

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

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—

齊 藤 知 洋

第二の人口転換論から派生した“diverging destinies (DD)”命題によると、社会階層による家族行動の両極化は機会の不平等の拡大に寄与する可能性がある。親の離死別や再婚などの家族移行経験は、子どもの教育達成を阻害することが指摘されてきた。しかし、家族の人口学的変化が世代間の階層再生産を強化させることを唱えるDD命題を検証した研究は日本では見られない。

第5回および第6回「全国家庭動向調査」を用いた分析の結果、①親との離死別を経験した子どもは、大学進学率が低い傾向にあるが、②その離別効果は母学歴が高い子どもの間で大きいこと、③低階層を中心とする離別経験者の増大は世代間の学歴再生産を強める一方で、離別効果の階層差によってその格差拡大効果が相殺されていることが明らかとなった。以上の知見はDD命題が経験的に支持されず、社会階層研究が指摘する階層再生産の時代的安定性が本稿でも追認されたことを示している。

キーワード：第二の人口転換, diverging destinies, 教育達成, 階層再生産

I. 問題の所在：“diverging destinies”と教育機会の不平等

先進国における出生率の変動過程とその要因を解明することは、人口研究の重大な関心事の一つである。van de Kaa と R. Lesthaeghe は、北欧・西欧諸国が1970年代以降に経験した人口置換水準を下回るほどの出生率低下を「第二の人口転換 (second demographic transition)」と総称した。その議論の中で、彼らは出生率低下と連動して家族行動にも変化が見られ（晩婚・晩産化、同棲・婚前妊娠・婚外出生子の増加、離婚率の上昇など）、それらが自己実現欲求の高まり（個人主義化）や世俗化によって生じたと主張した (van de Kaa 1987, Lesthaeghe 1995)。欧州諸国の歴史的・経験的の法則から導き出された第二の人口転換論は、戦後日本の少子化トレンドを説明するうえでも、有力な理論の一つとされている (Raymo and Iwasawa 2017)。

これに対して、S. McLanahan は第二の人口転換に関連する家族形成パターンの変容が、社会経済的階層による差異を伴って生じているとする“diverging destinies”命題（以下、DD 命題）を提唱した (McLanahan 2004)。米国を事例とした分析を通じて、

McLanahan (2004) は近年ほど、家族生活の安定性に寄与する妻（母親）の就労化や婚姻関係の継続などは社会経済的に恵まれた層が享受する一方で、階層的地位が低い者では婚外出生や離婚といった家族リスクを経験するようになってきていると指摘する。福祉国家による生活機会の保障に乏しい米国の社会的文脈をもとに提示された DD 命題は、北欧・西欧諸国、さらには日本においてもその妥当性が検証されてきた (Bernardi and Boertien 2017a, Raymo and Iwasawa 2017)。

DD 命題が持つ重要な理論的含意は、社会階層による家族行動の両極化 (bifurcation) が世代を通じた機会の不平等化、すなわち階層再生産の強化に寄与しうる点にある (Amato et al. eds. 2015, Bernardi and Boertien 2017a, Raymo and Iwasawa 2017)。親世代の離婚や再婚に代表される家族移行経験が、低階層を中心に発生し、子どもの教育達成やウェルビーイングを著しく阻害することは、国内外の人口・家族研究が繰り返し指摘してきた (McLanahan and Percheski 2008, 稲葉 2011)。DD 命題は、社会階層によって水路付けられた家族構造 (family structure) の多様化が、個人の生活機会を制約するだけでなく、マクロな社会的構造に対しては、子世代が親世代と同等の社会的地位に留まるという階層の固定化をもたらすと予測する。

その一方、社会学の一分野である社会階層研究は、日本を含む先進産業社会において、世代間の階層再生産が共通のパターンに収斂し、その不平等構造が現在に至るまで安定的に推移していることを示してきた (Erikson and Goldthorpe 1992, Shavit and Blossfeld eds. 1993, 石田・三輪 2009, 荒牧 2000)。人口研究が出自的属性として家族構造を重要視してきたのに対して (McLanahan and Percheski 2008)、世代間階層移動の分析では、出身階層を男性世帯主（父親）の階層的地位（職業・学歴など）によって測定し、親子間の階層的地位の類似性をもとに社会の開放性（機会の不平等度）を評価することが主流である (Tach 2015)。この点について稲葉 (2012) は、従来の階層研究がその分析単位として初婚継続家族 (intact family) を暗黙裡に想定しており、親との離死別を含む家族の不安定性によって生じている格差や不平等を見逃すことに繋がると警鐘を鳴らしている。

このように、人口研究と社会階層研究は世代間の階層再生産の趨勢をめぐる、前者は格差・不平等の拡大、後者はそれらの安定性（不変性）という相異なる見解を提示している。欧米諸国では、とりわけ学歴再生産に着目して DD 命題の階層論的含意を検証した研究が次第に蓄積されているが (Bernardi and Boertien 2017a)、日本においてははまだ推測の域を出ていない。社会階層の基本単位である家族（世帯）の人口学的変化が、階層的地位の再生産にいかなる影響を与えるのか (Tach 2015)、これは社会階層研究にとって現在まで等閑視されてきた検証すべき趨勢命題であるといえよう。

本稿では、親との離死別経験と子どもの大学進学機会の関連に着目し、DD 命題の予測が日本社会に適合的なものであるかを検証する。次節以降の構成は、次のとおりである。Ⅱ節では、先行研究をレビューしたうえで、仮説を提示する。つづくⅢ節は使用データと変数・分析モデルを説明し、その分析結果を示す (Ⅳ節)。最後に、Ⅴ節では分析結果をもとに、DD 命題の日本的文脈について議論を展開する。

II. 先行研究の整理

1. 親との離死別経験と教育達成

親世代の離別や死別による家族移行は、社会階層がもたらす帰結であると同時に、子世代の将来的なライフコースの成否を左右する原因でもある (McLanahan 2004, 稲葉 2016). 日本では1970年代以降に有配偶離婚率が上昇し始め、それに伴う離別ひとり親世帯の増加が家族の多様化の一側面として進行した. McLanahan (2004) が指摘するように、離婚が低い学歴層の夫婦で発生しやすい傾向が、日本においても1975年以降の結婚コーホートで見られるようになっている (加藤 2005, 林・余田 2014).

また、2010年代にはひとり親世帯出身者の教育達成上の不利について、日本の社会調査データを用いた定量的研究から明らかにされている. 具体的には、義務教育終了段階 (15歳時点) で父不在あるいは母不在であった者はそうでない者と比べて大学進学率が低く、家族構造による教育機会格差が近年ほど拡大傾向にあることが指摘されている (稲葉 2011, 余田 2012). また、実親との離別は子どもの大学進学機会を狭めており、その影響力は親との死別以上に大きい (稲葉 2016).

