

大阪商業大学学術情報リポジトリ

親の学歴同類婚が子の教育達成に及ぼす影響に関する考察ーJGSS-2009LCSによる高等教育の競争拡大期・激化期・緩和期の分析ー

メタデータ	言語: ja 出版者: 日本版総合的社会調査共同研究拠点 大阪商業大学JGSS研究センター 公開日: 2019-07-17 キーワード (Ja): キーワード (En): JGSS, educational assortative mating, educational attainment 作成者: メールアドレス: 所属:
URL	https://ouc.repo.nii.ac.jp/records/769

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.



親の学歴同類婚が子の教育達成に及ぼす影響に関する考察 —JGSS-2009LCS による高等教育の競争拡大期・激化期・緩和期の分析—

伊達 平和

京都大学大学院教育学研究科博士後期課程

A Study of the Effect of Parents Educational Assortative Mating on Their Children's Educational Attainment: An Analysis of the Expansion-phase, Intensification-phase, Mitigation-phase in Higher Education by JGSS-2009LCS

Heiwa DATE

Graduate School of Education

Kyoto University

This paper focused on the expansion-phase, intensification-phase, mitigation-phase in higher education's competition around 1990 and studied the educational attainment in those phases. The indicator of stratification is the combinations of parent's education. And I studied how the combinations and parent's educational assortative mating affect on their children's school records and entrance into universities by using multiple regression analysis and logistic regression. As a result, in the case of male, we can find the reduction of gap between stratifications in intensification-phase. But in mitigation-phase, if the parents are higher-educated or the only father is higher-educated, it is easier for children to enter a university. On the other hand, in the case of female, we can find the gap between stratifications through these cohorts, however, in mitigation cohort, we can find the importance of higher-educated parents effect. Though the good results in 3rd grade of junior high school always effect on the entrance into university, however, I pointed out that the more the universities' successful applicant rate increases and the competition are mitigated, the more parents educational attainment effect on the children's attainment.

Key Words: JGSS, educational assortative mating, educational attainment

本論文では、1990年前後の高等教育における入学競争の拡大期、激化期、緩和期に焦点をあて、その時期の教育達成について検討した。その際階層指標として親の学歴組み合わせを用い、親の学歴同類婚や他の組み合わせがどのように子の教育達成に影響しているのか、重回帰分析やロジスティック回帰分析によって検討した。その結果男性の場合、競争が激化するコーホートにおいては階層間の教育達成の格差が縮小しているが、緩和期においては、高学歴夫婦、あるいは父親のみ高学歴であることが子の大学進学に正の影響を及ぼしていることが確認された。また女性の場合、コーホートを通じて階層間格差はみられるものの、緩和期において、高学歴夫婦であることが非常に重要になっていることが確認された。中3時成績といった要因は常に大学進学に影響を及ぼすものの、大学合格率が上昇し、競争が緩和されると、より強く親の学歴が子どもの進学へと影響することを指摘した。

キーワード：JGSS、学歴同類婚、教育達成

1. はじめに

1.1 問題の所在

誰が高等教育へと進学するのか。この問いに対する答えは一律ではない。この問題に対して近年の格差社会論では、教育達成に及ぼす階層的要因が数多く議論されている。しかし、教育達成が親の学歴などの出身階層要因に規定される一方で、人口的、あるいは制度的な変化にも着目する必要があるだろう。

日本では、1990年代以降、高等教育進学率が上昇し、現在では四年制大学進学率だけみても、50%を超えるユニバーサル段階⁽¹⁾に達している。一方、1980年代に目を向けると、四年制大学進学率は、大学進学抑制策のために20%台で停滞していた。そして、90年代初めに高等教育に進学する第二次ベビーブーマーの影響を受けて、激しい競争状態が作り出され高等教育進学競争は激化する。その激化を受けて、大学政策の変更も伴い、進学競争は緩和されて現在に至っている。つまり、日本の高等教育への教育機会は、80年代の競争拡大期から、90年代初頭の競争激化期、そして90年代半ば以降の競争緩和期へと変化しているのである。

一方、近年の格差社会論では、90年代前後の人口的、制度的変化に着目した研究は十分とは言えない。90年代の前後における青年層は、バブル崩壊の影響も受けて、その後のライフコースが不安定化する第一世代であると指摘されている（岩井 2008）。よって、90年代の前後のコーホートにおける教育達成の階層間格差は、その後のライフコースにおけるリスクの格差を分析する上でも重要な分析となるだろう。さらに、従来の格差社会論では、階層指標として父親の学歴が用いられ、母親の学歴が十分に考慮されていない。女性の高学歴化に伴って、高学歴同士の夫婦も増加していると考えられるが、女性の学歴も加味した学歴同類婚が、子どもの教育達成にどのような影響を及ぼすのか、検討されなければならないと考える。

以上をふまえ、本稿では、大学入学競争の拡大期から緩和期にかけて、教育達成と出身階層の関係にどのような変化が生じているのかを学歴同類婚の影響という視点から検討する。分析は男女別に行い、中3時成績を回帰分析によって検討し、さらに四年制大学入学経験をロジスティック回帰分析によって検討する。その際、階層要因については、両親の学歴組み合わせを使用する。その結果、競争が緩和され、進学率が上昇するコーホートにおいては、親の高学歴が男女ともに教育達成に強く影響していることを指摘し、特に女性では、両親とも高学歴であることが大学進学に決定的に影響を及ぼしていることを指摘する。

