

【論文】

国私立中学校進学における不平等生成過程： 階層効果の分解による受験格差と進学格差の分析

Inequality Generating Process on National or Private Junior High School: Dividing the School Choice Process to Decision-making and Enrollment Transition

濱本 真一[†]

1. 教育戦略としての中学校選択

教育機会の階層間格差を論じるとき、個人の教育達成過程における各移行段階での階層差をとらえることの重要性が指摘されてきた(Mare 1980, 1981)。そこで議論になるのは、教育達成過程における階層分化がいつから始まるのかという問題である。日本では中学校段階までは同等に教育を受けることが法律・制度上保障されているが、中学校段階以前にも階層による分化は様々な側面で観察できる。代表的な分化が、国私立中学校への進学であろう。本論は、この中学校進学段階に現れる階層差に注目する。

国私立中学校は戦後長らく日本の中学校の中で非常に小さい比率を占め、「社会の一部の限られた教育需要を充たす」存在であった(斉藤 2016)。しかし1980年代以降、進学熱の昂進や少子化の影響を受け、国私立中学校のシェアは徐々に増し、10%に至ろうとしている。進学者の増加の裏には受験者・受検者の増加も隠れており、12歳段階におけるトラックの分化は無視できない存在になっている。

国私立中学校が地域的に非常に偏って分布していることも、「限られた教育需要を充たす」という見方を支えてきた。首都圏都市部のように中学受験という選択肢が広く浸透している地域もあれば、通学圏に国私立中学がない地方部のように全く考慮に入らないような地域もあるだろう。ただし、都道府県レベルで見れば、すべての都道府県に1つ以上の国私立中学校は存在しており、中学受験を選択する層の階層的な偏りが地域に関係なく生じ、都市部だけの問題ではなくなっているとも考えられる。

教育達成過程の中でも高校進学や大学等進学に対して出身家庭の階層的背景が大きな影響力を持つことは繰り返し指摘されている(Mare 1980, 荒牧 2007 など)。これに対して国私立中学校の選択は、その規模の小ささ、また高校や大学と異なり、特に何も考えなくても公立中学校への進学は保障されていることから、階層問題として大きく取り扱われることは少なかった(片岡 2009, 豊永 2018, 濱本 2018, 2021)。しかしこれは見方を変えれば、あえて国私立中学校に進学するという意思の有無が無ければ、そもそも中学校選択の機会にさらされないということである。すなわち、国私立中学校を受験する意思を持つことが進学選択を分ける大きな分水嶺と見なすことができる。この選択は子どもが12歳の時までに行うものであるから、当然それ以降

[†] 立教大学社会情報教育研究センター助教 hamamoto@rikkyo.ac.jp

の進学選択よりも家庭、親の影響力が強く反映されることが推察される(Blossfeld and Shavit 1993, Müller and Karle 1993, Schneider 2008)。中学校選択は、早い段階での階層による教育分化のポイントとしての役割を担っているのである。

本論では、これらの背景を受けて子供の出身家庭背景によって進学行動にどのような差があるのかを検討する。特に本論では、国私立中学校への進学行動を、上記のような受験するか否かという意思決定の段階での階層間格差だけではなく、受験を志向した家庭が実際に進学したか否かの結果の段階に分け、それぞれの段階における階層の影響の仕方の特徴をとらえることを目的とする。

2. 中学校選択の格差と受験意思の格差

高校や大学の入試難易度等を基準とした序列が可視化され、浸透している我が国において、国私立中学校は学歴獲得競争における「他の子どもよりも少し早いスタート」という機能を担ってきた。無償の義務教育段階において、学費を負担してまで国私立中学校へ進学させる家庭は、比較的裕福な家庭であることは容易に想像される。これまでいくつかの研究で、国私立中学校への進学に階層差があること、さらに個人の学歴達成において国私立中学校進学者が有利であることが示されてきた(西丸 2008a,b, 濱本 2015, 2018 など)。これらは国私立中学校に対する一般的なイメージと大きな隔たりは無いだろう。さらに国私立中学校の供給量の地域的な偏りに注目した濱本(2021)は、居住地の年度によって国私立中学校への進学確率の差はあるものの、進学確率への出身家庭背景の影響力は地域によって変化しないことを示した。中学校選択の機会が有利な階層に優先的に開かれているという構造は、国内のどの地域にも概ね共通の現象である。

これらの研究群は、中学校段階の階層分化を見出している一方で、教育戦略としての中学校選択格差の実態を十分には描き出せていない可能性が否定できない。中学校段階の分析方法は、個人が卒業した中学校の学校種別(国私立/公立)を従属変数とし、異なる階層グループでこの進学率が異なるかを検討するものである。この方法で国私立中学進学の階層差を示した濱本(2018)は、この方法では進学の階層差の中に含まれる国私立中進学意思の階層差を切り分けていないことを問題として指摘している。国私立中学校進学の背景には、進学する意思があったにもかかわらず進学できなかった層が隠れている。「進学した/しない」の分断は、家庭の教育戦略の分化そのものではなく、最終的な結果の分化を示しているに過ぎない。進学しなかった人の中には進学の意思はあったのに学力や費用の関係で進学がかなわなかった層、最初から進学する意思がなかった層が含まれるが、それらを切り分けることができていない。

実際の進学行動の分化とは別に、国私立中学校への受験意思を対象にした研究として、片岡(2009)では、家庭内での受験の意思決定は母親の発案によるケースが多く、高学歴な母親が学歴獲得競争におけるリスク回避戦略として国私立中学受験という選択をしやすいことを指摘している。また、受験の意思と「自分と異なるタイプの人とは距離を置きたい」という他者への寛容性に対して一定の関連がみられ、中学受験が一種の階層的閉鎖戦略であることも指摘される。豊永(2018)においても、母親が持つ「公立学校への不信心」や教育アスピレーションが受験意思に対して正の影響力を持ち、親の志向が教育戦略として現れることが示されている。

