

JOINT RESEARCH CENTER FOR PANEL STUDIES
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2009-011

March, 2010

学歴再生産論検討 親子・配偶者の類似性から一

敷島千鶴*

【概要】

慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) において2004、2005、2007年、ならびに日本家計パネル調査 (JHPS) において2009年に収集された個票に基づき、8,893家系に属する配偶者対、親子、総計30,302成人の学歴家族データを分析した。子どもの生年を1920年代から1980年代の7コーホートに範疇化した学歴の平均値の推移は、親子共に、顕著な高学歴化の様相を呈したが、近年、親の学歴が子の学歴に追いつく家族学歴の収斂傾向が明らかにされた。続くポリコリック相関分析は、実親子、姻戚関係親子、配偶者対の学歴の相関が、減少傾向にあることを示した。学歴の家族内連関性の程度が減じ、学歴の世代間継承の程度が縮小されてきているという本分析結果は、近年の階層固定化論、そして階層拡大化論を、学歴再生産の視点から支持するエビデンスはないことを示すものである。

*慶應義塾大学先導研究センター (慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点) 非常勤研究員
慶應義塾大学文学部非常勤講師

Joint Research Center for Panel Studies
Keio University

学歴再生産論検討—親子・配偶者の類似性から—¹

敷島千鶴*

概要

慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) において 2004、2005、2007 年、ならびに日本家計パネル調査 (JHPS) において 2009 年に収集された個票に基づき、8,893 家系に属する配偶者対、親子、総計 30,302 成人の学歴家族データを分析した。子どもの生年を 1920 年代から 1980 年代の 7 コーホートに範疇化した学歴の平均値の推移は、親子共に、顕著な高学歴化の様相を呈したが、近年、親の学歴が子の学歴に追いつく家族学歴の収斂傾向が明らかにされた。続くポリコリック相関分析は、実親子、姻戚関係親子、配偶者対の学歴の相関が、減少傾向にあることを示した。学歴の家族内連関性の程度が減じ、学歴の世代間継承の程度が縮小されてきているという本分析結果は、近年の階層固定化論、そして階層拡大化論を、学歴再生産の視点から支持するエビデンスはないことを示すものである。

キーワード

学歴再生産、学歴格差、世代間継承、同類婚、階層固定化

*慶應義塾大学先導研究センター（慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点）非常勤研究員
慶應義塾大学文学部非常勤講師

連絡先：108-8345 東京都港区三田 2-15-45 E-mail: shikishima@kts.keio.ac.jp

¹ 本研究は慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)、日本家計パネル調査 (JHPS) のデータの提供を受けて行われた。本稿の執筆にあたり、貴重なコメントを頂戴した慶應義塾大学経済学部宮内環准教授に深謝申し上げる。本研究の一部は、2009 年 11 月 18 日に開催されたパネル調査共同研究拠点ワークショップにおいて発表された。

1. 問題の所在

学歴の再生産とは、学歴の個人差の世代間継承のことを言う。つまり、親の学業に関する経歴を子どもが継承していくこと、あるいは親が自らの学業の経歴を子どもへ伝達していくことを意味する。しかし今日の社会学において、この「学歴再生産論」には、単に学歴の継承や伝達以上の特別な意義が付与されている。それは、子どもの学歴獲得のプロセスに、親の階層を介在させることにより、学歴再生産を、階層格差論、階層固定化論、さらには階層拡大論へと密接にリンクさせる諸議論（苅谷, 2001; 橋木・松浦, 2009 など）の優勢さによる。

ここでいう「階層」とは、苅谷 (2001, p4) の定義を借りれば、「所得や職業の威信、学歴、権力などのさまざまな社会・経済・文化的資源と呼ばれるものを基準としてみた、社会的な地位やカテゴリー」である。つまり、学歴の再生産を階層論にリンクさせる議論は、学歴を親から子へと継承させることが、学歴のみならず、人々の社会的な地位の序列化の程度を固定化し、さらにはそれを繰り返すことにより、格差を一層拡大化させるメカニズムを潜ませていることを暗示している。

この階層の固定化、ひいてはその拡大化が現在進行しているという立場に立てば、そこから示唆されるのは、階層を規定する一つの要素である学歴の再生産の程度が今日強化され、学歴格差が固定化し、拡大化されてきているという様相である。つまり、階層固定化論、そして階層拡大論は、学歴の家族における連関が、時代と共に近年強まって来ていることを予測させる。

