

教育機会不平等構造の中の中学校

—国私立中学校進学の間格差と学歴達成効果⁽¹⁾—

濱本 真一

(立教大学)

【論文要旨】

本報告の目的は、教育達成の不平等構造における国私立中学校進学の間格差を示すことである。教育達成の間格差は、「どのレベルの学校まで進んだか」という問いから同じレベルの学校内での質的な差異にも関心が向けられている。本論では階層による教育分化の間格差の一つとして中学校を捉え、国私立中学校進学に関する出身家庭背景の間格差、国私立中進学による最終学歴への効果。およびそれらの世代間変化を検討する。分析の結果からは、国私立中学校の供給量の間格差を統制した後でも国私立進学に対する階層の間格差は存在し、そのインパクトは戦後世代を通じて変化していないことが示された。また、国私立中学校進学を統制してもなお高等教育段階への階層の間格差は検出された。個人の教育達成は、階層に直接的な間格差を受けながら、さらに中学校選択を介して蓄積しているといえる。

国私立中学校の全国的なシェアは増加傾向にあり、さらに一部の公立中学校においても選抜を課すタイプの学校や中高一貫校が制度化されている。今後 12 歳の選抜に関わる子供はより多くなることが予測され、出身階層との間格差、およびその変化を注視していく必要があるだろう。

キーワード：教育機会不平等・国私立中学校・質の間格差

1. 教育機会不平等と中学校

本論文の目的は、教育達成過程の間格差構造の中での中学校の位置づけをとらえることである。個人の教育機会・教育達成を学歴としてとらえたとき、出身家庭背景によってより高い学歴が不平等に配分されていることは、多くの検証によって明らかになっている。日本においても戦後長らく教育達成の不平等の間格差が主張されてきた。

教育機会は戦後から拡大を続け、1980 年代以降は高等学校進学率が 90%を超え、ほとんどの人が高卒の学歴を得られるようになっている。高等教育に関しても一貫して拡大傾向にあり、短大や専修学校等を含めると高等教育進学率は 60%に達し、人口比でいえばすべての人が高等教育機関に進学することが可能になっている。教育機会が飽和し始めると、徐々に機会の間格差が減少してくることは想像に難くない (Raftery and Hout 1993)。実際に近年の世

⁽¹⁾ 本研究の分析にあたって、社会階層と社会移動全国調査データ管理委員会より、2015 年 SSM 調査および 2005 年 SSM 調査の個票データ (2015 年調査データは 2017 年 2 月 27 日配布 v070 データ) の利用許可を得ています。本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けた「少子高齢化からみる階層構造の変容と格差生成メカニズムに関する総合的研究」の研究成果の一部です。

代においては平等化の傾向がみられるという報告もなされている（近藤・古田 2011 など）。しかし、機会の飽和は新しい問題を生じさせる。それは質的な差異である。多くの人が同等の学歴を得られるようになると、同じ学歴の中にも優位なものとそうでないものが自然と生じてくる。大学でいえば、入試難易度の上位に位置づくようないわゆる銘柄大学とそうでない大学、または非4年制の高等教育機関という分化である。

本論では、このような質的な差異に着目し、出身家庭背景による教育機会の質的格差の構造を検討する。これまでも質的差異を含んだ教育達成過程の階層間格差の検討は行われているが、それらには大きな穴がいくつかある。主要なものとして、義務教育段階の質的差異に関するものである。日本では近年、少子化の影響もあり、国立・私立中学校のシェアが増加している。さらに、1998年の学校教育法改正以降、公立中学校においても中高一貫教育が可能になり、地域の公立中高一貫校に多くの受験者が集まる事態が起きている。国私立中学校のシェアは、2000年代後半から10%近くに達しており、受験者なども含めると、無視できない規模の現象となりつつある。

国私立中学校を扱った研究は例が少ないが、受験意思や進学に階層差があること（片岡 2009）、国私立中学校進学がのちの教育達成に有利に働くこと（西丸 2008a,b）等が断片的に示されている。これらから、中学校段階における質的分化も、教育達成過程における階層差の問題として扱う必要があるといえる。本論では、教育機会の階層による分化の初期分岐点としての中学校段階の分化をとらえることを目的とする。具体的には、中学校段階での国私立への進学には出身家庭の階層の影響力がどの程度あるのか、さらに、国私立中学校進学によってのちの教育達成に対してどの程度の有利が生じるのか、の2点である。これらを、SSMデータをもとに同時に検討していく。

2. 国私立中学校に関する基礎分析

まず、国私立中学校が日本においてどの地域にどの程度の規模で分布しているかを概観しておく。図1は、時系列的に見た国私立中学校のシェアと生徒数の推移である。他の学校段階とは異なり、義務教育段階における国立・私立学校は戦後一貫して低い水準にある。日本の義務教育はほとんどが公立学校の独占状態にあったといえる。国私立中学校は、その教育方針や系列学校への入学試験における特別扱い（いわゆるエスカレーター方式）などで一部ブランド化し、注目されることもあったものの、「教育制度全体の観点からみるなら、限られた教育需要を満たすにとどまる」（斎藤 2016 : 127）存在であった。