国私立中学への進学、中学受験の意思それぞれの段階で階層差が指摘されているが、この2つの「間」は

未だブラックボックスのままである。すなわち、中学受験の意思を持った家庭におけるその後の進学行動、すなわち受験の結果に階層間での違いがあるかについてはわかっていない。国私立中学校の受験意思を持つことと、そこから実際に進学することは異なるメカニズムが働いている。受験の選択の段階では親の考え方や好みが強くと強く反映されるだろうが、入学者の選抜そのものは学力などの子どもに備わる資質によって行われ、建前としては親の地位は関係ない。しかし当然、子どもの可否を決める基準(学力や面接質問における立ち居振る舞いなど)や、学習サポート、もしくは試験に合格した際に本当に進学にかかる金銭的負担が可能なかなど、追加的に親の地位が影響力を持つことも考えられる。家庭の教育戦略の結果として観察される国私立中学校進学の有無の階層差のうち、どの程度が受験を選択するかという意味決定の段階で生じた格差で、どの程度が受験を決めた家庭の中にある相対的な進学格差なのかが謎にされたままである。

同種の問題は教育段階の移行を対象にする分析にも指摘されてきた。例えば、大学進学の有無を焦点にした分析も、高校を卒業していない人、すなわち大学に進学するリスクセットに入っていない人を分析対象に含めることで、進学率に影響を与えるファクターが偏って示される。このような問題は、Mare(1980,1981)が提唱したトランジションモデルによって対処されている。トランジションモデルは、高校進学段階と大学進学段階の階層効果を切り分けて考え、大学進学段階では高校を卒業した人のみを分析対象とする条件付き 2 項ロジットモデルを適用することで異なる段階の異なる階層効果を示した。高等教育段階の進学に関する階層の影響力は、高校段階のそれよりも小さいことが示された。同様の分析枠組みによって多くの国で同様の現象が確認されている(Blossfeld and Shavit 1993, 荒牧 2007)。

中学校選択の文脈にこの枠組みを当てはめれば、中学校段階の進学分化は、(1)国私立中学校の進学を希望する、(2)進学希望者の中で受験等によって進学者が決まる、という 2 つのプロセスに分かれ、第(1)段階を通過、すなわち国私立中学校進学の意味を持ったものの中の(2)進学確率がどのようなメカニズムで決まっているのかを理解しなければならない。

中学校進学に大学進学と同様のトランジションモデルを適応するには、データの制約による困難がある。個人の教育歴を捕捉する社会調査であれば、最終的にどの段階の学校まで進んだかを測定することで大学進学の有無と高校進学の有無を同時にとらえることは比較的容易である¹⁾。一方中学校進学の過程をとらえる調査では、国私立中学校の進学意思(受験意思)の有無と、実際に進学した中学校の種別を同時に測定することは難しい。2 つの情報を共に測定するなら、小学生(の親)に受験予定の有無を尋ねた後、数年後にその子供が通っている中学校の種別を尋ねたパネルデータを作成する必要がある。子供の進学を主眼としたクロスセクションの調査では、中学校進学前の児童(の親)に対しては中学校受験の予定や希望を尋ね、中学校進学後の生徒(の親)には現在(過去)の中学校の種別を尋ねるという方式がとられており²⁾、同一の家庭の進学行動を経年で捉える調査の蓄積は少ない。義務教育段階の階層分化に関する研究において、受験-進学のプロセスを動的にとらえられるデータの蓄積は課題の一つであるとして、それぞれの時期にある家庭の実態をとらえたデータが現状多く蓄積されており、それらの中に眠っている情報を引き出すこともまた重要な課題である。本論では、小学生に対する受験予定の分析と中学生に対する分析の結果を接合し、疑似的に 2 つの段階の格差の構造を動的に推測することを試みる。節を改め、詳細な方法を論じていく。

3. 分析方法

3.1 データと変数

本論ではベネッセ教育総合研究所の『学校外教育活動に関する調査』2009年度および2013年度版を用いる。このデータは母集団モニターから3歳～17歳の子供を持つ母親を対象に、学年・性別ごとに同ケース数になるように抽出して行われたウェブ調査データである。本論ではこのうち、小学4～6年生と中学生の子供を持つ親のケースを用いた分析を行う。

本データは小学生の子を持つ母親には中学受験の予定を尋ねているが、中学生の子を持つ母親にはその項目は尋ねられていない。したがって、国私立中学校に通っていない家庭が、受験の予定があつたにもかかわらず受験せず、または受験に失敗して公立学校に通っているのか、そもそも受験の意思・予定が無かつたのかを知ることはできない。そこで小学生の子を持つ親の情報を利用し、共通で得られている家庭背景の情報から受験意思を持つ確率を予測する。

用いる独立変数は、第1段階と第2段階で同じものを用いる。まず親の学歴を示す変数として、「父大卒」「母大卒」を示すダミー変数(ともに短大・専門学校を含む)を投入する。親の職業は父職がデータに含まれていないため、母親の就業形態(フルタイム/パートタイム/専業主婦)を用いる³⁾。さらに家計収入が7段階で含まれており、これらを「1.400万円未満」「2.400～800万円」「3.800万円以上」と統合した3値のダミー変数として用いる。加えて、家庭の兄弟姉妹数も変数として投入する。

本論では階層効果の地域差にも焦点を当てる。本データでは都道府県レベルまで居住地が公開されているが、データに含まれる国私立中学校の受験予定および生徒が少ないため、細かい分割をすることで完全な識別問題が生じてしまう。やや大きいくくりではあるが、本論では国私立中学校の生徒シェア・学校シェアをもとに、それらがともに全国値より大きい8都府県(東京都・神奈川県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・広島県)を「国私立優位地域」と定め、それを示すダミー変数を用いる。国私立優位地域ダミーが国私立中学校の受験・進学に正の影響を与えるのはある種当然の事象であり、それを示すだけでは中学校選択の地域差の側面を十分にとらえているとは言いがたい。本論では地域変数と収入階級の交互作用を投入することで、国私立中学校が浸透している地域とそうでない地域で、階層間の格差の大きさに違いが出るのかを検討する。

