚生省・厚生労働省「人口動態統計」の都道府県別及び総務省統計局「国勢調査」により算出される公表値を用いた。

また、国勢調査間の出生数（ $t-5$ 年10月～ $t$ 年9月）を作成し、1979年までは人口動態統計に記載されている月別出生数を足し上げ、1980年以降は人口動態統計から集計した外国人を含む出生数の総数を用いた。

補正方法は、以下の行程によって作成した。(1)  $t-5 \sim t$ 年の期間の期末 $t$ 年における補正前の年齢別出生率  $ASFR(t)_{i,x}$  を期末時点の女性人口  $P(t)_{i,x}$  に適用し出生数を得る。(2) 得られた出生数  $\sum_{15 \sim 19}^{45 \sim 49} (P(t)_{i,x} \times ASFR(t)_{i,x})$  と  $t-5 \sim t$ 年国勢調査間の出生数  $B(t)_i$  の比を補正係数  $C$  として算出し、(3)補正前の年齢別出生率に掛け合わせることで、国勢調査間の出生数を再現可能な補正後の年齢別出生率  $ASFR(t)_{i,x}^C$  を得た。記号で表せば下式のようなになる。

$$ASFR(t)_{i,x}^C = ASFR(t)_{i,x} \times \left\{ B(t)_i / \sum_{15 \sim 19}^{45 \sim 49} (P(t)_{i,x} \times ASFR(t)_{i,x}) \right\}$$

$t$ :都道府県,  $x$ :年齢15～19歳から45～49歳まで5歳間隔,  $t$ :1955～2015年まで5年間隔  
ただし、1950年を期首とするシナリオ推計では、前述の統計に含まれる1950年の年齢別

出生率と1950年の女性人口から逆算した出生数が「人口動態統計」の出生数に合致するよう補正したものをを用いた。

## (2) 補正生残率

補正前の男女年齢別生残率 (survivorship ratio) は、1947-48、1950-55年は水島治夫「府県別生命表集」(大正10-昭和31年)、1960年は水島治夫・重松峻夫「都道府県別生命表」(昭和34-36年)、1965年は旧厚生省「昭和40年地域別生命表」、1970年は旧厚生省「昭和45年地域別生命表」、1975年以降は国立社会保障・人口問題研究所の日本版死亡データベース (JMD) を用いて算出した。また、出生数と同様に、国勢調査間の死亡数 ( $t-5$ 年10月～ $t$ 年9月) を作成して用いた。

補正生残率の算出にあたり、まず  $t-5$ 年と  $t$ 年の生命表生残率を男女年齢別に平均して、 $t-5$ ～ $t$ 年の男女年齢別生残率を得た。これと期首人口から得られる総死亡数と国勢調査間の5年間の死亡数が一致するように補正係数を掛け合わせることによって、補正生残率を算出した。ただし、全年齢を対象とした一律補正を行うと生残率が1を超える場合がある。そのため、補正は65歳以上のみを対象とし、1950-55年から2010-15年の期間について行った。1950年を基準人口とするシナリオ推計のためには直近期間となる1945-50年の生残率が必要になるが、1945年生命表が利用できないことから1947-48年水島生命表による生命表生残率と補正済みの1950-55年生残率の男女年齢別平均値を用いて1950年時点の補正生残率を算出して用いた。

## IV 分析結果

### 1. 人口増加率の要因分解結果

6つの分析期間別にみた都道府県別総人口増加率の人口学的要因の寄与度の一覧を表2に示す。Ⅲ-1で述べたように、年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の各要因の寄与度の合計は人口増加率となる。



表2 期間別、都道府県別人口増加率と人口学的要因の寄与度

(%)

	1950-2015年					1950-60年					1960-75年				
	人口増加率					人口増加率					人口増加率				
	年齢 構造	出生	死亡	移動		年齢 構造	出生	死亡	移動		年齢 構造	出生	死亡	移動	
北海道	25.3	252.7	-389.3	201.7	-39.8	17.3	23.3	-11.1	5.1	0.0	5.9	22.1	-3.1	2.2	-15.3
青森県	2.0	214.2	-361.1	238.6	-89.7	11.2	21.1	-7.6	6.0	-8.2	2.9	25.4	-4.1	2.9	-21.3
岩手県	-5.0	173.5	-276.5	192.0	-94.0	7.6	18.5	-6.1	5.3	-10.2	-4.4	22.0	-2.9	2.6	-26.1
宮城県	40.3	190.2	-281.2	162.7	-31.4	4.8	20.3	-7.6	5.0	-12.8	12.1	20.8	-3.2	2.2	-7.7
秋田県	-21.8	179.9	-305.5	200.5	-96.7	2.0	19.0	-8.0	6.2	-15.1	-7.7	19.9	-3.8	3.3	-27.1
山形県	-17.2	130.7	-202.5	148.8	-94.2	-2.7	16.1	-6.2	5.5	-18.1	-7.6	16.4	-1.2	3.2	-26.0
福島県	-7.2	198.8	-269.5	169.8	-106.2	-0.5	19.9	-5.3	4.6	-19.7	-3.9	23.0	-4.2	2.7	-25.4
茨城県	43.0	175.8	-250.6	149.6	-31.7	0.4	17.7	-6.0	4.1	-15.4	14.4	19.4	-2.5	2.5	-5.0
栃木県	27.3	203.7	-293.7	167.3	-50.0	-2.4	19.6	-7.9	4.6	-18.7	12.2	19.6	-2.8	2.6	-7.3
群馬県	23.2	179.7	-261.9	151.1	-45.7	-1.4	18.7	-8.9	4.8	-16.0	11.3	17.2	-0.6	2.7	-8.1
埼玉県	238.5	173.0	-273.2	157.2	181.6	13.3	18.0	-9.1	4.2	0.2	98.3	18.4	0.9	3.0	75.9
千葉県	190.9	157.2	-243.0	137.4	139.3	7.8	16.2	-8.3	4.1	-4.2	79.8	16.1	0.9	2.7	60.1
東京都	115.3	79.2	-152.2	91.8	96.5	54.3	15.4	-10.9	3.9	45.9	20.4	12.3	3.0	2.3	2.8
神奈川県	266.9	136.0	-206.1	109.7	227.3	38.4	17.4	-11.3	3.8	28.5	85.7	14.8	3.1	2.5	65.3
新潟県	-6.4	174.3	-263.0	164.8	-82.5	-0.8	17.2	-7.7	5.4	-15.7	-2.1	17.7	-1.6	2.7	-20.9
富山県	5.7	152.1	-281.1	182.8	-48.1	2.4	16.5	-10.9	5.8	-9.0	3.7	13.8	0.5	2.8	-13.5
石川県	20.6	151.4	-262.0	167.8	-36.6	1.7	15.2	-9.6	5.4	-9.3	9.9	15.7	0.2	2.9	-8.9
福井県	4.6	114.1	-197.4	151.5	-63.6	0.0	13.9	-6.6	5.6	-12.8	2.8	16.4	-0.6	2.6	-15.7
山梨県	2.9	170.4	-225.0	127.4	-69.9	-3.6	17.4	-6.7	4.4	-18.7	0.1	17.7	-1.2	2.5	-18.9
長野県	1.8	116.8	-162.8	105.7	-57.8	-3.9	14.0	-7.3	4.3	-14.9	1.8	12.1	1.2	2.7	-14.2
岐阜県	31.6	141.3	-232.1	148.7	-26.4	6.1	16.0	-9.1	5.1	-6.0	14.0	16.4	1.0	2.4	-5.8
静岡県	49.7	182.3	-246.7	133.8	-19.7	11.5	19.5	-8.7	4.0	-3.3	20.0	18.9	-1.1	2.5	-0.3
愛知県	120.7	147.0	-224.7	130.7	67.7	24.1	17.9	-11.5	4.3	13.3	40.8	16.8	4.0	2.5	17.5
三重県	24.3	116.3	-188.8	127.5	-30.7	1.6	14.5	-8.0	5.2	-10.1	9.5	13.3	1.3	2.7	-7.8
滋賀県	64.1	97.0	-161.9	124.2	4.8	-2.1	12.8	-6.5	5.6	-14.0	16.9	13.6	1.1	2.7	-0.4
京都府	42.4	91.9	-170.3	107.5	13.4	8.8	13.4	-10.2	5.1	0.5	21.6	10.6	3.0	2.6	5.4
大阪府	129.2	82.7	-160.5	108.9	98.1	42.7	14.2	-10.6	4.9	34.2	50.3	12.9	4.3	2.6	30.5
兵庫県	67.2	109.3	-187.2	120.6	24.5	18.0	15.0	-9.5	4.8	7.7	27.7	13.9	1.9	2.6	9.4
奈良県	78.6	77.1	-146.2	107.1	40.6	2.2	12.4	-6.2	4.9	-8.8	37.9	11.3	1.3	3.0	22.2
和歌山県	-1.9	101.5	-155.4	103.1	-51.1	2.0	13.5	-6.9	4.3	-8.9	7.0	12.5	0.9	2.2	-8.8
鳥取県	-4.5	119.6	-184.7	131.4	-70.8	-0.2	14.1	-6.0	5.4	-13.7	-3.0	15.3	-2.2	2.2	-18.4
島根県	-23.9	170.5	-256.0	158.6	-97.0	-2.6	15.0	-8.3	5.3	-14.6	-13.5	14.2	-1.5	2.2	-28.4
岡山県	15.7	130.9	-206.8	128.8	-37.2	0.6	14.7	-8.7	5.2	-10.6	8.6	14.7	0.0	2.5	-8.6
広島県	36.6	123.4	-193.6	120.6	-13.8	4.9	14.7	-8.5	4.6	-6.0	21.1	13.7	0.7	2.5	4.2
山口県	-8.8	154.2	-247.4	145.8	-61.5	4.0	15.7	-9.5	5.1	-7.2	-2.9	14.5	-0.9	2.6	-19.2
徳島県	-14.0	168.7	-286.9	180.1	-75.8	-3.6	16.4	-8.1	5.6	-17.5	-5.0	16.3	-3.5	2.0	-19.8
香川県	3.2	164.3	-247.5	138.3	-51.9	-2.9	17.0	-9.4	4.4	-14.9	4.6	14.3	-1.0	2.4	-11.1
愛媛県	-9.0	210.9	-300.3	158.4	-78.0	-1.4	19.5	-9.1	4.8	-16.6	-2.4	17.8	-2.3	2.1	-19.9
高知県	-16.7	125.2	-193.2	114.2	-62.8	-2.2	13.7	-7.1	4.2	-12.9	-5.5	11.7	-1.7	2.0	-17.4
福岡県	44.5	165.9	-271.9	157.8	-7.2	13.5	18.4	-10.2	5.1	0.2	7.1	16.6	-1.5	2.6	-10.7
佐賀県	-11.9	170.8	-259.4	177.1	-100.4	-0.2	17.5	-5.5	5.7	-17.9	-11.2	21.3	-4.1	2.9	-31.2
長崎県	-16.3	210.6	-291.8	180.4	-115.5	7.0	19.4	-5.1	4.8	-12.1	-10.7	24.7	-5.8	2.5	-32.1
熊本県	-2.3	187.3	-264.1	155.7	-81.3	1.6	18.3	-6.4	4.6	-15.0	-7.6	20.2	-4.7	2.6	-25.6
大分県	-6.9	159.2	-259.6	167.5	-74.0	-1.1	16.3	-7.7	5.4	-15.1	-4.0	17.5	-3.2	2.8	-21.1
宮崎県	1.2	234.8	-321.5	183.7	-95.8	4.0	21.0	-7.3	4.7	-14.5	-4.4	22.6	-5.1	2.2	-24.1
鹿児島県	-8.6	190.1	-259.6	166.4	-105.5	8.8	17.9	-4.4	5.1	-9.9	-12.2	22.6	-7.1	2.3	-30.0
沖縄県															
最小値	-23.9	77.1	-389.3	91.8	-115.5	-3.9	12.4	-11.5	3.8	-19.7	-13.5	10.6	-7.1	2.0	-32.1
中央値	5.1	161.7	-249.0	150.3	-50.5	2.0	16.7	-8.0	5.0	-11.3	5.3	16.4	-1.2	2.6	-12.3
最大値	266.9	252.7	-146.2	238.6	227.3	54.3	23.3	-4.4	6.2	45.9	98.3	25.4	4.3	3.3	75.9
平均値	33.4	155.6	-240.8	149.0	-30.4	6.3	16.8	-8.1	4.9	-7.3	11.7	16.9	-1.0	2.6	-6.7
標準偏差	64.4	40.9	54.5	30.5	75.7	12.1	2.5	1.8	0.6	13.5	24.5	3.7	2.6	0.3	23.9

注：当該時点間の各要因の合計は人口増加率となる。



表2 期間別、都道府県別人口増加率と人口学的要因の寄与度（つづき）

（％）

	1975-90年					1990-2005年					2005-15年				
	人口増加率					人口増加率					人口増加率				
	年齢 構造	出生	死亡	移動		年齢 構造	出生	死亡	移動		年齢 構造	出生	死亡	移動	
北海道	5.7	11.5	-2.8	2.8	-5.7	-0.3	3.2	-2.8	2.0	-2.7	-4.4	-3.4	0.4	0.6	-2.0
青森県	1.0	13.8	-3.5	2.9	-12.2	-3.1	3.1	-2.6	1.7	-5.4	-8.9	-4.3	0.0	0.9	-5.5
岩手県	2.3	10.9	-2.7	3.7	-9.7	-2.3	2.2	-2.6	2.1	-3.9	-7.6	-4.2	-0.3	0.7	-3.8
宮城県	15.0	11.3	-1.4	3.0	2.1	5.0	5.4	-3.4	1.8	1.2	-1.1	-1.7	0.1	0.7	-0.3
秋田県	-0.4	6.5	-0.8	4.0	-10.1	-6.7	-1.2	-2.3	2.3	-5.6	-10.7	-6.8	0.1	1.0	-4.9
山形県	3.1	6.6	-0.9	4.1	-6.7	-3.4	1.0	-2.5	2.2	-4.0	-7.6	-4.7	-0.2	1.0	-3.7
福島県	6.8	11.3	-2.0	3.5	-6.1	-0.6	3.9	-2.8	2.0	-3.8	-8.5	-3.0	-0.1	0.9	-6.3
茨城県	21.5	11.1	-3.4	3.4	10.4	4.6	5.2	-3.1	1.8	0.6	-2.0	-2.2	0.3	0.8	-0.9
栃木県	14.0	11.4	-2.8	3.4	1.9	4.2	4.8	-3.3	1.9	0.9	-2.1	-2.3	0.2	0.7	-0.7
群馬県	11.9	10.2	-2.8	3.4	1.2	2.9	4.0	-2.5	2.0	-0.5	-2.5	-2.5	0.3	0.6	-1.0
埼玉県	32.9	14.8	-5.0	2.8	20.3	10.1	7.2	-2.3	1.5	3.7	3.0	-0.7	0.4	0.7	2.7
千葉県	33.9	12.7	-4.2	2.8	22.7	9.0	6.2	-2.8	1.4	4.1	2.7	-1.4	0.4	0.8	2.9
東京都	1.6	13.3	-4.7	2.1	-9.1	6.1	3.5	-2.9	1.4	4.0	7.5	-2.5	-0.3	0.8	9.4
神奈川県	24.7	14.3	-4.7	2.3	12.7	10.2	6.3	-2.4	1.4	4.8	3.8	-0.8	0.4	0.8	3.4
新潟県	3.5	8.4	-1.8	3.7	-6.9	-1.7	2.2	-3.2	2.2	-3.0	-5.2	-4.2	0.1	0.8	-1.9
富山県	4.6	7.7	-2.5	3.7	-4.3	-0.8	1.5	-2.6	2.4	-2.0	-4.1	-4.1	0.4	0.6	-1.0
石川県	8.9	10.1	-3.4	3.5	-1.3	0.8	4.0	-2.8	2.1	-2.5	-1.7	-2.4	0.6	0.7	-0.5
福井県	6.5	9.2	-2.3	3.5	-4.0	-0.2	3.5	-2.7	2.1	-3.2	-4.2	-2.7	0.5	0.7	-2.8
山梨県	8.9	9.1	-3.1	3.3	-0.5	3.7	2.5	-2.0	2.1	1.1	-5.6	-2.7	0.3	0.5	-3.7
長野県	6.9	7.4	-2.7	3.9	-1.7	1.8	1.9	-2.4	2.2	0.1	-4.4	-3.5	0.4	0.8	-2.2
岐阜県	10.6	12.2	-3.7	2.9	-0.9	2.0	4.6	-2.5	1.9	-2.0	-3.6	-2.3	0.6	0.8	-2.7
静岡県	10.9	12.7	-3.1	2.8	-1.5	3.3	5.0	-2.8	1.7	-0.7	-2.4	-2.3	0.7	0.7	-1.5
愛知県	12.9	15.6	-4.4	2.5	-0.8	8.4	7.3	-2.6	1.6	2.1	3.1	-0.4	0.5	0.8	2.2
三重県	10.2	9.5	-3.3	3.0	1.0	4.2	3.0	-2.4	2.0	1.6	-2.7	-2.8	0.6	0.8	-1.3
滋賀県	24.0	10.1	-1.8	3.3	12.3	12.9	6.7	-3.4	2.0	7.7	2.4	-0.1	0.8	0.8	0.9
京都府	7.3	9.1	-2.2	2.8	-2.4	1.7	4.6	-3.6	1.9	-1.1	-1.4	-2.0	0.2	0.8	-0.4
大阪府	5.5	14.1	-4.5	2.2	-6.2	0.9	5.6	-2.7	1.8	-3.9	0.3	-1.7	0.0	0.9	1.1
兵庫県	8.3	11.8	-3.8	2.5	-2.3	3.4	4.1	-2.5	1.7	0.1	-1.0	-2.2	0.5	0.9	-0.3
奈良県	27.7	9.6	-2.8	2.8	18.1	3.3	4.7	-2.7	2.1	-0.8	-4.0	-2.0	0.5	0.8	-3.3
和歌山県	0.2	8.3	-3.9	2.9	-7.2	-3.6	0.2	-2.2	2.3	-3.9	-7.0	-4.9	0.3	0.8	-3.2
鳥取県	5.9	6.7	-0.9	3.3	-3.1	-1.4	1.9	-3.2	2.0	-2.1	-5.5	-4.0	0.3	0.9	-2.8
島根県	1.6	5.1	-1.1	3.8	-6.2	-5.0	0.8	-3.4	2.0	-4.4	-6.4	-5.2	0.4	0.7	-2.4
岡山県	6.1	8.9	-2.3	3.0	-3.4	1.6	3.6	-3.1	1.8	-0.7	-1.8	-2.7	0.2	0.9	-0.2
広島県	7.7	10.1	-2.9	2.9	-2.4	0.9	4.4	-3.1	1.8	-2.1	-1.1	-2.5	0.6	0.8	0.0
山口県	1.1	7.2	-2.1	3.3	-7.3	-5.1	1.2	-2.8	1.8	-5.3	-5.9	-5.1	0.6	0.8	-2.1
徳島県	3.3	5.6	-1.0	3.6	-4.9	-2.6	0.9	-3.1	2.1	-2.5	-6.7	-5.0	0.6	1.0	-3.3
香川県	6.5	6.8	-1.6	3.3	-2.1	-1.1	2.1	-2.7	1.7	-2.3	-3.6	-3.9	0.6	0.9	-1.2
愛媛県	3.4	8.3	-2.5	3.4	-5.8	-3.1	1.9	-2.7	1.7	-4.0	-5.6	-4.6	0.7	0.9	-2.7
高知県	2.1	3.3	-1.8	3.8	-3.3	-3.5	-0.9	-2.6	1.9	-1.9	-8.5	-5.8	0.5	0.8	-4.0
福岡県	12.1	9.5	-1.4	2.8	1.2	5.0	4.3	-3.1	1.8	2.0	1.0	-1.8	0.6	0.9	1.4
佐賀県	4.8	10.1	-1.9	3.4	-6.8	-1.3	3.9	-2.6	1.8	-4.5	-3.9	-2.4	0.4	0.8	-2.7
長崎県	-0.6	12.5	-3.6	3.4	-12.9	-5.4	3.8	-2.7	2.0	-8.5	-6.9	-3.4	0.7	0.8	-4.9
熊本県	7.3	8.0	-1.4	3.7	-3.0	0.1	2.6	-2.4	2.1	-2.3	-3.0	-2.8	0.6	0.8	-1.7
大分県	3.9	7.1	-1.5	3.5	-5.2	-2.2	1.3	-2.4	2.3	-3.3	-3.6	-4.1	0.5	1.1	-1.1
宮崎県	7.7	10.4	-1.8	3.4	-4.3	-1.4	3.9	-2.5	2.1	-4.9	-4.2	-2.8	0.7	0.8	-3.0
鹿児島県	4.3	8.6	-2.5	3.5	-5.3	-2.5	1.6	-2.9	2.3	-3.5	-6.0	-3.7	0.8	0.8	-3.8
沖縄県	17.2	28.8	-7.9	2.7	-6.4	11.4	15.2	-3.9	0.6	-0.6	5.3	3.8	0.9	0.4	0.2
最小値	-0.6	3.3	-7.9	2.1	-12.9	-6.7	-1.2	-3.9	0.6	-8.5	-10.7	-6.8	-0.3	0.4	-6.3
中央値	6.8	10.1	-2.7	3.3	-3.3	0.8	3.6	-2.7	2.0	-2.1	-3.6	-2.7	0.4	0.8	-1.7
最大値	33.9	28.8	-0.8	4.1	22.7	12.9	15.2	-2.0	2.4	7.7	7.5	3.8	0.9	1.1	9.4
平均値	9.0	10.2	-2.7	3.2	-1.7	1.3	3.6	-2.8	1.9	-1.4	-3.1	-2.9	0.4	0.8	-1.4
標準偏差	8.3	3.8	1.3	0.5	7.7	4.6	2.6	0.4	0.3	3.1	3.9	1.7	0.3	0.1	2.7

注：当該時点間の各要因の合計は人口増加率となる。

### (1) 1950-2015年

全期間の人口増加率の分布は中央値5.1%（平均値33.4%，標準偏差64.4%），最大は神奈川県266.9%，最小は島根県の-23.9%である。三大都市圏を中心に高い増加率となる一方，非三大都市圏においては人口増加率が相対的に低く，17県の人口増加率はマイナスである（表2）。

この期間で平均的に大きな変化量を持つのは出生要因（中央値-249.0%，平均値-240.8%）であり，全都道府県でマイナスの寄与度である。出生要因は非三大都市圏で比較的大きなマイナスの寄与度となり，分析対象期間初頭に出生率が高い都道府県ほど出生要因のマイナスの寄与度が大きい傾向がある。なお，本分析枠組みでは出生要因の寄与は2015年60～64歳コーホートまでしか補足できず，1950年より前の出生率の地域差が2015年65歳以上コーホートの地域分布に及ぼした影響は年齢構造要因に含まれる点に留意が必要である。観察期間をさらに30年程度延長することで，全年齢層における出生要因の寄与を捉えることができたとしたら，出生要因の寄与度の地域差はさらに大きくなる可能性がある。

次に平均的に高い寄与度を示すのは年齢構造要因（中央値161.7%，平均値155.6%）と死亡要因（中央値150.3%，平均値149.0%）であった。前者の年齢構造要因は，全ての都道府県でプラスの寄与度である。年齢構造要因は出生率の高い非三大都市圏で高く，三大都市圏で低い傾向があり，過去の高出生を背景とした1950年時点の安定人口に近いピラミッド型の年齢構造が影響していると考えられる。後者の死亡要因も年齢構造要因と同等の水準にあり，全ての都道府県でプラスの寄与度である。死亡要因は高齢化が進展している非大都市圏ほど比較的高い寄与度となっていることは興味深い。

移動要因については，東京圏に属する都県，愛知県，大阪圏に属する府県のみがプラスの寄与度であり，その他の道県ではマイナスとなっている。とりわけ神奈川県（227.3%），埼玉県（181.6%），千葉県（139.3%）でプラスの寄与度が高く，長崎県（-115.5%），福島県（-106.2%），鹿児島県（-105.5%）でマイナス幅が大きい。都道府県による寄与度のばらつきが大きく，中央値（-50.5%）と平均値（-30.4%）に乖離がみられ標準偏差は75.7%である。

### (2) 1950-1960年

この期間には，出生率は第一次ベビーブーム後に急激に低下し，死亡率は乳幼児死亡率や若年死亡率の低下が大きく，東京圏を中心とした三大都市圏では大幅な転入超過となったのに対し，非三大都市圏では転出超過となった時期である。人口増加率は三大都市圏や北海道（17.3%），福岡県（13.5）などで高い一方で（最大54.3%：東京都），16県では人口増加率がマイナスであり，これらの県では特に移動要因のマイナスの寄与度が高い。年齢構造要因は平均的に16.8%程度のプラスであり，出生要因の-8.1%，死亡要因の4.9%と相殺すると，移動要因がおおよそ-13%以上のマイナスである県の人口増加率はマイナスとなる。出生要因はすべての都道府県でマイナスの寄与度となり，三大都市圏では比較的大きなマイナスの寄与度である一方，移動要因のプラスの寄与度がそれを上回るため人口増加

率自体は高い傾向にある。死亡要因の地域差はあまりなく全ての都道府県でプラスの寄与度となり、全国的な死亡水準の改善が生じている。

### (3) 1960-1975年

この期間は出生率が概ね2以上で安定し、50歳時未婚率は地域別にみても概ね5%未満程度の低い水準にある「皆婚」社会であった。死亡率は若年から中年死亡の改善へと移行する時期にあり、乳幼児死亡率も依然として低下傾向にある。移動状況については三大都市圏への移動が大規模に生じたが、1970年代のオイルショックを契機として三大都市圏の転入数と転出数がほぼ均衡するような状況へと向かう時期である。

人口増加率の中央値は5.3%、平均値は11.7%、標準偏差は24.5%とばらつきが大きい時期にあたる。最小は島根県(-13.5%)、最大は埼玉県(98.3%)である。平均的な年齢構造要因の寄与は16.9%ですべての地域でプラスであるのに対して、出生要因は-7.1%(鹿児島県)から4.3%(大阪府)の範囲にあって寄与度にはプラス・マイナス双方のばらつきがあり、出生要因の寄与度は非三大都市圏ではマイナス、三大都市圏ではプラスの傾向があった。非三大都市圏では1960年代にも出生率の低下が続く傾向にあったのに対して三大都市圏では出生率が安定ないし微増したことや、三大都市圏では転入超過が続いたことで三大都市圏での出生数が増加したことを反映している。死亡要因は平均2.6%、標準偏差0.3%と地域差はほぼみられず全国的な死亡率の改善が確認できる。移動要因は三大都市圏と非三大都市圏で大きく異なり、最小の長崎県(-32.1%)から最大の埼玉県(75.9%)までばらつきが大きく、平均値-6.7%、中央値-12.3%となる。

### (4) 1975-1990年

この期間は、合計出生率が人口置換水準を持続的に下回る少子化に突入し、1990年には1.5前後まで低下する一方で、中高年死亡の改善を中心に平均寿命は順調に伸長した。移動傾向については、1970年代のオイルショックにより東京圏の転入超過数は減少し、名古屋圏や大阪圏では転出超過となった。その後、1980年代を通じて東京圏のみ転入超過数のプラスが目立つものの、都心の転出超過と郊外の転入超過が目立つ時期である。

この期間の人口増加率は中央値6.8%(平均値9.0%、標準偏差8.3%)、最小は長崎県(-0.6%)から最大は千葉県(33.9%)と依然として大きな差はあるが、そのレンジは縮小してきている。その要因は主に移動要因の縮小である。移動要因は-12.9%(長崎県)から22.7%(千葉県)へと分布し、中央値は-3.3%(平均値-1.7%、標準偏差7.7%)と移動傾向の地域差は縮小した。出生要因は中央値・平均値ともに-2.7%、標準偏差1.3%と地域差は縮小し、三大都市圏ほどマイナスの寄与度が高い傾向にある。死亡要因は平均値3.2%、標準偏差0.5%と地域差が依然として低く安定してプラスの寄与となっている。移動要因は依然として地域差が大きく、三大都市圏では千葉県(22.7%)、埼玉県(20.3%)、奈良県(18.1%)、神奈川県(12.7%)、滋賀県(12.3%)に対して東京都(-9.1%)、大阪府(-6.2%)、京都府(-2.4%)という地域差がみられ、非三大都市圏では転出超過傾向が

続き、長崎県（-12.9%）、青森県（-12.2%）、秋田県（-10.1%）など10ポイントを超えるマイナスの寄与度を示す県もみられた。

#### (5) 1990-2005年

この期間には、出生率は低下傾向にあり合計出生率は2005年に1.26まで低下した。死亡率については中高年死亡の改善が継続し平均寿命は伸長した。移動傾向については、1990-95年はバブル崩壊期にあたり、東京圏で転出超過、非三大都市圏で転入超過となったが、その後は東京圏で転入超過、非三大都市圏で転出超過となった。ただし東京圏では、都心で転出超過が縮小した。

この期間の人口増加率は中央値0.8%（平均値1.3%、標準偏差4.6%）と前期間に比べて増加率は低下した。年齢構造要因のプラスの規模が前期間に比べて大きく低下し、秋田県（-1.2%）、高知県（-0.9%）ではマイナスに転じた。従来から転出超過であった非三大都市圏の県では少子高齢化が進んだことで年齢構造の持つ潜在的な人口増加を促す力が弱まり、自然減による人口減少圧力が強まっていることを示している。出生要因は全ての都道府県でマイナスとなる傾向は継続し、平均値-2.8%、標準偏差0.4%と地域差は小さい。死亡要因は全ての都道府県でプラスであり平均値1.9%、標準偏差0.3%と出生要因同様、地域差は小さい。移動要因は三大都市圏ではプラス、非三大都市圏ではマイナスという傾向は継続しているが、若年者の人口規模が大幅に縮小したことを反映して転出超過および転入超過の規模も縮小したことで、移動要因の寄与度の絶対値は大幅に縮小している（中央値-2.1%、平均値-1.4%、標準偏差3.1%）。

#### (6) 2005-2015年

この期間は、2006年以降の出生率回復期にあたり、全国の合計出生率は1.26（2005年）から1.45（2015年）まで上昇した。死亡率は中高年死亡の改善が継続し、移動傾向は東京圏の転入超過が卓越する、いわゆる都心回帰といえる状況となったため都心でも転入超過となる時期である。

出生要因は、出生率の回復によりプラスに転じた都道府県が多いがその水準は1%未満と低い水準にあり人口増加率に対する寄与は小さい。一方、年齢構造要因は沖縄県（3.8%）を除く全ての都道府県でマイナスに転じた。年齢構造要因がマイナスであるということは、人口動態率の変動によらず人口減少（主に「自然減」）を内包する人口構造に達したということを意味する。死亡要因は低水準であるが全ての都道府県でプラスの寄与度となっている（平均値0.8%、標準偏差0.1%）。移動要因は、東京圏の転入超過は継続し、東京都（9.4%）の寄与度が最も高い。非三大都市圏の移動要因の寄与度は前期間に比べるとマイナスに転じた県が多く、2011年の東日本大震災及び原発事故を経験した福島県（-6.3%）ではマイナスの寄与度が拡大した。

## (7) 人口増加率と各要因の相関係数

各期間における人口増加率とその人口学的要因の相関係数を表3に示した。全期間を通算した1950-2015年では移動要因の相関係数が0.978と最も高く、死亡要因-0.390、年齢構造要因-0.271、出生要因0.245と続く。移動要因の高い相関係数はそれぞれの期間においても観察され、0.904～0.995の範囲に分布し、概ね人口増加率の地域差は移動要因の変動によって説明されることが示される。年齢構造要因は、1975年以前は相関係数が低い値であったが、1975-90年（0.424）、1990-2005年（0.798）、2005-15年（0.820）と徐々に高い数値へと上昇しており、人口減少を内包した人口構造の人口増加率への影響度の高まりと同時に、地域差を説明する要因の構造的な転換がかなり早い時期にあったことを示唆している。出生要因は、出生力転換が生じた1950-60年（-0.566）、出生率が高い水準で安定していた1960-75年（0.641）は高い相関係数を示していたものの、1975年以降、少子化に突入したのちは徐々に低い数値へ変化した。死亡要因は1990-2005年（-0.632）を除き、絶対値で概ね0.2から0.4程度の相関係数となっている。このように、人口増加率とその人口学的要因の関係は、基本的には移動要因の地域差が人口増加率と強い関係をもち、出生要因との関係は徐々に低下し、年齢構造要因との関係が上昇するといった関係性を有している。

表3 期間別、人口増加率と人口学的要因の相関係数

相関係数	1950- 2015年	1950- 1960年	1960- 1975年	1975- 1990年	1990- 2005年	2005- 2015年
年齢構造要因	-0.271	0.051	-0.275	0.424	0.798	0.820
出生要因	0.245	-0.566	0.641	-0.403	-0.222	0.173
死亡要因	-0.390	-0.349	0.203	-0.388	-0.632	-0.240
移動要因	0.978	0.977	0.995	0.952	0.904	0.922

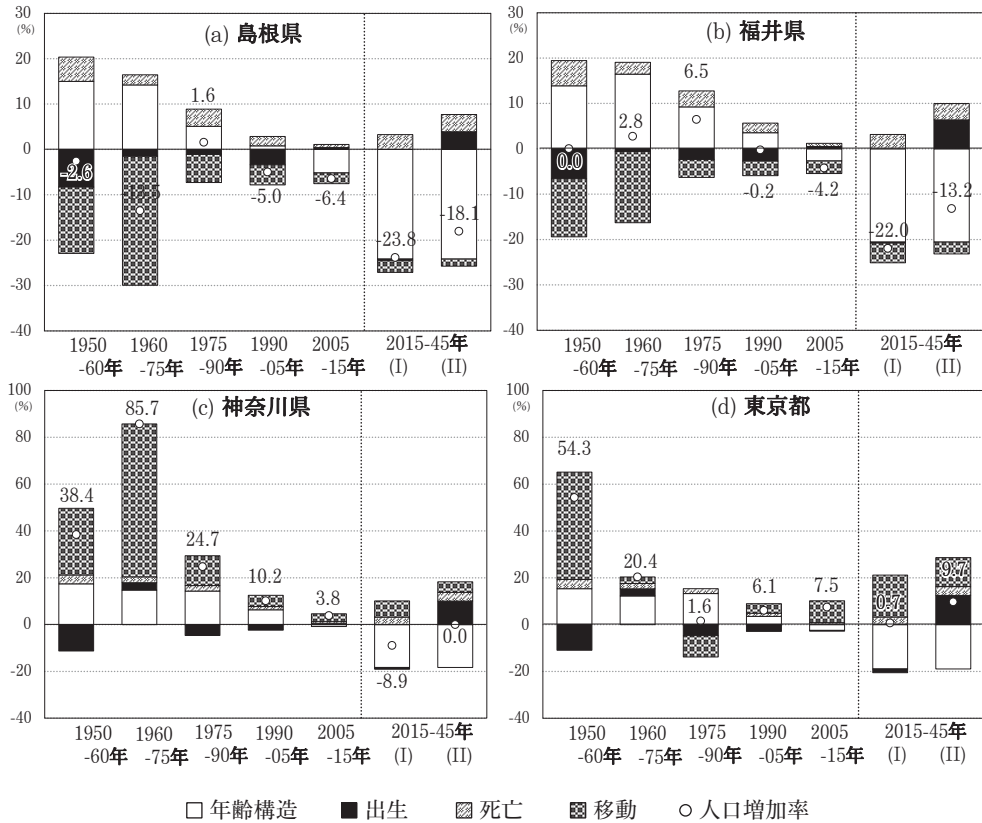
## 2. 総人口の要因分解結果の時系列変化

1950-2045年の総人口の人口増加率が特徴的な都県の時系列変化を示したのが図3である。これらは1950-2015年の人口増加率に基づいて選択したものであり、島根県（-23.9%）は最小、福井県（4.6%）は中央値に最も近い県の一つ、神奈川県（266.9%）は最大、参考として東京都（115.3%）を示した。なお、図中における2015-45年(I)は地域推計（平成30年推計）の要因分解結果（鎌田他 2020a, Kamata et al. 2021）、(II)は出生率2.07、生残率2040-45年、純移動率半減を仮定した場合の要因分解結果を示している。

島根県は1950年から1975年にかけて移動要因による大きなマイナスの寄与によって人口減少が生じた。1970年代以降は移動要因のマイナスの寄与度の規模は縮小しているが、1990年代以降には年齢構造要因のプラスの寄与度の効果が失われ、2005年以降はマイナスに転じている。2015-45年の将来部分では、年齢構造要因によるマイナスの寄与度が大きく、出生率回復や純移動率半減などの仮定を加えた結果(II)においても人口減少を緩和させる効果は小さい。



図3 1950-2015年の人口増加率が特徴的な地域における人口学的要因の時系列変化



注：2015-45年(I)は地域推計（平成30年推計）の要因分解結果（鎌田ほか 2020a; Kamata et al. 2021），(II)は出生率2.07，生残率2040-45年，純移動率半減を仮定した場合の要因分解結果。

福井県も各要因の寄与構造は島根県と似通った推移を示しているが、移動要因によるマイナスの寄与度の規模が小さいことや年齢構造要因によるプラスの寄与度が2005年まで比較的高い水準にあることなどによって人口減少を免れている。ただし、将来部分では年齢構造要因による大きなマイナスの寄与度によって人口減少が進むことが見込まれている点は島根県と共通である。

神奈川県は、全国で最も移動要因の寄与度が大きかった都道府県の一つである。1960-75年には人口増加率85.7%のうち65.3%を移動要因が占める。年齢構造要因は1990年以降減少し、2005年以降はマイナスの寄与となり、将来推計人口では年齢構造要因によるマイナスの寄与によって人口減少が見込まれているが、(II)の仮定では各要因の寄与度は均衡し人口増加率は0%となる。

東京都は、1950-60年は移動要因の寄与が高い人口増加率をもたらしたが、その後は2000年代の都心回帰のトレンドに移行するまでは比較的低調であった。オイルショックやバブル景気と崩壊、リーマンショック、東日本大震災など、景気変動や自然災害により転



入超過の縮小・転出超過が生じるなど重大事象による影響を受けやすく、かつ一貫して出生率が低いことから生産年齢人口が多いことの人口増加圧力は必ずしも高くない。それでも2000年代以降はIT・金融等の産業集積や企業の支社の閉鎖、本社機能の集積（帝国データバンク 2021）などの影響を受けて移動要因のプラスの寄与度が上昇している。

## V 結論と今後の課題

本稿は1950-2015年までの都道府県別にみた総人口の人口増加率を、年齢構造要因、出生要因、死亡要因、移動要因の4つの人口学的要因に分解した。分析期間は、1950-2015年までの全期間と人口増加率が線形的に異なった速度で変化する5つの期間について要因分解を行った。要因分解はBongaarts and Bulatao（1999）による方法を用いた。

総人口増加率について分析した結果、以下のことが明らかとなった。(1)1950-2015年と長期的な期間についてみると、人口増加率の変動に対し出生要因の負の寄与度が最も大きい。出生要因は、戦後まもなくすべての都道府県が経験した出生力転換による急激な出生力低下と1970年代中頃以降の持続的な少子化状況により、年齢構造が全国的に高齢化し自然減による人口減少が生じる構造への変化に大きな影響を与えた。一方で、各期間についてみると長期的な出生率低下の影響は年齢構造要因に吸収され、人口増加率に対する寄与度は期間内の変動のみの評価となることから、出生要因の寄与度は相対的に小さい値となる点に留意が必要である。

(2)移動要因は人口増加率との相関係数が全期間でみた場合や各期間に分けた場合においても一貫して高く、出生要因や死亡要因に比べて人口増加率の地域差に大きな影響を及ぼす。1950-2015年の移動要因は、1950-2015年の期間のように長期的にみると人口増加率へ及ぼす影響は相対的に小さいが、短期的には大きな寄与度を持つ。また、移動要因は人口増加率の地域差の形成には、長期的にも短期的にも大きな影響を及ぼしていた。

(3)年齢構造要因は1950-2015年の全期間でみると、人口増加率に対して大きなプラスの寄与度を持つ。1950年時点の年齢構造は年少人口や生産年齢人口が相対的に多い状況にあったことから、すべての都道府県が人口増加を内包した構造を有していた。各期間でみると、年齢構造要因のプラスの寄与度は時間経過に伴い減少し、1990年以降は非三大都市圏を中心にマイナスに転じ、2005-15年では沖縄県を除きマイナスの寄与度となり、非三大都市圏を中心に2005年以降の人口減少を駆動させる主要因となった。また、年齢構造要因と人口増加率との相関係数は1975年以降徐々に高くなっており、人口増加率の地域差に及ぼす影響力も増している。年齢構造要因は当該期間の年齢別人口動態率が一定で変化しない場合の総人口の変化だが、期首時点の人口の年齢構造が有する人口増減への圧力を示す。長期的な少子化による年齢構造の高齢化、死亡率低下による長寿化、主に10代後半から30代での非三大都市圏から三大都市圏への人口移動によって、わが国の地域人口は地域差を保ちつつも全国的に人口減少を内包するような年齢構造へと転換した。

(4)死亡要因は、1950-2015年の全期間において一貫して平均寿命が伸長したことを反映

して、高いプラスの寄与度を示す。1950-70年代の乳幼児死亡率の改善から1970年代以降の中老年死亡率の改善に移行する平均寿命の伸長の影響を受けて（国立社会保障・人口問題研究所 2021c）、全ての年齢での死亡率改善の効果が全国的に生じた。ただし、各期間別にみると、死亡要因は安定してプラスの寄与度を示すが、その水準は相対的に低く地域差も小さい。

今後の課題は以下の通りである。(1)年齢別寄与度の分析およびコホート観察によるベビーブーム世代の地域への定着と人口増加率との関係に関する定量的把握を行い、人口規模の大きい世代のライフコース変化と地域の人口変動・人口シェアの関係を分析する。特に戦後三大都市圏へ移動してきた第一次ベビーブーム世代やその子世代の地域人口における動向を分析することにより、三大都市圏における「人口集中の再生産」にどの程度寄与しているのかを人口増加率に対する人口学的な要因の寄与度という側面から把握する。小池・清水（2020）は東京圏一極集中における出生地分布の変化について分析を行い、第二次ベビーブーム世代以降では東京圏出生割合が高く、かつ非東京圏への転出が縮小していることから東京圏一極集中が今後も継続する可能性が高いことを示している。このような戦後の人口移動が世代を通じて再生産されることによって、三大都市圏への人口集中や東京圏一極集中といった地域分布を生み出していると考えられる。世代を超えた再生産の構造は今後の地域人口にとっても重要な含意を持つ。

(2)1990年代以降、増加傾向にある外国人人口が地域人口へ及ぼす影響を把握するために、日本人と外国人人口の別に総人口増加率への各要因の寄与度を分析する。外国人の都道府県人口に及ぼす影響は、現状においては全国的には限定的であると考えられているが、近年増加傾向にある技能実習生や留学生の増加による外国人の出生率の低下など（中川他 2018）、時期に応じて総人口に与える影響の変化が大きく、地域差も大きいものと考えられる。これら変動の定量的な把握は地域人口には重要であろう。

手法的な課題として(3)出生・死亡・移動要因の相互作用効果を分離することにより、人口動態率の相互依存関係の把握を行う。各要因は相互に関連しており、要因分解の際に年齢別人口動態率を一定にする順序によって影響を受ける（Bongaarts and Bulatao 1999）。年齢構造要因は人口動態率以外の変動分となるため影響を受けないが、出生・死亡・移動要因についてはそれぞれが相互に影響を受ける。例えば、出生要因と死亡要因では、平均出生年齢までに発生する死亡率の影響を受けるため、死亡要因を先に一定とすると、死亡要因の寄与度は大きく、出生要因の寄与度は小さくなる。また、移動要因による若年人口の増加は出生要因を引き上げるといった影響などの相互作用効果を分離することで各要因の寄与度に関する理解が深まることが期待できる。(4)年齢別人口増加率の分析（variable-r 法）を行うことで、本稿の分析枠組みでは年齢構造要因に含まれる過去の人口動態率の影響を各要因の寄与度に分配して把握することが可能となる。

新型コロナウイルス感染症による世界的なパンデミックは人口動態にも様々な影響を及ぼしているが（岩澤他 2021）、その影響が短期的なもので終わるのか、中長期的な影響を及ぼすのかは現時点では不透明である。今回の分析は2015年までのものではあるが、2020

年の国勢調査の公表結果なども含めた上で、今後も引き続き地域人口の変動メカニズム解明に資する分析を深化させていきたい。

(2022年1月6日査読終了)

## 謝辞

※ 本研究は、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「地域別将来人口推計（都道府県別人口推計・市区町村別人口推計）」（代表者：小池司朗）およ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））「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，課題番号20AA2007）（2020～2022）による助成を受けた。また，査読者の先生には人口学的「率」と「比率」に関するご助言等，貴重なコメントをいただいた。御礼申し上げます。

## 参考文献

- 石井太（2008）「人口変動要因が将来推計人口の年齢構造に与える影響—老年従属人口指数を中心として」『人口学研究』第43号，pp.1-20.
- 石井太（2020）「出生水準が長期的な人口動向に及ぼす影響について」津谷典子・菅桂太・四方理人・吉田千鶴『人口変動と家族の実証分析』慶応大学出版会，pp.27-46.
- 石川晃（2002a）「わが国における人口高齢化の要因分析」『人口問題研究』第58巻第3号，pp.45-62.
- 石川晃（2002b）「地域における人口高齢化の要因分析」『人口問題研究』第58巻第4号，pp.47-64.
- 岩澤美帆，小池司朗，林玲子，別府志海，是川夕（2021）「新型コロナウイルス感染拡大と人口動態：何が分かり、何が起きるのか」国立社会保障・人口問題研究所 Working Paper Series No.51.
- 鎌田健司，小池司朗，菅桂太，山内昌和（2020a）「都道府県別にみた将来の人口増加率の要因分解」『人口問題研究』第76巻第2号，pp.240-264.
- 鎌田健司，小池司朗，菅桂太，山内昌和（2020b）「市区町村別にみた将来の人口増加率の要因分解」『人口問題研究』第76巻第4号，pp.488-509.
- 小池司朗（2014）「都道府県別高齢者人口変化の人口学的要因」『人口問題研究』第70巻第2号，pp.97-119.
- 小池司朗，貴志匡博（2020）「国勢調査と住民基本台帳から得られる人口移動傾向の差異の検討—地域別将来人口推計への適用を念頭に—」『人口問題研究』第76巻第4号，pp.533-550.
- 小池司朗，清水昌人（2020）「東京圏一極集中は継続するか？—出生地分布変化からの検証—」『人口問題研究』第76巻第1号，pp.80-97.
- 小池司朗，鈴木透，菅桂太，鎌田健司，小山泰代，貴志匡博，大泉嶺，西岡八郎，江崎雄治，山内昌和（2019）「地域人口の将来動向—日本の地域別将来推計人口（平成30（2018）年推計）—」『厚生の指標』第66巻第1号，pp. 33-40.
- 厚生省「昭和40年地域別生命表」. 厚生省（1975）「昭和45年地域別生命表」『第13回生命表』補章.
- 厚生省人口問題研究所（1966）『都道府県別標準化出生率〔昭和5年全国人口標準〕昭和5年・25年・30年・35年』人口問題研究所研究資料第167号. 国立社会保障・人口問題研究所（2021a）「都道府県別自然増加率：1960～2015年」『人口統計資料集（2021年版）』.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2021b）「都道府県別社会増加率：1960～2015年」『人口統計資料集（2021年版）』.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2021c）「平均寿命の伸びに対する年齢別死亡率変化の寄与率：1891～2015年」『人口統計資料集（2021年版）』.
- 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>（2020年12月9日ダウンロード）

- 菅桂太 (2007) 「近年の「国勢調査」日本人人口の精度に関する一考察」 日本人口学会『人口学研究』第41号, pp.61-73.
- 総務省統計局 (2014) 「国勢調査と住民基本台帳等について」『平成27年国勢調査有識者会議 (第3回)』資料6.  
<https://www.stat.go.jp/info/kenkyu/kokusei/yusiki27/pdf/03sy0600.pdf>
- 総務省統計局 (2021) 「住民基本台帳移動報告2020年結果」(2021年1月).
- 高橋重郷 (1990) 「出生・死亡変数の変化とその人口構造への影響—年齢別人口成長率を用いた分析」『人口問題研究』第46巻第3号, pp.1-15.
- 帝国データバンク (2021) 「首都圏・本社移転動向調査 (2020年)」(2021年4月21日).
- 中川雅貴, 山内昌和, 菅桂太, 鎌田健司, 小池司朗 (2018) 「都道府県別にみた外国人の自然動態」『人口問題研究』第74号第4号, pp.293-319.
- 水島治夫 (1961) 『府県別生命表集』生命保険文化研究所.
- 水島治夫, 重松峻夫 (1964) 「都道府県別生命表 1959~1961」, 寿学研究会年報10周年記念特別編集『寿命と老年問題』別冊.
- 山内昌和・小池司朗・江崎雄治 (2017) 「人口学的要因からみた地域人口の変化と将来像」森田朗監修, 国立社会保障・人口問題研究所編『日本の人口動向とこれからの社会』一般社団法人東京大学出版会, pp.33-59.
- Andreev, K., Kantorová, V., and Bongaarts, J. (2013) "Demographic Components of Future Population Growth", United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, Technical Paper, No. 2013/3.
- Bongaarts, J. and Bulatao, R. A. (1999) "Completing the Demographic Transition", *Population and Development Review*, 25(3), pp. 515-529.
- Kamata K., Koike S., Suga K. and Yamauchi M. (2021) "Demographic Components of Future Population Growth Rates by Prefectures in Japan: Supplementary Materials", Working Paper Series (E), No. 32, March 2021.
- Preston, S. H. and Coale A. J., 1982, "Age Structure, Growth, Attrition and Accession", *Population Index*, Vol. 48, No. 2, pp. 217-259.
- Rees, P., Wohland P. and Norman P. (2013) "The demographic drivers of future ethnic group populations for UK local areas 2001-2051", *The Geographical Journal*, Vol. 179, No. 1 pp. 40-60.
- United Nations (2017) "The impact of population momentum on future population growth", Population Facts, No. 2017/4 Department of Economic and Social Affairs, Population Division.