1.2 日本の高等教育における人口的・制度的背景

本節では、日本の高等教育における人口的・制度的背景について概観する。図 1⁽²⁾は日本の教育人口の推移を示しており、18歳人口の学歴の分布を示している。このグラフを見ると、日本では、18歳人口のピークが第一次ベビーブーマーの1947/48年生と第二次ベビーブーマーの1972/1973年生の2回あったことが確認される。この第2次ベビーブーマー世代から日本の高等教育入学者数（短大・大学）は増加していないものの、全体の18歳人口が減少するために、高等教育進学率が上昇していく。次に、図 2⁽³⁾は、高等教育進学率と合格率の推移を示している。このグラフによれば、80年代において高等教育進学率が停滞し、90年代から上昇に転じているのが分かる。さらに、高等教育合格率をみると、1990年に向かって合格率が減少傾向にあり、1990年に62.7%の底を打ち、その後上昇しているのが分かる。図 1と照らし合わせると、第二次ベビーブーマー世代が18歳になるにつれて、高等教育への競争が激化しており、その後競争が緩和されているのである。すなわち日本の高等教育へのアクセスは、90年初頭を境に、競争拡大期、競争激化期、競争緩和期にわけられ、現在はその緩和期の流れの中に位置づけられ、高等教育は四年制大学に限ってもユニバーサル段階に到達している（以下では拡大期、激化期、緩和期と表記する）。

この合格率の推移には、日本の高等教育政策の変化にも原因がある。この点に関しては、天野（2003）の研究に詳しい。天野はエリート段階からマス段階、そしてユニバーサル段階へと推移していく日本

の高等教育を人口的、また制度的観点から説明している。天野によれば、日本の高等教育は90年代に大きな構造変動を経験してきた。そして、その変動には人口変動と経済変動、そしてそれに関わる政策変動が重要な要因であると指摘している。

かつて政府は、70年代後半から、政府「指示」型の高等教育計画策を取り入れ、量的拡大の規制策をとっていたが、第二次ベビーブーム世代の人口増と進学意欲に押され、ついに90年代には、量的拡充策に踏み切った。この時の政策としては、18歳人口が増加する時期にだけ「水増し入学」を認め、漸次廃止していくという策であった。しかし、この計画が発表されると同時に、私学の新增設欲求は高まり、その後に一転して「計画的に」縮小することは不可能であった（天野 2003）。このような人口的・制度的・社会的変動を背景として、大学の増加も伴いながら、高等教育進学率は上昇を続けていく結果となったのである。それでは、この日本の高等教育の転換点にあたり、人々の教育達成はどのような変化をしたのか。また、格差社会論はこのような社会背景にどのように応答してきたのか、次節で述べる。



図1 日本の18歳人口と高等教育進学者数

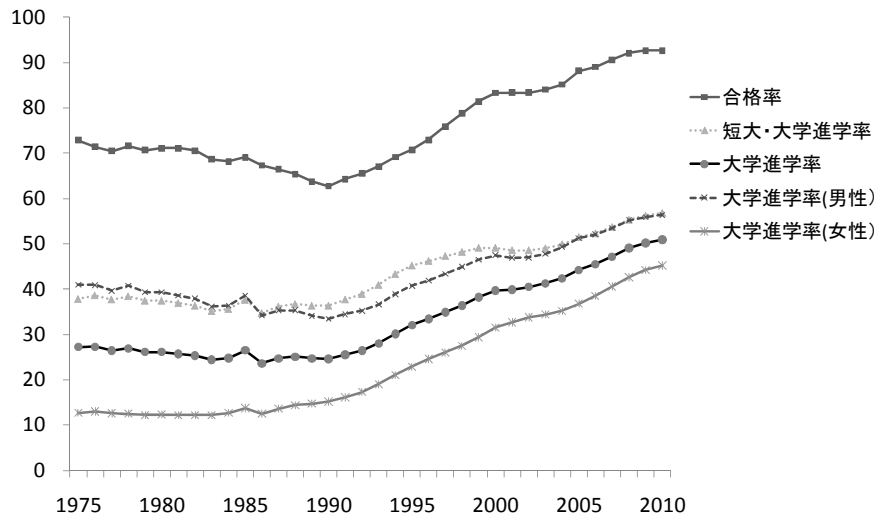


図2 日本の高等教育進学率と合格率

1.3 格差社会研究の展開

日本においては、橋木（1998）や佐藤（2000）を嚆矢とし、様々な格差社会論が展開されてきた。努力格差（荻谷 2001）・希望格差（山田 2004）・所得格差（橋木・松浦 2009）など、多様な格差が唱えられる中で、学歴がライフコースにおける格差に及ぼす影響の大きさに関しては、繰り返し指摘されている（吉川 2006 など）。学歴は、若者が就職難など様々なリスクを背負わなければならない現代社会において、依然として重要なものとなっている（Furlong & Cartmel, 1997）。

前節で述べた背景をふまえ、1990年代以降の教育達成に焦点を当てた研究はまだ十分なされていないが、比較的近年のデータを分析したものに山内（2011）がある。山内は、JGSS-2009 ライフコース調査を用いて、高等教育就学（短大・大学を含む）の規定要因をロジスティック回帰分析によって分析している。その結果高等教育就学を規定するのは、高校ランクであるという結果を示している。しかし、階層要因としては、15歳時の収入しか用いられておらず、両親の学歴を含めた上での議論がなされていない。また、コーホートの効果についても分析がなされているが、「コーホート別」の分析がなされていないため、前節でまとめたような人口的・制度的変動の議論を組み込んだ分析ができていない。また、90年代以降は、短大に進学する人はむしろ減少傾向にあることをふまえると、「だれが短大や大学に行くのか」という問いよりも「誰が四年制大学に行くのか」という問いの方が適切であると考えられる。競争が激化し、過熱していく中で、大学進学に対して、人々がどのように反応したのだろうか、より詳しく分析する必要がある。