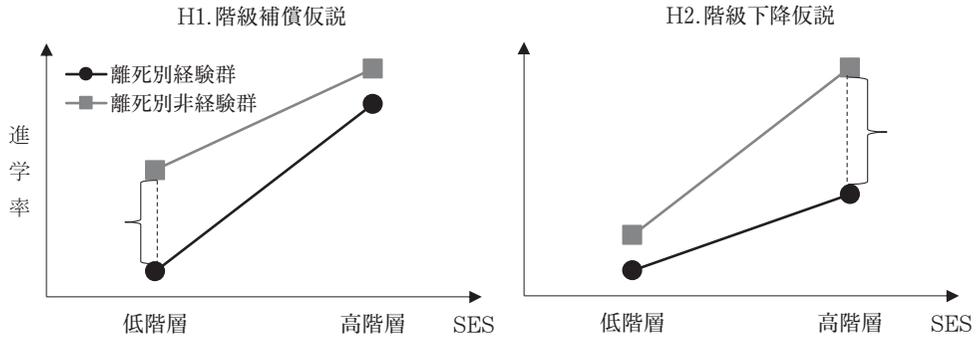
家族構造 (二人親／ひとり親世帯) 間で教育達成格差が生じるメカニズムを説明するうえで代表的なものは、家族 (世帯) の資源剥奪に準拠する諸仮説である. 資本主義経済体制の下では、初婚二人親世帯は外部システムから経済的・文化的・社会関係的資源を調達し、子世代が社会経済的地位の獲得競争において有利に働くよう諸資源を変換・投資する、最も効率的な家族集団である (Tach 2015). その点で、ひとり親世帯の形成は主たる稼得／養育者の喪失や地理的移動などによって世帯が保有する諸資源の減少をもたらし、子どもにとって上級学校への進学や親世代よりも高い職業的地位への移動を困難とさせる.

日本では、ひとり親世帯の相対的貧困率の高さを背景として、とくに経済的剥奪 (economic deprivation) に着目した仮説が検証されることが多い. しかし、母子世帯や父子世帯出身者の大学進学上の不利は、その経済的資源の寡少性によって部分的に説明されるに過ぎず (稲葉 2011, 余田 2012), 家族構造と階層再生産の関連性については検証の途上にある.

2. 親との離死別経験と出身階層：階級補償仮説と階級下降仮説

DD 命題を検証するにあたり、近年では、教育達成に対する親との離死別経験の影響 (separation effect) が出身階層の位置によって異なるかどうかに着目した研究群が見られる. Bernardi and Boertien (2017a) の論点を整理すると、家族形成における階層差の出現が世代間の機会の不平等拡大に寄与すると予測する DD 命題の前提として、二つの社会的条件を満たす必要がある. 第一の条件は、有子世帯に占める離婚や再婚などの増加が低階層の人々を中心に発生し、これらの家族移行経験が子どもの社会経済的地位に負の影響を持つことである. 家族構造の構成分布の変化に関わるこの人口学的条件について

図1 仮説と教育達成（進学率）の対応関係



は、先述の諸知見（Ⅱ.1）を踏まえれば日本においても概ね妥当であるといえよう。そして第二の条件は、子どもの地位達成に対する離死別効果が出身階層間で同一であるか、低階層の間で大きいとする仮定である。Bernardi and Boertien（2017a）は、McLanahan（2004）が家族行動と貧困・格差の世代的再生産の関連について論じる中で、この第二の仮定を暗黙裡に置いていると指摘する。

国外では、子どもの教育達成に対する親との離死別効果の階層差に関して、「階級補償（compensatory class）仮説」と「階級下降（downward class）仮説」と呼ばれる二つの仮説が提唱されている（Bernardi and Boertien 2017b, Jonsson and Gähler 1997）。図1は、これらの仮説から導出される離死別経験・出身階層・子どもの教育達成の関係性を視覚化したものである。

まず階級補償仮説（H1）では、社会経済的資源の変化（その多くは減少）を伴う家族移行に対して、社会経済的地位（socio-economic status: SES）が高い親ほど子世代の地位達成上の不利に対処できると主張する。離死別経験者の中でもSESが高い親は、自身と同等の地位を子世代に継承させる、もしくは子どもの社会的地位が低下するのを忌避するために、保有する社会経済的資源を効率的に配分するように努める（Grätz 2015）。より具体的な家族実践として、離別後の家族生活において、高階層のひとり親は子どもに対する教育的関心が高く、養育費の支払いや非同居となった父親と子どもの接触頻度は大卒者で多いことが知られている（Grätz 2017）。一方、離死別イベントの発生は、SESが低い出身家庭の間で貧困や社会的孤立、子どもとのコンフリクトと結びつきやすく、家族移行への対処資源も相対的に少ない（Mandemakers and Kalmijn 2014）。その結果、親との離死別経験群と非経験群との教育達成格差はとりわけ低階層の間で大きくなる（図1）。階級補償仮説は、家族移行によって生じる社会的不利がその対処資源に乏しい出身家庭の子どもの中で累積しやすいことを主張しており、DD命題の第二の成立条件とも対応している。

その一方、階級下降仮説（H2）は社会経済的に恵まれた出身家庭の間で離死別経験が子どもの教育達成に及ぼす影響が大きいと予想する（図1）。この仮説では、離死別前後

における家族が保有する社会経済的資源の変化量に力点を置く。未成年の子がいる夫婦の離死別の多くは男性世帯主の喪失，すなわち母子世帯の形成をもたらすことから，親の職業階級・教育・所得などの多方面にわたり出身階層の下降移動（downward mobility）は高階層の子どもたちを中心に経験しやすい（Jonsson and Gähler 1997）。さらに，Coleman（1988）は，家族構造を社会関係資本（social capital）の一種と捉え，SESが高い出身階層にとって初婚二人親世帯は母子世帯よりも親世代の地位を子に伝達させるうえで重要な家族形態だと捉えた。そのうえで下降移動経験は，とりわけ高階層の間で自らの社会的地位を子世代に継承させることを困難にさせるとした（Coleman 1988）。

国外の先行研究は，子どもの教育達成に対する親との離死別効果について階級補償仮説を支持するもの（Grätz 2015, Augustine 2014, Albertini and Dronkers 2009）と階級下降仮説を支持するもの（Jonsson and Gähler 1997, Martin 2012, Biblarz and Raftery 1999）が双方存在する。その背景の一つに分析に用いられる教育指標の違いがあり，子どもの知能指数（学力スコア）や前期中等教育進学については階級補償仮説を，高等教育機関への進学といった後の教育移行段階では階級下降仮説が支持される傾向にある（Bernardi and Boertien 2017b）。しかし，離死別効果の階層差は家族規範や教育システムといった社会文化的要因にも強く依存することから（Bernardi and Boertien 2017a），米国を中心とする諸知見が非欧米圏の日本社会にも適合的であるかは検討の余地が残される。