# Demographic Decomposition of Population Growth Rates by Prefectures in Japan: 1950-2015

## (1) Analysis of Total Population

KAMATA Kenji, KOIKE Shiro, SUGA Keita and YAMAUCHI Masakazu

This study decomposes the population growth rates of the total population by prefectures in Japan into four demographic factors: age structure, fertility, mortality, and migration. We conducted the factor decomposition for the period from 1950 to 2015; this period was subsequently divided into five episodes in each of which the population growth rates changed linearly but at different paces. We evaluate contributions of these factors to the population growth rates of prefectures by using the Bongaarts and Bulatao (1999)'s method.

We found four key results: (1) In the period 1950-2015 overall, the negative contributions of fertility factors to the change in the population growth rate is the largest. Population ageing of Japan has mainly caused by the rapid fertility decline due to the fertility transition after WWII and subsequent below-replacement reproduction since the mid-1970s. The fertility factors had a major impact on the structural change of the populations by inducing the natural decreases and the following depopulation.

(2) Migration factors have a relatively small effect on the population growth rate in 1950-2015 inclusive, while they show significant contributions in the short term. Moreover, they have a large effect on the regional variation of the population growth rates in both short- and long-terms.

(3) Age structure factors made large positive contributions to the population growth rate in 1950-2015. From 1990 onward, the positive contributions of age-structure factors shrunk, particularly in non-metropolitan areas, and in 2005-15, with the exception of Okinawa Prefecture, it turned to negative, playing a major role in population decline.

(4) The mortality factor shows large positive contributions, reflecting the steady increase in life expectancy during the period 1950-2015. Mortality factors show positive contributions in each subperiod, but at relatively low level and with small regional differences.

**【Keywords】** Demographic Transition of Prefectures, Population Growth Rates, Decomposition Method, Contributions of Demographic Factors



# アジアの福祉レジームにおける教育役割のジェンダー差 —シンガポールのミドルクラスの母親への質的調査から—

中 野 円 佳\*

本稿は、シンガポールの事例を通じ、脱家族化やジェンダー平等の度合を検討する軸としての福祉レジーム論において、教育役割に着目することの重要性を示すものである。家族社会学では、アジアの母親たちが子どもの教育を担うために専業主婦化する現象への注目が増している。他方で、福祉レジーム研究は子どもの教育の担い手のジェンダー差について関心を払ってこなかった。本稿では、養育は「脱家族化」できるにもかかわらず、教育役割が母親の負担となっているとされるシンガポールを事例に、ミドルクラスの親への質的調査によって「なぜ教育役割は外注されず、母親の責任になるのか」という問いに答える。分析の結果、新自由主義的な政策と家族主義が接続する中で、母親には社会的プレッシャーがかかり、また女性たちが教育のための情報収集ネットワークを持っていることにより、他ならぬ母親が人的資本を育成する責任を負うことが見いだされた。

キーワード：教育役割、福祉レジーム、ジェンダー、新自由主義、家族主義

## I. 問題設定

本稿の目的は、子育ての脱家族化が進むシンガポールにおいて、なぜ教育役割が母親に偏るのかについてを、家庭における役割分担や教育実践の在り様から解明し、福祉レジーム論において教育役割に着目する重要性を指摘することにある。

日本では、女性の就労や社会的経済的地位達成等の阻害要因として、家庭役割が女性に偏る要因についての研究が蓄積されてきた。これに対し、最近のアジアでは、育児資源等が豊富で育児責任を母親が丸抱えしなくても済む選択肢があるように見える国においても女性が「教育する母」として専業主婦化する現象（落合 2013）や、「自己選択」としてジェンダー化された親役割が取得されていること（天童・多賀 2016）が指摘されている。

欧米中心ではじまった福祉レジーム論においては、近年、アジア内部の多様性に注目する研究が増えている。福祉レジームの類型にあたり、これまでは主に高齢者の介護や乳幼児の保育の担い手における脱家族化の程度が分析軸として採用されてきた。しかし、アジアにおける子どもの教育を目的とした専業主婦化の現象からは、ジェンダー格差の発生要因を検証する上で、介護や育児とは切り分けて、別途「教育」の家庭責任を考慮に入れる必要がでてきていると言える。なぜ、日本における女性活躍のボトルネックとされる「子

---

\* 東京大学大学院教育学研究科



育ての外部化」が進んでいる国において、養育は脱家族化できるのに、教育はできないのか。なぜ家庭に残る教育役割を父親ではなく母親が担うのか。これらの問いは未回答のまま残されている。

シンガポールは住み込みの外国人家事労働者の雇用や祖父母の支援が得やすく、「育児問題」が見出しにくい国として論じられることもある（落合他 2004）。一方、教育の役割は母親に偏重し、教育負担が少子化の一因として指摘されており（Jones 2012）、この問いを検証するのに適した国と言える。本稿では様々な選択肢を持つシンガポールのミドルクラスの親たちが、教育役割をどのように捉え、実践しているのかを質的調査を通じて明らかにし、教育実践と役割分担は国の福祉レジームと無縁ではないことを示すものである。

なお、本稿では広く子育てや育児に位置づけられる活動のうち、乳幼児の見守りや食事を与えるなど生活の基本的な営みを支援することを養育、主に学齢期における学習補助や人的資本を拡大させるための活動やそれに伴い発生する管理業務等を教育として定義する。

## II. 先行研究の検討

本章では、育児負担や教育役割を巡る先行研究と福祉レジーム論での位置づけについて1節で日本やアジアの議論、2節でシンガポールについて検証し、本稿の問いを設定する。

### 1. 育児・教育役割と福祉レジーム論

#### (1) 育児負担を巡る先行研究

これまで、日本では女性の就労や社会的経済的地位達成の阻害要因として、意識、育児資源、職場環境、そしてこれらの相互関係である循環構造要因の4種類が指摘されてきた。

意識要因については、女性本人の大卒時就労意識（西川 2001）、想定していた理想の人生像（丸山 2001）、母親役割意識（岡本 2000）など、学齢期までのジェンダーの内面化や性別役割分担意識の高さが阻害要因になると指摘されてきた。

職場環境要因としては日本企業では正社員はメンバーシップ雇用で長時間働くことが前提で、専門職や官公庁という特定の職業や職場でしか継続が難しいこと（西村 2014）、統計的差別や逆選択（大沢・盧 2015）などが指摘されてきた。

育児資源要因については、出産後の祖父母との同居や近居（西村 2014）、夫や保育所の利用（岩田・大沢 2015）が就労継続要因とされてきた。とりわけ、女性の家事・育児負担が男性に比べて大きくなる要因については、家庭領域での無償労働が「家事労働」として発見されて以降（上野 1990）、交渉や抵抗がなければジェンダー秩序のベクトルにさらされること（船橋 2006）、言説構造に加えて資源構造が交渉力を限定させること（山根 2010）等が指摘されている。負担の男女偏重要因では父親の子育ての阻害要因について、石井（2013）が従来の議論を「相対的資源差説」と「時間的余裕説」からなる「資源・勢力格差要因」、「性別役割分業観説」と「父親アイデンティティ説」等からなる「意識要因」、「家庭内需要説」と「職場環境と慣行説」からなる「ネットワーク・サポート説」と整理

した上で、「夫婦関係要因」、「子育てスキル・スタンダード要因」を加えている。

これらの相互作用も含め構造的要因を指摘したものとしては、男性が正社員として一家の稼ぎ主として家族賃金などを受け取る一方で、女性は周縁的な労働力とされ（山口 2017）、家庭役割を任されてきた構造（本田 2014）が指摘されている。

## （2）教育役割を巡る先行研究

（1）が主に子どもが乳幼児期に関する研究であるのに対し、近年は教育社会学や家族社会学で、日本やアジアにおける家庭での教育役割の大きさが指摘されている。

歴史的に見れば、1970年代以降に家事時間の減少に対して育児時間の増加が見られ、専業主婦である母親に教育の責任がうつり（渡辺 1999=2006）、親こそが子どもの教育の責任者であるとの観念のもとに主に母親が「パーフェクトチャイルド」を育てようとする「教育する家族」の大衆化が進んでいるという指摘がある（広田 1999）。

教育役割が女性のライフコースに及ぼす影響については、近年、中国（宮坂 2007）や韓国（柳 2021）で、高学歴女性の主婦化が指摘されている。日本では、本田（2005）が学歴の決定要因や効果を大きく認識している女性ほど子どもをもたない傾向や、子どもをもった上で働かないことを選んだ女性が子どもの教育に関して熱心であることを指摘する。

また、学校外教育等の市場化が進んでも、情報収集やマネジメントには時間がかかること（Park et al. 2011）、進学塾との緊密な連携の上での「黒子」の役割に母親のコミットメントが必要なこと（平尾 2004）、習い事など外での活動における母の負担が大きいこと（Lareau & Weininger 2008）などを指摘する研究がある。

## （3）福祉レジーム論での位置づけ

福祉レジーム論は、福祉の生産が国家と市場と家庭の間にどのように振り分けられるかを定義をしたものである（Esping-Andersen 1999=2000）。当初脱商品化の程度を分析していた福祉国家の類型に対し、ジェンダーの視点の重要性が指摘され（Sainsbury 1994, Daly & Rake 2003=2009）、近年は女性の自立を可能にする鍵ともなる「脱家族化」の程度も考慮し、整理されている（Esping-Andersen 2009=2011, 新川 2015）。

同時に、福祉レジーム論を欧米からアジアに適用する研究も広がっている（末廣 2010, 上村 2015, Maison 2015=2019など）。一般的には遅れて近代化の波が訪れたアジアでは、介護や保育等が市場化される自由主義が進行しながら親族の役割が残り、国家が整備している福祉施策は未だ限定的であること（落合 2013）、「強い家族主義」（Jones et al. 2009）やとりわけ儒教的家族関係の重視（鈴木 2012）等が指摘されてきた。

他方で、福祉レジーム論の中では、教育を受ける権利や早期教育が貧困を防ぐ可能性が言及されるものの（Esping-Andersen 1999=2000, 2009=2011）、積極的に福祉レジーム論に教育の担い手を位置づけるものは多くない。その稀少な先行研究も、理論的検討（広田 2013）や政策の検討（辻 2012）に限られ、具体的に前項で検討した教育役割について、どの主体によりいかなる形で担われているのかについては関心が払われてこなかった。

#### (4) 小括

(1)で見た女性の就労中断要因が克服されている社会、つまり性別役割分担意識が低く、育児資源が豊富で、男女平等な職場環境があり、共働き前提の社会では、女性の就労や昇進は男性並みの高さとなっていくだろうか。そうとは限らないことを示唆するのが(2)での教育役割の要因である。(3)で見たようにアジアの福祉レジームに関する研究は増えているが、教育役割とその担い手を考慮にいれる必要がでてきていると言える。次節ではその典型国としてのシンガポールの状況を概観する。

## 2. シンガポールについての先行研究

### (1) シンガポールの育児負担要因

日本の女性の就労中断等につながる要因は意識、育児資源、職場環境があった。シンガポールはこの3点において課題が明確であるとは言えない国である。

まず意識要因については、IPS (2013) で、86%が「夫婦が経済面での貢献や家事、育児などの家庭責任を平等に分け合うべきだ」に賛成している。「妻は家事・育児、夫は経済的責任を負うべき」への賛成割合はわずか4%で、いわゆる性別役割分担意識は低い。

職場環境についても、Lin et al. (2020) によれば、フルタイムで働くシンガポール市民の調整前の男女賃金格差は16.3%で、学歴・年齢の効果1.9%や職業の違いの影響7.0%等を取り除いた調整後の男女賃金格差は6%である。The World Economic Forum (2021) によるジェンダーギャップ指数でも、同じ仕事に対する男女賃金格差においてシンガポールは男性を1とした場合に女性は0.8と、格差の小ささで世界7位に位置づけられている。

育児資源については、落合他 (2004) や落合 (2013) がアジア諸国比較において、シンガポールは中国やタイに比べ父親の参加が少ない反面、親との近居に優遇策などもあり親族に加え、住み込みのヘルパー、施設と市場で選択可能な育児資源は豊富にあることを指摘する。先行研究では、「母親の養育」に特別なこだわりが全くない (木脇 2007)、「育児問題」はシンガポールでは見出しにくい (落合他 2004) と指摘されることもある。

このように、シンガポールは、従来女性の就労中断要因として注目されてきた規範、育児資源、男女賃金格差において相対的に問題が少ないと言える。

### (2) シンガポールの教育役割

育児における女性の就労阻害要因が少ないとされる反面、指摘されるのが学齢期の子どもの教育役割の重さである。Yeoh & Huang (2010) は、ヘルパーに外注せず家庭内に残る役割として、子どものしつけ、宿題の監督、医者や歯医者に連れて行くこと、病気の時に家にいること、支払い関係を上げると同時に、とりわけ母親は「質の高い」子どもを育てる「教育エージェント」の役割を担うと指摘する。量的調査でも、主なケア提供者が母親であると回答する比率は就学前で63~64%であるのが、就学後は70%程度に増える (Shum-Cheung 2006)。子どもの教育競争に熱をあげる親たちは「Kiasu」(負けるので

はないかという恐れ）と呼ばれ（Goransson 2015）、子どもの学業面での成功が母親の成功として見られること（Yeoh & Huang 2010）、親が学業面での成功に対して子どもの教育に時間と労力を払っていること（Jones et al. 2009, Mathews et al. 2017）が言及されてきた。

背景として、シンガポールは独立当時からメリトクラシー体制を掲げ、1979年からPSLE（小学校卒業試験）によるレベル別の振り分け制度の結果が中等教育以降の進路に直結していることがあげられる。試験を通じた選抜とメリトクラシーは国の根幹であり、実際に獲得した学歴による賃金格差が大きいことが指摘されている（シム 2009）。政府は1990年代後半から「従来型学力」偏重の是正を目指しているが、結局政策自体が「従来型学力」と「新しい能力」の両側面を追及しており（Bach & Christensen 2017）、ミドルクラスの親子は塾と習い事に追われている。シンガポールの出生率は1.2以下と極端に低く、とりわけ中華系や高学歴女性（Jones et al. 2009）、晩婚の場合（Hashmi & Mok 2013）に低出生になりやすい傾向とともに、晩産化や1世帯あたりの子ども数の減少の背景として、子どもの「質」が問われる中で教育費などの経済的負担（Jones et al. 2009, Sun 2012, Hashmi & Mok 2013）が指摘されている。家庭の教育負担の大きさは、このように低出生率や、女性の年齢別就労率が30代後半から下がり子どもが学齢期に入ってからであると解釈される「右肩下がり」（落合他 2004）につながるとの指摘がある。

また、教育負担は働く時間等の男女差をもたらし、年収や取締役の少なさをもたしている可能性がある。25～54歳の国民のうち、フルタイムで働く人の割合は男性が89.8%であるのに対し女性は72.3%（MOM 2020）であり、フルタイム内で比較しても女性は男性よりも週2-3時間働く時間が少ない（Glassdoor Economic Research 2019）ほか、職種の男女差も指摘されている（Quah 2008）。シンガポールの管理職に占める女性比率は37%と、米国（40%）などに続き英国（35%）などより高い（ILO 2020）のに対し、主要企業の取締役に占める女性割合は7.9%と北欧（26～40%）や英国（17%）、インドネシア（11.6%）など他のアジアの国より低い（MSF 2014）。

### (3) シンガポールの福祉レジーム上の位置づけ

シンガポールの社会保障制度の中心は、中央積立基金（CPF）という強制貯蓄型の個人口座である。国民年金制度や国民健康保険制度、失業保険制度等が不在で、基本的に国民の自助を前提としている（上村 2015, 末廣 2010）。最低限の低所得者に対する公的扶助（Public Assistant System）も人口の0.1%にとどまり、日本の生活保護率と比べても低いことが指摘されている（上村 2015）。人的資本を国の最大の資源と位置づけ、敗者復活トンネルを用意する（シム 2009）など、教育と職業訓練への支援はするものの、社会保障は雇用と市場に依存するワークフェア政策を採っていると言える。脱商品化の程度は非常に低く、福祉レジーム論の類型においては、自由主義的な側面が強い。

一方で、脱家族化については、女性の人権や福祉の観点からではなく、「開発主義的」（落合 2013）、「経済合理的」（Kho 2010）な目的、つまり国の経済発展のために、保育施



設の整備や外国人家事労働者（ヘルパー）の雇用を可能にし、脱家族化を進めてきた。その反面で、政府は1990年代から「家族の価値」を強調し、老親扶養法（1995年）など老親の経済的支援を成人した子どもに期待する政策や法律を制定してきた（田村・篠崎 1999）。つまり、実態は市場で選べるオプションを多様に用意してはいるものの、その選択や費用負担を家庭に任せている。落合（2011）はこれを「新自由主義的家族主義」と呼ぶ。この結果、国際比較上では母親の負担が少ないとされる反面（落合 2013）、外国人ヘルパーを巡っては、一般的に家事労働者が自分の子どもを母国のより貧しい女性などに任せる「ケアのチェーン」（Ehrenreich & Hochschild 2002）が発生することやヘルパーが相対的に弱い立場に置かれること（上野 2011）の課題が指摘されている。また、シンガポール国内ではヘルパーを雇うことができない家庭（Teo 2016）や、特に低学歴の女性は家庭での負担の偏りがあること（Teo 2015）を指摘する研究もある。

介護や養育については、外部化できる層とできない層の格差が指摘される反面で、教育については、前項で見た通り、ミドルクラスにおいても担い手自体が「脱家族化」しておらず、母親偏重の傾向がある。先行研究では、教育の外部化が進めばさらに女性の就労が押し上げられる可能性があるとの指摘がある（木脇 2007）が、塾産業が発展し、7-8割が子どもを塾に行かせる2010年代後半（Tan 2017）でも母親の負担傾向は続く。

#### （4）小括と本稿の問い

性別役割分担規範が弱く、育児資源として豊富な選択肢があり、同じ仕事における男女格差も少ないながら、就学以降、子どもの教育を母親が担う傾向が指摘される国がシンガポールである。福祉レジーム論はアジアへの対象を広げながらも、教育の家庭責任が家族の中でどのように割り振られているかについて従来は関心を払ってこなかった。

とりわけミドルクラス層のこのような役割偏重は、いわば嗜好的な家庭の教育戦略であり、欠ければ生存を脅かすような福祉やケアとは異なる。しかし、Okin（1989=2013）が、家庭内での役割偏重が、女性が政治や職場などほかの領域での平等を獲得できない原因となっていると指摘するように、シンガポールにおいては、少子化対策やジェンダー平等の達成のためには、無視できない課題となっている。

先行研究を踏まえ本稿では次のようなりサーチクエスション（RQ）を設定する。

シンガポールのミドルクラス家庭で、

RQ1：家事、育児、教育の役割はどのように分担されているか

RQ2：養育役割は外注できるのに、教育役割はなぜ外注できないのか

RQ3：家庭に残る教育役割は、なぜ母親に偏るのか

### Ⅲ. 調査・分析方法

2018年から2021年にかけて、シンガポールにおいて、年長から中学生までの子どもがいる親35ケース（夫婦3ケース、母親のみ32ケース）に対して、インタビューを実施した。市場化されたオプションを持つにもかかわらず、外部委託が限定される原因を検証するため、ミドルクラス以上で、多数派であり、出生率施策などの主要対象とみなされている（Teo 2011）中華系を主な対象者とした。先行研究においては、中華系における儒教など各エスニシティの「伝統的価値」にそれぞれ男性優位がみられるものの、いずれにおいても日常への影響は限定的であると指摘されている（Quah 2008）ほか、マレー系の学歴が低いことや中華系以外が出生率が高い傾向にあるため子育て負担が重くなる可能性は議論されているものの（Lim 2015）、同階層内のジェンダー役割規範等についてエスニシティによる差異は指摘されていない（Sun 2012）。本調査においても、比較のために中華系以外の母親も一部対象に加えたが、エスニシティによって明確な役割分担の違いは観察されなかったため、分析軸としてエスニシティの差異には注目していない。

当初、シンガポール人で小学生低学年の子どもがいる大卒の母親という条件で、シンガポールの公立小学校に子どもを通わせている日本人の母親に小学校や習い事のクラスメートの親や職場の同僚に調査協力を呼びかけた。その後、スノーボールサンプリングで調査者を増やした。母親の就労形態により役割分担が異なる可能性を踏まえ、多様性が出るよう戦略的にサンプリングを実施している。

対象者の一覧は表1に記載する。ケースIDのアルファベットは、働き方がフルタイムの16人をF（Fulltime）、週数日勤務や時短、自営業などフレキシブルな働き方をしている10人をP（Part time）、専業主婦の9人をS（Stay at home）でそれぞれ示している。また、F6、F8、P7はインタビューをした母親に夫を紹介してもらうことで、夫婦ともに調査対象としたが、夫婦間で特に齟齬が生じる情報はなかったこと、主要な役割を担っているのは大半の夫婦において母親であったことから、データとしては母親の学歴等を記載した。

対象者の学歴は大半が高等教育卒で、そうでない場合も配偶者の学歴が大学卒以上である。世帯月収は2020年の国勢調査で中央値が約7700ドル（約63万円）を下回る家庭を3ケース含むが、大半は10000ドル（約80万円）前後～それ以上であり、ミドルクラス以上に属する。長期でシンガポールに居住し、永住権を持つ外国人（表でPRと記載）も少数含まれる。日本人のPRのケースは、夫がシンガポール人である。

調査に際しては、まず事前に基本情報シートをメール等で送り、生年や学歴、収入等を自己申告で記入してもらった。その後、現地で対面（2021年春は一部オンライン）にて1人1時間～1時間半程度、半構造化インタビューを英語で実施した。夫婦調査の場合は互いのインタビューに片方は同席せず別々に実施した。実施インタビューは英文スクリプトにし、M-GTA（木下 2003）により分析を行った。一部の対象者は、変化を観察するた



め2回にわたってインタビューしたほか、追加質問を WhatsApp 等で送り答えてもらった。

表1 調査対象者一覧

ID	エスニシ ティ等	本人生年	本人学歴	本人職業
F1	中華	1981	国内大学	金融
F2	中華	1984	国内大学	会社員
F3	中華	1979	海外大学	官僚
F4	中華	1982	国内大学	金融
F5	中華	1982	通信大学	会社員
F6	中華※夫婦	1980	国内大学	会社員
F7	中華	1975	国内大学	金融
F8	中華※夫婦	1980	国内大学	会社員
F9	中華	1975	国内大学	士業
F10	マレー	1981	ポリテク	会社員
F11	中華	1976	国内大学院	教員
F12	中華	1979	国内大学	金融
F13	中華	1976	国内大学	士業
F14	インド	1981	国内大学院	幼稚園教員
F15	日本人 PR	1971	海外大学	フリーランス
F16	マレー	1979	国内大学	教員
P1	中華	1974	国内大学	フリーランス
P2	中華	1977	海外大学	士業
P3	中華	1980	国内大学	会社員
P4	中華	1977	海外大学	ジムトレーナー
P5	インド PR	1981	海外大学院	大学教員
P6	中華PR	1981	海外大学	士業
P7	中華※夫婦	1975	国内大学	フリーランス
P8	中華	1976	国内大学	自営業
P9	日本人 PR	1974	海外専門学校	自営業
P10	中華	1978	ポリテク	自営業
S1	中華 PR	1981	海外高校	専業主婦
S2	中華	1979	海外大学院	専業主婦
S3	中華	1980	国内大学	専業主婦
S4	中華	1976	海外大学	専業主婦
S5	中華	1979	通信大学	専業主婦
S6	中華	1974	国内大学	専業主婦
S7	中華	1975	国内修士	専業主婦
S8	中華	1975	国内大学	専業主婦
S9	中華	1974	国内大学	専業主婦

## IV. 分析

以下， 1 節で RQ1， 2 節で RQ2， 3 節で RQ3 に対応させて検証する．

表 2 調査対象者家事・育児分担

ID	対象 児	対象 児性	ヘル パー	祖父母 の支援	塾・習 い事数	掃除	料理	宿題チェック
						※( )内は 1 週間のうちの回数		
F1	年長	男	有	—	5	ヘルパー	—	母
F2	年長	女	有	送迎	7	ヘルパー	ヘルパー	母
F3	小 1	女	有	毎日	4	ヘルパー	母方祖母(4)，母(2-3)	母
F4	小 1	男	—	—	4	たまたに母	なし	母
F5	小 2	女	—	—	1	家族全員	母(1-2)	母
F6	小 2	女	—	休日	2	母(1)	たまたに母	母
F7	小 3	男	有	—	2	ヘルパー	—	母
F8	小 3	男	有	—	7	ヘルパー	母， たまたに父	—
F9	小 4	男	有	—	5	ヘルパー	ヘルパー	母， 父(1-2)
F10	小 4	男	有	同居	1	ヘルパー	ヘルパー	母
F11	小 5	男	有	毎日	1	ヘルパー	母	母と父が順番に
F12	小 5	男	有	週 5 回	6	ヘルパー	父(2)	母(2)， 父(2)
F13	小 6	女	有	毎日	6	ヘルパー	—	母， たまたに父
F14	中 1	女	有	—	4	ヘルパー	ヘルパー	母
F15	中 1	女	—	—	2	母が70%	母， 父	—
F16	中 2	女	—	—	2	家族全員	家族全員	母と父が順番に
P1	年長	男	—	—	2	—	—	母
P2	年長	女	—	—	1	—	—	母
P3	小 2	男	有	—	3	ヘルパー	両祖母， ヘルパー， 母	母， 父と父方祖母(1)
P4	小 2	女	有	—	4	ヘルパー	ヘルパー	母
P5	小 2	男	有	同居	6	ヘルパー	ヘルパー， 母(1)	母
P6	小 2	女	—	—	1	母(3)	母	母
P7	小 3	女	—	—	0	通いヘルパー	母	母と父が順番に
P8	小 4	女	有	—	6	ヘルパー	ヘルパー	母
P9	小 4	女	—	—	5	母	母	母か父
P10	中 3	女	—	—	0	母(3)	母	—
S1	小 2	男	—	—	6	母	母(2)	母
S2	小 2	男	—	時々	8	母	母か祖父母	母
S3	小 3	男	—	—	3	母	母	母
S4	小 4	女	—	—	4	母・父	昼食のみ母(4)	母， 母が忙しいとき父
S5	小 5	男	—	—	0	母， 父(1)	母(2-3)， 父(1)	母， たまたに父
S6	小 6	男	—	—	0	母， 子	—	—
S7	中 1	女	—	—	2	母， 父(1)	母(3-4)， 父(1-2)	母， 母が忙しいとき父
S8	中 2	女	有	週 2 回	1	ヘルパー	ヘルパー	—
S9	中 2	女	—	—	6	家族全員	母	—

## 1. 誰が何の役割を担っているか

### (1) 家事

表2は対象者に記入してもらったヘルパー雇用や祖父母からの支援の有無，掃除・料理・宿題チェックの役割分担である。外国人ヘルパーを雇っているのはフルタイムの16ケース中11ケース，パートタイムの10ケース中4ケース，専業主婦群では9ケース中子どもが4人いる1ケース（S8）である。ミドルクラスを対象にしていることから，ヘルパーを雇用したいが経済的にできないという家庭はなかった一方，「子どもが自分のことを自分でしなくなるのでやめた」（S2），「知らない人が家にいるのを好まない」（F6, P2）などの理由で雇っていない家庭がある。掃除はヘルパーがいる場合はほとんどがヘルパーの役割，いない場合は母の役割または子どもの年齢があがるにつれ家族全員である。料理はヘルパーを雇っていても，味の好みや料理の腕などの理由から任せないこともあり，また祖母の支援が3ケースみられる。空欄は外食などで料理を日常的にしないという場合である。

### (2) チュータリング役割

日本の教育役割についての先行研究において，多賀（2011）が受験勉強の支援等，子どもの「卓越化」を目指す側面を「チュータリング」と定義するのに従い，宿題チェック等の役割をここではチュータリング役割とする。この役割はシンガポールの場合，具体的には，学校や塾の宿題に取り掛からせるだけのケースもあれば，何が間違っているかを確認し教えたりすること，更に市販のドリルを購入してきて子どもに取り組ませるケースもある。大半が毎日発生し，1日2時間程度はかかるとしている。チュータリング役割は，ヘルパーには任せられず，関与しても「子どもたちが宿題をするべき時間に私は家にいないので，ヘルパーにテレビを消してリモコンを管理しておいてもらう」（F11）程度の役割にとどまる。祖父母も稀で，35ケース中29ケースで母親への言及がある。父親は11ケースで登場し，「（得意分野に応じて）理系科目は夫，文系科目は私が見ている」（F16）という例もあるものの，多くは週末，あるいは母親が手が離せない時の代打要員である。空欄のケースは，学校や学童でやってくる，中学生で親がチェックをしていないなどが該当する。

### (3) 施設等の利用と送迎・教育エージェント役割

シンガポールでは学童が整備されているが，先行研究では子どもを預ける先としては施設を回避する姿勢があり，祖父母を含む家族内ですべきとの「理想像」があるとの指摘がある（Teo 2010）。本調査でも学童を使っているケースはごく少数に限られた。理由としては「学童は誰も面倒をみられる人がいない子がいくところ。しかもただ過ごすだけなので，その時間を何か生産的なことに使ってほしくて習い事に行かせている」（F8）など習い事熱が背景にある。シンガポールの小学生の終業時刻は13時半前後で，学童に行かない場合，昼食を家でとり，午後は塾や習い事，家庭教師等に時間を割くことが多い。

習い事・塾としては，PSLEで原則必須である母語（中国語，タミル語など）が23ケース，算数（数学）が16ケース，英語は12ケースが塾・家庭教師を利用していた。このほか，

習い事も学校での放課後活動に加えて、水泳（9 ケース）などのスポーツやピアノなどの音楽系（9 ケース）、アート（5 ケース）の利用が見られる。背景には競争の激しさと学歴を獲得しなければ「システムからこぼれおちて、それが初期に起きれば戻るのがとても大変」（F7）との認識がされていること、そして、「成績が悪いと学校の先生から塾に行くことを勧められる」（P9）などと、学校からも推奨されることがあるためである。

塾や通いの習い事の場合、送り迎えが発生する。先行研究では Teo（2018）が施設型の市場サービス自体がヘルパーなどの存在を前提としていることを指摘している。本調査の対象者でも、歩いて行ける範囲でヘルパーや子の祖父母が送迎担当という場合もある。

ただし、学校外教育を巡る競争が加わることで（Tan 2017）、評判のいい教室や指導者を求めて遠方でも車で送迎するケースも多く観察された。たとえば専業主婦の S2 は「毎日分刻みで予定が入っていて、私は完全に送迎運転手。子どもたちが学校から帰ってきたら、お昼ご飯を食べさせて、習い事にでかける。子どもが習い事に行っている間は食材の買い物をしたり、図書館にいった子ども用の本を借りに行っている。間で下の子は昼寝をしないと持たない日もある。祖父母にこれをやってもらうのは高齢すぎる。私ですら疲れ果てる」（S2）と述べる。このような車での移動は、共働き家庭でも通常ヘルパーや祖父母が担うことはほぼない。自営業の P8 は、学校に娘たちを迎えにいき、昼食を食べさせたあとに、毎日習い事に連れて行き「帰宅後は宿題もあるし本も読まないといけない」と忙しさに言及する。仕事は午前中と娘たちが習い事に行っている間や就寝後にしている。

また、通いの塾よりは費用がかさむが、家庭教師も人気がある選択肢である。家庭教師の利点は送迎が不要で、子どもに合った対応をしてもらえる点にあり、「学校のプレゼンテーションの準備などをサポートしてもらう」（F15）、「週 5 日同じ人に来てもらって、もう一人母親がいる、みたいな存在」（F13）というケースもあり、これらは一部の教育役割を外部化できていると言える。しかし、その家庭教師を見つけ、仕事ぶりを評価し、モチベーションを維持してもらうために報酬などを決める「教育エージェント役割」（Yeoh & Huang 2010）や子どもの精神面のサポートは、ほぼすべての家庭で母親が担っている。

## 2. ヘルパー・祖父母の教育への関与が限定的なのはなぜか

### (1) 外国人家事労働者（ヘルパー）

子の養育をヘルパーに任せきりにするケースが少ないことは木脇（2007）などの先行研究でも指摘されてきた。その背景にはヘルパーが雇用主により理不尽な要求をつきつけられたり、監視され信頼を試すようなテストに度々遭う中で、サボタージュや着服などの不服従や抵抗の行動を取りながら渡り歩こうとしていることが指摘されており（上野 2011）、お互いへの不信がある。本調査の対象者からも、自身が幼少期ヘルパーのいる家庭で育った P8 は「以前、留守中に（雇用主の自宅に）男を連れ込むなど信頼できない。私が子どもの頃もうちにはヘルパーがいたけど、他の大人がいるときといないときではヘルパーが態度を変えるのをよく知っている」と語る。また、子どものチュータリング等を任せない

理由として、責任を負うことができない（「ヘルパーは一時的な存在．長期的に責任を持てる存在ではない」(F12)、「躰ができずむしろ子どもが甘やかされてしまう」(S2)）、学歴などの面で能力がない（「うちのヘルパーは低学歴だし、大卒だったとしても、シンガポールの教育システムに対応できるとは思わない」(F10)、「大卒のフィリピン人を雇っても中国語はできない」(F12)）などの認識が上げられる。

## (2) 祖父母

政府統計では3世代同居率は21%（2017年）であるのに対し、対象者で現在、祖父母世代と同居しているケースは2ケースだった。実家が近居で行き来をして食事を作って食べさせてもらう（S2, F3）、習い事の送迎を父方の祖父が担当する（F2）などの事例はあるが、複雑化する送迎や子どもの勉強への寄り添いはほぼ母親が引き受けている。「祖母が宿題をやっているかを監督して、私は帰宅後にできていないところがあったらどうやるかを教える」（F5）など祖父母はチュータリング役割までは担っていない。この理由としては、まず、能力的な問題を指摘する対象者がいた。祖父母が両親より低学歴であることに加え、勉強の内容が「やっていることが難しくなっている」（F7）ことから大卒の親ですら「娘が学んでいることを学び直さないと教えられない」（S4）ため、祖父母がチュータリング役割を担うのは難しいと認識されている。また、「祖父母には甘やかすので口出ししないほしい」（F4）「自分が育てたい方法で育ててくれるとは限らない」（F3）などの教育方針の違いもあがった。先行研究においても、教育についてアジア系の親が家族の問題と捉えること（Chao 1996）が指摘されてきたが、教育は3世代で方針を一致させて取り組むプロジェクトではなく、親が方針を決め、実行し責任を負う主体であることが示唆される。

なお、祖父母との関係性で特筆すべきこととして、自身が専業主婦で親が働いている場合などを除いて、対象者たちは自分の親に対して、子（孫）育てへの援助があるかどうかに関わらず生活費を仕送りしている。これについては「アジアの文化」であると捉えている対象者も少なくなく、「渡さないといけなない。親をどう扱うかは、子どもが私たちをどう扱うかでもあるかでもあるから」（P8）と親と自分の関係性が、将来の子による自分の扶養につながることを示唆するケースもあった。

## 3. 夫婦の教育役割の分担が母親に偏るのはなぜか

前節では、ヘルパーと祖父母はチュータリング役割や教育エージェント役割について、信頼面や能力面、関係性においても「責任を負えない」ことから主要な担い手とならないことが確認された。それでは、親に残る責任や役割はどのような理由で妻に偏るのか。子の教育役割の夫婦の分担について、石井（2013）の整理を借りながら理由を検証する。

### (1) 資源・勢力格差要因

まず、学歴や収入などの資源が少ない方が育児・家事などの無償労働をより多くすると



考えられる「相対的資源差説」や自由な時間をより多くもつ方が育児・家事参加が多くなる「時間的余裕説」等の「資源・勢力格差要因」（石井 2013）について検証する。

本調査では、まず専業主婦の場合、妻が担うのが自明のように語られやすく、「夫は月3回は海外出張していて週末しか帰ってこない週も多いけれど、シンガポールにいるときは学校や塾の送迎をしてくれる」（S9）のように時間があるときに限って夫が担当するが、恒常的な担い手になりにくい状況が観察された。共働きの場合に時間や資源の格差が理由となる事例は、習い事の送迎等で夫の仕事の方が柔軟で夫が担っている事例（F6）等が一部見られるものの、妻の方が高収入でかつ夫のほうが柔軟な働き方をして早く帰宅する場合においても、「夫よりも私のほうが決まった時間に仕事が終わるから」（F9）と妻が担うケースが複数あった。ここで特筆すべきは、女性が柔軟な働き方をしている場合は、その柔軟性が家庭役割を担う理由になりやすいのに対し、男女が反対の場合、柔軟性は働く時間が不安定であると意味づけられ、家庭役割を回避する理由となる点がある点である。

また、家事や養育と異なり、チュータリング役割については、多賀（2011）が日本において、妻よりも自分のほうが学歴が高いゆえに子どもの教育をリードすべきと考える父親の事例や、職業社会とのつながりを根拠に専業主婦の妻と異なる役割を果たすべきとの言説があると紹介しているように、学歴や教えるスキルがある方が担う可能性もある。しかし、本調査では多くのケースではほぼ同等の学歴を保有している夫婦や共働きにおいても、母親の方が低学歴で専業主婦の場合においても、教育役割は母親が担っているケースが大半であった。つまり、総じて資源・勢力格差要因はシンガポールにおいて弱いと言える。

## （2）意識要因

次に、「性別役割分業観説」と「父親アイデンティティ説」などの「意識要因」について検討する。シンガポールではⅡ章で述べた通り、性別役割分担意識は強くない。男性は全員が兵役があり、2000年代まで医学部入試に女性3割の制限があったなど、先行研究においては制度的なジェンダー差があることが指摘されている（Kho 2010）が、本調査では「家のことは女性の仕事である」等の認識が語られることはほぼなかった。役割分担が発生している場合も「夫にはお金を稼ぐのに集中してもらって、私は家のことをするのが苦ではない。私たち夫婦にはそれが合っている」（F3）、「私は子どもたちと遊ぶのが好きだけれど、夫は一人でいるタイプ」（S6）等、夫婦の個性に従って役割を選択したと説明するケースが複数ある。日本では「教育する父」言説が現れ、その背景に家庭内の責任を平等に担うべきとする男女平等主義や父親の権威の優位性を強調する動きがあるとされる（多賀 2011）が、本調査では「夫の方が子どもたちに厳しいけれど、夫婦の性格の問題」（S4）と解釈されるケースや「夫は子どもがしたいことを何でもさせてあげる父親。私はタイガーマザーでしつけは私の役割。夫婦は補完関係にあるのがいいと思う」（F11）など、父親の威厳等が強調されることはなく、やはり夫婦の個性と意味づけられていた。

一方で、家庭外からは、とりわけ成績が悪い時に、特に母親に責任を負わせる風潮があ



るとの言及があった。たとえば「40人クラスに教師は1人で、ほとんど何も教えていないに等しい。だからすべて家庭に投げられていて、親、主に母親が時間もかけないといけなし、学校外教育にかなりお金がかかるのでそのために仕事を辞めることもできない。ヘルパーはいても母親の責任はかなり残るし、子どもが落第したら教師も友だちも親戚もSNSでも、母親の責任になる」(F7)、「子どもの教育は母親というかんじはある。成績が悪いとき先生は母親と話したがる」(F12)などの発言があった。

つまり、意識面では夫婦の間ではそれぞれの個性に基づいた「選択」とされる反面で、外部から母親に責任を求める圧力がかけられているとの認識がみられる。

### (3) ネットワーク・サポート説

妻が夫以外の人から育児などに関して何らかのサポートを得ているなどで家庭内の需要が少ないと夫の関与が少なくなる「家庭内需要説」については、本調査の対象者にあてはまる側面があった。具体的には、専業主婦でヘルパーがいないケースのほうが「夫は掃除も洗濯もするし、サポーター」(S6)等と、夫の関与とそれに対する妻からの感謝が言及されるのに対し、ヘルパー雇用家庭の大半で父親の関与の必要性が少ない様子が見られた。たとえば「夫は趣味を追いかけているけど週末は子どもと過ごして色々なところに連れ行くこともあるし、平日は夫がいなくても成り立っている。父親が導いていく時もあり満足している」(F3)のように、平日にヘルパーや祖父母が子どもに夕飯を食べさせてくれることを前提に母親も仕事終わりにジムに行くなど自分の時間を確保している事例があり、夫婦の教育役割に差があっても、妻は夫に明確な不満を持っているわけではない。

また、教育エージェント役割については、母親が母親同士のネットワークを駆使して塾や家庭教師を選んでいることが確認された。とりわけ家庭教師は、「1学年上の生徒のPSLEが終わった直後に確保するのが常識」(P9)であり、「誰かの推薦がないかぎり家庭教師は信用できない」(F10)と、事前に親戚や友人に紹介してもらうケースが大半である。夫へのインタビューでも「そういうのは妻が聞いてくる」(F6)と、その情報網を女性が持つゆえにエージェント役割を担わざるを得ない状況も観察された。

「職場環境と慣行説」については、職場で子どもの教育を理由にパートタイムや休職をすることに理解があると言及するケースがみられた。F9は「PSLEの直前数か月は無給の休暇を取って、対策をすると思う。多くの母親がやっている」という。P3は子どもが小学校に入ってから、子どもの勉強を見るために週3日のパートタイムに切り替えた。「男性が同様のことをしたら非難されるか」という質問に対しては、全員が「問題ないはず」と言うものの、実際に休んだり時短を選んだりする男性が身近にいるケースは皆無だった。女性たちは「理解ある職場で自分はすごくラッキー」(F2)等と、女性に優しい職場に対し肯定的に意味づけていることが多い。ここでも、母親が担うものという暗黙の前提が職場で共有されており、それに対して不平等であるとの考えは対象者から出てこなかった。

#### (4) 夫婦関係要因

石井（2013）の「母親ゲートキーパー仮説」は家事や子育てを妻の神聖な「領域」で夫に入ってきてほしくないと考えることなどが影響していると考えられるものである。本調査の対象者たちに該当ケースはなく、反対に、「強制されているとは思っていないけれど、夫がやらないから、結果的に私がやることになる」（F9）、「夫がキャリアを追及する人であり、夫婦両方がそれをしたら家庭が成り立たなくなる（から私がやる）」（P3）など、むしろ夫側が積極的にやらないことから、妻が引き受けざるをえなくなっている状況が観察された。

また、子育てに関する知識が豊富で自信があるほど子育てに参加する「子育てスキル・スタンダード説」についても、「子どもの宿題をみるときに、夫はやり方を知らないからといって放り投げることがある。私だって知らないけど、学び直しながらやっている」（F1）という事例があり、チュータリング役割に必要な教育スキルは夫婦のいずれかが元から持ち合わせているものではなく、学びながら実施していくものであることが指摘できる。「私のほうが子どもたちのことを分かっているから担当する」（F9）という事例もあったが、夫と比べ長い時間を子どもと過ごしてきたゆえに醸成された可能性も高い。これらをもって、母親たちは教育役割を必ずしも積極的な理由で引き受けているとは言えない。

一方で、前項で述べたように情報収集や紹介で女性のネットワークが使われることに加え、家庭教師自体が別の母親であり、直接的に母親同士で支え合う様子も観察された。たとえば元教師で「母親が自分の子に教えるとなると、息子もだらけるので、近所の子と、息子の学校の友達を呼んで3人に対して教えていた」（P1）という事例や、家庭教師について「元々友達の友達で、その人も（子どもを持つ）母親だから、子どもをどう扱ったらいいかもよくわかっている」（F13）と母親同士ゆえのメリットを語る事例があった。

## V. 考察

インタビューの分析からリサーチクエスチョンに答えていく。

RQ1「家事、育児、教育の役割はどのように分担されているか」については、家事は負担が分散されているのに対しチュータリング役割は母親に偏っており、塾等を利用しているケースも教育エージェント役割が母親に残りがちであることが分かった。

