RIETI Discussion Paper Series 26-J-032

日本の学歴別完結出生率の動向：国勢調査を用いた人口指標の新たな計測方法

宇南山 卓
経済産業研究所

高橋 悠太
大阪大学

高山 直樹
一橋大学

RIETI
Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA
独立行政法人経済産業研究所
https://www.rieti.go.jp/jp/

RIETI Discussion Paper Series 26-J-032
2026 年 8 月

日本の学歴別完結出生率の動向：
国勢調査を用いた人口指標の新たな計測方法*

宇南山卓（京都大学 / 経済産業研究所）
高橋悠太（大阪大学）
高山直樹（一橋大学）

要　旨

本論文では、複数時点の国勢調査を接続し、同居する子供の情報を累積することで、完結出生児数の分布を推計する手法を提案する。この手法を 1980 年から 2020 年までの 10 年ごとの日本の国勢調査に適用し、1940 年から 1980 年生まれまでの 1 歳刻み・学歴別の完結出生児数分布および完結出生率のデータを構築した。この悉皆データから次の 5 つの事実が明らかになった。(1) 完結出生率は 1955 年生まれから 1970 年生まれにかけて 2.0 から 1.4 へ低下した後に下げ止まっており、急速な高学歴化による構成効果は完結出生率低下全体の約 5%に過ぎず、低下の大部分は学歴内の行動変化によって説明される。(2) 子供数分布は、子供 2 人を中心とする分布から、子供を持たない女性の割合が高い分布へと変化した。(3) 完結出生率低下には、有子女性の平均完結出生児数の低下、生涯未婚率の上昇、既婚生涯無子率の上昇がそれぞれ約 3 分の 1 ずつ寄与しており、後二者を合わせた生涯無子女性の増加が約 3 分の 2 を説明する。(4) 増加した生涯未婚者の多くは 50 歳時点で親と同居している。(5) 増加した親同居の生涯未婚女性では、「主に仕事」の割合が高水準で推移しており、「家事」の割合はむしろ低下している。これらの事実は、学歴によらず観察されたが、有子女性の平均完結出生児数の低下、生涯未婚率の上昇、既婚生涯無子率の上昇の寄与の大きさは学歴によって異なっていた。

キーワード：少子化、完結出生率、国勢調査、未婚化、学歴別出生行動
JEL classification: J11, J12, J13, J16

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「経済の非対称性と日本経済の課題」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。本稿の分析に当たっては、総務省統計局の国勢調査の調査票情報を利用した。

1　はじめに

世界各国で出生率の低下が進行しており、多くの先進国で人口置換水準を大きく下回る状況が続いている。日本、韓国、南欧諸国などでは少子化の進行が特に急速であり、長期的な人口減少とそれに伴う経済・社会への影響にどう対応するかが、各国の主要な政策課題として注目されている。少子化の原因を特定し有効な政策を設計するためには、出生行動がどの属性の集団で、どのような要因によって変化しているのかを精緻に把握する必要がある。

この要請に応えるため、本論文では、日本の国勢調査の個票データを複数時点接続し、同居する子供の年齢構成を利用することで、生年別・学歴別に、0 人を含む子供数分布と完結出生率を推計する新しい手法を提示する[1]。具体的には、10 年ごとの国勢調査の大規模調査において、同居している 10 歳未満の子供を前回調査以降に出生した子供、10 歳以上の子供を前回調査以前から存在していた子供として扱う。各調査時点で同居子を 10 歳未満と 10 歳以上に分けることで、新たな出生によって女性が何人の子供を持つ状態に移行したかを把握できる。この情報を出生可能年齢を通じて累積することで、同じ子供の二重計上を避けながら、生年・学歴別の子供数分布を推計する。また、この分布が分かれば、完結出生率も整合的に計算できる[2]。

この手法を国勢調査の個票データが利用可能な最大期間である 1980 年から 2020 年までの 5 時点のデータに適用する。これにより、各生年・学歴コーホートについて、完結出生児数の分布、完結出生率、生涯未婚者の増加・既婚生涯無子者の増加・有子女性の平均完結出生児数の減少といった各要因の寄与を、これまでにない精度で把握できる。

この手法が依拠する鍵となる仮定は、(i) 国勢調査において同一の生年・学歴を持つ集団を、調査時点を通じて同一の個人集団とみなせること、(ii) 子供が 10 歳になるまで母親と同居していること、(iii) 末子が 10 歳になるまで、その兄姉も引き続き母親と同居していることである。本論文では、これらの仮定の妥当性について、国勢調査の網羅性を活用するとともに、他の統計との比較を通じて検証した。具体的には、国勢調査の各調査年で把握される 10 歳未満の子供の年齢別人口は、人口動態統計における対応する出生数とほぼ完全に一致している。また、国勢調査で把握される子供のうち、15 歳頃まで母親と同居している割合はほぼ 100%であり、18 歳時点でも約 90%である。さらに、長子と末子の年齢差が 1 歳以上の世帯に限っても、その年齢差が 8 歳未満である割合は 87.6%、10 歳未満である割合は 95.6%である。これらの結果から、本論文で用いる国勢調査データは出生数および親子同居関係を高い精度で捉えており、兄姉の別居によって子供数を過小評価する可能性も限定的であることが確認された。

我々の手法で計算された完結出生率は、既存の推計手法が抱えるいくつかの制約を克服できる。日本ではこれまで、厚生労働省の人口動態統計と国立社会保障・人口問題研究所の出生動向基本調査を用いて完結出生率が推計されてきた。人口動態統計は出生届に基づく悉皆データであるも

[1]国勢調査では、各個人の既往出生児数は直接には尋ねられておらず、観察できるのは調査時点で同居している子供の数とそれぞれの年齢である。単一時点の同居子情報だけでは、その後に生まれる子供や、すでに親元を離れた子供を把握できないため、生涯を通じた子供数分布は分からない。

[2]政策・学術議論のいずれでも合計特殊出生率が広く参照される。しかし、合計特殊出生率は出産時期の変化の影響を強く受けるため、生涯での出生行動の構造変化を把握するには完結出生率が適している (Bongaarts and Feeney, 1998; Jones and Tertilt, 2008; Frejka and Sobotka, 2008; Goldstein et al., 2009)。近年の研究でも、完結出生率を分析することの重要性が指摘されている (Hwang, 2023; Ghaznavi et al., 2022; Kearney and Levine, 2025; Kondo, 2026)。

のの、親については学歴をはじめとする詳細な社会経済的属性の情報を持たないため、学歴別などの属性別分析を行うことができない。一方、出生動向基本調査は豊富な属性情報を有しているが、既婚者と未婚者が別々に調査されているため、コーホート全体の平均を推計するには国勢調査などを用いた独自の補正が必要となる[3]。さらに、出生動向基本調査では、10 年刻みの生年コーホートに集計しても、最も重要な 40 歳から 49 歳層における夫婦調査の標本数は 3,000 組未満にとどまる。このため、学歴別の既婚生涯無子者のような構成比の小さい集団では推計誤差が大きく、詳細な分析には限界がある。これに対し、本論文で用いる国勢調査は悉皆調査であり、その大規模性を生かして属性別の詳細な分析が可能である。また、単独世帯など標本調査では十分に把握しにくい集団についても安定的に観察できる。その結果、生涯未婚者や既婚生涯無子者といった小規模な集団についても、1 歳刻み・学歴別に完結出生児数の分布や完結出生率を精度良く推計できる。

本論文では、構築した生年別・学歴別の完結出生率データを用いて、日本の少子化の進展に関する 5 つの事実を示す。悉皆データに基づき、全人口を対象として、学歴別にこれらの事実を体系的に明らかにする点に本論文の特徴がある。第 1 に、日本の完結出生率は、1955 年生まれから 1970 年生まれにかけて大きく低下した後、1970 年以降に生まれた世代では下げ止まっている。具体的には、完結出生率は 1955 年生まれの 2.0 から 1970 年生まれの 1.4 へと、水準で 0.6 低下したが、1980 年生まれでも 1.4 の水準を維持している。以下では、この低下が集中的に生じた 1955 年生まれから 1970 年生まれまでの変化を主な対象として、完結出生率低下の要因を整理する。この意味で、日本の少子化は、特定の生年コーホートで生じた水準の低下として捉えるべきである。さらに、この低下は学歴によらずほぼ同じ時期に生じており、低下幅も学歴間で大きく異ならない。完結出生率の水準自体は高学歴層ほど低いものの、その変化幅には大きな学歴差が見られない。この事実は、急速な高学歴化が進んだ時期であったにもかかわらず、高学歴化そのものは完結出生率の低下をほとんど説明しないことを示している。実際、学歴構成の変化による寄与は、1955 年生まれから 1970 年生まれにかけての完結出生率低下の約 5%にとどまり、残りの大部分は学歴内での出生行動の変化によって説明される。

第 2 に、完結出生児数の分布は、従来の「子供 2 人」中心から、生涯無子の割合が高い形へと変化した。かつて多数派であった子供 2 人の女性の割合が低下する一方で、生涯無子の女性が大きく増加している。ただし、この変化は、子供を持つ女性が大きく子供数を減らしたことによって生じたものではない。子供を持つ女性に限った平均完結出生児数は、1955 年生まれから 1970 年生まれにかけて約 2.2 から約 2.0 への低下にとどまり、この変化が完結出生率低下全体に占める寄与は約 3 分の 1 である。すなわち、学歴を問わず、完結出生率低下は有子女性の子供数の減少だけでは説明できず、生涯無子の増加を伴う分布全体の変化として生じている。

第 3 に、残る約 3 分の 2 を占める生涯無子の女性の増加を生涯未婚と既婚生涯無子に分けると、両者の寄与はほぼ同じ大きさであった。従来の日本研究では、出生率の低下を有配偶率と有配偶出生率に分けて捉えることが多かった[4]。これは、生涯を通じて子供を持たなかった個人を直接把

[3] Ghaznavi et al. (2022) では、回答率を考慮した上で国勢調査の配偶関係別人口割合を用いて未婚者のデータを統合している。

[4] 日本の出生率の低下を有配偶率と有配偶出生率に分解した先駆的な研究として阿藤 (1982) がある。

握できるデータが限られていたためである。これに対し、調査時点の婚姻状態によらず生涯無子の女性を観察したことで、既婚生涯無子という、これまで十分に観察されてこなかったカテゴリーの動向を明らかにした。このカテゴリーも含めたことで、完結出生率の低下は「結婚しないこと」「結婚しても子供を持たないこと」「子供を持っても人数を減らすこと」という 3 つの変化が同程度に積み重なった結果であることが示される。この 3 要因の同時定量化は、結婚持続期間で対象を限定する標本調査では不可能であり、全人口の婚姻状態と子供数を観察できる国勢調査によって初めて可能になった。

第 4 に、生涯未婚率の上昇の多くの部分は、親と同居する生涯未婚者の増加として現れている[5]。一方、全女性に占める単独世帯の生涯未婚者の割合は、親と同居する生涯未婚者ほど大きく増加しておらず、同棲などを含むその他の世帯類型も低い水準にとどまっている。この親同居者の増加は学歴によらず観察されるが、特に低学歴層で顕著である。

最後に、増加した親同居の生涯未婚女性では、「主に仕事」の割合が高水準で推移しており、「家事」の割合はむしろ低下している。このことは、親との同居の増加が介護や家事のための離職によって生じているわけではないことを示している。

これらの事実は、日本の少子化を、生年・学歴・婚姻状態・世帯構造を横断して記述するための新たな実証的基盤を提供する。本論文の結果は、完結出生率の低下が、有子女性の平均完結出生児数の減少だけでなく、生涯無子の個人の増加、とりわけ新たな世帯形成に至らない生涯未婚者の増加として現れていたことを示している。ただし、その寄与の構造は学歴によって異なっていた。したがって、夫婦の出産選択だけを対象とする分析や、高学歴女性のみに注目する分析だけでは、日本の少子化の全体像を十分に捉えることはできない。

本論文は、出生率の計測、完結出生率低下の分解、生涯未婚者の世帯構造という三つの研究の文脈に貢献する。第 1 に、出生履歴を直接観察できないデータから出生率を推計する方法に関する研究である。代表的な方法として、世帯内の母子関係と子供の年齢を用いて過去の出生を復元する同居児法 (own-children method) があり、Cho et al. (1986) によって体系化された後、センサスや大規模調査を用いた出生率推計に広く応用されてきた。Cicali and De Santis (2002) は、同居児法と擬似パネルを組み合わせ、社会経済属性別のコーホート出生率を推計している。また、Avery et al. (2013) や Timæus (2021) は、同居児法の有効性と推計上の注意点を再検討している。日本については、松村 (2011) が、国勢調査の公表データと人口動態統計の「子の出生順位別出生数」を組み合わせて、完結出生児数別人口を計測する試みを行っている。ただし、公表集計に基づくため、学歴別など生年コーホート内での属性別分解には限界があった。本論文の手法は同居児法と密接に関係するが、単に生年別の平均的な完結出生率を推計するものではない。複数時点の国勢調査を接続し、各時点で観察される 10 歳未満の子供と 10 歳以上の子供の情報を組み合わせることで、同じ子供の二重計上を避けながら、生年・学歴別の完結出生児数分布を復元する。したがって、本論文は、同居児法を平均出生率の推計から完結出生児数分布の推計へ拡張するものとして位置づけられる。この手法は、乳児死亡率の低さや実子との同居率の高さといった条件を必要とするため、すべての時代・地域にそのまま適用できるわけではない。しかし、人口センサス

[5] 未婚者のうち親と同居する人の割合の増加については、先行研究でも指摘されてきた (西・菅, 2005a,b; 山田, 2015; 中村・丸山, 2017)。

という広く利用可能なデータを用いる点で、他国への応用可能性を持つ。

第 2 に、本論文は、完結出生率の低下を、生涯無子の増加と有子女性の平均完結出生児数の変化に分けて捉える研究に貢献する。欧州については、Sobotka (2017) が長期的な生涯無子率の推移を整理し、Beaujouan et al. (2016) は、女性の高学歴化が生涯無子率の上昇に与える構成効果は限定的であり、むしろ学歴内での変化が重要であることを示している。韓国については、Hwang (2023) が、近年のコーホート出生率の低下を、生涯未婚女性の増加、既婚生涯無子女性の増加、有配偶女性の晩産化と子供数の減少に分解している。これらの研究はいずれも、平均出生率の水準だけでなく、生涯無子の増加がどの集団で生じているのかを把握する重要性を示している。日本についても、出生率の低下を有配偶率と有配偶出生率に分解する研究が蓄積されてきた。日本では婚外子の割合が極めて低く、婚姻行動の変化と出生率の変化が密接に結びついている。Raymo (2022) が整理するように、日本では晩婚化・未婚化が進む一方で、欧米と比べて結婚と出産の分離は限定的である。Ghaznavi et al. (2022) や Kondo (2026) は、日本の出生行動を学歴・所得・出生年別に分析している。本論文は、国勢調査の悉皆性を用いることで、1 歳刻みの生年・学歴別に、生涯未婚者、既婚生涯無子者、有子女性の平均完結出生児数を統一的に推計できる点に特徴がある。