日本では，「全国家族調査（NFRJ）」を用いた稲葉（2016）が親との離死別効果の異質性について検証した数少ない研究として挙げられる。その分析によると，子どもの大学進学機会における離別経験群の不利には親世代の学歴差（大卒／非大卒）は検出されていない（稲葉 2016）。ただしデータの制約上，親との離死別の発生時期が子どもの最終学歴が確定する前後であるかを特定することができておらず¹⁾，分析結果の頑健性をさらに確認する必要があるだろう。

以上を踏まえて，本稿では階級補償仮説と階級下降仮説の検証を通じて，日本社会の学歴再生産の様相がDD命題の予測と整合的であるかを評価する。具体的には，実親との離別・死別経験が子世代の大学進学機会に及ぼす影響が出身階層（母学歴）によって異なるかについて多変量解析を通じて明らかにする。分析では出身階層の指標として父親ではなく母親の学歴を用いるが，それは配偶者との離死別後に子どもの親権を担うのはその多くが母親であることに加え²⁾，階層的地位の継承において母親が重要な媒介者として機能することが社会階層研究で指摘されているからである（Biblarz and Raftery 1999）³⁾。

1) 稲葉（2016）は，回答者（親世代）の調査時点の婚姻上の地位をもとに子世代の家族移行経験（離別・死別・再婚）の有無を識別している。Raymo et al.（2004）の推計から，離婚の約7割超が結婚後10年以内に生じていることから，大部分の子どもが成人前に両親の離別を経験すると仮定して分析を行っている。

2) 「人口動態統計」（厚生労働省）によると，親権を行わなければならない子を持つ夫婦の離婚のうち，1975年では57.9%，2000年では80.3%が全児の親権を母親が担っている。

3) また，DD命題の検証にあたり先行研究の多くは，女性（妻）の最終学歴を階層指標として用いていることから（McLanahan 2004, Raymo and Iwasawa 2017, Bernardi and Boertien 2017a），本稿もそれに倣った。

一連の分析を通じて、実親との離死別によって発生するひとり親世帯の増大が出身階層間の教育機会格差にどの程度の影響を与えるかについて考察する。

Ⅲ. データと方法

1. 使用データと変数

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「全国家庭動向調査」のうち、第5回（2013年）・第6回調査（2018年）の調査票情報である。本調査は、「国民生活基礎調査」（厚生労働省）の後続調査であり、同調査が実施された調査地区（1,106地区）の中から無作為に抽出した300調査区内の全ての世帯を対象としている（数値は第6回調査）。対象世帯の中で、結婚経験のある女性（複数いる場合はもっとも若い女性）を中心に調査票が配布され、18歳以上の子どもがいる場合には最大3人までその基本属性について情報が収集されている。本稿では、親世代である調査回答者を軸として、子どもの社会経済的地位達成を分析する「前向きアプローチ（prospective approach）」（Song and Mare 2015, 余田 2021）を採用する⁴⁾。

ここで問題となるのが、分析対象者の選定である。使用データは幅広い年齢層の女性の回答情報から構成されるが、調査時点ですでに死亡している高齢層からは当然ながら子どもの情報を収集することはできない。また、調査時点での子世代の年齢が高くなる（古い世代）ほど親世代である回答者は若年出産を経験した層に偏りが生じる（余田 2018）。こうしたサンプル・セレクションの問題に対処するために、本稿では稲葉（2016）や余田（2018）を参照しつつ、親世代（女性回答者）の調査時年齢が70歳未満で、かつ子どもの（調査時）年齢が20歳以上40歳以下のケースに分析対象を限定した⁵⁾。

注目する独立変数は、（子世代から見た）実親との離死別経験の有無と出身階層である。本調査では、女性回答者（母親）に対して現在の結婚および初婚の開始時期や配偶者との離死別年、子の出生年などの家族歴情報を詳細に尋ねている。分析では、対象子が18歳に到達するまでに両親の離別／死別（すなわち、初婚二人親世帯からの移行）を経験したか否かを表す二値変数（離別ダミー・死別ダミー）を作成した⁶⁾。なお、出身階層は母親の最終学歴（短期大学以上=1、それ以外=0）を用いる。

従属変数である教育達成は、各対象子の最終学歴が大学進学（短期大学以上）の場合を1、それ以外を0とした二値変数を用いる。他の共変量は、家族（母親）属性と子ども属

4) 一方、調査対象者を子世代とし、親の社会経済的地位（職業・教育水準など）を回顧的に尋ねる方法は「後ろ向きアプローチ（retrospective approach）」と呼ばれる。従来の世代間階層移動分析の多くはこの後ろ向きアプローチによるものである（Song and Mare 2015）。

5) 親の年齢上限を設けない、または子どもの年齢上限を40歳から35歳に制約したとしても、本稿の分析結果に大きな変化は見られなかった。

6) ただし、子どもの出生後に再婚を経験した者（調査回答者）については、初婚配偶者との離死別年が把握できないことから分析対象から除外した（子ども363ケース）。なお、これらのケースを全て離別経験者と仮定して再推定しても、その結果に大きな変化はなかった。こうした婚姻歴（家族歴）情報の不足は使用データに限らず、多くの社会調査データで見られる問題であり、今後の課題としたい。

表 1 記述統計量

【家族・母親属性(レベル2) N=5,096】	Mean (S.D.)	Min.	Max.	【子ども属性(レベル1) N=9,615】	Mean (S.D.)	Min.	Max.
調査年 (ref.2013年)				離死別経験 (ref.初婚継続)			
2018年	.475 (.499)	0	1	離別経験	.038 (.193)	0	1
母出生年 (-1950)	6.748 (6.823)	-7	32	死別経験	.013 (.111)	0	1
母学歴 (ref.高校以下)				子出生コーホート (ref.1972-84年)			
短大以上	.328 (.470)	0	1	1985-98年	.503 (.500)	0	1
結婚時・母雇用形態 (ref.正規雇用)				男性タミー	.517 (.500)	0	1
非正規雇用	.089 (.284)	0	1	出生順位 (ref.第1子)			
自営業・家族従業者	.044 (.206)	0	1	第2子	.400 (.490)	0	1
無職	.148 (.355)	0	1	第3子	.135 (.341)	0	1
母再婚経験 (子出生前 ref.経験なし)							
再婚経験あり	.026 (.159)	0	1				
子ども数	2.247 (.731)	1	7				

性の二種類ある。家族（母親）属性は、調査年、母出生年、結婚時の母雇用形態（正規雇用／非正規雇用／自営・家族従業者／無職）、子ども出生以前の再婚経験の有無⁷⁾、そして子ども数を用いる。子ども属性は、出生コーホート（1972-84年／1985-98年）、性別（男性=1）、出生順位（第1子／第2子／第3子）である。出生コーホートは、大学進学選択（18歳）時点が、離婚率の急激な上昇期にあたる1990年代とそれ以降（2000年以降）の層となるように区分した。分析では、使用変数に有効回答が得られた子ども9,615ケース（母親5,096ケース）を用いる。共変量の記述統計量は表1のとおりである。