統制変数として「男子ダミー」「母年齢」「調査年ダミー」も投入する。表1に用いる変数の基礎統計を示す。

3.2 不完全データの確率推定

ここから、受験意思の有無と進学した学校種別のいずれか一方しか得られていないデータにおいて、2つの確率を推定する方法について説明する。

Z 、 Y をそれぞれ、「中学受験意思の有無」および「国私立中学校への進学」を示す $[1,0]$ の2値の変数とし、それぞれの確率を k 個の独立変数 $X(= X_1, X_2, \dots, X_k)$ によるロジスティック関数で定義する。

$$q = \Pr(Z = 1) = \{1 + \exp(-\gamma X)\}^{-1}$$

$$p = \Pr(Y = 1|Z = 1) = \{1 + \exp(-\beta X)\}^{-1}$$

表1 基礎統計

	小学生データ (Y=9)				中学生データ (Z=9)			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
母年齢	39.422	4.012	27	56	42.086	3.921	29	59
兄弟姉妹数	1.963	0.743	1	5	1.958	0.754	1	5
	Freq (percent)		Freq (percent)					
母親働き方								
フルタイム	384	(8.1%)			512	(9.8%)		
パートタイム	1413	(29.6%)			1884	(36.2%)		
専業主婦	2970	(62.3%)			2811	(54.0%)		
父学歴								
高卒以下	2363	(49.6%)			2657	(51.0%)		
大卒以上	2404	(50.4%)			2550	(49.0%)		
母学歴								
高卒以下	2402	(50.4%)			2531	(48.6%)		
大卒以上	2365	(49.6%)			2676	(51.4%)		
収入階級								
500万円未満	2410	(50.6%)			2222	(42.7%)		
500-900万円	1720	(36.1%)			2135	(41.0%)		
900万円以上	637	(13.4%)			850	(16.3%)		
居住地								
国私立優位地域以外	2721	(57.1%)			3056	(58.7%)		
国私立優位地域	2046	(42.9%)			2151	(41.3%)		
year								
2009	2529	(53.1%)			2782	(53.4%)		
2013	2238	(46.9%)			2425	(46.6%)		
中学受験意思				中学種別				
なし	3979	(83.5%)		公立	4499	(86.4%)		
あり	788	(16.5%)		国私立	708	(13.6%)		
N	4767				5207			

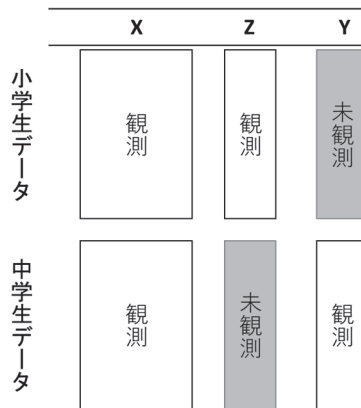


図1 データ構造のイメージ

ここで p は $Y=1$ となる確率ではなく、 $Z=1$ という条件の下、すなわち受験意思があるという条件の下で実際に国私立中学校に進学する確率であることに注意する。進学意思を持つ確率に与える効果が γ 、進学意思を持った条件下で国私立中学校に進学する確率に対する効果が β である。図1のように、各ケースは Z と Y のいずれか一方のみが観測されており、独立変数の X は共通で得られているものとする。

p と q を同時に推定するにあたり、2つの仮定を導入する。第1に Transition の仮定である。これは、 $Y =$

1 を観測するためには、少なくとも $Z=1$ であることが必要という仮定である。これを数式で示せば

$$\begin{aligned}\Pr(Y = 1|Z = 0) &= 0 \\ \Leftrightarrow \Pr(Z = 0, Y = 1) &= \Pr(Z = 0) \Pr(Y = 1|Z = 0) = 0 \\ \Leftrightarrow \Pr(Y = 0|Z = 1) &= 1\end{aligned}$$

となる。第 2 にデータ構造の MAR (Missing At Random) を仮定する。MAR は、変数の欠損のメカニズムがその変数自身の値に依存しない仮定である。本論で用いるデータ構造では、受験意思 Z が欠損になる条件は中学の種別 Y が観測されているか否かのみ依存する。 Z 自身の値によって欠損が多い／少ないという構造はないと考えても問題ないだろう。同様に Y の欠損メカニズムについても、そのメカニズムは Y 自身の値に依存しない。MAR の仮定の下で Z のみが観測されたときに 1、 Y のみが観測されたときに 2 となる変数を θ とすれば、

$$\begin{aligned}\Pr(\theta = 1|Z, Y) &= \Pr(\theta = 1|Y) = \phi_{1Y} \\ \Pr(\theta = 2|Z, Y) &= \Pr(\theta = 2|Z) = \phi_{2Z}\end{aligned}$$

と表すことができる。

2 つの仮定をもとに、 Z と Y の同時確率に関する尤度関数 \mathcal{L} を示す。受験意思 Z のみが得られているケース (小学生・ $\theta=1$) では $\Pr(Z) \Pr(\theta|Y)$ 、国私立中進学 Y のみが得られているケース (中学生・ $\theta=2$) では $\Pr(Y) \Pr(\theta|Z)$ がそれぞれ尤度となり、これらの積によって

$$\begin{aligned}\mathcal{L} &= \prod_{\theta=1} \Pr(Z) \Pr(\theta|Y) \times \prod_{\theta=2} \Pr(Y) \Pr(\theta|Z) \\ &= \prod_{Z=0} \Pr(Z=0) \Pr(\theta=1|Y) \times \prod_{Z=1} \Pr(Z=1) \Pr(\theta=1|Y) \\ &\quad \times \prod_{Y=0} \Pr(Y=0) \Pr(\theta=2|Z) \times \prod_{Y=1} \Pr(Y=1) \Pr(\theta=2|Z)\end{aligned}$$