第 3 に、本論文は、生涯未婚者の世帯構造、とりわけ親との同居に関する研究とも関係している。日本では、親と同居する未婚者の増加が西・菅 (2005a,b) などによって記述されてきた。また、Yu and Kuo (2016) は親との同居と初婚形成の関係を分析し、中村・丸山 (2017) は親の健康状態や資産と親子同居の関係を検討している。本論文は、これらの研究が注目してきた親同居未婚者の増加を、生涯未婚率の上昇と完結出生率低下の分解の中に位置づけて分析する点に特色がある。

本論文の構成は以下の通りである。第 2 節で、国勢調査の複数時点接続による生年・学歴コーホート別の子供数分布および完結出生率の推計方法を提示する。第 3 節で、本手法が依拠する主要な仮定であるコーホートの同一性、国勢調査の網羅性、子供の同居状況の妥当性を検証する。第 4 節では、推計結果を「発見された事実」として提示する。生年・学歴コーホート別の完結出生率および完結出生児数分布の推移を示したうえで、子供を持つ女性の平均完結出生児数と生涯無子率の寄与を分解し、さらに完結出生率低下の中心にある生涯未婚者の世帯構成と就業状態を分析する。第 5 節では、本手法で完結出生児数を確定できるコーホートより新しいコーホートに目を向け、人口動態統計を補助的に用いて近年の出生率動向と今後の展望を議論する。第 6 節は結論である。

2　推計手法

本節では、第 1 節で概観した推計手法を具体的に定式化する。2.1 節では、本論文で用いる日本の国勢調査の概要と、出生履歴の復元に利用する変数を説明する。2.2 節では、生年・学歴によって規定される個人の集団をコーホートとみなすことで、繰り返し横断データである国勢調査を擬似的なパネルデータとして扱えることを指摘する。2.3 節では、同居する子供の情報を用いて子供

数分布を推計する手法を導入する。あわせて、近年の調査で増加している学歴不詳の個人を各学歴区分に按分する手続きも、この手法に組み込んで示す。

2.1　データ：国勢調査

本論文で用いるのは、総務省統計局が実施する日本の国勢調査の個票データである。国勢調査は 1920 年以来、原則として 5 年に一度実施される悉皆調査であり、日本国内に常住するすべての個人と世帯を対象とする。調査項目は、西暦の末尾が 0 の年に実施される「大規模調査」と末尾が 5 の年に実施される「簡易調査」で異なっており、学歴をはじめとする詳細な属性項目は大規模調査でのみ調査される。本論文では、個票データが利用可能な最大の期間である 1980 年、1990 年、2000 年、2010 年、2020 年の 5 時点の大規模調査を接続して用いる。国勢調査の大規模調査の調査事項は、全世帯員の生年月・性別・世帯内の続柄・配偶関係・就業状態・教育の状況などである。過去の出生児数そのものは調査されていないが、世帯内の続柄情報から回答者と同居する子供を識別でき、その年齢から親にとっての出生の時期が把握できる。

2.2　生年・学歴コーホート

国勢調査は繰り返し横断データであり、同一個人を直接追跡するものではない。しかし、同一生年・同一学歴で定義される集団を複数時点で観察することで、生年・学歴コーホートを擬似的なパネルとして扱うことができる。

本論文では、生年ごとの集団を学歴によって中学卒、高校卒、短大・専門卒 (以下、短大卒)、大学・大学院卒 (以下、大学卒) の 4 区分に分類し、同一生年・同一学歴の個人の集団を追跡する。日本においては、学歴は一定の年齢を超えるとほとんど変化しないため、時点を通じて同一個人を識別するのに利用できる。また、出生行動に大きな影響を与える個人属性であり、別の集団として区別して観察する意義が大きい。以下では、生年と学歴によって分類された個人の集団を「生年・学歴コーホート」、あるいは単にコーホートとよぶ。

学歴は国勢調査の各調査時点における調査事項「学校区分」にしたがって分類する。国勢調査では「在学中・卒業・未就学の別」を調査しているが、ここでは就学状態によらず回答された学校区分に基づいて分類する。日本では 25 歳以降の個人のほとんどは就学状態が「卒業」となるが、コーホートによっては 20 歳のデータを用いるため、短大・大学に「在学中」の個人は卒業するものとみなして「学歴」として扱う。在学中の学校を卒業できなかったり、短大・専門学校などを卒業してから大学に進学したりする場合には、同一個人であっても時点によって割り振られる学歴が変動する。また、実際の学歴には変化がなくても、国勢調査において学歴を回答しなければ学歴は「不詳」となる。こうした要因により、各調査時点で一定の生年・学歴集団を追跡しても、厳密には同一個人の集団とはならない。その問題の影響については第 3 節で議論するが、結果的には大きな問題とはならない。

人口学において、特定の年齢までに生まれた子供の数を「既往出生児数 (Children Ever Born: CEB)」とよぶ。本論文で構築する子供数分布とは、各コーホートについて利用可能な最後の国勢

調査時点での既往出生児数別の人口割合であり、人口再生産年齢をほぼ終えたコーホートについては完結出生児数の分布に対応する。その計算には人口再生産年齢全体での状況が観察できる必要がある。ただし、国勢調査の大規模調査は 10 年に 1 度であるため、全コーホートで同じ年齢での状態を観察することはできない。そこで、本論文では、各生年コーホートについて、20 歳から 59 歳の年齢範囲に入る大規模調査年をすべて用いる。生年 j にとって k 回目の国勢調査の実施時点を $T_{j,k}$ 年とすれば、$T_{j,k} - j$ 歳時点での状況が観察できる。たとえば、1958 年生まれについては、22 歳時点の 1980 年から 52 歳時点の 2010 年まで 4 回の国勢調査を利用することで、それぞれ 22 歳、32 歳、42 歳、52 歳の時点の情報が利用できる。

ここでは 1940 年から 1980 年生まれコーホートを対象としているが、すべてのコーホートで人口再生産年齢期が完全に把握されているわけではない。個票データを利用できる最も古い大規模調査が 1980 年であるため、その時点ですでに 30 歳以上となる 1950 年以前生まれのコーホートについても 1980 年が最初の調査となる。一方、2020 年が最新となるため、1971 年以降生まれのコーホートについては 50 歳に達する前に観察が終了する。その結果、利用できる調査回数は生年によって異なり、1940 年生まれは 2 回、1941〜1950 年生まれおよび 1971 年以降生まれは 3 回、1951〜1970 年生まれは 4 回となる。ここでは統一的な記法を用いるため、以下では生年 j にとっての最後の国勢調査を K_j 回目と書く。

2.3 子供数分布と完結出生率

本論文の手法では、各コーホートについて、0 人を含む子供数の分布を計算する。この分布が得られれば、完結出生率はその平均として計算できる。また、子供を持たない女性の割合、子供を持つ女性の平均子供数、婚姻状態別の子供数分布などを用いたさまざまな分解も可能になる。以下では、国勢調査の複数時点の情報を用いて、生年・学歴コーホートごとの子供数分布を計算する具体的な手順を示す。本論文の推計対象は女性であり、同居する子供は母親に紐付けて数える。

この手順の重要なポイントは、各調査時点で同居している子供を 10 歳未満と 10 歳以上に分けることである。大規模調査は 10 年ごとに実施されるため、10 歳未満の同居子は前回調査以降に新たに生まれた子供とみなせる。一方で、10 歳以上の同居子は前回調査時点ですでに存在していた子供であり、今回新たな出生が観察されたときに、前回時点の子供数を特定するために用いる。そのため、ある人が今回 n 人の子供と同居し、そのうち m 人が 10 歳未満であれば、その人は前回調査時点では $(n-m)$ 人の子供をもつ人として把握されており、前回調査以降に m 人の子供を得て子供数が n 人の状態へ移ったと解釈できる。この解釈には、少なくとも末子が 10 歳になるまで、長子以下全ての子供が母親と同居しているという仮定が必要である。もし年長の子供がすでに別居していれば、今回観察される 10 歳以上の同居子数から前回時点の子供数を正しく特定できず、子供数分布を過小評価する可能性がある。

このようにして得られる時点間の遷移情報を、コーホートが 20 歳代となる最初の調査から 50 歳前後となる最後の調査まで積み重ねることで、子供数の分布を更新していく。更新の対象を、前回調査以降の新たな出生を示す 10 歳未満の子供がいる場合に限ることで、同じ子供を複数回数えることを避けられる。また、10 歳未満の子供のいない世帯での子供の数の変動を無視することで、

成長して独立・別居した子供によって、すでに到達した子供数から少ない子供数の区分へ戻ってしまうことも防げる。

実際の計算手順は、厳密に同一個人の集団が追跡できるのであれば、単純な繰り返し計算として書ける。すなわち、生年・学歴コーホートごとに、再生産年齢の最初期時点での同居児の状況をスタートとして、その後の各調査時点で同居する 10 歳未満および 10 歳以上の子供の人数から既往出生児数別の遷移を把握し、逐次更新していけばよい。しかし、現実の国勢調査では、生年と学歴だけでは完全には同一個人を追跡できない。特に、学歴を回答しない学歴不詳の個人が無視できない規模で存在し、その割合は近年の調査で大きく上昇していることが知られている[6]。そのため、計算手順において学歴不詳に対応する必要がある。

以下では、子供数分布の計算を 2 つのステップに分けて定式化する。第 1 ステップでは、各調査時点において学歴不詳の個人を既知学歴の構成比に比例して各学歴へ按分し、生年・学歴コーホートごとの人口と同居子情報を作る。第 2 ステップでは、この按分後のデータを用いて、同居子の年齢構成にもとづく子供数分布の逐次更新を行う。最終的に、K_j 回目の国勢調査時点におけるコーホート人口に対する割合として、0 人を含む子供数分布を得る。

まず、生年 j・学歴 e のコーホートについて、k 回目の調査時点を $T_{j,k}$ とし、その時点で観察される個人の集合を $\mathcal{N}^e_{j,k}$ と書く。また、個人 i が調査時点で同居している子供の総数を n^e_{ijk}、そのうち 10 歳未満の子供の数を n^{e-}_{ijk} と書く[7]。観察できる 4 つの学歴区分の集合を $\mathcal{E}$、学歴不詳を u とし、両者を合わせた集合を $\bar{\mathcal{E}} = \mathcal{E} \cup \{u\}$ と表す。学歴不詳の個人についても、同居する子供の情報そのものは観察できる。以下の逐次計算では、k 回目の調査時点までの既往出生児数が n 人である人口 $P^e_{j,k}(n)$ を更新していく。また、これをコーホート人口で割った割合を $S^e_{j,k}(n)$ とする。

第 1 ステップでは、各調査時点で観察された既知学歴の構成比に比例して、学歴不詳の個人を各学歴に振り分ける。生年 j の第 k 回調査における学歴 e の観察人数を $\tilde{N}^e_{j,k}$、学歴不詳の人数を $\tilde{N}^u_{j,k}$ とする。ここでチルダは按分前の観察値を表す。既知学歴のなかでの学歴 e の割合を

$$\pi^e_{j,k} = \frac{\tilde{N}^e_{j,k}}{\sum_{e' \in \mathcal{E}} \tilde{N}^{e'}_{j,k}}, \qquad e \in \mathcal{E} \tag{1}$$

と定義する。不詳按分後のコーホート人口は

$$N^e_{j,k} = \tilde{N}^e_{j,k} + \pi^e_{j,k} \tilde{N}^u_{j,k} \tag{2}$$

[6]国勢調査において学歴不詳が発生する主な要因は、調査そのものへの非回答である。国勢調査は全数調査であるが、2000 年前後までは配布した調査票のうち回収できた割合として定義される「回答率」も非常に高く (2000 年の国勢調査では 98.3%)、文字通りの全数回答に近い状況であった。しかし、2020 年の国勢調査では回答率は 81.0%まで低下しており、調査票を回収できない場合が無視できない程度存在している。国勢調査では調査票が回収できなかった場合でも住民基本台帳の記録や近隣への聞き取りなどで補完しており、人口など基本的な情報に関しては「全数調査」が達成されているが、そうして補完された個人については、調査票以外での把握が難しい詳細な項目が多くの場合「不詳」となる。学歴もそうした補完されない項目の一つである。

[7]国勢調査では、続柄は世帯主を基準に記録されるため、世帯主以外の世帯員同士の関係は直接には観察できない。たとえば、世帯主の子が複数同居しており、そのうちの誰かに子供 (世帯主から見て孫) がいる場合、その孫がどの子の子であるかは識別できない。このような場合、本論文では、その孫を「有配偶の子のうち最年長の者の子」と仮定して割り当てる。

となる[8]。

第 2 ステップでは、按分後のデータに対して、子供の同居状況にもとづく逐次更新を適用する。まず第 1 回調査では、同居子数の分布を既往出生児数分布の初期値とする。不詳按分前の既往出生児数別人口は

$$\tilde{P}^{e}_{j,1}(n) = \sum_{i \in \mathcal{N}^{e}_{j,1}} \mathbf{1}\left\{ n^{e}_{i,j,1} = n \right\}, \qquad e \in \bar{\mathcal{E}} \tag{3}$$

である。これに学歴不詳を按分すると、初期人口は

$$P^{e}_{j,1}(n) = \tilde{P}^{e}_{j,1}(n) + \pi^{e}_{j,1}\, \tilde{P}^{u}_{j,1}(n) \tag{4}$$

となる[9]。

第 2 回以降の調査 $k \geq 2$ では、各個人について、10 歳未満の子供の数 $m = n^{e-}_{ijk}$ と同居子の総数 $n = n^{e}_{ijk}$ を用いる。学歴不詳を按分する前に、10 歳未満の子供が m 人、同居子の総数が n 人である個人の人数を

$$\tilde{Q}^{e}_{j,k}(m,n) = \sum_{i \in \mathcal{N}^{e}_{j,k}} \mathbf{1}\left\{ n^{e-}_{ijk} = m,\ n^{e}_{ijk} = n \right\}, \qquad e \in \bar{\mathcal{E}} \tag{5}$$

と定義する。この人数についても、第 1 ステップで定義した割合 $\pi^{e}_{j,k}$ にもとづいて学歴不詳を按分し、

$$Q^{e}_{j,k}(m,n) = \tilde{Q}^{e}_{j,k}(m,n) + \pi^{e}_{j,k}\, \tilde{Q}^{u}_{j,k}(m,n) \tag{6}$$

を得る。

10 歳未満の子供がいる場合、すなわち $m \geq 1$ の場合、その個人には前回調査以降に新たに m 人の子供が生まれたと解釈できる。したがって、今回の調査時点で同居子が合計 n 人であれば、前回調査時点では $(n-m)$ 人の子供をもつ人として把握されていたことになる。この対応を用いると、$Q^{e}_{j,k}(m,n)$ は子供数区分間の移動を表すため、既往出生児数が n 人である人口の純増分を

$$\Delta^{e}_{j,k}(n) = \sum_{m=1}^{n} Q^{e}_{j,k}(m,n) - \sum_{m \geq 1} Q^{e}_{j,k}(m, n+m) \tag{7}$$

