

## 特 集 II

### 第16回出生動向基本調査（その2）

## 子ども期の家族の不安定性

### 一回顧式調査による子世代の家族履歴データの構築とその応用—

斉藤知洋・余田翔平・岩澤美帆

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

キーワード：子ども、家族履歴データ、家族の不安定性、回顧式調査

### I. 問題の所在：子どもから見た人口・家族変動の諸相

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

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

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

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

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

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

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

## II. 先行研究と研究課題

### 1. 子ども期の家族の不安定性とその推計

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

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

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

どが挙げられる (Johnston et al. 2020).

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

## 2. データの種類と推計上の方法論的課題

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

### (1) パネルデータの場合

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

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

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

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

## (2) 横断的データ（回顧式調査）の場合

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

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

---

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

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

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

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

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

### (4) 横断的調査を用いる妥当性

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

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

### 3. 研究課題

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

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

## Ⅲ. 子世代の家族履歴データの構築

### 1. 使用データと分析対象

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

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

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

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

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

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

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

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

## 2. 子世代の家族履歴データの構築手順

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

### (1) 子どもの出生年月（月齢）に関する諸変数の作成

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

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

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

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

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

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

表1 調査票種別・回答者属性別にみた婚姻・出生歴情報

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

注：第14回調査では、結婚経験回数\*は調査対象外。

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

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

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

(2) 集計単位を子どもとしたデータセット構造への変換

第二の工程は、データセットの集計単位を親世代にあたる調査対象者（母親）からその子どもに変換する作業である。図1は、本作業で得られるデータセットの基本構造（架空例）を示したものである。図1のパネル（a）が示すように、元のデータセットでは各調査対象者（个体番号（親）ID）の回答情報は1行のレコードに格納されており、第一の工程で作成した各子の月齢を表す諸変数（m\_AgeC1-m\_AgeC8）が列ごとに保存されている。これらの変数の末尾にある数値（1～8）は、各子の出生順位を表す。

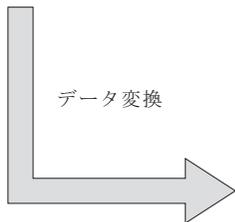
そこで、調査対象者の个体番号（ID）をキー変数として、回答者の子ども1人分の回答情報が1行のレコードとなるようにデータセット構造を変換した。別の言い方をすれば、この変換作業は、親世代にあたる回答者（母親）をレベル2、その子どもをレベル1としたマルチレベルデータの作成に相当する（保田 2011）。

(a) 元の調査票情報（集計単位：回答者（親世代））

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

(b) 子世代データ（集計単位：子ども）

データ変換



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

図1 調査票情報および子世代データの基本構造（架空例）

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

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

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

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

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

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

## IV. 集計結果

### 1. 子世代データの代表性:カバレッジ誤差の評価

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

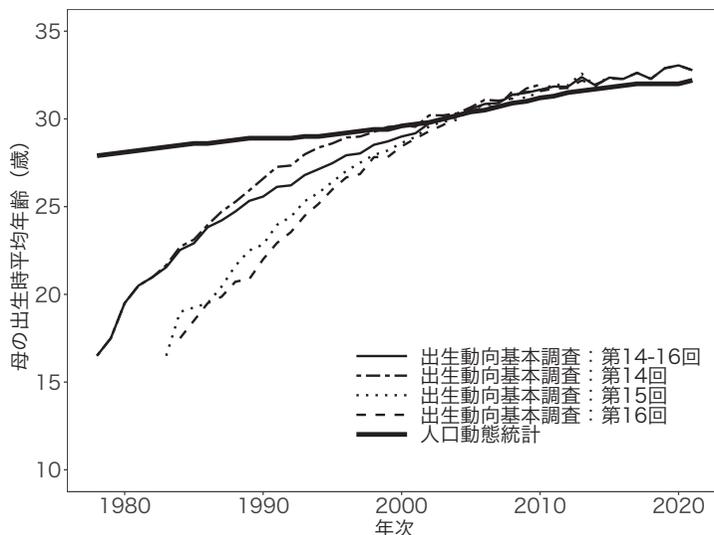
図2は、子どもの出生年次(人口動態統計の調査年次)別に母の出生時平均年齢を算出したものを、「出生動向基本調査」の各調査回および「人口動態統計」とで比較したものである。「人口動態統計」の公表値に着目すると、初婚タイミングの遅れ(晩婚化)を反映して、母の出生時平均年齢は過去40年間にわたり上昇し、27.9歳(1978年)から32.2歳