また、これまでの格差社会論を含む階層論の分野では、階層指標としては父親が重視されることが多く、階層指標としての母親の役割がほぼ無視されていることが繰り返し問題になってきた（赤川 1990, 原・盛山 1999, 橋本 2003, 白波瀬 2005）。女性を階層指標に組み込むために、様々なモデルの開発がなされてきたが、結果的に男性を世帯の代表として階層指標とするモデルとの差が明確ではなく、日本では未だに男性が世帯の階層を決めているという指摘がなされている（橋木 2008）。よって、現在でも、階層指標としては男性の職業や学歴によって多くの分析がなされているのが現状と言えるだろう。しかし、女性の高学歴化は世界的なトレンドである。OECDの大多数の国についてみても、男性の方が女性よりも明らかに進学する国は、2002年の段階では30カ国中4カ国しかないことが報告されている（OECD 2004）⁴。そのような女性の高学歴化をふまえて Buchmann & DiPrete（2006）は、アメリカの文脈において、GSS調査を用い、男性よりも高い女性の高学歴化の要因について、母親の学歴も階層要因に含んだ分析（具体的には母学歴と父学歴の組み合わせを階層要因とした分析）をしている。男女とも高学歴化が進む日本において、母親が高学歴化していることを考慮に入れた研究の重要性が増していると考えられる。

このような論点に比較的近い領域に、学歴同類婚研究がある。学歴同類婚研究は、教育拡大する現代において、結婚市場やその後の人生を考える上で重要な要素になっている（Blossfeld & Timm 2003）。しかし、日本における研究のほとんどは、「学歴同類婚の趨勢」を論じてきたものである（白波瀬 2005, 三輪 2007 など）。一方で、「学歴同類婚」が当該の社会の中でどのような意味を持つのか、という視点でなされた研究は白波瀬（2011）などを除けば皆無といってよい。白波瀬（2011）は、親の学歴組み合わせによって、子ども一人当たりの教育費用がどのように異なるか 2005年SSM調査を用いて論じている。そこでは高学歴同士の夫婦では、一人当たりの教育費用が最も高いことが示されているが、その後の教育達成に関しては言及されていない。海外においても、学歴同類婚の趨勢の国際比較（Blossfeld & Timm 2003）や学歴同類婚が及ぼす経済的な不平等（Breen & Salazar 2011）についてなされているが、教育達成と学歴同類婚についての研究は、管見の限り見当たらない。

以上をふまえて、本論文では、2節で述べたような社会変動をモデルの中に組み入れた上で、学歴同類婚や親の学歴組み合わせといった階層指標が、どのように子どもの教育達成に影響を与えているのかを検討する。

2. データの概要と基礎的な集計

2.1 データの概要

使用するデータは JGSS-2009 ライフコース調査である。調査対象者は 2008 年 12 月 31 日時点で満 28 歳以上 42 歳以下、1966 年から 1980 年の間に生まれた男女である。このデータを分析するに当たり、その人口的・制度的背景を分かちコーホートとして、1966-70 年生、1971-1975 年生、1976-1980 年生の 3 つのコーホートを設定した。それぞれのコーホートは、高等教育競争の拡大期、激化期（第二次ベビーブーム世代が含まれる）、緩和期にあたる。有効回答数は 2,727 名であり、各コーホートにおけるサンプル数も一定数確保できるため、この調査を用いることによって、1990 年以降の高等教育変動期の前後を比較し、出身階層と教育達成の関係がどのような特徴であったのかを分析することが可能である。

2.2 変数の説明

本稿で用いる従属変数は、中 3 時成績と大学進学経験ダミー変数である。中 3 時成績は 1 から 5 までの 5 段階で示される、回顧的なデータである。この指標は、客観的な教育達成を示す変数ではないことに注意しなければならないが、その後の教育達成に強く影響を及ぼす変数として、格差社会論ではよく用いられている。しかし、この変数は非常に素朴な変数であるがその分析は荻谷（2011）の研究があるのみで、これまでほとんど分析されていない。中 3 時成績は、ライフコースの初期におけるメリットを表しており、より直接的に出身階層に影響を及ぼすと考えられ、分析に値する変数であるとする。また大学進学経験ダミー変数は、大学に進学した人（短大は含んでいない）を 1 とするダミー変数である。大学に進学するか否かは、その後の地位達成に強く影響を及ぼすことは、これまでの格差社会論が繰り返し指摘したことである。この 2 つの変数に影響を及ぼす階層変数の効果の、コーホート差とジェンダー差を見ていくことが本稿の主な関心である。

独立変数には、階層を表す指標として親の学歴組合せを用い、さらに中 3 時成績、15 歳時暮らし向き、15 歳時父職威信スコアで統制した⁶⁾。親の学歴は短大・高専・大学・大学院に進学している親を高学歴とし、それ以外を低学歴と二分した後、低学歴夫婦、母のみ高学歴夫婦、父のみ高学歴夫婦、高学歴夫婦の 4 つのカテゴリに分けた。

以下の図 3 は、子の出生コーホート別にみた、親の学歴組合せパターンの変化を示している。低学歴夫婦がどのコーホートでも多いのには変わりがないが、減少傾向にあり、その代わりに高学歴夫婦が増加しているのが分かる。これは、女性も含んだ、親世代における高学歴化を反映していると考えられる。