絶対的水準は低いものの、1980年代から国私立シェアは少子化等に伴い徐々に伸び始め、近年では10%に近い水準となっている。国私立中学校は公立中学校と異なり、入学者に対して選抜を課すことが大きな特徴である。統計に表れる国私立シェアは進学者のみであり、12

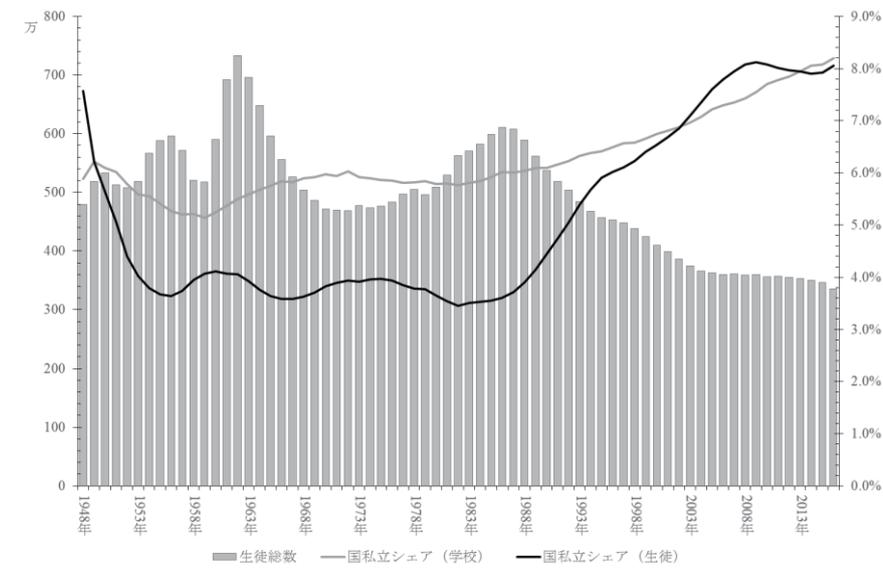


図1 中学校生徒数と国私立中シェアの推移

学校基本調査年次統計より

歳時の選抜に関わっている層はより多いと考えられる。実際に、ベネッセ教育研究センターが行った『中学校選択に関する調査』によると、小学生を子供に持つ家庭のうち中学受験を考えている世帯は全国でおよそ 13.2%程度である⁽²⁾。潜在的な進学層も含めると、国私立中学校進学に何らかの形でかかわる家庭は無視できるほどに少ないとは言えない。

次に、国私立中学校の地域的な偏りを見てみる。国私立中学校が一部の都市圏に集中して分布しているということは想像に難くない。実際に、都道府県ごとの私立中学校のシェアを見ると（図2）、東京都をはじめとした都市部において私学の比率が高く、東北地方や九州地方などの地域ではかなり小さい値となっている。

集計単位をより細かくし、市区町村ごとに見た国私立中学校のシェアは表1のとおりである。2011（平成23）年段階で、8割近くの自治体が0であり、細かい地域レベルでみると国私立中学校の普及率はかなり低いことがわかる。シェアが高い市区町村は東京23区や神奈川県、大阪府等の地方都市に集中しているほか、県庁所在地やその近接市などが多い。また、学校数でシェアが大きくても国私立中学校の多くは少人数・少クラス数の学校が多く、生徒数レベルのシェアでいうとより少なくなる地域も多い。

このように、時系列的に見ても空間的に見ても、国私立中学校のシェアはごく一部であり、ごく限られた層の教育需要に対応してきたことから、これまでのSSM調査においても、国私立中学校進学に関わる階層的な特性を強調したものは西丸（2008a）などのごくわずかしかな例がない。国私立中学校は公立中学校と異なり学費がかかることから、比較的階層の高い家庭

⁽²⁾ ただし、ここでいう受験とは国私立中学校だけでなく、公立中高一貫校や中等教育学校も含まれる。なお、公立中高一貫校においては入学試験ではなく、適性検査を課すことが認められているため、「受験」ではなく「受検」の語を用いる。