RQ2「養育役割は外注できるのに、教育役割はなぜ外注できないのか」については、子の教育という長期的な責任は親に帰属し、ヘルパーや祖父母に委託できないと考えられていることが観察された。中国系社会では祖父母世代が孫の養育を援助する代わりに老後の介護を期待するという3世代間の交換があるとされる（落合 2013）のに対し、本分析ではシンガポールのミドルクラスの教育については、祖父母の関与が少なく、親子間で責任が完結していることが観察された。Teo（2011）はシンガポールでは「文化としての新自由主義」が根付いており、個人化した競争という近代化と、集合的に家族の Well being を目指す伝統の対立した価値が同時に存在すると指摘するが、教育においては、この2つ

の対立した概念は子どもの教育を「家族責任」とすることで接続する。子の教育が親の責任であることは、老親扶養法のような親と子を接続させる仕組みと無関係ではないだろう。

RQ3「家庭に残る教育役割は、なぜ母親に偏るのか」については、以下2点が見いだされた。1点目は、他者に委託できない教育の役割のほとんどを、父親ではなく母親が担っている理由として、夫婦の役割分担が本人たちの個性や性格の結果として語られる反面、外部からは母親に対して子どもが教育達成に失敗した際の責任を負わせられるプレッシャーがあるということである。シンガポールのミドルクラスにおいては、家事と乳幼児の養育について脱家族化がある程度実現しているからこそ、父親の関与は就学前に少なく済み、学齢期にあらたな役割が発生してもあまり増えない。このように外から期待される役割にはジェンダー差があるにもかかわらず、家庭内での役割偏重は当事者には自分たちの選択と解釈されている。Quah (2008) はアジアの女性が伝統と現代的価値の矛盾に直面した際、リベラルな考え方をしながら保守的な行動をすることがあるとする。ワークフェアを前提にしたシンガポールにおいて、新自由主義的な自己責任論は、母親こそが子どもの人的資本育成のプロジェクト責任を負うという保守的役割分担を求めながら、その役割を負うことを個々の自己選択の帰結として押し込め、不問に付している。

2点目として、ミドルクラスの母親たちの教育戦略や実践は、広義の家庭内育児資源よりも母親同士のネットワークによって支えられているが、これがむしろ女性の教育責任を強化している可能性である。社会関係資本(SC)の先行研究でも女性は男性に比べ豊かなSCから多くの利益を得ていることが指摘されたとおり(杉原 2018)、シンガポールの女性も同じ属性同士のネットワークで支え合っていると言える。ただし、シンガポールにおいて母親たちが活用するのは、ミドルクラスの個人の人脉としてのSCである。SCの先行研究としては、非エリート層を補うコミュニティとして捉えるコールマン(Coleman 1988)と、経済資本等から変換可能であり、エリート層ほど恵まれている個人の資本として概念化するブルデュー(Bourdieu 1986)の議論があるが、本調査対象者のSCはブルデューの概念に近く、家族の自己責任論、そして教育競争をむしろ強化するようなものである。

これまでのSC研究においては、女性がケア労働を担うことで政治的なSCを構築しづらくなることや女性の保有するSCは自分自身よりも他者のために転換されやすいことが指摘されてきた(O'Neill & Gidengil 2006)。これに対し、シンガポールにおける情報交換や家庭教師の確保等に使うSCは、自然に形成されるものではなく(Bourdieu 1986)、メンテナンスが必要(Bezanson 2006)である、つまり労力をかけて獲得するものであるうえに、時に母親たちが「母的思考」(Ruddick 1980)を生かした資本を持っていることこそが、役割を女性に偏らせる要因となっている。ここでの母親のSCは、日本で研究されてきたパーソナルネットワークが高学歴志向を形成するといった間接的な効果(荒牧 2018)や、保護者が学校と関わることで公的教育の中で教師との関係構築等により我が子の教育を有利に進めようとする米国(Lareau 1989=2000)などとは質的に異なり、より直接的に市場化オプションの中で、ミドルクラスの母親同士がときに経済資本を転換させ

ながら個人の利益を最大化させ競争に勝ち抜くための情報や実践をもたらすものである。

## VI. 結論

本稿における質的調査は、以下の3点において福祉レジーム論への示唆を与えるだろう。

第一に、介護や保育の脱家族化が進む国においても、人的資本を念頭においたワークフェア施策下で教育役割は結局母親責任となっており、家庭内のジェンダー平等を検討する際、とりわけアジアにおいては、学齢期の子どもの教育を巡る競争の様相と担い手を考慮する必要があるということである。とりわけ新自由主義下では、競争と評価の対象となる商品としての労働力の価値を高めるために欠かせないものとなる（広田 2013）。Brown (2015=2017) はケアの供給と責任を念頭に、家族主義が新自由主義的民営化の本質的な必要条件となっており、「女性が人的資本のための基盤」となることで、ジェンダー問題は新自由主義によって強化されたと指摘するが、ケアよりも教育においてこそ家族主義と新自由主義の接続は顕著である。ミドルクラス以上の教育熱心な親が時間や労力をかける現象は、国全体の新自由主義や社会投資アプローチ（Jenson 2012）と接続することで主流化すれば、少子化や女性の指導的地位達成においての国の根幹の問題となる。

第二に、福祉レジーム論において家族・市場・国家以外の担い手としてコミュニティやネットワークに焦点を当てる際には、その質や在り様、その維持・管理作業を誰が担っているか等を考慮する必要があるということである。福祉レジーム論では国家の福祉機能が縮減し、市場や家族が補完できない場合、共同体やインフォーマルだが親族ではない多様な人間関係が含まれる「コミュニティ」への期待が現れる（新川 2015, 落合 2013）。しかし、伝統的な共同体は工業化した社会では衰退しているうえ、非営利組織などの任意の選択的共同体も限定されている（上村 2015）中で、そのようなものに代わり、教育の面でシンガポールの女性たちが活用しているのが同性ネットワークであった。しかし、このSCは競争をむしろ強化し、格差を再生産するような性質のものである。ではいかなる主体が教育の責任を担うべきなのか。ケアにおいては、男性も公平に分担する「普遍的ケア提供者モデル」が1つの解として提示されている（Fraser 2013）。教育においても、ジェンダー平等のためには「普遍的教育提供者モデル」が実現することが望ましい。ただし、急いで付け加えなければならないのは、ケアとは異なり、家庭教育において両親が関わることを解とすれば、階層の再生産の問題は解決しないばかりか、強化されてしまう可能性があるということである。その意味では、夫婦でもコミュニティでもなく、国家の役割において、公的教育で担える時間や範囲を増やすことや、教育制度自体の見直しを通じて競争過熱を抑えること、別途分配的施策を検討すること等が必要である。

第三に、福祉レジームの担い手を巡る議論において、とりわけ家族が担っている領域について当事者の解釈を検証することが、なぜ現状の分担や在り様が維持されているのかを理解する一助になるということである。シンガポールにおいて、親たちは教育システムや試験制度への不満はあっても（Mathews et al. 2017）、制度を変えようと立ち上がるよう



な社会運動の形ではなく、個人個人が社会関係資本を活用しながら寄与の枠組みにおいてどう勝ち抜くかの情報交換に向かっている。このような集団的行動も、役割分担を夫婦の選択として捉える行動も、一見国にとって都合のいいものではある。しかし、同時に、本来シンガポールが目指している、女性にも労働市場での就労を促すワークフェアや、属性に左右されずに登用をするメリトクラシーの足かせとなっている可能性もある。ある福祉レジーム下で担われている役割の実態を検証するうえでは、国の制度や費用負担面だけではなく、政策の受け止め手である国民の認識や実践の両側面を観察する必要がある。

日本政府も、2010年代から女性活躍支援を謳い、家事代行の外国人労働者受け入れやベビーシッター等の補助事業を運営しはじめた。このような育児の外部化が夫婦の役割分担や女性の就労に対して持つ効果を検討する上で、シンガポールの事例は参考になるだろう。

本稿の限界としては、シンガポールの国際比較可能な量的データが限られ、教育に対する意識や役割分担の要因について統計的に分析ができていないこと、ミドルクラスの母親のみを対象としており、学歴や階層間の比較ができていないこと、他国との比較調査ができていないことが上げられ、今後の課題としたい。また教育役割が具体的にどのように女性の就労を阻害する要因となっているかについては稿を改めたい。

(2022年1月10日査読終了)

## 謝辞

本論文の執筆にあたっては、国立社会保障・人口問題研究所の是川夕国際関係部長を筆頭に、同「国際的な視点から見たジェンダー研究の展開」プロジェクトの参加者の方々に貴重な機会と有意義なコメントをいただき、深く御礼を申し上げたい。在籍する東京大学大学院教育学研究科比較教育社会学コースにおいても、本田由紀教授の指導のほか、複数のゼミで先生方及びゼミ生など多くの方々に御協力を賜った。また、シンガポールでインタビューに答えていただいた対象者の方々の協力がなければ実現しなかった研究であり、外国人の研究者に時間を割いたり他の協力者を紹介していただいたりしたことを心より感謝の意を表したい。

## 文献

- Bach, D. & Christensen, S. (2017) "Battling the Tiger Mother: Pre-School Reform and Conflicting Norms of Parenthood in Singapore," *Children & Society*, 31(2) pp.134-43.
- Bezanson, K. (2006) "Gender and the Limits of Social Capital," *Canadian Review of Sociology*, 43(4) pp. 427-43.
- Bourdieu, P., (1986) "The Forms of Capital", Richardson, J., *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, Westport, CT: Greenwood, pp. 241-58.
- Brown, W. (2015) *Neoliberalism's Stealth Revolution*, New York, Zone Books. (=ウェンディ・ブラウン著, 中井亜佐子訳 (2017)『いかにして民主主義は失われていくのか: 新自由主義の見えざる攻撃』みすず書房.)
- Chao, R. K. (1996) "Chinese and European American Mothers' Beliefs about the Role of Parenting in Children's School Success," *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 27(4) pp.403-23.
- Coleman, J. S. (1988) "Social Capital in the Creation of Human Capital," *The American Journal of*

- Sociology*, 94, pp.S95-S120.
- Daly, M. & Rake, C. (2003) *Gender and the Welfare State: Care, Work and Welfare in Europe and the USA*. Cambridge, Polity Press. (デイリー・メリー・レイク, キャサリン著, 杉本貴代栄 監訳 (2009)『ジェンダーと福祉国家: 欧米におけるケア・労働・福祉』ミネルヴァ書房.)
- Ehrenreich, B., & Hochschild, A. R. (2002) *Global Women: Nannies, Maids, and Sex Workers in the New Economy*, New York, Henry Holt.
- Esping-Andersen, G. (1999) *Social Foundations of Postindustrial Economies*, New York, Oxford University Press. (エスピン-アンデルセン G 著, 渡辺雅男・渡辺景子訳 (2000)『ポスト工業経済の社会的基礎: 市場・福祉国家・家族の政治経済学』桜井書店.)
- Esping-Andersen, G. (2009), *The Incomplete Revolution: Adapting to Women's New Roles*. Cambridge, Polity Press. (エスピン-アンデルセン G 著, 大沢真理監訳 (2011)『平等と効率の福祉革命: 新しい女性の役割』岩波書店.)
- Fraser, N. (2013) *Fortunes of Feminism: From State-Managed Capitalism to Neoliberal Crisis*, Verso, NY.
- Glassdoor Economic Research (2019), *Progress on the gender pay gap 2019*,  
<https://www.glassdoor.com/research/app/uploads/sites/2/2019/02/Gender-Pay-Gap-2019-Research-Report.pdf>. (2021/8/21最終閲覧)
- Goransson, K. (2015) "Raising Successful Children: Children as Accumulation Strategy and the Renegotiation of Parenting Arrangements in Singapore," *The Asia Pacific Journal of Anthropology*, 16(3), pp.211-226.
- Hashmi, A. R., & Mok, W. J. (2013) "Determinants of Low Fertility in Singapore: Evidence From a Household Survey," *The Singapore Economic Review*, Vol.58, No.4, pp.1-26.
- ILO (2020) *Women in managerial and leadership positions in the G20*, ILO.
- IPS (2013) *Perception of Policies in Singapore (POPS) Survey*6, Singapore. POPS.
- Jenson, J. (2012) "Redesigning Citizenship Regimes after Neoliberalism: Moving towards Social Investment," Morel, N., Palier, B., and Palme, J. (eds) *Towards A Social Investment Welfare State? Ideas, Policies and Challenges*, Bristol, Policy Press, pp.61-87.
- Jones, G., Straughan, P. T., & Chan, A. (2008) *Ultra-Low Fertility in Pacific Asia*, Oxon, Routledge.
- Jones, G. W. (2012), "Population Policy in a Prosperous City-State: Dilemmas for Singapore," *Population and Development Review*, 38(2): pp.311-336.
- Kho, E. M. (2010) "Economic Pragmatism and the 'Schooling' of Girls in Singapore." *HSSE Online* 4(2), pp.62-77.
- Lareau, A. (1989=2000) *Home Advantage: Social Class and Parental Intervention in Elementary Education*, Maryland, Rowman & Littlefield Publishers.
- Lareau, A. and Weininger, E. B. (2008) "Time, Work, and Family Life: Reconceptualizing Gendered Time Patterns through the Case of Children's Organized Activities." *Sociological Forum*, 23(3) pp.419-54.
- Lim, L. Y. C. (2015) "Beyond Gender: The Impact of Age, Ethnicity, Nationality and Economic Growth on Women in the Singapore Economy," *The Singapore Economic Review*, 60(2), pp.1-16.
- Lin, E., Gan, G., and Pan, J. (2020) *Singapore's Adjusted Gender Pay Gap*, MOM, Singapore.  
[https://stats.mom.gov.sg/iMAS\\_PdfLibrary/mrsd-Singapores-Adjusted-Gender-Pay-Gap.pdf](https://stats.mom.gov.sg/iMAS_PdfLibrary/mrsd-Singapores-Adjusted-Gender-Pay-Gap.pdf)
- Mason, M. S. K. (2015) *Comparative Welfare Capitalism in East Asia: Productivist Models of Social Policy*, Palgrave MacMillan. (メイソンキム著・阿部昌樹・全泓奎・箱田徹訳 (2019)『東アジア福祉資本主義の比較政治経済学: 社会政策の生産主義モデル』東信堂.)
- Mathews, M., Lim, L., and Teng, S. (2017) "Parents' Perceptions of the Singapore Primary School System," *Institute of Policy Studies Working Papers*, No 27.  
<https://scholarbank.nus.edu.sg/handle/10635/141802>.
- MSF (Ministry of Social and Family Development) (2014) Gender Diversity On Boards: A Business Imperative, <https://www.msf.gov.sg/research-and-data/Research-and-Statistics/Pages/Gender-Diversity-on-Boards-A-Business-Imperative.aspx> (2021/10/12最終閲覧)
- Okin, S. M. (1989) *Justice, Gender and the Family*, Cambridge, Basic Books. (スーザン・M・オーキン著,



- 山根純佳, 内藤準, 久保田裕之訳 (2013)『正義・ジェンダー・家族』岩波書店.)
- O'Neill, B. and Gidengil, E. (2006) *Gender and Social Capital*, New York, Routledge.
- Park, H., Byun, S.-y. and Kim, K.-k. (2011) "Parental Involvement and Students' Cognitive Outcomes in Korea: Focusing on Private Tutoring." *Sociology of Education*, 84(1), pp.3-22.
- Quah, A. R. (2008) *Families in Asia: Home and Kin, Second Edition*, Oxon, Routledge.
- Ruddick, S. (1980) "Maternal Thinking." *Feminist Studies*: FS 6(2), pp.342-67.
- Sainsbury, D. (1994) *Gendering Welfare States*, London, Sage.
- Shum-Cheung, H. S., Hawkins, R. and Lim, K.W. (2006) "The Parenting Project: Disciplinary Practices, Child Care Arrangements and Parenting Practices in Singapore."  
<https://www.semanticscholar.org/paper/d4f72583fe4f2ae1c6e097d8382c55003c85d5b7>.
- Sun, S. H. (2012) "Care Expectations, Mismatched: State and Family in Contemporary Singapore," *International Journal of Sociology*, 32(11/12) pp.650-663.
- Tan, C. (2017) "Private Supplementary Tutoring and Parentocracy in Singapore," *Interchange*, 48, pp.315-329.
- Teo, Y. (2010) "Shaping the Singapore Family, Producing the State and Society," *Economy and Society*, 39(3), pp.337-359.
- Teo, Y. (2011) *Neoliberal Morality in Singapore: How Family Policies Make State and Society*, Oxon, Routledge.
- Teo, Y. (2015) "Interrogating the Limits of Welfare Reforms in Singapore," *Development and Change*, 46(1) pp.95-120.
- Teo, Y. (2016) "Not everyone has 'maids': class differentials in the elusive quest for work-life balance," *Gender, Place and Culture*, 23(8), pp.1164-1178.
- Teo, Y. (2018) Whose Family Matters? Work-Care-Migration Regimes and Class Inequalities in Singapore, *Critical Sociology*, 44(7-8), pp.1133-1146.
- The World Economic Forum (2021) *Global Gender Gap Report 2021*, The World Economic Forum.  
[https://www3.weforum.org/docs/WEF\\_GGGR\\_2021.pdf](https://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2021.pdf)
- Yeoh, B. S. A., and Huang, S. (2010) "Mothers on the Move: Children's Education and Transnational Mobility in Global-City Singapore," Chavkin, W. & Maher, J. M. (Eds) *The Globalization of Motherhood*, Oxfordshire, Routledge, pp.43-66.
- 荒牧草平 (2018) 「母親の高学歴志向の形成に対するパーソナルネットワークの影響：家族内外のネットワークに着目して」『家族社会学研究』30(1), pp.85-97.
- 石井クツツ昌子 (2013)『「育メン」現象の社会学』ミネルヴァ書房.
- 岩田正美・大沢真知子編 (2015)『なぜ女性は仕事を辞めるのか：5155人の軌跡から読み解く』青弓社.
- 上野加代子 (2011)『国境を越えるアジアの家事労働者：女性たちの生活戦略』世界思想社.
- 上野千鶴子 (1990)『家父長制と資本制』岩波書店
- 岡本英雄 (2000)「日本型雇用慣行の変化と母親意識：周辺化する女性労働力」目黒依子, 矢沢澄子編『少子化時代のジェンダーと母親意識』新曜社.
- 落合恵美子・山根真理・宮坂靖子・周維宏・斧出節子・木脇奈智子・藤田道代・洪上旭 (2004)「変容するアジア諸社会における育児援助ネットワークとジェンダー」『教育学研究』第71巻第4号, pp.2-18.
- 落合恵美子 (2011)「個人化と家族主義：東アジアとヨーロッパ, そして日本」ウルリッヒ・ベック, 鈴木宗徳, 伊藤美登里編『リスク化する日本社会：ウルリッヒ・ベックとの対話』岩波書店, pp.103-125.
- 落合恵美子編 (2013)『親密圏と公共圏の再編成：アジア近代からの問い』京都大学学術出版会.
- 上村泰裕 (2015)『福祉のアジア：国際比較から政策構想へ』名古屋大学出版会.
- 木下康仁 (2003)『グラウンデッド・セオリー・アプローチの実践：質的研究への誘い』弘文社.
- 木脇奈智子 (2007)「シンガポールの子育てと子育て支援」落合恵美子・山根真理・宮坂靖子編『アジアの家族とジェンダー』勁草書房, pp.230-244.
- シムチュンキャット (2009)『シンガポールの教育とメリトクラシーに関する比較社会学的研究：選抜度の低い学校が果たす教育的・社会的機能と役割』東洋館出版社.

- 新川敏光（2015）『福祉レジーム』ミネルヴァ書房.
- 末廣昭（2010）『東アジア福祉システムの展望：7カ国・地域の企業福祉と社会保障制度』ミネルヴァ書房.
- 杉原名穂子（2018）「社会関係資本と家族要因の関連と効果：ジェンダー論の視点から」『社会情報学』6(3), pp.19-33.
- 鈴木透（2012）「日本・東アジア・ヨーロッパの少子化」『人口問題研究』68(3), pp.14-31.
- 多賀太（2011）『揺らぐサラリーマン生活：仕事と家庭のはざまで』ミネルヴァ書房, pp.127-157.
- 田村慶子・篠崎正美編著（1999）『アジアの社会変動とジェンダー』明石書店.
- 辻由希（2012）『家族主義福祉レジームの再編とジェンダー政治』ミネルヴァ書房.
- 天童睦子・多賀太（2016）「「家族と教育」の研究動向と課題：家庭教育・戦略・ペアレントクラシー」『家族社会学研究』28(2), pp.224-33.
- 西川真規子（2001）「高学歴女性と継続就労？就労選好と就労行動の関係を探る」脇坂明, 富田安信編『大卒女性の働き方：女性が仕事をつづけるとき、やめるとき』日本労働研究機構, pp. 83-100.
- 西村純子（2014）『子育てと仕事の社会学：女性の働きかたは変わったか』弘文堂.
- 平尾桂子（2004）「家族の教育戦略と母親の就労：進学塾通塾時間を中心に」本田由紀編『女性の就業と親子関係：母親たちの階層戦略』勁草書房, pp.97-113.
- 広田照幸（1999）『日本人のしつけは衰退したか：「教育する家族」のゆくえ』講談社.
- 広田照幸（2013）「福祉国家と教育の関係をどう考えるか」広田照幸, 橋本伸也, 岩下誠編『福祉国家と教育：比較教育社会史の新たな展開に向けて』昭和堂, pp. 230-248.
- 船橋恵子（2006）『育児のジェンダー・ポリティクス』勁草書房.
- 本田由紀（2005）「子どもというリスク」橋本俊詔編『現代女性の労働・結婚・子育て』ミネルヴァ書房.
- 本田由紀（2014）『もじれる社会：戦後日本型循環モデルを超えて』ちくま新書.
- 丸山桂（2001）「女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析」『人口問題研究』57(2), pp.3-18.
- 宮坂靖子（2007）「中国の育児：ジェンダーと親族ネットワークを中心に」落合恵美子・山根真理・宮坂靖子編『アジアの家族とジェンダー』勁草書房, pp.100-120.
- 山口和男（2017）『働き方の男女不平等：理論と実証分析』日本経済新聞出版社.
- 山根純佳（2010）『なぜ女性はケア労働をするのか』勁草書房.
- 柳采延（2021）『専業主婦という選択：韓国の高学歴既婚女性と階層』勁草書房.
- 渡辺秀樹（1999）「戦後日本の親子関係：養育期の親子関係の質の変遷」目黒依子・渡辺秀樹編『講座社会学2 家族』東京大学出版会（広田照幸編著2006『日本の教育と子育て・しつけ』日本図書センター, pp.342-364）

# Gender Gap in Educational Role in Asian Welfare Regimes: A Qualitative Research on Middle-Class Mothers in Singapore

NAKANO Madoka\*

In the academic field of family sociology, there has been increased interest in "housewifization," which is a phenomenon of mothers becoming full-time housewives to fulfill the educational role for school-aged children in Asia. It is said that Singapore is one of the countries where the educational role is heavily on parents, especially mothers, although middle-class parents are able to "defamilise" childcare. The burden of education for children is considered to be one of the underlined reasons for low fertility rates and declining employment rates among women in their late 30s and beyond.

On the other hand, previous studies on international comparison of welfare regimes have overlooked the problem of gender equality regarding children's education. To answer the remaining questions of why children's education cannot be outsourced and why the burden is mostly on mothers, I conducted semi-structured interviews with 32 middle-class mothers and 3 sets of parents in Singapore.

The main findings are as follows: First, it is confirmed that the respondents have resources to outsource house-chore; however, checking children's homework, driving children to and from enrichment classes, or finding and managing private education outside of school is still mostly the responsibility of mothers. With the government's emphasis on human resources and familism at the same time, educational roles are considered as a long-term responsibility of parents; thus, neither helpers nor grandparents can fulfill the roles. Second, there are mainly two reasons why these roles mostly fall more on mothers' shoulder than fathers'. The first reason is the social expectations and pressure on mothers regarding children's education. Although many respondents explain the divided role as a choice of a couple, some mothers mention that they were the ones who would be blamed by teachers and relatives when their children's academic performance declines. The second reason is that mothers are more likely to have social networks to evaluate and introduce so-called good tutors or tuition centers (prep-school). While these middle-class women's social capital supports their children's educational achievement, it also is the reason why mothers are much more likely to be involved in their education.

In conclusion, this paper showed the importance of shedding light on the gender gap regarding children's education. Moreover, neoliberalism and workfare policies connected with familism put the social pressure on mothers to raise successful human resources. At the same time, it is important to observe what kind of communities and networks are supporting families. In the studies of welfare regimes, researchers often expect communities to be a safety-net instead of the family, state, or market. However, the mother's networks of the middle-class can only widen the social inequity, rather than to be a safety-net. Lastly, not only laws and policies but also people's

---

\* Graduate School of Education, The University of Tokyo

perceptions and behaviors shape welfare regimes and gender balance. The paper shows it is worth observing parents' educational strategy and educational practice within a family.

Keywords: Educational role, Welfare regimes, Gender, Neoliberalism, Familism

---

 資 料
 

---

## 新聞記事で振り返る2021年の人口問題

今 井 博 之

国立社会保障・人口問題研究所においては、『朝日新聞』、『毎日新聞』、『読売新聞』、『日本経済新聞』、『産経新聞』、『東京新聞』の6紙の記事のうち、社会保障または人口問題に関係するものを収集している<sup>1)</sup>。本稿では、人口問題の2021年における動向を新聞記事の概観によって振り返る。

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

2020年2月13日に初めて確認された新型コロナウイルスの感染による国内の死者は、2021年4月26日に1万人を超えた<sup>2)</sup>。その後累積2万人に近づいていったものの感染状況は改善した。9月30日をもって政府は19都道府県に発令していた緊急事態宣言と8県に適用していたまん延防止等重点措置を全面解除し、約半年ぶりに全都道府県で緊急事態宣言とまん延防止等重点措置が宣言・適用されていない状態となった<sup>3)</sup>。11月7日には死者が確認されなかったが、これは2010年8月2日以来のことであった<sup>4)</sup>。また、9月までについては感染による死亡だけでなく心疾患による死亡や自殺が多いことも「超過死亡」の観点から指摘されている<sup>5)</sup>。

ウイルス対策以外の政策の動きとしては、出生に関係するであろう「こども家庭庁」の構想が挙げられる。2021年4月に当時の菅義偉首相が、子どもの教育や福祉等を一括して所管する「こども庁」の創設に意欲を示した<sup>6)</sup>。11月29日に有識者会議が岸田文雄首相に報告書を提出し、厚生労働省と内閣府の関連部局を統合した組織を2023年度に創設することが政府の方針となった<sup>7)</sup>。その後名称は「こども家庭庁」と変更され<sup>8)</sup>、12月21日に創設の基本方針が閣議決定された<sup>9)</sup>。

---

1) クリッピング作業は、筆者および研究支援員の峯島靖志氏が担当した。

2) 「コロナ国内死者1万人」『朝日新聞』2021年4月27日朝刊。

3) 「緊急事態解除」「岸田氏経済再生に軸」『毎日新聞』2021年10月1日朝刊。

4) 「コロナ死者なし」『読売新聞』2021年11月8日朝刊。

5) 「死亡数、コロナ余波で急増」『日本経済新聞』2021年12月10日朝刊。

6) 「「こども庁」創設自民議論」『読売新聞』2021年4月6日朝刊。

7) 「こども庁23年度設置へ」「こども中心へそろわぬ足並み」『朝日新聞』2021年11月30日朝刊。

8) 「新組織「こども家庭庁」に」『産経新聞』2021年12月15日朝刊。

9) 「こども家庭庁、23年度創設」『日本経済新聞』2021年12月21日夕刊。

表 1 人口問題に関する主なできごと：2021年

月	日	できごと
1	3	韓国の行政安全省が2020年末時点の人口を5182万9千人と発表した。1970年に統計を取り始めて以降、初めての減少であった。（『朝日新聞』2021年1月5日朝刊）
	4	2004年に施行された性同一性障害特例法に基づいて戸籍上の性別を変更した人が2019年までの15年間で9625人に上ることが報じられた。（『東京新聞』2021年1月4日朝刊）
		警察庁が2020年の全国の交通事故死者数を2839人と発表した。統計がある1948年以降で初めて3000人を割った。（『毎日新聞』2021年1月5日朝刊）
	15	旧優生保護法の下で不妊手術を強制された男性が国に賠償を求めた訴訟において、札幌地裁が除斥期間を適用して請求を棄却した。同種の訴訟で3例目となる違憲の判断を示した。（『毎日新聞』2021年1月16日朝刊）
29		総務省が住民基本台帳に基づく2020年の人口移動報告を発表した。東京圏の転入超過は9万9243人まで減少した。（『読売新聞』2021年1月30日朝刊）
		厚生労働省が、2020年10月末時点の外国人労働者は前年比4.0%増の172万4328人であったと発表した。在留資格「特定技能」は7262人であった。（『毎日新聞』2021年1月31日朝刊）
2	17	国内における新型コロナウイルスのワクチン接種が始まった。約4万人の医療従事者が先行接種の対象となった。（『朝日新聞』2021年2月17日夕刊）
	18	米疾病対策センターが2020年1-6月の平均寿命を77.8歳と発表した。2019年通年と比べて1歳短くなっており、新型コロナウイルスの感染拡大の影響とされた。（『日本経済新聞』2021年2月19日夕刊）
	22	厚生労働省が人口動態統計速報を発表したことにより、2020年の死亡数（外国人を含む）が前年比0.7%減の138万4544人とどまったことがわかった。新型コロナウイルスの感染拡大に対する警戒が影響したとみられている。（『朝日新聞』2021年2月23日朝刊）
	24	韓国統計庁が2020年の出生数を前年比10%減の27万2400人と発表し、合計特殊出生率を0.84とした。（『日本経済新聞』2021年2月24日夕刊）
3	16	厚生労働省と警察庁が2020年の自殺者数の確定値を前年比4.5%増の2万1081人と発表した。女性性は15.4%増の7026人であった。（『読売新聞』2021年3月16日夕刊）
	17	北海道の同性カップル3組が国に賠償を求めた訴訟において、札幌地裁は請求を棄却したものの、同性婚を認めないのは法の下での平等を定めた憲法14条に違反するとの判断を示した。（『朝日新聞』2021年3月17日夕刊）
	31	新型出生前診断について厚生労働省の専門委員会が最終報告書案をまとめ、認定施設の拡大を盛り込んだ。（『朝日新聞』2021年4月1日朝刊）
4	27	国立がん研究センターが、2008年にがんと診断された患者約24万人を分析した結果、10年生存率は59.4%となったと発表した。（『読売新聞』2021年4月27日夕刊）
5	11	中国国家统计局が2020年に実施した国勢調査の結果を発表し、香港、マカオ、台湾を除く総人口を14億1177万8724人とした。2020年の出生数は前年比で2割近い減少となる約1200万人とした。（『日本経済新聞』2021年5月11日夕刊）
	17	中国国家统计局が、抽出調査による2011-2019年の出生数のデータを上方修正すると発表した。（『日本経済新聞』2021年5月19日朝刊）



表 1 人口問題に関する主なできごと：2021年（つづき）

月	日	できごと
6	3	子育てしやすい就労環境を整える改正育児・介護休業法が成立した。男性も最大4週間の「産休」を取得できるようになる。（『日本経済新聞』2021年6月3日夕刊）
	4	厚生労働省が2020年の人口動態統計（概数）を発表した。出生数は84万832人とされ、死亡数は137万2648人とされた。合計特殊出生率は1.34となり5年連続で低下した。（『読売新聞』2021年6月5日朝刊）
	25	総務省が2020年の国勢調査の速報値を発表した。10月1日現在の外国人を含む総人口は前回の2015年から減少して1億2622万6568人になったとされた。（『毎日新聞』2021年6月26日朝刊）
7	30	厚生労働省が2020年の簡易生命表を発表した。女性、男性の平均寿命はそれぞれ87.74歳、81.64歳であり、ともに過去最高を更新した。（『毎日新聞』2021年7月31日朝刊）
8	3	旧優生保護法の下で不妊・中絶手術を強いられたとして男女5人が国に賠償を求めた訴訟において、神戸地裁が除斥期間を適用して請求を棄却した。同種の訴訟で4例目となる違憲の判断を示しただけでなく、旧法の優生条項を廃止しなかった国会の不作为を違法とした。（『毎日新聞』2021年8月4日朝刊）
	4	総務省が住民基本台帳に基づく2021年1月1日時点の人口を発表した。日本人は12年連続の減少で1億2384万2701人となり、外国人も7年ぶりの減少で281万1543人となった。（『読売新聞』2021年8月5日朝刊）
	27	厚生労働省が、認可保育所等に申し込んでも入れない待機児童が2021年4月1日時点で5634人であったと発表した。前年から54.7%減少し、統計を取り始めた1994年以降で最少となった。（『読売新聞』2021年8月28日朝刊）
9	12	新型コロナウイルスのワクチン接種を2回終えた人が日本国民の5割を超えたことを西村康稔経済財政・再生相が明らかにした。（『日本経済新聞』2021年9月13日夕刊）
	14	国内で実施された体外受精により2019年に生まれた子どもは日本産科婦人科学会のまとめで6万598人であったことが報じられた。14人に1人の割合となる。（『読売新聞』2021年9月14日夕刊） 厚生労働省が、住民基本台帳を基に2021年9月15日時点の100歳以上の高齢者を8万6510人と発表した。男性は1万60人である。（『日本経済新聞』2021年9月14日夕刊）
	20	総人口に占める65歳以上の高齢者の割合が29.1%となったことが報じられた。総務省による2021年9月15日時点の人口推計で高齢者は前年比22万人増の3640万人となっている。（『読売新聞』2021年9月20日朝刊）
	23	日本産科婦人科学会が、体外受精で得られた受精卵のすべての染色体の数を調べて異常のないものを子宮に戻す「着床前検査」の有効性を調べる臨床研究の中間報告を発表した。通常の体外受精に比べて流産率は下がった。（『朝日新聞』2021年9月24日朝刊）
	27	厚生労働省が、新型コロナウイルスに感染して2021年に自宅で死亡した人が9月24日時点で122人に上ることを明らかにした。（『日本経済新聞』2021年9月28日朝刊）
10	14	京都大の西浦博教授が、国内における新型コロナウイルスのワクチン接種により3-9月に約7200人が死亡を回避したとする試算結果を示した。（『産経新聞』2021年10月15日朝刊）

表 1 人口問題に関する主なできごと：2021年（つづき）

月	日	できごと
11	1	新型コロナウイルスの感染による世界の累積死者数が米ジョンズ・ホプキンス大の集計で500万人を超えた。（『日本経済新聞』2021年11月2日朝刊）
	2	2021年版自殺対策白書が閣議決定され、働く女性の自殺の増加が顕著であるとされた。（『東京新聞』2021年11月2日夕刊）
	10	国立がん研究センターが、2005-2008年にがんと診断された人の10年生存率を58.9%と発表した。2004-2007年を対象の生存率より0.6ポイント上昇した。（『日本経済新聞』2021年11月11日朝刊）
	18	出入国在留管理庁が在留資格「特定技能」の在留期限を事実上なくす方向で調整していることが報じられた。（『日本経済新聞』2021年11月18日朝刊）
	30	総務省が2020年の国勢調査の確定値を発表した。10月1日現在の外国人を含む総人口は前回の2015年から94万8646人減って1億2614万6099人であった。外国人は274万7137人まで増加した。（『日本経済新聞』2021年12月1日朝刊）
12	7	厚生労働省が、人口動態統計の年間推計を2020年分に続いて2021年分も見送ることを発表した。月別の速報値が不規則に変動しているためである。（『読売新聞』2021年12月8日朝刊）
	11	日本産科婦人科学会が「着床前検査」を流産や死産を繰り返したケース等に限って容認することを決定した。（『毎日新聞』2021年12月12日朝刊）
	15	厚生労働省が、2022年4月から不妊治療で公的医療保険を使えるようにする案を中央社会保険医療協議会に示した。「着床前検査」への保険適用の判断は見送られた。（『朝日新聞』2021年12月16日朝刊）
	20	厚生労働省が、介護を受けたり寝たきりになったりせずに日常生活を送れる期間を示す「健康寿命」が2019年は男性、女性でそれぞれ72.68歳、75.38歳であったと発表した。（『東京新聞』2021年12月21日朝刊）
	22	米疾病対策センターが2020年の平均寿命の確報値を77.0歳と発表した。前年と比べて1.8歳短くなった。（『日本経済新聞』2021年12月23日夕刊）
	23	国立がん研究センターが、2009年にがんと診断された患者約29万人を分析した結果、10年生存率は60.2%となったと発表した。2008年を対象とした生存率よりも0.8ポイント上昇した。（『読売新聞』2021年12月24日朝刊）
	27	東京都が2021年12月1日時点の推計人口を前月比4562人減の1399万8001人と発表した。7カ月連続で減少して1400万人を割った。（『日本経済新聞』2021年12月28日朝刊）

---

 資 料
 

---

## 地域ブロック内および三大都市圏との人口移動

—都道府県別，年齢5歳階級別転入率，転出率，  
転入超過率（2019～2020年）—

貴志匡博・峯島靖志・清水昌人

総務省統計局の「住民基本台帳人口移動報告」は，住民票の異動に基づく人口移動統計である。この統計は，基本的に1年間といった短い集計期間であることから，2020年以降の「新型コロナウイルス」蔓延による直近の人口移動傾向の変化を観察するのに適している。

本資料では一昨年より，東京圏などの地域ブロックと各都道府県との間の移動率を年齢別にまとめているが，今年は2019年から2020年の人口移動傾向の変化について整理した。使用したデータは，昨年同様，「住基移動」の年齢別都道府県間移動者数（移動前，移動後の住所地別，都道府県内移動は除く）と「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」の1月1日時点の人口（外国人を含む）である。計算の方法は昨年の資料（中條他 2021）を参照されたい。また，以下では男女総数の年齢計，および15～29歳の値を掲げたが，その他の値は後日，研究所のHPに掲載する予定である。

以下，2019年から2020年の人口移動傾向の変化について述べる。まず，2019年から2020年にかけて，男女計における全国の東京圏からの転入率は僅かに上昇し，東京圏への転出率は，大きく低下している（ここでの全国は東京圏以外の地域，表1の注参照）。全国の東京圏に対する転入超過率は，転入率の上昇ではなく転出率の低下が主因となり縮小している。こうした東京圏に対する移動率の変化は，全国の他の大都市圏となる名古屋圏や大阪圏に対する移動率の変化よりも大きい。

東京圏と全国の移動について，年齢別の15-19歳，20-24歳，25-29歳をみると，転入率は20-24歳，転出率は25-29歳で最も顕著な変化がみられる。年齢計と同じように，転出率は転入率よりも顕著な変化として低下しており，転出率の低下を主因として転入超過率が縮小している。

県別に東京圏からの転入率の上昇が大きいのは，神奈川，長野，茨城，群馬，福井，鳥取，島根である。一方，転出率は東京を除いたすべての県で低下し，栃木，千葉，山梨，東北の県で大きく低下している。さらに，県別に年齢別の変化を見ると，15-19歳の転入率は関東で低下する一方，青森，北海道，山梨での上昇が大きい。20-24歳の転入率は，東京，滋賀，埼玉などを除き上昇し，東北は多くの県で上昇している。25-29歳の転入率は関東や北陸や九州南部の上昇が大きい。15-19歳の転出率は，関東の県で大きく低下し

ている。20-24歳の転出率は関東や東北、九州、中国の多くの県で低下が大きい。25-29歳の転出率は東京を除き、すべての県で低下し、関東など東日本の県で大きく低下しており、栃木が最も低下している。

次に、各都道府県が属する地域ブロック内の転入率、転出率をみると、東京圏との移動とは異なり、転入率と転出率の両方が低下する県が多くみられる。また、地域ブロック内の移動は、年齢計でみる限り、各県の属する地域ブロックに対して、転出超過から大幅な転入超過へと変化するような変化は見らない。唯一、東京が地域ブロック内において転入超過から大幅な転出超過へと変化している。転入率は多くの都道府県で低下し、茨城、千葉、神奈川、山梨、長野といった大都市周辺に位置する県や、長崎などで上昇がみられる。一方、転出率は東京を除きほとんどの県で低下しており、関東には大きく低下する県が目立つ。

年齢別の15-19歳においては、東北のように地域ブロック内の移動が全域的に活発化するような変化もみられる。転入率、転出率がともに上昇し、地域内の移動が全域的に活発化するのには、15-19歳の東北以外には見られず、ほかの年齢階級でみられる変化のパターンは、転入率も転出率も低下することが多くみられる。とくに、関東は東北と対照的に、15-19歳や20-24で転入率も転出率も低下している。年齢計と同じように、これらの年齢階級でも、転出超過から大幅な転入超過に転ずるような変化は見られない。

以上のことから、2019年から2020年の人口移動傾向の変化として、東京圏をめぐる移動では東京圏から転出傾向の強まりを、地域ブロック内の移動では転入率と転出率の両方が低下する移動の不活発化を指摘できる。また、東北の15-19歳では地域ブロック内の転入率、転出率の両方が上昇しており、地域内移動が活発化するような地域もみられる。

なお、国内の「新型コロナウイルス感染症」の感染者数は、2021年の方が2020年よりも大幅に多い。そのため、2019年と比べた2021年の人口移動傾向は、2020年のそれより大きな変化となる可能性が高い。こうした人口移動傾向の変化がどのように推移するのかといった点から、今後も観察を続ける必要があると考える。

#### 付記

表の作成、諸率の計算にあたっては、中條健実氏に多大な協力をいただいた。ここに記して、感謝申し上げます。

#### 参考文献

中條健実・峯島靖志・貴志匡博・清水昌人（2021）「地域ブロック内および三大都市圏との人口移動—都道府県別、年齢5歳階級別転入率、転出率、転入超過率（2018～2019年）—」『人口問題研究』第77巻1号、pp.68-75.