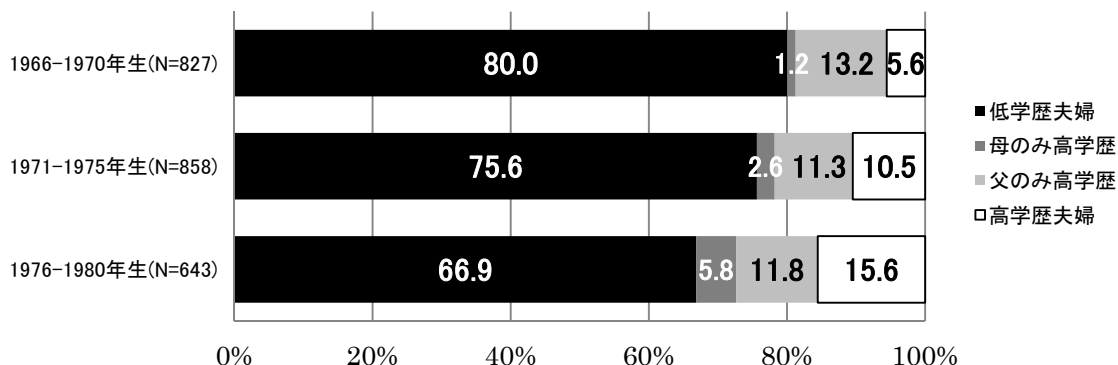


図 3 子の出生コーホート別の親の学歴組合せパターンの変化

2.3 中3時成績の基礎的な分析

ここでは、前項の階層指標に基づいて、中3時成績の階層差の基礎的な分析を行う。表1は、コーホート別、性別に中3時成績の平均を親の学歴組合せパターンごとに、分散分析した結果である（結果はF値を参照）。なお、ケース数が10に満たないものは括弧で示してある。

この表によると、男性においては、どのコーホートも一貫して、親の学歴による差がでており、高学歴夫婦であれば、成績が高く、低学歴夫婦であると成績が低い傾向があることが分かる。また、父のみが高学歴であるよりも、母も高学歴であると、成績が高い。コーホートごとに、平均の最大値と最小値の差をみると、激化期である1971年-1975年コーホートでは成績の差が小さくなり、緩和する1976年-1980年コーホートでは、逆に階層による成績の差が広がっている。

次に女性についてみると、男性と同じように高学歴夫婦であると成績が高く（ただし厳密に言うと、緩和期のコーホートでは、父のみ高学歴である場合にもっとも成績が高い。しかし、それほど差はない）、低学歴夫婦であると成績が低い。この効果はコーホートにおいて一貫してみられる特徴であり、男性と比較すると、コーホート内の差は、男性の成績の差が小さくなる1971年-1975年コーホートを除いて、それほど大きくないのが特徴である。

表1 親の学歴組合せパターンと中3時成績の平均値の比較（性別・コーホート別）

	1966-1970年生		1971-1975年生		1976-1980年生		
	平均値	N	平均値	N	平均値	N	
男	低学歴夫婦	3.12	277	3.19	289	2.87	191
	母のみ高学歴	(3.20)	(5)	(3.38)	(8)	2.76	21
	父のみ高学歴	3.52	44	3.43	42	3.47	34
	高学歴夫婦	3.94	17	3.74	35	3.87	46
F値	4.046	**	2.479	+	9.807	***	
	1966-1970年生		1971-1975年生		1976-1980年生		
	平均値	N	平均値	N	平均値	N	
女	低学歴夫婦	3.26	384	3.03	357	2.92	239
	母のみ高学歴	(3.80)	(5)	3.21	14	3.13	16
	父のみ高学歴	3.58	65	3.56	54	3.50	42
	高学歴夫婦	3.79	29	3.76	55	3.39	54
F値	4.498	**	4.596	**	4.677	**	

※有意水準 +10% *5% **1% ***0.1%水準で有意

2.4 大学進学率の基礎的な分析

次に、大学進学率の基礎的な分析を行う。表2は、親の学歴組み合わせごとに大学進学率をコーホート別・性別でクロス表による分析をした結果である（結果は χ^2 値を参照）。なお分析の結果は、すべてのコーホートにおいて、1%水準で有意となっている。

表2によると、男性においては、親が低学歴夫婦の同類婚であれば、コーホートを経るごとに下がっていった。また、激化期のコーホートでは、高学歴の同類婚と低学歴の同類婚の差がいったん縮まっているが、緩和期のコーホートでは、父のみ高学歴と高学歴の同類婚であれば、さらに大学に進学するようになってきている。また、高学歴の同類婚であれば、コーホートを通じて高い進学率を示しているが、父のみ高学歴の世帯も緩和期のコーホートでは、高学歴夫婦の進学率に迫っている。よって、コーホートを通じて、高学歴の親を持てば持つほど大学に進学するものの、競争が激化している時期では、高階層出身の人々の進学率が下がることによって、階層間格差が縮小していることが分かる。

次に女性について見てみる。女性の場合、高学歴の同類婚であれば、コーホートを通じて最も高い進学率を示す。そして、その傾向は激化期も変わらず、約半分の人々が大学進学をしている。しかし、緩和期のコーホートでは、高学歴の同類婚であれば、進学率が急増している。男性と比較すると、緩

和期のコーホートにおいて、父のみ高学歴あるいは高学歴同類婚であれば大学進学していたのに対し、女性では親が高学歴の同類婚であることが、決定的に重要になっているのが特徴である。

しかし、これらの特徴は、他の変数によって影響を受けている可能性が十分にある。経済的な要因や、親の職業などの要因を取り除いても、この階層指標の変数の影響があるか、次節では検討する。

表2 親の学歴組合せパターンと大学進学率（性別・コーホート別）

		男性	N	女性	N
1966-1970年生	低学歴夫婦	39.0	277	11.2	385
	母のみ高学歴	(80.0)	(5)	0.0	(5)
	父のみ高学歴	68.2	44	36.9	65
	高学歴夫婦	94.1	17	51.7	29
	合計	46.1	343	16.9	484
		χ^2 値	32.362	***	53.513
		***		***	
		男性	N	女性	N
1971-1975年生	低学歴夫婦	38.4	289	12.2	360
	母のみ高学歴	(50.0)	(8)	28.6	14
	父のみ高学歴	55.8	43	44.4	54
	高学歴夫婦	68.6	35	52.7	55
	合計	43.5	375	20.9	483
		χ^2 値	14.793	**	68.678