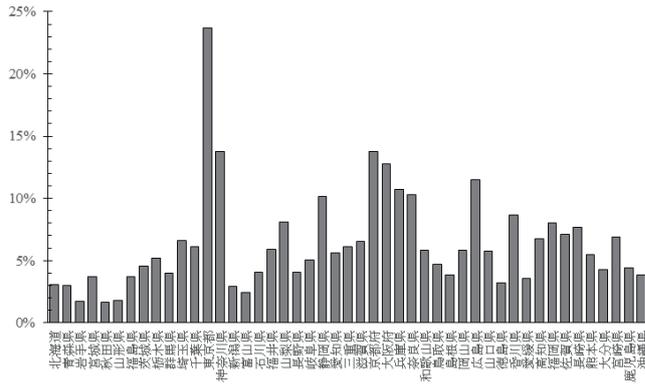


図2 都道府県別国私立シェア

国私立中 シェア	度数	相対度数	累積 相対度数
0	1512	80.04%	80.04%
～0.05	95	5.03%	85.07%
～0.1	93	4.92%	89.99%
～0.2	102	5.40%	95.39%
～0.3	43	2.28%	97.67%
～0.4	18	0.95%	98.62%
～0.5	12	0.64%	99.26%
～0.6	6	0.32%	99.58%
～0.7	3	0.16%	99.74%
～0.8	4	0.21%	99.95%
～0.9	1	0.05%	100.00%
合計	1889	100.00%	

平成23年度学校基本調査市区町村別統計より

の子供で占められるということはいわば当たり前のことであり、階層間格差の問題として取り上げられる意義が積極的に主張されてこなかったのかもしれない。

一方で、こちらも半ば当然とみられてきたこととして、国私立中学校への進学は後の進路を大きく左右するような機能も持っている。教育機会を最終学歴の差ととらえる視点のみならず、どのような教育段階を経て最終的な学歴分布が構成されているのかという「過程」に注目する視点（荒牧2008, 2016など）からも、個人の学歴達成過程において中学校の位置づけを考察することは重要な課題であるといえる。

3. 分析モデルと利用変数

3.1 利用データと変数

以上の背景を受けて本論では、出身階層による国私立中学進学率の違い、および国私立中学進学による学歴達成への効果を検討し、加えてそれらの構造が高等教育進学率の上昇や国私立中学校シェアの変化の中でどう変わってきたのか（変わっていないのか）を検討する。

分析には2015年SSM（面接票）データおよび2005年SSM（面接票）データの合併データを利用する。図3に、学校基本調査と比較した際の各年代の進学率の推計値を示す。これを見ると2005年調査においても2015年調査においても、学校基本調査が示す進学率よりやや高めである。国私立中学校進学者は数として非常に少数であるため、比率は不安定になりやすい。2005年データでやや特異な傾向がみられるが、2015年データにおいては世代間でのシェアの変化はほぼ学校基本調査のそれと並行に推移しており、各世代の進学率の信頼区間もほぼ学校基本調査の比率を含んでおり、この偏りによる重大な推定バイアスは無いと考えられる。

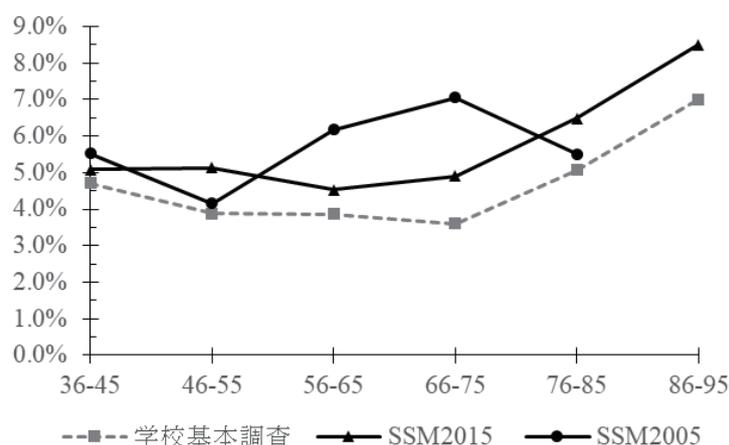


図3 出生年ごとの国私立中学校の進学率

国私立中学校進学に関する階層効果、および国私立中学校進学による教育達成効果を検討するため、以下の変数を用いる。

中学校 E：「国私立中学校／公立中学校」の2値データを用いる。

高等教育 Y：高等教育は「4年制大学 A／4年制大学 B／短大専門／高卒」の4カテゴリを用いる。4年制大学は、荒牧（2008）に倣い、比較的歴史が古く、入試難易度や社会的威信が高い大学（全大学の医歯薬系学部を含む）を A とし、それ以外を B としている⁽³⁾。高専進学者および中卒者は分析から除外する。

階層 X：階層変数は父親の学歴を「中学校卒／高校卒／高等教育卒」の3カテゴリで用いる。階層変数を一つの変数で代表することには議論の余地があると思われるが、国私立中学校進学率がデータ上も少なく、スパースセルまたはゼロセルが発生しやすいため、やや簡素ではあるが父親学歴のみを用いる。父親の学歴が不明のものは母親の学歴で代用する⁽⁴⁾。

