

中国の経済格差，階層分化と教育¹⁾

— 子どもの成績に対する親の属性の影響* —

牧野 文夫
羅 歆 鎮

The relationship between education and increasing income inequality has been getting more and more attention as income inequality has been increasing in recent China. This paper examines whether household income level, educational attainment of parents and social class they belong to, influence on student rank of test score. We carried out questionnaire surveys of high and junior high school students and their parents living in Beijing city, Zhejiang and Guizhou provinces in 2009 and 2010. We conclude that while students of lower income household get worse grades than those of higher income household do, students whose parents having higher educational attainment get better grades in school. It is highly probable that income inequality creates disparity in education achievement somehow. Without any effective measures against these problems, the connection between education and income inequality will be a serious problem for a society as a whole since it could hamper intergenerational social mobility and perpetuate inequality over generation.

はじめに

教育は人的資本の向上を通じて経済成長の一つの源泉となり，またその発展によって経済的・社会的格差が解消されることが期待される。他方，それとは逆に経済の発展・成長，そして平等化が教育の発展を促進させる側面を有しており，教育と経済の相互関係は極めて強くかつ重要である。

しかし日本をはじめとして近年多くの国では所得格差が拡大し，それが子どもの進学や教育達成に影響を与えることが大きな問題となっている。たとえば日本については，小林（2008）は大学進学と親の収入の関係について詳細な資料をもとに分析しており，吉川（2006）は社会階層論の立場から学歴問題を扱い，吉川（2009）は高卒と大卒の間の超えがたい格差を紹介している。橘木（2010）は学歴格差の実態，学歴と家庭環境の影響，教

育費負担，教育政策などについて幅広い視点から論じている。

他方日本よりもさらに経済格差が大きい中国でも近年は経済格差と教育格差に関する問題に注目が集まり，教育の公平性あるいは教育と社会階層の再生産という視点からの研究が増えつつある。

たとえば，丁（2009）は一流大学（211工程の大学，あるいはさらにその中から選ばれた985工程大学）の学生と他の大学の学生の親の職業に大きな差があること主張し，李（2009）は西安市の公立大学の父親の学歴が，私立大学の学生の父親に比べて有意に高いことを明らかにしている。また張・劉（2005），張（2005），楊（2008），李（2009）なども大学を中心とした教育機会の公平性を研究している。

しかし教育機会の不平等はすでに大学以前の教育段階（中等教育）から現れている可能

性が高いが、高校についての実証研究は2000年代中期における張春蘭の一連の研究（張2002, 2003）があるに過ぎない。この他、全国中小学教育現状調査研究課題組（2009）は都市高校生の家庭の背景調査をしており、陳・方（2007）は南京市の中学校生徒の親について分析している。さらに中央教育科学研究所中小生学業成就調査研究課題組（2011）は、全国18,000人余りの小学校6年生の成績と都市・農村および親の学歴との関係を調査している。

本稿はこのような先行研究を踏まえつつ、経済発展の過程で所得格差が拡大し、社会的な階層分化も顕著になっている現在の中国において「親の社会階層、学歴、家庭の所得水準が子どもの進学先、教育達成度、教育アスピレーションなどにどのように影響を与えるか」という問題を設定し、家庭に対するアンケート調査を行い、調査から得た結果の分析を中心に最近の動向を分析する。

日本においては1955年以来10年おきに大規模な「社会階層と社会移動全国調査」(SSM

調査)が実施され、それにもとづく膨大な研究蓄積があるが¹⁾、中国においてはわれわれが実施したような調査はまだ緒に就いたばかりである²⁾。

I. サンプル家庭とその属性

調査の対象地域として、経済発展が著しい浙江省の杭州市内とその郊外農村地域、および所得水準が低い貴州省の貴陽市内およびその郊外農村地域、および教育面で最も競争が激しい首都北京市の5地域を選択し、それぞれ地域の中から中学・高校を、公立重点学校、公立一般学校、私立学校それぞれを含むように選ぶ。そして1校当たり中学・高校各3年生の生徒を20~25名ランダムに選択し、生徒自身とその親に対しアンケート調査を実施した³⁾。サンプル家庭は総計817家庭で、地域や学校段階ごとの内訳は表-1に示した。調査時期は杭州市内と貴陽市内が2009年10~12月、その他の地域は2010年10~12月である。