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

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

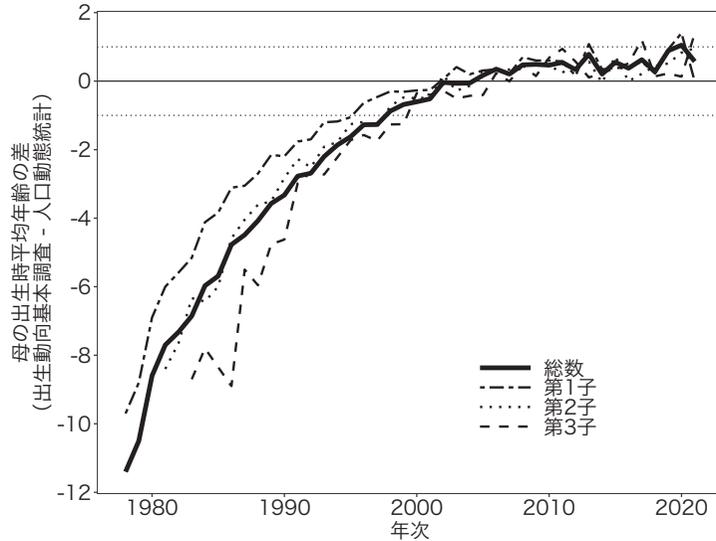
調査回別に見ると、調査対象者の年齢上限が50歳未満である第14回(2010年)と第15回調査(2015年)では、子どもの出生年がそれぞれ1994年、2000年までは人口動態統計との乖離が±1.0歳の範囲内に収まっている。また、調査対象が55歳未満まで引き上げられた第16回調査(2021年)では、2001年までは両データ間の乖離は上記の範囲内にある。図3は、出生動向基本調査(第14～16回)と人口動態統計から得られる母の出生時平均年齢の差分を子どもの出生年次・出生順位別に示したものである。その結果、1995～2021年生まれの第1子ケースについては、人口動態統計との乖離は±1.0歳の範囲内に収ま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

