

教育達成の世代関係からみる階層間格差の変容

—出生力低下を考慮した高学歴子ども数に着目して*¹—

毛塚和宏・白波瀬佐和子・瀧川裕貴
(東京大学・東京大学・東北大学)

【論文要旨】

戦後、日本は著しい少子化を経験したが、階層研究においては階層間の子ども数の差にあまり注意は払われてこなかった。しかし、階層によって出生行動が異なれば、世代間関係にも影響を与える可能性がある。本論文の目的は、出生力低下を考慮にいたした教育達成の階層間格差を明らかにすることである。

本論文では「前向きアプローチ」を採用し、人口動態を考慮にいたした階層間格差を捉える。従来の階層論は、調査対象者とその親の関係に着目し、階層移動確率を分析していた。一方、前向きアプローチは調査対象者とその子の関係に着目し、「特定の階層の親が産んだ子どもについて、特定の階層に到達する子ども数の期待値」を分析する。確率ではなく実数に着目することが前向きアプローチの特徴であり、本論文では人口移動結合効果（子ども数の期待値の差）を用いて格差を捉える。

本論文の分析方針は Song and Mare (2015) に依拠しているが、同論文とは異なる新しい方法を提案する。具体的には、出生力と教育達成の推定に別々のサンプルを用いることで、繰り返し横断調査に適用可能にした。

分析の結果、次のような結果が得られた。1) 父親から見たときの人口移動結合効果は安定している。2) 母親から見たときの人口移動結合効果は、短大・高専卒をのぞき、拡大傾向にある。この父母における格差趨勢の違いは、高学歴化のジェンダー差にある可能性がある。

キーワード：出生力低下，階層間格差，前向きアプローチ，教育達成

1. 出生力と階層間格差

1.1 階層間格差に介在する人口学的要素

戦後日本の人口変動の特徴は、その変化の速さにある。1950年代、合計特殊出生率は3.65から2.00へと急激に低下した。その結果、日本の人口構造は、死亡率低下、長寿化とともに、急激に高齢化していく。本稿では少子化に注目し、教育達成の世代間関係から階層格差の変容について考察を試みる。

日本における少子化の要因として、晩婚化・未婚化と既婚カップルの出生率の低下があげられる。1980年代の出生力低下は若年層の晩婚化・未婚化によるところが多かったが、1990

¹ 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。本データ使用にあたっては2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得ました。分析に際して、SSM2015データに関して2017年2月27日版(バージョン070)のデータを用いました。また、本研究はJSPS科研費JP17H06594の助成を受けたものです。

年代の出生力低下は既婚カップルの出生力低下によるところが大きい（金子 2004; 岩澤 2002）。前者の晩婚化・未婚化は、出生力低下と連動しており、特に結婚と出産がきわめて密接な関係にある日本においては、晩婚化が晩産化と連動し、結果として出産子ども数の低下をもたらす。また、婚外子が少ない現状は、結婚をしないことは子どもを持たないことと直接的に関係する。

そこで、階層上の地位によって出産行動が違えば、子ども数や子どものいる階層といたない階層が分断され、親から子への学歴継承にもなんらかの影響が及ぶことが想像される。しかしながら、階層間の子ども数の違いにはそれほど大きな注目が注がれてこなかった²。事実、高橋（1974）は、「二人っ子」が多数派³になったことを受けて、階層間での子ども数の違いが無くなったと述べている。しかしながら、階層間で平均子ども数にまったく違いが無いわけではない。たとえば、白波瀬（2011）は、30代、40代の世帯主世帯を対象に、等価可処分所得の10分位別に平均子ども数を国際比較しており、世帯収入が低いほど平均子ども数が多い逆相関の関係が認められる一方で、日本は所得階層別の平均子ども数の違いはもっとも小さいことを指摘した。また、母親の学歴別に平均子ども数の推移をみると、1980年代後半から1990年代にかけて、学歴間の違いは小さくなった。しかし2000年に入り、いち早く平均子ども数の低下がはじまったのは学歴が大卒以上の女性である⁴。

社会学における階層研究では、階層間の移動/継承パターンをもって、階層間の構造を検討してきた。親と子の間の社会的地位比較、本人の初職から調査時点までの職業経歴の変化を明らかにするために中心的に使用されてきたデータが「社会階層と社会移動に関する全国調査」（以降、SSM調査）である。マクロな社会構造の変容に応じて、中心的に議論されてきた世代間移動は、調査対象者からみた親（父親）との社会的地位に注目してきた。しかし、ここにおいて注意すべき点は、SSM調査の対象者は子にあたり、親は対象者（子）からみた親のデータを元に議論されてきたことである。これは Song and Mare（2015）のいう「後ろ向きアプローチ」（Song and Mare 2015）にあたる。後ろ向きアプローチにはある種のサンプリングバイアスが存在すると指摘されている⁵。世代という観点からすると、子世代は該当代

² 例外として、1995年SSM調査データを用いて岩澤（1998）は極めて優れた研究を実施している。

³ 国立社会保障・人口問題研究所が戦前から実施している出生動向基本調査結果

（http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou15/NFS15_reportALL.pdf）によると、婚姻が15~19年継続した夫婦を対象に算出した平均完結出生子数の戦後の推移は、1952年の3.5人から10年後の1962年には2.83人。その後低下するものの2の値を維持しているが、2010年には2をきって、2015年調査では1.94人となった（p.39, 図表II-2-1）。

⁴ 「第15回出生動向基本調査 報告書」（http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou15/NFS15_reportALL.pdf）図表2-2-5（p.41）より。

⁵ この後ろ向きアプローチのはらむ「バイアス」については、ずっと以前から多くの研究者によって指摘されていた。有名なものにDuncan（1966）があるが、それより以前に安田三郎（Yasuda 1964）も類似の問題提起をしている。安田（1971）によれば最初の指摘は倉沢進に

を代表すべく無作為に抽出されたものであるが、その親は必ずしも親世代を代表するかたちにはなっていない。さらにいうと、子どものいない親はここでいう移動表には登場しないことになる。しかしながら、日本は皆婚社会と言われ、無子率が極めて低かった状況からすれば、これまでの研究結果が実態と大きくずれていたとは決していえない。

ただ、すでに述べたように、日本では1950年代急激に出生力低下が起こった。晩婚化・未婚化は、出生力低下と連動しており、特に結婚と出産がきわめて密接な関係にある日本において結婚をしないことは子どもを持たないことと直接的に関係する。そこで、階層別に個人/カップルの出産行動が違えば、子どものいる階層といない階層が分断され、子どものいる者を中心に親と子の世代間関係を検討することへの配慮が必要になる。そこで、本稿では、出生力を考慮して、親世代と子世代の学歴移動/継承に着目して、階層格差は少子化にともなって拡大したのか、していないのかを検討する。

少子化と出産行動に関連について階層論的な観点から実証的に議論したものとして、Becker (1981) は、子ども数と子どもへの教育投資の負の関係を指摘し、高学歴の親が子ども一人あたりの投資額を上昇させるために子ども数を減少させると述べている。実態としても、Shirahase (2014) は、高学歴同士の親は子ども一人あたりの教育費が高いことを確認した。また、Breen and Goldthorpe (1997) は、なぜ教育達成における階層間の不平等が継続しているのかについて、高学歴の親が子どもに多くの学歴を投資するのは、子世代が学歴を含めみずからの社会的地位よりも下層移動することを避けるためであるという相対的リスク回避 (Relative Risk Aversion: RRA) の観点から議論を展開した。