しかし、先行する研究を振り返る限りでは、日本の親子の学歴類似性の程度の時系列的变化を示すデータを根拠に、学歴の家族内連関のあり様を検討した研究はない。従って、日本の学歴再生産の程度が強化されてきていることをダイレクトに実証するデータは呈示されていない。親から子への学歴の継承の程度は、果たして強まってきているのだろうか。このことを明らかにするために本研究では、親子の学歴、そして両親の学歴の相関の程度を生年別に調べ、その変化について検討することを目的とした実証研究を行う。

階層固定化、あるいはその拡大を、親や子の学歴と関連付ける諸議論の代表的主張の骨子は以下の通りである。苅谷 (2001) は、親の階層は子どもの勉強時間や学力のみならず、子どもの意欲格差までを説明するとし、学歴獲得以前の家庭内の資本が、高い階層にある子どもの学歴に有利に働くという主張を展開することにより、近年の日本の教育機会の階層的な不平等を指摘している。

教育を通じた格差の世代間移転の深刻化を問題とする橘木たちも、親の階層は子どもの学歴に反映し、その帰結として子どもの所得階層に影響を与えるが、男子については階層が直接所得に影響を及ぼし得るともしている（橘木・松浦, 2009）。そして、親の学歴は、子どもの収入に対しては、明確な効果を示さないが、子どもが大学卒であるかどうかを有意に説明することを示している（橘木・松浦, 2009）。

しかし、こうした見解は必ずしも共有されたものではない。盛山（2003）は、父親職業階層から子どもの学歴、子どもの学歴から子どもの職業階層へと向けた経路における父親の職業階層別分布差を、1985年と1995年で比較した。そして、40歳時「W雇上（ホワイトカラー雇用上層）」においてのみ閉鎖化が進行したこと（佐藤, 2000）を認めたものの、これを「学歴有効性格差」概念の導入で説明し、近年における上位職業階層の教育達成の有利さの強化をめぐる言説、再生産の強化説はデータの裏付けを欠く神話であるとし、「階層閉鎖化の学歴媒介性強化説」に異議を唱えている。さらに高学歴と職業階層上層を込みにし、父と子の再生産率と占有率を1955年から1995年まで10年ごとに比較した分析においても、階層の閉鎖化、再生産強化の証拠はないと結論している。

一方、学歴格差が拡大してきたとする見方は共通しても、それを媒介するメカニズムについては異なる要因を仮定する立場もある。吉川（2006）は、1995年の親子学歴データから、父親学歴が高いほど子どもの学歴も高くなりがちであるという、父子間の学歴の強い関連性を示し、子どもの大学卒のなりやすさは、父親が大学卒の場合、非大学卒と比べ7.32倍であることを指摘し、大学卒層が世代間において高い閉鎖性をもつとしている。そして、戦後の教育機会の拡大に伴い親の学歴が上昇した結果、子どもに、親より低学歴になることを避けたがる「学歴下降回避メカニズム」の動因が生じ、これが親の高学歴を子に継承させているとし、大学卒対非大学卒の「学歴分断社会」（吉川, 2009）の到来を主張している。

学歴の親子世代間継承に次ぎ、学歴の配偶者間「同類婚」あるいは「(階層)内婚」についても、社会の開放性の指標の一つであるという前提の下、その程度の上昇が、階層の固定化を促進している可能性が指摘されているが（橘木, 2006）、先行する実証研究の結果の向きは必ずしも一貫しない（三輪, 2007）。

結婚年を1955年以前、1956~70年、1971~85年、それ以降に分割して、学歴内婚の程度の変化を検討した志田らは、内婚傾向に時代による変化はないとしている（志田・盛山・渡辺, 2000）。一方、結婚年を1932~95年の間で3つのコーホートに分割し、夫婦の学歴結合の時系列比較を行った白波瀬（2005）は、学歴同類婚の傾向は高学歴層で上

昇し、低学歴層で低下しているが、中学歴層では異なる学歴間の結婚の傾向が、近年強まってきているとした。しかし、1970~74年と1988~92年の結婚コーホートを用いて、同類婚の程度を比較した Raymo と Xie (2000) の研究は、日本の学歴同類婚の強度は減少したことを示し、三輪 (2007) も、出生コーホート別動学的アプローチから、1970年代以降の同類婚減少の趨勢は確かなものであると結論付けている。