調査対象の中学、高校を一般校と重点校に

表-1 サンプル家庭集約表

	北京市		浙江省									
	重点校	杭州市				同近郊農村			合計			
		一般校	重点校	私立校	合計	一般校	重点校	合計	一般校	重点校	私立校	合計
高校	25	50	25	25	100	77	25	102	127	50	25	202
中学	25	50	25	25	100	50	50	100	100	75	25	200
合計	50	100	50	50	200	127	75	202	227	125	50	402

	貴州省										
	貴陽市				同近郊農村			合計			
	一般校	重点校	私立校	合計	一般校	重点校	合計	一般校	重点校	私立校	合計
高校	25	45	0	70	50	50	100	75	95	0	170
中学	50	25	20	95	50	50	100	100	75	20	195
合計	75	70	20	165	100	100	200	175	170	20	365

	総計			
	一般校	重点校	私立校	合計
高校	202	170	25	397
中学	200	175	45	420
合計	402	345	70	817

(資料) 筆者調査。

分けた理由は、両者の間には、予算、設備、教員の質、そして上級学校への進学率など多くの面において大きな格差が存在しているからで、たとえば袁振国が1990年代半ばに実施した調査によると⁴⁾、重点高校は一般高校に対し、生徒1人当たり教育経費で1.4倍、1校当たり設備投資額で37倍という優位性を持っていた。また、大学卒の学歴を持つ教員が占める割合は、重点校で72%、一般校では59%となっていた。両者の格差が最も鮮明であったのは大学への進学率で、両者の間には歴然とした格差が存在した（牧野・羅 2011）。したがって一流大学へ進学するためにはまず地元の重点高校に、さらに重点高校に進学するためには重点中学に、それぞれ進学しておくことがかなり重要な要素となっているので、中国における教育と社会階層の関連を研究するためには、一般・重点校の区分は非常に重

要な意味を持つ⁵⁾。

前段で述べたように、本稿は親の社会階層、学歴、家庭の所得水準が子どもの学業成績に与える影響を考察する。それに先立ち、サンプル家庭の親の学歴、社会階層、所得がどのような関係にあるか確認しておく。父親の平均年齢は43.9歳（サンプル数720人）、母親41.9歳（同735人）である。社会階層の分類は、社会学者の陸学芸が提示した十大階層分類（農民、工業労働者、商業従事者、自営業、事務員、専門職、私営企業家、企業管理職、公務員管理職、無職）に準拠した（陸2002,9頁）。

表－2はサンプル家庭の両親1,366人の最終学歴と社会階層の関係である⁶⁾。カイ二乗値はクロス集計表における2変数の分布の独立性に関する検定量で、表－2の結果は1%の有意水準で帰無仮説（2変数間の連関が無

表－2 サンプル家庭の親の最終学歴と社会階層の関係

	高等教育	後期中等教育	前期中等教育	初等教育	合計
農民	3 -9.6	28 -3.7	109 7.0	66 7.6	206
工業労働者	32 -4.7	53 0.8	79 2.2	41 2.3	205
商業従事者	25 0.4	24 1.3	24 -0.4	7 -1.6	80
自営業	6 -8.2	50 1.4	84 4.6	38 2.7	178
事務員	49 4.9	32 2.3	11 -4.4	3 -3.3	95
専門職	105 10.2	36 -0.7	20 -5.9	5 -4.5	166
私営企業家	20 -0.2	22 1.5	23 0.1	5 -1.8	70
企業管理職	76 10.2	16 -2.1	11 -4.9	1 -4.1	104
公務員管理職	51 7.8	12 -1.5	9 -3.7	1 -3.3	73
その他	34 -2.4	43 1.0	53 0.4	29 1.3	159
無職	1 -3.2	9 0.8	15 2.1	5 0.3	30
合計	402	325	438	201	1,366
カイ二乗値	538.99***				

(注) 1) 各階層の上段の数字は親の人数、下段は調整済み標準化残差。

2) ***は1%で有意であることを表す。

い) が棄却されることを意味する。ここでは表の「調整済み標準化残差」の符号とその値に注目する。調整済み標準化残差は、観測値と期待値の差を平均値がゼロ、標準偏差が1になるように標準化したもので、その符号がプラス(マイナス)であれば、当該セルが期待値よりも大きな(小さな)値をとっていることを意味している。階層が公務員管理職、企業管理職、専門職では最終学歴が高等教育卒である者は各階層計のおよそ70%を占め、標準化残差はプラスで絶対値も非常に大きい。逆に農民、工業労働者、自営業は、前期中等教育卒以下の学歴を持つ者の割合が高い。