		男性	N	女性	N
1976-1980年生	低学歴夫婦	30.4	191	15.9	239
	母のみ高学歴	42.9	21	0.0	16
	父のみ高学歴	79.4	34	31.0	42
	高学歴夫婦	82.6	46	70.4	54
	合計	45.2	292	25.4	351
		χ^2 値	59.067	***	75.234

※ χ^2 検定による有意水準 +10% *5% **1% ***0.1%水準で有意

3. 分析と考察

3.1 中3時成績の重回帰分析

ここでは、中3時成績を重回帰分析した結果を表3-1-1と表3-1-2に示す。このモデルでは、低学歴夫婦を基準として、階層指標をダミー変数で投入し、さらに、15歳時暮らし向きと15歳時父職威信スコアでコントロールした結果をコーホート別、男女別に示している。

男性に着目してみると、表3-1-1によれば、親の学歴階層の効果は、激化期において差がなくなっているが、拡大期のコーホートと緩和期のコーホートで有意差が出ている。また、緩和期になると、成績の格差が拡大しており、父親が大卒であると成績が高く、それに加えて、母親も大卒であるとさらに差が拡大していることが分かる。決定係数をもても、緩和期のコーホートで高くなっており、親の学歴階層で学力が決定される傾向が、緩和期には強くなっていると考えられる。他の変数の影響を見てみると、15歳時暮らし向きの効果がすべてのコーホートで見られる。つまり、親学歴に関係なくとも、経済的な要因が15歳時の成績に影響している。その効果は激化期で若干高まっているが、概して一貫した効果を示している。

次に女性に着目してみると、表3-1-2によれば、男性とは異なり、暮らし向きの効果は見られないが、親の学歴の効果はすべてのコーホートで見られる。父が高学歴であれば成績は高く、母も高学歴であるとさらに成績は高くなる。緩和期では、高学歴夫婦よりも、父のみが高学歴である方が成績は高くなっている。ただし女性の場合説明力が低く、中3時成績は、このモデルではほとんど説明できないことに注意する必要があるだろう。

まとめると、男性では、拡大期では、親の学歴の効果と暮らし向きの効果が中3時成績に影響を及ぼしていた。しかし、競争が激化した時代において、親の学歴の効果がなくなり、塾などの学校外教育や通信教育などの、学校外の教育費を実際に負担できる層の成績が高くなっている。さらに緩和された時代においては、経済的に教育費を負担できるという要因だけではなく、数年前に受験競争の激化を目の当たりにした、高学歴の親の教育に対する意識が、子どもの15歳時の教育達成に関わってい

ると考えられる。一方女性の場合は、コーホートを通じて経済的な要因によって成績が左右されるのではなく、親の教育水準が強く影響している。しかし、女性の場合は説明力が弱いので、中3時の成績には、親の教育水準だけではなく、そのほかの要因の方が強いと考えられる。特に男性の場合、緩和期においては、中3時成績がすでに親の学歴階層要因によって、決定される可能性が高まっている。中3時成績が後述する大学入学への影響力が大きいことも併せて考えると、中学校の時点で、その後のライフコースが決定されるようになってきているのが、この時期の特徴と考えられる。

表 3-1-1 中3時成績の規定要因に関する重回帰分析（男性・コーホート別）

男性	1966-1970年生			1971-1975年生			1976-1980年		
	B	標準化係数		B	標準化係数		B	標準化係数	
定数	1.984		***	1.673		***	1.691		**
低学歴夫婦(基準)									
母のみ高学歴ダミー	-0.282	-0.027	ns	0.139	0.017	ns	-0.253	-0.051	ns
父のみ高学歴ダミー	0.153	0.044	ns	0.068	0.018	ns	0.489	0.122	*
高学歴夫婦ダミー	0.628	0.117	*	0.210	0.051	ns	0.792	0.226	***
15歳時暮らし向き	0.191	0.141	*	0.274	0.183	**	0.193	0.127	*
15歳時父職威信スコア	0.012	0.087	ns	0.014	0.089	ns	0.013	0.081	ns
R2	323			356			279		
N	0.049			0.047			0.102		

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

表 3-1-2 中3時成績の規定要因に関する重回帰分析（女性・コーホート別）

女性	1966-1970年生			1971-1975年生			1976-1980年		
	B	標準化係数		B	標準化係数		B	標準化係数	
定数	2.997		***	2.130		***	2.233		***
低学歴夫婦(基準)									
母のみ高学歴ダミー	0.526	0.055	ns	0.126	0.020	ns	0.189	0.035	ns
父のみ高学歴ダミー	0.272	0.092	+	0.332	0.099	*	0.555	0.156	**
高学歴夫婦ダミー	0.482	0.117	*	0.467	0.146	**	0.377	0.120	*
15歳時暮らし向き	0.039	0.032	ns	0.109	0.080	ns	0.007	0.004	ns
15歳時父職威信スコア	0.003	0.023	ns	0.013	0.106	*	0.014	0.086	ns
R2	461			450			331		
N	0.018			0.064			0.035		

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

3.2 大学進学のリジスティック回帰分析

次に、大学進学をリジスティック回帰分析した結果を表 3-2-1 と表 3-2-2 に示す。このモデルでは、低学歴夫婦を基準として、階層指標をダミー変数で投入し、さらに、中3時成績、15歳時暮らし向きと15歳時父職威信スコアでコントロールした結果をコーホート別、男女別に示している。

男性に着目すると、表 3-2-1 によれば、拡大期にあった親学歴組み合わせの効果は、激化期ではほとんどなくなっている。しかし、緩和期に注目すると、親の高学歴の効果が再度生じていることが分かる。より詳しく見ると、緩和期では、高学歴夫婦であることの効果が復活しているが、父のみ高学歴であっても、大学進学しやすくなっている⁽⁶⁾。また、中3時成績の効果は、どのコーホートにおいても一貫して生じており、すべてのコーホートで強い効果を維持している。一方で、暮らし向きの効果はなくなっている。加えて、父職威信スコアの影響は拡大期と激化期で見られるものの、限定的である。