こうした知見の統一性の欠如の原因には、対象とするコーホート標本のもつ属性の切り出し方の違いや、標本規模の不十分さによる結果の不安定さに加え、研究者が依拠する学歴指標の操作方法と、それに施す統計学的分析方法の違いによる可能性が指摘できる。学歴の世代間継承の分析においては、中学卒、高校卒、大学卒という 3*3 のクロス表を用いた移動表分析や、子どもの教育年数を従属変数に、親の教育年数を独立変数にした時のパス解析が行われることもあれば (吉川, 2006)、子どもが大学卒であるか否かのダミー変数を従属変数とし、親の教育年数を独立変数として投入するトリートメント効果モデルによる分析が施されることもある (橋木ほか, 2009)。

また、学歴同類婚については、夫の学歴と妻の学歴を、やはり中学卒、高校卒、大学卒の 3*3、あるいは短大卒を含めた 3*4、4*4 のクロス表に配置し、結婚年数コーホート別にクロス表の対角線上にあるケースの割合を求めた内婚率による比較や (志田ほか, 2000)、対数線形モデル (白波瀬, 2005) や対数乗法モデル (Raymo, et al., 2000)、対数乗法層別効果モデルによるモデル適合分析、あるいは出生コーホート別イベントヒストリー分析 (三輪, 2007) が手法として用いられている。

こうした従来のクロス表分析を主とし、二者間の一致、不一致の確率論をベースに導かれた知見の混沌さに対し、本研究は異なる分析視角を導入する。本研究では、例えば、中学卒、あるいは大学卒という、個々の名義変数としての親の学歴を子どもがそのまま継承する、あるいは配偶者間で共有するか否かの検討ではなく、順序変数としての学歴、つまり複数の学歴レベルを次元性が確保できる序列化可能な観測値として扱い、その高低の程度が親と子、あるいは夫婦間で関連性として示されているか否か、その程度が時代と共に強まってきているかどうかを検討する。そして、この学歴の家族の連関の程度の経時的変化を記述するために、二者間の関連の度合を見るシンプルな手法である、ポリコリック相関係数 (豊田, 1998: Jöreskog, 1990: Greene & Hensher, 2010) を用いた時系列比較を行う。親子対、配偶者対、双生児対の学歴データについて、このポリコリック相関係数を求めることにより、アメリカ社会の開放性についての議論が提出されているほか (Heath, et al., 1987)、旧東ドイツ、旧西ドイツ、オランダにおけるきょう

だい対の時系列学歴データに同分析を施すことにより、社会の変化から見た家族の影響力の文化差に関する検討が行われている (Sieben, et al., 2001)。

相関係数の大きさから見た学歴の世代間連関、並びに配偶者連関の程度の変化を根拠に、学歴再生産のメカニズムの解明、ひいては学歴格差の媒介要因の同定へと論を進めることは飛躍が過ぎ、本稿の及ぶ域にはない。しかし、家族内連関のパターンの趨勢を検討することにより、学歴格差に対する開放性、閉鎖性の前提となる議論を導出することは可能である。つまり、もし学歴の家族内相関関係の程度が時代と共に高まってきているとすれば、換言すれば、ひとりの家族成員の学歴から、もうひとりの家族成員の学歴を予測できる程度が高まってきているとすれば、それは学歴再生産の程度が増していることを意味し、近年の学歴格差の固定化ひいては拡大化が示唆され得る。翻って、もしこうした家族内の関連性が低くなってきているとすれば、今日の学歴の一層の階層化の進行を主張する議論を支持することはできない。

日本の親子の職業階層、あるいは職業と学歴を組み合わせた階層の閉鎖化についての議論、そしてそれを学歴が媒介しているか否かについての知見は提出されているが (橋木, 1998: 苅谷, 2001: 盛山, 2003)、家族の学歴類似性の程度の時系列変化を調べることにより、学歴格差の固定化、あるいは拡大化について検討することはまだ行われていない。また、学歴同類婚の程度の時系列変化を検討した研究はいくつか存在するが、「統計手法的な要素によって、見え方が変わりうる」(三輪, 2007) ため、了解可能な知見が導出されているとは言い難く、異なる統計学的アプローチを用いた知見の再現性が求められている。

こうした研究設問の下、本研究では、幅広い年齢層を含む、無作為抽出された十分な標本規模を対象とした家族の学歴データから、学歴の家族連関のパターンの変化を明らかにしていくことにより、現代の学歴の再生産論に対し、一考察を与えることを目指していく。

2. 方法

慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) (樋口, 2005) において 2004、2005、2007 年に²、日本家計パネル調査 (JHPS) において 2009 年に収集された個票に基づいた分析を行っ

²抽出対象者とその配偶者に対し、2004年に各自の、2005年に両親の学歴に関する回答を得た。2007年には新規追加標本である抽出対象者と配偶者に対し、各自及び両親の学歴に関する回答を得た。