世代 C：国私立中学シェア、高等教育進学率をもとに「1935~45年生／46~55年生／56~65年生／66~80年生／81~95年生」の5段階に区分した。

共変量：これらの変数のほかに、性別および地域ダミーを用いる。地域ダミーは国私立中学校進学率に対する統制変数として用い、15歳時の居住地の2011年段階での国私立中学校のシェアが全国平均7.94%より高い地域を1とするダミー変数を作成した。

⁽³⁾ 大学 A とカテゴリ化した大学名は以下のとおりである。国公立は、北海道、東北、筑波、千葉、東京、東京外国語、一橋、横浜国立、東京工業、金沢、名古屋、京都、大阪、大阪外国語、神戸、岡山、広島、九州、熊本、東京都立、横浜市立、大阪市立、大阪府立、神戸市立外国語の24大学。私立は青山学院、学習院、慶應義塾、国際基督教、上智、立教、早稲田、同志社、立命館、関西、関西学院の11大学。ともに全4年制大学の医・歯・薬学系学科を含む。

⁽⁴⁾ 父学歴以外に、父職（専門管理／事務販売／マニュアル／農業）や15歳時暮らし向き（5段階）などを用いる方法も考えられるが、12歳時の学校選択に関して15歳時の情報を使うことは論理的な矛盾があるため父学歴を採用した。15歳時の環境が青年期の環境と同一視できるという仮定の下、これらの変数を用いて同様の分析を行ったところ、父学歴を使ったサイトほぼ同様の結果が得られた。また、3つの階層変数から2カテゴリからなる一つの潜在クラスを抽出した分析を行っても得られる結果はほぼ同様のものであった。

3.2 分析モデル

分析は、対数線形モデルを用いる。モデルの主要な部分は以下の通り⁽⁵⁾。

$$\log\left(\frac{\Pr(E = 1|\mathbf{XC})}{\Pr(E = 0|\mathbf{XC})}\right) = \mu_0 + \mu_x^X + \mu_1^E + \mu_{1c}^{EC} + \mu_{x1}^{XE}$$

$$\log\left(\frac{\Pr(Y = k|\mathbf{XCE})}{\Pr(Y = 4|\mathbf{XCE})}\right) = \mu_{0k} + \mu_x^X + \mu_k^Y + \mu_{kc}^{YC} + \mu_{xk}^{XY} + \mu_{1k}^{EY}$$

式(1)

Xは独立変数の組、Cは世代を示す。式(1)の上段は中学校段階に関する2項ロジットモデル、下段は高等教育段階に対するカテゴリ4（高卒）を基準とした多項ロジットモデルと一致する。高等教育段階においては、中学校段階の進学先も独立変数（トラッキング効果）として投入される。

このモデルは、階層効果が世代間で一定とするモデルである。中学校段階への階層効果 μ_{x1}^{XE} 、高等教育段階への階層効果 μ_{xk}^{XY} および国私立中進学への高等教育への効果 μ_{1k}^{EY} 世代間変化は2つのモデルで検討する。

$$\log\left(\frac{\Pr(E = 1|\mathbf{XC})}{\Pr(E = 0|\mathbf{XC})}\right) = \mu_0 + \mu_x^X + \mu^E + \mu_{1c}^{EC} + \mu_{1x}^{XE}(1 + \phi_1^E C)$$

$$\log\left(\frac{\Pr(Y = k|\mathbf{XCE})}{\Pr(Y = 4|\mathbf{XCE})}\right) = \mu_{0k} + \mu_x^X + \mu_k^Y + \mu_{kc}^{YC} + \mu_{xk}^{XY}(1 + \phi_k^Y C) + \mu_{1k}^{EY}(1 + \phi_k^E C)$$

式(2)

$C = 0, 1, 2, 3, 4$

このモデルでは、中学校段階における階層効果、高等教育段階における階層効果、および国私立中学校進学による高等教育への効果が第1世代を基準としてそれぞれ線形に変化することを表している。対数乗法層化モデルのうち、パラメータ ϕ の値が機関ごとに異なることを許容するモデルである。

さらに、これらの仮定をゆるめ、教育機関ごとに階層効果およびトラッキング効果のパターンが非線形変化することを許容するモデルも用いる。

$$\log\left(\frac{\Pr(E = 1|\mathbf{XC})}{\Pr(E = 0|\mathbf{XC})}\right) = \mu_0 + \mu_x^X + \mu^E + \mu_{1c}^{EC} + \mu_{1xc}^{XEC}$$

$$\log\left(\frac{\Pr(Y = k|\mathbf{XC})}{\Pr(Y = 4|\mathbf{XC})}\right) = \mu_{0k} + \mu_x^X + \mu_k^Y + \mu_{kc}^{YC} + \mu_{xkc}^{XYC} + \mu_{1kc}^{EYC}$$

式(3)

⁽⁵⁾ 分析には ℓ EM1.0を用いる。対数線形モデルの詳しいモデル設定に関しては Powers and Xie (2008) を、 ℓ EM1.0に関しては Vermunt (1997) 等を参照。