次に、社会階層あるいは学歴と収入との関係を比較してみる(表-3)。階層別の平均収入は、私営企業家が70,524円で最も高く、農民が14,715円で最も低く、また最終学歴が高くなるほど収入も高くなる傾向が見いだせる。

それではどの階層あるいは学歴の間で収入格差は統計的に有意であろうか。Levene 統計量を使って収入の群間の等分散性を検定してみると、学歴、社会階層いずれも1%の水準

表-3 サンプル家庭の親の学歴、社会階層別の年収比較

	平均値(元)	度数
高等教育卒	45,908	276
後期中等教育卒	36,359	213
前期中等教育卒	23,807	244
初等教育卒	18,420	126
農民	14,715	150
工業労働者	24,585	146
商業従事者	35,365	48
自営業	32,706	85
事務員	36,010	78
専門職	40,686	116
私営企業家	70,524	41
企業管理職	49,017	69
公務員管理職	42,327	41
その他	31,362	110

(注) 1) すべての親を個人として処理した。
2) 無職は集計から除いた。

で等分散性は棄却される。そこで等分散性を仮定しない Games-Howell 法によって比較してみると、因子が学歴の場合は、高等教育卒と後期中等教育卒との間は5%の水準で収入の差は有意、高等教育卒と前期中等教育卒以下、および後期中等教育卒と前期中等教育卒以下との間には1%の水準で有意で、前期中等教育卒と初等教育卒との間の収入の差は統計的に有意でない、という結果となった。

また因子が社会階層の場合は、農民の収入は他のすべての階層の収入との間に有意な差が存在し、工業労働者は、農民、事務員、専門職、私営企業家、企業管理職、公務員管理職との間に有意な差が存在した。また企業管理職と事務員との間の収入にも有意な差が存在した。

しかしながら、表-2でも確認されたように、学歴と階層との間には統計的に有意な連関が見られる。また後掲表-5に示すように地域間の所得格差も存在する。そこでこれらの要因を考慮して所得格差の要因を考察してみる。因子として、学歴(4水準)、社会階層(10水準)、行政域(北京市・浙江省・貴州省の3水準)、環境域(都市・農村の2水準)、性(2水準)の5要因およびこれらの交互作用とし、収入を被説明変数とした分散分析を試みる。結果は表-4に示す。

5つの要因の主効果については、各要因の水準の違いは収入の差をもたらす。また交互作用の影響をみると、学歴と社会階層の中の特定の組み合わせの影響、都市・農村の違いによる学歴が収入に与える効果、行政域(北京・浙江・貴州)の違いによって社会階層が収入に与える影響などは統計的に有意に異なることが分かる。

表-4 分散分析の結果

	自由度	F値	
修正モデル	61	7.375	***
切片	1	201.562	***
学歴	3	8.308	***
社会階層	9	3.951	***
行政域	2	23.937	***
環境域	1	17.357	***
性	1	15.038	***
学歴×社会階層	26	2.713	***
学歴×環境域	3	2.746	**
社会階層×行政域	16	2.037	***
誤差	786		
総和	848		
修正総和	847		

- (注) 1) 被説明変数は収入。
 2) 調整済み $R^2=0.315$ 。
 3) ***は1%, **は5%で有意であることを表す。
 4) 平方和と平均平方の結果は省略した。

II. 家庭収入と教育費負担

サンプル家庭の1人当たり収入を比較したのが表-5である。平均収入が最も高かったのが浙江省杭州市で4.1万元、次いで北京市の3.8万元で、最も低いのが貴州省農村の0.8万元であった。ちなみに中国の家計調査によると2009年の北京市と貴州省の都市家庭の1人当たり収入は、それぞれ30,673元、13,797元で(『2010中国城市(鎮)生活与価格年鑑』)、また杭州市は30,338元⁷⁾、浙江省農村の1人当たり純収入は10,007元⁸⁾であったから、調査地域の平均的な家庭と比べるとわれわれのサンプル家庭の所得水準はやや高い⁹⁾。

次に教育支出の大きさを分析してみよう。サンプル家庭(506家庭)のエンジェル係数(教育費÷消費支出総額)の平均値は22.4%で、子どもの学校段階別に分けると、高校生