2. 分析モデル

上記の研究課題を検証するにあたり、本稿ではマルチレベルモデル（multi-level model）と要因分解法（decomposition analysis）の二つの統計手法を用いる。

はじめに、DD 命題が前提としている第二の成立条件（II.2）である離死別効果の階層差に関する二つの仮説—階級補償仮説・階級下降仮説—の検証を行う。先述のとおり、使用データは調査対象である母親を中心に複数の子どもの属性情報を収集した階層的なデータ構造を持つ。その場合、同一家族内の子ども（キョウダイ）間で最終学歴に系統的な類似性が生じ、通常の重回帰モデルでは標準誤差の過小推定といった問題が発生しうる。それゆえ、分析では家族（母親）属性をレベル2、子ども属性をレベル1としたマルチレベル二項ロジットモデルをもとに、実親との離死別が子どもの教育達成に及ぼす影響力を推計する。

7) すなわち、この変数は子どもの家族移行経験（両親の離死別から再婚への移行）を表すものではない。多変量解析（表3）ではこの変数を統制目的として投入し、実質的な解釈は行わない。この点については、注釈6も併せて参照されたい。

$$\begin{aligned} \text{レベル 1 (個人水準): } Y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} \textit{divorce}_{ij} + \beta_{2j} \textit{widow}_{ij} + \sum_{k=3}^K \beta_{kj} X_{ij} + \gamma_{ij} & \text{式(1.1)} \\ Y_{ij} &= \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) \end{aligned}$$

$$\text{レベル 2 (家族水準): } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{m=1}^M \gamma_{0m} Z_j + u_{0j} \quad \text{式(1.2)}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}, \beta_{2j} = \gamma_{20}, \beta_{kj} = \gamma_{k0} \quad (k \geq 3) \quad \text{式(1.3)}$$

その基本モデルは、式 (1.1) のとおりである。左辺の Y_{ij} は j 番目の家族における i 番目の子どもの教育達成（大学進学を表す二値変数 p ）を表す。右辺の β_{0j} は個人水準（レベル 1）の切片、 β_{1j} および β_{2j} はそれぞれ離別、死別経験の効果を表す回帰係数、 β_{kj} は離死別経験を除く子ども属性 X_{ij} の固定効果である。分析では、切片 β_{0j} が家族間で異なることを仮定したランダム切片モデル（random-intercept model）を採用し、切片は式 (1.2) のように展開される。式 (1.2) の右辺における Z_j は家族（母親）属性を表す共変量であり、 u_{0j} は家族水準の誤差項を表す。なお、子ども属性についてはランダム効果を仮定していない（式 1.3）。階級補償仮説および階級下降仮説の経験的妥当性は、離死別経験および出身階層（母学歴）の交互作用項の推定値をもとに判断する。

つづいて、分析の焦点を個人の教育達成から日本社会の学歴再生産の趨勢に移す。子ども人口に占める親との離死別経験者の増加が出身階層による教育機会の格差拡大（学歴再生産の強化）に寄与することを示唆する DD 命題については、Bernardi and Boertien (2017a) と同様に要因分解法をもとに評価する。本稿では、Blinder-Oaxaca の要因分解法を非線形モデルに拡張した Yun (2004) のアプローチを採用する。

式 (2.1) は二つの出身階層（母学歴：短大以上 H / 高校以下 L）間の教育機会格差（大学進学の予測確率の差： R ）である。ここでの教育機会格差とは、社会水準（aggregate level）から見た大学進学の世界間継承（学歴再生産）の程度を指す（Bernardi and Boertien 2017a）。学歴再生産 R は、母学歴が短大以上である出身階層 H に所属する子どもが、親世代と同等の学歴を獲得する期待確率 $E(Y_H)$ と、それ以外の出身階層 L（母学歴：高校以下）の者が大学進学（上昇移動）する期待確率 $E(Y_L)$ の差分によって表現される⁸⁾。

$$R = E(Y_H) - E(Y_L) \quad (\text{母学歴 H: 短大以上, L: 高校以下}) \quad \text{式(2.1)}$$

$$\begin{aligned} R &= (\beta_{0H} - \beta_{0L}) + \{E(X_H) - E(X_L)\} \beta_{1L} + E(X_L) (\beta_{1H} - \beta_{1L}) & \text{式(2.2)} \\ &\quad + \{E(X_H) - E(X_L)\} (\beta_{1H} - \beta_{1L}) \end{aligned}$$

この学歴再生産 R を、離死別経験の有無（変数 X ）によって要因分解したものが式 (2.2) である。右辺の第 2 項 $\{E(X_H) - E(X_L)\} \beta_{1L}$ は構成効果（endowment）に相当し、学歴階層間の離死別経験の普及度の違いを表す。換言すれば、 $\{E(X_H) - E(X_L)\}$ は低階

8) 同様に、出身階層間の進学確率の差や相対リスク指標によって学歴再生産の様相を検証したものとして Song and Mare (2015) や余田 (2021) が挙げられる。

層を中心とする親との離死別の発生を、 β_{1L} は離死別経験が子どもの教育達成に対して負の影響を与えるとする DD 命題の第一条件 (II.1) を表現したものである。

右辺の第 3 項 $E(X_L)(\beta_{1H}-\beta_{1L})$ は、離死別経験が教育達成に及ぼす影響が出身階層 (母学歴) によって異なること (=離死別効果の階層差) を表すものである。出身階層間の教育機会格差が拡大すると予測する DD 命題は、低階層 (母学歴 L) における離死別経験効果が負であると同時に、その効果が上位階層 (母学歴 H) よりも大きい、もしくは同等であること ($\beta_{1L}<\beta_{1H}<0$ または $\beta_{1L}=\beta_{1H}<0$) を仮定している (Bernardi and Boertien 2017a)。階級補償仮説から予測される離死別効果の階層差は DD 命題と同一であるが ($\beta_{1L}<\beta_{1H}<0$)、階級下降仮説では高い出身階層 (母学歴 H) で負の影響が大きいこと ($\beta_{1H}<\beta_{1L}<0$) を想定している。最後に、右辺の第 4 項 $\{E(X_H)-E(X_L)\}(\beta_{1H}-\beta_{1L})$ は離死別経験の普及度とその効果の異質性に関する交互作用項であり、要因分解法では交絡要因と解釈される。

次節では、親との離死別経験と教育達成の関連について記述し、マルチレベルモデルをもとに上記二つの仮説を検証する。そのうえで、要因分解法をもとに実親との離死別経験者の増大が世代間の学歴再生産に及ぼす影響力を推計し、DD 命題の妥当性を評価する。