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



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

図2 子ども出生年次(人口動態統計：調査年次)別にみた母の出生時平均年齢



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

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

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

## 2. 子世代データを用いた家族移行経験率の推計

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

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

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

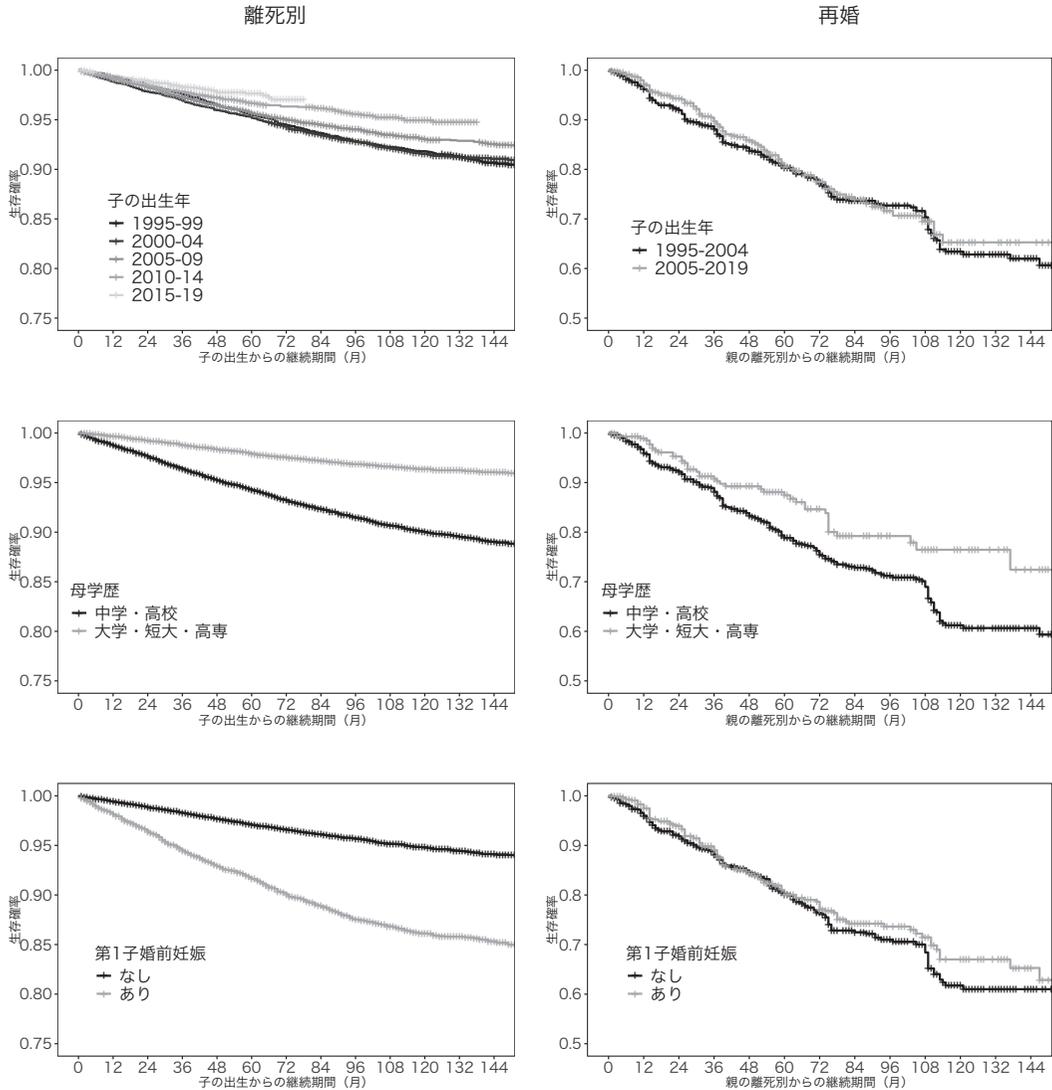


図4 両親の離死別・母親の再婚生起に関する Kaplan・マイヤー法の推計結果

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

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

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

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

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

## V. 結論と考察

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

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

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

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

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

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

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

（2024年7月16日査読終了）

## 付記

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

## 参考文献

- 稲葉昭英（2011）「親との死別／離婚・再婚と子どもの教育達成」稲葉昭英・保田時男編『第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第二次報告書 第4巻 階層・ネットワーク』, pp.131-157.
- 稲葉昭英（2013）「社会階層と母子世帯の発生についてのパネルデータ分析」『縦断調査を用いた生活の質向上に資する少子化対策の研究』（厚生労働科学研究費補助金 政策科学推進研究事業 平成24年度総括研究報告書, 研究代表者・吉田崇）, pp.97-106.
- 稲葉昭英（2021）「再婚の変容」稲葉昭英・佐々木尚之編『第4回全国家族調査（NFRJ18）第2次報告書 第4巻 ライフコースの変容』, pp.1-16.
- 岩澤美帆（2017）「2000年代の日本における婚外子一父親との同別居, 社会経済的状況とその多様性」『人口学研究』第53号, pp.47-61.
- 落合恵美子（1994）『21世紀家族へ—家族の戦後体制の見かた・超えかた—』有斐閣.
- 斉藤知洋（2023）「離婚に伴う女性の経済状況の変化—長期パネルデータを用いた再検討—」『人口問題研究』第79巻第1号, pp.64-84.
- 坂口尚文（2013）『「消費生活に関するパネル調査」における残存サンプルの配偶率について』『季刊家計経済研究』第100号, pp.52-58.
- 坂本和靖（2006）「サンプル脱落に関する分析—『消費生活に関するパネル調査』を用いた脱落の規定要因と推定バイアスの検証—」『日本労働研究雑誌』第551号, pp.55-70.
- 厚生労働省（2021）「令和3年度「出生に関する統計」の概況（人口動態統計特殊報告）」.
- 林雄亮・余田翔平（2014）「離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』第101号, pp.51-62.
- 保田時男（2011）「マルチレベル・モデリングによるNFRJデータの分析方法—ダイアド集積型家族調査の有効活用—」稲葉昭英・保田時男編『第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第二次報告書 第4巻 階層・ネットワーク』, pp.1-20.
- 余田翔平（2014）「再婚からみるライフコースの変容」『家族社会学研究』第26巻第2号, pp.139-150.
- 余田翔平（2018）「SSM2015の子ども情報の代表性」荒牧草平編『2015年SSM調査報告書 2 人口・家族』（2015年SSM調査研究会）, pp.1-11.
- Andersson, G. (2002) "Children's Experience of Family Disruption and Family Formation: Evidence from 16 FFS Countries," *Demographic Research*, Vol.7, pp.343-364.
- Andersson, G., E. Thomson, and A. Duntava (2017) "Life-table Representations of Family Dynamics in the 21st Century," *Demographic Research*, Vol.37, pp.1081-1230.