表1 都道府県別の転入率（男女総数）：2019～2020年

(%)

都道府県	年齢計										15-19歳									
	都道府県外から		地域ブロック内から <sup>2)</sup>		東京圏から		名古屋圏から		大阪圏から		都道府県外から		地域ブロック内から <sup>2)</sup>		東京圏から		名古屋圏から		大阪圏から	
	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020
全 国 <sup>1)</sup>	2.02	1.94	-	-	0.43	0.44	0.13	0.12	0.21	0.20	2.60	2.44	-	-	0.35	0.35	0.16	0.14	0.20	0.19
北海道	0.99	0.98	-	-	0.46	0.47	0.06	0.06	0.09	0.09	1.72	1.84	-	-	0.66	0.77	0.13	0.10	0.13	0.14
青 森	1.35	1.33	0.44	0.43	0.48	0.49	0.04	0.04	0.06	0.05	2.53	2.69	0.89	1.05	0.73	0.86	0.08	0.05	0.23	0.12
岩 手	1.41	1.32	0.59	0.58	0.42	0.41	0.10	0.05	0.04	0.04	1.91	1.88	0.99	1.06	0.45	0.45	0.06	0.04	0.03	0.04
宮 城	2.06	2.01	0.83	0.81	0.64	0.62	0.07	0.07	0.09	0.09	3.43	3.58	2.19	2.37	0.56	0.53	0.05	0.05	0.09	0.09
秋 田	1.12	1.11	0.45	0.43	0.39	0.40	0.03	0.03	0.04	0.04	1.64	1.96	0.67	0.83	0.44	0.53	0.06	0.06	0.07	0.05
山 形	1.20	1.16	0.49	0.47	0.38	0.37	0.04	0.03	0.04	0.04	2.51	2.47	1.22	1.20	0.55	0.45	0.07	0.10	0.04	0.04
福 島	1.36	1.32	0.38	0.36	0.51	0.51	0.04	0.04	0.05	0.05	1.53	1.53	0.51	0.56	0.50	0.47	0.04	0.03	0.04	0.05
茨 城	1.80	1.82	1.22	1.23	1.00	1.03	0.07	0.08	0.09	0.09	2.14	1.95	1.18	1.03	0.90	0.81	0.11	0.09	0.12	0.11
栃 木	1.84	1.81	1.23	1.22	0.83	0.84	0.09	0.09	0.07	0.07	2.04	1.86	1.11	0.97	0.66	0.55	0.08	0.07	0.06	0.06
群 馬	1.71	1.69	1.21	1.19	0.85	0.88	0.08	0.08	0.07	0.07	2.15	1.93	1.25	1.09	0.70	0.69	0.09	0.10	0.11	0.08
埼 玉	2.62	2.52	1.81	1.78	1.44	1.44	0.10	0.09	0.14	0.13	2.93	2.56	1.57	1.33	1.08	0.89	0.12	0.09	0.10	0.09
千 葉	2.62	2.53	1.66	1.67	1.37	1.39	0.12	0.11	0.19	0.18	3.02	2.62	1.39	1.20	0.95	0.83	0.15	0.11	0.14	0.12
東 京	3.40	3.13	1.83	1.72	1.53	1.44	0.20	0.18	0.37	0.33	4.53	3.93	1.74	1.48	1.21	1.01	0.25	0.21	0.33	0.27
神奈川	2.59	2.53	1.52	1.54	1.31	1.35	0.14	0.13	0.21	0.20	3.03	2.78	1.23	1.08	0.86	0.81	0.15	0.13	0.17	0.16
新 潟	1.00	0.99	0.06	0.06	0.44	0.46	0.04	0.04	0.06	0.06	1.46	1.48	0.10	0.10	0.44	0.40	0.06	0.05	0.07	0.07
富 山	1.28	1.20	0.33	0.30	0.32	0.31	0.19	0.16	0.15	0.14	1.45	1.32	0.37	0.31	0.21	0.21	0.35	0.29	0.15	0.15
石 川	1.68	1.63	0.41	0.38	0.37	0.37	0.25	0.24	0.24	0.23	3.43	3.51	0.83	0.88	0.46	0.42	0.56	0.56	0.39	0.39
福 井	1.24	1.36	0.25	0.23	0.21	0.24	0.18	0.24	0.30	0.30	1.11	1.29	0.26	0.25	0.12	0.12	0.21	0.34	0.20	0.24
山 梨	1.69	1.71	1.12	1.13	0.90	0.92	0.09	0.10	0.08	0.08	3.18	3.10	1.53	1.60	1.00	1.10	0.25	0.19	0.19	0.15
長 野	1.36	1.40	0.77	0.81	0.62	0.66	0.17	0.17	0.09	0.10	1.30	1.29	0.59	0.62	0.42	0.44	0.20	0.19	0.08	0.09
岐 阜	1.55	1.43	0.86	0.78	0.21	0.21	0.80	0.72	0.13	0.13	1.57	1.31	0.80	0.59	0.16	0.13	0.73	0.52	0.12	0.12
静 岡	1.57	1.52	0.36	0.33	0.63	0.64	0.36	0.33	0.13	0.12	1.86	1.72	0.43	0.33	0.65	0.64	0.43	0.33	0.12	0.09
愛 知	1.71	1.55	0.53	0.48	0.40	0.38	0.39	0.35	0.23	0.21	2.17	1.89	0.75	0.62	0.18	0.18	0.56	0.44	0.16	0.13
三 重	1.73	1.63	0.69	0.63	0.26	0.27	0.63	0.58	0.32	0.30	2.09	1.65	0.87	0.68	0.16	0.15	0.81	0.60	0.35	0.30
滋 賀	2.14	1.98	1.03	0.97	0.29	0.26	0.30	0.26	1.01	0.95	2.68	2.49	1.08	0.94	0.32	0.25	0.40	0.33	1.03	0.89
京 都	2.30	2.23	1.07	1.04	0.40	0.40	0.17	0.17	0.84	0.81	4.03	3.96	1.23	1.24	0.47	0.48	0.37	0.38	0.93	0.96
大 阪	1.99	1.95	0.79	0.80	0.41	0.41	0.17	0.16	0.66	0.67	2.10	2.08	0.68	0.69	0.17	0.18	0.16	0.15	0.52	0.51
兵 庫	1.70	1.64	0.74	0.72	0.30	0.31	0.11	0.11	0.68	0.66	1.81	1.75	0.62	0.58	0.16	0.16	0.11	0.09	0.52	0.47
奈 良	1.77	1.75	1.05	1.04	0.24	0.23	0.15	0.14	0.97	0.97	2.50	2.40	1.11	0.95	0.21	0.26	0.29	0.27	0.95	0.84
和歌山	1.20	1.19	0.69	0.69	0.16	0.18	0.10	0.09	0.67	0.67	1.26	1.18	0.71	0.63	0.11	0.14	0.14	0.14	0.67	0.62
鳥 取	1.54	1.53	0.57	0.57	0.22	0.25	0.07	0.07	0.36	0.35	2.36	2.40	0.87	0.85	0.19	0.17	0.10	0.12	0.55	0.67
島 根	1.60	1.59	0.69	0.63	0.22	0.25	0.07	0.08	0.29	0.31	3.07	2.93	1.28	1.06	0.28	0.34	0.14	0.15	0.61	0.64
岡 山	1.58	1.56	0.43	0.40	0.25	0.26	0.09	0.08	0.35	0.35	2.22	2.21	0.72	0.67	0.17	0.15	0.10	0.09	0.37	0.41
広 島	1.69	1.62	0.46	0.43	0.32	0.34	0.09	0.09	0.27	0.26	2.48	2.51	0.82	0.87	0.19	0.19	0.09	0.09	0.26	0.29
山 口	1.68	1.64	0.45	0.42	0.26	0.26	0.07	0.07	0.20	0.20	3.78	3.76	0.80	0.71	0.29	0.28	0.16	0.15	0.44	0.40
徳 島	1.25	1.24	0.32	0.31	0.20	0.21	0.05	0.06	0.34	0.34	1.61	1.72	0.44	0.43	0.15	0.13	0.06	0.10	0.45	0.58
香 川	1.80	1.69	0.50	0.45	0.30	0.30	0.08	0.07	0.35	0.33	1.98	1.80	0.74	0.66	0.17	0.15	0.12	0.07	0.34	0.30
愛 媛	1.31	1.30	0.30	0.27	0.25	0.25	0.06	0.06	0.22	0.24	1.86	1.81	0.43	0.41	0.20	0.17	0.05	0.07	0.27	0.28
高 知	1.27	1.25	0.33	0.32	0.23	0.25	0.06	0.07	0.28	0.27	2.22	2.32	0.51	0.62	0.21	0.22	0.16	0.16	0.55	0.62
福 岡	2.06	2.00	0.86	0.82	0.44	0.43	0.10	0.09	0.20	0.20	3.45	3.32	2.17	2.12	0.25	0.22	0.07	0.07	0.16	0.15
佐 賀	1.99	1.88	1.33	1.26	0.24	0.23	0.07	0.07	0.11	0.10	2.69	2.63	2.02	1.92	0.19	0.20	0.09	0.07	0.10	0.10
長 崎	1.61	1.61	0.79	0.80	0.29	0.30	0.08	0.08	0.14	0.13	2.70	2.92	1.70	1.76	0.27	0.30	0.11	0.11	0.18	0.19
熊 本	1.62	1.56	0.89	0.84	0.26	0.27	0.07	0.07	0.13	0.12	2.24	2.21	1.57	1.50	0.20	0.22	0.08	0.08	0.12	0.11
大 分	1.65	1.61	0.91	0.85	0.25	0.27	0.06	0.06	0.13	0.14	2.67	2.60	1.70	1.71	0.24	0.19	0.08	0.10	0.16	0.16
宮 崎	1.67	1.63	0.82	0.78	0.31	0.33	0.09	0.09	0.15	0.14	2.84	2.66	1.58	1.38	0.42	0.37	0.13	0.12	0.17	0.20
鹿 児 島	1.64	1.59	0.75	0.70	0.34	0.35	0.09	0.09	0.19	0.18	2.52	2.66	1.44	1.55	0.32	0.33	0.11	0.13	0.23	0.21
沖 縄	1.96	1.93	-	-	0.70	0.72	0.17	0.17	0.25	0.25	1.73	1.75	-	-	0.40	0.42	0.14	0.14	0.19	0.19

資料：総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」、総務省自治行政局「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」

率は外国人を含む総人口について（都道府県内移動は除く）。分母となる人口の総数には年齢不詳を案分した人数を含む。1) 全国の「都道府県外」は都道府県間の移動率。各大都市圏の値は各大都市圏からの転入率。分母は当該大都市圏以外の人口。2) 「地域ブロック内から」の値は各都道府県が所在する地域ブロック内からの転入率。例えば鳥取県の転入率は鳥取県を除く中国地方各県からの転入数を鳥取県の人口で割ったもの。

地域ブロック 北海道：北海道 東北：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県 関東：茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県、長野県、富山県、石川県、福井県 東海：岐阜県、静岡県、愛知県、三重県 近畿：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県 中国：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県 四国：徳島県、香川県、愛媛県、高知県 九州：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県 沖縄：沖縄県

大都市圏 東京圏：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県 名古屋圏：岐阜県、愛知県、三重県 大阪圏：京都府、大阪府、兵庫県、奈良県

表1 都道府県別の転入率（男女総数）：2019～2020年（つづき）

（％）

都道府県	年齢計										15-19歳									
	都道府県外から		地域ブロック内から <sup>2)</sup>		東京圏から		名古屋圏から		大阪圏から		都道府県外から		地域ブロック内から <sup>2)</sup>		東京圏から		名古屋圏から		大阪圏から	
	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020
全 国 <sup>1)</sup>	8.99	8.84	-	-	1.70	1.76	0.57	0.55	0.97	0.97	7.69	7.46	-	-	1.66	1.67	0.50	0.47	0.80	0.76
北海道	4.21	4.29	-	-	1.85	2.00	0.24	0.25	0.42	0.43	3.42	3.39	-	-	1.59	1.66	0.24	0.24	0.30	0.34
青 森	6.49	6.43	2.19	1.98	2.52	2.54	0.12	0.15	0.28	0.29	5.10	5.36	1.63	1.74	1.93	2.03	0.17	0.16	0.18	0.17
岩 手	6.65	7.13	2.98	3.18	2.05	2.35	0.26	0.16	0.17	0.20	5.62	5.30	2.24	2.31	1.82	1.68	0.33	0.24	0.19	0.16
宮 城	8.92	8.83	4.18	4.16	2.46	2.48	0.24	0.21	0.40	0.39	6.70	6.57	2.43	2.40	2.27	2.26	0.27	0.25	0.33	0.34
秋 田	6.32	6.20	2.55	2.37	2.03	2.25	0.18	0.18	0.26	0.20	4.98	4.90	2.02	1.84	1.84	1.85	0.18	0.13	0.14	0.19
山 形	6.08	6.08	2.54	2.43	1.88	2.10	0.15	0.14	0.18	0.16	4.94	4.81	1.84	1.95	1.62	1.64	0.17	0.15	0.17	0.17
福 島	5.90	5.93	1.72	1.71	2.28	2.35	0.17	0.17	0.22	0.23	5.24	5.06	1.40	1.34	2.05	2.04	0.19	0.15	0.20	0.21
茨 城	7.37	7.30	4.80	4.75	3.86	3.88	0.33	0.29	0.40	0.43	6.97	7.19	4.86	4.97	4.02	4.16	0.30	0.34	0.37	0.41
栃 木	8.71	8.41	5.60	5.44	3.90	3.94	0.39	0.42	0.38	0.34	7.33	7.16	4.99	4.96	3.43	3.47	0.38	0.38	0.35	0.36
群 馬	7.59	7.45	5.27	5.00	3.58	3.62	0.32	0.37	0.41	0.38	6.70	6.89	4.76	4.89	3.34	3.58	0.34	0.40	0.30	0.31
埼 玉	10.83	10.46	6.98	6.74	5.08	4.99	0.44	0.39	0.61	0.61	10.31	10.13	7.69	7.79	6.24	6.49	0.38	0.35	0.52	0.48
埼 玉	10.69	10.63	6.10	6.29	4.69	4.90	0.52	0.49	0.87	0.83	9.94	9.65	6.93	6.90	5.80	5.90	0.44	0.41	0.71	0.65
千 葉	15.83	15.32	7.50	7.28	5.67	5.49	0.93	0.95	1.73	1.70	11.27	10.50	6.74	6.46	5.84	5.67	0.66	0.60	1.23	1.11
神奈川	11.44	11.24	5.90	5.83	4.69	4.71	0.62	0.60	0.95	0.99	9.96	9.79	6.55	6.66	5.83	6.03	0.51	0.48	0.74	0.70
新 潟	5.05	5.19	0.36	0.33	2.22	2.45	0.19	0.18	0.29	0.30	3.99	4.07	0.24	0.24	1.85	1.94	0.20	0.19	0.24	0.25
富 山	5.69	5.51	1.51	1.45	1.25	1.30	0.96	0.76	0.72	0.71	5.04	4.94	1.33	1.33	1.28	1.31	0.71	0.60	0.55	0.59
石 川	6.39	6.07	1.53	1.45	1.23	1.37	1.05	0.84	0.96	0.89	6.11	5.82	1.69	1.44	1.33	1.44	0.82	0.81	0.99	0.86
福 井	5.12	5.52	1.07	0.89	0.83	0.93	0.80	1.01	1.26	1.42	5.11	5.83	1.01	1.01	0.85	1.04	0.72	1.06	1.25	1.35
山 梨	6.55	6.50	4.25	4.25	3.42	3.49	0.33	0.37	0.36	0.26	6.49	6.47	4.45	4.39	3.63	3.57	0.41	0.37	0.29	0.37
山 梨	6.05	6.33	3.32	3.51	2.50	2.71	0.85	0.77	0.38	0.47	5.51	5.62	3.06	3.13	2.43	2.50	0.73	0.72	0.40	0.45
岐 阜	6.33	5.78	3.36	2.85	0.84	0.92	3.11	2.64	0.63	0.62	6.62	6.09	3.77	3.48	0.91	0.87	3.54	3.27	0.59	0.55
静 岡	7.59	7.39	1.70	1.59	2.94	2.99	1.70	1.59	0.70	0.65	6.11	5.96	1.55	1.43	2.37	2.41	1.55	1.43	0.55	0.54
愛 知	7.30	6.68	2.26	2.08	1.56	1.47	1.72	1.56	1.04	0.96	6.11	5.43	2.00	1.83	1.49	1.38	1.53	1.37	0.89	0.77
三 重	7.57	6.93	3.06	2.60	1.11	1.16	2.81	2.42	1.54	1.35	7.14	6.42	3.09	2.71	1.13	1.07	2.83	2.50	1.28	1.16
滋 賀	8.44	7.77	3.91	3.60	1.15	1.04	1.18	1.01	3.82	3.51	8.45	7.88	4.31	4.16	1.09	1.00	1.19	0.99	4.25	4.09
京 都	10.12	9.93	4.28	4.16	1.55	1.59	0.78	0.80	3.37	3.27	8.35	8.31	4.28	4.36	1.49	1.48	0.58	0.61	3.38	3.39
大 阪	8.61	8.74	3.33	3.50	1.43	1.46	0.72	0.68	2.65	2.83	7.64	7.55	3.37	3.47	1.62	1.60	0.65	0.61	2.84	2.97
兵 庫	6.85	6.65	2.75	2.65	1.01	1.02	0.43	0.42	2.44	2.34	6.82	6.60	3.26	3.25	1.18	1.13	0.47	0.50	3.02	3.02
奈 良	5.79	5.77	3.12	2.96	0.85	0.91	0.57	0.48	2.81	2.66	6.81	6.91	4.19	4.37	0.91	0.91	0.57	0.58	3.90	4.13
和歌山	4.97	5.09	2.92	2.85	0.55	0.72	0.42	0.44	2.79	2.75	5.21	5.14	3.13	3.15	0.69	0.73	0.45	0.35	3.00	3.06
鳥 取	6.85	6.77	2.70	2.59	0.83	0.87	0.22	0.25	1.68	1.83	6.07	5.44	2.28	1.93	0.89	0.97	0.22	0.24	1.37	1.25
鳥 根	7.15	6.88	3.30	2.96	0.84	0.92	0.25	0.36	1.31	1.41	6.09	6.10	2.70	2.73	0.93	0.84	0.17	0.33	1.06	0.97
岡 山	6.93	6.88	1.97	1.93	0.86	0.91	0.35	0.31	1.55	1.59	5.67	5.62	1.57	1.44	0.86	0.95	0.35	0.32	1.30	1.31
広 島	6.89	6.90	2.00	1.94	1.12	1.27	0.30	0.29	1.19	1.25	5.89	5.70	1.51	1.51	1.18	1.27	0.36	0.31	1.03	0.95
山 口	8.00	8.11	2.31	2.01	0.99	1.04	0.32	0.40	1.06	1.17	6.59	6.37	1.84	1.71	1.03	1.04	0.28	0.31	0.78	0.79
徳 島	5.54	5.84	1.40	1.42	0.66	0.73	0.20	0.29	1.62	1.76	4.97	5.05	1.17	1.16	0.87	0.83	0.18	0.25	1.48	1.38
香 川	7.46	7.07	1.98	1.83	1.03	1.07	0.32	0.31	1.66	1.58	6.54	6.43	1.74	1.65	1.05	1.08	0.26	0.34	1.40	1.27
愛 媛	5.71	6.01	1.24	1.17	0.99	1.00	0.27	0.25	1.01	1.23	4.92	5.17	1.08	0.99	0.96	0.95	0.26	0.27	0.84	0.99
高 知	6.00	6.42	1.52	1.52	0.91	0.99	0.30	0.33	1.55	1.68	5.15	5.17	1.30	1.41	1.09	1.08	0.24	0.26	1.17	1.11
福 岡	8.50	8.56	4.11	4.03	1.42	1.47	0.30	0.32	0.79	0.82	6.45	6.34	2.53	2.41	1.52	1.53	0.32	0.32	0.68	0.68
佐 賀	8.06	8.17	5.38	5.51	0.91	0.88	0.33	0.29	0.48	0.51	7.24	6.69	4.95	4.52	0.89	0.82	0.23	0.25	0.44	0.32
長 崎	7.25	7.94	3.95	4.28	1.07	1.25	0.33	0.39	0.59	0.61	6.05	5.94	3.09	3.03	1.06	1.15	0.29	0.28	0.50	0.49
熊 本	7.16	7.19	4.17	4.12	1.02	1.07	0.36	0.34	0.55	0.63	5.80	5.74	3.30	3.11	0.94	1.02	0.22	0.29	0.44	0.43
大 分	7.22	7.11	4.07	4.00	0.94	1.07	0.27	0.26	0.59	0.62	6.29	6.03	3.57	3.13	1.04	1.04	0.22	0.24	0.48	0.54
宮 崎	8.30	8.25	4.18	4.07	1.54	1.63	0.41	0.42	0.75	0.75	6.27	6.44	3.22	3.24	1.23	1.38	0.30	0.28	0.55	0.55
鹿 児 島	7.89	7.76	3.92	3.73	1.45	1.57	0.39	0.36	0.90	0.90	5.87	5.66	2.91	2.56	1.15	1.29	0.36	0.30	0.56	0.57
沖 縄	6.92	6.89	-	-	2.36	2.48	0.67	0.62	1.07	1.09	6.29	6.37	-	-	2.29	2.41	0.59	0.59	0.92	0.90



表2 都道府県別の転出率（男女総数）：2019～2020年

（％）

都道府県	年齢計										15-19歳									
	都道府県外へ		地域ブロック内へ <sup>2)</sup>		東京圏へ		名古屋圏へ		大阪圏へ		都道府県外へ		地域ブロック内へ <sup>2)</sup>		東京圏へ		名古屋圏へ		大阪圏へ	
	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020
全 国 <sup>1)</sup>	2.02	1.94	-	-	0.59	0.55	0.12	0.11	0.20	0.20	2.60	2.44	-	-	0.92	0.82	0.15	0.13	0.30	0.29
北海道	1.10	1.01	-	-	0.58	0.52	0.06	0.06	0.09	0.09	1.98	1.84	-	-	1.14	1.01	0.09	0.08	0.20	0.18
青 森	1.81	1.69	0.52	0.51	0.77	0.69	0.05	0.04	0.07	0.05	5.71	5.68	1.46	1.65	2.97	2.90	0.12	0.08	0.22	0.16
岩 手	1.78	1.64	0.74	0.69	0.65	0.57	0.05	0.05	0.05	0.05	4.67	4.63	1.63	1.69	2.18	1.95	0.06	0.07	0.08	0.11
宮 城	2.14	2.02	0.62	0.61	0.92	0.83	0.08	0.07	0.11	0.10	3.08	3.10	1.05	1.15	1.37	1.32	0.06	0.06	0.13	0.11
秋 田	1.51	1.40	0.52	0.52	0.64	0.55	0.05	0.04	0.05	0.04	5.27	5.17	1.67	1.79	2.60	2.28	0.08	0.10	0.12	0.14
山 形	1.58	1.44	0.56	0.52	0.64	0.56	0.04	0.04	0.05	0.04	4.17	4.34	1.22	1.40	2.04	2.02	0.06	0.04	0.11	0.07
福 島	1.72	1.67	0.39	0.40	0.78	0.74	0.05	0.04	0.06	0.06	3.02	3.09	0.64	0.70	1.55	1.57	0.06	0.04	0.09	0.07
茨 城	2.05	1.91	1.50	1.39	1.26	1.17	0.07	0.07	0.08	0.08	2.78	2.39	2.03	1.72	1.69	1.43	0.06	0.05	0.10	0.10
栃 木	2.13	1.90	1.55	1.38	1.12	0.99	0.08	0.07	0.08	0.08	3.08	2.49	2.26	1.79	1.67	1.33	0.08	0.05	0.11	0.10
群 馬	1.82	1.71	1.36	1.28	1.07	1.00	0.07	0.06	0.07	0.07	2.11	1.93	1.61	1.38	1.31	1.13	0.06	0.06	0.07	0.09
埼 玉	2.26	2.19	1.64	1.58	1.35	1.29	0.08	0.08	0.12	0.11	1.90	1.82	1.23	1.13	0.98	0.88	0.05	0.05	0.09	0.09
埼 玉	2.47	2.30	1.70	1.59	1.43	1.34	0.10	0.09	0.16	0.15	2.72	2.13	1.72	1.39	1.35	1.13	0.12	0.07	0.13	0.12
東 京	2.79	2.90	1.77	1.85	1.55	1.61	0.13	0.13	0.24	0.25	1.92	1.89	1.24	1.13	1.07	0.96	0.05	0.06	0.14	0.15
神奈川	2.27	2.21	1.47	1.42	1.31	1.26	0.11	0.10	0.16	0.16	1.68	1.58	0.96	0.83	0.83	0.69	0.04	0.04	0.09	0.09
新 潟	1.32	1.25	0.06	0.06	0.74	0.68	0.05	0.05	0.07	0.07	2.57	2.50	0.14	0.18	1.56	1.46	0.06	0.05	0.15	0.13
富 山	1.50	1.38	0.35	0.33	0.47	0.43	0.19	0.17	0.18	0.16	2.25	2.18	0.65	0.66	0.65	0.57	0.27	0.25	0.25	0.29
石 川	1.91	1.78	0.34	0.33	0.56	0.51	0.27	0.24	0.29	0.28	2.39	2.25	0.34	0.32	0.77	0.60	0.30	0.33	0.43	0.46
福 井	1.67	1.55	0.31	0.26	0.36	0.34	0.25	0.21	0.39	0.38	2.19	2.10	0.51	0.41	0.43	0.42	0.28	0.25	0.54	0.58
山 梨	2.04	1.88	1.42	1.29	1.20	1.10	0.10	0.10	0.09	0.09	2.91	2.73	1.99	1.76	1.68	1.46	0.20	0.19	0.13	0.16
長 野	1.56	1.49	0.94	0.88	0.79	0.72	0.18	0.17	0.10	0.11	2.86	2.77	1.81	1.67	1.52	1.38	0.31	0.33	0.20	0.20
岐 阜	1.88	1.72	1.01	0.91	0.34	0.32	0.95	0.84	0.16	0.15	2.72	2.25	1.39	1.07	0.47	0.41	1.29	1.01	0.23	0.19
静 岡	1.74	1.64	0.36	0.33	0.81	0.76	0.36	0.33	0.13	0.13	2.76	2.67	0.48	0.46	1.29	1.21	0.48	0.46	0.23	0.24
愛 知	1.74	1.65	0.47	0.42	0.56	0.52	0.32	0.29	0.23	0.23	1.81	1.57	0.48	0.37	0.52	0.41	0.32	0.24	0.23	0.22
三 重	2.08	1.86	0.80	0.72	0.38	0.35	0.74	0.66	0.39	0.36	2.90	2.47	1.22	0.91	0.48	0.42	1.14	0.85	0.58	0.57
滋 賀	2.07	1.98	0.98	0.94	0.35	0.34	0.27	0.25	0.96	0.92	2.32	2.16	1.09	1.02	0.29	0.27	0.33	0.28	1.06	1.02
京 都	2.40	2.38	1.19	1.19	0.51	0.49	0.15	0.15	0.93	0.94	2.28	2.28	0.93	0.98	0.47	0.45	0.15	0.12	0.75	0.78
大 阪	1.89	1.80	0.70	0.68	0.55	0.51	0.15	0.14	0.59	0.57	1.54	1.40	0.60	0.53	0.33	0.30	0.11	0.09	0.48	0.43
兵 庫	1.81	1.77	0.78	0.79	0.46	0.42	0.11	0.11	0.72	0.73	1.80	1.71	0.74	0.70	0.39	0.32	0.09	0.08	0.65	0.62
奈 良	2.02	1.94	1.17	1.13	0.34	0.32	0.17	0.16	1.08	1.05	2.24	2.28	1.14	1.15	0.34	0.28	0.22	0.20	1.00	1.05
和歌山	1.55	1.50	0.93	0.91	0.26	0.23	0.12	0.11	0.90	0.88	2.57	2.56	1.55	1.61	0.37	0.27	0.25	0.22	1.47	1.53
鳥 取	1.81	1.71	0.58	0.56	0.35	0.30	0.08	0.08	0.47	0.45	3.78	3.66	1.00	1.19	0.62	0.51	0.15	0.15	1.44	1.24
島 根	1.88	1.77	0.76	0.75	0.31	0.30	0.11	0.07	0.33	0.32	4.05	4.07	1.59	1.71	0.66	0.53	0.15	0.09	0.91	0.99
岡 山	1.79	1.69	0.39	0.36	0.38	0.35	0.10	0.09	0.46	0.43	2.77	2.45	0.57	0.47	0.48	0.44	0.16	0.13	0.80	0.75
広 島	1.97	1.80	0.46	0.43	0.50	0.44	0.10	0.09	0.36	0.33	2.85	2.50	0.75	0.63	0.59	0.48	0.10	0.10	0.55	0.50
山 口	1.95	1.89	0.47	0.45	0.39	0.35	0.09	0.08	0.22	0.21	4.39	4.56	0.97	1.04	0.75	0.62	0.25	0.23	0.49	0.50
徳 島	1.70	1.56	0.38	0.35	0.33	0.31	0.09	0.07	0.50	0.48	3.28	2.98	0.59	0.54	0.51	0.44	0.28	0.18	1.17	1.17
香 川	1.97	1.84	0.43	0.38	0.40	0.38	0.08	0.08	0.46	0.44	2.64	2.59	0.45	0.44	0.50	0.44	0.09	0.10	0.75	0.82
愛 媛	1.62	1.53	0.30	0.28	0.36	0.33	0.08	0.07	0.33	0.32	3.58	3.76	0.49	0.53	0.62	0.64	0.25	0.18	0.88	0.96
高 知	1.61	1.52	0.38	0.35	0.37	0.33	0.08	0.07	0.37	0.37	4.17	3.85	0.66	0.60	0.90	0.81	0.30	0.25	1.24	1.35
福 岡	2.01	1.86	0.68	0.64	0.58	0.53	0.10	0.09	0.22	0.22	2.86	2.58	1.00	0.89	0.75	0.65	0.19	0.15	0.32	0.32
佐 賀	2.20	2.09	1.39	1.33	0.34	0.31	0.08	0.07	0.14	0.14	4.77	4.61	2.48	2.53	0.80	0.80	0.39	0.35	0.39	0.36
長 崎	2.14	2.08	1.11	1.08	0.42	0.40	0.10	0.09	0.17	0.17	6.04	5.97	2.94	3.04	1.14	1.08	0.48	0.35	0.55	0.51
熊 本	1.84	1.75	0.94	0.90	0.39	0.36	0.09	0.08	0.16	0.14	4.15	4.04	1.94	1.96	0.81	0.76	0.42	0.41	0.40	0.37
大 分	1.91	1.80	0.99	0.93	0.38	0.35	0.07	0.06	0.16	0.16	3.52	3.41	1.78	1.66	0.68	0.65	0.17	0.18	0.37	0.33
宮 崎	1.91	1.83	0.92	0.91	0.44	0.40	0.10	0.08	0.18	0.16	5.97	5.96	2.42	2.61	1.51	1.43	0.55	0.44	0.67	0.60
鹿児島	1.89	1.77	0.84	0.79	0.46	0.41	0.10	0.09	0.21	0.19	6.53	6.41	2.81	2.76	1.66	1.48	0.45	0.44	0.79	0.76
沖 縄	1.91	1.81	-	-	0.74	0.68	0.17	0.14	0.24	0.22	3.57	3.35	-	-	1.38	1.21	0.34	0.30	0.46	0.42

資料：総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』、総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査』

率は外国人を含む総人口について（都道府県内移動は除く）。分母となる人口の総数には年齢不詳を案分した人数を含む。地域ブロック、大都市圏の構成は表1参照。1) 全国の「都道府県外」は都道府県間の移動率。各大都市圏の値は各大都市圏への転出率。分母は当該大都市圏以外の人口。2) 「地域ブロック内から」の値は各都道府県が所在する地域ブロック内への転出率。例えば鳥取県の転出率は鳥取県を除く中国地方各県への転出数を鳥取県の人口で割ったもの。

表2 都道府県別の転出率（男女総数）：2019～2020年（つづき）

（％）

都道府県	20-24歳										25-29歳									
	都道府県外へ		地域ブロック内へ <sup>2)</sup>		東京圏へ		名古屋圏へ		大阪圏へ		都道府県外へ		地域ブロック内へ <sup>2)</sup>		東京圏へ		名古屋圏へ		大阪圏へ	
	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020
全 国 <sup>1)</sup>	8.99	8.84	-	-	3.51	3.42	0.53	0.50	0.96	0.96	7.69	7.46	-	-	2.31	2.13	0.45	0.40	0.74	0.71
北海道	5.69	5.57	-	-	3.50	3.37	0.30	0.28	0.46	0.47	3.97	3.65	-	-	2.12	1.93	0.27	0.21	0.40	0.37
青 森	11.94	11.17	2.93	2.88	6.21	5.61	0.22	0.24	0.33	0.29	6.00	5.65	1.81	1.84	2.34	2.14	0.17	0.18	0.32	0.20
岩 手	11.13	10.96	4.18	3.87	5.05	5.06	0.21	0.27	0.27	0.29	6.28	5.67	2.63	2.47	2.19	1.84	0.22	0.19	0.21	0.20
宮 城	9.61	9.64	2.73	2.69	4.85	4.78	0.27	0.28	0.37	0.36	7.41	7.16	2.04	2.08	3.25	3.04	0.30	0.29	0.41	0.37
秋 田	11.54	11.62	3.26	3.42	5.96	5.81	0.31	0.34	0.33	0.31	5.63	5.39	1.95	2.07	2.35	2.10	0.19	0.18	0.19	0.17
山 形	10.78	10.41	3.16	3.17	5.56	5.23	0.22	0.24	0.27	0.24	5.95	5.26	2.23	2.00	2.22	1.93	0.18	0.13	0.22	0.22
福 島	10.24	10.24	1.86	1.92	5.94	5.93	0.23	0.20	0.25	0.30	6.16	6.07	1.42	1.50	2.75	2.66	0.20	0.18	0.23	0.26
茨 城	10.77	10.31	8.44	8.10	7.34	7.19	0.30	0.30	0.35	0.35	8.62	7.86	6.47	5.86	5.50	4.98	0.28	0.28	0.34	0.33
栃 木	11.34	10.33	8.75	8.13	6.90	6.46	0.40	0.29	0.33	0.32	8.50	7.60	6.34	5.63	4.67	4.06	0.35	0.29	0.36	0.35
群 馬	9.94	9.62	7.86	7.63	6.58	6.50	0.29	0.29	0.30	0.31	7.45	7.22	5.59	5.48	4.48	4.34	0.34	0.27	0.30	0.32
埼 玉	9.02	8.98	6.73	6.64	5.67	5.60	0.35	0.32	0.43	0.43	9.46	9.30	7.40	7.26	6.37	6.22	0.30	0.28	0.44	0.41
千 葉	10.42	9.72	7.32	6.91	6.25	5.91	0.42	0.40	0.57	0.55	10.40	9.81	7.71	7.38	6.71	6.47	0.38	0.33	0.60	0.56
東 京	8.60	9.01	5.35	5.49	4.57	4.67	0.45	0.46	0.78	0.82	8.94	9.20	6.03	6.30	5.39	5.64	0.41	0.38	0.76	0.75
神奈川	8.39	8.36	5.55	5.47	4.95	4.87	0.42	0.41	0.55	0.55	8.97	8.92	6.48	6.45	5.97	5.92	0.40	0.37	0.53	0.53
新 潟	9.12	9.32	0.35	0.34	6.18	6.17	0.29	0.31	0.39	0.40	4.91	4.58	0.22	0.20	2.75	2.37	0.26	0.20	0.28	0.26
富 山	8.20	7.85	1.49	1.30	3.30	3.38	1.11	0.99	0.97	0.95	6.69	5.74	1.55	1.42	2.13	1.80	0.85	0.69	0.85	0.69
石 川	9.54	9.44	1.47	1.47	3.39	3.43	1.35	1.29	1.45	1.50	7.23	6.73	1.34	1.44	2.26	1.97	1.02	0.84	1.07	0.97
福 井	8.76	9.00	1.20	1.03	2.51	2.56	1.41	1.36	2.28	2.58	6.41	6.01	1.28	1.02	1.50	1.40	0.95	0.82	1.41	1.43
山 梨	12.02	11.50	8.85	8.57	7.72	7.62	0.54	0.45	0.45	0.42	8.08	7.60	5.74	5.33	4.87	4.51	0.38	0.37	0.32	0.39
長 野	9.28	9.36	6.38	6.31	5.65	5.54	1.03	0.98	0.56	0.62	6.18	5.92	3.77	3.48	3.19	2.86	0.74	0.71	0.41	0.46
岐 阜	9.59	8.98	4.87	4.41	2.29	2.26	4.53	4.11	0.92	0.87	8.50	7.75	4.99	4.40	1.50	1.28	4.72	4.16	0.67	0.64
静 岡	9.08	8.85	1.59	1.47	5.13	5.13	1.59	1.47	0.60	0.63	6.58	6.28	1.41	1.36	3.12	2.98	1.41	1.36	0.55	0.50
愛 知	6.56	6.21	1.75	1.52	2.31	2.25	1.19	1.01	0.82	0.81	6.14	5.84	1.72	1.56	2.05	1.93	1.19	1.09	0.83	0.83
三 重	9.79	9.10	3.93	3.66	2.10	2.08	3.62	3.35	1.95	1.77	8.22	7.57	3.43	3.18	1.57	1.49	3.17	2.93	1.46	1.41
滋 賀	9.81	9.51	4.50	4.34	2.16	2.21	1.28	1.19	4.42	4.28	8.34	7.99	4.15	4.10	1.48	1.43	1.05	0.94	4.07	4.05
京 都	10.70	10.93	4.43	4.60	2.83	2.87	0.83	0.83	3.70	3.88	10.15	10.07	5.37	5.48	2.30	2.11	0.64	0.59	4.25	4.36
大 阪	7.19	6.93	2.34	2.18	2.33	2.29	0.65	0.57	1.92	1.80	7.15	6.79	2.66	2.62	2.20	2.04	0.60	0.51	2.26	2.23
兵 庫	8.40	8.63	3.47	3.67	2.46	2.47	0.55	0.51	3.20	3.41	7.55	7.68	3.56	3.87	1.89	1.72	0.50	0.46	3.31	3.62
奈 良	9.50	9.62	4.57	4.73	2.37	2.31	0.85	0.83	4.22	4.38	9.40	9.33	5.84	5.80	1.51	1.50	0.73	0.66	5.46	5.49
和歌山	8.79	9.25	5.38	5.57	1.66	1.85	0.68	0.62	5.23	5.41	6.58	6.39	3.97	3.96	1.16	1.10	0.47	0.40	3.86	3.83
鳥 取	10.77	10.63	2.68	2.66	2.53	2.28	0.52	0.55	3.58	3.57	6.47	6.46	2.18	2.11	1.33	1.27	0.28	0.31	1.60	1.63
島 根	11.03	11.19	3.92	4.06	2.19	2.33	0.56	0.48	2.58	2.54	6.67	6.56	2.62	2.66	1.33	1.26	0.38	0.24	1.03	1.12
岡 山	9.05	8.41	1.60	1.43	2.21	2.06	0.46	0.38	2.62	2.42	6.67	6.42	1.44	1.41	1.48	1.37	0.40	0.33	1.67	1.59
広 島	9.54	8.88	2.09	1.90	2.63	2.45	0.44	0.41	1.96	1.95	7.03	6.47	1.67	1.52	1.79	1.71	0.36	0.31	1.31	1.15
山 口	11.87	12.24	2.39	2.38	2.74	2.75	0.52	0.48	1.47	1.59	7.27	7.29	1.73	1.69	1.53	1.47	0.36	0.33	0.79	0.74
徳 島	9.83	9.85	1.49	1.52	2.15	2.32	0.59	0.44	3.53	3.72	6.76	6.18	1.38	1.36	1.40	1.28	0.40	0.31	2.01	1.72
香 川	9.80	9.34	1.65	1.52	2.26	2.29	0.37	0.42	2.93	2.81	7.16	6.82	1.54	1.38	1.59	1.48	0.37	0.32	1.66	1.54
愛 媛	9.90	9.51	1.37	1.28	2.69	2.45	0.42	0.42	2.47	2.47	6.07	5.75	1.14	1.12	1.46	1.40	0.33	0.28	1.13	1.10
高 知	10.80	10.52	1.67	1.69	2.89	2.80	0.57	0.50	3.28	3.12	5.74	5.80	1.24	1.37	1.69	1.35	0.26	0.31	1.25	1.34
福 岡	9.01	8.55	2.77	2.65	2.97	2.83	0.48	0.40	1.10	1.03	7.05	6.51	2.37	2.16	2.09	1.92	0.38	0.34	0.78	0.73
佐 賀	11.48	11.54	6.76	6.91	2.42	2.28	0.45	0.37	0.82	0.84	8.34	7.81	5.49	5.10	1.20	1.11	0.25	0.20	0.56	0.54
長 崎	12.20	12.54	6.26	6.63	2.89	2.71	0.52	0.46	1.00	1.07	7.37	7.12	3.66	3.58	1.57	1.46	0.32	0.30	0.57	0.54
熊 本	9.76	9.76	4.66	4.69	2.67	2.64	0.44	0.39	0.91	0.94	6.61	6.01	3.39	3.09	1.43	1.28	0.28	0.24	0.57	0.51
大 分	10.78	10.60	4.95	4.95	2.91	2.74	0.40	0.36	1.17	1.07	6.94	6.55	3.50	3.32	1.49	1.38	0.25	0.21	0.58	0.54
宮 崎	11.25	11.28	5.17	5.11	3.19	3.17	0.49	0.41	1.14	1.24	6.48	6.10	3.04	3.02	1.70	1.34	0.22	0.18	0.55	0.51
鹿 児 島	10.69	10.39	4.57	4.39	3.12	3.02	0.46	0.45	1.31	1.29	6.12	5.83	2.81	2.77	1.51	1.34	0.33	0.27	0.62	0.54
沖 縄	8.34	7.92	-	-	3.77	3.49	0.83	0.62	1.16	1.14	5.37	5.08	-	-	2.23	2.04	0.58	0.42	0.71	0.67

表3 都道府県別の転入超過率（男女総数）：2019～2020年

（％）

都道府県	年齢計										15-19歳									
	対：都道府県外		対：地域ブロック内		対：東京圏		対：名古屋圏		対：大阪圏		対：都道府県外		対：地域ブロック内		対：東京圏		対：名古屋圏		対：大阪圏	
	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020
全 国	-	-	-	-	-0.16	-0.11	0.01	0.02	0.00	0.00	-	-	-	-	-0.57	-0.47	0.01	0.01	-0.09	-0.10
北海道	-0.10	-0.02	-	-	-0.12	-0.05	-0.00	0.01	-0.01	-0.00	-0.25	0.00	-	-	-0.48	-0.25	0.03	0.02	-0.07	-0.03
青 森	-0.47	-0.36	-0.08	-0.08	-0.28	-0.20	-0.01	-0.00	-0.02	-0.00	-3.18	-2.99	-0.57	-0.60	-2.24	-2.04	-0.04	-0.04	0.01	-0.04
岩 手	-0.36	-0.32	-0.15	-0.11	-0.22	-0.16	0.05	0.00	-0.01	-0.01	-2.75	-2.75	-0.64	-0.64	-1.72	-1.50	0.00	-0.02	-0.05	-0.07
宮 城	-0.09	-0.01	0.20	0.20	-0.28	-0.21	-0.01	-0.00	-0.02	-0.01	0.35	0.48	1.14	1.22	-0.81	-0.78	-0.01	-0.00	-0.04	-0.02
秋 田	-0.39	-0.28	-0.07	-0.09	-0.24	-0.15	-0.01	-0.01	-0.01	-0.00	-3.63	-3.22	-1.00	-0.96	-2.16	-1.75	-0.03	-0.03	-0.05	-0.09
山 形	-0.38	-0.29	-0.07	-0.05	-0.26	-0.19	-0.00	-0.00	-0.01	-0.00	-1.66	-1.87	-0.00	-0.20	-1.49	-1.57	0.01	0.06	-0.07	-0.02
福 島	-0.36	-0.35	-0.01	-0.04	-0.27	-0.23	-0.01	-0.00	-0.01	-0.01	-1.49	-1.57	-0.14	-0.14	-1.05	-1.11	-0.02	-0.01	-0.05	-0.03
茨 城	-0.26	-0.09	-0.28	-0.15	-0.26	-0.14	0.01	0.01	0.00	0.01	-0.63	-0.44	-0.85	-0.68	-0.78	-0.62	0.05	0.05	0.02	0.01
栃 木	-0.29	-0.09	-0.32	-0.16	-0.29	-0.15	0.00	0.01	-0.01	-0.00	-1.04	-0.63	-1.15	-0.82	-1.01	-0.78	-0.01	0.02	-0.05	-0.03
群 馬	-0.11	-0.02	-0.15	-0.09	-0.21	-0.12	0.00	0.02	0.00	0.00	0.04	0.00	-0.36	-0.29	-0.62	-0.44	0.04	0.04	0.03	-0.01
埼 玉	0.36	0.33	0.18	0.20	0.09	0.15	0.02	0.02	0.02	0.02	1.03	0.74	0.34	0.20	0.10	0.01	0.07	0.03	0.01	-0.00
千 葉	0.15	0.23	-0.03	0.08	-0.07	0.06	0.02	0.02	0.04	0.03	0.30	0.50	-0.33	-0.19	-0.41	-0.30	0.03	0.04	0.01	-0.01
東 京	0.60	0.22	0.06	-0.13	-0.02	-0.17	0.08	0.06	0.12	0.08	2.61	2.04	0.50	0.35	0.13	0.06	0.20	0.15	0.19	0.12
神奈川	0.32	0.32	0.05	0.12	-0.00	0.09	0.04	0.03	0.05	0.04	1.36	1.20	0.26	0.25	0.03	0.12	0.10	0.08	0.08	0.07
新 潟	-0.32	-0.26	0.00	-0.00	-0.30	-0.22	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-1.10	-1.02	-0.04	-0.08	-1.12	-1.06	0.00	-0.00	-0.08	-0.06
富 山	-0.22	-0.18	-0.02	0.03	-0.16	-0.12	0.00	-0.01	-0.03	-0.02	-0.80	-0.87	-0.27	-0.35	-0.45	-0.37	0.08	0.04	-0.09	-0.14
石 川	-0.23	-0.14	0.06	0.05	-0.19	-0.13	-0.02	-0.01	-0.05	-0.05	1.04	1.25	0.49	0.56	-0.31	-0.18	0.26	0.23	-0.04	-0.07
福 井	-0.42	-0.19	-0.06	-0.03	-0.15	-0.10	-0.07	0.03	-0.09	-0.08	-1.09	-0.81	-0.25	-0.16	-0.31	-0.30	-0.07	0.09	-0.34	-0.34
山 梨	-0.35	-0.18	-0.30	-0.17	-0.30	-0.18	-0.01	0.00	-0.00	-0.01	0.27	0.37	-0.46	-0.17	-0.67	-0.36	0.05	0.00	0.06	-0.01
長 野	-0.20	-0.09	-0.18	-0.07	-0.17	-0.07	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-1.57	-1.48	-1.22	-1.05	-1.10	-0.94	-0.11	-0.14	-0.12	-0.10
岐 阜	-0.33	-0.29	-0.16	-0.13	-0.13	-0.11	-0.15	-0.12	-0.03	-0.02	-1.15	-0.94	-0.59	-0.49	-0.31	-0.28	-0.56	-0.49	-0.11	-0.07
静 岡	-0.16	-0.12	0.00	0.00	-0.18	-0.12	0.00	0.00	-0.01	-0.01	-0.90	-0.95	-0.05	-0.13	-0.64	-0.57	-0.05	-0.13	-0.11	-0.15
愛 知	-0.03	-0.10	0.07	0.05	-0.16	-0.14	0.07	0.05	-0.00	-0.02	0.36	0.33	0.27	0.25	-0.34	-0.23	0.23	0.19	-0.07	-0.09
三 重	-0.35	-0.24	-0.11	-0.09	-0.12	-0.08	-0.11	-0.08	-0.06	-0.06	-0.81	-0.82	-0.35	-0.23	-0.32	-0.28	-0.33	-0.25	-0.23	-0.27
滋 賀	0.08	0.00	0.05	0.03	-0.07	-0.08	0.03	0.01	0.05	0.02	0.36	0.33	-0.02	-0.09	0.03	-0.02	0.07	0.05	-0.04	-0.13
京 都	-0.11	-0.16	-0.12	-0.15	-0.12	-0.09	0.02	0.02	-0.09	-0.12	1.75	1.68	0.30	0.26	0.00	0.03	0.23	0.26	0.19	0.18
大 阪	0.09	0.15	0.09	0.12	-0.13	-0.10	0.02	0.03	0.07	0.10	0.56	0.69	0.09	0.15	-0.17	-0.12	0.05	0.06	0.04	0.08
兵 庫	-0.11	-0.12	-0.04	-0.07	-0.16	-0.11	0.00	0.01	-0.04	-0.07	0.01	0.03	-0.12	-0.12	-0.23	-0.16	0.02	0.01	-0.13	-0.15
奈 良	-0.25	-0.20	-0.13	-0.09	-0.11	-0.09	-0.02	-0.01	-0.12	-0.09	0.27	0.12	-0.03	-0.20	-0.13	-0.02	0.07	0.07	-0.05	-0.22
和歌山	-0.35	-0.31	-0.24	-0.22	-0.09	-0.06	-0.02	-0.01	-0.23	-0.21	-1.31	-1.38	-0.83	-0.98	-0.26	-0.13	-0.11	-0.08	-0.80	-0.91
鳥 取	-0.27	-0.18	-0.01	0.01	-0.13	-0.05	-0.01	-0.01	-0.10	-0.10	-1.42	-1.26	-0.13	-0.34	-0.43	-0.35	-0.05	-0.03	-0.88	-0.57
島 根	-0.29	-0.18	-0.06	-0.12	-0.10	-0.05	-0.04	0.01	-0.04	-0.02	-0.98	-1.14	-0.31	-0.65	-0.38	-0.18	-0.01	0.05	-0.30	-0.35
岡 山	-0.21	-0.13	0.04	0.05	-0.13	-0.09	-0.01	-0.00	-0.11	-0.09	-0.55	-0.24	0.15	0.20	-0.30	-0.29	-0.06	-0.05	-0.42	-0.34
広 島	-0.28	-0.19	0.00	0.01	-0.17	-0.11	-0.00	-0.01	-0.09	-0.07	-0.37	0.01	0.07	0.24	-0.40	-0.29	-0.01	-0.01	-0.29	-0.22
山 口	-0.26	-0.25	-0.02	-0.03	-0.13	-0.09	-0.02	-0.01	-0.02	-0.01	-0.61	-0.79	-0.17	-0.33	-0.46	-0.34	-0.10	-0.07	-0.05	-0.10
徳 島	-0.45	-0.32	-0.06	-0.05	-0.12	-0.10	-0.04	-0.01	-0.16	-0.14	-1.67	-1.26	-0.14	-0.11	-0.35	-0.31	-0.22	-0.08	-0.72	-0.59
香 川	-0.17	-0.16	0.07	0.07	-0.11	-0.08	0.00	-0.01	-0.11	-0.11	-0.65	-0.79	0.29	0.22	-0.34	-0.29	0.04	-0.04	-0.42	-0.52
愛 媛	-0.31	-0.23	0.00	-0.01	-0.11	-0.08	-0.02	-0.01	-0.11	-0.08	-1.72	-1.95	-0.06	-0.12	-0.41	-0.46	-0.19	-0.11	-0.61	-0.68
高 知	-0.34	-0.27	-0.04	-0.03	-0.14	-0.08	-0.01	-0.00	-0.09	-0.10	-1.95	-1.53	-0.16	0.03	-0.70	-0.58	-0.14	-0.08	-0.68	-0.73
福 岡	0.06	0.13	0.18	0.18	-0.15	-0.09	-0.01	0.00	-0.02	-0.02	0.59	0.74	1.17	1.23	-0.50	-0.44	-0.12	-0.08	-0.16	-0.17
佐 賀	-0.21	-0.21	-0.07	-0.07	-0.10	-0.08	-0.01	-0.00	-0.03	-0.04	-2.08	-1.98	-0.46	-0.61	-0.60	-0.60	-0.30	-0.27	-0.29	-0.25
長 崎	-0.54	-0.47	-0.32	-0.28	-0.13	-0.10	-0.02	-0.01	-0.04	-0.03	-3.35	-3.05	-1.24	-1.28	-0.87	-0.79	-0.37	-0.24	-0.38	-0.32
熊 本	-0.22	-0.19	-0.05	-0.06	-0.12	-0.09	-0.02	-0.01	-0.03	-0.02	-1.91	-1.84	-0.37	-0.46	-0.61	-0.55	-0.34	-0.33	-0.28	-0.26
大 分	-0.26	-0.19	-0.08	-0.08	-0.13	-0.08	-0.01	0.00	-0.03	-0.02	-0.85	-0.81	-0.08	0.05	-0.43	-0.46	-0.09	-0.08	-0.20	-0.17
宮 崎	-0.24	-0.20	-0.10	-0.13	-0.12	-0.07	-0.01	0.00	-0.03	-0.02	-3.13	-3.30	-0.84	-1.23	-1.09	-1.06	-0.42	-0.31	-0.50	-0.40
鹿 児 島	-0.25	-0.18	-0.09	-0.09	-0.12	-0.06	-0.01	-0.00	-0.02	-0.01	-4.01	-3.75	-1.37	-1.21	-1.34	-1.15	-0.34	-0.31	-0.56	-0.55
沖 縄	0.05	0.11	-	-	-0.04	0.04	0.00	0.03	0.01	0.03	-1.84	-1.60	-	-	-0.98	-0.79	-0.19	-0.16	-0.27	-0.23