昨今の日本における少子化は、格差や貧困との関係で、少ない子どもに多くの投資をする親が想定されており、それは、少子化の進行が格差拡大へとつながる構造を暗黙うちに想定している。たとえば、社会政策や福祉の観点からも注目が集まっている貧困の連鎖(阿部 2008) は、教育達成の親子間継承の観点からいうと、下層において特に低学歴の世代間継承が強化されていることを意味する。しかし、母親の学歴によって平均子ども数が異なり、低学歴層においてのみ学歴の再生産が起こっているのかについてはわからない。そこで、本稿では、子どもの有無、子ども数を考慮して、高学歴の子ども数の推計を行うことで、親の学歴によって高学歴の子ども数にどの程度の差があり、その差は拡大しているのか否かについて分析を行う。分析を進めるにあたって、出生力を考慮した教育達成に関する研究成果として Song and Mare (2015) に依拠する。

1.2 前向きアプローチと人口移動結合効果

前項で述べた後ろ向きアプローチに対して、新たにデータ収集の方法論として前向きアプ

よるものだったという。

ローチを提唱する動きが生じつつある (Song and Mare 2015. 他に Breen and Ermisch 2017; Hilmert 2013; Lawrence and Breen 2016; Maralani 2013; Maralni and Mare 2005; Mare 1997, 2011; Mare and Maralni 2006 など). 彼らが前向きアプローチを提唱する直接的理由は、すでに述べた後ろ向きアプローチによるサンプリングバイアスを回避するという点にある。しかし、より本質的には、人口過程を適切に考慮することでサンプリングバイアスを回避すること、そしてそのことにより人口過程と階層移動過程を結びつけることにその意義がある。いいかえると、少子化という概念により直接的に言及できるという点にも利点があるといえる。

両アプローチの相違を簡単に確認しておく。後ろ向きアプローチは、子どもを基準としてサンプリングを行い、抽出された子どもを經由してその親の社会階層や教育、その他の社会的地位について後ろ向きに情報を取得する。ここで焦点となるのは「特定の階層の親に生まれた子が特定の階層に到達する確率」となる。これに対して、本論文で採用する前向きアプローチは、親を基準としてサンプリングを行い、その親の産んだ子の社会階層や教育、その他の社会的地位について前向きに情報を取得する。したがって、ここでは単なる確率ではなく「特定の階層の親が産んだ子どもについて、特定の階層に到達する子ども数の期待値」が焦点となる。確率だけではなく、実数に注目する点が前向きアプローチの特徴であり、前向きアプローチにおける格差の指標は人口移動結合効果 (joint demographic mobility effect) と呼ばれ、子ども数の期待値の差として表現される。

人口移動結合効果は子ども数を考慮するために、従来の階層論的指標に出生力が統合された格差の指標として最適である。本論文ではこの人口移動結合効果を用いて、教育達成における階層間格差の趨勢を明らかにする。

2. 分析方法

2.1 分析方針

本論文では、人口移動結合効果を推定するために、2つの分析を行う。1つは出生力に対する推定であり、もう1つは教育達成に対する推定である。推定の基本的な方法は Song and Mare (2015) に準拠しているが、いくつかの点で異なっている。

大きく異なっている点は、アプローチの仕方である。Song and Mare は、前向きアプローチによるデータ収集を理想としつつ、後ろ向きアプローチによって収集されたデータを補正して、前向きアプローチによるデータに近づける方法を提唱している。補正した後ろ向きアプローチでは、子世代を起点として、きょうだい数による重みづけと無子を別に推定し適用することで、親の出生力を推定する。

本論文は本来後ろ向きアプローチによって収集された SSM 調査のデータを、前向きアプローチによるデータに補正するための新たな方法論を提案する。この方法は、SSM 調査が長期にわたる繰り返し横断調査であるという特性を活用したものである。

前向きアプローチにとって必要な情報は、2つある。親世代がどのくらいの子どもを産むかという親世代の出生力の情報と子世代の教育達成についての情報である。本論文では、この親世代の出生力に関するデータをとるためのサンプル、子世代の教育達成に関するデータをとるためのサンプルという2種類のサンプルを用意する。具体的にはSSM調査の95年、05年、15年調査を合併したサンプルを用いるが、このサンプルから40歳以上のサンプルと25歳以上のサンプルをそれぞれ抽出する。以後、前者のサンプルを「親世代」、後者のサンプルを「子世代」と呼ぶことにする。図1にサンプルの概要図を示した。この世代の異なる2つのサンプルを組み合わせ、人口移動結合効果を推定するというのが本論文の提唱する新たな方法である。

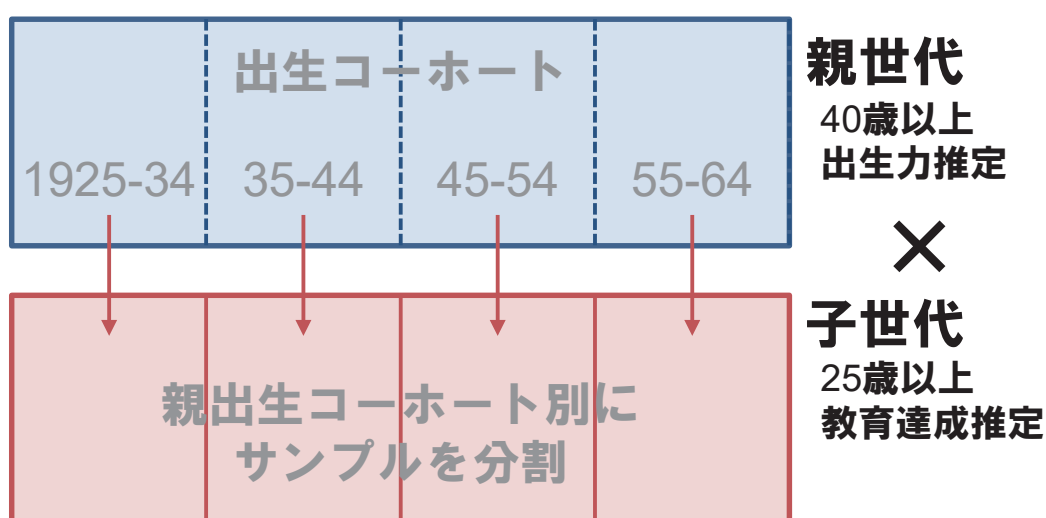


図1 本論文に用いるサンプルの構造

すでに述べたように、親世代サンプルは出生力の推定に用いられるが（具体的な推定方法は2.2で述べる）、ここでは親世代の出生力を直接推定できるので、Song and Mareが用いたような補正を行う必要がない。

子世代サンプルは教育達成の推定に用いる。このとき、子世代サンプルを親出生コホートによって分割し、それぞれのサンプルで到達確率を推定する。すなわち、教育達成の推定で得られるのは「特定のコホートに生まれた親を持つ人の大学進学確率」である。

人口移動結合効果を求める際には、それぞれの推定結果を用いるが、サンプルの構築方法からわかるように、実際に親子関係にあるサンプルを用いて推定していない。この点が本論文と Song and Mare の手法との差異である。

本論文では、親世代、子世代をそれぞれジェンダーで分けて分析する。簡便に親世代サンプル内の男性を父、女性を母と呼び、子世代サンプルの男性を息子、女性を娘と呼ぶことにする。よって本論文では合計4パターンの組み合わせ（父-息子、父-娘、母-息子、母-娘）に