と定義できる。右辺の最初の項は、前回調査以降に子供を得て、今回調査時点で子供数が n 人になった人口である。右辺の次の項は、前回調査時点では子供数が n 人だったが、その後に子供を得て n 人より多い区分へ移った人口である。したがって、$\Delta^{e}_{j,k}(n)$ は、前回調査から今回調査までの間に、既往出生児数が n 人である人口がどれだけ変化したかを表す。

---

[8] この按分により、各時点での按分後の学歴構成比 $N^{e}_{j,k} / \sum_{e' \in \mathcal{E}} N^{e'}_{j,k}$ は、その時点で観察された既知学歴の構成比 $\pi^{e}_{j,k}$ にそのまま一致する。とくに最終調査時点 $k = K_j$ では、学歴合計の完結出生率に用いる学歴構成比 ω^{e}_{j} は按分の影響を受けない。

[9] 1951 年以降生まれのコーホートでは、第 1 回調査時点は 20 歳代であり、初産年齢を考慮すれば子供がいたとしても年少で、独立して別居している子供は多くないため、同居子数をそのまま既往出生児数とみなせる。ただし、1946 年以前生まれのように、若年で生まれた子供が 1980 年時点で 19 歳以上となる場合には、その子供がすでに別居していれば、子供の数がやや過小に推計される可能性がある。

以上を用いて、既往出生児数が n 人である人口を次のように更新する。

$$P^e_{j,k}(n) = \frac{N^e_{j,k}}{N^e_{j,k-1}} P^e_{j,k-1}(n) + \Delta^e_{j,k}(n) \tag{8}$$

右辺の第 2 項は前段で定義した純増分であり、前回調査から今回調査までの間に、子供数が n 人である人口がどれだけ変化したかを表す。右辺の第 1 項は、前回調査時点で子供数が n 人だった人口を、今回調査時点で観察されるコーホート人口の規模に合わせて調整したものである。この調整が必要なのは、学歴不詳の按分に加えて、死亡・転出入・学歴の変更などにより、観察されるコーホート人口が調査時点間で変化しうるためである。したがって、この更新式では、前回調査までに得られた子供数分布を今回調査時点のコーホート人口に比例的に合わせたうえで、新たに観察された子供数の純変動を加えている[10]。

この更新を最終調査 $k = K_j$ まで繰り返すことで、最終調査時点における既往出生児数別人口 $P^e_{j,K_j}(n)$ を得る。これを同時点のコーホート人口で割ると、0 人を含む子供数の分布は

$$S^e_j(n) = \frac{P^e_{j,K_j}(n)}{\sum_{n' \geq 0} P^e_{j,K_j}(n')} = \frac{P^e_{j,K_j}(n)}{N^e_{j,K_j}} \tag{9}$$

と書ける。

ここで、完結出生率とは、人口再生産年齢をほぼ終えたコーホートにおける女性 1 人あたりの完結出生児数の平均である。したがって、生年 j・学歴 e の完結出生率は、子供数分布 $S^e_j(n)$ の平均として

$$\mathrm{CFR}^e_j = \sum_{n \geq 0} n\, S^e_j(n) \tag{10}$$

と計算できる。学歴を合計した生年 j 全体の完結出生率は、最終調査時点の学歴構成比 $\omega^e_j = N^e_{j,K_j} / \sum_{e' \in \mathcal{E}} N^{e'}_{j,K_j} = \pi^e_{j,K_j}$ を用いて、学歴別の完結出生率を加重平均した

$$\mathrm{CFR}_j = \sum_{e \in \mathcal{E}} \omega^e_j \, \mathrm{CFR}^e_j \tag{11}$$

である。

学歴不詳の個人が存在せず、各調査時点で同じコーホート人口が観察できる理想的な場合には、上記の手続きはより単純になる。まず、各調査時点で学歴不詳 $\tilde{N}^u_{j,k}$ が常にゼロであれば、式 (2) の不詳按分は不要である。また、死亡・国外との転出入・学歴の変更などによるコーホート人口の変動も無視できれば、人口調整係数 $N^e_{j,k}/N^e_{j,k-1}$ は 1 になる。この場合、既往出生児数別人口の更新式は $P^e_{j,k}(n) = P^e_{j,k-1}(n) + \Delta^e_{j,k}(n)$ という単純な逐次更新に帰着する。人口調整係数が計算結果に与える影響については、第 3 節で検証する。

[10] 純増分は全体で相殺して $\sum_{n \geq 0} \Delta^e_{j,k}(n) = 0$ となるため、各時点で $\sum_{n \geq 0} P^e_{j,k}(n) = N^e_{j,k}$ が保たれ、$S^e_{j,k}(n)$ の総和は 1 になる。

3　推計手法の仮定

第 2 節で示した推計手続きは、いくつかの仮定に依拠している。本節では、これらの仮定を明示したうえで、本分析において十分に満たされているかを確認する。まず 3.1 節では、生年・学歴集団を調査時点を通じて同一の集団として扱えるかを検討する。具体的には、国際人口移動、学歴変更、国勢調査への非回答が集団の同一性に与える影響を評価する。次に 3.2 節では、国勢調査で把握される子供の人口を人口動態統計の出生数と比較し、出生した子供が国勢調査で十分に捕捉されていることを確認する。3.3 節では、子供の母親との同居率を年齢別に確認し、10 歳未満の同居子を用いて出生を把握することの妥当性を検証する。最後に 3.4 節では、長子と末子の年齢差に加え、5 年ごとの国勢調査を用いた補足的な検証により、子供数分布の更新に必要な同居仮定がどの程度満たされているかを評価する。

3.1　生年・学歴集団の同一性

本論文の推計では、各調査時点で観察される同一生年・同一学歴の女性を、同じ集団として扱う。この仮定が成り立つなら、国勢調査の繰り返し横断データを用いて、生年・学歴別の出生行動を擬似的に追跡できる。

生年は個人に固定された属性である。また、日本国内に居住している限り、すべての個人が国勢調査の対象となる。一方で、学歴は調査時点によって変わる可能性があり、また調査票が回収されなかった場合には学歴が不詳となる。さらに、海外への転出入があれば、同じ生年の集団であっても、国内の国勢調査で観察される人口は調査時点を通じて完全には一致しない。したがって、生年・学歴集団を同一の集団として扱ううえで問題となるのは、主に国際人口移動、学歴変更、国勢調査への非回答の 3 点である。

第 1 に、国際人口移動については、計算結果に影響を与える可能性がある。たとえば、日本人女性が海外で出産し、子供が 10 歳を超えてから帰国する場合、その出生は本論文の方法では把握されない。また、日本に居住する外国人女性の出生は、国勢調査上は日本国内の出生行動として観察される。外務省の海外在留邦人数調査統計によれば、2000 年時点で海外に長期滞在している者は約 53 万人であり、日本の総人口の約 0.4%である。趨勢的には増加してきたが、2020 年の時点でも 83 万人と低い水準である。また、在留外国人統計によれば、中長期在留者と特別永住者を合わせた 20 歳から 49 歳までの外国人の総数は 2000 年時点で約 114 万人、うち女性が約 62 万人、0 − 9 歳は約 18 万人である。こちらも増加しているが、2020 年時点でも 20 歳から 49 歳までの総数は約 196 万人、うち女性約 95 万人、0 − 9 歳約 17 万人にとどまっている。こうしたことから、国際人口移動が完結出生率の推計に与える影響は限定的であると考えられる。

第 2 に、学歴変更についても影響は小さい。国勢調査では、在学中の学校区分を含めて学歴を分類しているため、20 歳代前半では調査時点によって学歴区分が変わる可能性がある。2020 年国勢調査によれば、30 歳以上で何らかの学校に通学している人口は、男性で 6 万 3 千人、女性で 6 万 9 千人であり、30 歳以上人口約 9,000 万人の 0.1%程度にすぎない。このため、少なくとも 30 歳以降の学歴変更による生年・学歴別人口の変動は、定量的には無視できる水準である。

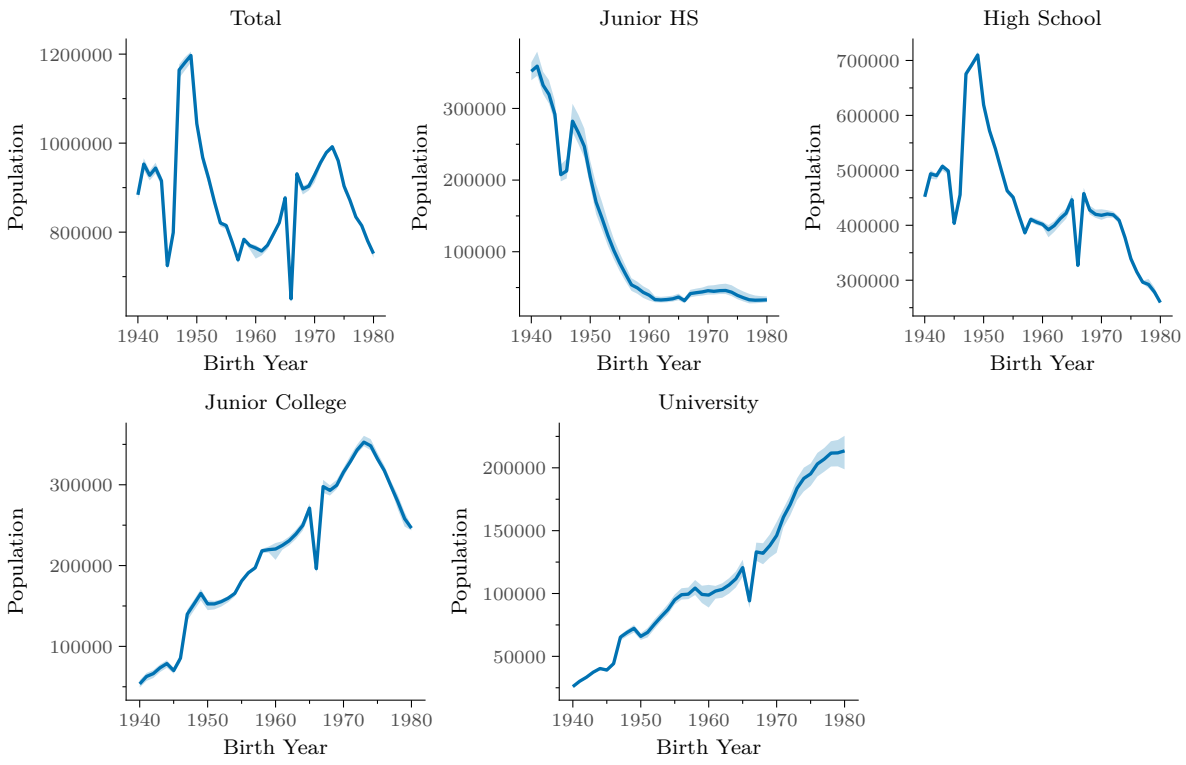

図 1 生年・学歴別人口の変動幅

第 3 に、国勢調査への非回答は、学歴不詳の増加として現れる。2.3 節で述べたように、本論文では、学歴不詳の個人を、同じ生年・調査時点における既知学歴の構成比に比例して各学歴に按分している。この処理が大きな歪みを生んでいないかを確認するため、各生年・学歴集団の人口が調査時点を通じてどの程度変動するかを検証する。

図 1 は、各生年・学歴集団について、利用可能な大規模調査で観察された人口の最大値と最小値の幅を網掛け部分で、平均を実線で示したものである。利用可能な調査回数は最大 4 回であるが、1940 年生まれは 2 回、1941〜1950 年生まれおよび 1971 年以降生まれは 3 回となる。

1965 年以降生まれの高校卒・短大卒では、最大値と最小値の差がやや大きく、20%程度に達する集団もある。しかし、学歴不詳を含めた生年別人口全体で見ると、人口の変動幅は 1〜3%程度にとどまる。したがって、学歴別人口の変動の多くは、実際の人口移動や学歴変更ではなく、学歴不詳の増加とその按分に由来していると考えられる。

以上より、生年・学歴集団を完全な個人パネルとして扱うことはできないものの、国際人口移動や学歴変更の規模は小さく、学歴不詳を含めた生年別人口全体も安定している。本論文の推計において、生年・学歴集団の同一性からの乖離が完結出生率に与える影響は限定的である。

3.2　人口動態統計からみた国勢調査の網羅性

次に、国勢調査で観察される子供の人口が、出生数をどの程度正確に反映しているかを確認する。本論文の方法では、出生そのものではなく、調査時点で母親と同居している子供を用いて出

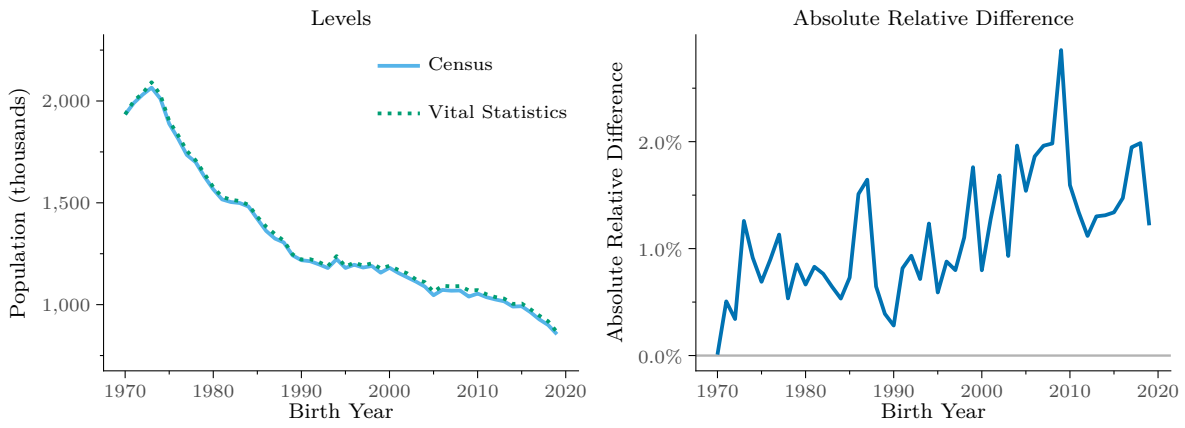

図 2 国勢調査と人口動態統計における出生数

注：左図は、国勢調査で把握された 10 歳未満の子供人口と、人口動態統計の出生数を出生年別に比較したものである。右図の Absolute Relative Difference は、出生年 b ごとに、国勢調査で把握された子供人口を C_b、人口動態統計の出生数を V_b として、$|C_b - V_b| / V_b$ と計算した。

生履歴を復元する。そのため、まず出生した子供が国勢調査において十分に捕捉されていることが必要である。

この点を検証するため、国勢調査で把握される 10 歳未満の子供の人口を、人口動態統計の出生数と比較する。人口動態統計は出生届に基づく悉皆統計であり、日本における出生数を把握するうえで最も基本的な統計である。

図 2 は、国勢調査の各調査年に観察される 10 歳未満の子供を生年別に集計し、対応する人口動態統計の出生数と比較したものである。右図では、出生年ごとに、国勢調査で把握された子供人口と人口動態統計の出生数の差の絶対値を、人口動態統計の出生数で割った値を示している。