次に女性に着目してみると、表 3-2-2 によれば、親学歴組み合わせの効果は、すべてのコーホートで有意な結果を示している。ただし緩和期では、父高学歴の効果がなくなり、高学歴夫婦でのみ、大学進学が急激に上昇していることがわかる。女性の場合、父親のみ、または母親のみ高学歴でも女性は大学に進学しないが、父母の両方が高学歴であることによって、大学に進学することが緩和期の特徴である。また男性と同じく、成績の効果は、すべてのコーホートで強い効果を維持されており、暮らし向きの効果も無くなっている。加えて、父職威信スコアの影響は拡大期と緩和期で見られるものの、男性と同じくその効果は限定的である。また決定係数を見ると、男女とも競争緩和期において、説明力が50%を超えており、このモデルで説明できる分散が大きくなっている。概して、競争緩和期

においては、男女とも親の高学歴が重要になっており、特に女性の場合は、緩和期において高学歴夫婦であることが非常に強く影響していることが分かる。

表 3-2-1 大学進学の規定要因に関するロジスティック回帰分析（男性・コーホート別）

男性	1966-1970年生		1971-1975年生		1976-1980年生	
	Exp (B)		Exp (B)		Exp (B)	
定数	0.002	***	0.003	***	0.001	***
低学歴夫婦(基準)						
母のみ高学歴ダミー	11.308	+	1.626	ns	2.364	ns
父のみ高学歴ダミー	2.272	+	1.625	ns	9.721	***
高学歴夫婦	10.845	*	2.296	+	5.151	**
中3時成績	3.117	***	2.743	***	2.990	***
15歳時暮らし向き	0.895	ns	1.374	+	1.181	ns
15歳時父職威信スコア	1.046	*	1.022	*	1.037	ns
Nagellerle R2	0.428		0.362		0.516	
N	324		357		280	

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

表 3-2-2 大学進学の規定要因に関するロジスティック回帰分析（女性・コーホート別）

女性	1966-1970年生		1971-1975年生		1976-1980年生	
	Exp (B)		Exp (B)		Exp (B)	
定数	0.000	***	0.003	***	0.000	***
低学歴夫婦(基準)						
母のみ高学歴ダミー	0.000	ns	2.735	ns	0.000	ns
父のみ高学歴ダミー	3.462	**	4.741	***	0.779	ns
高学歴夫婦	5.089	**	5.159	***	12.061	***
中3時成績	3.884	***	2.762	***	3.311	***
15歳時暮らし向き	1.000	ns	1.245	ns	1.036	ns
15歳時父職威信スコア	1.038	*	0.992	ns	1.070	**
Nagellerle R2	0.380		0.352		0.504	
N	462		451		332	

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

3.3 まとめと考察

これまで、高等教育進学競争の拡大期、激化期、緩和期の3つのコーホートと性別に分けて、1990年前後の教育達成について分析してきた。親の学歴組み合わせが子の教育達成に及ぼす効果は、成績や経済的要因、父親の職業などの変数をコントロールしても、男性では競争拡大期と緩和期において、女性では全てのコーホートにおいて、有意な結果であった。また、中3時成績が大学進学には常に一定の影響を及ぼしており、能力主義的な側面は常に存在しているが、それ以上に、出身階層の影響が確認された。

男性については、競争の激化するコーホートにおいて、教育達成の階層間格差が小さくなっており、競争が緩和するコーホートにおいて、差が開いていた。さらに、親の学歴階層の組み合わせ効果については、競争激化期までは、両親とも高学歴である夫婦の子どもが大学に進学しやすかったが、緩和期では、高学歴夫婦に加えて、父のみが高学歴である夫婦の子どもも大学に進学しやすくなっていた。また、女性に関しては、男性に見られたような競争激化期における階層格差の影響は見られなかったが、大学進学率と合格率が上昇する緩和期において、大学進学の階層差が一気に拡大していた。女性にとっては、父親だけでなく、母親も高学歴であることが教育達成において非常に重要な局面となってきたことが示された⁽⁷⁾。

これらの結果は、日本の教育達成の階層格差の変容が、一様な進み方をしていないこと、さらに、親の学歴組み合わせの効果は、ジェンダーごとに異なっていることを明確に示している。これまでの格差社会論においては、このように時代背景を踏まえて、細かく階層格差を調査することはあまり行われてこなかった。しかし、高等教育の学歴達成の格差社会の様相は細かく見ると複雑な様相を呈しており、少なくとも、競争が激化している時期は、その前後の時期と比べると、階層間格差は男性では見られない。もちろん、中3時成績の中にすでに階層の要因や金銭的な要因が織り込まれているた

め、その分階層の要因が見えづらいと考えることもできるだろう。しかし、中3時成績に対する階層要因を含めたモデルの説明力は高くなく、この時期は、競争が激しいことによって、逆説的に平等になっているともいえるだろう。

女性に関しては、男性と比較して、全体の大学進学率が低いために、常に階層間格差は存在している。しかし、進学競争が緩和し、多くの人々が進学できるようになる社会状況においては、両親とも学歴が高い夫婦世帯では、大学以上の学歴を獲得させようと反応している。表2より、母のみ高学歴世帯で1人も大学へと進学していないことをふまえると、むしろ、父親が高学歴であることを前提として、それに加えて母親が高学歴であることが重要なのである。本田(2008)や吉川(2009)の研究では、高学歴母親が子どもの高学歴への強い影響力を持つことを指摘しているが、その影響力は、「大学競争力が緩和した時期」に強くなっており、男性よりも女性に対してよりはっきりとした影響を持っているといえるだろう。