となる。ここで、Transition の仮定により

$$\begin{aligned}\Pr(Y = 0) &= \Pr(Y = 0|Z = 1) \Pr(Z = 1) + \Pr(Y = 0|Z = 0) \Pr(Z = 0) \\ &= \Pr(Y = 0|Z = 1) \Pr(Z = 1) + \Pr(Z = 0) \\ &= 1 - q_i p_i\end{aligned}$$

を用いて、

$$\mathcal{L} = \prod_{Z=0} (1 - q_i) \phi_{1Y} \prod_{Z=1} q_i \phi_{1Y} \prod_{Y=0} (1 - q_i p_i) \phi_{2Z} \prod_{Y=1} q_i p_i \phi_{2Z}$$

となり。対数尤度は

$$\log \mathcal{L} = \sum_{Z=1} \log q_i + \sum_{Z=0} \log(1 - p_i) + \sum_{Y=1} \log p_i q_i + \sum_{Y=0} \log(1 - p_i q_i)$$

$$+ \sum_{\theta=1} \log \phi_{1Y} + \sum_{\theta=2} \log \phi_{1Z} \quad (1)$$

となる。この対数尤度のうち ϕ に関する第 5、6 項は MAR の仮定の下では確率の値に影響を与えないため、対数尤度を用いた推測の際には無視することができる (Vermunt 1997; 73)。したがって、最大化する対数尤度は式(1)の第 4 項まで(1 行目)である。各項を確認すると、1、2 項目は小学生の親ケースに対して受験意思 Z の確率を推定する一般的な選択確率モデルと同じ形である。中学生の親ケースに対する尤度は、 $p_i q_i = \Pr(Y = 1)$ の関数となっていることが特徴である。この方法は、受験意思 Z の確率 p_i が中学生の親ケースに対してもかかるため、観測されていない中学生の親ケースにとっても Z の推定モデルが真であることが必要である。小学生を持つ親の受験意思の決定構造が、中学生を持つ親(の数年前)にも適応され、そのほかの観測されていない要因からは独立であることを仮定している (Mare and Maralani 2006)。

4. 分析結果

前節で作成した対数尤度を最大化する方法で得られた結果を確認する。比較のために、まずは受験意思の有無と国私立中進学について別々に分析した結果を表 2 に示す。受験意思、進学ともにこれまでの研究結果 (片岡 2009, 豊永 2018, 濱本 2018) と大きな隔たりはなく、両親の学歴・収入といった出身家庭背景が有意な効果を示している。

続いて、表 3 で同時推定の結果を確認する。受験意思の有無に関する係数はおおよそ別々の分析結果と等しく、社会経済的地位が高い家庭において兄弟姉妹の少ない子供に対して中学受験に向かいやすいということがうかがえる。

表 3 の右列は、中学受験の意思があるという条件の下で、実際に国私立中学校へ進学する確率にかかる係数である。5%水準で有意な値を示したのは兄弟姉妹数、収入階級 800 万円以上、および地域ダミーである。これらはすべて受験意思有りへの係数と同じ符号であることから、受験意思を持ったうえでの追加的な効果とみることができる⁴⁾。兄弟姉妹数が 1 人多いことで、受験意思を持つ確率が 0.682 倍 ($=e^{-0.382}$) に減少するが、受験意思を持った状態でもさらに 0.656 倍 ($=e^{-0.421}$) に減少する⁵⁾。収入階級は、カテゴリによって効果の現れ方が異なっている。受験意思有りに対しては、収入階級が上がるごとにその確率も上昇していたが、受験意思があるという条件の下での国私立中進学の確率は、800 万円以上カテゴリにおいてのみ高くなる。中学受験をすることよりも、中学受験を通過するための準備や、学費などの直接コストの面から、実際の進学にはより大きな経済的バリアが存在することが見て取れる。

地域変数も、両方の確率について有意な値を示した。国私立中学受験・進学の 2 段階でそれぞれに地域間の格差が現れている。国私立中学校のシェアが多い地域で多くの家庭が受験に向かう傾向があり、さらに、受験意思を持ったという条件の下でも、国私立中学優位の地域において進学しやすいという傾向を示している。これは裏を返せば、国私立中学のシェアが大きい地域については、その地域の収容量を大きく超えるような入学希望者が存在しているということを表している。

両親の学歴の効果については、表 2 と 3 で大きな違いが得られた。表 2 では両親が大学卒以上であること

が有意に国私立進学確率を上昇させている。一方で表3の結果は両親の学歴は進学に影響していない、もしくは父学歴に関しては進学確率を下げる方向に寄与する可能性がある。これらの結果の比較から、国私立中学の進学に際して両親の学歴が影響するのは、主に受験の選択の段階であることがわかる。公立中学校への進学が自動的に決まる中学校において、オプションな選択肢である国私立中学校の受験の意思決定には、親の意思が強く働くことが想像できるが、受験をすることが決まれば、進学できるか否かは(名目的には)子供の能力や適性によって決まる。受験をする家庭に条件を絞れば、親の学歴などの文化水準が国私立中学進学の成否には直接的に影響することはないといえる。一方で、兄弟姉妹数や収入など経済的な要因が追加で影響力を持つのは、受験を迎える子供への学習サポート等の面でより優位にたてること、さらに実際に入学資格が得られた際に学費などを払うことができる家庭に限られることなどを反映していると思われる。