図 2 が示すように、国勢調査で把握される子供の人口は、人口動態統計の出生数とほぼ完全に一致している。絶対相対差は最大でも 2.86%であり、出生年平均では 1.12%にとどまる。したがって、少なくとも 10 歳未満の子供については、国勢調査が出生した子供をきわめて高い精度で捕捉しているといえる。この結果は、本論文の方法で用いる同居子情報が、出生履歴を復元するための基礎情報として十分に信頼できることを示している。

3.3 親と子の同居の状況

国勢調査で出生した子供が把握されていても、その子供が調査時点で母親と同居していなければ、本論文の方法では母親の出生児数として計算できない。したがって、10 歳未満の同居子を用いて出生を把握するためには、少なくとも子供が 10 歳になるまで母親と同居していることが必要である。

図 3 は、1980 年から 2020 年までの国勢調査を用いて、子供の年齢別に母親との同居状況を示したものである。図では、母親と同居している子供を、両親と同居している場合と母親のみと同居している場合に分けて示している。

図からは、両親と同居している子供と母親のみと同居している子供を合わせると、母親との同

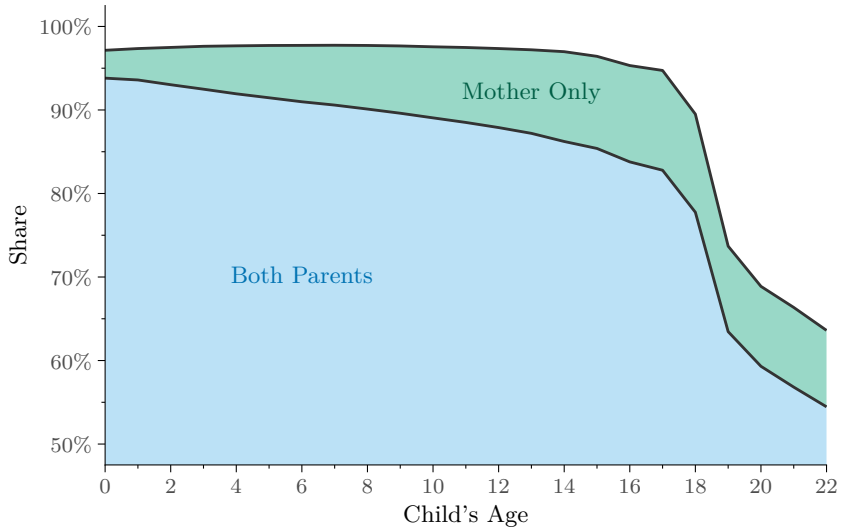

図 3 子供の年齢別にみた親との同居状況

居率がきわめて高いことが分かる。両親と同居している割合は年齢とともに低下するが、母親と同居している割合は 15 歳頃までほぼ 100%の水準にあり、18 歳時点でも約 90%である。したがって、10 歳未満の子供については、母親との同居情報を用いて出生を把握することによる過小評価は非常に小さいと考えられる。

これに対し、18 歳を超えると、進学、就職、結婚などによって子供が親元を離れる場合が増える。そのため、18 歳以上の子供については、同居情報だけから母親の過去の出生を正確に把握することは難しい。本論文で利用可能な最も古い国勢調査は 1980 年である。1947 年以降に生まれた女性については、仮に 15 歳で出産したとしても、その子供は 1962 年以降に生まれている。したがって、1980 年時点でその子供は 18 歳以下であり、親元を離れていることによる出生履歴の過小把握は比較的小さいと考えられる。このため、1947 年以降に生まれた女性については、おおむね同等の精度で出生履歴を復元できると考えられる。

3.4 長子と末子の同居の状況

子供数分布を推計するには、10 歳未満の子供が観察された時点で、その兄姉も母親と同居しており、同居子数からその女性の既存の子供数を把握できるという追加的な仮定が必要である。本論文の計算では、ある調査時点で 10 歳未満の子供がいる女性について、その子供を前回調査以降に生まれた子供とみなし、同じ時点で同居している 10 歳以上の子供を前回調査時点ですでにいた子供として扱う。したがって、今回観察される同居子数から前回調査時点の子供数を復元し、子供数分布を逐次的に更新するには、少なくとも末子が 10 歳になるまで、その兄姉が母親と同居している必要がある。

もし末子が 10 歳になる前に年長の兄姉がすでに別居していれば、同居子数から前回調査時点の子供数を正しく復元できず、子供数分布を過小評価する可能性がある。この仮定の妥当性を確認するため、長子と末子の年齢差に注目する。3.3 節で見たように、母親との同居率は 15 歳頃まではほぼ 100%の水準にあり、18 歳時点でも約 90%である。したがって、長子と末子の年齢差が十

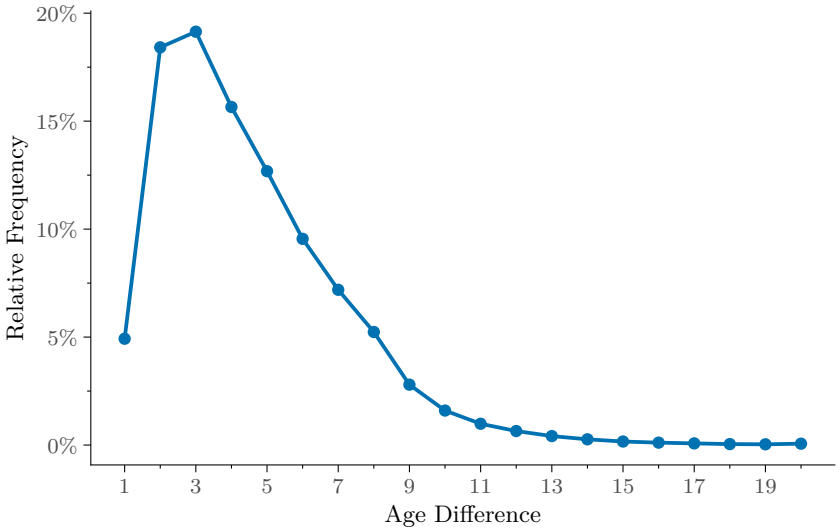

図 4 長子と末子の年齢差の分布

注：1965 年生まれの母親と同居する 9 歳の子供がいる世帯における末子と長子の年齢差の分布を示した。1965 年生まれの母親は、1990 年以降の利用可能な大規模調査時点で 25 歳、35 歳、45 歳、55 歳として観察される。年齢差が 1 年以上の世帯に条件づけており、相対度数はこの条件付き母集団内で再計算した。

分に小さければ、末子が 10 歳になる時点でも長子が母親と同居している可能性は高い。逆に、年齢差が大きい場合には、末子が 10 歳になる前に長子がすでに親元を離れている可能性がある。

国勢調査では別居している兄姉の情報を観察できないため、実際の長子と末子の年齢差を直接測ることはできない。そこで本論文では、9 歳の子供がいる世帯に注目し、その時点で同居している子供のうち最年長の子供と最年少の子供の年齢差を確認する。1965 年生まれの母親に対象を限ることで、利用可能な大規模調査時点で 25 歳から 55 歳までの母親を観察し、追加出生が生じる可能性を小さくしつつ、年長の子供が別居し始める前の年齢差を把握できる。

図 4 は、1965 年生まれの母親について、9 歳の子供がいる世帯における同居子の年齢差を示している。1965 年生まれを用いるのは、利用可能な大規模調査時点で 9 歳児と同居する母親を 25 歳から 55 歳まで観察でき、追加出生が比較的少ない年齢を含めて、低下後の代表的なコーホートについて年齢差を確認できるためである。ただし、年齢差が 0 歳のケースには一人っ子が含まれる可能性があるため、図では年齢差が 1 年以上の世帯に条件づけている。この条件付き分布では、長子と末子の年齢差が 10 歳未満の割合は 95.6%、8 歳未満の割合は 87.6%である。したがって、末子が 10 歳になる時点で長子が 18 歳以上になる世帯は限られている。さらに、18 歳時点でも母親との同居率は約 90%であるため、年長の子供の別居によって本来数えるべき子供を見落とす割合は、全体としてかなり小さいと考えられる。

加えて、5 年ごとの国勢調査を用いた補足的な検証も行う。本論文の主分析では、学歴を用いるため 10 年ごとの大規模調査年に限定しているが、学歴を使わない場合には 5 年ごとの全調査年を利用できる。調査間隔が 5 年であれば、5 歳未満の子供と 5 歳以上の子供を用いて子供数分布を更新できるため、必要な仮定は「末子が 5 歳になるまで兄姉が別居しないこと」に弱まる。付録 A で示すように、5 年ごとの国勢調査を用いた推計結果は、大規模調査年のみを用いた結果とほとんど変わらない。このことから、兄姉の別居による子供数分布の過小評価は、主要な結果に影響す

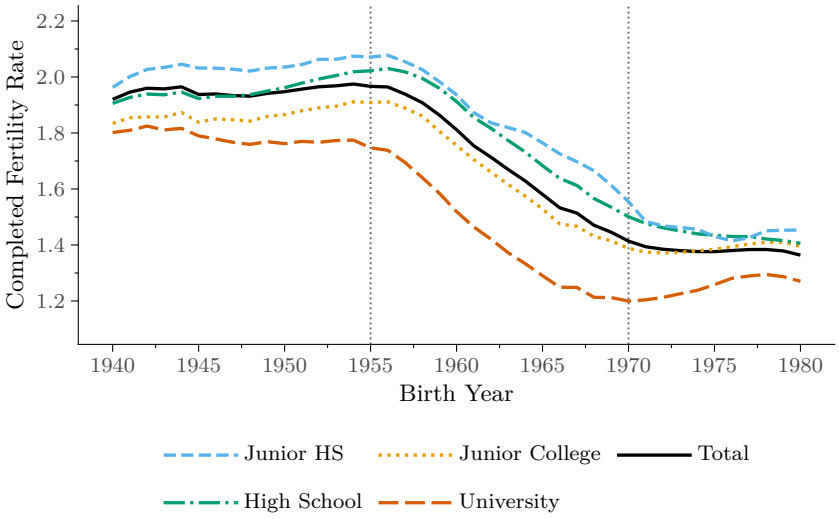

図 5 生年・学歴別の完結出生率

るほど大きくないと判断できる。

4 発見された事実

本節では、前節までに説明した国勢調査の複数時点接続によって得られた結果を、五つの事実と二つの系として整理する。以下では、完結出生率の低下を平均値の変化としてだけでなく、その背後にある子供数分布、婚姻状態、世帯構造、就業状態の変化として順に明らかにする。

> **事実 1 (完結出生率の低下は全学歴で同時期・同程度に生じた).** 日本の生年コーホート別の完結出生率は、*1955* 年生まれ前後を境に大きく低下し、*1970* 年以降のコーホートではおおむね下げ止まっている。この変化は特定の学歴に限られたものではなく、低下の時期と大きさはいずれの学歴でも類似している。

図 5 は、国勢調査の複数時点を接続して計算した、生年・学歴別の完結出生率の推移を示している。対象は 1940 年から 1980 年生まれのコーホートであり、最終学歴別に完結出生率を示している。完結出生率は一般に 50 歳時点での完結出生児数として定義されるが、本論文では利用可能な最後の調査時点 (T_{j,K_j}) における状態として計算する。1970 年以前生まれのコーホートでは、最後の観察年齢が生年によって 50 歳から 59 歳まで異なる。ただし、50 歳以降に出生する場合はほとんどないため、これらの値は直接比較できる。

学歴を合計した完結出生率を見ると、1940 年代生まれのコーホートですでに人口置換水準である 2.1 を下回っていた[11]。その後、1955 年生まれを境に完結出生率は大きく低下し、1970 年以降生まれでは 1.4 前後の水準でおおむね下げ止まっている。本論文で用いる最新の国勢調査は 2020 年であり、1980 年生まれについては 40 歳時点までしか観察できないが完結出生率は 1970 年生ま

[11] 1946 年以前生まれのコーホートについては、若年で生まれた子供がすでに別居している場合、子供数がやや過小に推計される可能性がある。

れをやや下回る程度である。その後の出生動向を踏まえれば、少なくとも横ばいとなるのは確実である[12]。

図 5 は、この低下が学歴によらず共通していることも示している。同一時点で比較すれば、学歴が高いほど完結出生率は低いという一貫した傾向が見られる。これは、教育水準の上昇に伴う賃金上昇によって出産・育児の機会費用が高まり、出生が抑制されるという多くの出生選択モデルの予測と整合的である。一方で、生年コーホートを通じた変化を見ると、完結出生率の推移は学歴間でよく似ている。1955 年生まれコーホートを境に、すべての学歴で完結出生率の低下が始まり、低下幅もおおむね同程度である。大学卒では 1970 年代生まれ以降にわずかな回復が見られるが、全体としての類似性を損なうほどではない。

Ghaznavi et al. (2022) は、出生動向基本調査の複数調査を接続し、40〜49 歳時点の完結出生率を生年別・学歴別に推計している。この研究は、出生動向基本調査の結果を国勢調査の未婚率などで補正したものであり、日本の完結出生率について生年別・学歴別の動向を最も包括的に示した先行研究の一つである。推計された傾向は本論文の結果とおおむね一致している。ただし、出生動向基本調査の標本数が限られるため、学歴別の推計には大きな不確実性が残る。たとえば、同研究では 1971〜1975 年生まれコーホートで大学卒女性と非大学卒女性の完結出生率に差がなくなったと指摘されているが、本論文の結果では、1970 年生まれ以降のコーホートで両者の差は縮小しているものの、依然として一定の差が残っている。

> **系 1.1** (**高学歴化による構成効果は限定的である**)**.** どの生年コーホートでも、学歴が高いほど完結出生率は低い。また、近年のコーホートほど学歴の高い女性の割合は高い。したがって、高学歴化は全体の完結出生率を押し下げる方向に作用しうる。しかし、完結出生率の低下は全学歴で同時期・同程度に生じているため、高学歴化による構成効果は完結出生率の低下をほとんど説明しない。全体の完結出生率低下の大部分は、学歴構成の変化ではなく、学歴内での出生行動の変化によって説明される。

図 6 は、1948 年、1958 年、1968 年、1978 年生まれの各コーホートについて、学歴別の完結出生率を比較したものである。いずれのコーホートでも、学歴が高いほど完結出生率は低いという傾向が見られる。ただし、学歴間の相対的な位置関係はコーホートによって変化している。完結出生率低下の初期には大学卒でより大きな低下が見られたが、1968 年生まれから 1978 年生まれのコーホートにかけては、大学卒の完結出生率はむしろ上昇している。これは、期間全体の低下幅が学歴間で大きく異なるというよりも、大学卒では低下の開始が早く、その後に部分的な回復が見られるという時期の違いを反映している。

図 6 では、点の面積が各コーホート内の学歴別人口割合に比例している。コーホートを追うごとに点が高学歴側へ移動しており、急速な高学歴化が進んだことが分かる。実際、1955 年生まれコーホートでは、高校卒が約 56%と最も多く、短大卒が約 23%、大学卒が約 12%、中学卒が約 9%であった。これに対し、1980 年生まれコーホートでは、高校卒は約 34%、中学卒は約 4%まで低下する一方、短大卒は約 32%、大学卒は約 30%まで上昇している。したがって、このような高学