IV. 分析結果

1. 親との離死別経験と大学進学

はじめに、実親との離死別経験者の量的拡大とその階層差、そして子世代の大学進学との関連について記述的分析を行う。

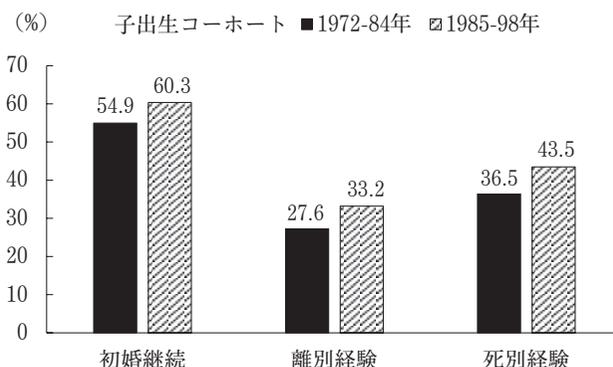
表 2 は、母親の最終学歴 (出身階層) と子どもの離死別経験との関連を示したものである。二つの出生コーホート間で 18 歳になるまで初婚継続家族 (離死別非経験群) に所属した子どもの割合は 96.9% から 92.9% へと低下しており、その減少分は離死別経験群の増大によって補われている。1972-84 年コーホートでは離死別経験群は全体の 2.0% に過ぎなかったが、離婚率の上昇に伴い 1985-98 年コーホートでは同割合は 5.7% まで上昇している。その

表 2 子出生コーホート・母学歴別に見た子どもの離死別経験割合

子出生コーホート		子どもの離死別経験 (%)			
		初婚継続	離別	死別	(N)
1972-84年	構成比率	96.9	2.0	1.1	4,779
1985-98年	構成比率	92.9	5.7	1.4	4,836 ***
1972-84年	母学歴 (高校以上)	96.7	2.1	1.2	3,452
	母学歴 (短大以上)	97.3	1.8	0.9	1,327
1985-98年	母学歴 (高校以下)	91.9	6.8	1.3	3,040
	母学歴 (短大以上)	94.6	3.7	1.7	1,796 ***
Total		94.9	3.8	1.3	9,615

(注) *** $p<.001$ (カイ二乗検定).

図2 子出生コーホート別：離死別経験の有無と大学進学率



一方、死別経験群の割合は各コーホートで1.1%、1.4%となっており大きな変化は観察されない⁹⁾。

実親との離別経験率の上昇についてさらに注目すべきは、その階層差の出現である。1972-84年コーホートにおいては出身階層（母学歴）によって子どもの家族歴（家族移行経験）の分布に統計的な有意差は見られない ($\chi^2(d.f.=2)=1.130, p>.10$)。しかしながら、1985-98年コーホートでは、母学歴が短大以上である者のうち離別経験群の割合は3.7%であるのに対して、母学歴が高校以下の者では離別経験群は6.8%と有意に高い ($\chi^2(d.f.=2)=22.663, p<.001$)。この結果は、近年の離別ひとり親世帯の増加が母親の学歴が低い出身家庭の子どもに集中しているとした McLanahan (2004) の指摘とも一致する。

つづいて、子どもの教育達成（大学進学率）について出生コーホート・離死別経験別に確認する（図2）。初婚継続家族群の大学進学率（短大以上）は、高学歴化と連動する形で54.9%（1972-84年コーホート）から60.3%（1985-98年コーホート）へと上昇している。離死別経験群についても大学進学率は上昇傾向にあるが、初婚継続群に比べて同進学率は約17~27%ポイント低い状態を維持している。とりわけ教育達成上の不利を受けているのは離別経験群であり、その大学進学率は33.2%（1985-98年コーホート）と死別経験群よりも10%ポイント近く低い。

2. マルチレベルモデルによる教育達成分析

つぎに、他の共変量を統制したうえで、実親との離死別経験が子どもの教育達成に及ぼす影響について多変量解析をもとに検討する。

表3は、子どもの大学進学を従属変数としたマルチレベル二項ロジットモデルの推定結

9) 「国勢調査」（総務省）をもとに18歳未満人口に占めるひとり親世帯のもとで暮らす子どもの割合を試算すると、1985年時点では4.7%、以後10年おきに見ると5.5%（1995年）、8.7%（2005年）、9.6%（2015年）となっている。厳密な比較はできないが、「国勢調査」の算出値に比べて1985-98年出生コーホートの離死別経験率（7.1%）はやや低い。その要因として、全国家庭動向調査では配偶者との離死別した女性や低い学歴階層の人々を中心に有効回収率が低い可能性があること、出生後に親の再婚を経験した子どもについては分析対象から除外していることが考えられる（注釈6を参照）。

果である。モデル1では、実親との離死別経験の主効果を検討する。離別および死別経験を表す二つのダミー変数は、いずれも統計的に有意な負の効果を呈しており、初婚継続家族からの移行を経験していない者と比べて離死別経験者の大学進学率が低い傾向にある。オッズ比に換算すると、離別経験者は.224倍 ($=e^{-1.495}$)、死別経験者では.318倍 ($=e^{-1.146}$)となっている。他の子ども属性(レベル1)に着目すると、近年の出生コーホートほど、出生順位が早い者ほど大学進学率が有意に高い。家族(母親)水準の共変量(レベル2)については、出身階層を表す母学歴(短大以上ダミー)は子どもの大学進学に対して強い

表3 「子大学進学 (=1)」を従属変数としたマルチレベル二項ロジットモデル

	モデル1		モデル2		モデル3	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
【家族(母親)属性：レベル2】						
調査年 (ref.2013年)						
2018年	.382	(.077) ***	.382	(.077) ***	.384	(.077) ***
母出生年 (基準：1950年)	-.047	(.008) ***	-.047	(.008) ***	-.047	(.008) ***
母学歴 (ref.高校以下)						
短大以上	1.775	(.089) ***	1.776	(.089) ***	1.801	(.091) ***
結婚時・母雇用形態 (ref.正規雇用)						
非正規雇用	-.355	(.134) **	-.357	(.134) **	-.359	(.134) **
自営業・家族従業者	-.371	(.176) *	-.369	(.176) *	-.371	(.176) *
無職	-.426	(.106) ***	-.425	(.106) ***	-.429	(.106) ***
母再婚経験 (子出生前 ref.経験なし)						
再婚経験あり	-.887	(.249) ***	-.891	(.249) ***	-.901	(.249) ***
子ども数	-.352	(.056) ***	-.351	(.056) ***	-.353	(.056) ***
【子ども属性：レベル1】						
離死別経験 (ref.初婚継続)						
離別経験	-1.495	(.190) ***	-1.737	(.363) ***	-1.249	(.219) ***
死別経験	-1.146	(.310) ***	-1.148	(.455) *	-1.376	(.396) **
子出生コーホート (ref.1972-84年)						
1985-98年	.468	(.095) ***	.460	(.096) ***	.466	(.095) ***
男性ダミー	-.071	(.060)	-.071	(.060)	-.073	(.060)
出生順位 (ref.第1子)						
第2子	-.202	(.061) **	-.201	(.061) **	-.203	(.061) **
第3子	-.497	(.100) ***	-.497	(.100) ***	-.497	(.100) ***
離死別経験×子出生コーホート						
離別経験×1985-98年			.322	(.409)		
死別経験×1985-98年			.005	(.586)		
離死別経験×母学歴						
離別経験×短大以上					-.880	(.412) *
死別経験×短大以上					.619	(.650)
切片	.974	(.147) ***	.978	(.147) ***	.975	(.147) ***
-2LL	11597.785		11597.159		11592.196	
ICC	.450		.450		.450	
N (子ども/世帯・母親)			9,615 / 5,096			