た。KHPSは、全国に居住する20～69歳の成人男女が構成する母集団より、層化2段無作為抽出法により抽出された標本4000名とその配偶者を対象とし、2004年から継続した追跡調査を施すことにより、日本の家計行動の諸相を明らかにすることを目的としたパネル調査である³。JHPSは、全国に居住する20歳以上の成人男女が構成する母集団より、同じく層化2段無作為抽出法により抽出された標本4000名とその配偶者を対象とし、同世帯を毎年フォローアップすることにより、我が国の経済行動の動的変化の解明を目指したパネル調査であり、2009年に第1回目の調査票が回収されている⁴。

両調査の調査票は、就業、就学、収入、居住状況、メンタルヘルスなど多岐にわたる包括的質問項目群を含んだが、本研究で分析に用いたのは、抽出対象者と配偶者それぞれに尋ねた自身の、加えてKHPSでは抽出対象者と配偶者それぞれに尋ねた両親の、学歴、生年、性別データである。

学歴は、抽出対象者と配偶者に対しては、自分が最後に通学した学校（現在通学中の学校を含む）について、1. 中学校（旧制小学校・高等小学校）、2. 高等学校（旧制中学・高等女学校）、3. 短大・高専（旧制高校・実業学校・師範学校）、4. 大学（旧制大学）、5. 大学院（旧制大学院）、6. その他 の6件法で尋ね、回答1つを選択することを求めた⁵。本研究の分析においては、選択された番号1～5. を5段階の順序尺度に基づく個人の学歴得点としてスコア化した。

両親の学歴については、父親、母親それぞれの最終学歴を、1. 中学校（旧制小学校・高等小学校）、2. 高等学校（旧制中学）、3. 専門学校・専修学校、4. 短大、5. 高専、6. 4年制大学、7. 大学院、8. その他 の8件の中から1つ選択するよう求めた。上述の抽出対象者、配偶者の得点と対応が取れるよう、1.と2. を選んだ者には、その番号の得点を、専門学校・専修学校、短大、高専を選択した場合は3点、4年制大学は4点、大学院は5点を付与し、1～5点のレンジを取る順序尺度としてスコアリングした⁶。両測度とも、「その他」を選んだケースは欠損とした。

なお、両親については最終学歴を尋ねているが、抽出対象者の最年少は20歳であるた

³留置調査法を用い、2004年の調査票の回収率は29.8%であった。

⁴留置調査法、あるいは留置調査法と面接調査法を併用した調査を行い、希望者にはインターネットによるウェブ回答へのアクセスを可能とした。いずれかの方法で回収できた有効な調査票数は、総協力依頼数の32.1%であった。

⁵年齢が若いほど、回答された学歴が、最終学歴にはならない可能性がより高いことが考えられる。

⁶親データは専修学校・専門学校のカテゴリを含む、中退を含まない最終学歴であるが、抽出対象者及び配偶者データは専修学校・専門学校への通学を含める選択肢を設けておらず、卒業も要件としていない。

め、抽出対象者と配偶者には、現役の学生が含まれ得ること、及び回答後の学歴途上⁷が潜在的に見込まれ得ることより、最終学歴ではなく、最後に通学した学校について尋ねている。また、大学や大学院卒業後に、専門学校に通うケースも考えられるため、最後に通学した学校に、専門学校・専修学校を含めていない。そのため、厳密に言えば、親と子の学歴の操作的定義は必ずしも一致しないが、こうした問題も、下位サンプルごとにポリコリック相関係数を求めることにより、いくらか回避できるものと思われる。

学歴データに対し、このような操作化を施すことにより、抽出対象者が有配偶者であれば、一つの家系から自身と配偶者、それぞれの父親と母親の6名の学歴レベルを数値化し、比較することが可能となる。学歴、生年、性別の全てのデータを伴う有効なケース数は、8,893家系⁷に属する30,302名であった。抽出対象者と配偶者を合わせた性別の度数⁸、並びに性別ごとの両親の度数をそれぞれの生年と共に表1に、抽出対象者または配偶者を子どもとした時の、両親対、親子対、姻戚関係の親子対それぞれの度数⁹を表2に記す。

表1 性別・親子別有効ケース数(人数)

	男性	男性の父親	男性の母親	女性	女性の父親	女性の母親	計
KHPS	4467	3636	3673	4455	3787	3827	23845
生年	1922-87	1885-1968	1879-1963	1920-87	1877-1962	1880-1962	
JHPS	3232	-	-	3225	-	-	6457
生年	1922-88			1916-89			
	7699	3636	3673	7680	3787	3827	30302