資料：総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』、総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査』

転入超過率は転入率（表1）から転出率（表2）を引いたもの。地域ブロック、大都市圏の構成は表1参照。

表3 都道府県別の転入超過率（男女総数）：2019～2020年（つづき）

（％）

都道府県	年齢計										15-19歳									
	対：都道府県外		対：地域ブロック内		対：東京圏		対：名古屋圏		対：大阪圏		対：都道府県外		対：地域ブロック内		対：東京圏		対：名古屋圏		対：大阪圏	
	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020
全 国	-	-	-	-	-1.81	-1.66	0.04	0.06	0.02	0.01	-	-	-	-	-0.65	-0.45	0.05	0.07	0.06	0.05
北海道	-1.48	-1.28	-	-	-1.65	-1.37	-0.05	-0.03	-0.04	-0.04	-0.55	-0.26	-	-	-0.53	-0.27	-0.02	0.03	-0.10	-0.03
青 森	-5.45	-4.74	-0.74	-0.90	-3.69	-3.07	-0.10	-0.10	-0.04	0.01	-0.90	-0.29	-0.17	-0.10	-0.40	-0.11	-0.01	-0.02	-0.14	-0.03
岩 手	-4.49	-3.83	-1.20	-0.69	-3.00	-2.71	0.05	-0.11	-0.11	-0.09	-0.66	-0.36	-0.39	-0.15	-0.36	-0.16	0.12	0.05	-0.03	-0.04
宮 城	-0.69	-0.80	1.44	1.47	-2.39	-2.31	-0.03	-0.06	0.02	0.02	-0.71	-0.60	0.39	0.32	-0.98	-0.78	-0.03	-0.04	-0.08	-0.03
秋 田	-5.21	-5.42	-0.71	-1.05	-3.93	-3.56	-0.13	-0.15	-0.07	-0.11	-0.65	-0.49	0.07	-0.23	-0.51	-0.26	-0.01	-0.04	-0.05	0.02
山 形	-4.70	-4.33	-0.62	-0.74	-3.68	-3.14	-0.07	-0.10	-0.08	-0.08	-1.00	-0.45	-0.39	-0.05	-0.60	-0.28	-0.01	0.02	-0.05	-0.06
福 島	-4.34	-4.32	-0.14	-0.21	-3.66	-3.58	-0.06	-0.04	-0.03	-0.07	-0.92	-1.01	-0.02	-0.16	-0.69	-0.62	-0.01	-0.04	-0.02	-0.04
茨 城	-3.40	-3.01	-3.64	-3.35	-3.49	-3.32	0.03	-0.01	0.05	0.08	-1.65	-0.67	-1.61	-0.89	-1.47	-0.82	0.03	0.06	0.03	0.08
栃 木	-2.62	-1.92	-3.15	-2.68	-3.01	-2.52	-0.01	0.13	0.06	0.02	-1.17	-0.44	-1.35	-0.67	-1.23	-0.59	0.03	0.09	-0.01	0.00
群 馬	-2.35	-2.17	-2.60	-2.62	-3.00	-2.88	0.03	0.08	0.11	0.07	-0.75	-0.33	-0.83	-0.60	-1.13	-0.77	0.00	0.13	0.01	-0.01
埼 玉	1.81	1.47	0.25	0.10	-0.58	-0.62	0.09	0.07	0.18	0.18	0.85	0.83	0.29	0.53	-0.13	0.27	0.08	0.07	0.08	0.07
千 葉	0.27	0.91	-1.22	-0.62	-1.56	-1.01	0.10	0.09	0.30	0.28	-0.46	-0.16	-0.78	-0.49	-0.91	-0.56	0.06	0.08	0.11	0.09
東 京	7.23	6.31	2.15	1.79	1.10	0.81	0.48	0.49	0.95	0.88	2.34	1.30	0.72	0.17	0.45	0.03	0.25	0.22	0.46	0.36
神奈川	3.05	2.88	0.35	0.36	-0.27	-0.16	0.20	0.19	0.40	0.44	0.99	0.88	0.07	0.21	-0.14	0.11	0.11	0.11	0.22	0.17
新 潟	-4.06	-4.13	0.01	-0.01	-3.95	-3.72	-0.11	-0.13	-0.10	-0.09	-0.92	-0.51	0.02	0.05	-0.90	-0.43	-0.06	-0.01	-0.04	-0.02
富 山	-2.50	-2.33	0.02	0.15	-2.05	-2.08	-0.15	-0.23	-0.25	-0.24	-1.64	-0.80	-0.23	-0.09	-0.85	-0.49	-0.14	-0.09	-0.30	-0.09
石 川	-3.15	-3.38	0.06	-0.02	-2.17	-2.06	-0.30	-0.45	-0.49	-0.62	-1.12	-0.91	0.35	-0.00	-0.93	-0.53	-0.21	-0.03	-0.08	-0.12
福 井	-3.64	-3.48	-0.13	-0.14	-1.69	-1.63	-0.61	-0.34	-1.02	-1.16	-1.31	-0.18	-0.28	-0.01	-0.65	-0.36	-0.23	0.24	-0.16	-0.08
山 梨	-5.47	-5.01	-4.60	-4.33	-4.30	-4.13	-0.20	-0.08	-0.10	-0.16	-1.59	-1.13	-1.29	-0.94	-1.23	-0.95	0.03	0.00	-0.03	-0.02
長 野	-3.23	-3.03	-3.06	-2.80	-3.15	-2.83	-0.18	-0.21	-0.18	-0.16	-0.67	-0.30	-0.71	-0.35	-0.75	-0.36	-0.02	0.01	-0.00	-0.01
岐 阜	-3.26	-3.20	-1.50	-1.56	-1.45	-1.34	-1.41	-1.48	-0.29	-0.26	-1.89	-1.66	-1.22	-0.92	-0.58	-0.42	-1.18	-0.88	-0.09	-0.09
静 岡	-1.49	-1.46	0.11	0.12	-2.19	-2.14	0.11	0.12	0.10	0.02	-0.47	-0.33	0.14	0.07	-0.75	-0.57	0.14	0.07	-0.01	0.04
愛 知	0.73	0.47	0.51	0.56	-0.75	-0.77	0.52	0.56	0.22	0.15	-0.03	-0.41	0.28	0.27	-0.57	-0.56	0.33	0.28	0.06	-0.06
三 重	-2.21	-2.17	-0.87	-1.05	-0.99	-0.91	-0.81	-0.92	-0.40	-0.42	-1.08	-1.15	-0.34	-0.47	-0.44	-0.42	-0.35	-0.43	-0.19	-0.24
滋 賀	-1.36	-1.73	-0.58	-0.74	-1.00	-1.17	-0.10	-0.18	-0.60	-0.77	0.11	-0.11	0.17	0.06	-0.39	-0.43	0.14	0.05	0.18	0.04
京 都	-0.58	-1.00	-0.15	-0.44	-1.28	-1.29	-0.05	-0.03	-0.33	-0.61	-1.80	-1.76	-1.09	-1.12	-0.81	-0.63	-0.06	0.02	-0.86	-0.97
大 阪	1.42	1.81	0.98	1.32	-0.91	-0.83	0.07	0.11	0.74	1.03	0.49	0.77	0.71	0.86	-0.58	-0.44	0.05	0.10	0.59	0.74
兵 庫	-1.55	-1.98	-0.72	-1.03	-1.45	-1.45	-0.12	-0.09	-0.76	-1.07	-0.73	-1.08	-0.30	-0.62	-0.71	-0.59	-0.02	0.04	-0.29	-0.60
奈 良	-3.70	-3.85	-1.45	-1.77	-1.52	-1.40	-0.28	-0.36	-1.41	-1.73	-2.59	-2.42	-1.65	-1.43	-0.60	-0.59	-0.15	-0.08	-1.56	-1.36
和歌山	-3.82	-4.16	-2.46	-2.72	-1.11	-1.13	-0.26	-0.19	-2.43	-2.66	-1.38	-1.25	-0.84	-0.81	-0.48	-0.37	-0.01	-0.05	-0.86	-0.77
鳥 取	-3.92	-3.85	0.02	-0.07	-1.70	-1.40	-0.29	-0.30	-1.90	-1.74	-0.41	-1.02	0.10	-0.18	-0.44	-0.29	-0.06	-0.06	-0.24	-0.38
島 根	-3.88	-4.31	-0.62	-1.10	-1.35	-1.41	-0.31	-0.12	-1.27	-1.14	-0.58	-0.45	0.08	0.08	-0.40	-0.42	-0.21	0.09	0.04	-0.15
岡 山	-2.11	-1.52	0.37	0.51	-1.35	-1.14	-0.11	-0.07	-1.07	-0.83	-1.00	-0.79	0.12	0.02	-0.62	-0.42	-0.05	-0.01	-0.37	-0.28
広 島	-2.64	-1.98	-0.09	0.04	-1.51	-1.18	-0.14	-0.12	-0.77	-0.70	-1.14	-0.77	-0.16	-0.01	-0.61	-0.44	0.00	-0.00	-0.28	-0.20
山 口	-3.87	-4.12	-0.09	-0.38	-1.75	-1.71	-0.20	-0.08	-0.42	-0.42	-0.68	-0.92	0.11	0.01	-0.50	-0.43	-0.07	-0.02	-0.00	0.05
徳 島	-4.29	-4.01	-0.09	-0.10	-1.49	-1.59	-0.39	-0.15	-1.91	-1.96	-1.80	-1.13	-0.21	-0.20	-0.53	-0.45	-0.22	-0.06	-0.53	-0.34
香 川	-2.34	-2.27	0.32	0.31	-1.23	-1.22	-0.05	-0.11	-1.27	-1.23	-0.62	-0.40	0.20	0.27	-0.54	-0.41	-0.11	0.02	-0.26	-0.27
愛 媛	-4.19	-3.51	-0.12	-0.10	-1.70	-1.45	-0.15	-0.17	-1.46	-1.24	-1.15	-0.58	-0.07	-0.12	-0.50	-0.45	-0.08	-0.01	-0.29	-0.12
高 知	-4.80	-4.10	-0.15	-0.17	-1.98	-1.81	-0.27	-0.17	-1.72	-1.44	-0.58	-0.63	0.06	0.05	-0.60	-0.27	-0.03	-0.05	-0.09	-0.22
福 岡	-0.51	0.01	1.34	1.37	-1.56	-1.36	-0.18	-0.08	-0.31	-0.22	-0.60	-0.17	0.16	0.24	-0.56	-0.39	-0.06	-0.02	-0.09	-0.05
佐 賀	-3.43	-3.36	-1.38	-1.40	-1.51	-1.40	-0.12	-0.07	-0.34	-0.32	-1.11	-1.12	-0.54	-0.58	-0.31	-0.29	-0.02	0.04	-0.12	-0.22
長 崎	-4.96	-4.61	-2.31	-2.35	-1.82	-1.46	-0.18	-0.07	-0.42	-0.46	-1.32	-1.18	-0.57	-0.55	-0.51	-0.31	-0.03	-0.02	-0.07	-0.05
熊 本	-2.60	-2.57	-0.49	-0.57	-1.65	-1.57	-0.08	-0.05	-0.35	-0.31	-0.81	-0.28	-0.09	0.02	-0.49	-0.26	-0.06	0.06	-0.13	-0.08
大 分	-3.56	-3.48	-0.88	-0.95	-1.97	-1.67	-0.12	-0.11	-0.58	-0.45	-0.65	-0.52	0.07	-0.19	-0.44	-0.34	-0.02	0.04	-0.10	0.00
宮 崎	-2.95	-3.03	-0.99	-1.04	-1.65	-1.54	-0.07	0.01	-0.38	-0.49	-0.21	0.34	0.18	0.22	-0.47	0.04	0.08	0.11	0.00	0.03
鹿 児 島	-2.80	-2.63	-0.65	-0.66	-1.67	-1.45	-0.06	-0.09	-0.42	-0.39	-0.26	-0.18	0.09	-0.21	-0.35	-0.05	0.04	0.03	-0.05	0.03
沖 縄	-1.42	-1.03	-	-	-1.42	-1.01	-0.16	-0.01	-0.09	-0.06	0.92	1.29	-	-	0.06	0.38	0.01	0.17	0.21	0.23

---

# 統 計

---

## 全国人口の再生産に関する主要指標：2020年

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

本稿では2020年における日本の人口再生産率に関する主要指標について、2020年1月から12月までの出生・死亡統計<sup>1)</sup> (確定数)、2020年10月1日現在の日本人口<sup>2)</sup> および2020年簡易生命表<sup>3)</sup> の数値に基づき算出した。その内容は、1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女性の人口再生産率ならびに安定人口諸指標<sup>4)</sup> である。

以下、これら諸指標の概況を説明した後、2020年の特徴について述べる。 (別府志海)

### 主要結果

2020年の出生数は840,835人であり、前年(2019年)の865,239人に比べ24,404人減少した。出生数は1973年の209万人をピークに減少し、1990年代には120万人前後で推移していたが、2000年以降再び減少傾向が顕著になり、2005年には106万人と戦後最少を記録した。その後2006年から08年にかけてほぼ109万人へと若干増加し、2009年から10年までは107万人程度で推移していたが、2011年から再び減りはじめ、2016年は戦後初めて100万人を下回った。また、普通出生率もほぼ同様の傾向を示し、1973年の19.4‰から多少の変動はみられるが、一貫した低下傾向が続き2005年には8.4‰まで低下した。しかし、2006年には8.7‰と前年に比べ0.3ポイント上昇し、2008年まで緩やかに上昇した後に再び低下に転じ、2020年は2019年より0.2ポイント低い6.8‰で戦後最低の水準となった。

一方、2020年の死亡数は1,372,755人で、前年の1,381,093人に比べ8,338人減少し、普通死亡率は11.1‰と前年(11.2‰)に比べ0.1ポイント低下した。死亡数および率ともに1980年代中葉以降短期的な変動はみられるが、概ね増加傾向を示し2003年に実数で100万人を上回り、2011年には戦後(1947年以降)初めて120万人を、2016年には130万人を突破し、2019年に戦後最多を更新したが2020年はわずかに減少した。普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、2005年に初めてマイナス(-0.2‰)になったが2006年はプラス(0.1‰)となった。2007年以後はマイナスが続くとともに水準も拡大して2020年には-4.3‰となり、人口減少が徐々に加速している状況を裏付けている。

標準化人口動態率をみると、2020年の出生率は8.7‰、死亡率は1.5‰となり、前年に比べ出生率は0.2ポイントの低下、死亡率は0.1ポイントの低下となった。これにより2020年の自然増加率は7.1‰と

1) 厚生労働省政策統括官(統計・情報政策、労使関係担当)『令和2年 人口動態統計』, 2021年。

2) 総務省統計局『令和2年国勢調査に関する不詳補完結果』, 2021年11月公表。

3) 厚生労働省(統計・情報政策、労使関係担当)『令和2年 簡易生命表』, 2022年1月。

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

各指標の定義および詳細については、次の文献を参照されたい。

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

2. 岡崎陽一『人口統計学〔増補改訂版〕』古今書院, 1999年5月。

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

なり、前年と比べ0.2ポイント低下した。標準化人口動態率を普通動態率と比べると、1930年以前は出生率・死亡率とも水準にほとんど差はないが、1940～1970年代では標準化出生率が上回り、1980年代半ばから2000年代半ばまではほぼ同一の水準であったが、それ以降は標準化出生率がほぼ横這いであるのに対し、普通出生率は低下続けているために乖離が広がっている。死亡率では標準化死亡率が特に1950年代半ばから現在まで低下傾向であるのに対し、普通死亡率は低下が緩やかであり、さらに1980年代からは上昇に転じて両者の差は年を追って拡大している。この両者の差は標準化人口動態率算出に用いた標準人口と普通動態率算出に用いた人口における年齢構造の相違によるものであり、特に死亡率における両者の差は人口の高齢化に起因する（表1、図1）。

人口再生産率をみると、合計特殊出生率は、1940年以前に4.1～5.1の水準にあり、1947～49年に4.3を超える水準であった（表2、表4、図2）。しかし1950年代に入ると急速に低下し、1966年は「ひのえうま」の迷信による影響から1.58まで低下した。この後、出生率は2.1を上回って推移したが、1974年には2.05となり人口置換水準（静止粗再生産率）を下回った。その後も長期的な低下傾向が続き、1990年に公表された1989年の合計特殊出生率が「ひのえうま」を下回ったことは「1.57ショック」として話題となった。近年では2005年に戦後最低の水準（1.26）となったが、2006年以降は若干の上昇傾向を示している。2020年の合計特殊出生率は1.33であり、前年（1.36）と比べ0.03低下した。総再生産率は、戦前から戦後直後まで2を上回る水準にあったが、1950年に2.0の水準を割り込み1950年代半ばから1970年代半ばまで1.0の水準付近にあった。しかし1974年に1.0を下回ってから2005年の0.61までほぼ持続的に低下し、その後やや上昇して2020年は0.65の水準にある。純再生産率は、1940年以前でも1.3～1.6に留まり、1947～49年も1.7であった。1950年代半ばから1970年代前半まで概ね1.0の水準で推移した後に低下を始め、1990年に0.74、2005年に0.61まで低下して反転し、2020年は0.64となっている。総再生産率と比べると純再生産率は1950年以前ではかなり低い水準にあるが、近年では低死亡率を反映し、純再生産率と総再生産率がほぼ同一の水準となっている。人口置換水準は、1940年以前は当時の死亡率が高かったことから2を大きく超えていたが、戦後の急激な死亡率低下を受けて1960年に2.18へ低下した後も低下の傾向が続き、1980年には2.09と2.10を割り込んだ。その後は2000頃まで概ね2.08で推移していたが、2001年以降は2017年と2020年を除いて2.07で推移している。この間の細かな上下動は主に出生性比の変動に起因する。

安定人口<sup>5)</sup>における諸指標をみると、増加率は1950年頃まで10%を超える水準にあったが、1950年代の前半に急速に低下し、1950年代後半から1960年代前半は-1～-3%程度であった（表3）。1960年代後半から1970年代前半は、「ひのえうま」の影響から1966年が-11.1%となった後は0～1%の水準であり、静止人口（人口増減がない安定人口）に近かったと言えよう。しかし1970年代後半から増加率はマイナスになっており、2020年には増加率-13.8%、出生率5.8%、死亡率19.6%となっている。これを前年（2019年）と比べると、増加率は0.7、出生率は0.2ポイント低下したのに対し、死亡率は0.4ポイント上昇している。また、安定人口平均世代間隔は31.8年となり前年より0.1年の伸びを示している。これは晩産化の影響によるものである（表9）。安定人口の65歳以上割合は2005年の40.8%をピークに若干減少したが2015年以降は上昇しており、2020年は40.3%となった。安定人口における65歳以上割合に比べ実人口におけるそれが32.0%と低いのは、現実に観察された過去の出生・死亡の影響に他ならない（表10）。

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



次に、上記諸率の算出に用いた出生率ならびに死亡率について、少し詳細に触れたい。年齢別出生率はいずれの年次も単峰曲線を描いているが、その水準は、とりわけ1970年の前後で大きく異なっている（表5、図3）。年次別にみると、1930年は他の年次と比較して特に10歳代と30歳代後半の出生率が高い。1950年は1930年と比べて特に30歳以上での出生率が低下しており、1970年は1930年、1950年と比べ25歳以上の出生率低下が著しい。ところが1990年以降になると出生率低下が新たな局面に入ったことを伺わせる。1990年以降の変化の特徴は、30歳未満における出生率の大きな低下と30歳以上での出生率上昇であり、したがって出生タイミングの遅延である。1990年以降、30歳代における出生率の上昇を20歳代の低下が上回る傾向が続いていたが、2006年以降になると20歳代の出生率低下は小幅になる一方で30歳以上の出生率がそれを上回って上昇しており、このことが合計特殊出生率を押し上げていた。2020年を2019年と比べると、30歳未満では0.022低下しているのに加えて30歳以上でも0.009低下しており、全体として0.031低下している。

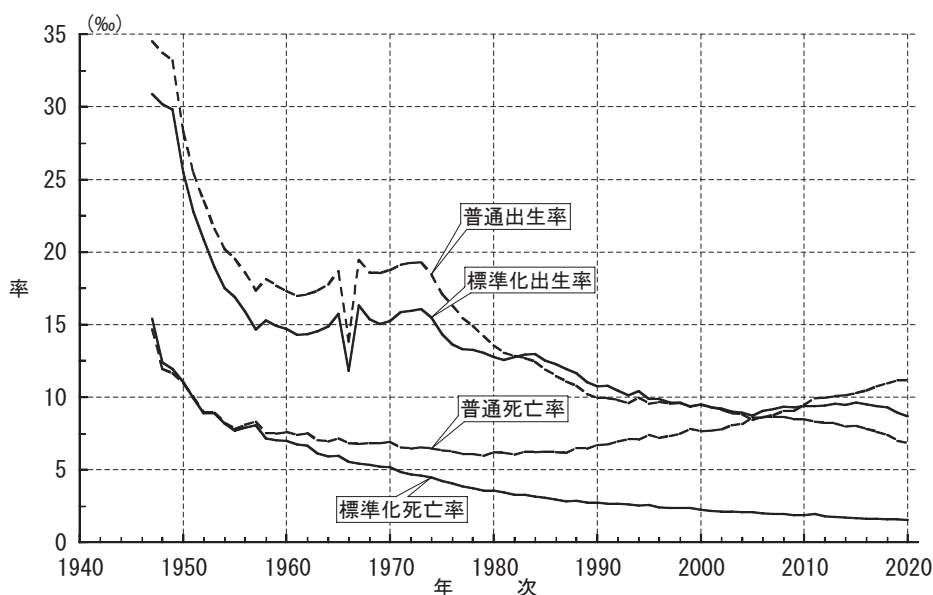
出生順位別合計特殊出生率をみると、第1子および第2子出生率は1960年代後半にかけて上昇した後、1990年頃まで緩やかに低下する（表6、表7、図4）。その後、第1子出生率はほぼ一定で推移するが、第2子出生率は2005年頃にかけて低下を続け、その後若干上昇している。これに対し、第3子以上の出生率は1950～60年代にかけて大きく低下し、1970年代前半を除けば低い水準保っている。しかし、2005年以降では第3子以上の出生率も若干ながら上昇している。

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

年齢別死亡率は、前年（2019年）と比べて男女とも75～79歳まではほぼ同水準だが、80歳以上では高齢者ほど低下する傾向がみられる。この傾向は女性でより顕著である。最も変化幅の大きな年齢は男性が85～89歳、女性は90歳以上であり、男性は0.0037、女性は0.0048の低下であった（表8）。

2020年について男女計の安定人口年齢構造を求めると、年少（0～14歳）人口割合は10.1%、老年（65歳以上）人口割合は37.2%であった（表11）。これを実際人口における年齢構造と比較すると、安

図1 年次別人口動態率の普通率および標準化率：1947～2020年



定人口年齢構造の年少人口割合は1.9ポイント小さく、老年人口割合は8.1ポイント大きい。この差は、前述のように過去における出生・死亡の影響である。

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

図2 女性の人口再生産に関する主要指標：1947～2020年

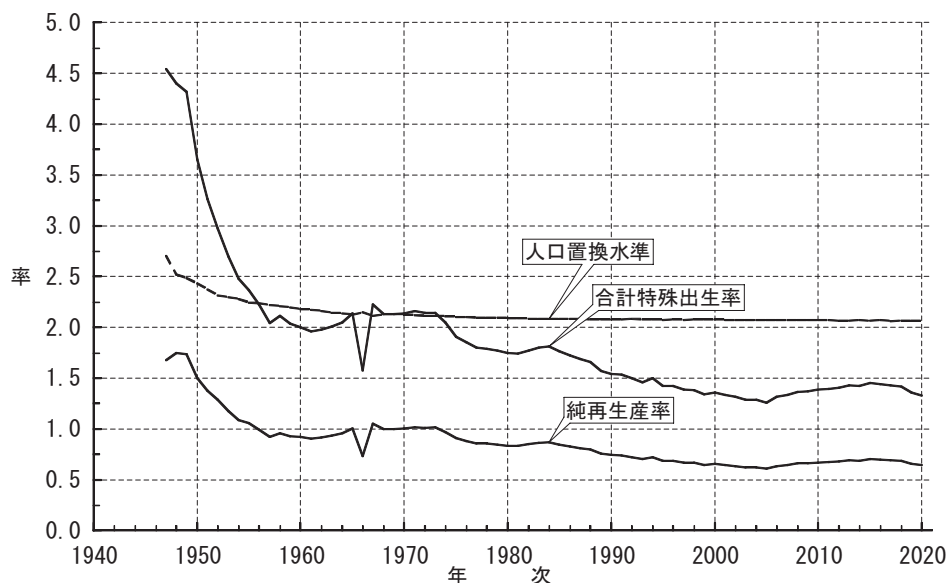


図3 女性の年齢別出生率：1930, 50, 70, 90, 2000, 20年

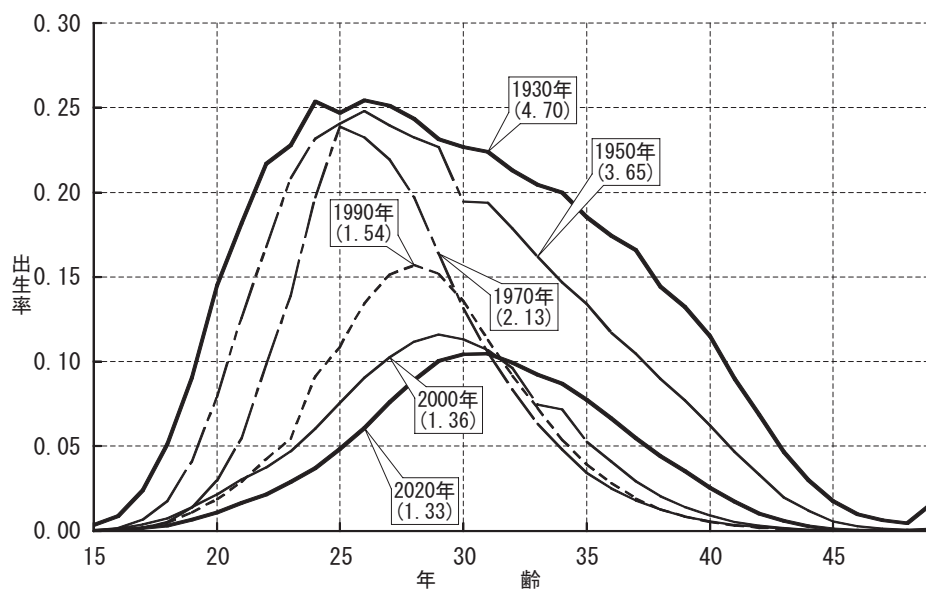


表1 年次別標準化人口動態率：1925～2020年  
Table 1. Standardized and Crude Vital Rates: 1925-2020

年次 Year	標準化人口動態率(%) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数(%) Index of standardized vital rates (1930=100)			[参考] 普通動態率(‰) Crude vital rates		
	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate
1925	35.27	20.28	14.99	109.01	111.47	105.85	34.9	20.3	14.6
1930	32.35	18.17	14.19	100.00	100.00	100.00	32.4	18.2	14.2
1940	27.75	15.89	11.87	85.78	93.35	76.09	29.4	16.5	12.9
1947	30.87	15.41	15.46	95.42	84.79	109.02	34.5	14.7	19.8
1948	30.20	12.38	17.82	93.35	68.16	125.61	33.7	12.0	21.8
1949	29.83	11.95	17.88	92.20	65.76	126.05	33.2	11.6	21.6
1950	25.47	11.02	14.45	78.74	60.68	101.86	28.3	10.9	17.3
1955	16.88	7.70	9.18	52.18	42.40	64.70	19.5	7.8	11.7
1960	14.69	7.01	7.69	45.42	38.57	54.20	17.3	7.6	9.7
1965	15.74	5.96	9.77	48.64	32.83	68.89	18.7	7.2	11.5
1970	15.26	5.19	10.07	47.18	28.57	71.00	18.8	6.9	11.8
1971	15.87	4.83	11.04	49.06	26.59	77.83	19.1	6.5	12.6
1972	15.96	4.66	11.30	49.35	25.67	79.66	19.2	6.5	12.8
1973	16.07	4.62	11.46	49.68	25.40	80.77	19.3	6.5	12.7
1974	15.47	4.46	11.02	47.82	24.53	77.66	18.5	6.5	12.0
1975	14.32	4.21	10.11	44.25	23.18	71.25	17.1	6.3	10.8
1976	13.65	4.06	9.59	42.19	22.34	67.61	16.3	6.3	10.0
1977	13.31	3.85	9.46	41.15	21.18	66.72	15.5	6.1	9.4
1978	13.25	3.74	9.51	40.94	20.56	67.05	14.9	6.1	8.8
1979	13.07	3.57	9.50	40.41	19.66	66.98	14.2	6.0	8.3
1980	12.76	3.58	9.18	39.43	19.71	64.69	13.5	6.2	7.3
1981	12.55	3.45	9.10	38.79	18.98	64.17	13.0	6.1	6.9
1982	12.75	3.29	9.46	39.40	18.09	66.69	12.8	6.0	6.8
1983	12.95	3.28	9.67	40.02	18.03	68.17	12.7	6.2	6.5
1984	12.96	3.16	9.80	40.05	17.40	69.07	12.5	6.2	6.3
1985	12.53	3.06	9.47	38.73	16.87	66.73	11.9	6.3	5.6
1986	12.26	2.95	9.31	37.90	16.23	65.66	11.4	6.2	5.2
1987	11.95	2.83	9.12	36.94	15.58	64.30	11.1	6.2	4.9
1988	11.66	2.85	8.81	36.04	15.67	62.14	10.8	6.5	4.3
1989	11.02	2.74	8.28	34.06	15.09	58.36	10.2	6.4	3.7
1990	10.74	2.73	8.01	33.20	15.03	56.46	10.0	6.7	3.3
1991	10.78	2.67	8.11	33.33	14.71	57.18	9.9	6.7	3.2
1992	10.48	2.67	7.81	32.38	14.68	55.06	9.8	6.9	2.9
1993	10.14	2.63	7.51	31.35	14.49	52.93	9.6	7.1	2.5
1994	10.42	2.54	7.88	32.22	14.00	55.56	10.0	7.1	2.9
1995	9.90	2.58	7.32	30.59	14.21	51.57	9.5	7.4	2.1
1996	9.89	2.43	7.47	30.58	13.35	52.65	9.7	7.2	2.5
1997	9.65	2.37	7.28	29.83	13.06	51.30	9.5	7.3	2.2
1998	9.63	2.37	7.25	29.75	13.06	51.13	9.6	7.5	2.1
1999	9.35	2.37	6.98	28.91	13.06	49.21	9.4	7.8	1.6
2000	9.51	2.25	7.26	29.38	12.38	51.16	9.5	7.7	1.8
2001	9.29	2.18	7.11	28.72	12.00	50.14	9.3	7.7	1.6
2002	9.21	2.13	7.09	28.47	11.70	49.96	9.2	7.8	1.4
2003	8.99	2.11	6.88	27.80	11.62	48.51	8.9	8.0	0.9
2004	8.95	2.06	6.89	27.66	11.35	48.54	8.8	8.1	0.7
2005	8.72	2.07	6.66	26.96	11.38	46.92	8.4	8.6	-0.2
2006	9.06	2.00	7.06	28.00	11.01	49.76	8.7	8.6	0.1
2007	9.16	1.96	7.20	28.30	10.79	50.73	8.6	8.8	-0.1
2008	9.34	1.94	7.40	28.88	10.68	52.18	8.6	9.0	-0.4
2009	9.31	1.88	7.43	28.77	10.35	52.35	8.5	9.0	-0.6
2010	9.40	1.87	7.53	29.07	10.32	53.08	8.5	9.5	-1.0
2011	9.40	1.94	7.47	29.06	10.66	52.63	8.3	9.9	-1.6
2012	9.43	1.81	7.62	29.13	9.95	53.70	8.2	10.0	-1.7
2013	9.53	1.76	7.77	29.46	9.69	54.78	8.2	10.1	-1.9
2014	9.47	1.72	7.75	29.27	9.46	54.63	8.0	10.1	-2.1
2015	9.62	1.67	7.94	29.72	9.21	56.00	8.0	10.3	-2.3
2016	9.53	1.64	7.88	29.44	9.05	55.56	7.8	10.5	-2.6
2017	9.40	1.61	7.79	29.04	8.87	54.88	7.6	10.8	-3.2
2018	9.30	1.59	7.71	28.75	8.77	54.34	7.4	11.0	-3.6
2019	8.92	1.57	7.34	27.56	8.65	51.78	7.0	11.2	-4.2
2020	8.69	1.55	7.14	26.86	8.53	50.33	6.8	11.1	-4.3

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

表2 年次別女性の人口再生産率：1925～2020年  
Table 2. Reproduction Rates for Female: 1925-2020

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総 再生産率 GRR (2)	純 再生産率 NRR (3)	再生産 残存率 (3)/(2) (4)	人口 置換水準 (1)/(3) (5)	(1)-(5) (6)	1930年を基準とした指数		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR
1925	5.10	2.51	1.65	0.66	3.10	2.00	108.4	109.3	108.2
1930	4.70	2.29	1.52	0.66	3.09	1.61	100.0	100.0	100.0
1940	4.11	2.01	1.43	0.71	2.87	1.24	87.4	87.5	94.2
1947	4.54	2.21	1.68	0.76	2.71	1.84	96.6	96.3	110.4
1948	4.40	2.14	1.75	0.82	2.52	1.88	93.5	93.3	114.9
1949	4.32	2.11	1.74	0.82	2.48	1.83	91.7	91.9	114.2
1950	3.65	1.77	1.50	0.85	2.43	1.22	77.6	77.3	98.6
1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.24	0.13	50.4	50.2	69.4
1960	2.00	0.97	0.92	0.94	2.18	-0.18	42.6	42.5	60.4
1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.01	45.5	45.4	66.2
1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.4	44.9	66.0
1971	2.16	1.04	1.02	0.98	2.12	0.04	45.9	45.5	66.9
1972	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.5	45.2	66.6
1973	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.5	45.3	66.7
1974	2.05	0.99	0.97	0.98	2.11	-0.06	43.5	43.3	63.8
1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.19	40.6	40.4	59.6
1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.4	39.2	57.9
1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.3	38.1	56.4
1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.1	37.9	56.2
1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.6	37.4	55.5
1980	1.75	0.85	0.83	0.98	2.09	-0.35	37.1	37.0	54.8
1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	37.0	36.9	54.8
1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.6	37.6	55.8
1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.3	38.2	56.8
1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.5	38.4	57.2
1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.32	37.5	37.4	55.7
1986	1.72	0.84	0.83	0.99	2.08	-0.36	36.6	36.5	54.3
1987	1.69	0.82	0.81	0.99	2.08	-0.39	35.9	35.8	53.4
1988	1.66	0.81	0.80	0.99	2.08	-0.42	35.2	35.1	52.3
1989	1.57	0.76	0.76	0.99	2.08	-0.51	33.4	33.3	49.7
1990	1.54	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.54	32.8	32.7	48.8
1991	1.53	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.55	32.6	32.5	48.5
1992	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.9	31.8	47.4
1993	1.46	0.71	0.70	0.99	2.08	-0.62	31.0	30.9	46.1
1994	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.9	31.8	47.4
1995	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.2	30.2	45.0
1996	1.43	0.69	0.69	0.99	2.08	-0.65	30.3	30.2	45.1
1997	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.5	29.5	44.0
1998	1.38	0.67	0.67	0.99	2.08	-0.69	29.4	29.4	43.8
1999	1.34	0.65	0.65	0.99	2.08	-0.73	28.5	28.5	42.5
2000	1.36	0.66	0.65	0.99	2.08	-0.72	28.9	28.8	43.0
2001	1.33	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.4	28.3	42.3
2002	1.32	0.64	0.64	0.99	2.07	-0.76	28.0	28.0	41.8
2003	1.29	0.63	0.62	0.99	2.07	-0.78	27.4	27.4	40.9
2004	1.29	0.63	0.62	0.99	2.07	-0.78	27.4	27.4	40.9
2005	1.26	0.61	0.61	0.99	2.07	-0.81	26.8	26.8	40.0
2006	1.32	0.64	0.64	0.99	2.07	-0.75	28.0	28.0	41.8
2007	1.34	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.4	28.3	42.4
2008	1.37	0.67	0.66	0.99	2.07	-0.70	29.1	29.0	43.4
2009	1.37	0.67	0.66	0.99	2.07	-0.70	29.1	29.0	43.4
2010	1.39	0.67	0.67	0.99	2.07	-0.69	29.5	29.4	44.0
2011	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.6	29.6	44.2
2012	1.41	0.68	0.68	0.99	2.07	-0.66	29.9	29.9	44.7
2013	1.43	0.70	0.69	0.99	2.07	-0.64	30.3	30.3	45.4
2014	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.2	30.2	45.1
2015	1.45	0.71	0.70	0.99	2.07	-0.62	30.8	30.8	46.1
2016	1.44	0.70	0.70	0.99	2.07	-0.63	30.6	30.6	45.7
2017	1.43	0.70	0.69	0.99	2.06	-0.64	30.3	30.4	45.5
2018	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.1	30.1	45.0
2019	1.36	0.66	0.66	0.99	2.07	-0.70	28.9	28.9	43.3
2020	1.33	0.65	0.64	0.99	2.06	-0.73	28.3	28.3	42.3

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

表3 年次別女性の安定人口動態率、平均世代間隔および年齢構造係数：1925～2020年  
 (付 女性の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Population for Female: 1925-2020

年次 Year	安定人口動態率 (%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔 (年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数 (%) Age composition of stable population			[参考] 實際人口年齢構造係数 (%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
1925	17.11	35.90	18.80	29.18	38.10	57.37	4.53	36.54	57.73	5.73
1930	14.23	32.76	18.54	29.52	35.76	58.75	5.49	36.45	58.11	5.44
1940	11.93	28.59	16.67	30.21	33.58	60.36	6.06	35.71	58.84	5.45
1947	17.34	31.46	14.12	29.91	36.05	58.60	5.34	34.03	60.50	5.47
1948	18.87	30.54	11.67	29.61	36.34	58.18	5.48	34.09	60.44	5.48
1949	18.80	30.30	11.50	29.39	35.93	58.40	5.67	34.23	60.24	5.53
1950	13.88	25.85	11.97	29.23	32.03	60.80	7.17	34.11	60.25	5.64
1955	1.90	15.84	13.94	28.77	22.20	64.07	13.73	32.11	61.88	6.02
1960	-3.01	12.68	15.69	27.86	18.74	64.45	16.81	28.81	64.79	6.39
1965	0.25	13.84	13.60	27.68	20.28	63.89	15.82	24.63	68.43	6.94
1970	0.14	13.47	13.33	27.73	19.87	63.25	16.88	22.94	69.26	7.80
1971	0.65	13.59	12.94	27.72	19.98	62.76	17.26	22.94	69.14	7.92
1972	0.47	13.43	12.96	27.65	19.79	62.60	17.61	23.06	68.81	8.13
1973	0.52	13.41	12.90	27.62	19.77	62.52	17.71	23.26	68.41	8.33
1974	-1.06	12.54	13.60	27.54	18.72	62.38	18.90	23.32	68.12	8.56
1975	-3.54	11.25	14.79	27.47	17.13	61.95	20.93	23.32	67.81	8.87
1976	-4.58	10.70	15.28	27.50	16.43	61.62	21.95	23.30	67.56	9.14
1977	-5.53	10.19	15.72	27.60	15.77	61.14	23.09	23.21	67.34	9.44
1978	-5.66	10.08	15.74	27.67	15.62	60.90	23.48	23.06	67.20	9.74
1979	-6.09	9.82	15.91	27.73	15.27	60.48	24.25	22.82	67.10	9.97
1980	-6.50	9.62	16.12	27.79	15.02	60.35	24.62	22.52	67.11	10.37
1981	-6.54	9.55	16.09	27.88	14.92	60.08	25.00	22.43	66.89	10.68
1982	-5.83	9.78	15.61	27.98	15.20	59.83	24.96	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.03	15.25	28.06	15.53	59.91	24.56	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.09	15.04	28.17	15.60	59.67	24.72	21.11	67.37	11.52
1985	-5.86	9.64	15.50	28.32	15.02	59.25	25.73	20.61	67.38	12.00
1986	-6.69	9.22	15.91	28.45	14.46	58.69	26.85	20.03	67.58	12.39
1987	-7.28	8.91	16.19	28.60	14.03	58.17	27.80	19.40	67.77	12.83
1988	-7.92	8.66	16.58	28.76	13.71	58.08	28.21	18.72	68.01	13.26
1989	-9.68	7.90	17.59	28.92	12.68	57.06	30.25	18.04	68.24	13.71
1990	-10.26	7.67	17.93	29.03	12.36	56.76	30.88	17.47	68.29	14.23
1991	-10.44	7.57	18.01	29.10	12.23	56.52	31.26	16.92	68.31	14.76
1992	-11.19	7.28	18.48	29.20	11.83	56.11	32.06	16.45	68.26	15.29
1993	-12.07	6.93	19.00	29.32	11.34	55.44	33.22	16.00	68.19	15.82
1994	-11.07	7.22	18.30	29.41	11.73	55.45	32.83	15.63	68.01	16.36
1995	-12.80	6.63	19.44	29.51	10.91	54.72	34.36	15.30	67.79	16.92
1996	-12.69	6.58	19.27	29.63	10.82	54.13	35.05	14.99	67.50	17.51
1997	-13.49	6.28	19.77	29.70	10.40	53.50	36.10	14.70	67.20	18.10
1998	-13.62	6.22	19.83	29.75	10.30	53.19	36.50	14.42	66.89	18.69
1999	-14.62	5.90	20.52	29.80	9.86	52.76	37.38	14.15	66.61	19.24
2000	-14.23	5.95	20.18	29.81	9.91	52.36	37.72	13.96	66.15	20.09
2001	-14.78	5.74	20.52	29.82	9.61	51.77	38.62	13.74	65.72	20.53
2002	-15.17	5.59	20.76	29.87	9.38	51.25	39.37	13.58	65.27	21.15
2003	-15.80	5.39	21.19	29.99	9.09	50.79	40.11	13.41	64.88	21.70
2004	-15.74	5.37	21.12	30.08	9.07	50.58	40.35	13.27	64.55	22.18
2005	-16.47	5.19	21.66	30.17	8.81	50.39	40.80	13.16	63.95	22.89
2006	-14.95	5.59	20.54	30.27	9.37	50.84	39.79	13.05	63.36	23.59
2007	-14.44	5.73	20.16	30.40	9.57	50.98	39.45	12.94	62.75	24.31
2008	-13.61	5.98	19.59	30.46	9.92	51.39	38.69	12.86	62.18	24.96
2009	-13.54	5.96	19.50	30.60	9.89	51.08	39.03	12.75	61.60	25.65
2010	-13.11	6.12	19.23	30.68	10.10	51.41	38.49	12.57	61.43	26.00
2011	-12.87	6.24	19.11	30.78	10.29	51.83	37.89	12.49	61.24	26.27
2012	-12.48	6.32	18.80	30.96	10.39	51.81	37.79	12.39	60.46	27.15
2013	-11.90	6.49	18.39	31.11	10.63	51.98	37.38	12.29	59.62	28.09
2014	-12.03	6.42	18.45	31.24	10.52	51.70	37.77	12.19	58.78	29.04
2015	-11.29	6.66	17.95	31.35	10.84	51.95	37.21	11.98	58.26	29.76
2016	-11.52	6.56	18.08	31.45	10.71	51.76	37.52	11.87	57.71	30.42
2017	-11.68	6.50	18.17	31.52	10.62	51.62	37.76	11.75	57.28	30.97
2018	-11.96	6.39	18.36	31.60	10.47	51.40	38.13	11.65	56.93	31.42
2019	-13.17	5.98	19.15	31.68	9.89	50.60	39.51	11.52	56.68	31.80
2020	-13.84	5.75	19.59	31.78	9.57	50.11	40.32	11.40	56.62	31.99

表4 女性の年齢（各歳・5歳階級）別人口、出生数、出生率および生残数ならびに人口再生産率：2020年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female: 2020