[12] 2020 年国勢調査以後の出生動向については、第 5 節を参照。

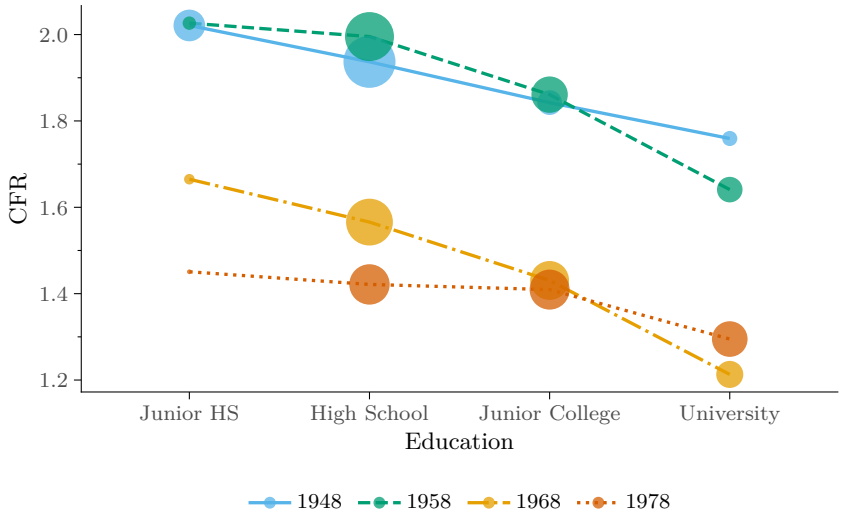

図 6 生年・学歴別にみた完結出生率の比較

注：1948・1958・1968・1978 年生まれについて、最終学歴別の完結出生率を示した。点の面積は各出生年内での学歴別人口割合に比例する。

表 1 完結出生率低下の学歴構成効果と学歴内効果

学歴	人口割合		水準		CFR の変化	学歴内効果
	1955	1970	CFR_{1955}	CFR_{1970}		
中学卒	9.1%	4.4%	2.07	1.55	-0.516	-0.035
高校卒	55.6%	44.9%	2.02	1.50	-0.521	-0.262
短大卒	22.9%	33.7%	1.91	1.39	-0.521	-0.147
大学卒	12.4%	17.1%	1.75	1.20	-0.547	-0.081
全体	100.0%	100.0%	1.97	1.41	-0.553	
学歴内効果合計						-0.525
学歴構成効果						-0.028

注：CFR は完結出生率を表す。表は 1955 年生まれから 1970 年生まれにかけての CFR の変化を、学歴構成の変化による寄与と学歴別 CFR の変化による寄与に Shapley 分解したもの。人口割合は各生年内での学歴別人口割合を示す。全体行は学歴別人口割合で加重した集計 CFR を示す。CFR の変化は $CFR_{1970} - CFR_{1955}$ であり、学歴内効果は各学歴の寄与を示す。

歴化は、構成効果を通じて全体の完結出生率を引き下げる方向に作用しうる。

実際には、完結出生率低下における学歴構成の寄与は限定的である。表 1 は、完結出生率が大きく低下した 1955 年生まれから 1970 年生まれにかけての変化を、学歴構成の変化による寄与と、各学歴内での完結出生率変化による寄与に分解したものである。この分解では、全体の完結出生率を各学歴の人口割合と学歴別完結出生率の積の和として表し、学歴構成と学歴別完結出生率が同時に変化することを考慮して、寄与を Shapley 型に配分している[13]。

[13]基準年を 0（1955 年生まれ）、比較年を 1（1970 年生まれ）とし、学歴 e の人口割合を ω_t^e、学歴別完結出生率を c_t^e と書くと、全体の完結出生率は $\mathrm{CFR}_t = \sum_{e \in \mathcal{E}} \omega_t^e c_t^e$ である。このとき変化は

$$\Delta \mathrm{CFR} = \sum_{e \in \mathcal{E}} (\omega_1^e - \omega_0^e) \frac{c_0^e + c_1^e}{2} + \sum_{e \in \mathcal{E}} \frac{\omega_0^e + \omega_1^e}{2} (c_1^e - c_0^e)$$

と分解できる。第 1 項を学歴構成効果、第 2 項を学歴内効果とし、表では第 2 項を学歴ごとにも示している。

表 1 から分かるように、1955 年生まれから 1970 年生まれにかけて全体の完結出生率は 0.553 低下したが、その大部分は学歴構成の変化ではなく、各学歴内での完結出生率の低下によって説明される。学歴構成効果は-0.028 であり、全体の低下幅（-0.553）の約 5%に過ぎない。高学歴化は全体の完結出生率を押し下げる方向に作用しているものの、その寄与はほとんど無視できる程度に小さい。これに対し、学歴内効果の合計は-0.525 であり、完結出生率低下のほとんどを占める。学歴内効果はいずれの学歴でも負であり、完結出生率の低下が特定の学歴層に集中していたのではなく、広い学歴層で同時に生じていたことを示している。他国を対象として完結出生率や無子率の変化を学歴構成と学歴内変化に分解した先行研究でも、構成効果の寄与は限定的であり、学歴内の行動変化が支配的であることが報告されている (Lazzari et al., 2021; Beaujouan et al., 2016)。これらの先行研究では、構成効果の寄与はおおむね 2〜3 割以下、低出生国では 1〜2 割とされており、本論文の結果（約 5%）はそれらよりもさらに小さい。

この事実は、少子化をめぐる研究や政策の焦点を再考する必要があることを示している。Goldin (2014, 2025) は、少子化の原因を「職業上の選択と子供」の問題として捉え、主として大学卒女性に焦点を当ててきた。日本の少子化対策でも、保育所の整備や育児休業制度の拡充など、女性の就業と出産・育児の両立支援が重視されてきた。しかし、本論文の結果によれば、日本における完結出生率の低下は、すべての学歴で同時期・同程度に生じており、学歴構成の変化による寄与も限定的である。したがって、大学卒女性や高学歴層に焦点を絞った分析や政策だけでは、日本の少子化の全体像を捉えることはできない。Beaujouan et al. (2016) が欧州について示したように、学歴構成の変化が出生水準に与える影響は多くの国で限定的であり、同じ教育水準内での行動変化こそが出生率低下の主因である。少子化対策を考えるうえでも、この主因がどのような行動変化として生じているのかを理解し、それに対応した政策を設計する必要がある。

> **事実 2** (**子供数分布は無子化の方向に変化した**)**.** 完結出生率の低下は、*2* 人の子供を持つ女性の割合が大きく低下し、生涯無子の女性の割合が急速に上昇することで生じた。この変化は、学歴を問わず観察される。

完結出生率の低下がどのように生じたのかを理解するには、平均値だけでなく子供数分布を見る必要がある。子供数分布を用いれば、完結出生率の低下が、子供を持たない女性の増加によって生じたのか、それとも子供を持つ女性の平均子供数の減少によって生じたのかを区別できる。図 7 は、1940 年から 1980 年生まれのコーホートについて、子供なし、1 人、2 人、3 人、4 人以上の 5 区分で子供数分布を学歴別に示したものである。

図からは、1950 年代前半までに生まれたコーホートでは、子供 2 人の女性が中心であったことが分かる。子供 2 人の割合は 5 割台前半と最も高く、子供 3 人の割合も約 20%に達しており、子供 1 人の割合を上回っていた。一方、生涯無子の女性の割合は約 10%にとどまっていた。

しかし、完結出生率の低下が始まった 1955 年生まれコーホート前後を境に、子供数分布は大きく変化している。その中心は、生涯無子の増加と子供 2 人の減少である。生涯無子の女性の割合は急速に上昇し、1980 年生まれでは、どの学歴でも約 30%に達している。これに対し、子供 2 人の割合は大きく低下し、約 35%となっている。子供 3 人の割合はやや低下し、子供 1 人の割合は

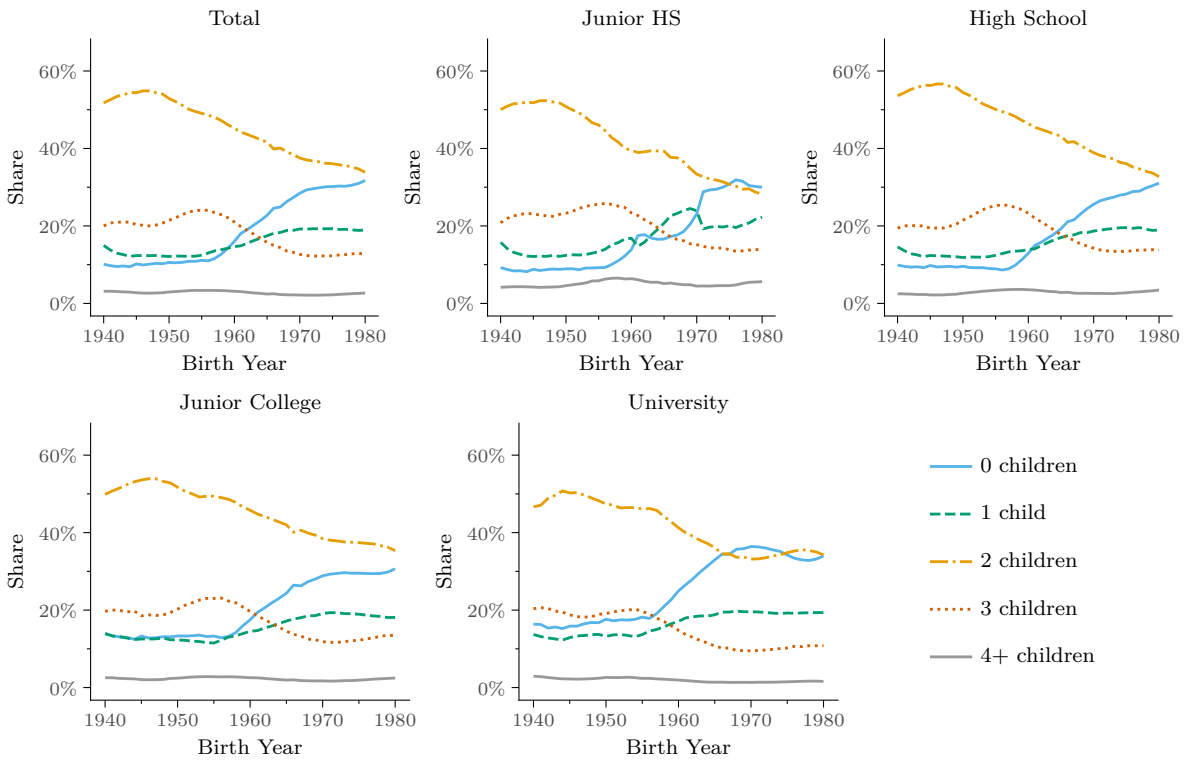

図 7 生年・学歴別の子供数分布

上昇しているものの、これらの変化は相対的には小さい。したがって、完結出生率低下の中心的な変化は、「2 人」から「0 人」への移行として捉えられる[14]。

系 2.1 (**有子女性の平均完結出生児数の低下は限定的である**)**.** 子供が *1* 人以上いる女性に限ると、平均完結出生児数の低下は小さい。

前段で見たように、子供数分布の最大の変化は、生涯無子の女性の割合が上昇したことである。これは、子供を持つ女性に限れば、平均的な子供数は大きく変化していないことを示唆している。したがって、事実 2 で示した子供数分布の変化から、有子女性の平均完結出生児数の低下は限定的であるという系が導かれる。図 8 は、有子女性の平均完結出生児数を、生年コーホート・学歴別に示したものである。有子女性の平均完結出生児数も、完結出生率と同様に、1955 年生まれから 1970 年生まれコーホートにかけて低下している。ただし、その低下は緩やかで、1955 年生まれコーホートでは約 2.2 であったのに対し、1970 年生まれコーホートでは約 2.0 と低下幅は約 0.2 にとどまる。下の表 2 では、1955 年生まれから 1970 年生まれまでの間の完結出生率の変化（1.97 から 1.41 へと 0.55 低下）の要因分解をしているが、この分解によれば有子女性の平均完結出生児数の低下が完結出生率低下に占める寄与は約 3 分の 1 である。

[14]出生動向基本調査の「夫婦の出生子ども数の分布（結婚持続期間 15〜19 年）」によれば、子供 2 人の割合は 1987 年調査で 57.8%、1992 年調査で 56.4%であり、本論文における 1950 年前後生まれの推計結果と整合的である。ただし、この集計は結婚持続期間によって対象を限定しているため、子供数が少ないと予想される晩婚夫婦が除外され、子供数が上方に評価される可能性がある。2021 年調査では対象年齢が 55 歳未満まで拡大されたものの、子供 2 人の割合は 50.8%と、依然として本論文の推計値を上回っている。本論文の指標は、結婚時期によって対象を限定しないため、この選択バイアスを回避し、晩婚夫婦を含むコーホート全体の子供数分布を捉えられる点で、より適している。

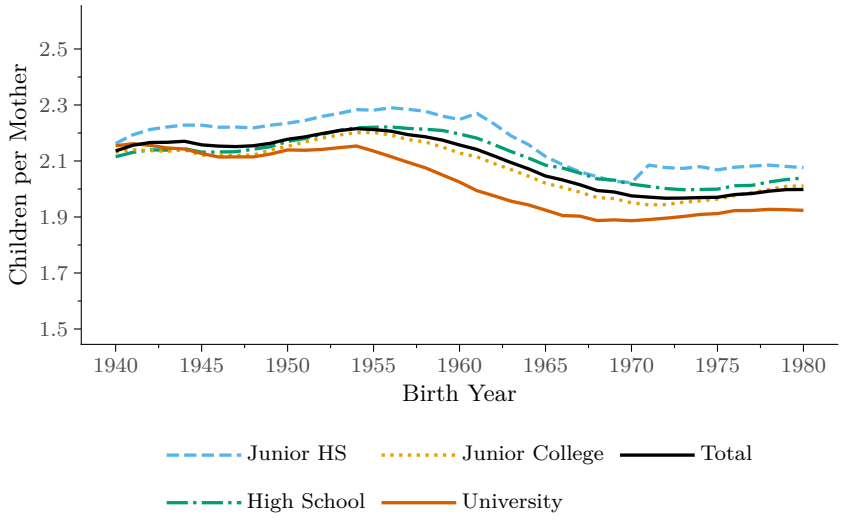

図 8 生年・学歴別・学歴計の有子女性の平均完結出生児数

注：子供が 1 人以上いる女性のみを対象として平均完結出生児数を計算した。黒線は学歴計を示す。

学歴別に見ると、大学卒女性で低下がやや目立つ。ただし、その違いは、1955 年生まれから 1970 年生まれにかけての低下幅の違いというよりも、低下が生じた時期の違いとして現れている。1960 年前後のコーホートでは、大学卒女性の平均完結出生児数は低下している一方、非大学卒ではむしろ上昇している。もっとも、1980 年生まれコーホートまで見ても、いずれの学歴でも 1.9 を上回る水準が維持されている。