ついて、人口移動結合効果を検討することになる。

2.2 推定方法

表 1 推定方法

	出生力の推定	大学進学確率の推定
サンプル	・ 40 歳以上	・ 25 歳以上 ・ 親出生コーホートに合わせて分割
被説明変数	子ども数（無子含む）	四大学進学
説明変数	本人学歴（4 分類）	親学歴（4 分類）
分析手法	ハードルモデル	2 項ロジスティック

表 2 分析に使用する変数について

変数名	説明
出生コーホート	1925～34 年から 10 年ごとにカテゴリー化
子ども数	95 年調査では未婚者に対して子ども数を尋ねていないので、「0」として扱う。
学歴	最後に通った学校を用いる。分類は以下の通り。 中卒：旧制尋常・高等小，新制中学 高卒：旧制中学・実業・師範，新制高校・専門 短大・高専卒：新制短大・高専 四大卒：旧制高校・専門・高等師範・大学，新制大学・大学院

本論文では、出生力と教育達成を計量分析によって推定する。表 1 に本論文における分析の概要を示した。また、分析に用いる変数について表 2 に示した。まず、出生力に対する推定は、ハードルモデルを用いて推定する。ハードルモデルとは計数データ（カウントデータ）に対する推定方法であり、被説明変数が 0 かどうか、0 でないならばいくつかが、の二つのパートに対して異なる統計モデルを当てはめて推定するモデルである。

本論文においては、子ども数を被説明変数として、子どもがいるかどうかを二項ロジステ

ティック回帰分析によって、子どもがいる場合は何人いるかを切断された負の二項分布を当てはめて推定を行う。説明変数として、本人学歴4分類と本人出生コーホートを用いる。

教育達成に対する推定は、二項ロジスティック回帰分析を用いて推定する。四大学進学ダミーを被説明変数とし、説明変数に本人出生コーホートと親学歴を用いて、大学進学確率を求める。

推定の際には、モデル全体のパラメータを用い、有意ではない係数もそのまま用いている。

2.3 人口移動結合効果の推定

2.2 で推定された出生力と大学進学率を用いて、人口移動結合効果を推定する。ある親出生コーホート T の学歴階層 A の出生力 f_A^T と大学進学確率 p_A^T が与えられたとき、大卒に到達する期待子ども人数 Y_A^T は以下で求められる。

$$Y_A^T = f_A^T \times p_A^T.$$

この Y_A^T を用いて階層 A と B の人口移動結合効果は次のように求められる。

$$Y_A^T - Y_B^T.$$

より具体的には、息子と娘をそれぞれ求めるため、求められた人口移動結合効果は2で除かれている。ここで、繰り返しになるが、確率ではなく実数で格差を捉えようとしている点が今までの社会階層論を大きく異なる点である。

本論文では、親学歴が四大卒の場合と比較する。すなわち、ある学歴階層 A と四大卒との差分として、人口移動結合効果を捉える。具体的には以下のような指標を用いる（式(1)）。

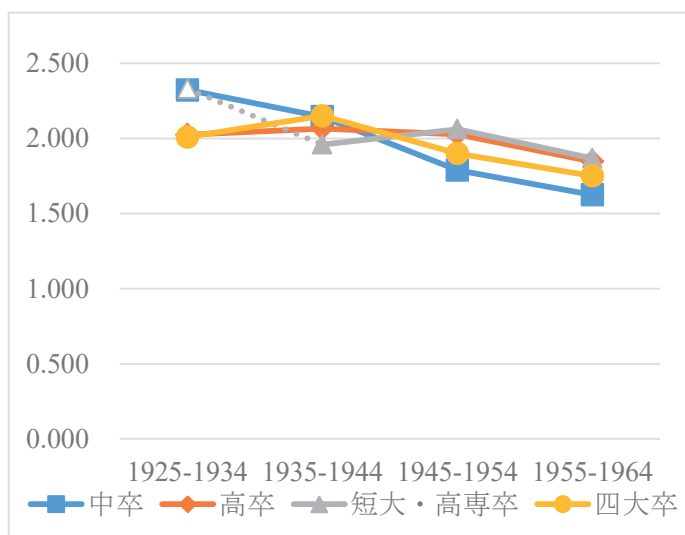


図 2a : 父出生力の分析結果

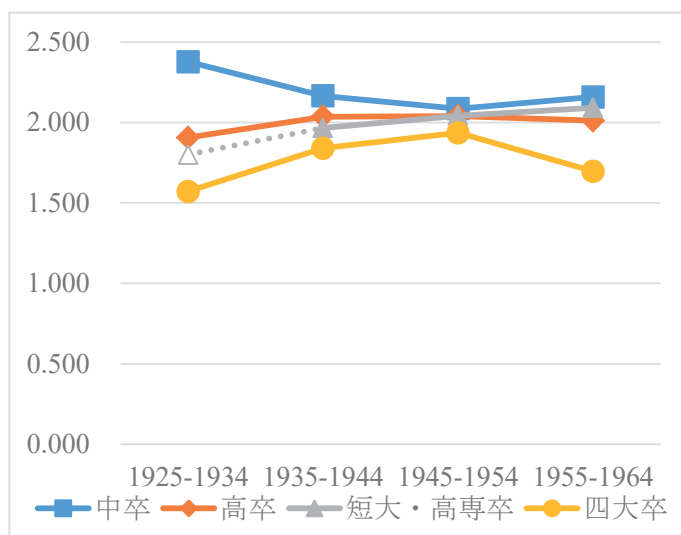


図 2b : 母出生力の分析結果

図 2 : 出生力の分析結果

(縦軸 : 子ども数, 横軸 : 父出生コーホート)

注) 白抜き+点線部分はサンプルが 10 以下であることを示す。以下同様。

$$Y_{\text{四大卒}}^T - Y_A^T. \quad (1)$$

3. 分析結果

本節では、分析から得られた一連の結果、すなわち、父・母の出生力・親学歴と大学進学確率の関連・四大卒に到達する期待子ども人数・人口移動結合効果を示す。

3.1 出生力の推定について

まず、出生力の推定結果について図2に示した。図2には、無子も考慮した子ども数が表示されており、図2aには父に関する結果が、図2bには母に関する結果が示されている。

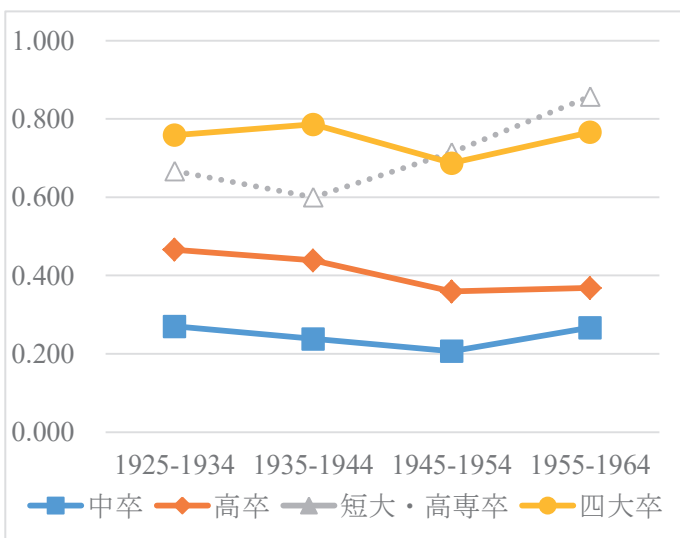


図 3a : 四大学進学確率の分析結果 (父-息子)