受験意思と、進学の2つのトランジションにおいて、収入階級が追加的な影響力を与えている構造が明らかとなった。これらの構造が地域によって異なるのかを表4で検討する。国私立中学校優位地域と収入階級の交互作用項を投入した表4の結果を見ると、中学受験意思、進学の両面に対して交互作用項は有意な係数を持たなかった。受験意思については豊永(2018)の結果と、進学については濱本(2015, 2021)の結果とも整合的である。モデルの適合度をBICで見ても表3から改善しておらず、国私立中学校供給量の差は階層間格差の大きさを変える要因ではないといってよい。

5. まとめ

本論では、中学受験というライフコース上の最初期のトラック分化について、その家庭背景による格差構造を解き明かすための分析を行った。本論の分析で得られた主要な結果は以下のとおりである。(1)国私立中学校進学には受験意思・進学の2段階でそれぞれに地域格差が生じている。(2)両親の学歴は、特に受験意思を持つ確率に大きく影響している。(3)世帯収入によって、受験意思確率の格差に追加して進学確率にも格差があり、進学に対しては収入によるより高いバリアが存在する。

受験意思確率に階層間格差が生じているということは、受験意思ありという条件を付けられた集団は比較的高階層で、同質性の高い集団になる。その中での進学比率については階層間の差が現れにくくなる。受験選択段階での格差が大きいほど、条件付き進学段階での格差が控えめになることは自然なことである(Mare 1980)。

それでは、受験意思あり条件の下での進学確率 $\Pr(Y=1|Z=1)$ はどのように階層に影響を受けているのか。家庭において中学受験を決定した後は、子どもの能力や学習量によってその結果が左右される度合いが大きい。条件付き進学確率の階層差は、幼少期の子供の学力に階層要因の入り込む余地の大きさととらえられる。ここにはとりわけ兄弟姉妹数・家計収入と言った、進学に対しての制約条件の情報が強く見られた。経済的側面を持つ条件付き進学確率への影響力は、荻谷(2001)の言う「意欲格差」の様相を示しているといえる。中学受験を決定した子どもが「受験競争の通過」という目標に向かって努力する姿勢が親の階層に影響され、結果として進学率の格差として親の受験意思の格差に上乘せされるということである。

表 2 別々の推定結果

	受験意思あり			国私立中進学		
	coef	(s.e.)		coef	(s.e.)	
母年齢	0.041	(0.012)	**	0.044	(0.012)	**
男子ダミー	-0.009	(0.085)		-0.020	(0.088)	
兄弟姉妹数	-0.395	(0.067)	**	-0.469	(0.069)	**
母フルタイム	0.351	(0.145)	*	0.160	(0.144)	
母パートタイム	-0.021	(0.099)		-0.207	(0.099)	*
父大卒ダミー	0.700	(0.099)	**	0.434	(0.103)	**
母大卒ダミー	0.596	(0.101)	**	0.895	(0.113)	**
収入階級 400 万円未満	-0.902	(0.104)	**	-0.526	(0.116)	**
収入階級 400 - 800 万円(ref.)						
収入階級 800 万円以上	0.555	(0.110)	**	0.897	(0.105)	**
国私立中学優位地域	0.621	(0.086)	**	0.845	(0.090)	**
2013 年度ダミー	0.011	(0.089)		0.248	(0.092)	**
定数	-3.395	(0.530)	**	-4.256	(0.581)	**
N	4767			5207		
rank	12			12		
LogLikelihood	-1799.030			-1715.984		
chi2	676.604 **			708.444 **		
BIC	3699.693			3534.661		

** : p<.01, * : p<.05, † : p<.10

表 3 同時推定の結果(1)

	受験意思有り			国私立中学進学		
	Coef	(s.e.)		coef	(s.e.)	
母年齢	0.044	(0.011)	**	-0.005	(0.044)	
男子ダミー	-0.046	(0.077)		0.204	(0.302)	
兄弟姉妹数	-0.382	(0.058)	**	-0.421	(0.200)	*
母フルタイム	0.387	(0.133)	**	-0.577	(0.412)	
母パートタイム	-0.065	(0.093)		-0.335	(0.353)	
父大卒ダミー	0.718	(0.088)	**	-0.878	(0.453)	†
母大卒ダミー	0.682	(0.097)	**	0.549	(0.428)	
収入階級 400 万円未満	-0.976	(0.099)	**	2.458	(1.787)	
収入階級 400 - 800 万円(ref.)						
収入階級 800 万円以上	0.595	(0.104)	**	0.917	(0.358)	*
国私立中学優位地域	0.603	(0.080)	**	0.978	(0.296)	**
2013 年度ダミー	0.027	(0.081)		0.665	(0.315)	*
定数	-3.601	(0.475)	**	0.928	(1.992)	
N	9974					
rank	24					
LogLikelihood	-3514.360					
chi2	730.999 **					
BIC	7249.706					

** : p<.01, * : p<.05, † : p<.10

表 4 同時推定の結果(2)

	受験意思有り		国私立中学進学	
	Coef	(s.e.)	coef	(s.e.)
母年齢	0.047	(0.011)	**	-0.022 (0.045)
男子ダミー	-0.049	(0.078)		0.225 (0.300)
兄弟姉妹数	-0.370	(0.058)	**	-0.493 (0.204) *
母フルタイム	0.391	(0.134)	**	-0.613 (0.422)
母パートタイム	-0.045	(0.096)		-0.434 (0.365)
父大卒ダミー	0.718	(0.090)	**	-0.833 (0.471) †
母大卒ダミー	0.700	(0.098)	**	0.376 (0.442)
収入階級 400 万円未満	-0.870	(0.147)	**	2.169 (1.778)
収入階級 400-800 万円(ref.)				
収入階級 800 万円以上	0.574	(0.164)	**	0.495 (0.440)
国私立中学優位地域	0.680	(0.122)	**	0.549 (0.354)
国私立中学優位地域×				
収入 400 万円未満	-0.152	(0.205)		-1.055 (2.138)
収入 400-800 万円(ref.)				
収入 800 万円以上	-0.028	(0.206)		1.270 (0.852)
2013 年度ダミー	0.030	(0.082)		0.617 (0.314) *
定数	-3.786	(0.492)	**	2.101 (2.160)
N		9974		
rank		28		
LogLikelihood		-3510.978		
chi2		703.761	**	
BIC		7279.772		