を持つ265家庭のエンジェル係数は23.9%、中学生を持つ241家庭では20.8%で、高校生の家庭の方が若干教育費の負担が重くなっている。

エンジェル係数の大きさを決める要因を分散分析を使って検討してみる。被説明変数をエンジェル係数とし、説明変数を家庭総収入、両親の最終学歴および地域ダミーとする。学歴は高等教育卒、後期中等教育卒、前期中等教育卒、初等教育卒の4つのカテゴリーに分け、それぞれを1~4の順序尺度で表す。地域変数は2種類とし、1つは北京市、浙江省、貴州省という3水準の行政域の分類、もう1つは都市と農村という2水準の環境域の分類である。したがって推計すべきモデルは、 $A = a + b_1 X_{11} + b_{2i} X_{2i} + b_{3j} X_{3j} + b_{4j} X_{4j} + b_{5k} X_{5k}$ となる。 A はエンジェル係数、 X_{11} は家庭総収入、 X_{2i} は父親の最終学歴($i=1\sim 4$)、 X_{3j} は母親の最終学歴、 X_{4j} は地域変数($j=1\sim 3$)、 X_{5k} は環境域変数($k=1\sim 2$)で、 a は定数項、 b はパラメータである。なおパラメータは各説明変数の最終水準をゼロとみなして推定される。推定結果は表-6に示す。

ここで表-2~3でふれたように説明変数の間の連関性が強いことに留意する必要があるが、説明変数の家庭総収入のパラメータの符号はマイナスで、収入水準が高くなるにつれてエンジェル係数は低くなる傾向がある。これは中国の家計調査(『城市(鎮)生活与価格年鑑』)のデータを使って描いた収入水準とエンジェル係数との関係とも一致する(牧野2008, 111ページ)。収入の上昇とともに

表-5 家族1人当たり収入

(元/人)

	北京		浙江		貴州			合計		
	都市部	杭州市	農村	合計	貴陽市	農村	合計	都市部	農村部	合計
平均値	38,065	41,323	16,465	27,346	34,809	7,936	20,249	38,031	12,326	24,587
度数	31	123	158	281	126	149	275	280	307	587

表-6 教育支出の決定要因

	パラメータの推定値	t 値	
定数項	31.873	8.806	***
世帯総収入	-2.982×10^{-5}	-1.982	**
父学歴 (初等教育卒=0)			
高等教育卒	-11.818	-2.277	**
後期中等教育卒	-8.947	-2.084	**
前期中等教育卒	-2.406	-0.617	
母学歴 (初等教育卒=0)			
高等教育卒	2.974	0.626	
後期中等教育卒	3.323	0.834	
前期中等教育卒	6.902	2.074	**
行政域 (貴州省=0)			
北京市	10.186	2.129	**
浙江省	-1.942	-0.771	
環境域 (農村=0)			
都市	-7.592	-2.702	***
自由度調整済み R ²	0.105		
F値	6.01***		

(注) 1) 被説明変数はエンジェル係数。
 2) サンプルは429世帯で、高校・中学計。
 3) ***は1%, **は5%で有意であることを表す。

にエンジェル係数が低下するという事は、中国では教育が必需品的な性格をもつサービスであることを意味する。

親の学歴が教育支出に及ぼす影響を検証してみる。父親の場合は基準とする初等教育卒に比べて、高等教育卒、後期中等教育卒は統計的に有意なマイナス値となっており、教育水準が高い家庭ほどエンジェル係数が低くなる傾向がある。母親の場合は下から2番目の学歴に当たる前期中等教育卒の家庭でエンジェル係数が高くなる傾向があるが、その他の学歴の間には有意な差はない。以上の結果から大雑把に言って、他の条件を一定とすると、学歴が低い家庭ほど消費支出総額に占める子どもへの教育費の割合が増加する傾向があるようだ。

都市と農村を比べると、都市の家庭でエンジェル係数が低くなるものの、首都北京市の家庭は他の地域に比べて有意にエンジェル係数が高くなり、各家庭が子どもの教育に対し積極的に支出している状況にある。これは北