4. 分析結果

表2にモデル(1)の結果を示す。出身地域を統制しても国私立中学校進学に対する父親学歴の効果は依然残っている。父親が高卒の場合に比べて、父親が中卒の場合の国私立中学校進学率は0.585(= $e^{-.536}$)倍、父親が大卒の場合は2.60(= $e^{0.955}$)倍の開きがある。また、国私立中に進学したことによる高等教育進学への効果も同様に確認できた。表2より高等教育のうち、

表2 国私立中学校効果の分析結果

	国私立中学			大学 A			大学 B			短大専門		
	B	s.e.		B	s.e.		B	s.e.		B	s.e.	
定数	-1.767	0.142	**	-3.524	0.169	**	-2.186	0.106	**	-0.924	0.090	**
世代(1)												
2	-0.501	0.139	**	0.076	0.163		0.600	0.107	**	0.366	0.097	**
3	-0.514	0.135	**	0.405	0.156	**	0.970	0.105	**	0.875	0.094	**
4	-0.814	0.138	**	0.203	0.160		1.053	0.105	**	1.086	0.094	**
5	-0.694	0.153	**	0.493	0.174	**	1.325	0.119	**	0.987	0.113	**
男性ダミー	-0.241	0.088	**	1.449	0.106	**	1.075	0.060	**	-0.941	0.060	**
地域ダミー	-0.654	0.091	**									
父学歴												
中卒	-0.536	0.119	**	-0.936	0.135	**	-0.928	0.071	**	-0.631	0.062	**
高等	0.955	0.102	**	1.905	0.118	**	1.318	0.078	**	0.542	0.079	**
国私立				1.575	0.146	**	0.681	0.122	**	0.197	0.125	
N=9650	$L^2=840.564(419)$			BIC=-3003.641			**: $p<.01$, *: $p<.05$, †: $p<.10$					

表3 国私立中学校効果の世代変化(線形)

	国私立中学			大学 A			大学 B			短大専門		
	B	s.e.		B	s.e.		B	s.e.		B	s.e.	
定数	-1.757	0.177	**	-3.261	0.210	**	-2.028	0.131	**	-1.063	0.121	**
世代(1)												
2	-0.474	0.152	**	-0.008	0.178		0.540	0.114	**	0.432	0.106	**
3	-0.492	0.176	**	0.228	0.206		0.857	0.130	**	0.992	0.122	**
4	-0.834	0.202	**	-0.169	0.240		0.863	0.144	**	1.243	0.136	**
5	-0.801	0.252	**	-0.190	0.301		0.995	0.169	**	1.204	0.159	**
男性ダミー	-0.241	0.088	**	1.458	0.106	**	1.081	0.061	**	-0.944	0.060	**
地域ダミー	-0.652	0.091	**									
父学歴												
中卒	-0.444	0.194	*	-0.847	0.229	**	-1.001	0.138	**	-0.566	0.128	**
高等	0.760	0.200	**	1.098	0.235	**	0.722	0.165	**	0.760	0.166	**
父学歴×出生年(線形)												
中卒	-0.101	0.106		-0.180	0.129		0.005	0.064		-0.018	0.056	
高等	0.088	0.078		0.366	0.093	**	0.252	0.062	**	-0.071	0.063	
国私立				1.293	0.256	**	0.624	0.220	**	0.630	0.205	**
国私立×出生年(線形)				0.122	0.108		0.018	0.093		-0.228	0.095	*
N=9650	$L^2=770.3758(408)$			BIC=-2972.9072			**: $p<.01$, *: $p<.05$, †: $p<.10$					

表 4 国私立中学校効果の世代変化（非線形）

	国私立中学		大学 A		大学 B		短大専門	
	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.
定数	-1.916	0.217 **	-3.486	0.276 **	-1.943	0.160 **	-1.035	0.152 **
出生年(1)								
2	-0.175	0.270	0.382	0.324	0.397	0.193 *	0.375	0.191 *
3	-0.246	0.249	0.471	0.309	0.741	0.179 **	0.971	0.172 **
4	-0.797	0.255 **	0.013	0.317	0.814	0.174 **	1.208	0.166 **
5	-0.608	0.285 *	0.022	0.358	0.887	0.190 **	1.190	0.181 **
男性ダミー	-0.245	0.088 **	1.451	0.106 **	1.086	0.061 **	-0.942	0.060 **
地域ダミー	-0.648	0.091 **						
父学歴								
中卒	-0.258	0.247	-0.534	0.311 †	-1.091	0.196 **	-0.556	0.181 **
高等	1.007	0.276 **	1.415	0.341 **	0.449	0.251 †	0.629	0.245 *
父中卒×出生年								
2	-0.487	0.342	-0.779	0.403 †	0.129	0.243	-0.011	0.229
3	-0.430	0.339	-0.701	0.405 †	0.183	0.234	-0.092	0.215
4	-0.453	0.411	-0.494	0.470	-0.010	0.246	-0.017	0.214
5	-0.321	0.666	-∞	—	0.206	0.346	-0.126	0.306
父高等×出生年								
2	-0.359	0.373	-0.099	0.445	0.836	0.317 **	0.206	0.315
3	-0.287	0.347	0.328	0.414	0.714	0.302 *	-0.007	0.296
4	0.244	0.339	0.761	0.413 †	0.939	0.289 **	-0.137	0.283
5	0.042	0.364	1.260	0.448 **	1.357	0.305 **	-0.119	0.305
国私立中学			1.051	0.344 **	0.679	0.291 *	0.492	0.258 †
×2			0.490	0.475	-0.214	0.402	0.007	0.369
×3			0.726	0.462	0.263	0.387	-0.152	0.368
×4			0.654	0.467	-0.020	0.392	-0.475	0.375
×5			0.450	0.501	-0.178	0.427	-1.119	0.475 *