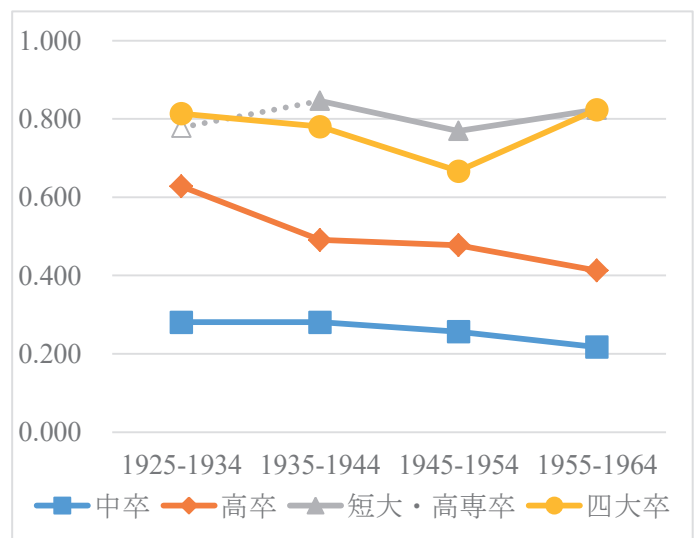


図 3c : 四大学進学確率の分析結果 (母-息子)

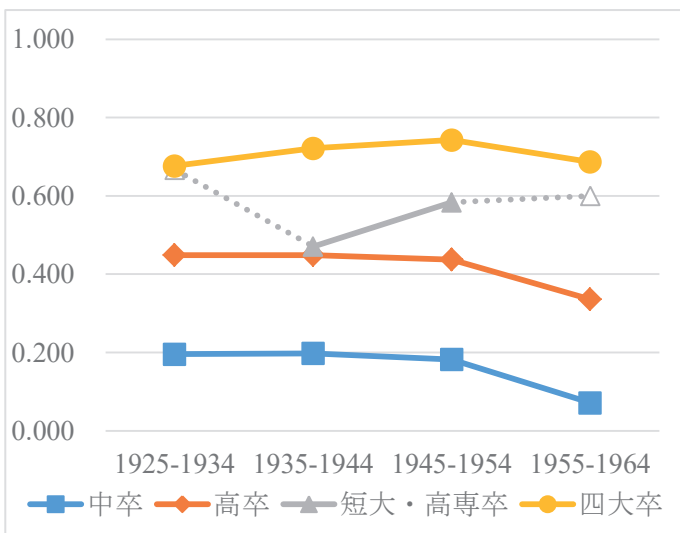


図 3b : 四大学進学確率の分析結果 (父-娘)

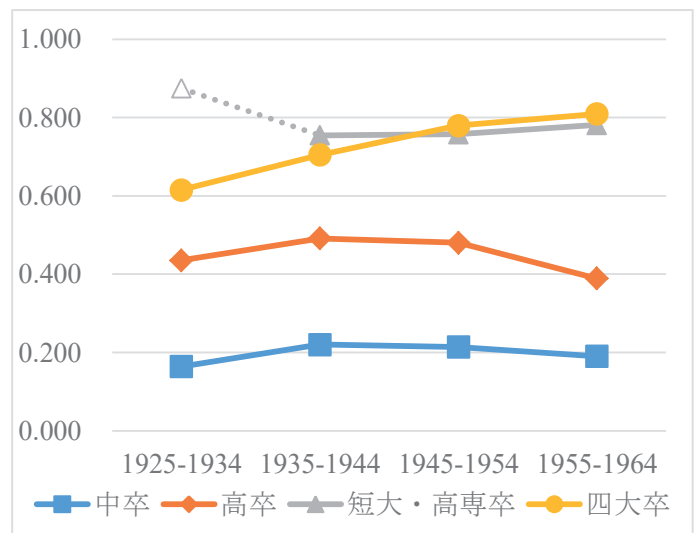


図 3d : 四大学進学確率の分析結果 (母-娘)

図 3 : 四大学進学分析結果

(縦軸 : 四大学進学確率, 横軸 : 親出生コホート)