京市における教育の競争が激しいことに起因すると思われる。

Ⅲ. 子どもの成績と家庭環境

中国では、毎年6月上旬に一発勝負の全国大学統一入試が実施され、その成績によって入学先の大学が決まる¹⁰⁾。したがって有名大学に進学するために、早い段階から準備しておく必要がある。親は有名大学への進学に実績をもつ重点高校そして重点中学へ子どもを入学させるために、必死になって良い成績を取るよう子どもを督励する。本節では、子どもの成績に対し親の属性や家庭の所得水準にどのような影響を与えるか分析する。すでに紹介した中国に関する先行研究では、子どもの進学先の学校の種類と親の属性に関する分析を行っているが、学校内での成績にまで踏み込んだ研究は未見である¹¹⁾。

われわれが実施したアンケートには、子どもの成績順位についての質問項目があるが、回答の正確性を期すため子ども自身と親に対し独立に尋ねた。成績順位の回答選択肢は「学年全体の、上位5%以内、6~25%、26~50%、51%以下、不明」とした。また2010年に実施した調査では成績順位に関する回答を裏付けるために、子どもに対し直近の期末試験における国語、数学、英語の試験の得点(100点満点換算)も質問した。

表-7は「不明」の回答を除いてまとめた結果である。全回答655の中で親子の回答が一致する対角線上の回答が429と最も多く、親の評価の方が子どもの評価よりも良い事例は124例、逆に子どもの評価が親の評価よりも良い事例は102例であった。

回答選択肢を成績の上位から順に1から4

表－7 親子による子どもの成績評価の比較

	子ども自身の成績評価					合計
	上位5%	6～25%	26～50%	51%以下		
親による成績評価	上位5%	52	16	13	9	90
	6～25%	26	151	41	13	231
	26～50%	10	34	155	32	231
	51%以下	3	7	22	71	103
	合計	91	208	231	125	655

(注) 数字は家庭数で、高校生・中学生計。

までの順序尺度に変換し、Wilcoxonの符号つき順位検定を適用すると、帰無仮説（親子間の成績評価は等しい）は、検定統計量Z値＝-1.972は5%の有意水準で棄却されるので、親子間の成績評価は統計的検定の結果から判断すると一致しない。このギャップについては、親が子どもの成績を十分知らず（あるいは知らされず）、結果的に子どもの成績を過大評価していることに原因があると考えられる。

興味深い事実は、親や家庭の属性、地域の違いによってこの親子間の成績評価ギャップが異なる点である。たとえば父親あるいは母親の学歴が後期中等教育卒以上の家庭であれば、成績評価に関する認識の不一致はみられないが、父親あるいは母親の学歴が前期中等教育卒以下の家庭では、親が子どもの成績を過大評価していることが確かめられる¹²⁾。学歴の低い親ほど子どもの成績に関心がないか、あるいは子どもが自分の成績を親に報告をしていない可能性があるとして推測される。

また所得水準別に比較すると、所得水準が高い第Ⅲ四分位と第Ⅳ四分位の家庭では親子間の評価ギャップは見られないが、所得水準が低い第Ⅰ四分位と第Ⅱ四分位の家庭では5%の有意水準で親の評価が子自身の評価を有意に上回るギャップが現れる（所得四分位の分類方法は後述）。地域では、貴州省のサンプル家庭でやはり5%の有意水準で評価ギャップが現れる。

表－8は成績順位の評価別に試験得点の平均点を計算したものである。国語の一部を除いて自分の成績の評価が上位の生徒ほど平均点が高くなっており、成績に関する2つの指標はほとんど正確に整合している¹³⁾。また科目別の得点の標準偏差を計算すると、国語が小さく英語と数学は大きくなり、一般的に知られている各科目の得点のバラツキ傾向とも合致している。

成績順位と試験点数に関する質問への回答を子どもが意図的に歪めていない限りこのような結果は出てこないから、われわれは子どもは概ね正確に回答したと判断し、次の分析に進むことにする。

子ども自身による成績評価を使って家庭の属性（家庭の収入水準や両親の学歴・社会階層）との関係について検討する。用いる手法は順序回帰分析で、被説明変数は子ども自身

表－8 試験の得点と成績順位の関係

		(点、人)			
		国語	数学	英語	3科目合計点
上位5%	平均値	73.0	84.2	78.1	235.5
	度数	56	55	57	54
6～25%	平均値	75.1	80.3	77.1	231.1
	度数	97	94	94	87
26～50%	平均値	71.2	72.2	67.2	210.3
	度数	113	113	113	112
51%以下	平均値	68.6	59.4	59.6	187.9
	度数	49	47	47	47
合計	平均値	72.3	74.9	71.0	217.4
	度数	315	309	311	300
	標準偏差	10.60	17.28	18.56	38.47