表2 家系内対関係別有効ケース数(組数)

対関係		組数
配偶者間	父—母	7498
	父—子	7345
親子間	母—子	7354
	義父—子	6283
	義母—子	6274

本研究では、学歴得点の家族内連関の時系列的変化を調べるため、抽出対象者である

⁷ 配偶者、両親いずれのデータも伴わない621ケースを含む。

⁸ 配偶関係にある6217組を含む。

⁹ 親の生年データが欠損するケースを含む。

子どもの生年によって下位サンプルを構成した。子どもの生年 10 年ごとに 1 つのユニットを形成し、1920 年代、30 年代、40 年代、50 年代、60 年代、70 年代、80 年代各生まれの 7 つのカテゴリに範疇化して家族内連関の推移を検討した。

学歴得点の家系内の関連性の分析には、ポリコリック相関係数（多分相関係数）（豊田,1998: Jöreskog, 1990: Greene, et al., 2010）を用いた。ポリコリック相関係数は、3 値（あるいはカテゴリ）以上の順序尺度と 3 値以上の順序尺度の間で求められる相関係数であり、観測された順序変数の背後に潜在的な因子を想定し、その因子の個人得点は標準正規分布に従うことを仮定する。また、分布上に閾値を導入することにより、複数の反応カテゴリを区別する。

このように、相関を推定するべき 2 変数に対して、観測された順序データの分布に合った閾値を適切に施し、二つの潜在因子の 2 変量正規分布を仮定するポリコリック相関分析では、天井効果や床効果が見られるような歪んだ分布を示すデータに対しても、正しく相関係数を見積もることが可能となる。ポリコリック相関分析において最尤推定法を用いて推定されるパラメータは、2 変量それぞれの閾値と相関係数であるが（Olsson, 1979）、生年コーホート別の分析を行なう本研究においては、各コーホートのどちらの学歴データにおいても、それぞれ 4 つの閾値を推定した。

こうしたポリコリック相関係数による下位サンプル間の比較は、本研究では二つの意味において、極めて有効である。まず一つに、分布の歪んだ学歴得点という順序変数を正規分布に近づけ、親世代、子世代学歴のコーホート別測定値それぞれに対し、それぞれの分布に応じた閾値を設けることにより、下位サンプルごとの相対的な学歴の数値化を可能とすることができる。そしてもう一つに、2 つの数値の一致、不一致ではなく、相関という概念を導入することにより、両変数の平均値の差を考慮することができる。つまり、たとえコーホートや世代によって、学歴のもつ意味合いが異なっていたとしても、それぞれが一つの潜在因子を想定し、それを基軸とした関連性を表す指標を用いるため、親子の対応のあるデータの線型な類似性を検討すること、そしてそれらをコーホート間で比較することが可能となる。閾値とポリコリック相関係数は統計ソフト **Mx** を、その他の記述統計量は **SPSS17.0** を用いて求めた。

3. 結果

収集したすべての学歴得点ケースの生年を10年ごとに範疇化し¹⁰、それぞれのコーホートにおける度数分布の相対的割合を求め、その推移を図1に示した¹¹。1900年代初頭生まれまでは、現在の中学校レベルの学歴が支配的であったが、1920~40年代の生まれのコーホートでは、現在の高等学校レベルの学歴が飛躍的に増加し、中学校レベルは劇的に減少していった。高等学校レベルの学歴は、1940年代をピークに、以降は継続的に減少し、代わりに短大・高専レベル、4年生大学レベルの学歴が増加傾向にある。