事実 3 (**完結出生率の低下には、有子女性の子供数減少・生涯未婚・既婚生涯無子がほぼ均等に寄与した**)**.** 完結出生率の低下は、有子女性の平均完結出生児数の低下、生涯未婚率の上昇、既婚生涯無子率の上昇によって、ほぼ *3* 分の *1* ずつ説明される。

日本では未婚で出産するケースが極めて少ないため、生涯未婚者はおおむね生涯無子とみなすことができる[15]。そのため、生涯無子を生涯未婚と既婚生涯無子に分け、完結出生率の低下を、有子女性の平均完結出生児数の低下、生涯未婚率の上昇、既婚生涯無子率の上昇の 3 要因に分解できる[16]。

以下では、この 3 要因が完結出生率の低下にどの程度寄与したかを定量化する。有子女性の平均完結出生児数を CFR_j^{+e}、生涯未婚率を NM_j^e、既婚生涯無子率を CL_j^e とする。生涯無子率は、生涯未婚率と既婚生涯無子率の和であるため、生年 j・学歴 e の完結出生率は

$$\mathrm{CFR}_j^e = \left(1 - NM_j^e - CL_j^e\right) \mathrm{CFR}_j^{+e}$$

と書ける。この関係式を用いて、1955 年生まれを基準とする完結出生率の水準変化を、有子女性

[15] 婚外子 (嫡出でない子) が全出生数に占める割合は、1980 年で 0.8%、2020 年でも 2.4%である。

[16] 日本の先行研究では、出生率を有配偶率と有配偶出生率に分解することが多く、これは近似的に、生涯無子率と子供を持つ女性の平均子供数への分解として解釈されてきた (阿藤, 1982)。これに対し、本論文では、50 歳時点の生涯無子率から生涯未婚率を引くことで、既婚生涯無子率を計算する。厳密には、未婚のまま子供を持つ人は生涯未婚率には含まれるが生涯無子率には含まれないため、この方法で計算される既婚生涯無子率はわずかに過小評価される。

の平均完結出生児数、生涯未婚率、既婚生涯無子率の 3 要因に Shapley 分解する[17]。

この分解の結果を示したのが図 9 である。1955 年生まれコーホートから 1970 年生まれコーホートにかけて完結出生率は学歴によらず約 0.52〜0.55 低下している。学歴計では、1955 年生まれコーホートまでは 2 前後であった完結出生率が、1970 年生まれ以降のコーホートで 1.4 前後まで低下しており、学歴別の低下幅とは学歴構成の変化などの分だけ若干異なる。1955 年生まれを基準とした累積変化で見ると、有子女性の平均完結出生児数の低下、生涯未婚率の上昇、既婚生涯無子率の上昇の 3 要因は、いずれも完結出生率を継続的に押し下げている。低下が集中した 1955 年生まれから 1970 年生まれの間の学歴計の変化（0.553 の低下）で寄与を測ると、順に 0.190、0.196、0.167 であり、3 要因がほぼ 3 分の 1 ずつを説明する（表 2）。

生涯未婚の寄与が大きいこと自体は、婚姻率の低下を出生率低下の主因の一つとしてきた先行研究 (阿藤, 1982; Retherford et al., 2001; Raymo, 2022) と整合的である。ただし本論文の結果は、未婚化に注目するだけでは完結出生率低下の約 3 分の 2 を見逃すことを示している。とりわけ、既婚生涯無子の寄与が生涯未婚の寄与に匹敵する大きさであることは、結婚持続期間で対象を限定する出生動向基本調査からは把握できず、悉皆データである国勢調査を用いて初めて定量化された事実である。

この均等な寄与構造は、学歴別に見てもおおむね維持されている。表 2 によれば、高校卒・短大卒・大学卒では、1955 年生まれから 1970 年生まれにかけての 3 要因の寄与はいずれも低下全体の約 3 割であり、突出した単一の要因は存在しない。例外は中学卒であり、生涯未婚率上昇の寄与が低下全体の約半分を占める一方、既婚生涯無子率の寄与は約 1 割にとどまる。ただし、中学卒が 1970 年生まれコーホートの女性人口に占める割合は約 4%にすぎず、この例外がコーホート全体の分解結果に与える影響は小さい。大学卒では、1970 年生まれ前後までは生涯未婚率の上昇と有子女性の平均子供数の低下の寄与はほぼ同じ大きさであったが、その後は生涯未婚率の上昇の寄与が上回る。既婚生涯無子率 CL の寄与も高学歴ほど大きく、大学卒では 1965〜1970 年生まれコーホートにかけて完結出生率を最も大きく押し下げた後、1970 年代生まれ以降は縮小している。大学卒で 1970 年生まれ以降に完結出生率がわずかに回復しているのは、既婚生涯無子率が低下したことが主因である[18]。したがって、時期や細部には学歴差があるものの、完結出生率の低下が 3 つの経路の複合として生じたという基本構造は、中学卒を除き学歴を問わず共通している。

事実 4 (増加した生涯未婚者の多くは親と同居している). 生涯未婚率の上昇は、単独世帯 *(*一人暮らし*)* の増加としてではなく、親と同居する生涯未婚女性の増加として現れている。この傾向は学歴を問わず観察されるが、特に低学歴層で顕著である。

事実 3 で見たように、完結出生率低下の約 3 分の 1 は生涯未婚率の上昇によるものであった。そこで次に、生涯未婚者がどのような居住形態をとっているのかを確認する。未婚であることは、必

[17] 各要因の 1955 年生まれからコーホート j までの変化を Δ で表す。また、両コーホートにおける有子女性の割合と有子女性の平均子供数の平均を、それぞれ $\bar{E}_j^e = \left[(1 - NM_{1955}^e - CL_{1955}^e) + \left(1 - NM_j^e - CL_j^e\right)\right]/2$、$\bar{I}_j^e = \left(\mathrm{CFR}_{1955}^{+e} + \mathrm{CFR}_j^{+e}\right)/2$ とする。このとき、完結出生率の水準変化は、$\Delta\mathrm{CFR}_j^e = \bar{E}_j^e\,\Delta\mathrm{CFR}_j^{+e} - \bar{I}_j^e\,\Delta NM_j^e - \bar{I}_j^e\,\Delta CL_j^e$ と 3 要因の和に厳密に分解できる。

[18] Hwang (2023) では、韓国における 1970 年代後半以降のコーホートでは、既婚生涯無子の増加が出生率低下を説明する重要な要因だと指摘している。

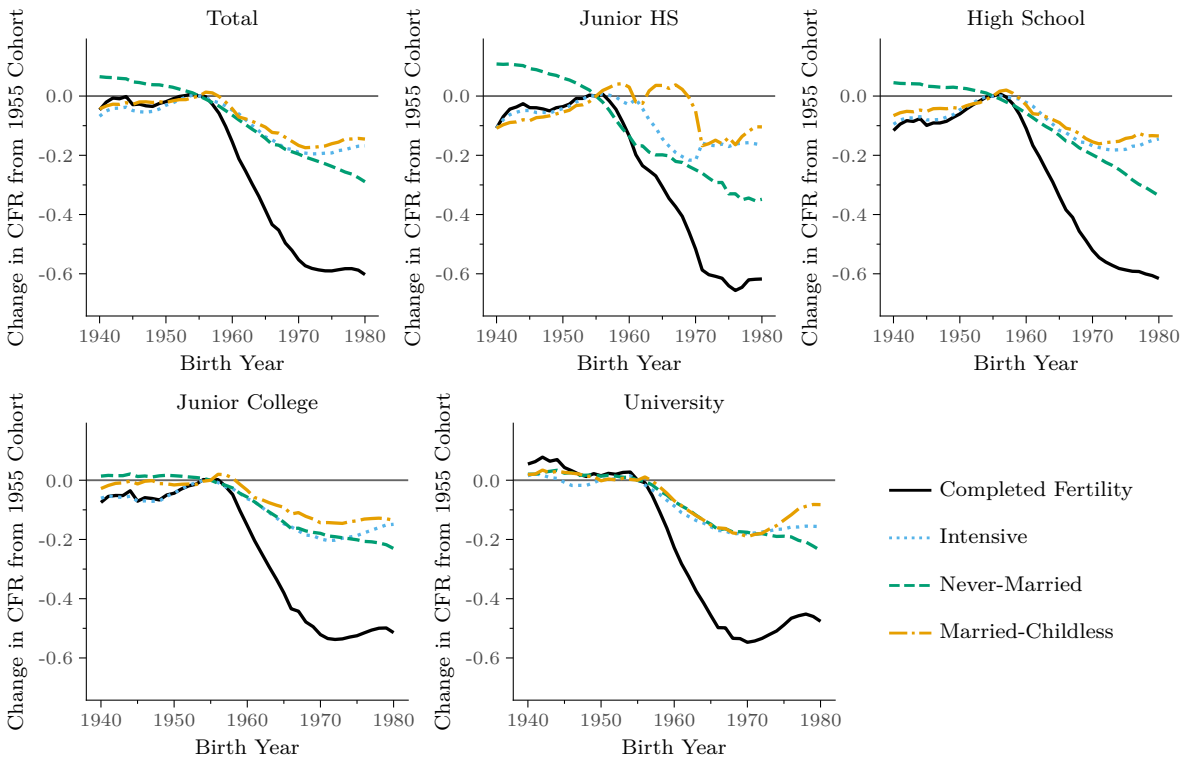

図 9 生年・学歴別の完結出生率変化の Shapley 分解

注：1955 年生まれコーホートを基準とする完結出生率の累積的な水準変化を、有子女性の平均完結出生児数、生涯未婚率、既婚生涯無子率の 3 要因に Shapley 分解した。3 要因の和は完結出生率の変化に厳密に一致する。

ずしも単独世帯で生活していることを意味しない。未婚者は単独で暮らす場合もあれば、親やその他の世帯員と同居する場合もある。

国勢調査では同居世帯員の情報を用いて、未婚女性の世帯構造を観察できる。ここでは、生涯未婚女性の居住形態を「親と同居」「単独世帯」「その他」の 3 類型に分類する。図 10 は、生年・学歴区分ごとに、それぞれの居住形態にある生涯未婚女性が全女性、すなわちコーホート人口に占める割合を示している。3 類型の合計は生涯未婚率に一致する。

図 10 からは、いずれの学歴でも、親と同居する生涯未婚女性が大きく増加していることが分かる。1940 年生まれコーホートでは、親と同居する生涯未婚女性がコーホート人口に占める割合は、中学卒 0.8%、高校卒 1.1%、短大卒 2.2%、大学卒 3.3%にすぎなかった。これに対し、1980 年生まれコーホートでは、中学卒 15.0%、高校卒 14.8%、短大卒 11.3%、大学卒 11.9%まで上昇している。特に中学卒・高校卒では、親と同居する生涯未婚女性の割合が、単独世帯やその他の居住形態を大きく上回っている。たとえば高校卒では、1980 年生まれコーホートにおける単独世帯の割合は 4.6%、その他は 2.2%であり、親同居の 14.8%を大きく下回る[19]。

同様の傾向は短大卒や大学卒でも確認できる。ただし、学歴が高いほど単独世帯の割合も高い。

[19]国勢調査では、届出がなくても事実上結婚していれば「配偶者あり」と回答する一方、内縁関係ではない同棲などは未婚として扱われるため、類似の関係でも取り扱いが異なる可能性がある。そこで本論文では、「その他」に分類される未婚者のうち、親族以外の「その他の世帯員」と同居するケースを確認したが、極めて少数であった。高校卒の「その他」は 1940 年生まれの 0.8%から 1980 年生まれの 2.2%への小幅な増加にすぎず、親同居が 1.1%から 14.8%へ増加したことに比べれば無視できるほど小さい。

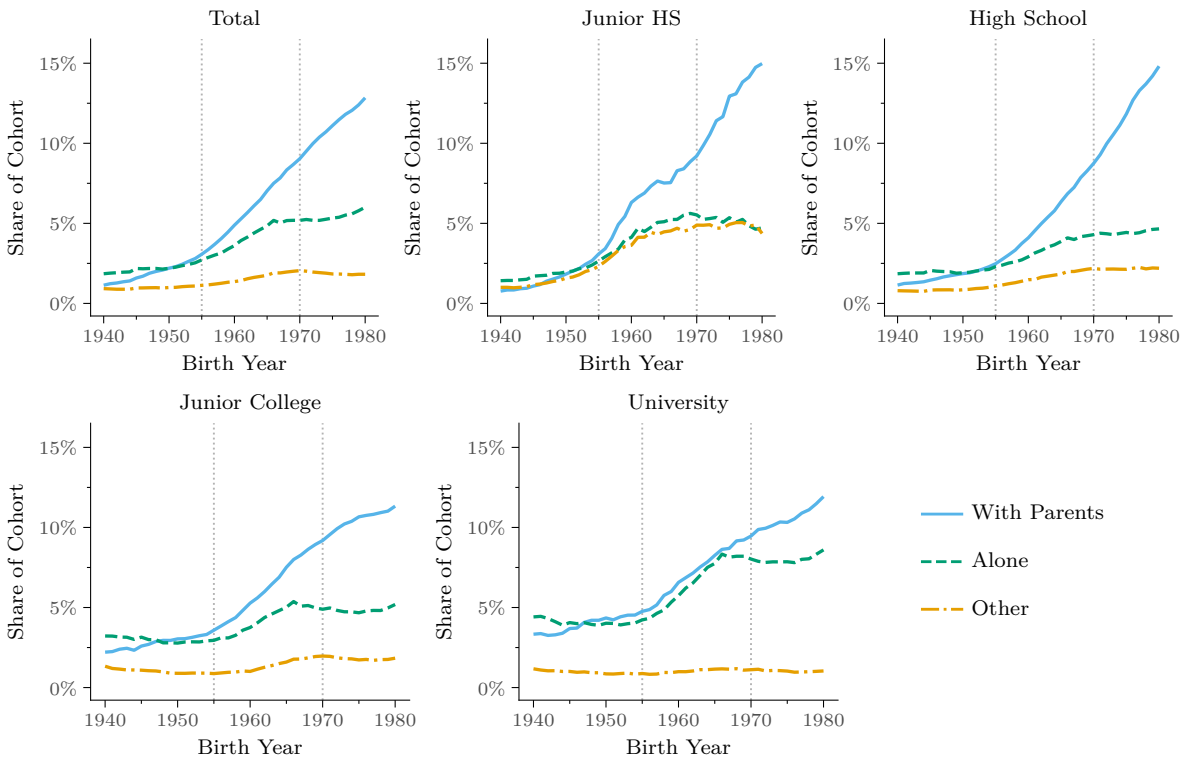

図 10 生涯未婚女性の居住形態

注：50 歳時点で各居住形態にある生涯未婚女性が全女性に占める割合を示す。親と同居、単独世帯、その他の 3 類型を合計すると、生涯未婚女性が全女性に占める割合となる。

大学卒では、1965 年生まれコーホートまでは親との同居と単独世帯がほぼ並行して増加していたが、それ以降は親との同居の増加がより大きくなっている。1980 年生まれコーホートでは、親との同居割合が 11.9%であるのに対し、単独世帯の割合は 8.6%であり、非大学卒と比べると両者の差は小さい。