(注) 1) 対象は2010年に実施した調査サンプルで、高校生・中学生計。

2) 成績順位と得点は子ども自身による回答。

による成績評価で、学年順位が上位 5%以内、6~25%、26~50%、51%以下の 4つの水準に区分し、それぞれに 1~4のスコアを与え、数字が小さいほど成績が良いという順序変数として扱い、リンク関数にはプロビット関数を使った。

説明変数には以下の 6変数を使う。

X₁: 家庭の収入水準。収入については、表-5で明らかにしたように地域間の収入格差が非常に大きいので、それを調整するために収入の絶対額を使わず、北京市、杭州市、杭州市近郊農村、貴陽市、貴陽市近郊農村の 5地域ごとに家庭総収入を昇順に並べ、それを 4等分に区分けた四分位数を使う。第 I四分位は収入の最も低い 25%の家庭で、第 IV四分位は最も高い 25%のグループである。X₁は 1~4の順序変数で表し、1が収入が最も低いグループで、4が最高水準となる。

X₂, X₃: それぞれ父母の学歴水準で、4水準の名義変数 (1が高等教育卒、2が後期中等教育卒、3が前期中等教育卒、4が初等教育卒以下) とする。

X₄, X₅: それぞれ父母の社会階層で、先に述べた陸学芸が提案した十大階層に分けられ、さらに「その他」を加え 1から 11の名義変数で表す。

X₆: 学校ダミーで高校・中学計で 35水準になる。被説明変数の成績順位が学校内の試験結果に基づくものだから、学校ごとの試験難易度などの相違を調整する必要があるため学校ダミーを説明変数に加えた。

すでにしばしば述べたように、上記の説明変数間に連関が存在するので、多変量解析に先立ち「単回帰 (2変量)」の分析を行い、最後に多変量と 2変量の 2つの分析結果を比較する¹⁴⁾。したがってまず X₁ から X₅ までの

要因が成績順位に与える影響について単独に検討する。ただし学校ダミー (X₆) は、すべてのモデルに共通する説明変数として加える。

推定されたパラメータの見方とその解釈を説明しておく。説明変数はすべて質的 (順序あるいは名義) 変数である。各説明変数の中である特定の水準が基準に採られ、そのパラメータの推定値はゼロとなる。他の水準の推定パラメータの符号がマイナス (プラス) ならば、基準となっている水準よりも成績順位に対し良い (悪い) 方向に作用したことを意味する¹⁵⁾。

表-9は、家庭の収入水準が子どもの成績に与える影響である。基準となった水準は最も収入が高い第 IV四分位である。パラメータの推定結果を見ると、収入水準が最も低い第 I四分位でプラスの有意の値となっている。したがってこのグループの家庭の子どもは第 IV四分位の家庭の子どもに比べ、統計的に有意に成績順位が劣る結果を表している。

表-9 子どもの成績に対する家庭の収入の影響

	パラメータ	標準誤差	
しきい値 1	-1.968	0.325	***
しきい値 2	-0.691	0.317	**
しきい値 3	0.865	0.321	***
第 I 四分位	0.306	0.157	*
第 II 四分位	0.139	0.150	
第 III 四分位	0.234	0.159	
第 IV 四分位	0		
サンプル数	548		
CoxとSnellの R ²	0.359		
Nagelkerkeの R ²	0.387		
McFaddenの R ²	0.168		
-2 対数尤度	651.94		
カイ二乗値	243.85	***	

(注) 1) 被説明変数は、子どもの成績順位。
 2) 対象は高校生と中学生計。
 3) ***は 1%, **は 5%, *は 1%の水準で有意であることを表す。
 4) パラメータの推定値が 0 の水準が基準カテゴリー。
 5) 学校ダミーのパラメータの推定結果は省略した。

中国の経済格差、階層分化と教育

表-10は両親の学歴の影響である。推定されたパラメータの有意性から判断すると、父親の学歴は後期中等教育卒以上と初等教育卒の間で子どもの成績に与える影響は異なり、父親の学歴が高いグループの子どもは、それが低いグループの子どもより有意に成績がよい。また高等教育卒の母親の子どもは、初等教育卒の学歴の母親の子どもよりも成績順位がよい。