もちろん激化期から緩和期への変化はこれから続いていくとは限らない。この変化は格差社会への明確なシフトを示しているというよりは、現段階で、競争が緩和された世の中において、高等教育を卒業した親がより反応していることを示しているにすぎないことは、注意しなければならない。

4. 結び

本稿では、1990年代前後の人口的、制度的変動を背景として、母親の学歴も階層指標に組み込んだ教育達成の格差を検討してきた。競争が拡大し、激化し、緩和されるその局面において、格差の現れ方はジェンダーごとに異なり、また母親の学歴もより重要になってきている。学歴組み合わせのパターンはその世帯の夫婦の働き方と関連し、子どもの教育達成に与える影響は大きいだろう。このような母親の学歴を加味した上での研究が今後重要になっていくと思われるが、最後に、本研究における課題を示す。

第一に、学歴同類婚や夫婦の学歴組み合わせパターンの社会的な意義について詳細な分析ができていないことがあげられる。特に、母親のみが高学歴である夫婦の効果が、サンプル数が少ないためにほとんど分析できていない。女性の高学歴化が進んでいることをふまえると、これから低学歴夫婦が減少する一方で、高学歴夫婦のみならず、母親の学歴下降婚も増加すると予想される。母親のみ高学歴であることの意味を探る必要があるだろう。

第二に、進学先の多様性を検討できていない。女性の場合は短大に行く比率も高く、また専門学校に行く人も増加している。また大学の中においても、入学難度の高い大学から入りやすい大学まで様々なものがある。このような進学先の多様性も考慮した研究も必要である。

第三に、この結果が、これからの趨勢を表しているものではないことに注意する必要がある。今回の分析は、あくまでも高等教育の競争拡大期、激化期、緩和期の3時点に焦点を当てたものである。よって、競争がより緩和していく現代において、教育達成の格差が出身階層の要因によってより強く規定されるようになってきているか、という問いには答えられない。今後のデータによって明かされる部分であろう。

第四に、本稿の射程範囲を超えるが、これらの世代が、教育達成の後にどのようなライフコースをたどったのか、さらに分析する必要があるだろう。特に、別名団塊ジュニア世代とも呼ばれる第二次ベビーブーマー世代は、バブル崩壊後の就職氷河期の中で就職し、その後の世代は非正規雇用の拡大の中で就職せざるを得なかった世代である。現在では、雇用の流動性はさらに進み、正規雇用と非正規雇用の格差が拡大している。その論点に教育達成がどのように影響しているのか、今後調査していく必要がある。

世代間移動の格差は、団塊ジュニア世代以降において広がっている。その格差は教育達成のみならず、その先の結婚、職業など、ライフコースの様々な局面に影響を及ぼしている。団塊ジュニアが結婚し、次の世代を再生産していく局面において、これからの格差社会研究は、親世代の学歴組合せという視点がますます有効になっていくだろう。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Survey 2009 ライフコース調査 (JGSS-2009LCS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター (文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点) が実施している研究プロジェクトである。

[注]

- (1) この用語はマーチン・トロウ (1976) によっている。トロウは、教育システムの発展過程を量的規模に着目してエリート (15%未満)・マス (15%~50%未満)・ユニバーサル段階 (50%以上) の三段階に分けている。また拡大の進む社会において、どのように構造変動や大学の組織的変動が起こっていくのかを示している。
- (2) 学校基本調査より作成。18歳人口は、3年前の中学校卒業生数を示している。
- (3) 文部科学統計要覧から作成。合格率=短大・大学入学者数÷志願者総数 (過年度卒業生を含む) で示されており、短大・大学進学率と大学進学率は、入学者数を18歳人口で割ったものである。また、参考までに男女別の大学進学率のグラフも記載した。男女差があるが年々小さくなってきており、合格率と同じく90年代に拡大していくことが分かる。
- (4) この報告によれば、男性の方が明らかに大卒になる国は、スイス、トルコ、日本そして韓国の4カ国である。(OECD 2004, Table A3.4c)
- (5) なお、中3時成績と15歳暮らし向きは1~5をとる順序尺度であり、中3頃の成績と15歳時の家庭の豊かさを主観的かつ回顧的に評価した変数である。また、職業威信スコアは95年の「社会階層と社会移動」全国調査 (SSM95) の職業威信スコアを用いている。SSM95では職業威信と呼ばれる、各職業に対する主観的な格付けを尋ねる設問があり、職業ごとの職業威信スコアが計算、公表されている。各独立変数の記述統計は以下のとおりである。

補表1 分析に用いる変数の記述統計

性別	変数	1966-1970年生				1971-1975年生				1976-1980年生						
		度数	最小値	最大値	標準偏差	度数	最小値	最大値	標準偏差	度数	最小値	最大値	標準偏差			
男	中3時成績	406	1	5	3.143	1.184	443	1	5	3.233	1.217	348	1	5	3.014	1.285
	大学進学ダミー	406	0	1	0.424	0.495	444	0	1	0.410	0.492	348	0	1	0.414	0.493
	母のみ高学歴ダミー	343	0	1	0.015	0.120	375	0	1	0.021	0.145	292	0	1	0.072	0.259
	父のみ高学歴ダミー	343	0	1	0.128	0.335	375	0	1	0.115	0.319	292	0	1	0.116	0.321
	高学歴夫婦ダミー	343	0	1	0.050	0.217	375	0	1	0.093	0.291	292	0	1	0.158	0.365
	15歳時暮らし向き	396	1	5	2.811	0.898	439	1	5	3.016	0.885	344	1	5	3.084	0.848
	15歳時父職威信スコア	375	38.1	90.1	50.693	7.957	405	36.7	90.1	50.918	7.329	320	38.1	84.3	51.446	7.902
女	中3時成績	566	1	5	3.281	1.027	565	1	5	3.103	1.090	394	1	5	3.046	1.158
	大学進学ダミー	567	0	1	0.157	0.384	568	0	1	0.195	0.397	394	0	1	0.239	0.427
	母のみ高学歴ダミー	484	0	1	0.010	0.101	483	0	1	0.029	0.188	351	0	1	0.046	0.209
	父のみ高学歴ダミー	484	0	1	0.134	0.341	483	0	1	0.112	0.315	351	0	1	0.120	0.325
	高学歴夫婦ダミー	484	0	1	0.060	0.238	483	0	1	0.114	0.318	351	0	1	0.154	0.361
	15歳時暮らし向き	563	1	5	2.924	0.897	560	1	5	2.943	0.857	386	1	5	3.073	0.745
	15歳時父職威信スコア	525	36.7	90.1	50.514	7.767	525	36.7	90.1	51.007	8.394	364	38.1	84.3	50.650	7.145