未婚者が親と同居する傾向が強まっていることは、いくつかの先行研究でも指摘されていた (西・菅, 2005a,b; 山田, 2015; 中村・丸山, 2017)。親との同居は、未婚で生活を続けるうえでの経済的・生活上の制約を緩和し、生涯未婚率の上昇と結びついている可能性がある。特に中学卒では生涯未婚の寄与が低下全体の約半分を占め、高校卒でも 3 要因のうち最大であることから、親との同居は少子化の背景を理解するうえで重要な要素である。

事実 5 (親と同居する生涯未婚女性の多くは就業している). 生涯未婚女性の大半は就業しており、親と同居する生涯未婚女性に限っても、「主に仕事」の割合は高水準で推移し、「家事」の割合はむしろ低下している。

増加した生涯未婚女性、とりわけ親と同居する生涯未婚女性について、国勢調査からは同居の背景を直接観察できない。たとえば、親の世帯での家事や介護のために同居しているのか、あるいは就業しながら親と同居しているのかは、同居関係だけからは分からない。そこで、まず観察可能な就業状態に注目する。

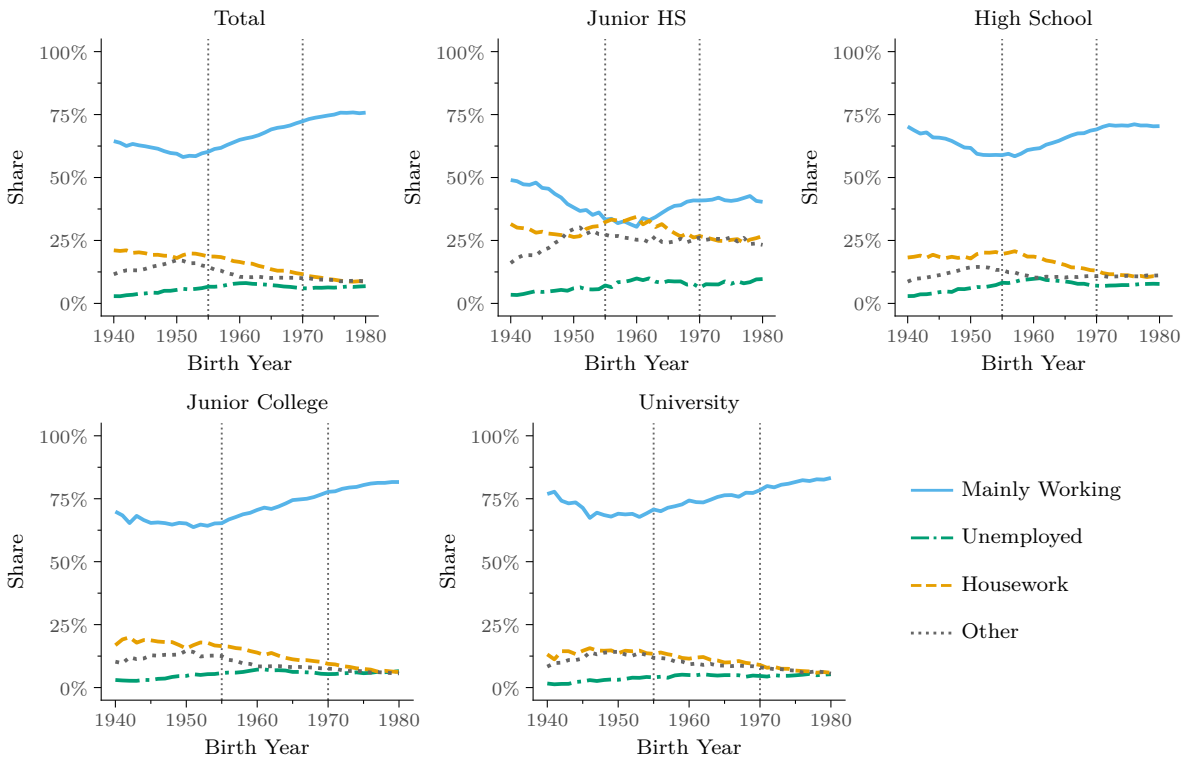

図 11 親と同居する生涯未婚者の就業状態 (学歴別)

注：50 歳時点で未婚かつ親と同居する女性を対象。

国勢調査では、調査時点の就業の有無と活動内容を「労働力状態」として把握している。この変数は、就業者 (「主に仕事」「家事のほか仕事」「通学のかたわら仕事」「休業者」)、完全失業者、非労働力人口 (「家事」「通学」「その他」) からなる 8 区分である。本論文では、これを「主に仕事」「失業」「家事」「その他」の 4 区分に集約する。「その他」には、家事や通学の傍らで働く者、休業者、通学者、および非労働力人口の「その他」を含める。40 歳時点の未婚女性全体を補助的に確認すると、高校卒以上では「主に仕事」の割合はおおむね 75〜87%であり、生年コーホートを通じてほぼ横ばいである。短大卒・大学卒では、むしろわずかに上昇している。中学卒では 1940 年生まれの約 62%から 1980 年生まれの約 46%へ低下しているが、中学卒の人口割合は小さく (1980 年生まれで約 4%)、全体像を左右するものではない。ただし、40 歳時点の未婚女性にはその後結婚する女性も含まれるため、以下では 50 歳時点で未婚かつ親と同居している女性に対象を絞って就業状態を確認する。

次に、親と同居する生涯未婚女性に対象を絞り、就業状態を確認する。親との同居の増加が、親の介護や家事支援によるものであれば、親と同居する生涯未婚女性の中で「主に仕事」の割合は低下し、「家事」の割合は上昇しているはずである。図 11 は、50 歳時点で未婚かつ親と同居している女性について、「主に仕事」「失業」「家事」「その他」の 4 区分の割合を生年・学歴別に示している。

図 11 からは、親と同居する生涯未婚女性の就業状態が、コーホート間で大きく変化していないことが分かる。高校卒・短大卒・大学卒では、「主に仕事」の割合はおおむね 50〜85%の範囲で推

表 2 学歴別にみた完結出生率変化の分解（1955〜1970 年生まれコーホート）

学歴	水準		変化 1955→1970（人）			生涯無子率の寄与の内訳			
						生涯未婚			
	CFR_{1955}	CFR_{1970}	ΔCFR	有子女性の平均子供数	生涯無子率	計	親同居	単独・その他	既婚生涯無子
全体	1.97	1.41	-0.553	-0.190	-0.363	-0.196	-0.125	-0.071	-0.167
中学卒	2.07	1.55	-0.516	-0.217	-0.299	-0.249	-0.132	-0.117	-0.050
高校卒	2.02	1.50	-0.521	-0.168	-0.353	-0.198	-0.133	-0.065	-0.155
短大卒	1.91	1.39	-0.521	-0.198	-0.323	-0.179	-0.116	-0.063	-0.144
大学卒	1.75	1.20	-0.547	-0.181	-0.366	-0.176	-0.095	-0.081	-0.191

注：CFR は完結出生率を表す。「変化」欄は子供数（1955 年生まれから 1970 年生まれコーホートにかけての完結出生率の変化）であり、分解の定義は本文を参照。「全体」は学歴構成で加重した集計値であり、丸めの影響で各行の合計は厳密には一致しないことがある。

移しており、1955 年生まれ以降のコーホートではむしろ上昇傾向にある。一方、「家事」の割合は約 25〜30%から 10%以下へ低下しており、若いコーホートほど高くなる傾向は見られない。「失業」の割合も 5〜10%程度で安定している。したがって、親と同居する生涯未婚女性の増加は、介護や家事のために就業をやめて親と同居する女性が増えたことによるものではない。

高齢の親と成人子の同居については、既にいくつかの先行研究がある。たとえば、中村・丸山 (2017) は、親の健康状態や資産が同居に与える影響を検討している。また、Yu and Kuo (2016) は、親と同居する未婚の子供の結婚意識に注目している。本論文の結果は、特に非大卒層において、完結出生率の低下と親と同居する生涯未婚女性の増加が同時に進んだことを示している。ただし、本論文の分析は、両者の因果関係を特定するものではない。完結出生率の低下と親同居の増加がどのように関連しているのか、また親同居が増加した背景は何かを明らかにする研究が今後求められる。

最後に、第 4 節の分析を表 2 で要約する。表では、1955 年生まれから 1970 年生まれコーホートにかけての完結出生率の変化を、有子女性の平均子供数、生涯未婚、既婚生涯無子の寄与に分け、さらに生涯未婚の寄与を「親同居」と「単独・その他」に分解している。全学歴では、完結出生率は 1.97 から 1.41 へ 0.553 低下した。このうち、有子女性の平均子供数の寄与は-0.190、生涯無子率の寄与は-0.363 である。生涯無子率の寄与をさらに分けると、生涯未婚全体の寄与は-0.196 であり、その内訳は親同居が-0.125、単独・その他が-0.071 である。既婚生涯無子の寄与は-0.167 であり、有子女性の平均子供数（-0.190）、生涯未婚（-0.196）と合わせ、3 要因がほぼ 3 分の 1 ずつ完結出生率を押し下げている。学歴別には、高校卒や短大卒では親同居の生涯未婚の寄与が単独・その他を大きく上回る一方、大学卒では既婚生涯無子の寄与が最も大きい。なお、各要因の相対的な大きさは、基準コーホートや対象期間の取り方によって若干変わる。したがって、完結出生率の低下は、有子女性の子供数減少・生涯未婚・既婚生涯無子の 3 要因がほぼ均等に寄与した複合的な現象として捉えられる。

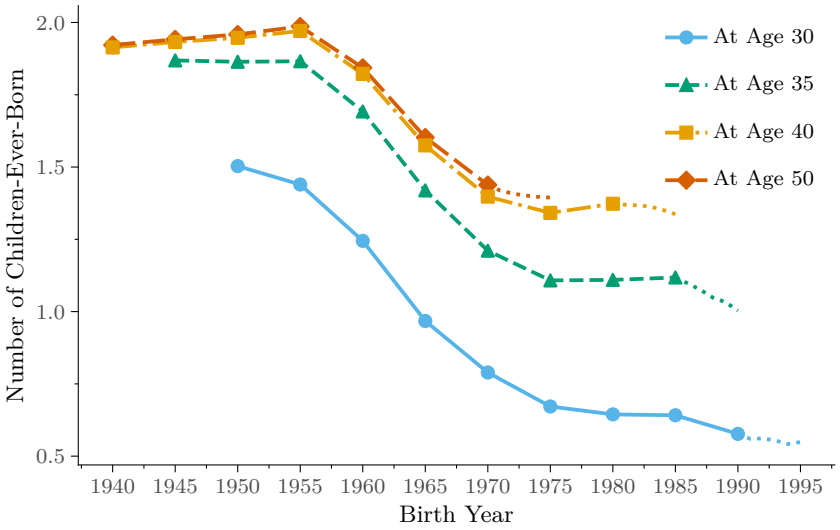

図 12 生年・年齢別の累積出生児数

注：各時点までに女性 1 人あたりが持つ平均子供数を示した。実線は国勢調査で観察された値、点線は人口動態統計 (2021〜2025 年) を用いた延長推計値。

5　近年の出生率動向と今後の展望

前節までの分析では、完結出生率を観察できる 1940 年から 1980 年生まれを対象としてきた。しかし、それより若い世代はまだ人口再生産年齢を終えていないため、完結出生率から近年の出生動向を評価することはできない。そこで本節では、人口動態統計を補助的に用いて、完結出生率がまだ確定していない若い世代の出生行動を可能な範囲で観察する。

近年の出生動向を見るうえで出発点となるのは、年次の合計特殊出生率が低下しているという事実である。合計特殊出生率は 2023 年に 1.20、2024 年に 1.15、2025 年の概数では 1.14 となった[20]。合計特殊出生率は、人口動態統計で観察される母の年齢別出生数をもとに年齢別出生率を計算し、それを出生可能年齢全体で足し合わせたものである。したがって、年齢別出生率を詳しく見ることで、近年の低下がどの年齢層の出生率低下として生じているかを確認できる。また、暦年と母の年齢を対応させれば、国勢調査で観察した累積出生児数を 2021 年以降について延長できる。以下では、まず 30 歳・35 歳・40 歳・50 歳時点までの累積出生児数を生年別に確認し、次に母の年齢階級別出生率から、近年の合計特殊出生率の低下がどの年齢層で生じているかを見る。

図 12 は、女性が 30 歳・35 歳・40 歳・50 歳の各時点までに持つ平均子供数を、生年別に示したものである。実線は国勢調査から推計した値であり、第 4 節までに構築した学歴計の系列に対応する。最終調査が 2020 年であるため、50 歳時点は 1970 年生まれ、40 歳時点は 1980 年生まれ、35 歳時点は 1985 年生まれ、30 歳時点は 1990 年生まれまでが観察できる。点線は、2021 年以降の出生を人口動態統計の母の年齢別出生数 (2021〜2025 年、2025 年は月報年計の概数) で補い、累積出生児数を延長した推計値である。

図 12 からは、1970 年代生まれ以降について、特定年齢までの累積出生児数が急速に低下してい

[20] 厚生労働省「令和 7(2025) 年人口動態統計月報年計（概数）の概況」による。2023 年・2024 年は確定数、2025 年は概数である。

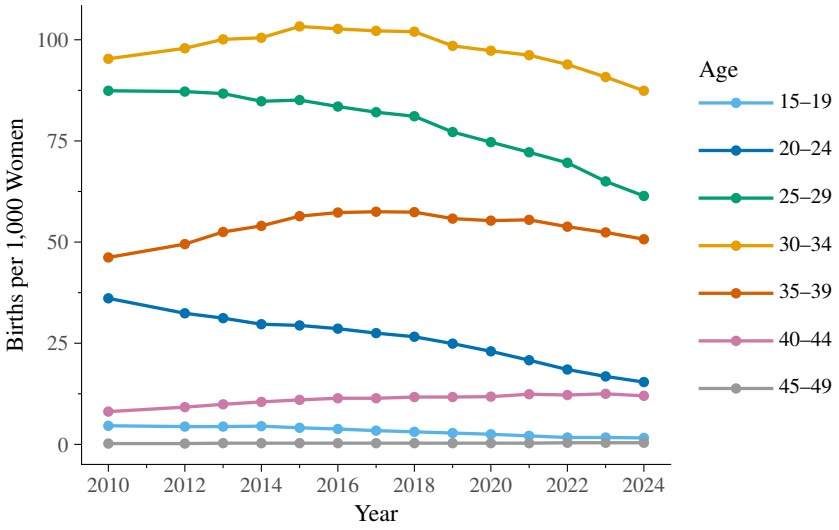

図 13 母の年齢階級別出生率の推移

注：女性人口千対の出生率。

るわけではないことが分かる。50 歳時点の累積出生児数は実質的に完結出生率に対応しており、1955 年生まれの約 2.0 から 1970 年生まれの約 1.4 へ低下した後、延長部分の 1975 年生まれまではほぼ横ばいである。40 歳時点までの累積出生児数を見ても、1980 年生まれは 1970 年生まれとほぼ同じ水準にある。さらに 35 歳時点・30 歳時点の累積出生児数を見ても、1990 年生まれでわずかな低下は見られるものの、1955 年から 1970 年生まれにかけて生じたような急激な低下は確認されない。