親の社会階層が子どもの成績に与える影響はいささか興味深い(表-11)。親の職業が私営企業家の場合は、父親であっても母親であっても基準カテゴリーの農民の子どもより成績は悪く、母親が専門職にある家庭の子どもは、母親が農民の子どもに比べて成績がよい、という結果が得られた。

最後にこれらの属性を同時に考慮して子どもの成績に与える要因について分析する。パ

表-10 子どもの成績順位に対する親の学歴の影響

	父親学歴の影響			母親学歴の影響		
	パラメータ	標準誤差		パラメータ	標準誤差	
しきい値1	-3.080	0.338	**	-4.592	0.685	**
しきい値2	-1.347	0.317		-1.204	0.491	
しきい値3	-0.091	0.311		0.846	0.477	
高等教育卒	-0.605	0.209	***	-0.615	0.285	**
後期中等教育卒	-0.571	0.193	***	-0.346	0.262	
前期中等教育卒	-0.174	0.182		0.194	0.227	
初等教育卒以下	0			0		
サンプル数	626			631		
CoxとSnellの R ²	0.641			0.314		
Nagelkerkeの R ²	0.690			0.338		
McFaddenの R ²	0.387			0.142		
-2 対数尤度	239.17			617.19		
カイ二乗値	640.80	***		238.10	***	

(注) 表-9に同じ。

表-11 子どもの成績順位に対する親の所属階層の影響

	父親階層の影響			母親階層の影響		
	パラメータ	標準誤差		パラメータ	標準誤差	
しきい値1	-4.727	0.682	***	-2.805	0.306	***
しきい値2	-1.344	0.489	***	-1.111	0.285	***
しきい値3	0.816	0.472	*	0.174	0.279	
無職	0.260	0.686		0.353	0.326	
工業労働者	0.080	0.289		0.062	0.194	
商業従事者	-0.213	0.424		-0.252	0.248	
自営業	0.010	0.306		-0.067	0.21	
事務員	0.128	0.397		0.188	0.241	
専門職	-0.060	0.302		-0.392	0.229	*
私営企業家	0.841	0.405	**	0.770	0.323	**
企業管理職	-0.202	0.352		0.238	0.247	
政府公務員幹部	0.248	0.405		-0.294	0.307	
その他	0.821	0.351	**	0.254	0.222	
農民	0			0		
サンプル数	616			626		
CoxとSnellの R ²	0.325			0.661		
Nagelkerkeの R ²	0.350			0.711		
McFaddenの R ²	0.148			0.407		
-2 対数尤度	897.95			485.97		
カイ二乗値	241.90	***		677.60	***	

(注) 表-9に同じ。

ラメータの推定結果は表-12に示した。なお交互作用の有無についても検証したが、有意な結果が得られなかったので表には示さない。

第 1 に、子どもの成績に、親の職業や学歴などの要因が影響していないという帰無仮説は棄却される。

第 2 に、家庭の収入水準は成績には影響を

与えない。

第 3 に、父親の学歴が後期中等教育卒と前期中等教育卒の子どものグループの成績は、父が初等教育卒の子どもよりも成績順位が良いという結果になり、表-10の結果とは異なる。母親の学歴の影響に関しては表-10と同じく、高等教育卒の母親の子どもが初等教育卒の母親の子どもよりも成績順位がよいという結果であった。

第 4 に、両親の社会階層が子どもに与える影響も、単独での影響を調べた表-10の結果と異なっている。母親では多くの階層でプラスの符号で統計的に有意な推定結果が得られている。すなわち事務職、私営企業家、企業管理職、その他職業の母親の子どもは、農民である母親の子どもよりも成績順位が有意に劣る。これに対し、父親の場合は、企業管理職の子どもの場合は、有意水準10%で農民の子どもより成績が上位であったという推定結果が得られている。

以上のように表-12のパラメータの推定結果は、母親の学歴の影響(表-9)を除くと個々の要因を単独に検証した場合とかなり異なった。この原因は、すでに表-2と表-3で示したように収入水準、学歴、階層の相互に強い連関が存在することにあると思われる。その結果として、推定結果が不安定になっている可能性が高いので、表-12の各要因特に階層についての解釈には注意を要する。