N=9650

$L^2=746.8571(375)$

BIC=-2693.6603

**: $p<.01$, *: $p<.05$, †: $p<.10$

国私立中学に進学することで大学 A に4.83(= $e^{1.575}$)倍、大学 B に1.976(= $e^{0.681}$)倍進学しやすくなっている。非進学と比べた場合に国私立中学校進学による短大専門進学率への有意な効果は検出されなかった。また、大学 A と B の係数にも大きな開きがあり、国私立中学校進学によって、大学 A への進学率と B への進学率に2.44(= $e^{1.575-0.681}$)倍の違いがある。このように、国私立中へ進学することは、教育達成に対して、進学する／しないの違い（教育レベルの格差）だけでなくどのようなタイプの学校に進学するか（質的格差）にも大きな影響を与えているといつてよい。

なお、国私立中学校進学の効果を経済統制しても、父学歴の効果は残っている。出身階層の効果は、国私立中学校という教育歴を介してのみではなく、直接的またはほかの要因を媒介しても影響している。

これらの効果の世代変化を示したのが表 3 と 4 である。表 3 は父学歴効果および国私立中

学校進学の効果の線形変化、表4は非線形変化を示したモデルである。どちらのモデルにおいても、国私立中学進学に対する父学歴効果を見ると交互作用項はいずれも有意ではなく、階層効果は世代を通じてほとんど変化していないことがうかがえる。適合度指標を見てもBICが最も小さいのは表1の世代変化を仮定しないモデルであり、ここからも階層効果とトラッキング効果の安定構造が見て取れる。

国私立中学校進学による教育達成の影響力の変化も同様に、ほとんどの交互作用が有意ではない。国私立中学が持つ高等教育段階へのトラッキング効果についても、戦後世代を通じてほぼ安定的に推移してきた。これらの係数の変化を視覚的にわかりやすく示すと図4と図5のようになる。図4は各モデルにおける父学歴の国私立中進学への効果パラメータをプロットしたものである。国私立中学校進学に対する階層効果は、世代間で多少の上下を示してはいるが、おおむね安定的である。トラッキング効果の推移を示した図5においても、各係数が多少の変動を示しながら概ね安定的に推移してきたことがわかる。世代を通じての変化はあまり見られないが、全体としては、国私立中進学の効果は若年世代ほど拡大傾向にある。素図4の第1世代と第5世代の変化を比較してみると、大学(特に大学A)への効果は上昇し、短大専門への効果は減少している。長期的に見れば、高等教育に対する国私立中学校進学のインパクトは上昇傾向にあるといえる。