**： p<.01, *： p<.05, †： p<.10

これに加えて、受験意思決定の段階で、すでに子どもの能力による「自己選抜」が行われた結果と見ることもできるだろう。合理的選択理論の立場から考えれば、中学受験をするという選択肢は受験準備のために幾分か経済的な負荷が生じるが、受験に失敗すればそのコストを「回収」できない可能性もある。したがってある程度成功の確率が高い家庭でないともそもそも受験の意思決定をしないはずである (Breen and Goldthorpe 1997)。高階層家庭の子どもの成績が低階層家庭の子どもよりも高い傾向にあることはしばしば報告されている(川口 2009 など)。また、学力水準が教育期待に与える影響が非常に大きいことも知られている(Kariya and Rosenbaum 1987; 鳶島 2012 など)。これらは主に中学生以上の子どもに対する分析結果であるが、選抜を行う前の小学校段階でも階層が学力を介してその同質性を高めている可能性が指摘できる。いずれにせよ、国私立中学校への進学行動は、家庭の教育戦略としての受験選択の階層差に加えて、その条件の下での進学への階層差という複合的な背景を持っているといえる。

本論では、受験意思と進学という 2 つのステージでの行動の情報が完備されていないデータにおいて、疑似的に条件付確率を推定する方法を提示した。本論で示した尤度関数は、Transition の仮定と MAR の仮定から導かれるものであり、特殊な条件下の欠損データ解析と同様の形になる (Vermunt 1997)。得られる係数は漸近的に真の値(情報が完備されている場合のトランジションモデルで得られる値)と近似させることができる (Appendix B)。ただし、ここで得られた係数の標準誤差やモデルの適合度等については、どのような性質になっているのかは明らかではない。特に係数の有意性を判断するためには、係数が漸近正規性を持つことが必要である。これらの未知な部分を明らかにすることが本論の結果の正当性を保証するために必要にな

る。

また、本論で用いたデータは、モニター母集団を用いたウェブ調査データであり、特に、子供の学年・性別で同数割り当てを行っていることから、サンプルの属性に何らかの偏りが生じている可能性がある(国私立中学校の生徒比率は明らかに母集団のそれより大きい)。本論で得られた結果が無作為抽出などのより代表性を確保したデータでも支持されるかを検討することが今後の課題となる。

長らくごく一部の家庭の限られた現象であった中学校段階の分化は、現在様々な形で生じている。今回検討した中学受験のほかにも、公立中学校において中高一貫教育を施すことができる学校(中等教育学校や併設型中高一貫校)が制度化され、地方都市を中心に増加傾向を見せている(濱本 2012)し、学校選択制など、これまで多くの家庭にとって当たり前だった「地域の指定された中学校に通う／通わせる」という進学行動が当たり前ではなくなりつつある。中学受験に限らず 12 歳時の進学行動に親が持つ影響力は大きく、教育の私事化が進み、選択の幅が広がるということは、同時に家庭背景による教育選択・教育戦略の格差が広がることにつながる(樋田 1993)。本論で示した中学受験意思→進学のプロセスのように、12 歳時の進路分化がどのようなメカニズムで階層的閉鎖性を強めていくのか、さらに日本の教育達成の格差パターンに対してどのように影響していくのか、今後も詳細にしていく必要があるといえる。

【付記】

本研究の 2 次分析に当たり、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SSJ データアーカイブより、「第 1 回学校外教育調査, 2009」および「第 2 回学校外教育調査, 2013」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データ利用許可を得た。

注

- 1) 日本で代表的な調査の例では、「社会階層と社会移動全国調査」(SSM)では 2005 年より、個人が通ったことのある学校について詳細に尋ねているし、「日本版総合社会調査」(JGSS)では、個人の最終学歴を尋ねているためどこまでのトランジションを通過したのかは容易に特定できる。
- 2) 数少ない例として、「教育と仕事に関する全国調査」(ESSM)では、個人の中学受験の有無と進学した学校の設置主体を同時に測定している(中村 et al. 編 2018)。
- 3) 本調査での職業情報は、「公務員／経営者・役員／会社員(事務)／会社員(技術)／会社員(その他)／自営業／自由業／専業主婦／パート・アルバイト／学生／その他／無職」といった形で捕捉されている。厳密には「公務員」「会社員」の就業形態は不明であるが、本論では公務員から会社員までをフルタイムとくくり、パートタイムと専業主婦との 3 カテゴリーとした。自営業、自由業、学生、その他は分析から除外している。
- 4) 表 3 の結果は小学生サンプルと中学生サンプルを同じモデルの中に同時に用いているため、サンプルサイズは、個別のデータの和に等しくなる。およそ 2 倍のサンプルサイズの下で標準誤差を計算しているため、個別の分析に比べておよそ $\sqrt{2}$ 倍有意になりやすい分析方法であるため、検定結果を比較する際には一定の留保が必要である。このような性格の下では、次段落で述べるような有意でなくなった係数の意義がより主張されるかもしれない。本分析方法に関する確率論的な考察は今後の課題である。

94 国私立中学校進学における不平等生成過程

- 5) この値はオッズ比であるから、2つの積をとって兄弟姉妹数の効果が $0.682 \times 0.656 = 0.448$ 倍とは言えないことに注意が必要である。確率の合成によって格差の蓄積を示す場合は相対リスク比を推定する(余田 2018)か、国私立中学校進学の係数を受験意思有りの係数に対する増分の形で求める(Treiman and Yamaguchi 1993; 荒牧 2007)などの工夫が必要である。