次に、年次の合計特殊出生率の低下が、どの年齢層の出生率低下として現れているかを確認する。図 13 は、2010 年以降の母の年齢階級別出生率の推移を示している。2020 年以降に低下が顕著なのは 25〜29 歳の出生率であり、これはおおむね 1990 年代前半から後半生まれの女性が 20 歳代後半に入る時期に対応している。特に直近年では、1995 年前後以降に生まれた女性の動向を反映している。したがって、近年の合計特殊出生率の低下は、図 12 で示した 30 歳時点までの累積出生児数にはまだ十分に反映されていない、より若い世代の出生率低下として生じている。

ただし、この若年期の出生率低下が出生の一時的な先送りにとどまるのか、それとも生涯の出生児数の低下につながるのかは、現時点では判断できない。2000 年前後生まれの世代は、新型コロナ流行期の 2020〜2022 年に 20 歳代前半を迎えており、この時期の環境変化が出生タイミングに影響した可能性もある。図 12 が示すように、1970 年以降生まれでも晩産化は進んでいたが、その後の年齢で出生が生じたため、50 歳時点の累積出生児数はほぼ横ばいで推移した。したがって、近年の合計特殊出生率の低下を、そのまま完結出生率の低下と解釈することはできない。最も若い 2000 年前後生まれの世代については、今後 30 歳代以降の出生がどの程度生じるかを注意深く観察していく必要がある。

6　結論

本論文では、国勢調査の個票データを複数時点接続することで、生年コーホート別・学歴別の完結出生率および子供数分布を推計する新たな手法を提案した。本論文の手法は、国勢調査の悉皆性と複数時点接続の利点を活かし、婚姻状態によらず全人口を対象として、1940 年から 1980 年生まれまでの生年別・学歴別の完結出生率を約 40 年にわたって観察することを可能にした。

本論文の最も重要な発見は二つある。第一に、日本の完結出生率は、1955 年生まれから 1970 年生まれにかけて、学歴によらずほぼ同じ時期に同程度低下し、その後は下げ止まっている。急速な高学歴化が進んだにもかかわらず、学歴構成の変化による寄与は低下全体の約 5%にすぎず、その大部分は各学歴内の出生行動の変化によって説明される。この結果は、出生率低下を主として高学歴女性の仕事と子育ての両立の問題として捉える議論 (Goldin, 2014, 2025) だけでは、日本の経験を十分に説明できないことを示している。第二に、この完結出生率の低下には、有子女性の平均完結出生児数の低下、生涯未婚率の上昇、既婚生涯無子率の上昇が、それぞれほぼ 3 分の 1 ずつ寄与している。すなわち、子供を持つ女性の子供数減少だけでなく、生涯未婚と既婚生涯無子を合わせた生涯無子の増加が、低下全体の約 3 分の 2 を占める。

本論文の結果は、少子化対策の対象を、仕事と子育ての両立を図る既婚女性に限定すべきではないことを示している。完結出生率の低下は学歴を問わず生じており、その約 3 分の 2 は生涯未婚と既婚生涯無子の増加によって説明される。したがって、保育サービスや育児休業など、子供を持つ世帯への支援に加えて、結婚や世帯形成を妨げる経済的・社会的要因にも目を向ける必要がある。特に、低学歴層で親と同居する生涯未婚女性が増加していることは、雇用、所得、住居などの条件が世帯形成とどのように関係しているかを検討する重要性を示している。ただし、本論文の分析は記述的なものであり、特定の政策の効果を直接識別するものではない。今後は、本論文で明らかにした構造変化の背後にある因果メカニズムを解明し、それに基づいて政策を検討する必要がある。

付録 A　5 年ごとの国勢調査を用いた生涯子供数の分布

学歴は大規模調査でのみ調査されるため、本節の検証は学歴計について行う。第 3 節で述べたように、国勢調査の大規模調査年を使った計算では、末子が 10 歳になるまで長子以下全ての子供が母親と同居していることが前提になっていた。それに対し、5 年ごとのすべての国勢調査を用いれば、末子が 5 歳になるまで全ての子供が母親と同居していれば足りるため、仮定を大きく緩めることができる。この観察間隔の違いが推計結果にどの程度影響するかを確認したのが図 14 である。図では、各子供数区分について、大規模調査年のみを使って計算した割合と、5 年ごとの調査を使って計算した割合の差の絶対値を示している。差はいずれの区分でも小さく、子供数分布の推計結果は調査間隔を 5 年に短くしてもほとんど変わらない。完結出生率に換算しても差は最大 0.04 人未満にとどまる[21]。すなわち、大規模調査のみを使っても結果は頑健であり、ここでの仮

[21] 10 年ごとの大規模調査年のみを用いた推計値を CFR_j^{10}、5 年ごとの全調査を用いた推計値を CFR_j^{5} とし、$\max_{1940\le j\le 1980}\left|\mathrm{CFR}_j^{10}-\mathrm{CFR}_j^{5}\right|$ を計算した。この最大値は 1961 年生まれコーホートで 0.03782 である。

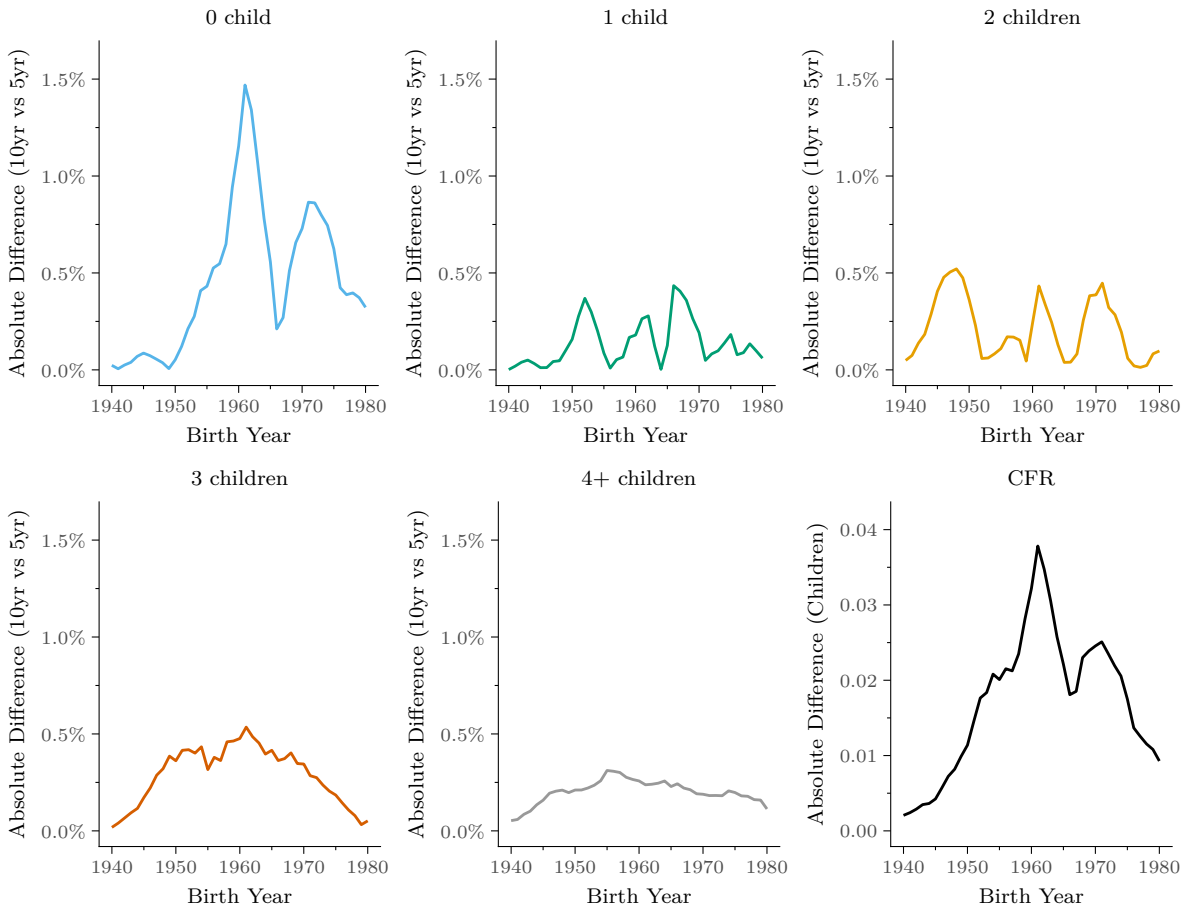

図 14 調査間隔による子供数割合の差

注：各子供数区分について、大規模調査年のみを用いた割合と 5 年ごとの調査を用いた割合の差の絶対値を示した。

定が妥当であることを示している。

References

Avery, Christopher, Travis St. Clair, Michael Levin, and Kenneth Hill (2013) "The 'Own Children' Fertility Estimation Procedure: A Reappraisal," *Population Studies*, Vol. 67, No. 2, pp. 171–183.

Beaujouan, Éva, Zuzanna Brzozowska, and Kryštof Zeman (2016) "The Limited Effect of Increasing Educational Attainment on Childlessness Trends in Twentieth-Century Europe, Women Born 1916–65," *Population Studies*, Vol. 70, No. 3, pp. 275–291.

Bongaarts, John and Griffith Feeney (1998) "On the Quantum and Tempo of Fertility," *Population and Development Review*, Vol. 24, No. 2, pp. 271–291.

Cho, Lee-Jay, Robert D. Retherford, and Minja Kim Choe (1986) *The Own-Children Method of Fertility Estimation*, University of Hawaii Press.

Cicali, Daniele and Gustavo De Santis (2002) "Estimating Cohort Fertility Levels and Differentials by Socio-Economic Characteristics with the Own-Children Method and Pseudo-Panels," *Genus*, Vol. 58, No. 2, pp. 35–61.

Frejka, Tomáš and Tomáš Sobotka (2008) "Overview Chapter 1: Fertility in Europe: Diverse, Delayed and Below Replacement," *Demographic Research*, Vol. 19, No. 3, pp. 15–46.

Ghaznavi, Cyrus, Haruka Sakamoto, Lisa Yamasaki, Shuhei Nomura, Daisuke Yoneoka, Kenji Shibuya, and Peter Ueda (2022) "Salaries, Degrees, and Babies: Trends in Fertility by Income and Education among Japanese Men and Women Born 1943–1975—Analysis of National Surveys," *PLOS ONE*, Vol. 17, No. 4, e0266835.

Goldin, Claudia (2014) "A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter," *American Economic Review*, Vol. 104, No. 4, pp. 1091–1119.

Goldin, Claudia (2025) "The Downside of Fertility," NBER Working Paper No. 34268.

Goldstein, Joshua R., Tomáš Sobotka, and Aiva Jasilioniene (2009) "The End of 'Lowest-Low' Fertility?," *Population and Development Review*, Vol. 35, No. 4, pp. 663–699.

Hwang, Jisoo (2023) "Later, Fewer, None? Recent Trends in Cohort Fertility in South Korea," *Demography*, Vol. 60, No. 2, pp. 563–582.

Jones, Larry E. and Michèle Tertilt (2008) "An Economic History of Fertility in the United States: 1826–1960," in Rupert, Peter ed. *Frontiers of Family Economics*, Vol. 1, Emerald, pp. 165–230.

Kearney, Melissa S. and Phillip B. Levine (2025) "The Puzzle of Falling US Birth Rates since the Great Recession," NBER Working Paper No. 33989.

Kondo, Ayako (2026) "Subtle Fertility Recovery in Cohorts Who Entered the Labor Market during the Deep Recession in Japan," *Asian Population Studies*, published online 16 Feb 2026.

Lazzari, Ester, Ryohei Mogi, and Vladimir Canudas-Romo (2021) "Educational Composition and Parity Contribution to Completed Cohort Fertility Change in Low-Fertility Settings," *Population Studies*, Vol. 75, No. 2, pp. 153–167.

Ní Bhrolcháin, Máire and Éva Beaujouan (2012) "Fertility Postponement Is Largely Due to Rising Educational Enrolment," *Population Studies*, Vol. 66, No. 3, pp. 311–327.

Notestein, Frank W. (1938) "Differential Fertility in the East, North, and Central States," *Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol. 16, No. 2, pp. 173–191.

Raymo, James M. (2022) "The Second Demographic Transition in Japan: A Review of the Evidence," *China Population and Development Studies*, Vol. 6, pp. 267–287.

Retherford, Robert D., Naohiro Ogawa, and Rikiya Matsukura (2001) "Late Marriage and Less Marriage in Japan," *Population and Development Review*, Vol. 27, No. 1, pp. 65–102.

Shirahase, Sawako (2000) "Women's Increased Higher Education and the Declining Fertility Rate in Japan," *Review of Population and Social Policy*, No. 9, pp. 47–63.

Sobotka, Tomáš (2017) "Childlessness in Europe: Reconstructing Long-Term Trends Among Women Born in 1900–1972," in Kreyenfeld, Michaela and Dirk Konietzka eds. *Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences*, Springer, pp. 17–53.

Timæus, Ian M. (2021) "The Own-Children Method of Fertility Estimation: The Devil Is in the Detail," *Demographic Research*, Vol. 45, Article 25, pp. 825–840.

Toulemon, Laurent (2001) "How Many Children and How Many Siblings in France in the Last Century?," *Population & Sociétés*, No. 374.

Yu, Wei-hsin and Janet Chen-Lan Kuo (2016) "Explaining the Effect of Parent-Child Coresidence on Marriage Formation: The Case of Japan," *Demography*, Vol. 53, No. 5, pp. 1283–1318.

阿藤誠 (1982)「最近の出生率低下の人口学的分析」、『人口問題研究』第 162 号、pp. 1–22.

阿藤誠 (2017)「少子化問題を考える—少子化の人口学的メカニズムを踏まえつつ」、『医療と社会』第 27 巻, 第 1 号, pp. 5–20.

松村迪雄 (2011)「国勢調査同居児表に基づくパリティ別人口推計と最近のコーホート出生率の動向」、『統計と日本経済』第 1 巻, 第 1 号, pp. 112–141.

中村二郎・丸山士行 (2017)「日本における親子同居の決定要因—親の健康状態と資産の影響—」、『経済科学』名古屋大学, 第 65 巻, 第 1 号, pp. 13–28.

西文彦・菅まり (2005a)「親と同居の未婚者の最近の状況 (その 1)」、『統計』, pp. 83–87.

西文彦・菅まり (2005b)「親と同居の未婚者の最近の状況 (その 2)」、『統計』, pp. 81–86.

山田昌弘 (2015)「女性労働の家族依存モデル」、小杉礼子・宮本みち子編著『下層化する女性たち：労働と家庭からの排除と貧困』(勁草書房、2015 年 272 頁)、第 1 章 (https://www.jil.go.jp/event/ro_forum/20130713/houkoku/03_yamada.html#ref06).