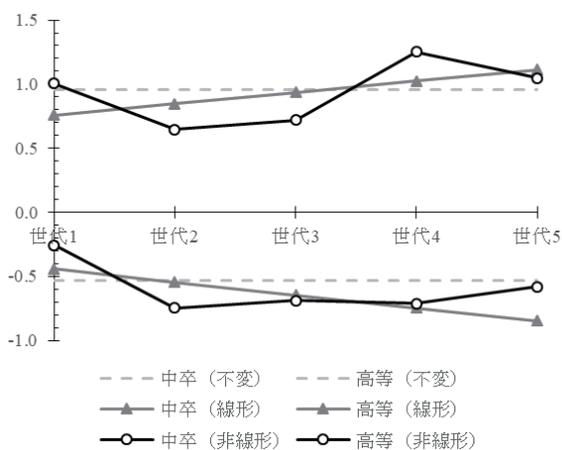


図4 国私立中学進学への階層効果

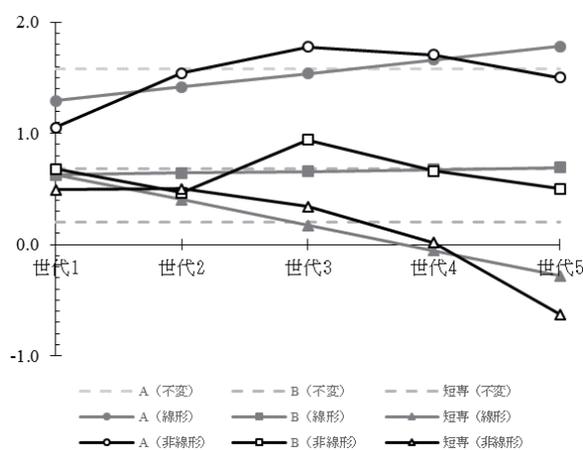


図5 国私立中学進学による教育達成効果

5. 教育機会不平等構造の中の中学校

本論では、中学校段階における学校間の差異に着目し、国私立中学校進学に関する出身階層の影響力、国私立中学校進学による教育達成への影響力、およびその変化を検討した。分析の結果からは、国私立中学校進学に対する出身階層の格差が存在すること、国私立中学校進学によって高等教育達成の分布に違いがあること、それらの構造が戦後世代を通じて大きくは変改していないことが明らかとなった。また、長期的に見ると、国私立中進学によるト

ラッキング効果は、徐々にではあるが大学進学とそれ以外の分断線を形作っていることも示された。

これらの結果は、私たちが持つ一般的な感覚と大きな隔たりはない。いうなれば「当たり前」の結果ともいえる。国私立中学校は後の教育達成に有利にはたらくが、進学できるのは一部の上層の家庭の子供だけであるという感覚は多くの人が共通して持つイメージであろう。本論はそれらのイメージを補強する結果となったが、これらを実証データで示すことには一定の意義がある。Rosenbaum (1979) が「トーナメント移動」と表現し、竹内 (1991) や中西 (2000) が「ご破算移動」と表現したように教育達成の過程は各教育段階（教育機関）の移動の過程ととらえることができる。教育達成の格差を、最終的な教育レベルではなく「どのような移動パターンを経たか」の視点でとらえるとき、その分岐点としての中学校は大きな意味を持つ。また、これらの格差構造は戦後世代を通じて安定的な構造を示してきた。国私立中学校は教育達成過程において、一貫して「静かな格差」を形成してきたのである。

本論には以下のような課題も残されている。第1に、進学した高校の情報を全く考慮していないことである。高校の学校間格差は中等教育における格差の代表として扱われている（飯田 2007 など）ように、どのような高校に進学するのか（しないのか）は教育達成過程の階層による分岐点として大きな意味を持つ。西丸 (2008) が示すように、国私立中学校の進学による高校への分化パターンは、高校入試の制度によって変化している。国私立中学校への進学が、次の高校段階の分化に影響し、それによって高等教育の質的差異に影響すると考えるのが自然である。第2に、地域の扱い方が上げられる。本論では市区町村レベルでの国私立シェアを全国平均で2分するというやや粗い方法を用いたが、このカットポイントに何らかの理論的な根拠があるわけではなく、さらに市区町村レベルの情報をを用いるのが最適なのかも議論の余地がある⁽⁶⁾。

さらに、本論で捉えた国私立中学進学の格差の前には必ず、「受験」という選択肢を選ぶかどうかの階層差が存在する。ベネッセ教育研究センター (2007) の調査結果を見ると、地理的な状況や両親の階層的背景によって子供に中学受験をさせると答える人の比率が異なっている。中学校は何も考えずとも地域の公立中学校に進学できるため、国私立中学校を視野に入れるという行為の段階から階層の影響を受けていることが考えられる（濱本 2015）。このような学校選択に対する意欲やアスピレーションの格差は、結果としての進学した中学校タイプの格差とは切り離して考えなければならない問題である。

以上の課題を含みつつではあるが、本研究ではこれまで半ば当たり前のこととして見過ごされてきた中学校段階での階層分化の様態を示した。冒頭にも述べた通り、現在では量的に

⁽⁶⁾ 例えば東京都の荒川区、北区、足立区などは隣接し距離も非常に近い自治体であるが区内中学校に占める国私立中学のシェアはそれぞれ 17%、52%、5%と大きな違いがある。足立区民で国私立中学校への進学を考える家庭は隣接区やその他の県内の学校も視野に入れることが考えられる。地域変数を供給量の違いとしてとらえるだけでなく、空間的な相互作用も考慮した分析モデルが求められる。

もわずかな比率しか占めていない国私立中学校であるが、少子化の影響もあり、今後も徐々に拡大していくことが予想される。また、1998年の学校教育法改正を受け、公立の中学校に新たに中高一貫教育を行うタイプの学校が制度化された。中高一貫教育校の中には、入学者の選抜を行うタイプの「中等教育学校」「併設型」の中高一貫校が存在し、地方都市を中心にその数を徐々に増やしている（濱本 2012）。15歳になるまでは誰もが同じ教育を受けるといわれてきた前期中等教育は確実に多様化の様相を示している。