【文献】

- 荒牧草平, 2007, 「Transitions Approachによる教育達成過程の趨勢分析」『理論と方法』22(2):189-203.
- Blossfeld, Hans-Peter and Yossi Shavit, 1993, “Persisting Barriers: Change in Educational Opportunities in Thirteen Countries”, Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld eds, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press: 1-23.
- Breen, R., and J. H. Goldthorpe, 1997, “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory,” *Rationality and Society*, 9(3): 275-305.
- 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——国私立中学校進学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SSJ データアーカイブリサーチペーパーシリーズ「子どもの生活 保護者の教育意識」』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:217-230.
- 濱本真一, 2018, 「教育機会不平等構造の中の中学校——国私立中学校進学の格差と学歴達成効果」古田和久編『2015年SSM調査シリーズ4 教育I』2015年SSM調査研究会:141-154.
- 濱本真一, 2021, 「教育達成格差構造のなかの中学校——国私立中学校進学とその地域差に着目して」中村高康・三輪哲・石田浩編『少子高齢化社会の階層構造 1 人生初期の階層構造』東京大学出版会: 85-100.
- 樋田大二郎, 1993, 「プライバタイゼーションと中学受験——英国の教育改革と日本の中学受験の加熱化」『教育社会学研究』52:72-91.
- 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.
- Kariya, Takehiko, and James E. Rosenbaum, 1987, “Self-Selection in Japanese Junior High Schools: A Longitudinal Study of Students’ Educational Plans,” *Sociology of Education*, 60(3): 168-80.
- 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.
- 川口俊明, 2009, 「マルチレベルモデルを用いた「学校の効果」の分析——「効果的な学校」に社会的不平等の救済はできるのか」『教育社会学研究』84:165-184.
- Mare, Robert D., 1980, “Social Background and School Continuation Decisions”, *Journal of the American Statistical Association*, 75: 295-305.
- Mare, Robert D., 1981, “Change and Stability in Educational Stratification,” *American Sociological Review*, 46(1): 72-87.

- Mare, Robert, D and Vida Maralani, 2006, “The Intergenerational Effects of Changes in Women’s Educational Attainments,” *American Sociological Review*, 71: 542-564.
- Müller, Walter, and Wolfgang Karle, 1993, “Social selection in Educational Systems in Europe,” *European Sociological Review*, 9(1): 1-22.
- 中村高康・平沢和司・荒牧草平・中澤渉 編著, 2018『教育と社会階層——ESSM 全国調査から見た学歴・学校・格差』東京大学出版会.
- 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.
- 斉藤泰雄, 2016, 「私立学校の統制と活用——日本の経験」広島大学教育開発国際協力研究センター『国際教育協力論集』19(1):113-27.
- Schneider, Thorsten, 2008, “Social Inequality in Educational Participation in the German School System in a Longitudinal Perspective: Pathways into and out of the most Prestigious School Track,” *European Sociological Review*, 24(4):511-526.
- 鷹島修治, 2012, 「教育期待の形成に関する国際比較——学力と出身階層の効果に注目して」『社会学年報』41:91-100.
- 豊永耕平, 2018, 「中学受験を促すものは何か——階層・地域要因と中学受験の再生産」東京大学大学院教育学研究科『東京大学大学院教育学研究科紀要』58:21-29.
- Treiman, D. J. and K.Yamaguchi, 1993, “Trends in Educational Attainment in Japan,” Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld eds, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press: 229-250.
- Vermunt, Jeroen K., 1996, *Log-Linear Models for Event Histories*, SAGE Publications.
- 余田翔平, 2018, 「出生力と学歴再生産——前向きアプローチによる検討」荒牧草平編『2015 年 SSM 調査報告書 2 人口・家族』2015 年 SSM 調査研究会:13-25.

Appendix A Stata による対数尤度を指定するプログラム

```

**** Define Estimate program
****P(Z=0) P(Z=1) P(Z=1&Y=1) P(Z=0orZ=1&Y=0)
****If Y or Z is not observed they have values 9 respectively
capture program drop juken
program def juken
args lnfj gamma beta
quietly replace `lnfj' = ln(1/(1 + exp(-`gamma'))) if $ML_y1==1 & $ML_y2==9
quietly replace `lnfj' = ln(1/(1 + exp(`gamma'))) if $ML_y1==0 & $ML_y2==9
quietly replace `lnfj' = ln(1/(1 + exp(-`gamma')))+ln(1/(1 + exp(-`beta'))) ///
if $ML_y1==9 & $ML_y2==1
quietly replace `lnfj' = ln(1 - 1/((1+exp(-`gamma'))) * 1/(1+exp(-`beta'))) ///

```

```

if $ML_y1==9 & $ML_y2==0
end

local Xlist = "m age male sib mfull mpart fdai mdai ib2.inc3 share2 i.year"
ml model lf juken (Z = `Xlist') (Y = `Xlist')
ml maximize

```

Appendix B 推定方程式のシミュレーション

本論の分析に用いた尤度関数を式(1)に、尤度計算のためのプログラムを Appendix A に示した。ここでは、この尤度関数の下で推定された係数群が、真の値とみなせるのかを、疑似データを用いた数値シミュレーションによって考察する。

シミュレーションでは、Z と Y の確率に影響を与える 2 つの独立変数を想定し、それぞれ一様分布とベルヌーイ分布にしたがう $X_1 \sim \text{Unif}(0,1)$, $X_2 \sim \text{Bernoulli}(0,4)$ とする。Z と Y の対数オッズを、

$$\log\left(\frac{\Pr(Z=1)}{\Pr(Z=0)}\right) = \log\left(\frac{q}{1-q}\right) = -1 + 0.5x_1 - x_2$$

$$\log\left(\frac{\Pr(Y=1|Z=1)}{\Pr(Y=0|Z=1)}\right) = \log\left(\frac{p}{1-p}\right) = 0 + 2x_1 - x_2$$