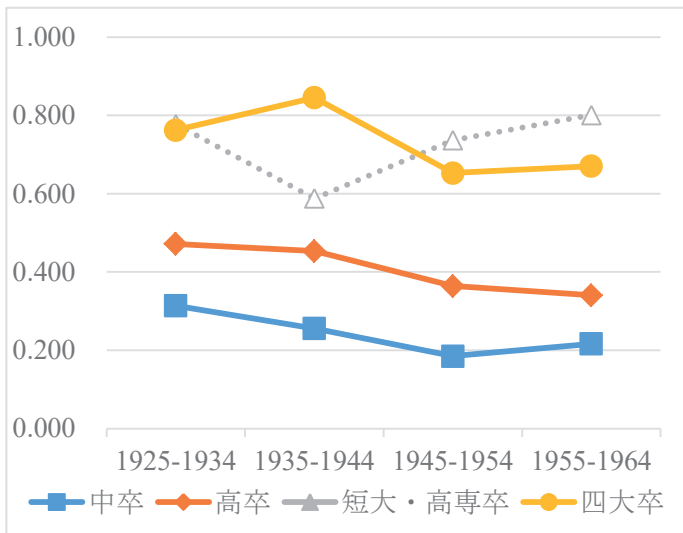


図 4a：四大卒に到達する期待息子数（父-息子）

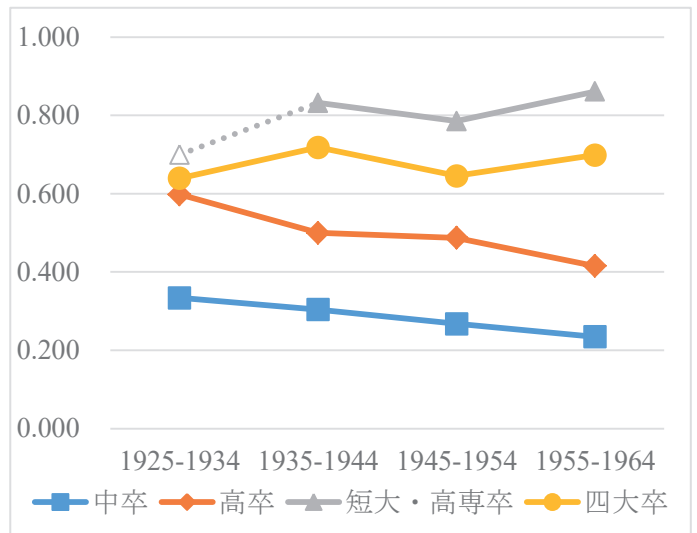


図 4c：四大卒に到達する期待息子数（母-息子）

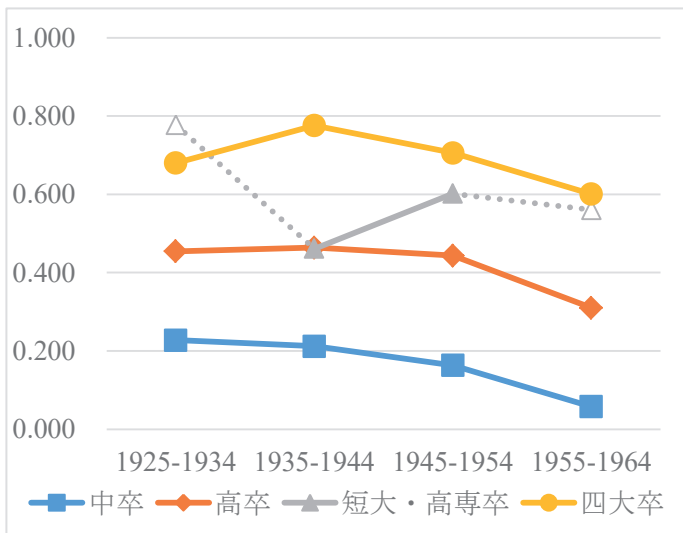


図 4b：四大卒に到達する期待娘数（父-娘）

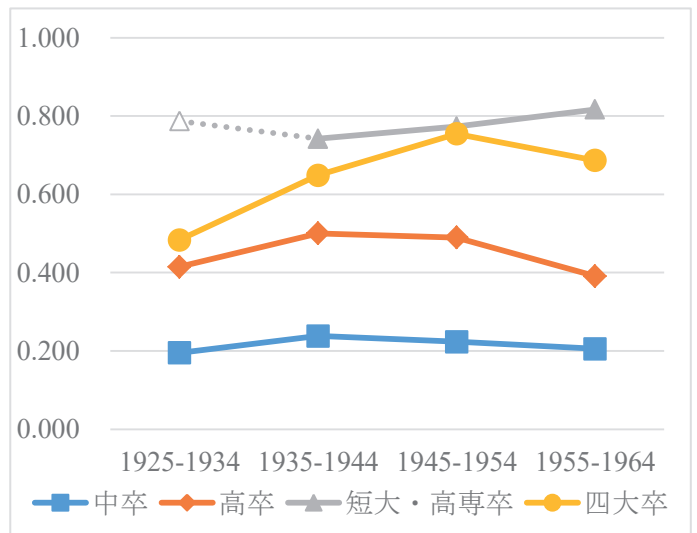


図 4c：四大卒に到達する期待娘数（母-娘）

図 4：四大卒に到達する期待子ども数

（縦軸：四大卒に到達する期待息子・娘人数，横軸：親出生コーホート）

父については，図 2a から全体的に減少傾向であることが確認できる．その一方で母については，図 2b からいったん 1945～54 年生まれのコーホートで収斂し，再び出生力格差が拡大していることが見てとれる．

3.2 教育達成の推定について

次に図 3 に達成に関する結果を示した．図 3a, 3c は息子について，図 3b, 3d は娘についての結果であり，どのグラフも横軸は親出生コーホートであることに注意せよ．全体として親の学歴階層の効果が明確に表れている．すなわち，親の学歴階層に応じて，大学進学確率は中卒，高卒，四大卒の順で大きい．

3.3 四大卒に到達する期待子ども人数について

図4に四大卒に到達する期待子ども数の変化を示した。これらは、図2の出生力に図3の確率を乗じ、2で割ったものである。

全体的に進学確率の格差が明確に出ているようであるが、図3と比較すると、父から見た場合は出生力の減少を受けて、全体として減少傾向がより強く出ていることがわかる(図4a, 4b)。

一方、母から見た場合は父と異なる傾向が確認できる。特に短大・高専卒(母サンプルなので、多くは短大である)が、大きな存在感をもち、四大卒に到達する期待子ども数では親が四大卒である場合を超えている(図4c, 4d)。

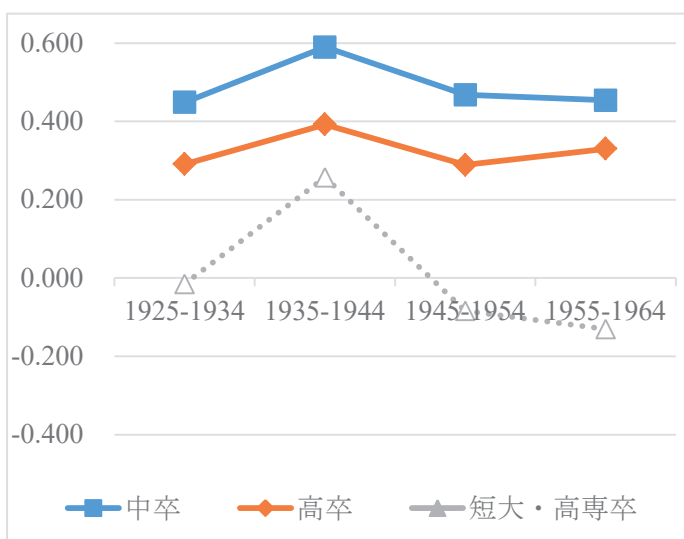


図 5a : 人口移動結合効果 (父-息子)

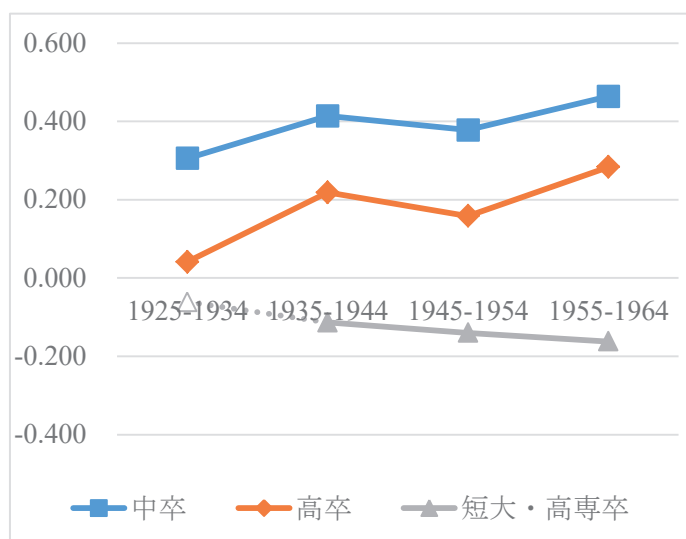


図 5c : 人口移動結合効果 (母-息子)

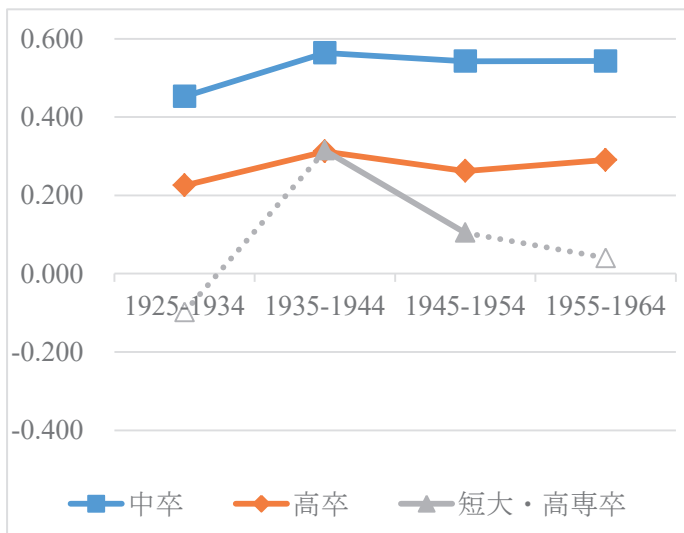


図 5b : 人口移動結合効果 (父-娘)