(注) *** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, + $p<.10$ (両側検定)。ヌルモデル (null model) の ICC=.536

正の効果を示す一方で、子ども数が多いことや子どもの出生以前に母親が再婚を経験している世帯では、子どもの大学進学率が有意に低い傾向にある。離死別後の経済水準を部分的に規定すると考えられる結婚時・母雇用形態も統計的に有意であり¹⁰⁾、正規雇用者に比べて非正規雇用や無職であった世帯ほど子どもの大学進学率が低い。モデル1からは、世帯および母親の社会経済的地位を統制した後でも親との離死別経験の効果が強く残存していることがわかる。

モデル2では、モデル1に離死別ダミーと子出生コーホートの交互作用項を追加し、大学進学に対する離死別効果にコーホート差が見られるかを検討した。その結果、二つの交互作用はいずれも統計的に有意ではなく、1990年代以降に高等教育への進路選択を行う子世代（1972-98年生まれ）の間では離死別効果は一定であるといえる¹¹⁾。

最後に、離死別効果の階層差に関する二つの仮説—階級補償仮説と階級下降仮説—を検証するために、モデル3では、モデル1に離死別経験ダミーと母学歴（短大以上ダミー）の交互作用項を追加した。推定結果を見ると、条件付き主効果を表す離別および死別経験ダミーはいずれも1%水準で統計的に有意であり、低学歴層の間でも親との離死別経験が大学進学に及ぼす影響が甚大であることが読み取れる。新たに投入した二つの交互作用項については、死別経験ダミーと母学歴の交互作用効果（死別×短大以上）は非有意である一方で、離別経験ダミーと母学歴のそれ（離別×短大以上）は5%水準で統計的に有意となっている（ -0.880 ）。係数の符号の向きが負であることから、離別経験が子どもの大学進学の成否に及ぼす負の影響は母親の学歴が高校以下の者よりも短大以上の者で大きいことを示している（ $=(-1.249)+(-0.880)$ ）。この結果は、階級下降仮説（H2）の予測とも整合的なものであり、両親との離別経験によって生じる教育達成上の不利が、とくに出身階層が高い子どもの間で大きい傾向が認められる。しかしながら、死別経験についてはその効果の異質性（階層差）は見られない。

3. 親との離死別経験者の増大と学歴再生産：要因分解法による検討

先のマルチレベルモデルの推定結果より、子どもの教育達成に対して親との離別経験は負の影響を与える一方で、その効果には出身階層（母学歴）による異質性が観察された。有子世帯に占める離死別経験者の増加と大学進学に対する離別効果の階層差が併存する中で、それらが出身階層間の教育機会格差（学歴再生産）に及ぼす影響はどの程度存在するのだろうか。以下では、この点を要因分解法によって検討する。

表4は、出身階層を表す母学歴（短大以上 H / 高校以下 L）間の大学進学率の差異（学

10) 配偶者との離死別以前の就労状況（従業上の地位）がその後の正規雇用就労率や世帯の経済状況に影響を与えることは、シングルマザーの職業経歴を分析した藤原（2005）によって指摘されている。結婚時・母雇用形態のうち正規雇用割合を離死別経験の有無別に見ると、離別経験群では58.9%と初婚継続群（73.5%）や死別経験群（71.9%）に比べて有意に低い。

11) 予備的分析として、離別ダミーおよび死別ダミーと子男性ダミーの交互作用項をモデル1に投入したモデルを推定したが、いずれの交互作用も非有意であり教育達成に対する離死別効果にジェンダー差は認められなかった。

表4 出身階層（母学歴）間の大学進学格差に関する要因分解

	全体		子出生コーホート			
			1972-84年		1985-98年	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
出身階層（母学歴）						
短大以上（H）	.760	(.009) ***	.756	(.014) ***	.764	(.011) ***
高校以下（L）	.469	(.007) ***	.459	(.010) ***	.480	(.010) ***
進学率の差（H-L）	.291	(.012) ***	.296	(.017) ***	.284	(.015) ***
構成効果（endowment）	.022	(.004) ***	.011	(.005) *	.025	(.005) ***
階層効果（coefficient）	.267	(.012) ***	.280	(.018) ***	.252	(.016) ***
交互作用効果（interaction）	.002	(.005)	.006	(.006)	.007	(.006)
構成効果						
離別経験あり	.003	(.001) *	.001	(.002)	.006	(.002) **
死別経験あり	-.000	(.001)	.000	(.001)	-.001	(.001)
階層効果						
離別経験あり	-.006	(.003) *	-.001	(.003)	-.012	(.005) **
死別経験あり	.001	(.001)	.000	(.002)	.002	(.002)
切片	.311	(.029) ***	.299	(.041) ***	.271	(.038) ***
交互作用効果						
離別経験あり	.001	(.001)	.000	(.000)	.003	(.002)
死別経験あり	.000	(.000)	-.000	(.000)	.000	(.001)
N	9,615		4,779		4,836	

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定). S.E.は世帯（母親 N=5,096）をクラスターとした標準誤差. 他の共変量は統制済み（母出生年は1950を差し引いたセンタリング値）.