とする。

40,000 ケースの疑似データをさらにランダムに 2 つに分割し、一方のケースでは Y を欠損扱い ($\theta=1$) にし、もう片方のケースでは Z を欠損扱い ($\theta=2$) とすることで、図 A と同様の疑似データを作成する。

このデータに対して、(1) Z=1 を予測する 2 項ロジット、(2) Z=1 のケースに対してのみ Y=1 を予測する 2 項ロジット、および(3)本論で用いた同時推定、の 3 つの分析を施し、得られる係数の値を比較する。2 つの疑似サブデータ内の Z と Y は同じメカニズムで作成されているため、別々のロジスティック回帰分析(1)(2)で得られる係数が、本論の同時分析手法(3)でもほぼ同じ値が得られれば、この同時推定によって隠れた Z と Y の条件付確率を推定できているといえる。

上記の作業を、乱数を再設定しながら 200 回繰り返して、2 つの真のモデルと同時推定モデルで得られる係数にどのような乖離が生じるかを検討する。図 A に、各係数のずれ(差分)の発生分布を示した。どの係数についても、真の係数と同時推定の係数のずれは 0 を中心に山型に分布している。本論のモデルが系統的に偏った係数ということはなく、妥当性はあるといっていよう。

分布の広がり方に着目すると、2 段階目の p を予測する係数において散らばりが大きく出る傾向がある。表 A に示した各係数の分布統計量からも、Y を予測する係数は値の範囲、標準偏差がともに大きく、同時推定は得られるべき推定値から多少乖離する可能性もあることを示している。

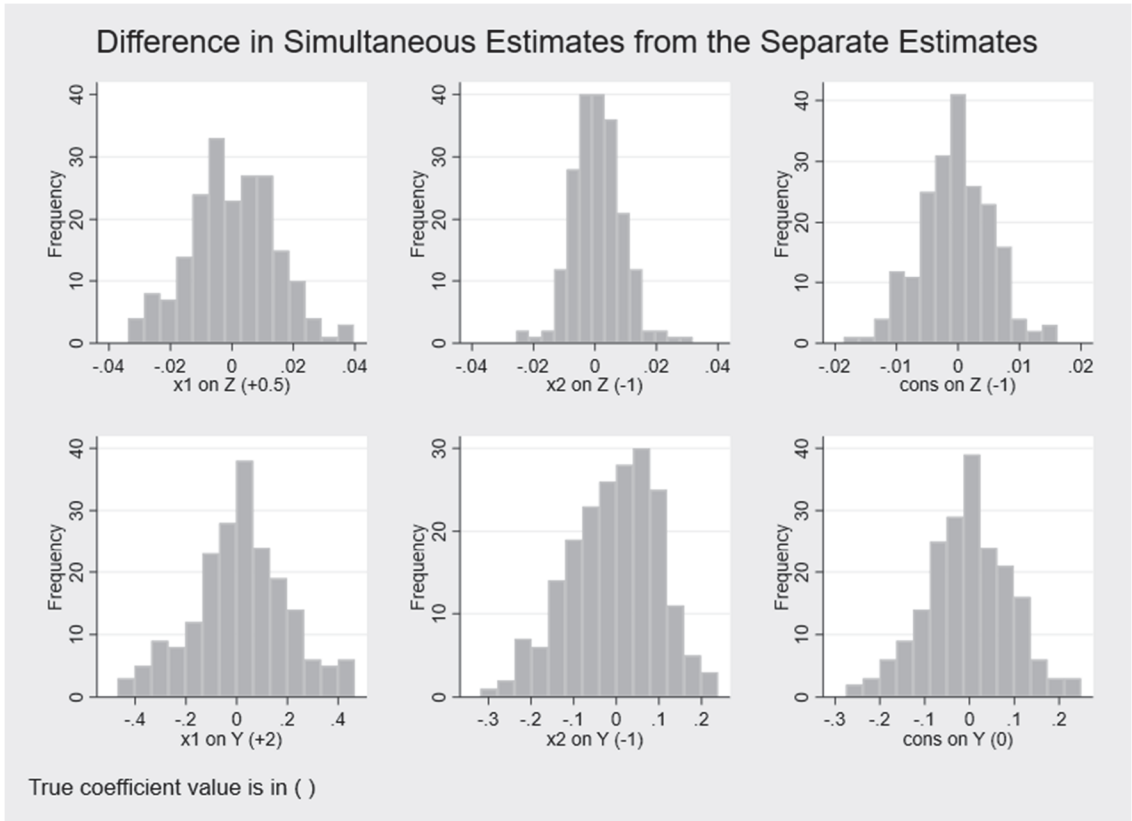


図 A シミュレーションによる係数比較

表 A 係数の差分の分布統計量

	Mean	SD	Skewness	Kurtosis	Min	25 th percentile	50 th percentile	75 th percentile	Max
x1 on Z	0.0001	0.0141	0.0653	2.9380	-0.0338	-0.0088	-0.0006	0.0100	0.0396
x2 on Z	0.0008	0.0081	0.2560	4.1998	-0.0256	-0.0046	0.0001	0.0055	0.0318
cons on Z	-0.0003	0.0058	-0.0016	3.2690	-0.0186	-0.0039	-0.0005	0.0036	0.0161
x1 on Y	0.0137	0.1878	-0.0742	2.9093	-0.4702	-0.1066	0.0190	0.1334	0.4661
x2 on Y	-0.0051	0.1044	-0.3632	2.8543	-0.3188	-0.0744	0.0038	0.0726	0.2385
cons on Y	-0.0025	0.0940	-0.0751	3.0893	-0.2755	-0.0617	-0.0004	0.0593	0.2487