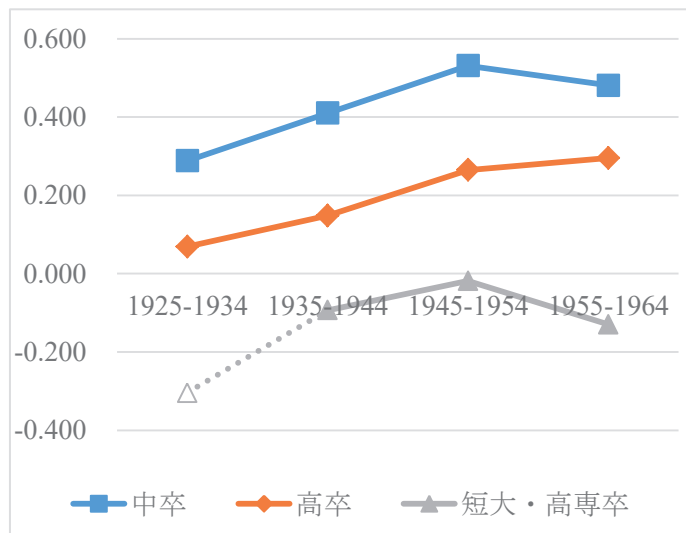


図 5d : 人口移動結合効果 (母-娘)

図 5 : 人口移動結合効果の推移

(縦軸 : 人口移動結合効果, 横軸 : 親出生コホート)

3.4 人口移動結合効果について

最後に、人口移動結合効果を図 5 に示した。図 5 は四大卒に到達する期待子ども人数を、親学歴についてそれぞれの学歴と四大卒との差分を示したものである（式（1）参照）。0 より大きいほど、格差が大きい（当該階層が不利である）といえる。

図 5a, 5b から、父から見た場合には、大きな格差の変動は確認できず、一定のまま維持されていることがわかる。一方、母から見た場合には、2つの傾向が確認できる。1つ目は、四大卒と中卒・高卒との格差は拡大傾向にある、ということである。特に四大卒と高卒との格差は明らかに拡大しており、たとえば母-息子では 1925~34 年生では 0.041 ほどだった人口移動結合効果が最新の 1955~64 年生では 0.283 にまで増加している。母-娘でも同様に 0.069（1925~34 年生）から 0.295（1955~64 年生）へと増加している。2点目は短大・高専卒が四大卒よりも有利である、ということである。図 5c, 5d では短大・高専卒が負の値をとっているが、これは短大・高専卒の母親が四大卒の母親よりも、四大卒に到達するこどもの期待人数が大きいゆえに生じることである。この差は、短大・高専卒と四大卒の子の大学進学確率は同程度でありながら（図 3c, 3d）、短大・高専卒の出生力が四大卒のそれと比べて高いことに由来する（図 2b）。

4. まとめと今後の課題

本論文では人口動態を考慮に入れた階層間格差を分析するために、Song and Mare の手法を用いて人口移動結合効果を求めた。特に本分析では、高学歴の子ども数に着目して、少子化観点から世代間格差の議論を検討した。ここで Breen and Goldthorpe モデル（Breen and Goldthorpe 1997）における相対的リスク回避（RRA）は、同理論の中に将来にむけた見通しが含意されている点は見逃すことができず、人口学的な発想から生まれた昨今指摘されている前向きアプローチの考え方を先取りする理論的議論であることは強調しておきたい。ただし、親よりも低い地位に落とさないというリスク回避行為の妥当性は説明モデルとしてもさらなる検討が求められており、この点について他稿で詳細に議論する。

本分析結果での最も重要な知見は、父親からみた高学歴子数の階層間格差のパターンと母親からみたパターンの違いである。父親からみた高学歴子（息子と娘）数の学歴間格差は親出生コーホートでみれば 1920 年代半ば以降、大きく変化しておらず比較的安定している。高学歴の子どもが何人生まれるかに関して、父親が義務教育のみ、高卒、大卒以上という 3つの属性の間で、格差拡大の傾向は認められなかった。高学歴の父親のもとで生まれる高学歴子の数は長期的にみて安定しており、低学歴、中学歴父親の場合との差も大きく変わってはいない。

一方、母親の分析では、父親からみた分析では認められなかった結果が得られた。母親が高学歴の場合に高学歴の子が生まれる人口移動結合効果は、右上がりの拡大傾向を呈してお

り、特に高卒の母にあって同効果の拡大傾向が顕著である。本稿では、ここでの違いが何に起因するものであるかの詳細な議論を展開するまでには至らないが、一つの可能性として、高学歴化のジェンダー差をあげたい。図6に見られるように、大学進学率は女性が男性を後追う形で進行し、高学歴女性であることの意味づけは少数派であった頃には特に大きな意味を持ちうる。学歴が女性の出産・子育てに与える影響は男性の場合とは異なっており、母親の高学歴化は、出産時期の遅れに伴い、結果として少ない子どもに高学歴取得のための教育投資を行うことが予想される。言い換えれば、高学歴女性の晩婚化・晩産化が少産化をもたらし、結果として高学歴の子どもをより多く産みやすい傾向が強化されているのかもしれない。ここにおいて、子ども数のみならず、質（全体子ども数のうちの高学歴子の割合）の議論が登場する。以上の点に関して引き続き分析を進めていく。

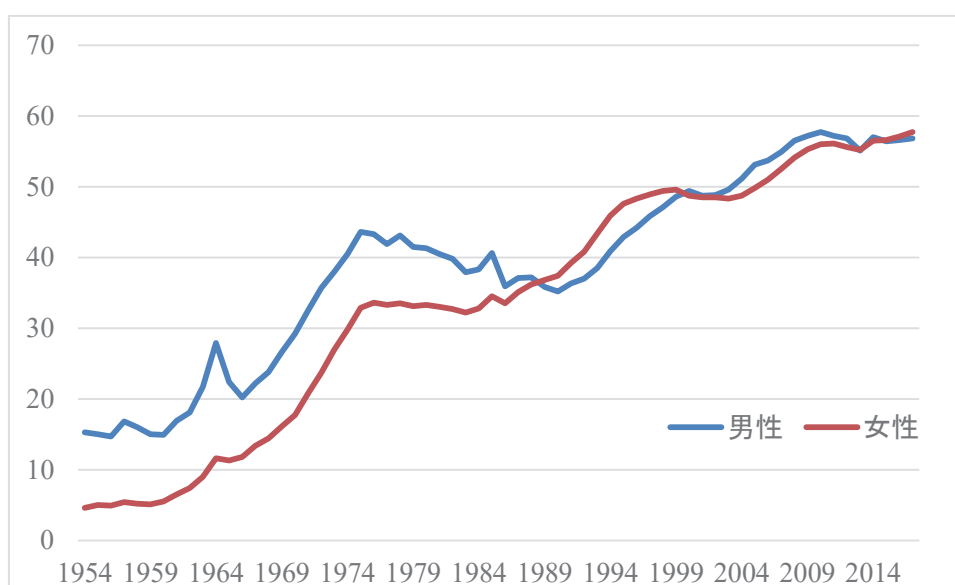


図6 大学進学率の推移（文部科学省，学校基本調査）

[文献]

阿部彩, 2008, 『子どもの貧困——日本の不公平を考える』岩波書店.

Becker, G., 1981, *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.

Breen, R. and Ermisch, J., 2017, “Educational reproduction in Great Britain: a prospective approach,” *European Sociological Review*, 33(4): 590-603.