今後、12歳の選抜にさらされる子供はより多くなることが予測される。12歳時の進路決定が完全に個人の意思で行われることは考えづらく、多かれ少なかれ親の意思が介入する。早い段階の選抜において出身家庭背景の効果が大きくなるというトランジション研究の知見（Mare 1980, Müller 1993）が、進学／非進学という教育レベルの差のみならず質的な差異においても適用できるならば、中学校段階の多様化によりこれまで以上に出身階層の影響力が強まるかもしれない。現状では絶対数が少ないため、中学校段階の選抜は教育達成過程の中で階層効果を媒介する役割を静かに担っている。今後の人口的な変化や制度的な変化によって中学校の担う役割がどのように変化するのか、注視する必要がある。

[文献]

- 荒牧草平, 2008, 「教育達成過程における階層差の様態：MTモデルによる階層効果と選抜制度効果の検討」米澤彰純(編), 『2005年SSM調査シリーズ5 教育達成の構造』: 57-79
- 荒牧草平, 2016, 『学歴の階層差はなぜ生まれるか』勁草書房.
- ベネッセ教育総合研究所, 2007, 『中学校選択に関する調査報告書』
- 濱本真一, 2012, 「公立中高一貫校拡大の規定要因分析：学校タイプによる傾向の違いに着目して」『社会学年報』41: 115-125.
- 濱本真一, 2015, 「中学校選択の不平等：国私立中学校に関する階層差と地域差に着目して」東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター編『2014年度参加者公募型二次分析研究会「子どもの生活 保護者の教育意識」研究成果報告書』217-30.
- 飯田浩之, 2007, 「中等教育の格差に挑む：高等学校の学校格差をめぐって」『教育社会学研究』80: 41-60.
- 片岡栄美, 2009, 「格差社会と小・中学受験：受験を通じた社会的閉鎖, リスク回避, 異質な他者への寛容性」『家族社会学研究』21(1): 30-44.
- 近藤博之・古田和久, 2011, 「教育達成における階層差の長期的趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子(編)『現代の階層社会2 階層の移動と構造』東京大学出版会: 89-105.
- Mare, Robert D., 1980, "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association*, 75: 295-305.
- Müller, Walter and Wolfgang Karle, 1993, "Social Selection in Educational Systems in Europe," *European Sociological Review*, 9(1): 1-23.
- 中西祐子, 2000, 「学校ランクと社会移動：トーナメント型社会移動規範が隠すもの」『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: 37-56.
- 西丸良一, 2008a, 「大学進学に及ぼす国・私立中学校進学の影響」『教育学研究』75(1): 24-33.
- 西丸良一, 2008b, 「国・私立中学校の学歴達成効果」米澤彰純編『SSM調査シリーズ5 教

- 育達成の構造』2005年SSM調査研究会：99-111.
- Powers, Daniel A., and Yu Xie, 2008, *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*, 2nd edition, Emerland.
- Raftery, Adrian E. and Michael Hout, 1993, “Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75”, *Sociology of Education*, 66(1): 41-62.
- Rosenbaum James E., 1979, “Tournament Mobility: Career Patterns in a Corporation,” *Administrative Science Quarterly*, 24(2): 220-41
- 斉藤泰雄, 2016, 「私立学校の統制と活用：日本の経験」『国際教育協力論集』19(1)：113-127.
- 竹内洋, 1991, 「日本型選抜の研究：御破算型選抜規範」『教育社会学研究』49: 34-56.
- Vermunt, Jeroen K, 1997, ℓ_{EM} : *A General Program for The Analysis of Categorical Data*.

Qualitative Differences in Junior High School Selection: The Effects of Inequality on Educational Attainment

HAMAMOTO, Shinichi

Rikkyo University

This paper aims to show the effects of elite national and private junior high school attendance on educational attainment. The expansion of postsecondary education has been accompanied by qualitative differences emerging at each educational transition point. In this paper, we focus mainly on the inequality of junior high school selection (elite national or private as opposed to public) and track the effects of this selection through junior high school level to the postsecondary transition.

The findings of the empirical analysis show: (1) after controlling for the effect of geography, the social class background of the family affects the likelihood of attending an elite national or private junior high school, (2) after controlling for the effect of junior high school choice, the family background affects the likelihood of achieving a prestigious track into higher education, and (3) these inequality patterns have been stable since the post-war generation. Family background and its influence on junior high school transition have affected educational attainment directly and indirectly for an entire generation.

The proportion of students studying at elite national and private junior high school has been on the increase. Moreover, an increasing proportion of public schools now use entrance exams in order to select their students. We can, therefore, expect more 12-year-old students to face selection, and we should pay more attention to the important relationship between social stratification and junior high school selection.

Key words: educational inequality, national and private junior high schools, qualitative differences