- (6) 表では省略したが、Bの値と標準誤差は、父のみ高学歴のBの値が2.274であり、標準誤差が0.565である。一方高学歴夫婦のBの値は1.639であり、標準誤差が0.501である。このことをふまえると、95%信頼区間が重なりあい、この二つの係数の差は誤差の範囲とも考えられ、それほど明確に父のみ高学歴が高学歴夫婦よりも効果が有意に高いわけではないことには注意しなければならない。
- (7) 参考までに、交互作用項を入れたモデルでも検討する。競争激化期を基準にした場合、男性の場合は緩和期と父のみ高学歴、女性の場合は、緩和期と高学歴夫婦との交互作用項が正の関連を示している。コーホートを分けた分析と多少の違いはあるものの、概ね同じ結果となっている。

補表2 交互作用項を入れたモデル

	男性		女性		
	B	Exp (B)	B	Exp (B)	
CH1	0.207	1.230	-0.363	0.696	
CH2(基準)					
CH3	-0.123	0.885	0.369	1.446	
低学歴夫婦(基準)					
母高学歴	0.484	1.622	0.866	2.378	
父高学歴	0.623	1.865	1.435	4.199	***
高学歴夫婦	1.024	2.784	1.624	5.073	***
CH1×母高学歴	1.723	5.603	-20.458	0.000	
CH1×父高学歴	0.447	1.564	-0.031	0.970	
CH1×高学歴夫婦	1.500	4.482	0.299	1.349	
CH3×母高学歴	0.299	1.349	-20.576	0.000	
CH3×父高学歴	1.650	5.209	-1.149	0.317	*
CH3×高学歴夫婦	0.809	2.245	1.118	3.060	*
中3時成績	1.075	2.931	1.138	3.120	***
15歳時暮らし向き	0.147	1.158	0.081	1.084	
定数	-4.537	0.011	-6.098	0.002	***
NagelkerkeR2		0.416		0.391	
N		999		1303	

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

[参考文献]

- 赤川学, 1990, 「女性の階層的地位はどのように決まるか?」 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, 47-63.
- 天野郁夫, 2003, 『日本の高等教育システム』東京大学出版会.
- Blossfeld, Hans-Peter & Timm, Andreas, 2003, *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Dordrecht: European Association for Population Studies, & Kluwer Academic Publishers.
- Breen, Richard & Salazar, Leire, 2011, “Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States,” *American Journal of Sociology*, 117(3):808-843.
- Buchmann, Claudia & DiPrete, Thomas A., 2006, “The Growing Female Advantage in College Completion: The Role of Family Background and Academic Achievement,” *American Sociological Review*, 71:515-541.
- Furlong, Andy & Cartmel, Fred, 1997, *Young People and Social Change* (2nd ed.), Open University Press. (=2009, 乾彰夫・西村貴之・平塚眞樹・丸井妙子訳『若者と社会変容』大月書店.)
- 橋本摂子, 2003, 「〈社会的地位〉のポリテクス—階層研究における“gender inequality”の射程」『社会学評論』54(1):49-63.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層』東京大学出版会.
- 本田由紀, 2009, 『「家庭教育」の隘路』勁草書房.
- 岩井八郎, 2008, 『失われた10年』と女性のライフコース—第二次ベビーブーム世代の学歴と職歴を中心に—『教育社会学研究』82: 61-87.
- 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』有信堂高文社.
- 苅谷剛彦, 2008, 「学業成績を規定する要因の変化」『2005年SSM調査シリーズ6』2005年SSM調査研究会.
- 吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等』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』SSJ data archive research paper series 37:二次分析研究会 2006 テーマB.

Organization for Economic Cooperation and Development [OECD], 2004, *Education at a Glance 2004*.

Retrieved March 30, 2006.

(http://www.oecd.org/document/11/0,3746,en_2649_201185_33712011_1_1_1_1,00.html)

佐藤俊樹, 2000, 『不平等社会日本 さよなら総中流』 中公新書.

白波瀬佐和子, 2005, 『少子高齢社会のみえない格差』 東京大学出版会.

白波瀬佐和子, 2011, 「少子化社会の階層構造」『現代の階層社会 3』 東京大学出版会.

Trow, Martin, 1976, 天野郁夫・喜多村和之編訳『高学歴社会の大学』 東京大学出版会.

橘木俊詔, 1998, 『日本の経済格差』 岩波新書.

橘木俊詔, 2008, 『女女格差』 東洋経済新報社.

橘木俊詔・松浦司, 2009, 『学歴格差の経済学』 勁草書房.

山田昌弘, 2004, 『希望格差社会「負け組」の絶望感が日本を引き裂く』 筑摩書房.

山内乾史, 2011, 「JGSS-2009LCS データに基づく高等教育就学の規定要因に関する考察」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』 11:79-91.