Breen, R. and J. H. Goldthorpe, 1997, “Explaining Educational Differentials: Toward a Formal Rational Action Theory,” *Rationality and Society*, 9(3): 275-305.

Duncan, O. D., 1966, "Methodological Issues in the Analysis of Social Mobility," N. J. Smelser and S. M. Lipset eds., *Social Structure and Mobility in Economic Development*, Aldine, 51-97.

Hillmert, S., 2013, “Analysing intergenerational transmissions: From social mobility to social

- reproduction,” Gunn Elisabeth Birkelund ed., *Class and Stratification Analysis*, Emerald Group Publishing Limited, 131-157.
- 岩澤美帆, 1998, 「世代間社会移動と出生力——「親子総合地位尺度」による出生力格差の分析」『1995年SSM調査シリーズ(2) 近代日本の移動と階層：1986-1995』 pp.103-124.
- 岩澤美帆, 2002, 「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究』 58(3): 15-44.
- 金子隆一, 2004, 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化, 高学歴化および出生行動変化効果の測定」『人口問題研究』 60(1): 4-35.
- Lawrence, M., and Breen, R., 2016, “And Their Children after Them? The Effect of College on Educational Reproduction,” *American Journal of Sociology*, 122(2): 532-572.
- Maralani, V., 2013, “The demography of social mobility: Black-white differences in the process of educational reproduction,” *American Journal of Sociology*, 118(6): 1509-1558.
- Maralani, V. and Mare, R.D., 2005, “Demographic pathways of intergenerational effects: Fertility, mortality, marriage and women's schooling in Indonesia,” California Center for Population Research On-Line Working Paper Series 019-05.
- Mare, R. D., 1997, “Differential Fertility, Intergenerational Educational Mobility, and Racial Inequality,” *Social Science Research*, 26: 263-91.
- Mare, R. D., 2011, “A Multigenerational View of Inequality,” *Demography*, 48: 1-23.
- Mare, R. D. and V. Maralani, 2006, “The Intergenerational Effects of Changes in Women’s Educational Attainments,” *American Sociological Review*, 71: 542-64.
- Shirahase, Sawako, 2014, *Social inequality in Japan*, Routledge.
- Song, X., and Mare, R. D., 2015, “Prospective versus retrospective approaches to the study of intergenerational social mobility,” *Sociological Methods and Research*, 44(4):555-584.
- 高橋眞一, 1974, 「昭和 47 年第 6 次出産力報告 (その 8) 職業別出生力を中心に見た最近の出生力の動向」『人口問題研究』 180: 11-21.
- Yasuda, S., 1964, “A methodological inquiry into social mobility,” *American Sociological Review*, 29(1): 16-23.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』, 東京大学出版会.

付録：分析結果の詳細について

表 A1：出生力の推定

表 A1a：父の出生力

表 A1b：母の出生力

		B	S.E.		
カウント	切片	0.755	0.051	***	
	学歴				
		中卒	ref.		
		高卒	-0.167	0.085	*
		高専短大	-0.050	0.457	
		四大卒	-0.212	0.104	*
	出生CHT	1925-1934	ref.		
		1935-1944	-0.053	0.061	
		1945-1954	-0.139	0.069	*
		1955-1964	-0.031	0.128	
	高卒	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	0.083	0.096	
		1945-1954	0.236	0.100	*
		1955-1964	0.108	0.150	
	高専短大	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	-0.152	0.494	
		1945-1954	0.154	0.475	
		1955-1964	0.004	0.493	
	四大卒	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	0.165	0.118	
	1945-1954	0.183	0.120		
	1955-1964	0.091	0.163		
	Log(theta)	14.734	12.142		
無子	切片	3.223	0.340	***	
	学歴				
		中卒	ref.		
		高卒	-0.495	0.471	
		高専短大	9.343	309.120	
		四大卒	-0.077	0.613	
	出生CHT	1925-1934	ref.		
		1935-1944	-0.760	0.372	*
		1945-1954	-1.744	0.363	***
		1955-1964	-2.435	0.434	***
	高卒	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	0.778	0.516	
		1945-1954	1.024	0.498	*
		1955-1964	1.183	0.553	*
	高専短大	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	-8.628	309.122	
		1945-1954	-8.877	309.120	
		1955-1964	-8.643	309.120	
	四大卒	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	0.640	0.682	
	1945-1954	0.600	0.640		
	1955-1964	0.697	0.680		

N=5555

		B	S.E.		
カウント	切片	0.805	0.045	***	
	学歴				
		中卒	ref.		
		高卒	-0.178	0.077	*
		高専短大	-0.152	0.410	
		四大卒	-0.084	0.213	
	出生CHT	1925-1934	ref.		
		1935-1944	-0.135	0.053	*
		1945-1954	-0.136	0.060	*
		1955-1964	-0.017	0.110	
	高卒	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	0.110	0.087	
		1945-1954	0.132	0.090	
		1955-1964	0.066	0.130	
	高専短大	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	0.094	0.421	
		1945-1954	0.122	0.415	
		1955-1964	0.037	0.425	
	四大卒	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	-0.083	0.253	
	1945-1954	0.015	0.228		
	1955-1964	-0.182	0.247		
	Log(theta)	15.591	5.298	**	
無子	切片	2.937	0.274	***	
	学歴				
		中卒	ref.		
		高卒	-1.110	0.342	**
		高専短大	-1.551	1.151	
		四大卒	-2.244	0.538	***
	出生CHT	1925-1934	ref.		
		1935-1944	0.035	0.316	
		1945-1954	-0.539	0.322	†
		1955-1964	-1.009	0.467	*
	高卒	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	0.814	0.396	*
		1945-1954	1.214	0.394	**
		1955-1964	1.173	0.520	*
	高専短大	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	0.751	1.214	
		1945-1954	1.541	1.187	
		1955-1964	2.025	1.232	
	四大卒	1925-1934	ref.		
	×出生CHT	1935-1944	1.469	0.732	*
	1945-1954	1.947	0.620	**	
	1955-1964	1.834	0.686	**	

N=6310

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.10$)

表 A2 : 息子の教育達成の推定

表 A2a : 父-息子の教育達成

		B	S.E.		
父出生	切片	-0.873	0.115	***	
1925-1934	父学歴	中卒	ref.		
		高卒	0.849	0.151	***
		高専短大	1.613	0.874	†
		四大卒	2.145	0.208	***
	出生CHT	1925-1934	----		
		1935-1944	-0.350	0.831	
		1945-1954	-0.330	0.174	†
		1955-1964	ref.		
		1965-1974	-0.270	0.199	
N=1009		1975-	-0.964	1.048	
父出生	切片	-1.150	0.146	***	
1935-1944	父学歴	中卒	ref.		
		高卒	0.906	0.171	***
		高専短大	1.555	0.923	†
		四大卒	2.441	0.238	***
	出生CHT	1925-1934	----		
		1935-1944	----		
		1945-1954	-14.751	575.236	
		1955-1964	0.006	0.206	
		1965-1974	ref.		
N=849		1975-	0.047	0.229	
父出生	切片	-1.217	0.235	***	
1945-1954	父学歴	中卒	ref.		
		高卒	0.772	0.258	**
		高専短大	2.213	0.871	*
		四大卒	2.095	0.286	***
	出生CHT	1925-1934	----		
		1935-1944	----		
		1945-1954	----		
		1955-1964	----		
		1965-1974	-0.514	0.212	*
N=609		1975-	ref.		
父出生	切片	-0.985	0.593	†	
1955-1964	父学歴	中卒	ref.		
		高卒	0.446	0.630	
		高専短大	2.848	1.254	*
		四大卒	2.171	0.686	**
	出生CHT	1925-1934	----		
		1935-1944	----		
		1945-1954	----		
		1955-1964	----		
		1965-1974	-0.439	1.904	
N=164		1975-	ref.		