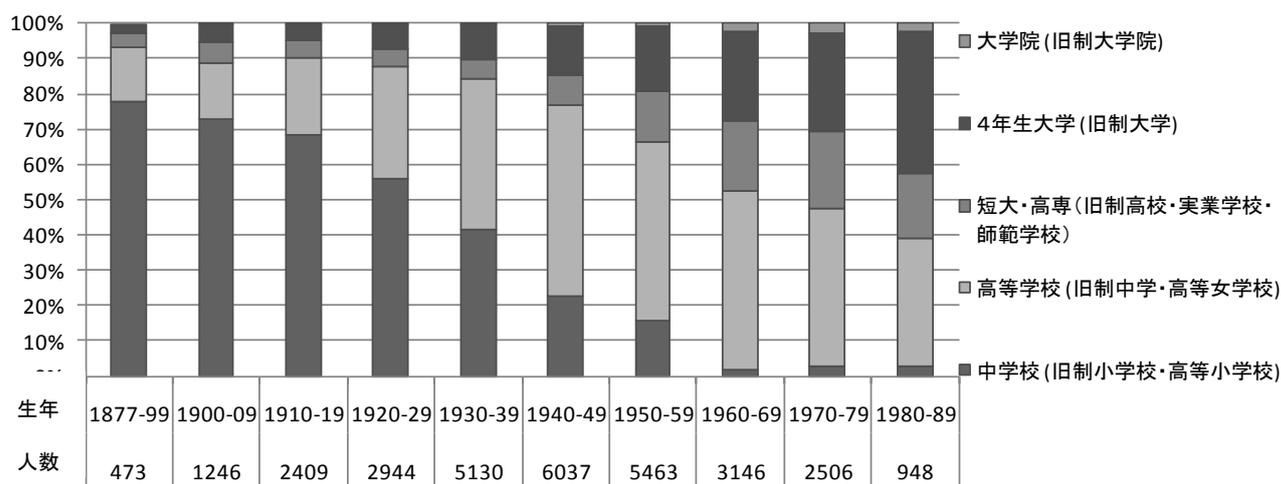


図1 生年コーホート別学歴分布

子ども、父親、母親3者それぞれの学歴得点の平均値を、7つの子どもの生年カテゴリごとに図2に記した。親と子と比較してみると、いずれのカテゴリにおいても、子どもの学歴が親の学歴を大きく上回るが、特に1950年代以降に生まれた子どもを持つ親の学歴は上昇が著しい。最も若い1980年代に生まれた子どもの学歴は、親の学歴に急速に接近している。父親と母親の得点から見た配偶者間の差は、どの時代も父親の方が母親に比べ0.2点程度高いパターンで推移している。

¹⁰ 1900年以前を生年とするケースは人数が少ないため、10年以上の隔たりがあるが1つのコーホートとした。

¹¹ KHPS群の分布については、2000年国勢調査の結果と適合することが示されている(樋口, 2005)。

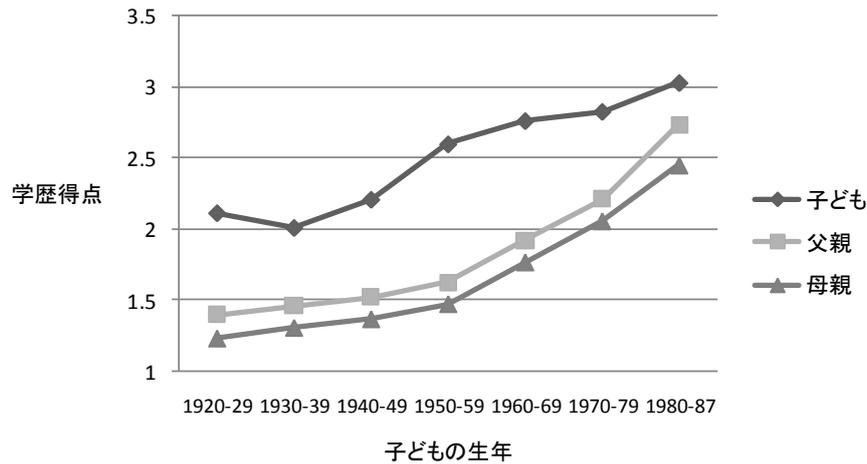


図2 子どもの生年コーホート別親子3者の学歴得点平均値の推移

両親と子どもの3者間のポリコリック相関係数の、子どもの生年カテゴリ別推移を図3に掲げる。両親の学歴の相関係数は、一貫して減少傾向にあったが、子どもが1960年代生まれ以降の両親の学歴の相関関係は、減少の程度を増していた。