年齢 x (1)	女性人口 $P_x^F$ (2)	出生数			出生率		生残率 (静止人口) $L_x^F$ (8)	期待女兒数 (7)×(8) 100,000 (9)
		総数 $B_x$ (3)	男 $B_x^M$ (4)	女 $B_x^F$ (5)	出生率 (3)/(2) (6)	女兒出生率 (5)/(2) (7)		
15	518,275	116	58	58	0.00022	0.00011	99,713	0.00011
16	539,021	294	148	146	0.00055	0.00027	99,701	0.00027
17	543,140	932	494	438	0.00172	0.00081	99,685	0.00080
18	563,366	1,824	931	893	0.00324	0.00159	99,667	0.00158
19	572,116	3,782	1,976	1,806	0.00661	0.00316	99,647	0.00315
20	574,028	6,301	3,284	3,017	0.01098	0.00526	99,626	0.00524
21	575,866	9,439	4,865	4,574	0.01639	0.00794	99,604	0.00791
22	584,132	12,617	6,385	6,232	0.02160	0.01067	99,581	0.01062
23	583,377	16,825	8,665	8,160	0.02884	0.01399	99,556	0.01393
24	582,535	21,569	11,062	10,507	0.03703	0.01804	99,532	0.01795
25	590,154	28,592	14,607	13,985	0.04845	0.02370	99,507	0.02358
26	588,433	35,697	18,270	17,427	0.06066	0.02962	99,481	0.02946
27	573,582	43,526	22,160	21,366	0.07588	0.03725	99,455	0.03705
28	581,923	51,872	26,729	25,143	0.08914	0.04321	99,429	0.04296
29	579,758	58,117	29,982	28,135	0.10024	0.04853	99,402	0.04824
30	590,511	61,676	31,384	30,292	0.10445	0.05130	99,374	0.05098
31	603,848	63,199	32,059	31,140	0.10466	0.05157	99,347	0.05123
32	624,870	62,082	31,864	30,218	0.09935	0.04836	99,319	0.04803
33	644,154	59,417	30,697	28,720	0.09224	0.04459	99,289	0.04427
34	655,574	57,062	29,470	27,592	0.08704	0.04209	99,257	0.04178
35	683,745	52,886	26,910	25,976	0.07735	0.03799	99,220	0.03769
36	708,002	47,019	24,143	22,876	0.06641	0.03231	99,179	0.03205
37	717,393	39,378	20,000	19,378	0.05489	0.02701	99,134	0.02678
38	717,420	31,535	16,199	15,336	0.04396	0.02138	99,086	0.02118
39	725,731	25,503	13,046	12,457	0.03514	0.01716	99,035	0.01700
40	759,578	19,199	9,791	9,408	0.02528	0.01239	98,979	0.01226
41	778,267	13,351	6,831	6,520	0.01715	0.00838	98,919	0.00829
42	811,352	8,241	4,216	4,025	0.01016	0.00496	98,854	0.00490
43	833,519	4,776	2,478	2,298	0.00573	0.00276	98,784	0.00272
44	874,007	2,332	1,163	1,169	0.00267	0.00134	98,707	0.00132
45	912,333	989	507	482	0.00108	0.00053	98,622	0.00052
46	964,575	387	187	200	0.00040	0.00021	98,528	0.00020
47	984,860	143	73	70	0.00015	0.00007	98,425	0.00007
48	964,651	67	34	33	0.00007	0.00003	98,313	0.00003
49	937,437	90	45	45	0.00010	0.00005	98,190	0.00005
総数	24,041,533	840,835	430,713	410,122	1.32981	0.64858	—	0.64420
15～19	2,735,918	6,948	3,607	3,341	0.00254	0.00122	498,413	0.00122
20～24	2,899,938	66,751	34,261	32,490	0.02302	0.01120	497,899	0.01116
25～29	2,913,850	217,804	111,748	106,056	0.07475	0.03640	497,274	0.03620
30～34	3,118,957	303,436	155,474	147,962	0.09729	0.04744	496,586	0.04712
35～39	3,552,291	196,321	100,298	96,023	0.05527	0.02703	495,654	0.02680
40～44	4,056,723	47,899	24,479	23,420	0.01181	0.00577	494,243	0.00571
45～49	4,763,856	1,676	846	830	0.00035	0.00017	492,078	0.00017

本表の数値は、前掲表1～表3の各指標の2020年分算定に用いたものである。

女性人口は、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日現在の日本人人口。出生数は、厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、労使関係担当）の2020年『人口動態統計』。生残率は、厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、労使関係担当）の『令和2年簡易生命表』による $L_x^F$ 。なお、出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数については、既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

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



表5 女性の年齢（各歳）別出生率：1930～2020年  
Table 5. Age Specific Fertility Rates: 1930-2020

年齢 x	1930年	1947年	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年
15	0.00358	0.00045	0.00032	0.00006	0.00012	0.00006	0.00012	0.00033	0.00036	0.00038	0.00034	0.00033	0.00028	0.00026	0.00024	0.00022
16	0.00869	0.00183	0.00171	0.00039	0.00032	0.00051	0.00060	0.00132	0.00132	0.00122	0.00104	0.00099	0.00081	0.00084	0.00072	0.00055
17	0.02397	0.00734	0.00663	0.00165	0.00152	0.00204	0.00195	0.00384	0.00344	0.00313	0.00303	0.00248	0.00225	0.00200	0.00191	0.00172
18	0.05111	0.02154	0.01770	0.00517	0.00531	0.00503	0.00467	0.00732	0.00666	0.00611	0.00555	0.00494	0.00430	0.00384	0.00346	0.00324
19	0.09062	0.04561	0.04097	0.01350	0.01360	0.01124	0.01071	0.01411	0.01354	0.01237	0.01060	0.01029	0.00939	0.00835	0.00736	0.00661
20	0.14506	0.08746	0.07900	0.02987	0.02966	0.02175	0.01873	0.02161	0.02072	0.01943	0.01658	0.01584	0.01475	0.01381	0.01220	0.01098
21	0.18164	0.13086	0.12578	0.06219	0.05465	0.03878	0.02891	0.03025	0.02865	0.02715	0.02244	0.02241	0.02109	0.02029	0.01816	0.01639
22	0.21677	0.16890	0.16773	0.10810	0.09815	0.06393	0.04223	0.03732	0.03605	0.03363	0.02795	0.02770	0.02647	0.02566	0.02373	0.02160
23	0.22790	0.21890	0.20849	0.14808	0.13886	0.10718	0.05451	0.04696	0.04361	0.04283	0.03547	0.03446	0.03306	0.03211	0.03080	0.02884
24	0.25379	0.24405	0.23176	0.18328	0.19712	0.15368	0.09134	0.06033	0.05330	0.05507	0.04505	0.04290	0.04248	0.04099	0.03940	0.03703
25	0.24709	0.26404	0.24064	0.19839	0.23885	0.18564	0.10862	0.07569	0.06415	0.06531	0.05707	0.05464	0.05309	0.05200	0.04913	0.04845
26	0.25451	0.28203	0.24807	0.20233	0.23242	0.20511	0.13451	0.09044	0.07597	0.07740	0.07034	0.06911	0.06715	0.06619	0.06319	0.06066
27	0.25106	0.26166	0.23950	0.19253	0.21945	0.19683	0.15120	0.10263	0.08603	0.08878	0.08523	0.08564	0.08253	0.08147	0.07828	0.07588
28	0.24336	0.27662	0.23228	0.16955	0.19718	0.17636	0.15697	0.11178	0.09516	0.09859	0.09854	0.09687	0.09772	0.09610	0.09238	0.08914
29	0.23151	0.26768	0.22676	0.14585	0.16376	0.14974	0.15183	0.11613	0.10152	0.10548	0.11036	0.10764	0.10722	0.10808	0.10280	0.10024
30	0.22677	0.25921	0.19468	0.11992	0.13156	0.12051	0.13572	0.11320	0.10172	0.10571	0.11182	0.11102	0.11080	0.10972	0.10763	0.10445
31	0.22381	0.24723	0.19375	0.09665	0.10529	0.08772	0.11277	0.10664	0.09597	0.10465	0.11041	0.10961	0.10993	0.10960	0.10494	0.10466
32	0.21304	0.23772	0.17867	0.07521	0.08339	0.06606	0.09157	0.09598	0.08717	0.09822	0.10529	0.10547	0.10462	0.10478	0.10046	0.09935
33	0.20455	0.22007	0.16191	0.05983	0.06334	0.04432	0.07255	0.07446	0.07748	0.09021	0.09853	0.09806	0.09750	0.09760	0.09460	0.09224
34	0.20002	0.20803	0.14676	0.04631	0.04787	0.03414	0.05369	0.07175	0.06620	0.08013	0.09126	0.09052	0.08994	0.09011	0.08633	0.08704
35	0.18545	0.19444	0.13406	0.03575	0.03435	0.02450	0.03924	0.05267	0.05562	0.06984	0.08169	0.08129	0.08153	0.08076	0.07837	0.07735
36	0.17438	0.17266	0.11701	0.02896	0.02509	0.01696	0.02833	0.04100	0.04511	0.05794	0.07006	0.07025	0.06991	0.06967	0.06670	0.06641
37	0.16600	0.15598	0.10473	0.02221	0.01808	0.01159	0.01911	0.02913	0.03379	0.04464	0.05625	0.05765	0.05748	0.05720	0.05556	0.05489
38	0.14432	0.13733	0.08974	0.01740	0.01250	0.00799	0.01274	0.02044	0.02276	0.03419	0.04485	0.04610	0.04634	0.04604	0.04484	0.04396
39	0.13219	0.12080	0.07704	0.01352	0.00840	0.00548	0.00845	0.01394	0.01885	0.02522	0.03357	0.03538	0.03572	0.03579	0.03508	0.03514
40	0.11506	0.09468	0.06228	0.00909	0.00553	0.00346	0.00528	0.00892	0.01078	0.01716	0.02431	0.02512	0.02570	0.02601	0.02568	0.02528
41	0.08970	0.07501	0.04642	0.00711	0.00356	0.00227	0.00303	0.00528	0.00678	0.01083	0.01533	0.01654	0.01654	0.01707	0.01693	0.01715
42	0.06850	0.05345	0.03302	0.00475	0.00225	0.00146	0.00174	0.00293	0.00373	0.00623	0.00906	0.00953	0.00985	0.00998	0.01022	0.01016
43	0.04659	0.03564	0.01975	0.00285	0.00122	0.00076	0.00086	0.00153	0.00192	0.00300	0.00478	0.00511	0.00522	0.00537	0.00558	0.00573
44	0.03004	0.02138	0.01204	0.00156	0.00071	0.00039	0.00040	0.00076	0.00096	0.00153	0.00219	0.00233	0.00231	0.00252	0.00244	0.00267
45	0.01740	0.01183	0.00539	0.00084	0.00043	0.00020	0.00016	0.00031	0.00044	0.00054	0.00090	0.00089	0.00093	0.00095	0.00101	0.00108
46	0.00968	0.00608	0.00271	0.00038	0.00018	0.00007	0.00007	0.00011	0.00016	0.00023	0.00028	0.00033	0.00036	0.00042	0.00040	0.00040
47	0.00607	0.00333	0.00119	0.00027	0.00009	0.00004	0.00002	0.00004	0.00007	0.00007	0.00014	0.00014	0.00016	0.00017	0.00014	0.00015
48	0.00450	0.00225	0.00075	0.00010	0.00005	0.00001	0.00001	0.00002	0.00004	0.00006	0.00005	0.00006	0.00006	0.00006	0.00007	0.00007
49	0.01626	0.00738	0.00134	0.00024	0.00007	0.00001	0.00001	0.00002	0.00007	0.00005	0.00011	0.00009	0.00010	0.00012	0.00010	0.00010
合計	4.70499	4.54344	3.65059	2.00390	2.13494	1.74582	1.54265	1.35918	1.26010	1.38734	1.45046	1.44172	1.42761	1.41590	1.36085	1.32981

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

表 6 女性の年齢別出生順位別出生率：2020年

Table 6. Age Specific Fertility Rates by Live Birth Order for Female: 2020

年齢 x	総数 Total	第 1 子 1st	第 2 子 2nd	第 3 子 3rd	第 4 子 4th	第 5 子～ 5th and over
15	0.00022	0.00022	0.00000	—	—	—
16	0.00055	0.00054	0.00001	—	—	—
17	0.00172	0.00164	0.00008	0.00000	—	—
18	0.00324	0.00286	0.00037	0.00001	—	—
19	0.00661	0.00573	0.00083	0.00006	0.00000	—
20	0.01098	0.00901	0.00176	0.00019	0.00001	0.00000
21	0.01639	0.01218	0.00364	0.00053	0.00004	0.00000
22	0.02160	0.01468	0.00585	0.00098	0.00008	0.00001
23	0.02884	0.01873	0.00815	0.00172	0.00023	0.00001
24	0.03703	0.02359	0.01047	0.00250	0.00038	0.00008
25	0.04845	0.03063	0.01348	0.00365	0.00057	0.00011
26	0.06066	0.03836	0.01663	0.00463	0.00089	0.00016
27	0.07588	0.04742	0.02135	0.00582	0.00106	0.00023
28	0.08914	0.05326	0.02710	0.00703	0.00143	0.00031
29	0.10024	0.05632	0.03293	0.00877	0.00175	0.00048
30	0.10445	0.05317	0.03775	0.01085	0.00206	0.00061
31	0.10466	0.04744	0.04121	0.01298	0.00236	0.00067
32	0.09935	0.04033	0.04132	0.01409	0.00272	0.00089
33	0.09224	0.03431	0.03906	0.01482	0.00308	0.00096
34	0.08704	0.03073	0.03627	0.01561	0.00335	0.00108
35	0.07735	0.02659	0.03141	0.01485	0.00331	0.00118
36	0.06641	0.02199	0.02683	0.01320	0.00323	0.00116
37	0.05489	0.01752	0.02248	0.01100	0.00281	0.00107
38	0.04396	0.01390	0.01800	0.00870	0.00241	0.00095
39	0.03514	0.01122	0.01438	0.00678	0.00192	0.00084
40	0.02528	0.00850	0.01009	0.00461	0.00139	0.00068
41	0.01715	0.00597	0.00666	0.00304	0.00099	0.00048
42	0.01016	0.00362	0.00401	0.00166	0.00056	0.00031
43	0.00573	0.00219	0.00213	0.00088	0.00034	0.00020
44	0.00267	0.00103	0.00090	0.00044	0.00018	0.00012
45	0.00108	0.00047	0.00037	0.00014	0.00005	0.00005
46	0.00040	0.00015	0.00013	0.00007	0.00003	0.00003
47	0.00015	0.00007	0.00004	0.00002	0.00001	0.00001
48	0.00007	0.00004	0.00002	0.00001	0.00000	0.00001
49	0.00010	0.00007	0.00002	0.00000	0.00001	0.00000
合計	1.32981	0.63447	0.47571	0.16964	0.03727	0.01271
平均年齢	31.61	30.30	32.37	33.51	34.35	35.47
15～19	0.00254	0.00226	0.00027	0.00001	0.00000	—
20～24	0.02302	0.01567	0.00599	0.00119	0.00015	0.00002
25～29	0.07475	0.04513	0.02226	0.00597	0.00114	0.00026
30～34	0.09729	0.04088	0.03910	0.01373	0.00273	0.00085
35～39	0.05527	0.01814	0.02250	0.01085	0.00273	0.00104
40～44	0.01181	0.00413	0.00460	0.00205	0.00067	0.00035
45～49	0.00035	0.00015	0.00011	0.00005	0.00002	0.00002

表 4 の注参照。

平均（出生）年齢は、年齢別出生率（ $f_x$ ）を用い次のように求めた。平均年齢 =  $\sum \{f_x \times (x+0.5)\} / \sum f_x$ 

なお、表中「—」は出生数が 0 を示す。

表7 女性の出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：1950～2020年  
Table 7. Total Fertility Rates and Mean Age at Birth by Live Birth Order for Female: 1950-2020

年次 Year	合計特殊出生率						平均出生年齢（歳）					
	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
1950	3.65	0.88	0.96	0.61	0.42	0.78	29.62	24.83	27.18	29.91	32.31	36.48
1955	2.37	0.72	0.60	0.46	0.29	0.30	28.85	25.14	27.57	29.95	31.98	35.86
1960	2.00	0.87	0.65	0.29	0.11	0.10	27.87	25.60	27.98	30.12	32.28	35.88
1961	1.96	0.87	0.67	0.26	0.09	0.08	27.79	25.75	28.10	30.15	32.29	35.97
1962	1.98	0.90	0.68	0.25	0.07	0.06	27.70	25.85	28.23	30.22	32.28	36.07
1963	2.00	0.92	0.72	0.24	0.07	0.05	27.71	25.96	28.39	30.27	32.30	36.01
1964	2.05	0.95	0.75	0.24	0.06	0.04	27.70	25.96	28.44	30.32	32.29	36.05
1965	2.14	0.99	0.81	0.25	0.05	0.03	27.70	25.89	28.45	30.42	32.34	35.94
1966	1.58	0.82	0.55	0.17	0.04	0.03	27.65	25.81	28.51	30.57	32.49	36.09
1967	2.23	1.00	0.90	0.26	0.05	0.02	27.75	25.87	28.57	30.63	32.50	35.94
1968	2.13	0.97	0.84	0.26	0.05	0.02	27.77	25.88	28.57	30.71	32.54	35.77
1969	2.13	0.95	0.84	0.27	0.05	0.02	27.78	25.86	28.51	30.73	32.52	35.66
1970	2.13	0.94	0.84	0.28	0.05	0.02	27.75	25.82	28.46	30.76	32.55	35.50
1971	2.16	0.93	0.86	0.30	0.05	0.02	27.74	25.77	28.41	30.72	32.54	35.35
1972	2.14	0.93	0.84	0.30	0.05	0.02	27.67	25.68	28.36	30.67	32.50	35.37
1973	2.14	0.93	0.83	0.31	0.05	0.02	27.64	25.63	28.29	30.63	32.45	35.15
1974	2.05	0.91	0.80	0.28	0.05	0.02	27.54	25.61	28.20	30.59	32.48	35.28
1975	1.91	0.86	0.76	0.24	0.04	0.01	27.46	25.66	28.15	30.51	32.45	35.25
1976	1.85	0.83	0.75	0.23	0.03	0.01	27.47	25.74	28.14	30.43	32.34	35.27
1977	1.80	0.79	0.74	0.22	0.03	0.01	27.56	25.87	28.19	30.39	32.32	35.27
1978	1.79	0.79	0.73	0.23	0.03	0.01	27.63	25.95	28.26	30.38	32.35	35.17
1979	1.77	0.78	0.72	0.23	0.03	0.01	27.70	26.02	28.35	30.40	32.28	35.31
1980	1.75	0.79	0.69	0.23	0.03	0.01	27.75	26.07	28.43	30.50	32.33	35.19
1981	1.74	0.79	0.68	0.23	0.03	0.01	27.84	26.17	28.53	30.61	32.38	35.14
1982	1.77	0.80	0.69	0.24	0.03	0.01	27.93	26.25	28.60	30.72	32.48	35.16
1983	1.80	0.81	0.70	0.25	0.03	0.01	28.03	26.32	28.69	30.86	32.59	35.10
1984	1.81	0.80	0.71	0.26	0.04	0.01	28.15	26.40	28.76	30.95	32.72	35.06
1985	1.76	0.76	0.69	0.26	0.04	0.01	28.28	26.52	28.84	31.03	32.83	35.08
1986	1.72	0.74	0.67	0.26	0.04	0.01	28.40	26.66	28.94	31.13	32.95	35.05
1987	1.69	0.72	0.66	0.26	0.04	0.01	28.55	26.80	29.05	31.25	33.00	35.24
1988	1.66	0.70	0.65	0.26	0.04	0.01	28.70	26.92	29.19	31.37	33.22	35.27
1989	1.57	0.67	0.61	0.25	0.04	0.01	28.84	27.05	29.34	31.52	33.34	35.30
1990	1.54	0.66	0.59	0.25	0.04	0.01	28.95	27.16	29.47	31.64	33.45	35.35
1991	1.53	0.68	0.57	0.24	0.04	0.01	29.01	27.24	29.59	31.77	33.55	35.38
1992	1.50	0.68	0.56	0.22	0.04	0.01	29.11	27.38	29.69	31.89	33.70	35.46
1993	1.46	0.67	0.54	0.21	0.03	0.01	29.21	27.53	29.80	32.01	33.80	35.56
1994	1.50	0.69	0.55	0.21	0.04	0.01	29.31	27.66	29.92	32.11	33.89	35.67
1995	1.42	0.66	0.52	0.20	0.04	0.01	29.39	27.76	30.01	32.16	33.97	35.75
1996	1.43	0.66	0.53	0.19	0.03	0.01	29.51	27.88	30.15	32.24	34.02	35.74
1997	1.39	0.65	0.51	0.18	0.03	0.01	29.57	27.94	30.26	32.33	34.06	35.73
1998	1.38	0.66	0.51	0.18	0.03	0.01	29.62	27.98	30.39	32.40	34.13	35.92
1999	1.34	0.65	0.49	0.17	0.03	0.01	29.64	27.99	30.49	32.47	34.18	35.82
2000	1.36	0.66	0.49	0.16	0.03	0.01	29.65	28.00	30.52	32.54	34.29	35.79
2001	1.33	0.66	0.48	0.16	0.03	0.01	29.66	28.03	30.53	32.59	34.33	35.81
2002	1.32	0.66	0.47	0.15	0.03	0.01	29.69	28.12	30.57	32.63	34.35	35.94
2003	1.29	0.64	0.47	0.14	0.03	0.01	29.81	28.33	30.59	32.60	34.33	35.91
2004	1.29	0.64	0.48	0.14	0.03	0.01	29.91	28.49	30.67	32.58	34.24	35.92
2005	1.26	0.62	0.46	0.14	0.02	0.01	29.97	28.61	30.72	32.50	34.18	35.84
2006	1.32	0.65	0.48	0.15	0.03	0.01	30.08	28.71	30.86	32.52	34.10	35.75
2007	1.34	0.66	0.48	0.16	0.03	0.01	30.22	28.86	31.01	32.56	34.01	35.60
2008	1.37	0.67	0.49	0.16	0.03	0.01	30.30	28.94	31.08	32.56	33.90	35.52
2009	1.37	0.68	0.49	0.16	0.03	0.01	30.43	29.12	31.20	32.62	33.87	35.31

表 7 女性の出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：1950～2020年（つづき）

Table 7. Total Fertility Rates and Mean Age at Birth by Live Birth Order for Female: 1950-2020 (Con.)

年次 Year	合計特殊出生率						平均出生年齢（歳）					
	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over	総数 Total	第1子 1st	第2子 2nd	第3子 3rd	第4子 4th	第5子～ 5th and over
2010	1.39	0.68	0.50	0.17	0.03	0.01	30.52	29.26	31.24	32.65	33.78	35.16
2011	1.39	0.68	0.50	0.17	0.03	0.01	30.63	29.37	31.34	32.66	33.72	34.98
2012	1.41	0.68	0.51	0.17	0.03	0.01	30.81	29.58	31.51	32.73	33.71	34.92
2013	1.43	0.69	0.52	0.18	0.04	0.01	30.96	29.75	31.68	32.80	33.74	34.87
2014	1.42	0.69	0.51	0.18	0.04	0.01	31.09	29.88	31.83	32.89	33.75	34.91
2015	1.45	0.71	0.52	0.18	0.04	0.01	31.20	30.01	31.95	33.02	33.81	34.94
2016	1.44	0.70	0.52	0.18	0.04	0.01	31.30	30.08	32.04	33.13	33.91	35.01
2017	1.43	0.68	0.52	0.18	0.04	0.01	31.38	30.13	32.12	33.21	33.94	35.10
2018	1.42	0.67	0.51	0.18	0.04	0.01	31.45	30.17	32.22	33.27	34.05	35.19
2019	1.36	0.65	0.49	0.17	0.04	0.01	31.51	30.22	32.26	33.38	34.18	35.34
2020	1.33	0.63	0.48	0.17	0.04	0.01	31.61	30.30	32.37	33.51	34.35	35.47

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

図 4 出生順位別合計特殊出生率：1950～1919年

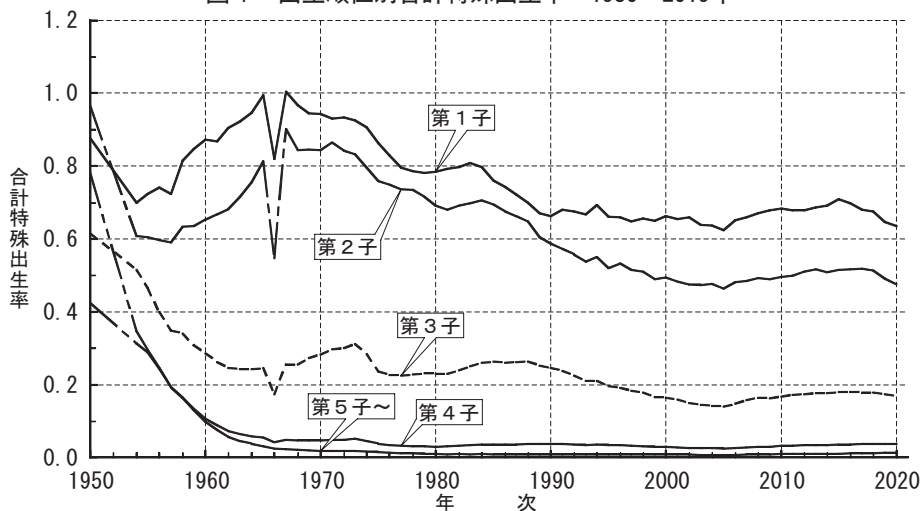


図 5 出生順位別平均出生年齢：1950～2020年

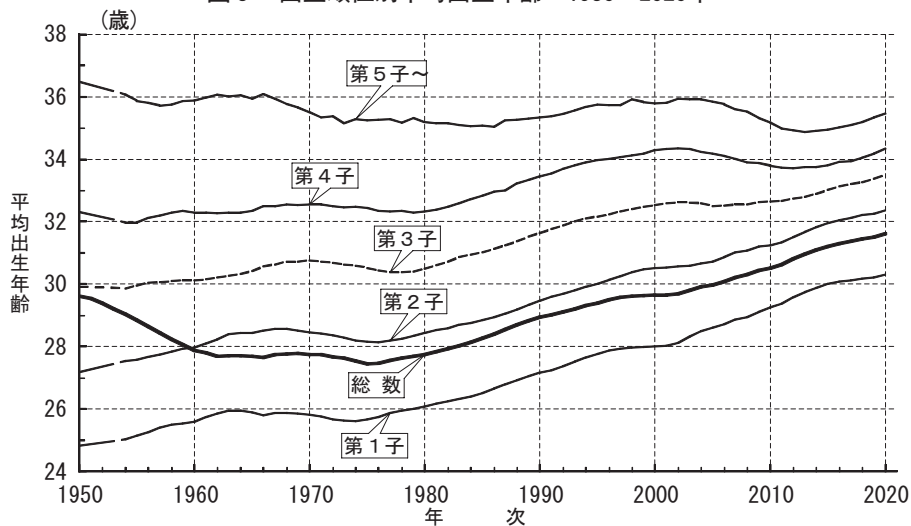


表 8 男女、年齢（5 歳階級）別人口、死亡数および死亡率：2020年  
Table 8. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates  
by 5-Year Age Group and Sex: 2020

年齢 階級 x	総数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人口 $P_x$	死亡数 $D_x$	死亡率 $m_x$	人口 $P_x^M$	死亡数 $D_x^M$	死亡率 $m_x^M$	人口 $P_x^F$	死亡数 $D_x^F$	死亡率 $m_x^F$
総数	123,398,962	1,372,755	0.01112	60,002,838	706,834	0.01178	63,396,124	665,921	0.01050
0～4	4,458,252	1,980	0.00044	2,281,730	1,076	0.00047	2,176,522	904	0.00042
5～9	5,037,460	306	0.00006	2,580,146	151	0.00006	2,457,314	155	0.00006
10～14	5,314,777	426	0.00008	2,724,077	246	0.00009	2,590,700	180	0.00007
15～19	5,618,948	1,262	0.00022	2,883,030	816	0.00028	2,735,918	446	0.00016
20～24	5,915,893	2,181	0.00037	3,015,955	1,486	0.00049	2,899,938	695	0.00024
25～29	5,951,370	2,249	0.00038	3,037,520	1,492	0.00049	2,913,850	757	0.00026
30～34	6,363,470	2,903	0.00046	3,244,513	1,962	0.00060	3,118,957	941	0.00030
35～39	7,228,540	4,398	0.00061	3,676,249	2,764	0.00075	3,552,291	1,633	0.00046
40～44	8,260,105	7,681	0.00093	4,203,382	4,822	0.00115	4,056,723	2,858	0.00070
45～49	9,679,218	14,116	0.00146	4,915,362	8,898	0.00181	4,763,856	5,218	0.00110
50～54	8,569,317	19,819	0.00231	4,328,140	12,693	0.00293	4,241,177	7,126	0.00168
55～59	7,809,254	27,531	0.00353	3,913,473	18,503	0.00473	3,895,781	9,028	0.00232
60～64	7,352,566	40,529	0.00551	3,638,915	28,059	0.00771	3,713,651	12,470	0.00336
65～69	8,170,011	72,998	0.00893	3,969,678	50,993	0.01285	4,200,333	22,004	0.00524
70～74	9,139,735	124,145	0.01358	4,313,957	84,928	0.01969	4,825,778	39,217	0.00813
75～79	7,031,238	162,194	0.02307	3,131,812	104,427	0.03334	3,899,426	57,767	0.01481
80～84	5,382,047	216,600	0.04024	2,223,391	125,935	0.05664	3,158,656	90,665	0.02870
85～89	3,731,031	276,593	0.07413	1,320,742	135,923	0.10291	2,410,289	140,670	0.05836
90歳以上	2,385,730	394,844	0.16550	600,766	121,659	0.20251	1,784,964	273,185	0.15305

本表の数値は、前掲表 1 の標準化死亡率の2020年分算定に用いたものである。

人口は、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 日現在の日本人口。  
死亡数は、厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、労使関係担当）の2020年『人口動態統計』による。なお、  
死亡数は年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

表 9 女性の安定人口増加率、出生率、および死亡率ならびに平均世代間隔  
：2020年、2019年

Table 9. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of  
Stable Population for Female: 2020, 2019

安定人口指標		2020年	2019年	差
安定人口増加率	$\gamma$	-0.01384	-0.01317	-0.00066
安定人口出生率	$b$	0.00575	0.00598	-0.00022
安定人口死亡率	$d$	0.01959	0.01915	0.00044
安定人口平均世代間隔	$\bar{T}$	31.78143	31.68442	0.09701
静止人口平均年齢	$u$	44.55867	44.64288	-0.08420
静止人口平均世代間隔	$\alpha$	31.60809	31.51778	0.09030

表10 女性の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：2020年

Table 10. Age Composition of Stable Population for Female: 2020

年齢 X	構造係数 $C_x^F$	年齢 X	構造係数 $C_x^F$	年齢 X	構造係数 $C_x^F$	年齢 X	構造係数 $C_x^F$	年齢 X	構造係数 $C_x^F$
0	0.00579	25	0.00815	50	0.01135	75	0.01438	0～4	0.02973
1	0.00586	26	0.00826	51	0.01149	76	0.01440	5～9	0.03184
2	0.00594	27	0.00837	52	0.01163	77	0.01441	10～14	0.03411
3	0.00603	28	0.00849	53	0.01177	78	0.01439	15～19	0.03654
4	0.00611	29	0.00860	54	0.01191	79	0.01434	20～24	0.03911
5	0.00619	30	0.00872	55	0.01205	80	0.01425	25～29	0.04186
6	0.00628	31	0.00884	56	0.01219	81	0.01412	30～34	0.04480
7	0.00637	32	0.00896	57	0.01234	82	0.01394	35～39	0.04792
8	0.00646	33	0.00908	58	0.01248	83	0.01371	40～44	0.05121
9	0.00655	34	0.00920	59	0.01262	84	0.01343	45～49	0.05463
10	0.00664	35	0.00933	60	0.01276	85	0.01307	50～54	0.05814
11	0.00673	36	0.00946	61	0.01290	86	0.01264	55～59	0.06168
12	0.00682	37	0.00958	62	0.01304	87	0.01213	60～64	0.06518
13	0.00692	38	0.00971	63	0.01317	88	0.01154	65～69	0.06842
14	0.00701	39	0.00984	64	0.01331	89	0.01086	70～74	0.07093
15	0.00711	40	0.00997	65	0.01344	90	0.01010	75～79	0.07191
16	0.00721	41	0.01011	66	0.01357	91	0.00927	80～84	0.06945
17	0.00731	42	0.01024	67	0.01369	92	0.00839	85～89	0.06023
18	0.00741	43	0.01038	68	0.01381	93	0.00747	90～94	0.04176
19	0.00751	44	0.01051	69	0.01392	94	0.00654	95～99	0.01937
20	0.00761	45	0.01065	70	0.01402	95	0.00560	100～	0.00117
21	0.00772	46	0.01079	71	0.01411	96	0.00468		
22	0.00782	47	0.01093	72	0.01420	97	0.00380	総数	1.00000
23	0.00793	48	0.01107	73	0.01427	98	0.00300	0～14	0.09569
24	0.00804	49	0.01121	74	0.01433	99	0.00228	15～64	0.50107
						100～	0.00117	65～	0.40324

表11 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：2020年

Table 11. Age Composition of Stable Population and Actual Population: 2020

(%)

年齢 Age x	安定人口年齢構造 Age composition of stable population			実際人口年齢構造 Age composition of actual population		
	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female
総数	100.00	48.52	51.48	100.00	48.63	51.37
0～4	3.15	1.62	1.53	3.61	1.85	1.76
5～9	3.37	1.73	1.64	4.08	2.09	1.99
10～14	3.61	1.85	1.76	4.31	2.21	2.10
15～19	3.87	1.99	1.88	4.55	2.34	2.22
20～24	4.14	2.12	2.01	4.79	2.44	2.35
25～29	4.43	2.27	2.16	4.82	2.46	2.36
30～34	4.73	2.43	2.31	5.16	2.63	2.53
35～39	5.06	2.59	2.47	5.86	2.98	2.88
40～44	5.40	2.76	2.64	6.69	3.41	3.29
45～49	5.75	2.94	2.81	7.84	3.98	3.86
50～54	6.11	3.11	2.99	6.94	3.51	3.44
55～59	6.45	3.27	3.18	6.33	3.17	3.16
60～64	6.76	3.40	3.36	5.96	2.95	3.01
65～69	6.99	3.47	3.52	6.62	3.22	3.40
70～74	7.08	3.43	3.65	7.41	3.50	3.91
75～79	6.93	3.23	3.70	5.70	2.54	3.16
80～84	6.36	2.79	3.58	4.36	1.80	2.56
85～89	5.12	2.02	3.10	3.02	1.07	1.95
90～94	3.22	1.07	2.15	1.46	0.40	1.06
95～99	1.35	0.36	1.00	0.40	0.08	0.33
100～	0.12	0.06	0.06	0.06	0.01	0.06
0～14	10.13	5.20	4.93	12.00	6.15	5.85
15～64	52.69	26.90	25.80	58.95	29.87	29.09
65～	37.18	16.42	20.76	29.04	12.61	16.43

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



参考表 1 2020年出生率, 死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率 (‰)			人口総数 (1,000人)	年齢構造係数 (%)				人口 <sup>1)</sup> 性比
	増加率	出生率	死亡率		0～14歳	15～64歳	65歳以上	75歳以上	
2020	-4.15	6.98	11.13	126,146	11.92	59.52	28.56	14.75	94.68
2030	-7.91	6.62	14.53	118,839	10.81	58.33	30.86	18.83	94.22
2040	-10.45	6.34	16.79	108,413	10.52	54.70	34.78	19.29	93.90
2050	-11.56	6.06	17.62	97,142	10.23	52.72	37.05	22.44	93.79
2060	-13.69	6.02	19.71	85,790	9.97	52.50	37.53	24.04	93.05
2070	-14.45	6.11	20.56	74,371	10.08	52.48	37.44	23.21	93.07
2080	-13.74	6.06	19.80	64,609	10.15	52.34	37.50	23.23	93.46
2090	-13.92	6.05	19.97	56,282	10.07	52.64	37.28	23.53	93.34
2100	-13.89	6.11	20.00	48,956	10.09	52.66	37.26	23.16	93.33
2110	-13.77	6.08	19.86	42,629	10.15	52.51	37.35	23.18	93.39
2120	-13.82	6.05	19.88	37,148	10.10	52.57	37.33	23.37	93.36
2130	-13.90	6.09	19.99	32,334	10.09	52.65	37.26	23.26	93.33
2140	-13.81	6.09	19.89	28,149	10.13	52.55	37.32	23.18	93.38
2150	-13.81	6.06	19.87	24,523	10.11	52.55	37.34	23.31	93.37
2160	-13.88	6.08	19.96	21,352	10.09	52.63	37.28	23.29	93.34
2170	-13.83	6.09	19.92	18,588	10.12	52.58	37.30	23.20	93.36
2180	-13.81	6.07	19.88	16,190	10.12	52.55	37.33	23.27	93.37
2190	-13.86	6.08	19.93	14,099	10.10	52.61	37.30	23.30	93.35
2200	-13.84	6.09	19.93	12,274	10.11	52.59	37.30	23.23	93.36
2210	-13.82	6.08	19.89	10,689	10.12	52.56	37.32	23.26	93.37
2220	-13.84	6.07	19.92	9,309	10.10	52.59	37.31	23.29	93.36
2230	-13.85	6.08	19.93	8,105	10.11	52.60	37.30	23.25	93.35
2240	-13.82	6.08	19.90	7,058	10.11	52.57	37.32	23.25	93.37
2250	-13.83	6.07	19.91	6,147	10.11	52.58	37.31	23.28	93.36
2260	-13.84	6.08	19.92	5,352	10.11	52.59	37.30	23.26	93.36
2270	-13.83	6.08	19.91	4,660	10.11	52.58	37.31	23.25	93.36
2280	-13.83	6.08	19.91	4,058	10.11	52.58	37.31	23.27	93.36
2290	-13.84	6.08	19.92	3,534	10.11	52.59	37.30	23.27	93.36
2300	-13.83	6.08	19.91	3,077	10.11	52.58	37.31	23.25	93.36
2310	-13.83	6.08	19.91	2,680	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2320	-13.84	6.08	19.92	2,333	10.11	52.59	37.31	23.27	93.36
2330	-13.84	6.08	19.92	2,032	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2340	-13.83	6.08	19.91	1,769	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2350	-13.84	6.08	19.91	1,541	10.11	52.58	37.31	23.27	93.36
2360	-13.84	6.08	19.92	1,342	10.11	52.59	37.31	23.26	93.36
2370	-13.83	6.08	19.91	1,168	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2380	-13.84	6.08	19.91	1,017	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2390	-13.84	6.08	19.92	886	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2400	-13.83	6.08	19.91	771	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2410	-13.84	6.08	19.91	672	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2420	-13.84	6.08	19.91	585	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2430	-13.84	6.08	19.91	509	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2440	-13.84	6.08	19.91	444	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2450	-13.84	6.08	19.91	386	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2460	-13.84	6.08	19.91	336	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2470	-13.84	6.08	19.91	293	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2480	-13.84	6.08	19.91	255	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2490	-13.84	6.08	19.91	222	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2500	-13.84	6.08	19.91	193	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2600	-13.84	6.08	19.91	48	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2700	-13.84	6.08	19.91	12	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2800	-13.84	6.08	19.91	3	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
2900	-13.84	6.08	19.91	1	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36
3000	-13.84	6.08	19.91	0	10.11	52.58	37.31	23.26	93.36

2020年男女年齢（各歳）別人口（総人口）を基準人口とし、2020年における女性の年齢別出生率（合計特殊出生率：1.33）、出生性比（105.0）および生命表による死亡率（平均寿命男：81.63年、女：87.74年）が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり、安定人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

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

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

1) 女性人口総数に対する男性人口総数。

参考表 2 2020年以降人口置換出生率，死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率 (‰)			人口総数 (1,000人)	年齢構造係数 (%)				人口 <sup>1)</sup> 性比
	増加率	出生率	死亡率		0～14歳	15～64歳	65歳以上	75歳以上	
2020	-0.30	10.81	11.11	126,146	11.92	59.52	28.56	14.75	94.68
2030	-4.10	9.88	13.98	123,431	14.13	56.16	29.71	18.13	94.60
2040	-6.38	9.15	15.53	117,075	15.13	52.66	32.21	17.86	94.68
2050	-5.49	10.07	15.56	109,926	14.60	52.66	32.74	19.83	95.03
2060	-4.47	11.65	16.12	104,817	16.25	53.03	30.72	19.68	95.09
2070	-4.26	11.05	15.31	100,154	17.69	54.51	27.80	17.24	95.95
2080	-2.04	11.37	13.41	96,846	17.05	57.93	25.02	15.50	97.01
2090	0.11	12.35	12.24	95,936	17.53	58.37	24.10	13.81	97.61
2100	0.30	11.75	11.45	96,257	18.18	57.00	24.82	13.69	97.93
2110	-0.23	11.48	11.70	96,312	17.48	57.94	24.58	14.75	97.71
2120	-0.13	12.09	12.21	96,069	17.46	58.41	24.13	14.05	97.56
2130	0.25	11.89	11.64	96,179	17.99	57.37	24.64	13.63	97.84
2140	-0.09	11.57	11.67	96,288	17.66	57.73	24.61	14.46	97.75
2150	-0.12	11.92	12.04	96,136	17.48	58.25	24.26	14.20	97.61
2160	0.15	11.93	11.78	96,153	17.84	57.65	24.51	13.77	97.77
2170	-0.01	11.67	11.68	96,254	17.73	57.66	24.60	14.24	97.77
2180	-0.10	11.83	11.93	96,175	17.54	58.09	24.36	14.25	97.66
2190	0.07	11.92	11.85	96,152	17.74	57.81	24.45	13.90	97.73
2200	0.03	11.74	11.72	96,225	17.75	57.68	24.57	14.12	97.77
2300	-0.01	11.80	11.80	96,198	17.68	57.83	24.49	14.13	97.73
2400	0.00	11.82	11.82	96,191	17.68	57.85	24.47	14.11	97.72
2500	0.00	11.82	11.82	96,190	17.68	57.84	24.47	14.10	97.72
3000	0.00	11.82	11.82	96,190	17.69	57.84	24.47	14.10	97.72

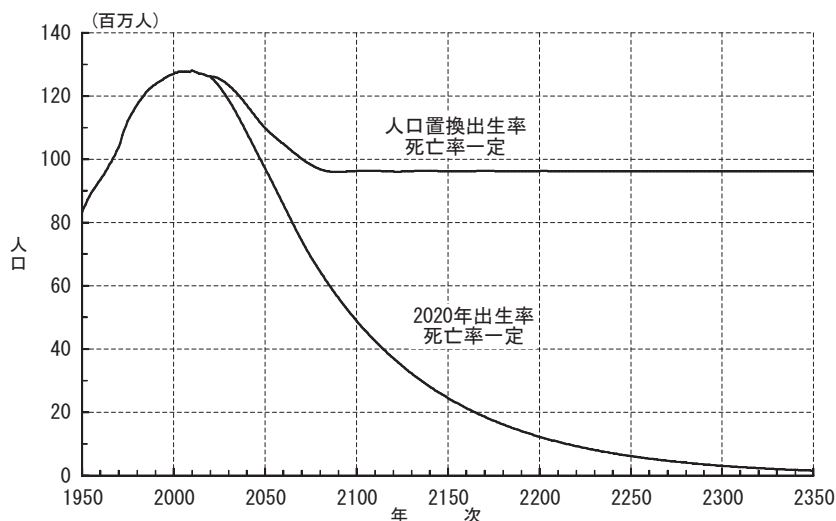
2020年男女年齢（各歳）別人口（総人口）を基準人口とし、2020年における人口置換水準（合計特殊出生率：2.06）、出生性比（105.0）および生命表による死亡率（平均寿命男：81.63年，女：87.74年）が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり、静止人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

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

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

1) 女性人口総数に対する男性人口総数。

参考図 2020年以降出生率，死亡率一定による人口総数



---

# 統 計

---

## 都道府県別標準化人口動態率：2020年

わが国の都道府県別標準化人口動態率は、1925年、1930年、1950年以降5年ごとの国勢調査年次、1985年以降は毎年、研究所によって算出・公表されている<sup>1)</sup>。今回は2020年の結果について概説する。標準化人口動態率の算出に用いた資料は次の通り。

出生数・死亡数（日本人のみ）：厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、労使関係担当）『令和2年人口動態統計確定数』2021年9月10日公表値

人口（日本人人口）：総務省統計局『令和2年国勢調査に関する不詳補完結果』2021年11月30日公表値

標準化の手法は Newsholeme-Stevenson の任意標準人口標準化法の直接法<sup>2)</sup>であり、標準人口として1930年、および2020年の全国人口を用いた。

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

### 主要結果

1930年の全国人口を標準とした出生率は、2020年全国人口標準化率と比べすべての都道府県で高くなっている。出生率における両者の差は、1930年人口と2020年人口における男女および年齢構成の違いによって生じている。都道府県別にみると、両者の差が最も小さいのは東京都で1.12、次いで神奈川県1.56、京都府の1.58と、大都市圏に位置する都府県が並ぶ。逆に、両者の乖離が最も大きいのは沖縄県で、さらに宮崎県、長崎県等、九州各県が並んでいる。出生数を日本人の総人口で除した普通出生率は沖縄県で最も高く（10.33%）、秋田県で最も低くなっている（4.71%）。他方、2020年標準化率をみると、沖縄県が最上位であることに変わりはないが、最も低い地域は東京都となり、その他の都道府県も普通出生率の順位とは概ね異なっている（表1）。普通出生率に比べて2020年標準化率の水準が低くなる地域は、東京都、沖縄県、福岡県など10都府県であり、なかでも2020年標準化率が最も低い東京都は、普通率との差が1.50ポイントと、他の46都府県と比べ際だって大きくなっている。ちなみに、1930年標準化率が普通率を下回るのは東京都だけである。その他の地域では1930年標準化率が普通率を上回っており、乖離が最も小さい大阪府でも1.34ポイントの差異が認められる。都道府県ごとに観測される普通率と標準化率との差異は、分母である人口における人口構造、とりわけ年齢構成の違いを反映したものになっている。

1) 前年（2019年）の結果については、別府志海・佐々井司「都道府県別標準化人口動態率：2019年」『人口問題研究』第76巻第4号、2020年12月、pp.573～578を参照のこと。

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

3) 女性の年齢別出生率の詳細については、本号掲載の、別府志海・佐々井司「都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2020年」を参照のこと。

次に死亡率についてみてみよう（表1）。普通死亡率は、秋田県で最も高く（16.09%）、沖縄県で最も低くなっているが（8.56%）、1930年全国人口を標準とした死亡率は、すべての都道府県において普通率を大幅に下回ると同時に、都道府県間格差が極めて小さくなっている。次に2020年全国人口標準化率をみると、1930年標準化率に比べ、すべての都道府県において死亡水準が顕著に高くなると同時に、都道府県間のばらつきも大きくなっている。総じて、年齢別にみた死亡率自体には地域間の違いがさほどないにもかかわらず、人口構造の違いを反映する普通率では都道府県間格差が鮮明になる。さらに、1930年標準化率に比して2020年標準化率における都道府県間のばらつきが大きくなっていることから、人口高齢化により高齢における死亡率の違いが顕在化していることも確認できる。秋田県、島根県、高知県などで顕著であるように、普通死亡率が2020年標準化率に比して高くなる要因として、これらの地域における人口の年齢構成が全国平均と比べてかなり“高齢化”していることが挙げられる。他方、沖縄県、東京都、愛知県など12の都府県では、全国平均と比して年齢構成が“若い”ことなどを反映して、普通率が2020年標準化率よりも低くなっている。

出生率と死亡率の差である自然増加率は、普通率でみると、沖縄県のみプラスで、その他の地域ではマイナスとなっている（表1、図）。他方、1930年全国人口を標準とした場合、都道府県間の分散度合いは普通率のそれと比べ明らかに小さくなる。また2020年全国人口標準化率でも、沖縄県を除く46都道府県が-5.9～-2.5%の範囲に分布しており、普通率ほどの差はみられない。今日の人口減少は、現状の人口構造に依るところが少なくないことを示唆している。

1930年の全国人口を標準とした各指標の推移をみると、出生率は1950年以降すべての都道府県において低下傾向にある（表2）。1960年から1970年の間では神奈川県、愛知県、京都府、大阪府などの大都市を抱える都道府県を中心に上昇が観測される。1970年以降はすべての地域で再び低下するが、2005年から2010年の間ではほとんどの地域で上昇に転じている。また2010年から2015年においても、5県を除くほとんどの地域で依然上昇傾向が続いていたものの、2015年から2020年にかけてはすべての都道府県で低下した。死亡率については、1950年以降すべての都道府県においてほぼ一貫して低下傾向が続いているものの、近年下げ止まりの兆候がみられる（表3）。自然増加率の推移は上述の出生率、死亡率双方の動向を反映したものであるが、寄与度の関係から近年では出生率の動向が反映されやすくなっている（表4）。傾向は概して、すべての都道府県において2005年頃まで低下し、その後一転してほとんどの地域で上昇傾向を示してきたが、2015年から2020年にかけては再び47都道府県すべてにおいて低下傾向にある。