歴再生産 $R = E(Y_H) - E(Y_L)$ について、離死別経験を表す二つのダミー変数によって要因分解した結果である（他の共変量を統制済み）。まず、母学歴による子どもの大学進学率の差異（=29.1%ポイント）のうち、表2で見られた出身階層間の離死別経験割合の違いによって説明される部分（構成効果 endowment）について確認する。構成効果を見ると、離別経験を表すダミー変数の回帰係数は5%水準でプラスに有意であり（.003）、低学歴層を中心とする離別経験群の増大が出身階層間の教育機会格差（大学進学率）の拡大に寄与していることがわかる。一方、死別経験ダミーの同係数は非有意となっており、離別経験ダミーと同様の効果を示していない。

つぎに、離死別効果の階層差の寄与度（階層効果）に着目する。ここで注目すべきは、離別効果（coefficient）を表す係数（-.006）が5%水準で統計的に有意である点にある。この結果は、表3（モデル3）で観察された離別ダミーと母学歴の交互作用効果に対応するものである。この値からも、大学進学における離別経験群の不利が高階層（母短大以上）の者で大きいことは、出身階層の教育機会格差を拡大ではなく、むしろ縮小させる方向に働いていることが読み取れる。構成効果と同様に、死別ダミーの階層差（.001）は統計的に有意ではない。階層効果の切片は、2つの離死別ダミーの値がゼロである、すなわち離死別経験群が存在しない場合に生じる出身階層間の教育機会格差を表す理論値に相当する（Bernardi and Boretien 2017a）。その理論値は.311であり、実際に観察された母学歴間

の大学進学率の差異 (.291) と近似している。したがって、離別経験群の構成比率上昇による格差拡大効果は離別効果の階層差 (階層効果) によって相殺されているといえる。

子出生コーホート別の推定結果を見ると、1972-84年コーホートでは、離死別効果を表すダミー変数がいずれも非有意であることから、先に観察された効果は1985-98年コーホートによるものであることがわかる。後者のコーホートでは、階層効果 (-.012) が構成効果 (.006) を上回っており、出身階層間の大学進学格差の観測値と理論値の乖離は小さい。以上の推定結果からは、家族形成の階層差の出現が世代間の機会不平等の拡大をもたらす影響は総じて小さく、学歴再生産に関しては DD 命題が経験的に支持されないと結論付けられる。

V. 結論と考察

本稿は、McLanahan (2004) が提唱した家族形成行動の階層差が機会の不平等拡大をもたらすとする *diverging destinies* 命題 (DD 命題) が日本社会にも適合するかを検証した。子どもの教育達成に対する親との離死別経験効果に関する二つの仮説—階級補償仮説・階級下降仮説—と要因分解法による検証を通じて得られた知見は次の諸点にまとめられる。

第1に、両親との離死別を経験した子どもは非経験群と比べて、大学進学率が低い傾向にある。この分析結果は、国内外の先行研究の知見とも整合的なものである。第2に、子どもの教育達成に対する離別効果は出身階層が高い者の中で相対的に大きく、この結果は階級下降仮説 (H2) を支持するものであった。親との死別経験については、離別効果と同様の階層差は検出されず、いずれの仮説も支持されなかった。第3に、親との離死別経験者の増大が世代間の学歴再生産に及ぼす影響は二つの相異なる効果を有していた。一方の効果は、有子世帯の構成分布の変化に関わるものであり、低学歴層を中心とする離別経験者の増大は学歴再生産を強化させる方向に作用した。他方で、教育達成に対する離別効果の階層差の存在は、有子世帯の構成分布変化による格差拡大効果を相殺していた。

DD 命題は、初婚・離別・若年出産をはじめとする親世代の家族形成行動の階層差を媒介として、世代を通じた格差・不平等の拡大 (階層再生産の強化) が生じると予測する (McLanahan 2004, Amato et al. eds. 2015, Raymo and Iwasawa 2017)。子ども人口に占める離別経験割合の上昇が、学歴再生産を強化させるとする要因分解法の推定結果は、家族構造の変化と所得格差拡大の関係に焦点をあてた先行研究の知見 (Western et al. 2008) や DD 命題の予測とも一致するものであった。しかしながら、親との離別経験による教育達成上の不利が社会経済的に恵まれた出身家庭の子どもほど大きいという階級下降仮説を支持する本稿の分析結果は、離死別経験の階層差に関する DD 命題のもう一つの成立要件 (II.2) とは不整合なものであった。この点は、親との離死別経験が子ども個人の教育機会を制約することが、必ずしも社会水準で見た階層的地位の固定化をもたらすものではないことを示している。

さらに、以上の知見は、人口・家族研究のみならず社会階層研究に対しても重要な示唆を与えるものである。世代間移動分析は、主に男性世帯主と子の階層的地位の類似性をもとに社会の開放性を評価してきたが、近年では階層構造の基盤である人口の現代的変動を考慮した分析視角の重要性が指摘されつつある (Tach 2015, Song and Mare 2015)。DD 命題と同様に、出身階層の基本単位である家族構造の変化は階層再生産の程度に少なからぬ影響をもたらすと考えられてきたが (Tach 2015)、得られた分析結果からはその経験的根拠に乏しい。本稿の分析結果は、階層研究が繰り返し指摘してきた階層再生産の時代的な安定性が、人口変動要因を加味したとしても極めて頑健な知見であることを示唆しているのである。とはいえ、親との離死別や再婚を経験する子どもがさらに増加することが見込まれる中で (稲葉 2012)、階層再生産の趨勢に変化の兆しが見られるのか、今後さらに注視する必要がある。

最後に、本稿に残された検討すべき点について言及しておきたい。まず、社会階層および地位達成指標の測定である。本稿では、出身階層を表す指標として母親の最終学歴を用いたが、階層研究で最も利用されている父親 (夫) の階層的地位を用いた再検証が求められる¹²⁾。教育達成のみならず、到達階層として職業や所得 (富) に着目した場合には世代間の機会不平等の趨勢が異なる様相を呈する可能性も否定できない (Bernardi and Boertien 2017b)。また、本稿の分析は使用データの制約上、親世代 (調査対象者) の婚姻歴を全て網羅しておらず、検証可能であったのは初婚から離死別へという一部の家族移行の影響に限定されたことも留意すべき点である。

これらの課題はあるものの、本稿は第二の人口転換と密接に関連する家族形成行動の変化が社会の格差・不平等構造のあり方に及ぼす影響を精緻な統計モデルをもとに検討した。その点で、本稿の分析は人口研究と社会階層研究の接合を試みたものともいえる。世代間で階層的地位が継承されるメカニズムを家族システムの内部から検討するうえで、人口学的視点からの実証研究は極めて有効であり、その発展が待たれる。

(2021年7月22日査読終了)

付記

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「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、第5回・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。また本研究は、文部科学研究費助成事業 (研究活動スタート支援) 「ひとり親世帯の階層状況と就労・世代間再生産に関する社会学的研究」 (研究代表者: 斉藤知洋, 課題番号 18H05721, 19K20918) による助成を受けた。