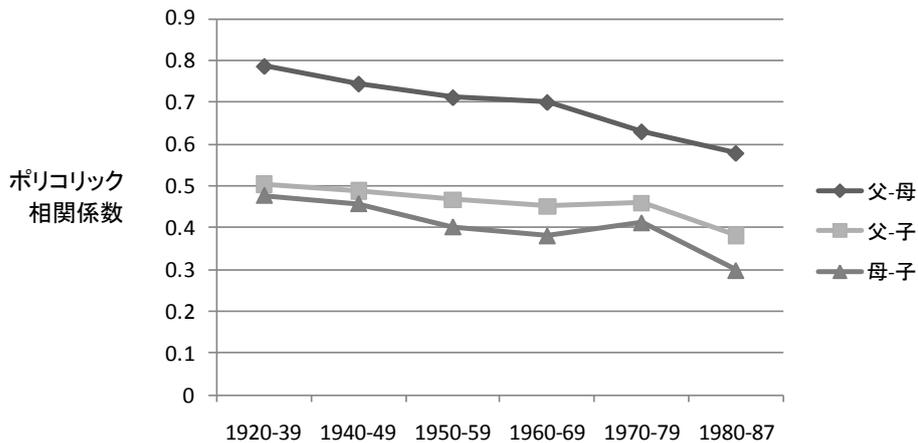


図3 子どもの生年コーホート別親子3者間の学歴得点相関の推移

親子の相関は、一貫して母子間に比べ、父子間の方がより高かった。現在ほとんどが80歳を超える1920~30年代生まれの子どもと親との相関は、以降のどの世代よりも高かったが(父子が0.50、母子が0.48)、その後の1960年代生まれまで、子どもの学歴は、父親(0.45)とも、母親(0.38)とも緩やかに相関関係を低めていった。1970年代生まれでは僅かに上昇したが、現在30歳未満の1980年代生まれの子どもと親との相関は、再び父親、母親ともに減少した(父子が0.38、母子が0.30)。

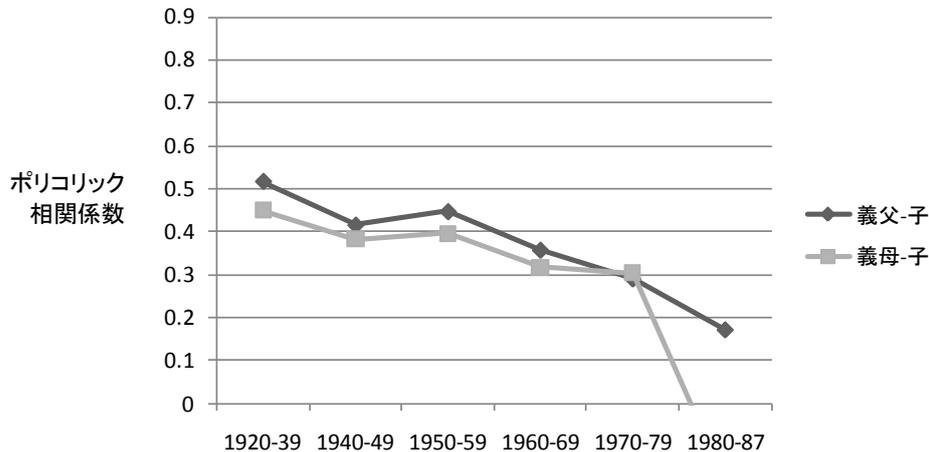


図4 子どもの生年コホート別姻戚関係親子間の学歴得点相関の推移

姻戚関係にある親子、つまり義父母と子どもの間の学歴の相関は、1920~50年代生まれの子どもにとっては実両親との相関と同等の高い値が得られたが（最高は子どもが1920~39年生まれで、義父とが0.52、義母とが0.45）、1960年代生まれの子どもからは、減少傾向にあり、実両親との相関関係よりも明らかに低くなっていった。最も若い1980年代生まれの子どもと義父の間は0.17と低く、義母との間に正の相関関係はなかった(-0.16)。

4. 考察

本研究の学歴家族データに施した分析は、家族成員の学歴に連関があることを示したが、その傾向が拡大してきているという学歴再生産の強化、学歴格差の固定化、そして拡大化を支持し得るエビデンスは得られなかった。もし学歴格差が現在拡大してきているとしたら、それが職業階層を媒介するものであるにせよ、職業とは独立に再生産されるものであるにせよ、学歴の家族内連関の程度はより強固になってきているはずである。しかしそうではなかった。趨勢の方向はむしろ逆であり、家族成員間の連関は、とりわけ現在20代である1980年代に生まれた子どもをもつ家族の間で弱小化の傾向にあった。このことは、父子間、母子間、父母間、義父子間、義母子間のすべての関係性において一貫していた。

こうした家族成員間の学歴相関の減少は、1920年代生まれからの漸次的変化量から見ると、血縁関係にはない、義父母と子どもの間、父と母の間で、特に顕著に示された。学歴の配偶者間、並びに親子の連関が希薄化の傾向にあるとすれば、両者の関数で表現

され得る義父母と子どもの連関もまた希薄化する傾向にあるのは必然である。しかし、1980年代生まれの子どもと義母との間に学歴の正の相関関係がなかったことは、同類婚を媒介とした近年の階層再生産の強化説（橘木, 1998; 白波瀬, 2005）にも異議を唱える。