- Boertien, D. (2020) "The Conceptual and Empirical Challenges of Estimating Trends in Union Stability: Have Unions Become More Stable in Britain?," D. Mortelmans ed., *Divorce in Europe: New Insights in Trends, Causes and Consequences of Relation*, Cham, Springer, pp.17-36.
- Brown, S. L., J. B. Stykes, and W. D. Manning (2016) "Trends in Children's Family Instability, 1995-2010," *Journal of Marriage and Family*, Vol.78, No.5, pp.1173-1183.
- Bumpass, L. L., and J. A. Sweet (1989) "Children's Experience in Single-Parent Families: Implications of Cohabitation and Marital Transitions," *Family Planning Perspectives*, Vol.21, No.6, pp.256-260.
- Cavanagh, S. E., and P. Fomby (2019) "Family Instability in the Lives of American Children," *Annual Review of Sociology*, Vol.45, pp.493-513.

- Fomby, P., and A. J. Cherlin (2007) "Family Instability and Child Well-being," *American Sociological Review*, Vol.72, pp.181–204.
- Furstenberg, F. F. (2014) "Fifty Years of Family Change: From Consensus to Complexity," *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.654, No.1, pp.12–30.
- Johnston, C. A., R. Crosnoe, and S. E. Mernitz (2020) "Two Methods for Studying the Developmental Significance Family Structure Trajectories," *Journal of Marriage and Family*, Vol.82, No.3, pp.1110–1123.
- Lesthaeghe, R. (1995) "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation," K. O. Mason and A.-M. Jensen eds, *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford University Press, pp.17–62.
- McLanahan, S. (2004) "Diverging Destinies: How Children Are Faring under the Second Demographic Transition," *Demography*, Vol.41, No.4, pp.607–627.
- Perkins, K. L. (2017) "Household Complexity and Change among Children in the United States, 1984-2010," *Sociological Science*, Vol.4, pp.701–724.
- Raley, R. K., I. Weiss, R. Reynolds, and S. E. Cavanagh (2019) "Estimating Children's Household Instability between Birth and Age 18 Using Longitudinal Household Roster Data," *Demography*, Vol.56, No.5, pp.1957–1973.
- Raymo, J. M., M. Iwasawa, and L. Bumpass (2004) "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, Vol.11, No.14, pp.395–419.
- Thomson, E., T. Lappegård, M. Carlson, A. Evans, and E. Gray (2014) "Childbearing across Partnerships in Australia, the United States, Norway, and Sweden," *Demography*, Vol.51, No.2, pp.485–508.
- Wu, L. L., and B. C. Martinson (1993) "Family Structure and the Risk of a Premarital Birth," *American Sociological Review*, Vol.58, pp.210–232.

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

SAITO Tomohiro, YODA Shohei and IWASAWA Miho

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

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