最後に、本論文の改稿にあたり匿名の査読者から大変有益なコメントを賜った。ここに記して謝意を表したい。

12) 使用データは離死別女性 (回答者) に対して前配偶者 (元夫) の最終学歴を尋ねているが、その多くが無回答であり分析に用いることを断念した。

参照文献

- 荒牧草平 (2000) 「教育機会の格差は縮小したか—教育環境の変化と出身階層間格差—」近藤博之編著『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, pp.15-35.
- 石田浩・三輪哲 (2009) 「階層移動から見た日本社会—長期的趨勢と国際比較—」『社会学評論』第59巻第4号, pp.648-662.
- 稲葉昭英 (2011) 「ひとり親家庭における子どもの教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編著『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会, pp.239-252.
- 稲葉昭英 (2012) 「家族の変動と社会階層移動」『三田社会学』第17巻, pp.28-42.
- 稲葉昭英 (2016) 「離婚と子ども」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編著『日本の家族1999-2009—全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学—』東京大学出版会, pp.129-144.
- 加藤彰彦 (2005) 「離婚の要因—家族構造・社会階層・経済成長—」熊谷苑子・大久保孝治編著『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究 全国調査「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01) 報告書No.2』, pp.77-90.
- 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.
- 藤原千沙 (2005) 「ひとり親の就業と階層性」『社会政策学会誌』第13号, pp.161-175.
- 余田翔平 (2012) 「子ども期の家族構造と教育達成格差—二人親世帯／母子世帯／父子世帯の比較—」『家族社会学研究』第24巻第1号, pp.60-71.
- 余田翔平 (2018) 「SSM2015の子ども情報の代表性」荒牧草平編著『2015年SSM調査報告書2 人口・家族』(2015年SSM調査研究会), pp.1-11.
- 余田翔平 (2021) 「出生力と学歴再生産」中村高康・三輪哲・石田浩編著『少子高齢社会の階層構造 1 人生初期の階層構造』東京大学出版会, pp.225-239.
- Amato, P. R., A. Booth, S. M. McHale, and J. Van Hook, J. (eds.) (2015) *Families in an Era of Increasing Inequality: Diverging Destinies*, New York: Springer.
- Albertini, M. and J. Dronkers (2009) "Effects of Divorce on Children's Educational Attainment in a Mediterranean and Catholic Society," *European Societies*, Vol.11, No.1, pp.137-159.
- Augustine, M. J. (2014) "Maternal Education and the Unequal Significance of Family Structure for Children's Early Achievement," *Social Forces*, Vol.93, No.2, pp.687-718.
- Bernardi, F. and D. Boertien (2017a) "Non-Intact Families and Diverging Educational Destinies: A Decomposition Analysis for Germany, Italy, the United Kingdom and the United States," *Social Science Research*, Vol.63, pp.181-191.
- Bernardi, F. and D. Boertien (2017b) "Explaining Conflicting Results in Research on the Heterogeneous Effects of Parental Separation on Children's Educational Attainment According to Social Background," *European Journal of Demography*, Vol.33, No.2, pp.243-266.
- Biblarz, T. J. and A. E. Raftery (1999) "Family Structure, Educational Attainment, and Socioeconomic Success: Rethinking the 'Pathology and Matriarchy'," *American Journal of Sociology*, Vol.105, No.2, pp.321-365.
- Coleman, J. S. (1988) "Social Capital in the Creation of Human Capital," *American Journal of Sociology*, Vol.94, pp.S95-S120.
- Erikson, R. and J. H. Goldthorpe (1992) *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Grätz, M. (2015) "When Growing Up Without a Parent Does Not Hurt: Parental Separation and the Compensatory Effect of Social Origin," *European Sociological Review*, Vol.31, No.5, pp.546-557.
- Grätz, M. (2017) "Does Separation Really Lead Fathers and Mothers to be Less Involved in their Children's Lives?," *European Sociological Review*, Vol.33, No.4, pp.551-562.
- Jonsson, J. O. and M. Gähler (1997) "Family Dissolution, Family Reconstitution, and Children's

- Educational Careers: Recent Evidence for Sweden," *Demography*, Vol.34, No.2: pp.277-293.
- Lesthaeghe, R. (1995) "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation," Mason, K. O., and A.-M. Jensen (eds.), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press, pp.17-62.
- Mandemakers, J. J. and M. Kalmijn (2014) "Do Mother's and Father's Education Condition the Impact of Parental Divorce on Child Well-being?," *Social Science Research*, Vol.44, pp.187-199.
- Martin, M. A. (2012) "Family Structure and the Intergenerational Transmission of Educational Advantage," *Social Science Research*, Vol.41, No.1, pp.33-47.
- McLanahan, S. (2004) "Diverging Destinies: How Children Are Faring under the Second Demographic Transition," *Demography*, Vol.41, No.4, pp.607-627.
- McLanahan, S. and C. Percheski (2008) "Family Structure and the Reproduction of Inequalities," *Annual Review of Sociology*, Vol.34, pp.257-276.
- Raymo, J. M., M. Iwasawa, and L. Bampass (2004) "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, Vol.11, pp.395-419.
- Raymo, J. M., and M. Iwasawa (2017) *Diverging Destinies: The Japanese Case*, Singapore: Springer.
- Shavit, Y., and H.-P. Blossfeld (eds.) (1993) *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder: Westview Press.
- Song, X. and R. D. Mare (2015) "Prospective Versus Retrospective Approach to the Study of Intergenerational Social Mobility," *Sociological Methods and Research*, Vol.44, No.4, pp.555-584.
- Tach, L. (2015) "Social Mobility in an Era of Family Instability and Complexity," *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.657, pp.83-96.
- van de Kaa, D. J. (1987) "Europe's Second Demographic Transition," *Population Bulletin*[Population Reference Bureau], Vol.42, No.1, pp.1-59.
- Western, B., D. Bloome, and C. Percheski (2008) "Inequality among American Families with Children, 1975 to 2005," *American Sociological Review*, Vol.73, No.6, pp.903-920.
- Yun, M.-S. (2004) "Decomposing Differences in the First Moment," *Economics Letters*, Vol.82, No.2, pp.275-280.

Parental Separation and Children's Opportunity for Education in Japan: Focus on the Effects of Demographic Changes on Intergenerational Reproduction of Social Inequality

SAITO Tomohiro

In this article, we examine the "diverging destinies" thesis derived from the second demographic transition theory, which predicts the reinforcement of intergenerational reproduction of inequality according to social-economic background. The diverging destinies thesis posits that the experience of family instability or transition, such as divorce, early childbearing, and cohabitation, has been concentrated among socio-economically disadvantaged families, and growing up in non-intact families restricts an individual's chances of socio-economic attainment. However, there have been few researches that have tested whether, as the diverging destinies thesis predicts, such demographic and familial changes are factors amplifying inequality of socio-economic opportunity in contemporary Japanese society.

We use micro-level datasets of the 5th and 6th National Survey on Family in Japan to examine the relationship between the growing proportion of non-intact family and inequality of children's educational attainment between social classes. Multilevel model and Blinder-Oaxaca decomposition approach revealed three main findings: (1) children who experienced parental separation are less likely to attain tertiary education than do their counterparts; however, (2) the educational attainment of children with highly educated mothers are significantly negatively influenced by the experience of parental divorce; and (3) these differential effects of parental separation offset the positive influence of class divergence in family formation on the intergenerational reproduction of inequality.

In conclusion, these findings do not support the diverging destinies thesis, and rather, confirm the stability of trends in inequality of educational opportunity, as repeatedly shown in social stratification research.

Keywords: second demographic transition, diverging destinies thesis, educational attainment, intergenerational reproduction of inequality