学歴再生産に関する議論は、「再生産」の定義にも依存する。本研究の視角は学歴レベルの程度の家族成員間の継承であり、本研究は、その連関の程度の高低を世代ごとに記述したに過ぎず、それが厳密な意味での再生産を検討したことになるかについては議論の余地があるだろう。また、本研究で見た二者間の相関係数には、学歴に関する他の要因の影響は何らコントロールされていない。加えて、本研究の結果は、全ての学歴レベルを一次元として捉えたりニアな関係についての言及であり、高学歴層と低学歴層の関連性の相違、あるいは性別の交互作用など、非線型な効果の有無については検討を行っていない。残された課題はいくつも指摘できるが、学歴の家族成員間の連関の近年の減少という趨勢が把握できたことは、今後の学歴再生産論、階層格差論に一石を投げ得るものと思われる。

日本社会はこの100年で著しい高学歴化を果たした。教育機会の拡大に伴い、個人の学歴が、家族から予測される程度が縮小されたとすれば、続く問いは、いま何が、個人の学歴を形成しているのか。学歴の個人差要因の探究である。そしてこの問いに対して説明を与えていくことは、本研究において学歴の背後に仮定した潜在因子とは一体何か、それを具象化させ、読み解いていくことに他ならない。

欧米の社会移動論は、産業化が社会的選抜の基準を、出自から個人の業績へ移行させることを説く（Blau & Duncan, 1967）。個人の知的能力、遺伝的資質の学歴への帰属の程度が、時代によって変化することを根拠に、教育機会の拡大が、学歴を個人化させ、社会により高い開放性をもたらしている可能性を示唆した行動遺伝学の実証研究もある（Heath, et al., 1985）。欧米産の理論は果たして日本の学歴構造にも適用可能か、検証が望まれる。

引用文献

Blau, P. M., Duncan, O. D., 1967, *The American occupational structure*, Free Press.

Greene, W. H., & Hensher, D. A., 2010, *Modeling ordered choices: A primer*,
Cambridge University Press.

Heath, A. C., Berg, K., Eaves, L. J., Solaas, M. H., Corey, L. A., Sundet, J., Magnus, P.,
Nance, W. E., 1985, Education policy and the heritability of educational

- attainment, *Nature*, 314: 734-736.
- Heath, A. C., Eaves, L. J., Nance, W. E., Corey, L. A., 1987, Social inequality and assortative mating: Cause or consequence?, *Behavior Genetics*, 17: 9-17.
- 樋口美雄, 2005, 『日本の家計行動のダイナミズム[1]』慶應義塾大学出版会.
- Jöreskog, 1990, New developments in LISREL: Analysis of ordinary variables using polychoric correlations and weighted least squares, *Quality and Quantity*, 24: 387-404.
- 苅谷剛彦, 2001, 『階層化日本と教育危機—不平等再生産から意欲格差社会へ』有信堂.
- 吉川 徹, 2006, 『学歴と格差・不平等—成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.
- 吉川 徹, 2009, 『学歴分断社会』ちくま新書.
- 三輪 哲, 2007, 「日本における学歴同類婚趨勢の再検討」『家族形成に関する実証研究』東京大学社会科学研究所: 81-94.
- Olsson, U., 1979, Maximum-likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient, *Psychometrika*, 44: 443-460.
- Raymo, J. M., Xie, Y., 2000, Temporal and regional variation in the strength of educational homogamy, *American Sociological Review*, 65: 773-781.
- 佐藤俊樹, 2000, 『不平等社会日本』中央公論新社.
- 盛山和夫, 2003, 「階層再生産の神話」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所(編著)『日本の所得格差と社会階層』日本評論社: 85-103.
- 志田基与師, 盛山和夫, 渡辺秀樹, 2000, 「結婚市場の変容」盛山和夫(編)『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会: 773-781.
- Sieben, I., Huinink, J., de Graaf, P. M., 2001, Family background and sibling resemblance in educational attainment. Trends in the former FRG, the former GDR, and the Netherlands, *European Sociological Review*, 17(4): 401-430.
- 白波瀬佐和子, 2005, 『少子高齢社会のみえない格差—ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会.
- 橘木俊詔, 1998, 『日本の経済格差—所得と資産から考える』岩波新書.
- 橘木俊詔, 2006, 『格差社会—何が問題なのか』岩波新書.
- 橘木俊詔, 松浦 司, 2009, 『学歴格差の経済学』勁草書房.
- 豊田秀樹, 1998, 『共分散構造分析—構造方程式モデリング[入門編]』朝倉書店.