表 A2b : 母-息子の教育達成

		B	S.E.		
母出生	切片	-0.763	0.115	***	
1925-1934	母学歴	中卒	ref.		
		高卒	1.464	0.141	***
		高専短大	2.058	0.810	*
		四大卒	2.379	0.350	***
	出生CHT	1925-1934	----		
		1935-1944	-0.943	0.640	
		1945-1954	-0.350	0.143	*
		1955-1964	ref.		
		1965-1974	-0.370	0.304	
N=1031		1975-	----		
母出生	切片	-1.057	0.145	***	
1935-1944	母学歴	中卒	ref.		
		高卒	0.930	0.155	***
		高専短大	2.696	0.463	***
		四大卒	2.271	0.400	***
	出生CHT	1925-1934	----		
		1935-1944	-12.509	535.411	
		1945-1954	0.262	0.942	
		1955-1964	0.242	0.149	
		1965-1974	ref.		
N=900		1975-	0.095	0.357	
母出生	切片	-1.049	0.205	***	
1945-1954	母学歴	中卒	ref.		
		高卒	0.974	0.208	***
		高専短大	2.255	0.350	***
		四大卒	1.752	0.340	***
	出生CHT	1925-1934	----		
		1935-1944	----		
		1945-1954	----		
		1955-1964	0.812	1.332	
		1965-1974	-0.038	0.155	
N=764		1975-	ref.		
母出生	切片	-1.224	0.509	*	
1955-1964	母学歴	中卒	ref.		
		高卒	0.881	0.532	†
		高専短大	2.764	0.679	***
		四大卒	2.764	0.679	***
	出生CHT	1925-1934	----		
		1935-1944	----		
		1945-1954	----		
		1955-1964	----		
		1965-1974	-14.816	998.169	
N=263		1975-	ref.		

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.10$)

表 A3 : 娘の教育達成の推定

表 A3a : 父-娘の教育達成

表 A3b : 母-娘の教育達成

		B	S.E.	
父出生	切片	-1.234	0.114	***
1925-1934	父学歴	ref.		
	中卒			
	高卒	1.172	0.148	***
	高専短大	2.085	0.882	*
	四大卒	2.087	0.177	***
	出生CHT			
	1925-1934	----		
	1935-1944	-1.181	1.106	
	1945-1954	-0.711	0.178	***
	1955-1964	ref.		
	1965-1974	-0.060	0.182	
N=1210	1975-	-14.255	441.537	
父出生	切片	-1.297	0.138	***
1935-1944	父学歴	ref.		
	中卒			
	高卒	1.174	0.159	***
	高専短大	1.151	0.507	*
	四大卒	2.308	0.203	***
	出生CHT			
	1925-1934	----		
	1935-1944	----		
	1945-1954	-13.730	485.525	
	1955-1964	-0.617	0.181	***
	1965-1974	ref.		
N=1132	1975-	0.211	0.194	
父出生	切片	-1.423	0.220	***
1945-1954	父学歴	ref.		
	中卒			
	高卒	1.239	0.233	***
	高専短大	1.853	0.633	**
	四大卒	2.526	0.266	***
	出生CHT			
	1925-1934	----		
	1935-1944	----		
	1945-1954	----		
	1955-1964	-0.408	1.319	
	1965-1974	-0.233	0.171	
N=825	1975-	ref.		
父出生	切片	-2.485	1.041	*
1955-1964	父学歴	ref.		
	中卒			
	高卒	1.804	1.058	.
	高専短大	2.890	1.384	*
	四大卒	3.269	1.074	**
	出生CHT			
	1925-1934	----		
	1935-1944	----		
	1945-1954	----		
	1955-1964	----		
	1965-1974	-12.081	882.744	
N=211	1975-	ref.		

		B	S.E.	
母出生	切片	-1.387	0.123	***
1925-1934	母学歴	ref.		
	中卒			
	高卒	1.345	0.141	***
	高専短大	3.316	1.090	**
	四大卒	2.078	0.280	***
	出生CHT			
	1925-1934	----		
	1935-1944	-0.498	0.607	
	1945-1954	-0.565	0.142	***
	1955-1964	ref.		
	1965-1974	-0.285	0.285	
N=1222	1975-	12.814	337.214	
母出生	切片	-1.219	0.132	***
1935-1944	母学歴	ref.		
	中卒			
	高卒	1.211	0.142	***
	高専短大	2.342	0.341	***
	四大卒	2.114	0.305	***
	出生CHT			
	1925-1934	----		
	1935-1944	----		
	1945-1954	0.097	0.961	
	1955-1964	-0.157	0.133	
	1965-1974	ref.		
N=1186	1975-	0.561	0.303	.
母出生	切片	-1.325	0.192	***
1945-1954	母学歴	ref.		
	中卒			
	高卒	1.238	0.194	***
	高専短大	2.462	0.290	***
	四大卒	2.588	0.362	***
	出生CHT			
	1925-1934	----		
	1935-1944	----		
	1945-1954	----		
	1955-1964	15.135	481.227	
	1965-1974	0.003	0.138	
N=991	1975-	ref.		
母出生	切片	-1.386	0.559	*
1955-1964	母学歴	ref.		
	中卒			
	高卒	0.935	0.575	
	高専短大	2.659	0.704	***
	四大卒	2.833	0.683	***
	出生CHT			
	1925-1934	----		
	1935-1944	----		
	1945-1954	----		
	1955-1964	----		
	1965-1974	-13.180	882.744	
N=334	1975-	ref.		

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.10$)

Class Differences in the Intergenerational Attainment of

Education:

Focus on the Number of Children Achieving Higher Education Despite the Decline in Fertility Rates*

**Kazuhiro KEZUKA, Sawako SHIRAHASE, Hiroki TAKIKAWA
(The University of Tokyo, The University of Tokyo, Tohoku University)**

Abstract

In Japan, where a drastic decline in fertility rates has occurred since the time of World War II, social stratification studies have not paid sufficient attention to how class differences affect childbearing behaviors. However, if class differences affect childbearing behaviors, they might affect intergenerational relationships as well. This study discusses how class differences affect educational attainment, considering the severe decline in fertility rates since the mid-1970s in Japan. By analyzing the pattern of intergenerational class mobility within a conventional framework, we focus on the relationship between respondents and their parents. However, in our study, we adopt a forward-approach analysis, which focuses on the relationship between respondents and their children, by analyzing the estimated number of children within a class position according to the level of parental education. Our study examines class differences by focusing on the number, rather than the percentage, of children who achieved a certain level of education. The results of our analyses are as follow. The joint demographic mobility effects originating from the education of fathers are nearly stable, which means that class differences in intergenerational inheritance or mobility of education have remained approximately the same despite the decline in fertility rates. On the other hand, on examining the joint demographic mobility effects originating from the education of mothers, we find an overall expansion of the class difference in educational attainment. Such a difference in joint demographic mobility effects between fathers and mothers could be attributed to the gender gap that existed at the time of growth for those with higher education.

Keywords: Decline in fertility, class difference, forward approach, educational attainment

* The study was supported by JSPS KAKENHI Grant Number JP25000001.