図1 都道府県別自然増加率の普通率と標準化率の比較：2020年

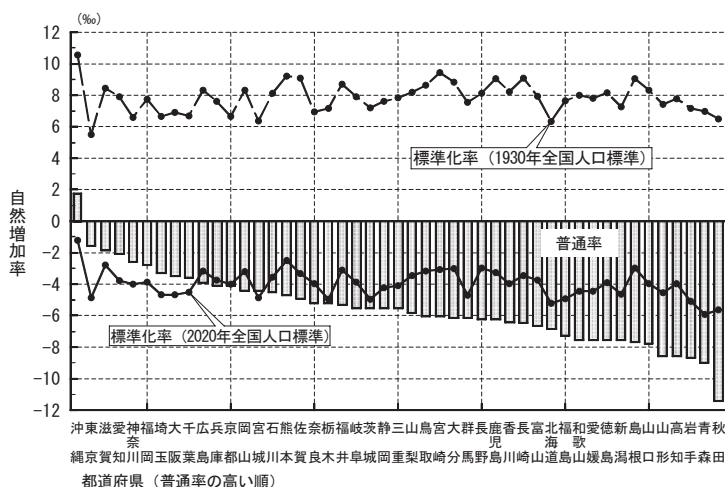


表1 都道府県別、標準化人口動態率：2020年

(‰)

都道府県	1930年全国人口標準			2020年全国人口標準			[参考]普通率		
	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率
全 国	8.69	1.55	7.14	6.81	11.12	-4.31	6.81	11.12	-4.31
1 北海道	7.99	1.67	6.32	6.14	11.36	-5.22	5.69	12.54	-6.85
2 青森	8.87	1.88	6.99	6.72	12.63	-5.91	5.55	14.53	-8.98
3 岩手	8.82	1.66	7.16	6.68	11.76	-5.08	5.58	14.30	-8.72
4 宮城	7.90	1.51	6.38	6.13	11.00	-4.87	6.35	10.80	-4.45
5 秋田	8.20	1.70	6.50	6.24	11.89	-5.65	4.71	16.09	-11.38
6 山形	9.03	1.62	7.41	6.91	11.46	-4.55	5.86	14.47	-8.61
7 福島	9.34	1.69	7.65	7.01	11.93	-4.92	6.17	13.48	-7.31
8 茨城	8.90	1.68	7.21	6.81	11.76	-4.95	6.21	11.75	-5.55
9 栃木	8.80	1.64	7.17	6.73	11.68	-4.95	6.24	11.47	-5.23
10 群馬	9.13	1.59	7.54	7.02	11.74	-4.72	6.20	12.39	-6.18
11 埼玉	8.23	1.57	6.66	6.50	11.16	-4.66	6.61	9.88	-3.27
12 千葉	8.23	1.56	6.68	6.51	11.01	-4.50	6.56	10.15	-3.59
13 東京都	7.01	1.50	5.51	5.89	10.77	-4.87	7.39	8.99	-1.60
14 神奈川県	8.07	1.48	6.59	6.51	10.52	-4.01	6.76	9.39	-2.64
15 新潟	8.80	1.54	7.26	6.77	11.41	-4.64	5.94	13.48	-7.54
16 富山	9.38	1.45	7.94	7.29	11.05	-3.76	6.15	12.76	-6.61
17 石川	9.58	1.44	8.14	7.44	11.00	-3.56	6.90	11.38	-4.48
18 福山	10.25	1.53	8.71	7.93	11.02	-3.09	7.06	12.35	-5.28
19 福山	9.69	1.50	8.18	7.55	11.01	-3.46	6.53	12.33	-5.81
20 山梨	9.56	1.43	8.13	7.45	10.44	-2.99	6.39	12.63	-6.24
21 岐阜	9.34	1.45	7.89	7.17	11.04	-3.87	6.28	11.80	-5.52
22 静岡	9.17	1.56	7.61	7.05	11.28	-4.23	6.35	11.92	-5.56
23 愛知	9.41	1.50	7.90	7.34	11.13	-3.79	7.64	9.68	-2.05
24 三重	9.36	1.53	7.83	7.19	11.30	-4.11	6.48	12.05	-5.57
25 滋賀	9.78	1.35	8.44	7.61	10.40	-2.79	7.56	9.45	-1.88
26 京都	8.07	1.41	6.66	6.49	10.48	-3.98	6.52	10.66	-4.13
27 大阪	8.54	1.64	6.91	6.73	11.40	-4.68	7.20	10.66	-3.46
28 兵庫	9.10	1.49	7.61	7.11	10.87	-3.76	6.90	10.95	-4.05
29 奈良	8.35	1.42	6.93	6.54	10.50	-3.96	5.97	11.19	-5.22
30 和歌山	9.59	1.59	8.00	7.24	11.68	-4.44	6.26	13.76	-7.51
31 鳥取	10.09	1.46	8.64	7.73	10.90	-3.18	6.89	12.93	-6.04
32 島根	10.59	1.54	9.05	8.08	11.05	-2.97	6.76	14.48	-7.72
33 岡山	9.77	1.44	8.33	7.49	10.70	-3.21	7.27	11.72	-4.45
34 広島	9.77	1.45	8.32	7.49	10.66	-3.18	7.14	11.01	-3.87
35 山口	9.91	1.59	8.32	7.45	11.42	-3.97	6.19	13.93	-7.75
36 徳島	9.80	1.63	8.17	7.46	11.37	-3.90	6.33	13.85	-7.52
37 香川	9.82	1.59	8.23	7.41	11.37	-3.96	6.59	13.00	-6.41
38 愛媛	9.41	1.60	7.82	7.07	11.51	-4.44	6.13	13.64	-7.51
39 高知	9.42	1.64	7.77	7.23	11.19	-3.96	5.94	14.55	-8.61
40 福岡	9.27	1.54	7.73	7.19	11.05	-3.86	7.71	10.54	-2.83
41 佐賀	10.61	1.52	9.09	8.01	11.35	-3.33	7.46	12.38	-4.92
42 長崎	10.75	1.66	9.08	8.15	11.61	-3.46	7.05	13.54	-6.50
43 熊本	10.68	1.47	9.21	8.13	10.63	-2.50	7.56	12.29	-4.73
44 大分	10.32	1.47	8.85	7.83	10.85	-3.01	6.82	12.99	-6.17
45 宮崎	11.11	1.66	9.45	8.29	11.38	-3.09	7.27	13.31	-6.04
46 鹿児島	10.73	1.67	9.06	8.17	11.42	-3.25	7.38	13.63	-6.25
47 沖縄	12.24	1.69	10.55	9.39	10.61	-1.22	10.33	8.56	1.76
平 均	9.38	1.56	7.82	7.22	11.19	-3.97	6.66	12.21	-5.55
標準偏差	12.24	1.88	10.55	9.39	12.63	-1.22	10.33	16.09	1.76
変動係数(%)	7.01	1.35	5.51	5.89	10.40	-5.91	4.71	8.56	-11.38

諸率算出に用いた分母人口は、日本人女性人口。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別、標準化出生率：1950～2020年

(‰)

都道府県		1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	順位
全	国	25.33	14.69	15.26	12.76	10.74	9.51	8.72	9.40	9.62	8.69	-
1	北海道	31.56	16.03	14.30	11.99	10.15	8.65	8.04	8.65	8.82	7.99	45
2	青森	33.73	18.25	16.75	13.73	11.18	10.39	9.05	9.55	9.68	8.87	34
3	岩手	31.45	16.86	15.52	14.42	12.27	10.94	9.87	10.09	10.13	8.82	35
4	宮城	29.78	15.59	15.10	13.67	11.11	9.69	8.57	8.87	9.09	7.90	46
5	秋田	30.34	15.65	14.08	13.26	11.23	10.19	9.33	9.01	9.10	8.20	42
6	山形	27.47	15.06	14.70	14.20	12.44	11.40	10.14	10.14	9.94	9.03	32
7	福島	30.83	17.63	15.92	14.63	12.79	11.67	10.53	10.54	10.78	9.34	27
8	茨城	27.60	16.58	16.81	13.75	11.69	10.27	9.19	9.84	9.95	8.90	33
9	栃木	28.34	15.91	16.02	13.65	11.91	10.38	9.69	9.85	10.02	8.80	36
10	群馬	25.85	14.46	15.56	13.22	11.55	10.56	9.66	9.96	9.96	9.13	30
11	埼玉	26.71	15.40	16.95	12.58	10.47	8.91	8.37	8.86	9.13	8.23	40
12	千葉	24.94	15.40	16.58	12.63	10.30	8.94	8.34	9.03	9.07	8.23	41
13	東京	18.82	12.18	13.92	10.17	8.41	7.16	6.62	7.30	7.89	7.01	47
14	神奈川	22.35	13.62	16.09	12.28	10.11	8.71	8.04	8.70	9.03	8.07	44
15	新潟	27.40	15.49	15.33	13.74	11.98	10.55	9.21	9.72	9.57	8.80	37
16	富山	25.70	14.46	14.53	13.18	11.24	10.18	9.47	9.65	10.03	9.38	24
17	石川	25.30	15.39	15.52	13.93	11.48	10.15	9.27	9.77	10.23	9.58	19
18	福井	25.76	16.14	15.63	14.34	12.56	11.17	10.42	10.94	10.84	10.25	9
19	山梨	24.87	15.08	15.62	12.66	11.37	10.46	9.46	9.86	9.91	9.69	17
20	長野	22.14	13.71	14.94	13.57	11.90	10.93	10.00	10.31	10.52	9.56	20
21	岐阜	25.01	15.12	15.62	13.25	11.16	10.24	9.46	10.09	10.39	9.34	26
22	静岡	25.86	15.46	15.58	13.19	11.36	10.29	9.62	10.50	10.34	9.17	29
23	愛知	22.93	13.95	16.14	13.33	11.13	10.04	9.26	10.27	10.38	9.41	23
24	三重	23.40	14.52	15.08	13.52	11.62	10.41	9.49	10.37	10.41	9.36	25
25	滋賀	22.77	14.70	15.95	14.36	12.45	10.60	9.58	10.42	10.64	9.78	14
26	京都	19.62	12.48	14.52	12.01	10.29	8.74	7.95	8.53	8.76	8.07	43
27	大阪	20.14	13.27	15.77	12.17	10.27	9.10	8.30	8.99	9.18	8.54	38
28	兵庫	21.69	13.97	15.49	12.84	10.80	9.56	8.56	9.52	9.78	9.10	31
29	奈良	21.75	13.79	15.21	12.34	10.49	8.95	8.08	8.66	9.07	8.35	39
30	和歌山	21.88	14.47	15.53	13.38	11.21	10.25	9.24	10.15	10.41	9.59	18
31	鳥取	24.56	15.23	14.46	14.23	12.97	11.39	10.27	10.62	11.11	10.09	10
32	島根	27.47	15.80	14.82	14.74	13.21	11.51	10.41	11.51	11.97	10.59	7
33	岡山	22.80	14.16	15.08	13.79	11.93	10.60	9.49	10.29	10.33	9.77	15
34	広島	22.95	14.25	15.30	13.56	11.63	9.85	9.34	10.68	10.74	9.77	16
35	山口	25.76	14.33	14.61	13.17	11.17	10.34	9.64	10.83	10.88	9.91	11
36	徳島	28.03	15.10	14.65	13.06	11.60	10.25	8.80	9.77	10.29	9.80	13
37	香川	24.13	13.80	14.60	13.49	11.52	10.84	9.96	10.87	11.06	9.82	12
38	愛媛	28.27	15.47	14.86	13.19	11.44	10.19	9.48	10.40	10.45	9.41	22
39	高知	24.59	14.69	14.67	12.10	10.96	10.20	9.19	9.71	10.19	9.42	21
40	福岡	27.25	14.10	14.13	12.62	10.66	9.39	8.64	9.80	10.16	9.27	28
41	佐賀	29.65	16.99	15.50	14.09	12.38	11.68	10.27	11.09	11.17	10.61	6
42	長崎	31.00	19.50	16.79	13.55	11.96	10.95	10.02	11.07	11.24	10.75	3
43	熊本	28.19	16.42	14.56	13.47	11.73	10.94	10.16	11.11	11.37	10.68	5
44	大分	27.37	15.08	14.48	13.37	11.22	10.54	9.74	10.74	10.78	10.32	8
45	宮崎	30.24	17.89	15.87	14.26	11.97	11.37	10.38	11.67	11.64	11.11	2
46	鹿児島	28.71	18.98	15.92	14.19	12.21	11.03	10.30	11.13	11.47	10.73	4
47	沖縄	...	...	...	17.12	13.71	12.83	11.95	12.82	13.27	12.24	1
平 均		26.02	15.27	15.33	13.40	11.47	10.28	9.38	10.05	10.24	9.38	
標 準 偏 差		3.42	1.52	0.77	1.01	0.93	0.99	0.90	0.98	0.96	0.98	
変動係数(%)		13.16	9.95	5.00	7.56	8.12	9.67	9.59	9.73	9.39	10.40	

1930年全国人口標準による。

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。

変動係数(%)＝標準偏差／平均×100



表3 都道府県別、標準化死亡率：1950～2020年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	順位
全 国	10.97	7.02	5.22	3.61	2.79	2.25	2.07	1.87	1.67	1.55	-
1 北海道	10.78	6.92	5.36	3.77	2.85	2.28	2.16	1.96	1.78	1.67	7
2 青森	14.15	8.37	5.77	4.10	3.08	2.61	2.49	2.27	2.01	1.88	1
3 岩手	13.60	8.02	5.78	3.85	2.80	2.24	2.22	2.07	1.85	1.66	8
4 宮城	11.41	6.93	5.21	3.66	2.73	2.19	2.07	1.84	1.61	1.51	30
5 秋田	14.04	8.38	5.92	3.90	2.88	2.36	2.23	2.08	1.85	1.70	2
6 山形	12.45	7.78	5.68	3.80	2.67	2.21	2.04	1.80	1.70	1.62	15
7 福島	11.92	7.78	5.68	3.81	2.82	2.38	2.18	1.99	1.82	1.69	4
8 茨城	11.80	7.48	5.70	3.85	2.91	2.34	2.15	1.97	1.81	1.68	5
9 栃木	12.03	7.34	5.77	3.90	3.01	2.39	2.21	1.97	1.77	1.64	13
10 群馬	11.22	7.19	5.53	3.61	2.72	2.23	2.12	1.93	1.69	1.59	18
11 埼玉	12.35	7.58	5.40	3.59	2.75	2.20	2.05	1.89	1.68	1.57	21
12 千葉	11.46	7.20	5.20	3.49	2.67	2.20	2.04	1.83	1.68	1.56	23
13 東 京	9.82	6.22	4.74	3.36	2.74	2.25	2.01	1.83	1.62	1.50	33
14 神 奈 川	9.77	6.52	4.76	3.34	2.67	2.14	1.97	1.77	1.60	1.48	35
15 新 潟	11.86	7.12	5.53	3.62	2.59	2.15	2.01	1.83	1.64	1.54	24
16 富 山	12.54	7.60	5.49	3.64	2.73	2.16	1.98	1.84	1.67	1.45	41
17 石 川	12.38	7.51	5.21	3.64	2.65	2.10	1.99	1.83	1.62	1.44	42
18 福 井	11.72	7.05	5.09	3.48	2.60	2.04	1.94	1.70	1.54	1.53	27
19 山 梨	10.34	6.68	5.28	3.69	2.75	2.14	1.99	1.85	1.65	1.50	31
20 長 野	10.12	6.73	5.09	3.42	2.50	2.04	1.88	1.64	1.48	1.43	44
21 岐 阜	10.73	6.67	5.14	3.64	2.70	2.23	2.02	1.83	1.64	1.45	39
22 静 岡	10.00	6.56	4.93	3.43	2.64	2.14	1.99	1.83	1.64	1.56	22
23 愛 知	10.35	6.77	5.02	3.55	2.73	2.24	2.04	1.83	1.63	1.50	32
24 三 重	10.52	6.87	5.16	3.57	2.81	2.22	2.01	1.84	1.67	1.53	28
25 滋 賀	10.96	7.20	5.33	3.61	2.66	2.11	1.91	1.70	1.51	1.35	47
26 京 都	9.72	6.57	4.82	3.42	2.74	2.21	1.95	1.77	1.58	1.41	46
27 大 阪	10.29	7.13	5.18	3.80	3.07	2.40	2.18	1.97	1.76	1.64	12
28 兵 庫	10.20	6.90	5.01	3.67	2.88	2.29	2.10	1.88	1.65	1.49	34
29 和 歌 山	10.97	7.31	5.07	3.66	2.74	2.10	2.00	1.76	1.55	1.42	45
30 歌 山	9.95	6.78	5.29	3.79	2.94	2.35	2.19	1.99	1.78	1.59	19
31 鳥 取	10.12	6.90	5.30	3.67	2.83	2.33	2.15	2.03	1.76	1.46	38
32 島 根	10.94	6.78	5.26	3.67	2.68	2.18	2.04	1.85	1.64	1.54	26
33 岡 山	10.14	6.69	4.74	3.38	2.73	2.16	1.97	1.80	1.59	1.44	43
34 広 島	9.81	6.81	5.04	3.53	2.78	2.18	1.98	1.81	1.61	1.45	40
35 山 口	10.49	7.09	5.27	3.71	2.83	2.36	2.18	1.98	1.73	1.59	20
36 徳 島	11.98	7.22	5.66	3.96	2.91	2.30	2.15	1.92	1.74	1.63	14
37 香 川	10.66	6.91	5.08	3.43	2.75	2.25	2.04	1.88	1.66	1.59	17
38 愛 媛	10.06	6.75	5.32	3.53	2.81	2.32	2.16	1.93	1.74	1.60	16
39 高 知	10.27	6.96	5.73	3.77	2.92	2.36	2.20	1.98	1.70	1.64	11
40 福 岡	10.84	7.05	5.22	3.73	2.91	2.32	2.11	1.90	1.66	1.54	25
41 佐 賀	11.87	7.52	5.41	3.74	2.90	2.32	2.08	1.90	1.67	1.52	29
42 長 崎	11.58	7.43	5.81	3.82	2.89	2.32	2.17	1.99	1.71	1.66	9
43 熊 本	10.73	7.18	5.44	3.57	2.67	2.10	1.95	1.77	1.59	1.47	37
44 大 分	11.79	7.40	5.53	3.75	2.83	2.22	1.96	1.78	1.59	1.47	36
45 宮 崎	11.36	6.95	5.65	3.81	2.90	2.26	2.06	1.85	1.72	1.66	10
46 鹿 児 島	11.37	6.91	5.63	3.91	2.88	2.33	2.20	1.95	1.80	1.67	6
47 沖 縄	...	...	...	3.19	2.69	2.28	2.09	1.96	1.77	1.69	3
平 均	26.02	15.27	15.33	3.66	2.79	2.25	2.08	1.88	1.68	1.56	
標 準 偏 差	3.42	1.52	0.77	0.18	0.12	0.11	0.11	0.11	0.10	0.10	
変動係数(%)	13.16	9.95	5.00	5.04	4.44	4.87	5.37	5.96	5.91	6.60	

1930年全国人口標準による。

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県別、標準化自然増加率：1950～2020年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	順位
全 国	14.36	7.68	10.04	9.14	7.96	7.26	6.66	7.53	7.94	7.14	-
1 北海道	20.77	9.11	8.94	8.22	7.30	6.37	5.89	6.69	7.05	6.32	46
2 青森	19.58	9.88	10.98	9.62	8.09	7.78	6.56	7.29	7.67	6.99	37
3 岩手	17.85	8.84	9.74	10.57	9.46	8.70	7.65	8.02	8.28	7.16	36
4 宮城	18.37	8.66	9.89	10.01	8.38	7.50	6.51	7.03	7.48	6.38	45
5 秋田	16.30	7.27	8.17	9.35	8.34	7.83	7.09	6.94	7.24	6.50	44
6 山形	15.02	7.28	9.01	10.40	9.77	9.18	8.10	8.33	8.24	7.41	32
7 福島	18.91	9.85	10.24	10.82	9.97	9.29	8.35	8.55	8.96	7.65	28
8 茨城	15.80	9.10	11.12	9.90	8.77	7.92	7.04	7.87	8.14	7.21	34
9 栃木	16.31	8.58	10.25	9.75	8.90	7.99	7.48	7.88	8.25	7.17	35
10 群馬	14.63	7.27	10.03	9.61	8.83	8.33	7.54	8.03	8.28	7.54	31
11 埼玉	14.36	7.82	11.56	8.99	7.72	6.72	6.32	6.98	7.45	6.66	41
12 千葉	13.48	8.21	11.39	9.15	7.63	6.74	6.30	7.20	7.39	6.68	40
13 東 京	9.00	5.96	9.18	6.81	5.66	4.91	4.62	5.47	6.28	5.51	47
14 奈 良	12.58	7.10	11.33	8.94	7.44	6.57	6.07	6.93	7.44	6.59	43
15 新 潟	15.55	8.38	9.80	10.12	9.39	8.40	7.20	7.89	7.93	7.26	33
16 富山	13.16	6.86	9.05	9.53	8.51	8.02	7.49	7.81	8.36	7.94	21
17 石川	12.92	7.88	10.31	10.30	8.83	8.06	7.28	7.94	8.61	8.14	18
18 福 井	14.04	9.09	10.54	10.86	9.95	9.14	8.48	9.24	9.30	8.71	9
19 山 梨	14.53	8.40	10.34	8.97	8.61	8.32	7.47	8.01	8.26	8.18	16
20 長 野	12.02	6.98	9.84	10.15	9.40	8.90	8.13	8.68	9.04	8.13	19
21 岐阜	14.28	8.46	10.48	9.61	8.46	8.01	7.44	8.25	8.75	7.89	23
22 静 岡	15.87	8.90	10.66	9.76	8.72	8.15	7.63	8.67	8.70	7.61	29
23 愛 知	12.58	7.17	11.12	9.78	8.40	7.80	7.22	8.44	8.75	7.90	22
24 三 重	12.89	7.66	9.91	9.95	8.81	8.18	7.49	8.53	8.74	7.83	24
25 滋 賀	11.80	7.50	10.62	10.75	9.79	8.49	7.67	8.72	9.13	8.44	11
26 京 都	9.90	5.92	9.70	8.59	7.55	6.54	5.99	6.76	7.18	6.66	42
27 大 阪	9.85	6.14	10.59	8.37	7.20	6.70	6.12	7.02	7.42	6.91	39
28 兵 庫	11.49	7.07	10.48	9.17	7.92	7.27	6.47	7.64	8.13	7.61	30
29 奈 良	10.78	6.48	10.14	8.68	7.75	6.84	6.08	6.90	7.51	6.93	38
30 和 歌 山	11.93	7.69	10.24	9.60	8.27	7.90	7.05	8.16	8.64	8.00	20
31 鳥 取	14.45	8.33	9.15	10.57	10.14	9.07	8.12	8.59	9.34	8.64	10
32 島 根	16.54	9.01	9.56	11.07	10.53	9.33	8.37	9.66	10.33	9.05	7
33 岡 山	12.66	7.47	10.34	10.41	9.21	8.45	7.53	8.49	8.74	8.33	12
34 広 島	13.14	7.45	10.26	10.03	8.86	7.67	7.35	8.88	9.14	8.32	13
35 山 口	15.27	7.24	9.34	9.46	8.35	7.98	7.47	8.85	9.15	8.32	14
36 徳 島	16.06	7.88	8.98	9.09	8.69	7.95	6.65	7.85	8.55	8.17	17
37 香 川	13.46	6.89	9.52	10.06	8.77	8.59	7.92	8.99	9.40	8.23	15
38 愛 媛	18.22	8.71	9.54	9.66	8.63	7.87	7.32	8.46	8.71	7.82	25
39 高 知	14.32	7.73	8.94	8.33	8.04	7.84	6.99	7.72	8.49	7.77	26
40 福 岡	16.41	7.05	8.92	8.90	7.74	7.07	6.54	7.90	8.50	7.73	27
41 佐 賀	17.78	9.48	10.09	10.35	9.48	9.35	8.19	9.19	9.50	9.09	4
42 長 崎	19.42	12.07	10.98	9.73	9.07	8.63	7.86	9.09	9.53	9.08	5
43 熊 本	17.46	9.24	9.13	9.90	9.07	8.84	8.21	9.35	9.78	9.21	3
44 大 分	15.57	7.68	8.94	9.62	8.40	8.32	7.78	8.96	9.18	8.85	8
45 宮 崎	18.88	10.94	10.23	10.45	9.08	9.11	8.31	9.81	9.92	9.45	2
46 鹿 児 島	17.34	12.07	10.29	10.28	9.33	8.70	8.10	9.18	9.67	9.06	6
47 沖 縄	...	...	...	13.93	11.02	10.55	9.86	10.86	11.50	10.55	1
平 均	26.02	15.27	15.33	9.75	8.69	8.04	7.30	8.16	8.55	7.82	
標 準 偏 差	3.42	1.52	0.77	1.03	0.96	0.99	0.90	0.98	0.96	0.98	
変動係数(%)	13.16	9.95	5.00	10.52	11.01	12.37	12.35	12.04	11.25	12.48	

1930年全国人口標準による。

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。

変動係数(%)＝標準偏差／平均×100

---

## 統 計

---

# 都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率 および合計特殊出生率：2020年

わが国の都道府県別出生力に関する指標の一つとして、国勢調査年次、および1970年以降は毎年、女性の年齢別出生率および合計特殊出生率を、研究所が算出・公表している<sup>1)</sup>。今回は2020年の結果について概説する。

女性の年齢別出生率および合計特殊出生率の算出に用いた資料は次の通り。

出生数（日本人のみ）：厚生労働省政策統括官（統計・情報政策、労使関係担当）『令和2年人口動態統計確定数』2021年9月10日公表値

人口（日本人人口）：総務省統計局『令和2年国勢調査に関する不詳補完結果』2021年11月30日公表値

年齢別出生率は、全国、各都道府県とも、5歳階級別に算出した。ただし、母の年齢別出生数の15歳未満は15～19歳に、50歳以上は45～49歳に含めたうえで、15～19歳、45～49歳の出生率の分子とした。なお、出生数の年齢不詳分は、既知の（不詳を除く）年齢階級別の分布に応じて按分した。

また、出生数および分母となる女性人口ともに日本人人口を用いている。

（別府志海・佐々井司）

### 主要結果

今回算出された全国における2020年の合計特殊出生率は1.33であった。都道府県別にみると、出生率の最も高い沖縄県（1.83）と最も低い東京都（1.12）との差は0.71ポイントである。概して、九州各县を中心に西日本の出生率が相対的に高く、大都市を抱える地域で顕著に低いという傾向がみられる（表1）。

母の年齢別出生率のパターンには、地域間で特徴的な違いが観測される（表1）。総じて、比較的若い年齢、とりわけ20歳代における出生率が高い地域では、合計特殊出生率が高くなる傾向がみられる。合計特殊出生率の水準をもとに6つの地域を選定し、年齢別出生率のパターンの特徴を考察したものが図1である。2020年合計特殊出生率の高い3県（沖縄県、宮崎県、鹿児島県）はいずれも、20歳代と30歳代前半における出生率が全国水準と比して顕著に高くなっている。とりわけ合計特殊出生率が1.83と最も高い沖縄県では、すべての年齢における出生率が全国値を上回っている。宮崎県と鹿児島県の合計特殊出生率はそれぞれ1.64、1.61と比較的高い水準にあるが、宮崎県では20歳代における高い出生率が特徴として挙げられるのに対し、鹿児島県では30歳代前半が他の年齢の出生率よりも高くなっている。他方、出生率の低い地域においても同様に、年齢別出生率のパターンに特徴的な差

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

前年（2019年）の結果については、別府志海・佐々井司「都道府県別女性の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：2019年」『人口問題研究』第76巻第4号、2020年12月、pp.579～586を参照のこと。

異が認められる。東京都では20歳代と30歳代前半における出生率が全国値に比して顕著に低く、その一方で30歳代後半と40歳代前半における出生率が全国水準よりも高くなっている。宮城県と京都府の合計特殊出生率はそれぞれ1.20, 1.25で、ともに全国値（1.33）より低い水準にあるが、宮城県では30歳代における出生率の低さが、京都府では20歳代の低さが、全国値との乖離を際立たせる要因となっている。

次に、平均出生年齢と合計特殊出生率との関係をみたものが図2である。概して、平均出生年齢と合計特殊出生率の間には負の相関関係がみられる。ただし、各都道府県が直線上に分布しているわけではなく、全国水準を基準として合計特殊出生率が高く、かつ平均出生年齢が低い象限にほとんどの県が分布しており、出生率が低く出生年齢が高い象限には大都市を抱える6都府県が、そして出生率、出生年齢ともに低い象限には北海道と東北の4県等が分布している。

都道府県別に合計特殊出生率の時系列変化をみると（表2）、概ね全国値の推移に即した動きが観測される。すなわち、2005年ごろまで低下を続けていた出生率は、2006年以降ほぼすべての地域において回復基調に転じた。しかし近年、全国の出生率上昇傾向が鈍化するなか、各都道府県における出生率も2015年国調年次をピークとし低下する地域が散見され始める。そして2020年の合計特殊出生率は、2015年比ですべての都道府県において大幅に低下した。女性の平均出生年齢は、1980年以降全国的に上昇傾向が続いているが、標準偏差や変動係数の推移からもみて取れるように、各都道府県の動向が必ずしも一様ではないことを伺わせる（表3）。

合計特殊出生率について出生順位別の内訳を示したものが図3、表4である。都道府県間の変動係数をみると高出生順位ほど大きくなっていることから、高順位の出生率ほど地域間格差が大きいことが示唆される。ただし、都道府県格差が比較的小さい第1子出生率においても、最も出生水準の高い山梨県や沖縄県（0.71）と最も低い北海道や宮城県（0.57）との間に0.14ポイントの差が観測される。出生順位別出生率の特徴が合計特殊出生率の違いを明確に説明し得るのが、沖縄県と東京都である。沖縄県の高出生率は第3子以上の出生率の高さに、東京都の低出生率は第2子および第3子以上の出生率の低さに起因していることが明確にみてとれる。併せて、出生順位別に出生時の母の平均年齢をみると（図4、表4）、概して、出生年齢の高い地域ほど出生率が低くなる傾向がある。しかし、出生年齢と出生率とは必ずしも直線的な相関関係にあるわけではない。例えば、北海道や東北の数県においては、平均出生年齢が比較的若いにもかかわらず合計特殊出生率は相対的に低くなっている。他方、山梨県をはじめとする北陸甲信越地方においては、全国平均を上回る平均出生年齢の県が少なくないにもかかわらず、合計特殊出生率は全国水準よりも高いといった傾向がみられる。

図1 特定地域の年齢別出生率：2020年

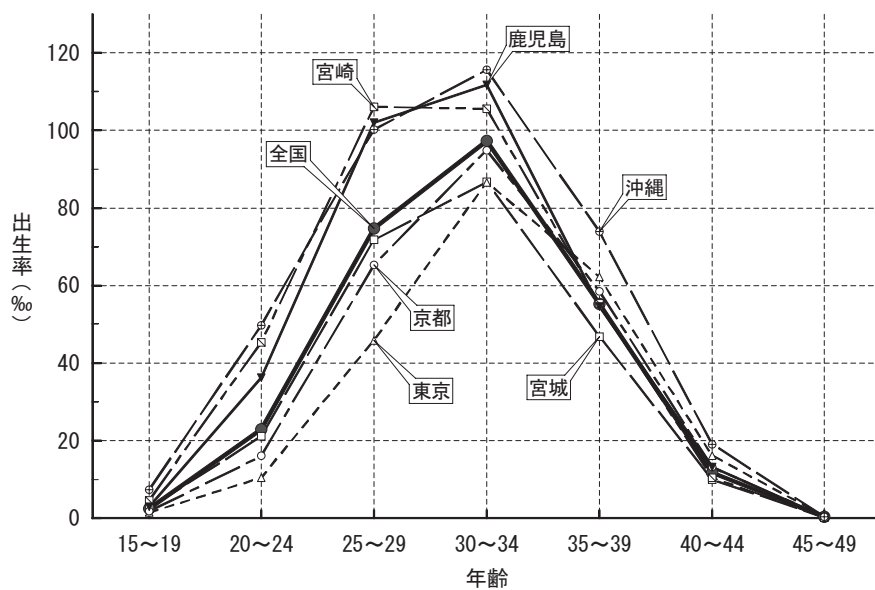


図2 平均出生年齢と合計特殊出生率：2020年

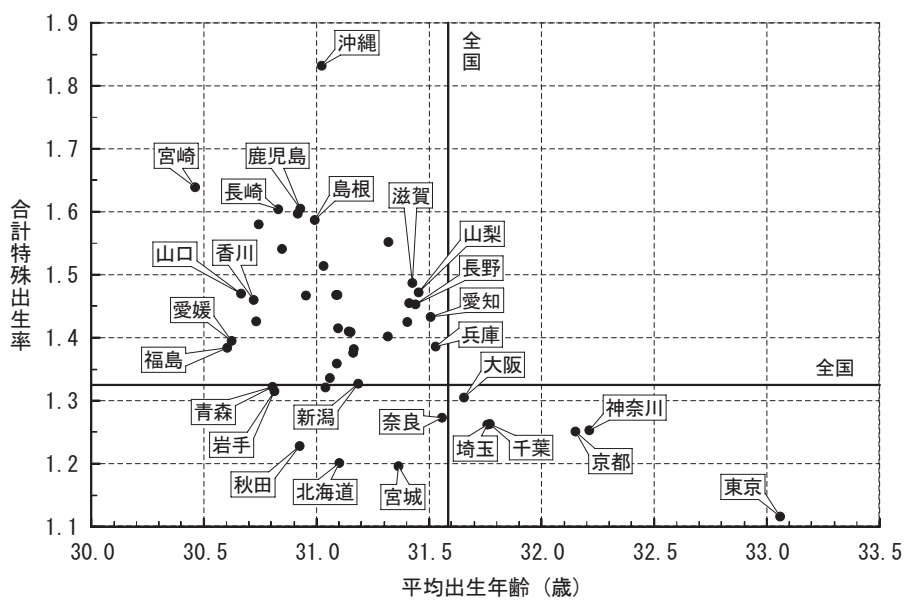


図3 合計特殊出生率と出生順位別合計特殊出生率：2020年

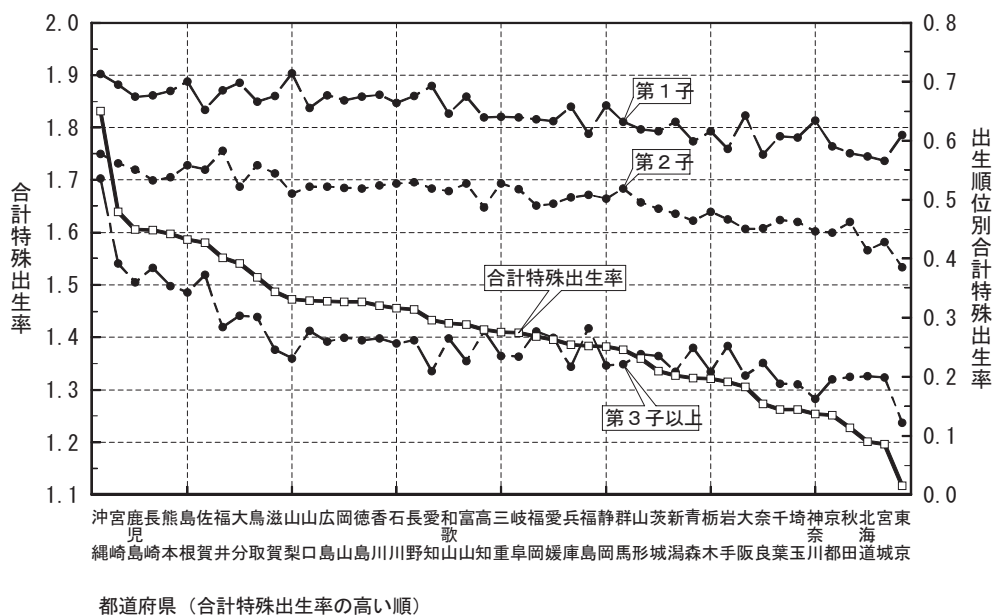


図4 出生順位別平均出生年齢：2020年

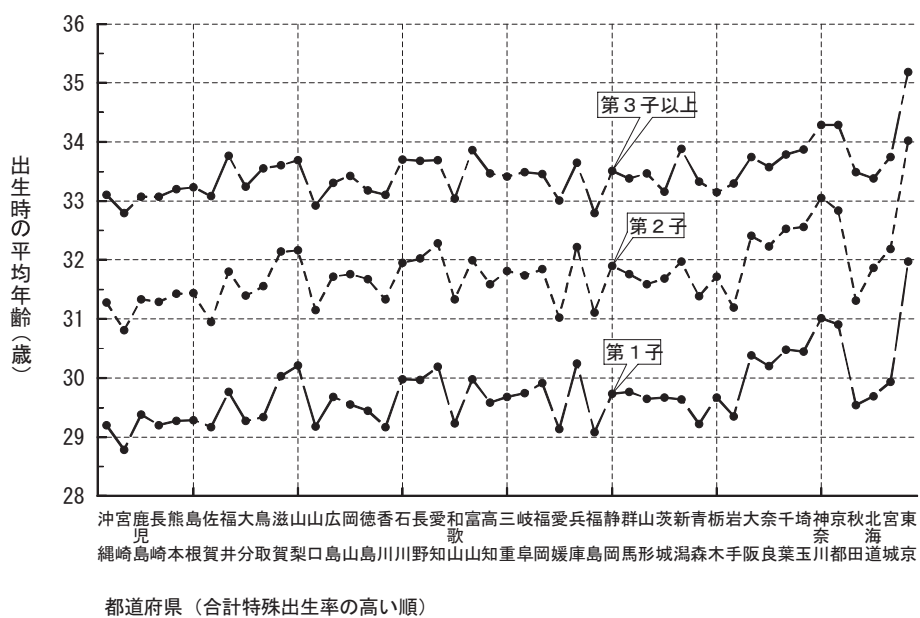




表1 都道府県別，女性の年齢別出生率および合計特殊出生率：2020年

都道府県	女性の年齢別出生率（‰）								合計特殊 出生率	平均年齢 （歳）
	総数	15～19	20～24	25～29	30～34	35～39	40～44	45～49		
全 国	34.97	2.54	23.02	74.75	97.29	55.27	11.81	0.35	1.33	31.59
1 北海道	30.80	2.68	26.67	72.16	82.09	47.38	9.11	0.24	1.20	31.10
2 青森	32.81	2.32	33.80	82.32	88.60	47.82	9.48	0.14	1.32	30.80
3 岩手	33.16	1.79	31.18	87.35	87.32	44.88	10.32	0.25	1.32	30.81
4 宮城	31.83	2.62	21.14	71.85	86.67	46.81	10.05	0.21	1.20	31.36
5 秋田	30.24	1.18	27.51	79.59	85.72	42.48	8.99	0.10	1.23	30.92
6 山形	34.71	1.83	24.41	89.56	98.49	48.21	9.01	0.32	1.36	31.09
7 福島	35.77	2.85	36.12	89.47	92.69	46.39	9.13	0.18	1.38	30.60
8 茨城	33.85	3.15	28.48	81.81	92.86	50.67	9.93	0.26	1.34	31.06
9 栃木	33.79	2.81	28.75	79.71	94.48	48.87	9.45	0.23	1.32	31.04
10 群馬	34.11	2.34	26.90	84.99	99.26	51.61	10.02	0.15	1.38	31.16
11 埼玉	33.11	1.94	19.10	69.66	97.25	53.29	10.96	0.35	1.26	31.76
12 千葉	33.17	2.41	18.70	69.75	96.02	54.19	11.23	0.27	1.26	31.77
13 東京	32.57	1.57	10.45	45.78	86.59	62.19	16.19	0.59	1.12	33.06
14 神奈川	33.04	1.99	15.93	62.96	97.61	58.61	13.18	0.43	1.25	32.21
15 新潟	33.88	2.09	26.12	82.23	94.44	50.21	10.00	0.26	1.33	31.19
16 富山	35.07	1.42	24.25	88.40	104.17	55.43	10.75	0.56	1.42	31.40
17 石川	36.57	1.71	21.88	91.96	109.03	55.76	10.50	0.25	1.46	31.41
18 福井	39.78	1.31	27.81	95.77	115.42	58.76	11.04	0.37	1.55	31.32
19 山梨	36.87	2.44	24.66	89.20	106.59	59.31	11.94	0.32	1.47	31.45
20 長野	36.51	1.92	26.02	87.45	104.02	59.15	11.76	0.31	1.45	31.44
21 岐阜	34.61	1.77	24.69	90.66	104.80	50.83	8.79	0.32	1.41	31.15
22 静岡	35.27	2.54	26.32	86.29	99.55	51.13	10.41	0.27	1.38	31.17
23 愛知	37.85	2.13	22.45	85.19	109.06	56.21	11.28	0.26	1.43	31.51
24 三重	35.48	2.66	28.36	86.23	101.20	52.83	10.36	0.29	1.41	31.14
25 滋賀	37.96	2.21	23.57	91.60	110.25	58.40	10.95	0.37	1.49	31.42
26 京都	32.28	1.92	16.16	65.36	94.84	58.51	13.17	0.36	1.25	32.15
27 大阪	34.63	3.13	23.15	70.10	95.94	56.18	12.12	0.40	1.31	31.65
28 兵庫	35.26	2.41	22.32	81.64	103.61	55.36	11.58	0.40	1.39	31.53
29 奈良	31.61	2.19	20.46	73.15	97.35	50.95	10.16	0.45	1.27	31.56
30 和歌山	35.84	4.25	33.92	90.84	96.18	49.75	10.15	0.18	1.43	30.73
31 鳥取	38.96	3.77	34.09	91.64	102.59	59.84	10.59	0.37	1.51	31.03
32 島根	40.50	2.59	33.71	105.27	104.64	57.97	12.70	0.46	1.59	30.99
33 岡山	37.92	3.30	30.43	91.45	101.05	55.85	11.33	0.26	1.47	31.09
34 広島	37.51	3.14	28.62	92.71	103.99	54.20	10.74	0.32	1.47	31.09
35 山口	36.10	3.58	36.21	94.62	100.16	49.48	9.84	0.21	1.47	30.66
36 徳島	36.60	3.37	29.77	95.21	102.28	52.04	10.50	0.31	1.47	30.95
37 香川	36.33	3.22	37.02	91.64	99.14	51.05	9.72	0.28	1.46	30.72
38 愛媛	34.83	3.60	35.98	89.40	92.64	47.68	9.46	0.29	1.40	30.62
39 高知	35.04	3.01	29.61	90.95	91.58	56.17	11.62	0.12	1.42	31.10
40 福岡	37.67	3.70	28.83	79.59	99.11	56.66	12.10	0.39	1.40	31.32
41 佐賀	40.69	3.35	37.64	101.00	108.60	55.69	9.65	0.11	1.58	30.74
42 長崎	40.76	2.39	38.46	102.29	109.61	57.17	10.53	0.36	1.60	30.83
43 熊本	41.89	3.59	36.54	101.07	107.73	57.75	12.38	0.38	1.60	30.92
44 大分	39.06	2.67	37.07	98.73	102.32	55.95	11.09	0.29	1.54	30.85
45 宮崎	41.44	4.60	45.39	106.12	105.63	55.43	10.45	0.22	1.64	30.46
46 鹿児島	42.03	2.99	36.23	101.93	111.67	54.61	13.17	0.45	1.61	30.93
47 沖縄	49.85	7.30	49.68	100.28	115.60	73.96	19.03	0.44	1.83	31.02
平均	36.16	2.72	28.65	86.32	99.80	53.91	11.00	0.31	1.41	31.20
標準偏差	3.61	1.03	7.64	12.16	7.91	5.39	1.84	0.11	0.14	0.47
変動係数(%)	9.99	37.85	26.68	14.08	7.92	10.00	16.70	35.59	9.64	1.50

諸率算出に用いた分母人口は，日本人女性人口。

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

変動係数（％）＝標準偏差／平均×100

表2 都道府県別，合計特殊出生率：1950～2020年

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	順位
全 国	3.64 (3.65)	2.02 (2.00)	2.09 (2.13)	1.75 (1.75)	1.52 (1.54)	1.37 (1.36)	1.27 (1.26)	1.39 (1.39)	1.45 (1.45)	1.33 (1.33)	-
1 北海道	4.59	2.17	1.93	1.64	1.43	1.23	1.15	1.26	1.31	1.20	45
2 青森	4.81	2.48	2.25	1.85	1.56	1.47	1.29	1.38	1.42	1.32	35
3 岩手	4.48	2.30	2.11	1.95	1.72	1.56	1.41	1.46	1.49	1.32	35
4 宮城	4.29	2.13	2.06	1.86	1.57	1.39	1.24	1.30	1.36	1.20	45
5 秋田	4.31	2.09	1.88	1.79	1.57	1.45	1.34	1.31	1.35	1.23	44
6 山形	3.93	2.04	1.98	1.93	1.75	1.62	1.45	1.48	1.48	1.36	32
7 福島	4.47	2.43	2.16	1.99	1.79	1.65	1.49	1.52	1.58	1.38	29
8 茨城	4.02	2.31	2.30	1.87	1.64	1.47	1.32	1.44	1.48	1.34	33
9 栃木	4.14	2.22	2.21	1.86	1.67	1.48	1.40	1.44	1.49	1.32	35
10 群馬	3.80	2.03	2.16	1.81	1.63	1.51	1.39	1.46	1.49	1.38	29
11 埼玉	3.92	2.16	2.35	1.73	1.50	1.30	1.22	1.32	1.39	1.26	40
12 千葉	3.59	2.13	2.28	1.74	1.47	1.30	1.22	1.34	1.37	1.26	40
13 東京都	2.73	1.70	1.96	1.44	1.23	1.07	1.00	1.12	1.24	1.12	47
14 神奈川県	3.25	1.89	2.23	1.70	1.45	1.28	1.19	1.31	1.39	1.25	42
15 新潟	3.99	2.13	2.10	1.88	1.69	1.51	1.34	1.43	1.44	1.33	34
16 富山	3.57	1.91	1.94	1.77	1.56	1.45	1.37	1.42	1.51	1.42	22
17 石川	3.56	2.05	2.07	1.87	1.60	1.45	1.35	1.44	1.54	1.46	17
18 福井	3.65	2.17	2.10	1.93	1.75	1.60	1.50	1.61	1.62	1.55	8
19 山梨	3.71	2.16	2.20	1.76	1.62	1.51	1.38	1.46	1.50	1.47	12
20 長野	3.25	1.94	2.09	1.89	1.71	1.59	1.46	1.53	1.58	1.45	19
21 岐阜	3.55	2.04	2.12	1.80	1.57	1.47	1.37	1.48	1.56	1.41	24
22 静岡県	3.74	2.11	2.12	1.80	1.60	1.47	1.39	1.54	1.54	1.38	29
23 愛知県	3.27	1.90	2.19	1.81	1.57	1.44	1.34	1.52	1.56	1.43	20
24 三重	3.33	1.95	2.04	1.82	1.61	1.48	1.36	1.51	1.55	1.41	24
25 滋賀	3.29	2.02	2.19	1.96	1.75	1.53	1.39	1.54	1.60	1.49	11
26 京都府	2.80	1.72	2.02	1.67	1.48	1.28	1.18	1.28	1.34	1.25	42
27 大阪府	2.87	1.81	2.17	1.67	1.46	1.31	1.21	1.33	1.38	1.31	38
28 兵庫県	3.08	1.90	2.12	1.76	1.53	1.38	1.25	1.41	1.47	1.39	28
29 奈良	3.08	1.87	2.08	1.70	1.49	1.30	1.19	1.29	1.38	1.27	39
30 和歌山	3.09	1.95	2.10	1.80	1.55	1.45	1.32	1.47	1.53	1.43	20
31 鳥取	3.45	2.05	1.96	1.93	1.82	1.62	1.47	1.54	1.64	1.51	10
32 島根	3.87	2.13	2.02	2.01	1.85	1.65	1.50	1.68	1.78	1.59	6
33 岡山	3.18	1.89	2.03	1.86	1.66	1.51	1.37	1.50	1.54	1.47	12
34 広島	3.22	1.92	2.07	1.84	1.63	1.41	1.34	1.55	1.60	1.47	12
35 山口	3.62	1.92	1.98	1.79	1.56	1.47	1.38	1.56	1.60	1.47	12
36 徳島	3.97	2.02	1.97	1.76	1.61	1.45	1.26	1.42	1.53	1.47	12
37 香川県	3.38	1.84	1.97	1.82	1.60	1.53	1.43	1.57	1.63	1.46	17
38 愛媛	4.03	2.10	2.02	1.79	1.60	1.45	1.35	1.50	1.53	1.40	26
39 高知	3.39	1.94	1.97	1.64	1.54	1.45	1.32	1.42	1.50	1.42	22
40 福岡	3.91	1.92	1.95	1.74	1.52	1.36	1.26	1.44	1.52	1.40	26
41 佐賀	4.28	2.35	2.13	1.93	1.75	1.67	1.48	1.61	1.64	1.58	7
42 長崎	4.49	2.72	2.33	1.87	1.70	1.57	1.45	1.61	1.66	1.60	4
43 熊本	4.06	2.25	1.98	1.83	1.65	1.56	1.46	1.62	1.68	1.60	4
44 大宮	3.90	2.05	1.97	1.82	1.58	1.51	1.40	1.56	1.59	1.54	9
45 宮崎	4.35	2.43	2.15	1.93	1.68	1.62	1.48	1.68	1.70	1.64	2
46 鹿児島	4.19	2.66	2.21	1.95	1.73	1.58	1.49	1.62	1.70	1.61	3
47 沖縄	...	...	...	2.38	1.95	1.82	1.72	1.87	1.96	1.83	1
平 均	3.73	2.09	2.09	1.83	1.62	1.47	1.36	1.47	1.53	1.41	
標準偏差	4.81	2.72	2.35	2.38	1.95	1.82	1.72	1.87	1.96	1.83	
変動係数(%)	2.73	1.70	1.88	1.44	1.23	1.07	1.00	1.12	1.24	1.12	

率算出において、1950年は総人口、1960年以降は日本人人口を用いた。

全国の（ ）内の数値は、分母人口に日本人女性人口を用い、年齢各歳別に算出した合計特殊出生率。

変動係数（％）＝標準偏差／平均×100

表3 都道府県別，平均出生年齢：1950～2020年

(歳)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	順位
全 国	29.65	27.86	27.84	27.78	28.98	29.67	29.99	30.51	31.17	31.59	-
1 北海道	30.14	27.48	27.31	27.63	28.81	29.24	29.53	30.04	30.71	31.10	23
2 青森	29.52	27.56	27.08	27.21	28.50	29.04	29.39	29.72	30.29	30.80	40
3 岩手	29.45	27.72	27.52	27.38	28.55	29.17	29.30	29.76	30.25	30.81	39
4 宮城	29.77	27.68	27.54	27.55	28.89	29.41	29.67	30.32	30.95	31.36	15
5 秋田	29.35	26.88	26.78	27.17	28.54	29.18	29.43	30.01	30.59	30.92	35
6 山形	29.50	27.36	27.23	27.41	28.63	29.21	29.42	29.99	30.69	31.09	25
7 福島	30.00	28.01	27.51	27.44	28.48	28.96	29.13	29.59	30.16	30.60	46
8 茨城	30.17	28.46	27.79	27.56	28.69	29.39	29.65	30.12	30.65	31.06	28
9 栃木	30.28	28.48	27.94	27.61	28.64	29.28	29.64	30.12	30.73	31.04	29
10 群馬	30.48	28.59	28.14	27.78	28.83	29.35	29.69	30.24	30.79	31.16	20
11 埼玉	30.38	28.61	28.14	27.99	29.24	29.97	30.16	30.79	31.43	31.76	5
12 千葉	29.71	28.15	27.90	27.88	29.17	29.99	30.21	30.69	31.37	31.77	4
13 東京	29.96	28.54	28.81	28.80	30.07	30.85	31.25	31.87	32.59	33.06	1
14 神奈川	30.05	28.23	28.25	28.17	29.48	30.31	30.62	31.21	31.82	32.21	2
15 新潟	30.10	27.92	27.70	27.62	28.76	29.43	29.85	30.35	31.11	31.19	18
16 富山	28.50	26.45	26.82	26.99	28.29	29.21	29.70	30.38	31.01	31.40	14
17 石川	29.00	26.83	26.84	26.96	28.40	29.27	29.88	30.37	31.02	31.41	13
18 福井	29.15	27.18	27.06	27.10	28.33	29.41	29.60	30.30	30.95	31.32	16
19 山梨	30.98	29.37	28.70	28.24	29.19	29.76	30.09	30.57	31.27	31.45	10
20 長野	30.36	28.80	28.53	28.33	29.33	29.84	30.06	30.55	31.08	31.44	11
21 岐阜	29.24	27.32	27.39	27.35	28.60	29.36	29.82	30.29	30.92	31.15	21
22 静岡	29.83	27.74	27.54	27.58	28.77	29.39	29.65	30.20	30.80	31.17	19
23 愛知	29.34	27.55	27.45	27.42	28.66	29.51	29.87	30.44	31.14	31.51	9
24 三重	29.26	27.16	27.27	27.11	28.24	29.14	29.49	30.01	30.75	31.14	22
25 滋賀	29.77	27.96	27.87	27.68	28.68	29.56	29.95	30.47	31.15	31.42	12
26 京都	29.38	27.92	28.27	28.17	29.34	30.15	30.59	31.10	31.66	32.15	3
27 大阪	29.39	27.74	27.91	27.88	28.99	29.71	30.05	30.47	31.22	31.65	6
28 兵庫	29.27	27.57	27.82	27.78	28.89	29.65	30.08	30.52	31.15	31.53	8
29 奈良	29.14	27.39	27.68	27.82	28.99	29.95	30.26	30.78	31.38	31.56	7
30 和歌山	29.03	27.31	27.40	27.17	28.20	28.92	29.36	29.81	30.38	30.73	42
31 鳥取	28.88	27.22	27.31	27.42	28.58	29.23	29.50	29.95	30.57	31.03	30
32 島根	28.94	27.32	27.64	27.58	28.50	29.39	29.53	30.00	30.71	30.99	32
33 岡山	28.58	26.81	27.07	27.22	28.39	29.19	29.62	30.10	30.77	31.09	25
34 広島	28.82	27.22	27.37	27.41	28.52	29.31	29.61	29.97	30.69	31.09	25
35 山口	28.95	27.10	27.36	27.41	28.49	29.01	29.32	29.68	30.29	30.66	44
36 徳島	29.17	27.05	27.07	27.18	28.28	29.08	29.46	30.04	30.70	30.95	33
37 香川	28.74	26.89	27.17	27.17	28.17	28.96	29.42	29.71	30.39	30.72	43
38 愛媛	29.47	27.48	27.47	27.44	28.40	29.06	29.19	29.72	30.20	30.62	45
39 高知	28.25	26.56	27.12	27.39	28.58	29.23	29.64	30.08	30.53	31.10	23
40 福岡	29.64	27.67	28.01	27.91	29.08	29.69	29.98	30.39	30.90	31.32	16
41 佐賀	29.89	28.16	27.90	27.70	28.83	29.32	29.58	29.97	30.39	30.74	41
42 長崎	30.02	28.60	28.30	28.00	29.02	29.49	29.67	29.94	30.56	30.83	38
43 熊本	29.83	27.87	27.46	27.48	28.64	29.18	29.56	29.95	30.55	30.92	35
44 大分	29.44	27.59	27.46	27.51	28.70	29.30	29.58	30.02	30.54	30.85	37
45 宮崎	29.79	27.63	27.35	27.42	28.68	29.16	29.36	29.58	30.17	30.46	47
46 鹿児島	30.33	28.70	28.22	27.95	28.93	29.45	29.69	30.06	30.54	30.93	34
47 沖縄	...	...	...	28.37	29.16	29.25	29.63	30.26	30.64	31.02	31
平均	29.55	27.69	27.62	27.60	28.75	29.42	29.74	30.22	30.83	31.20	
標準偏差	0.58	0.64	0.49	0.39	0.38	0.38	0.40	0.44	0.47	0.47	
変動係数(%)	1.97	2.33	1.77	1.43	1.31	1.30	1.34	1.45	1.52	1.50	

率算出において，1950年は総人口，1960年以降は日本人人口を用いた。

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

変動係数（％）＝標準偏差／平均×100

表4 都道府県、出生順位別合計特殊出生率および平均出生年齢：2020年

都道府県	合計特殊 出生率				平均年齢 (歳)			
		第1子	第2子	第3子 以上		第1子	第2子	第3子 以上
全 国	1.33	0.63	0.47	0.22	31.59	30.27	32.34	33.74
1 北海道	1.20	0.57	0.41	0.20	31.10	29.69	31.86	33.38
2 青森	1.32	0.60	0.46	0.25	30.80	29.22	31.39	33.33
3 岩手	1.32	0.59	0.47	0.25	30.81	29.35	31.19	33.30
4 宮城	1.20	0.57	0.43	0.20	31.36	29.94	32.19	33.75
5 秋田	1.23	0.58	0.46	0.20	30.92	29.54	31.32	33.48
6 山形	1.36	0.62	0.50	0.24	31.09	29.65	31.59	33.47
7 福島	1.38	0.61	0.51	0.28	30.60	29.08	31.10	32.79
8 茨城	1.34	0.62	0.48	0.24	31.06	29.67	31.68	33.16
9 栃木	1.32	0.62	0.48	0.21	31.04	29.66	31.72	33.14
10 群馬	1.38	0.63	0.52	0.22	31.16	29.76	31.76	33.38
11 埼玉	1.26	0.61	0.46	0.19	31.76	30.45	32.56	33.87
12 千葉	1.26	0.61	0.47	0.19	31.77	30.48	32.53	33.79
13 東京	1.12	0.61	0.39	0.12	33.06	31.97	34.02	35.19
14 神奈川	1.25	0.63	0.45	0.16	32.21	31.01	33.05	34.29
15 新潟	1.33	0.63	0.48	0.21	31.19	29.63	31.97	33.89
16 富山	1.42	0.67	0.53	0.23	31.40	29.98	31.99	33.86
17 石川	1.46	0.66	0.53	0.26	31.41	29.98	31.96	33.70
18 福井	1.55	0.69	0.58	0.28	31.32	29.76	31.80	33.76
19 山梨	1.47	0.71	0.51	0.23	31.45	30.21	32.17	33.69
20 長野	1.45	0.68	0.53	0.26	31.44	29.96	32.03	33.68
21 岐阜	1.41	0.64	0.52	0.23	31.15	29.74	31.74	33.49
22 静岡	1.38	0.66	0.50	0.22	31.17	29.74	31.90	33.51
23 愛知	1.43	0.69	0.52	0.21	31.51	30.19	32.28	33.69
24 三重	1.41	0.64	0.53	0.23	31.14	29.68	31.81	33.41
25 滋賀	1.49	0.68	0.54	0.25	31.42	30.03	32.14	33.61
26 京都	1.25	0.59	0.44	0.20	32.15	30.91	32.83	34.29
27 大阪	1.31	0.64	0.45	0.20	31.65	30.38	32.41	33.75
28 兵庫	1.39	0.66	0.50	0.22	31.53	30.24	32.22	33.65
29 奈良	1.27	0.58	0.45	0.22	31.56	30.20	32.23	33.58
30 和歌山	1.43	0.65	0.51	0.26	30.73	29.23	31.34	33.04
31 鳥取	1.51	0.67	0.56	0.30	31.03	29.33	31.56	33.55
32 島根	1.59	0.70	0.56	0.34	30.99	29.29	31.44	33.23
33 岡山	1.47	0.67	0.52	0.27	31.09	29.55	31.76	33.42
34 広島	1.47	0.68	0.52	0.26	31.09	29.68	31.72	33.31
35 山口	1.47	0.66	0.52	0.28	30.66	29.18	31.15	32.92
36 徳島	1.47	0.67	0.52	0.26	30.95	29.45	31.68	33.18
37 香川	1.46	0.68	0.52	0.27	30.72	29.17	31.33	33.11
38 愛媛	1.40	0.63	0.49	0.27	30.62	29.13	31.03	33.01
39 高知	1.42	0.64	0.49	0.28	31.10	29.59	31.59	33.47
40 福岡	1.40	0.64	0.49	0.28	31.32	29.92	31.85	33.46
41 佐賀	1.58	0.65	0.55	0.37	30.74	29.17	30.95	33.08
42 長崎	1.60	0.68	0.53	0.38	30.83	29.20	31.29	33.07
43 熊本	1.60	0.68	0.54	0.35	30.92	29.28	31.43	33.20
44 大分	1.54	0.70	0.52	0.30	30.85	29.28	31.39	33.24
45 宮崎	1.64	0.69	0.56	0.39	30.46	28.78	30.81	32.79
46 鹿児島	1.61	0.68	0.55	0.36	30.93	29.38	31.33	33.07
47 沖縄	1.83	0.71	0.58	0.54	31.02	29.19	31.28	33.10
平 均	1.41	0.65	0.50	0.26	31.20	29.74	31.79	33.47
標準偏差	0.14	0.04	0.04	0.07	0.47	0.58	0.59	0.42
変動係数(%)	9.64	6.05	8.52	27.31	1.50	1.97	1.86	1.27

表1の注参照.

## 書 評・紹 介

Toru Suzuki,

### *Eastern Asian Population History and Contemporary Population Issues,*

Springer Briefs in Population Studies, Singapore: Springer, 2019, x+84pp.

著者は国立社会保障・人口問題研究所在職中より厚生労働科学研究費補助金事業の研究代表者・分担者として、長らく東アジア地域における少子高齢化等の人口問題に関する国際比較研究に取り組んできた。日本人口学会が編集主幹を務める Springer シリーズから2013年にも労作 (Suzuki 2013) を発表した著者が、二作目の研究成果報告として上梓したのが本書である。前作は資料[2]~[4]の各プロジェクトの成果を基としており、その主題は1980年以後に本格化した東アジア地域の極低出生力の要因を探り、とくに韓国と台湾の TFR が日本を下回る水準に低下した理由を「出生力の文化的決定論」を用いて説明した上で、極低出生力の帰結を展望することにあつた。本作は後続プロジェクト (資料[4]~[6]) の成果を基としており、「この地域における現代の人口問題の研究にはより長期的・歴史的視点が必要」(v ページ) という動機から前作の知見を発展させようとしている。すなわち、少子高齢化、都市化、国際人口移動や国外在留国民・在留外国人等の人口指標が示唆する現代東アジア地域における複雑に絡み合った人口問題及びその経済発展段階との不整合は、各国人口の諸様相という歴史的起源に根ざすことを、歴史人口・現代人口の研究成果や公的な人口統計資料を用いて論証しようとしたものである。

本書の特徴を、語弊を恐れず表すなら、明解かつ含蓄に富むとを感じる。まず、簡単に構成を紹介しておきたい。第1章は緒言にあたり、東アジア地域における現代の人口問題と人口史をそれぞれ概観し、本書の構成が簡潔に紹介される。第5章の結語は、主要な論考の要旨と考察である。したがって、実質的には近世以前、近代、現代の時代区分にしたがって、概ねそれぞれの時期を扱う3つの章から構成される。なお、本書における近世以前とは西欧の影響による近代化が始まる前の時期とされる。具体的には、中国では第1次アヘン戦争 (1840—42) から中華人民共和国の成立 (1949)、日本は明治維新 (1868) から第2次世界大戦敗戦 (1945)、朝鮮は江華島事件 (1875) から日本の敗戦 (1945)、台湾については日本統治期 (1895—1945) が近代である。

第2章は主に近世以前を対象とする。まず、日本、朝鮮、台湾、中国の総人口の長期的な趨勢を紹介している。その上で、東アジアでは11~18世紀に達成された小農社会 (peasant society) への移行について、前提条件である農業生産技術の発展、分業、村落・親族機構、農村における市場の発展といった要素が西欧と同様に東アジアにも備わっていたが、西欧と日本が分権化された封建制の社会構造があつたのに対し、中国と朝鮮は中央集権的な農業官僚制であつたこと、日本のみで勤勉革命 (industrious revolution) が起こつたという重要な違いが東アジア地域内にあつたことを、複数の先行研究を引用しながら指摘している。そして、近代初期の東アジアにおける家族制度における日本とその他の中国・朝鮮・台湾の間の重要な違いとして、西欧と日本が封建家族の子孫であるのに対し、その他は儒教家族の子孫であることを説明する。近代化の過程では、西欧においても東アジアにおいても、教育・労働市場・政治参加の各制度変化だけでなく、経済開発、サービス産業化・産業のソフ



ト化、経済成長率の鈍化、グローバリゼーション、不安定雇用、世俗化、個人主義、ジェンダー平等、パートナーシップ関係の不安定化、家族関係の多様化等の変化を経験した。緩やかにしか変化しない前述の家族制度と、近代化の過程で急速に変化するその他の社会経済制度（nonfamily system）との間のギャップの大きさによって、現代の極低出生力の東アジア地域内での水準の違いが説明できるという「出生力の文化的決定論」を展開している。東アジア域内の家族制度の違いや「出生力の文化決定論」についての主張は Suzuki（2013）と概ね同様だが、たとえば相続制度の違いについての論考が拡充されている。日本における直系家族の家制度では、長男の単独相続の慣習があり資産は世代を超え受け継がれていくものと考えられた。家は同じ土地に留まり続ける地縁集団であり、農業生産の経験や地域コミュニティにおける濃密な人間関係を構築した。これに対し、中国の全男子が均等に相続する合同家族や朝鮮の長男を優先する直系家族では財産は個人に帰属し、人口移動が頻繁であったため、宗族組織や族譜、多様な帮を発達させた。なお、評者の所有する初版第1刷では、表2.2の一部が判読できない。Suzuki（2013）の表8とほぼ同内容であり、意図的に改定したとは思えず、編集上の問題であれば修正した方がよいだろう。

第3章は近代を対象にする。まず、日本、朝鮮、台湾、中国の順に総人口の趨勢が紹介され、相互に対照される。その後、産業化は第1次産業から高次産業への労働力のシフトであり常に都市化がともなうとして国内人口移動を取り上げ、国際人口移動の動向につなげられる。最後に日韓台の人口転換についての粗出生率と粗死亡率の推移が紹介される。18世紀半ばまでにユーラシア大陸では新しい疫学的バランスが達成され、感染症に対する免疫を獲得していた。西欧では寒冷化、戦争、都市化等によってすぐには人口増加につながらなかった一方で、18世紀中国では第二の農業革命と政治的安定を背景に西欧より早く人口増加が加速したが、英国に先駆けた産業革命を起こすことはできず農耕社会の限界に突き当たって19世紀には人口崩壊を起こした。これに対し日本ではプロト工業化による人口増加は19世紀半ばには始まっていたが、明治維新後に本格的な産業化（英国モデル）を導入し世界経済に組み込まれることで農耕社会の限界を突破し人口と経済の急激な同時成長を実現した。日本に併合された台湾と朝鮮でも人口と経済の急激な同時成長が実現したが、両国の農業生産競争力の違いは人口と経済の命運を分けた。日本統治下の台湾における農業開発は米だけでなくサトウキビや煙草、茶等の多様な品目において奏功し、これら商業産品の輸出による黒字により死亡率の低下による余剰労働力を農村で吸収することができたため、台湾では土地や資産の分配は平等化し農村での資本蓄積が進んだ。朝鮮では日本に併合される前から人口増加が始まっていたようだが、日本に併合された朝鮮では米の単一作物生産が進められたため農村は余剰労働力を吸収することができず国外や主要都市への出稼ぎ労働が相次ぎ、農村部の荒廃と貧困が進んだ。加えて朝鮮の都市における工場労働者の就業環境は劣悪で日本人資本家から搾取されたため、朝鮮では都市人口にも転出の誘因があった。この結果、1940年頃の国外在留国民の内国人に対する比は朝鮮人が最も高く11.5%（国外在留国民280万人）、日本は4.6%（同330万人）、中国は1.47%（ただし1934—35年、国外在留国民規模は780万人で他国を凌駕）、台湾は1%未満であったであろうとされる。

第4章は現代の人口変動を対象とし、人口指標と各国の経済発展段階との不整合が論じられる。まず、出生力転換とその帰結としての従属人口比率の趨勢が展望され、都市化（関連して韓国の首都移転）、国際人口移動（関連して国際結婚）の動向がそれぞれの国について説明されると同時に相互に対照され、これらの人口指標の歴史的根源が議論されている。まず、東アジア地域における急速な経済成長は、日本では1950—60年代、韓国と台湾では1970—80年代に起こっており、これらの時期は従属人口比率が低下した人口ボーナス期に対応する。中国では近代に続き二度、20世紀においても人口と経済の不調和を起こした。韓国・台湾と概ね同様な出生力転換を経験したにも関わらず、政治的な混乱や経済開発の遅れ、病的な人口政策により人口ボーナス期が終了する2010年頃までに経済成長を



達成できず、「未富先老」の問題を抱えることになったということが説明される。

都市化の動向については、まずゼリンスキー (Zelinsky) の「移動転換仮説」(欧米では近代化とともに、都市化のピークに先立ってまず辺境や国外への移動が活発になった) を紹介し、東アジアでも同じパターンが見られたことを確認している。東アジア各国の比較では、韓国のソウルを含む首都圏一極集中が激甚であり、日本では棚上げされた首都移転は韓国では実行に移された。韓国と台湾はいずれも日本の統治を受け、両国とも1987年に民主化しており、1980年代前半に TFR が人口置換水準に到達し、1990年代には郊外化により首都の人口は減少、2000年代に TFR は世界最低水準に至り、人口高齢化の見通し等々多くの人口事象が共通する。このような韓国と台湾において都市化の速度に違いが生じた背後には、韓国において近代以前から続く農村からの余剰人員の流出(大地主への土地所有の集中、巨大企業と財閥への集中)と台湾における農村部の経済発展(や現代に通じる多数の農村部軽工業・中小企業の発展・育成)という歴史的根源があったことが説明される。韓国における圧縮された都市化は「漢江の奇跡」の礎になったとともに、高齢韓国人の高い貧困率や自殺率につながり、また都市部より農村部の独居率の方が高いというパターンは少なくとも東アジア地域では韓国においてしか見られない。

国際人口移動については、生活水準の高い地域ほど国外在留国民の送り出しは少なく、在留外国人が多くなるはずであり、1980年代までは日本の在留外国人割合は韓国・台湾より高かった。しかし、労働力人口の減少に対する単純外国人労働者の受入や国際結婚の増加等についての制度・政策等によって、在留外国人割合は台湾では1990年代後半、韓国では2015年までに日本を凌駕するようになって指摘する。かつての東アジアでは日本の経済水準が最も高く、出生率・死亡率は最も低く、都市化も最も進んでおり、外国人割合も高かったというように経済水準と人口指標が同調していたのは、経済開発が人口転換、都市化と国際人口移動を牽引した主要な要因であったためだが、経済開発が進むにつれて背後に隠れていた様々な要因(出生に対する家族パターンの文化不適応、都市化に対する農業生産体制の違い、外国人割合に対する制度・政策)の影響が人口指標の差に表れるようになってきている(第5章)。なお、まったく本質的ではないが、表4.4~4.8では千の位と10万の位にカンマが打たれている。この位置に意図的にカンマを入れるのは困難なため編集上の問題と思われるが、読み取りを困難にしており、修正するのが好ましいと思われる。

本書は明解であり、限られた紙幅にあっても随所に幅広い教訓がちりばめられている。明解であるが故、個々の論点に対して批判も多いだろうことが予測される。浅学な評者にはもとよりそのような能力はないのだが、第3章で現代中国の総人口の推移を説明する際にジャレッド・ダイヤモンド『銃・病原菌・鉄』が紐解かれており、そのような杞憂を抱かされた。同書は言わずと知れたベストセラーだが批判も多い(たとえば、二村太郎ほか 2012)。該当箇所では、たとえば Mokyr (2016) は本書の論旨との親和性や整合性も高かったのではないだろうか。ついでながら、韓国の経済発展段階は近年台湾を凌駕するようになっている(p.54)とされ、IMFの所得データ(通貨価値による比較)が紹介され韓国の一人あたりGDPは台湾より2割以上高い(p.77)が、購買力平価(モノによる比較)でみれば19世紀以来一貫して台湾の所得水準は韓国より高く、その差は縮小傾向にあるものの2017年においても10%以上の差を維持している(Maddison 2006; Penn World Table 10.0; Feenstra et al. 2015)。このことは本書の主旨にまったく影響しないが、韓国と台湾の経済水準や人口指標との関連の歴史をよりよく表しているのではないだろうか。

評者は2009年から、著者が研究代表者を務められた国際比較プロジェクトにおいてシンガポールを担当させていただき、2020年になりようやくシンガポールの人口史についての小考を『人口問題研究』にまとめることができた。この過程で、世界人口と経済規模の長期推計として引用されることの最も多いと思われる Penn World Table (Summers and Heston 1988; Feenstra et al. 2015) や

Maddison (2006) を精査し、マディソンが対象とした領域は全世界であるにも関わらず、少なくともシンガポールについては極めて的確な理解がなされていることを知った。それでも本書によればマディソンの推計も完璧ではないという (p.13)。また、本書によれば日本における忠孝は武士階級における主従関係と農村の地縁関係を元に成り立つが (p.14-16)、研究活動においても世代間の継承と進展の大切さは常々感じている。社人研・東アジアプロジェクトでは ASEAN 地域が扱われたが、本書のような論考がすべての対象国についてなされているわけではないことは今後取り組むべき重要な課題であろう。急速に変化する社会経済制度と緩やかにしか変化しない家族制度 (や人口規範) の対比は、ASEAN 諸国のみならずその他の後発国・地域においても有効と考えられ、現代社会を分析対象とする場合でもこのような時間軸 (歴史的根源) を踏まえることが、現代人口問題のより深く精確な理解には必要な努力であると思われる。

前作では、結婚の出生力への寄与を分解する際の年齢別有配偶出生率の限界や、出生力低下が年齢構造に及ぼす影響についてのモデル分析といった人口学的に高度に技術的な論考が随所に含まれたが、本書では避けられている。本書は、明解であるが故、個々のトピックには批判もあり建設的論争の元になるのだろうと思うが、東アジア地域における少子高齢化等人口問題を論ずる際の共通理解として踏まえておきたい研究成果であると思う。広範に読まれることを期待したい。 (菅 桂太)

#### 参考文献

- 二村太郎・荒又美陽・成瀬厚・杉山和明 (2012) 「日本の地理学は『銃・病原菌・鉄』をいかに語るのかー英語圏と日本における受容過程の比較検討からー」『E-journal GEO』, Vol.7(2) : pp.225-249.
- Feenstra, Robert C., Robert Inklaar, and Marcel P. Timmer (2015) "The Next Generation of the Penn World Table," *American Economic Review*, 105(10): pp.3150-3182.
- Maddison, Angus (2006) *The World Economy, Two-Volume Set: Volume 1 A Millennial Perspective and Volume 2 Historical Statistics*, Paris: Development Center of the OECD.
- Mokyr, Joel (2016) *A Culture of Growth: The Origins of the Modern Economy*, Princeton: Princeton University Press.
- Summers, Robert, and Alan Heston (1988) "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels: Estimates for 130 Countries, 1950-1985," *Review of Income and Wealth*, 34(1): pp. 1-25.
- Suzuki, Toru (2013) *Low Fertility and Population Aging in Japan and Eastern Asia*, Springer Briefs in Population Studies, Singapore: Springer.

資料. 国立社会保障・人口問題研究所における東アジア関連の厚生労働科学研究費補助金事業

- [1] 韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究 (平成14~16年度) (主任研究者: 小島宏)
- [2] 男女労働者の働き方が東アジアの低出生力に与えた影響に関する国際比較研究 (課題番号: H18-政策一般-005) (平成18~20年度) (研究代表者: 鈴木透)
- [3] 東アジアの家族人口学的変動と家族政策に関する国際比較研究 (課題番号: H21-政策一般-007) (平成21~23年度) (研究代表者: 鈴木透)
- [4] 東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究 (課題番号: H24-地球規模一般-003) (平成24~26年度) (研究代表者: 鈴木透)
- [5] 東アジア, ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究 (課題番号: H27-地球規模一般-001) (平成27~30年度) (研究代表者: 鈴木透)
- [6] 東アジア, ASEAN 諸国における UHC に資する人口統計システムの整備・改善に関する総合的研究 (課題番号: H30-地球規模一般-002) (平成30~31年度) (研究代表者: 鈴木透)
- [7] 日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究 (課題番号: 20BA2001) (令和2~4年度) (研究代表者: 林玲子)

## 研究活動報告

### 2021年度日本人口学会中部地域部会

2021年度の日本人口学会中部地域部会は、2021（令和3）年12月4日（土）に開催された。Zoomによるオンライン開催ということもあり、聴講者を含め中部地域以外の各地からも多くの参加があった。

報告会における報告者、および報告タイトルは下記の通り。

- 松田茂樹（中京大学）「大都市居住者のUターン意向の規定要因」
- 狭間諒多朗（南山大学）「若年流出者に関する基礎的分析」
- 靳璇（お茶の水女子大学）「中国における既婚女性の労働供給と子育てに関する実証分析—「二人っ子政策」を背景に一」
- 江天瑤（お茶の水女子大学）「夫婦の家事分担の日中韓比較」
- 佐々井司（国立社会保障・人口問題研究所）「コロナ禍のなかで地域人口はどう変化してきたのか？」
- 水落正明（南山大学）"Retirement trajectory and health outcome in Japan"

今回報告のあった“コロナ前”の分析結果が“コロナ後”にどのように変わるのか（変わらないのか）、今後の分析にも期待がかかる。また、中国、韓国をはじめとする東アジア諸国・地域に関する研究においては、急速に変化する国家間関係を踏まえて従来とは異なる視点での比較分析が、今後必要になってくるのではないかと思われる。

（佐々井 司 記）

### 国際シンポジウム「韓国と日本の年金：人口の挑戦と将来の対応」

2021年11月25日（木）、韓国人口学会主催で、国際シンポジウム「韓国と日本の年金：人口の挑戦と将来の対応（International Symposium on the Pensions of the Republic of Korea and Japan: Demographic Challenges and Future Responses）」がハイブリッド開催された。韓国人口学会会長のユン・ソクミョン（尹錫明）氏は、筆者が研究代表を務める厚労科研プロジェクト「日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究」で昨年講演を行っていただき、その関係でこの国際シンポジウムの企画に協力することとなった。

シンポジウムは、ユン氏と筆者の開会あいさつに続き、日本セッション、韓国セッションにてそれぞれ報告・議論がなされた。日本セッションでは慶應義塾大学石井太教授より「将来人口推計と公的年金財政」、年金シニアプラン総合研究機構坂本純一特別招聘研究員より「年金制度の修正指数と公務員年金への適用」、厚生労働省年金局植田博信数理調整管より「日本の公的年金制度について～被用者年金一元化までの過程～」という報告があり、韓国セッションと合わせ、活発な議論が行われた。

（林 玲子 記）

## 日本人口学会2021年度第1回東日本地域部会

2021年12月5日（日）の13時30分から、東日本地域部会が札幌市立大学サテライトキャンパスにおける対面とZoomによるオンラインのハイブリッド形式で開催された。4時間の部会は2部構成にわけられ、前半は対面形式で参加した報告者による4つの自由論題報告があり、休憩を挟んで後半にはオンライン形式で5つの自由論題報告が行われた。

おそらく、ハイブリッド開催は人口学会としても初の試みであったと思うが、報告用PCとは別に札幌市立大学サテライトキャンパス会場内の様子や質疑を配信するためのカメラや高性能なマイクが準備され、対面とオンラインの有機的な連携が図られていた。社人研からは林副所長、井上基礎部研究員と菅が、10名ほどからなる対面会議の場に参加した。社人研からはこの他に5名が報告を行ったが、オンラインによる参加だった。オンライン参加の出席者総数は正確に把握していないが常時20～30名ほどの参加があったと思われる、活発な研究交流が行われた印象がある。

新型コロナウイルス感染症の猛威に対する世界的な取り組みとして、対面を避ける努力がはじまってからはや2年が過ぎようとしており、学会・研究会活動に対して導入された新技術の受容も進むと同時に、今回のハイブリッド会議のように新たな試みもなされている。学会会場に集散することに要する総費用とオンライン会議の便益を比較すれば、今後オンライン会議（併用）が廃止されることはないであろう。一方で、久しぶりに対面形式で開催された学会への参加を通じて、学会報告及び質疑応答のみならず、対面だからこそ可能な（個別）コミュニケーションから得る刺激（逆にオンラインのみの場合のミス・コミュニケーションやその可能性にともなう機会費用）には変えがたいものがあると感じた。依然として新しい生活様式への社会的移行には模索状態が続いているが、個人的には一日も早い正常化（制限の撤廃）を願う。

今回のハイブリッド形式による学会開催にご尽力くださった関係諸氏にこの場を借りて御礼申し上げます。なお、プログラムは日本人口学会のホームページ（「2021年度第1回東日本地域部会開催のお知らせ（第2報）」）に掲載されているため割愛する。（菅 桂太 記）

## 2021年国際人口会議

2021年12月5日（日）から10日（金）にかけて、国際人口学会（IUSSP）による、2021年国際人口会議（2021 International Population Conference）がオンライン開催され、筆者は慶應義塾大学石井太教授による口頭報告「日本における複合死因のネットワーク分析の応用」の共著者として、また「高齢者に対する世代間と社会的な支援」と題するセッションの座長として参加した。

国際人口会議は4年おきに世界各地で開催されているが、第29回となる今年の会議は、当初はインド・ハイデラバードでハイブリッド開催される予定であったが、長引く新型コロナウイルス感染症の蔓延により、完全オンラインとなった。オンラインの特徴を生かして、口頭報告は事前に録画することが推奨され、議論はライブでミーティング形式、つまり報告者、参加者はみなカメラ・マイクをオンにすることができる形式で行われた。世界各国からの参加者がそれぞれに都合の良い時間帯を選び、176のセッションが四六時中行われる、という時間設定であった。以前の対面形式の国際人口会議もセッションが多いため、すべてを把握することが難しかったが、今回は夜中のセッションは名実共に視聴不可能であった。オンラインであるが、報告者の参加料は400ユーロと高額で、聴講だけでも50ユーロであり、物理的に一堂に介するわけでもなく、すべてのセッションに参加できないことなど、今後の国際会議のあり方を考えさせられるものであった。（林 玲子 記）



## 第9回日中韓少子高齢化セミナー

2021年12月9日（水）の午前11時から午後5時まで、第9回日中韓少子高齢化セミナーが開催された。本セミナーは、昨年（2020年）日本・東京で開催される予定であったが、新型コロナウイルス感染症のために開催が見送られていたところ、今年度、zoomによるオンライン形式で開催されることになったものである（日本側参加者・スタッフはイイノカンファレンスセンターより参加）。午前中に基調講演があり、午後は、セッション1として「少子化の状況と対応」、セッション2として「介護の担い手の確保」をテーマに、三カ国からの発表と討論が行われた。当研究所からは、セッション1のモデレーターとして林副所長、発表者として守泉人口動向研究部第1室長、セッション2のモデレーターとして是川部長が参加した。日本における「少子化社会対策大綱（第4次）」の策定（2020年5月）、中国における「人口・計画出生法」の制定（2021年8月）、韓国における「第4次低出生・高齢社会基本計画（2021～2025）」の策定（2020年）など、三カ国とも少子高齢化に関する大きな政策が出された後の時宜を得た開催となり、各国からは、少子高齢化の現状に関する最新のデータや介護人材確保の政策動向に関する興味深い報告がなされた。本セミナーにより、三カ国に共通する課題や各国の政策対応についての有意義な情報交換を行うことができた。

<プログラム>

○開会挨拶 土生栄二（厚生労働省老健局長）

○基調講演

日本：相川哲也（内閣府子ども・子育て本部審議官）

中国：王海東（中国国家衛生健康委員会老齡健康司長）

韓国：イ・ミンウォン（韓国保健福祉部人口児童政策官）

○セッション1 「少子化の状況と対応」

モデレーター：林玲子（国立社会保障・人口問題研究所副所長）

韓国：チェ・スルキ（韓国国際政策大学院大学校教授）

日本：守泉理恵（国立社会保障・人口問題研究所人口動向研究部第1室長）

中国：賀丹（中国人口与発展研究中心主任）

○セッション2 「介護の担い手の確保」

モデレーター：是川夕（国立社会保障・人口問題研究所国際関係部長）

中国：尚少梅（北京大学護理学院院長）

韓国：ユ・エジュン（韓国国民健康保険公団健康保険研究所副研究委員）

日本：堀田聰子（慶應義塾大学大学院健康マネジメント研究科教授）

○閉会挨拶 相川哲也（内閣府子ども・子育て本部審議官）

（小西香奈江 記）

## 第二回世帯・居住状態の将来推計に関する国際セミナー

2022年1月13日（木）～14日（金）に、第二回世帯・居住状態の将来推計に関する国際セミナー（The 2nd International Conference and Training Workshop on Household and Living Arrangement Projections for Informed Decision-Making）がオンライン（Zoom）で開催された。セミナーはシンガポール国立大学家族人口研究センターが主催し、国連人口部、アジア人口学会、北

京大学国家発展研究院健康老齡与発展研究中心，中国人口与発展研究中心，シンガポール人口学会の共催で開催された。この会議の第一回は2019年5月に北京大学で開催され，本誌第75巻第3号に掲載の通り，鈴木透副所長（当時）が参加した。今回筆者は今年1月からアジア人口学会の会長となったので，共催者として参加し，冒頭に挨拶を行った。

セミナー第1日目午前は，開会式に続いて北京大学曾毅（Zeng Yi）名誉教授が，自身が開発した出生率，死亡率，移動率を用いた世帯将来推計のプログラム ProFamily に関わる基調講演を行い，その後カナダ，米国カリフォルニア州，ブラジル，イラン，フィリピン，香港における ProFamily の利用例が紹介された。同日午後には，ベトナム，タイ，パキスタン，日本，インド，ネパール，中国における世帯・居住状態の報告，第2日目には ProFamily および R ソフトウェア DemoRates の紹介，および基調講演が行われた。

アジア各国における世帯推計や，世帯・居住状態の報告，特にパキスタンやインド，ネパールといった南アジアの報告があり，目を引いた。世帯推計に直接影響しているわけではないが，パキスタンの2017年センサスでは，性別に男・女・トランスジェンダーの3つの回答枝が導入され，21,700人（総人口の0.1%）がトランスジェンダーだと回答したとのことであった。（林 玲子 記）



# 『人口問題研究』第77巻総目次（2021年）

著者	論文タイトル	号[通巻]	発行	掲載頁
<b>特集：性的指向と性自認の人口学—日本における研究基盤の構築（その2）</b>				
千年よしみ	ミックスモード調査における郵送・ウェブ回答の回答分布の比較—住民基本台帳からの無作為抽出による SOGI をテーマとした調査から—	1[316]	3.25	1-20
<b>特集：第8回人口移動調査の結果から（その6）</b>				
丸山洋平	人口移動が親との同居率の地域差に与える影響	1[316]	3.25	21-40
<b>特集：第24回厚生政策セミナー「人口減少時代における地域政策の諸課題と今後の方向性」</b>				
小池司朗	日本の地域別将来人口の見通し	2[317]	6.25	85-100
松原宏	地域産業政策のあり方と地域の未来	2[317]	6.25	101-111
五十嵐智嘉子	人口分析と総合戦略—将来に残すまちづくりの方向性—	2[317]	6.25	112-128
丸山洋平	地域人口指標の客観的な解釈とは？—人口移動と居住・家族形成との関係を手掛かりにして—	2[317]	6.25	129-152
長谷川普一	人口減少局面の土地利用政策	2[317]	6.25	153-170
瀬田史彦	人口減少と公共施設の再編	2[317]	6.25	171-184
<b>特集：性的指向と性自認の人口学—日本における研究基盤の構築（その3）</b>				
山内昌和	大阪市における性的マイノリティの空間分布	2[317]	6.25	185-205
三宅大二郎・平森大規	日本におけるアロマンティック／アセクシュアル・スペクトラムの人口学的多様性—「Aro/Ace 調査2020」の分析結果から—	2[317]	6.25	206-232
<b>特集：『第6回全国家庭動向調査（2018年）』の個票データを利用した実証的研究</b>				
菊池潤	特集によせて	3[318]	9.25	239-240
斉藤知洋	親との離死別と教育機会の不平等—階層再生産への人口学的影響—	3[318]	9.25	241-258
<b>特集：国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（その1）</b>				
小池司朗	特集によせて	4[319]	12.25	291-292
小池司朗・菅桂太	2015年国勢調査の人口移動集計における不詳按分と按分結果の検証	4[319]	12.25	293-315
岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平	市区町村別合計出生率の推定—全国および都道府県を標準とした間接標準化法による試み—	4[319]	12.25	316-334
石井太・守泉理恵・岩澤美帆・中村真理子	国際的視点から見た公的将来人口推計の科学的基礎と推計手法	4[319]	12.25	335-357
<b>特集：『第6回全国家庭動向調査（2018年）』の個票データを利用した実証的研究（その2）</b>				
千年よしみ	親・成人子との居住距離と支援関係—親からの住宅支援、支援ニーズ、父系規範に着目して—	4[319]	12.25	358-375
<b>資料</b>				
今井博之	新聞記事で振り返る2020年の人口問題	1[316]	3.25	41-44

平森大規・釜野さおり 郭水林・小西優実 訳	性的指向と性自認のあり方を日本の量的調査でいかにとらえるか—大阪市民調査に向けた準備調査における項目の検討と本調査の結果—	1[316]	3.25	45-67
中條健実・峯島靖志・貴志匡博・清水昌人 林玲子	地域ブロック内および三大都市圏との人口移動—都道府県別, 年齢5歳階級別転入率, 転出率, 転入超過率(2018~2019年)— 戦前の在外邦人数統計	1[316] 3[318]	3.25 9.25	68-75 259-265
貴志匡博・峯島靖志・清水昌人	都道府県別にみた日本人の年齢(5歳階級)別転入率, 転出率および転入超過率: 2015~2020年	4[319]	12.25	376-381
<b>統計</b>				
佐々井司・別府志海	主要国における合計特殊出生率および関連指標: 1950~2019年	3[318]	9.25	266-273
別府志海	主要国人口の年齢構造に関する主要指標: 最新資料	3[318]	9.25	274-283
<b>書評・紹介</b>				
久井情在	Holly R. Barcus and Keith Halfacree, <i>An Introduction to Population Geographies: Lives across Space</i>	1[316]	3.25	76
余田翔平	津谷典子・菅桂太・四方理人・吉田千鶴編著『人口変動と家族の実証分析』	2[317]	6.25	233-234
布施香奈	Lessons Learned from the Great East Japan Earthquake: Birth Outcomes in a Catastrophe in a Highly Aged Society	3[318]	9.25	284
貴志匡博	Kumagai F., <i>Municipal Power and Population Decline in Japan Goki-Shichido and Regional Variations</i>	4[319]	12.25	382-383



## 『人口問題研究』編集委員

### 所外編集委員 (50音順・敬称略)

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

### 所内編集委員

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

### 編集幹事

清水 昌人	企画部室長
千年よしみ	国際関係部室長
久井 情在	国際関係部研究員
布施 香奈	情報調査分析部室長
別府 志海	情報調査分析部室長
釜野さおり	人口動向研究部室長
大泉 嶺	人口構造研究部主任研究官
井上 希	社会保障基礎理論研究部研究員

## 人 口 問 題 研 究

第78巻第1号

(通巻第320号)

2022年3月25日発行

編集者  
発行者

国立社会保障・人口問題研究所

東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011

日比谷国際ビル6階

電話番号：東京(03)3595-2984

FAX：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78巻第1号 (2022年3月刊)

### 特集Ⅰ：長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究

- 老衰死の統計分析……林玲子・別府志海・石井太・篠原恵美子・ 1～ 18  
死因簡単分類の長期時系列死因統計の再構築……大津 唯・  
日本版死亡データベースで用いる死因分類とその死亡分析への応用  
……………石井 太・ 32～ 55  
複合死因データに関する分析手法とその応用  
—わが国データへのネットワーク分析適用の試み—  
……………石井太・林玲子・篠原恵美子・別府志海・ 56～ 77

### 特集Ⅱ：国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（その2）

- 出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果  
—対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解—  
……岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一・ 78～105  
タイプ別再生産数で見る日本の人口減少……………大泉 嶺・106～117

### 特集Ⅲ：『第6回全国家庭動向調査（2018年）』の個票データを利用した実証的研究（その3）

- 第6回全国家庭動向調査の欠票・不詳状況に関する分析  
……………斉藤知洋・菊池潤・118～139

### 特集Ⅳ：第8回人口移動調査の結果から（その7）

- 第8回人口移動調査の結果からみた将来人口移動に関する考察  
……………久井情在・140～155

### 研究論文

- 都道府県別にみた人口増加率の要因分解：1950～2015年  
(1) 総人口の分析結果  
……………鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和・156～176  
アジアの福祉レジームにおける教育役割のジェンダー差  
—シンガポールのミドルクラスの母親への質的調査から—  
……………中野円佳・177～199

### 資料

- 新聞記事で振り返る2021年の人口問題……………今井博之・200～203  
地域ブロック内および三大都市圏との人口移動  
—都道府県別、年齢5歳階級別転入率、転出率、転入超過率  
(2019～2020年)—……………貴志匡博・峯島靖志・清水昌人・204～211

### 統計

- 全国人口の再生産に関する主要指標：2020年……………・212～227  
都道府県別標準化人口動態率：2020年……………・228～233  
都道府県別にみた女性の年齢（5歳階級）別出生率および  
合計特殊出生率：2020年……………・234～241

### 書評・紹介

- Toru Suzuki, *Eastern Asian Population History and Contemporary Population Issues* (菅桂太) ……………・242～245

### 研究活動報告 ……………・246～249

### 第77巻総目次 ……………・250～251