おわりに

本稿では中国における経済格差の拡大が、教育格差にどのような影響を与えているか、またそれが世代間で固定化する傾向にあるか、という問題意識にもとづき、北京市、浙江省、

表-12 子どもの成績に関する順序回帰

	パラメータ	標準誤差	
	しきい値 1	-7.146	1.044 ***
	しきい値 2	-3.471	0.855 ***
	しきい値 3	-0.043	0.764
父親学歴	高等教育卒	-0.511	0.571
	後期中等教育卒	-1.525	0.493 ***
	前期中等教育卒	-0.896	0.438 **
	初等教育卒以下	0	
母親学歴	高等教育卒	-1.344	0.530 **
	後期中等教育卒	-0.638	0.440
	前期中等教育卒	-0.077	0.342
	初等教育卒以下	0	
父親階層	無職	-0.698	1.073
	工業労働者	-0.298	0.509
	商業従事者	-0.974	0.732
	自営業	-0.075	0.631
	事務員	-0.613	0.623
	専門職	-0.728	0.547
	私営企業家	0.173	0.757
	企業管理職	-1.211	0.628 *
	政府公務員幹部	0.803	0.748
	その他	-0.344	0.615
	農民	0	
母親階層	無職	1.147	0.791
	工業労働者	0.777	0.521
	商業従事者	0.811	0.663
	自営業	0.033	0.673
	事務員	1.854	0.640 ***
	専門職	0.693	0.618
	私営企業家	2.3650	.922 ***
	企業管理職	2.092	0.683 ***
	公務員管理職	-0.685	0.913
	その他	2.336	0.672 ***
	農民	0	
収入	第 I 四分位	0.157	0.352
	第 II 四分位	-0.169	0.319
	第 III 四分位	0.048	0.341
	第 IV 四分位	0	
	サンプル数	459	
	CoxとSnellの R ²	0.461	
	Nagelkerkeの R ²	0.497	
	McFaddenの R ²	0.236	
	-2 対数尤度	900.626	
	カイ二乗値	283.729	***

(注) 表-9に同じ。

貴州省で現地調査を実施し、その結果を利用しいくつかの分析を試みた。得られた主たる結論は以下の通りである。

第1に、本調査のサンプル世帯の親である40歳代前半の世代では、学歴・階層・収入の間はかなり強い相互連関が存在している。

第2に、他の条件を一定とすれば、中国では収入が高くなるほどエンジェル係数が低くなり、親の学歴が低い家庭ほど消費支出総額に占める子どもへの教育費の割合が増加する傾向がある。

第3に、子どもの校内の成績順位と親の属性（学歴、階層）あるいは家庭の収入との間には統計的に有意な関係が見られる。親の学歴が高くなるほど子どもの成績順位は高くなり、特に母親が高等教育卒であるかどうかで、子どもの成績順位に与える影響がかなり異なる。母親の学歴水準が高くなるほど、パラメータの推定値の絶対値が大きくなることは表-9と表-11で共通している。母親の学歴はストレートに子どもの成績に影響を与えるようである¹⁶⁾。

第4に、家庭の収入が成績順位に与える影響は必ずしも明確ではないが、収入が高い家庭の子どもほど成績が良いという結果は得られなかった。また家庭の収入の子どもの成績に対する単独での効果を調べてみると、収入が最も低いグループの子どもの成績が劣ることが確認できた。収入が低い家庭の子どもが上位の成績をとることは難しいようである。

第5に、親の社会階層が子どもの成績に与える影響は、モデルによって大きく異なった。説明変数として採用した階層、学歴、収入の相互の連関がきわめて強いことがその原因と思われる。したがって各要因の影響は慎重に判断しなければならない。

われわれの調査地域あるいは調査学校の選定は、国土の広い中国の中でできる限り一般性を保てるように配慮したが、あくまでも5地域800余のサンプルを使っての分析結果であることにも留意する必要がある。

謝辞

本論文は、平成21～23年度科学研究費補助金・基盤研究(B)「中国の教育と経済発展・経済格差に関する調査研究」(課題番号21402021、研究代表者牧野文夫)を受け実施した調査にもとづく。論文の執筆に先立ち、中国経済学会学術研究会、同全国大会、名古屋大学経済学研究科研究会、本稿に対するレフェリーなどから貴重なコメントをいただいた。記して感謝したい。

注

- 1) 本論文は、国際経済政策研究センターが依頼した査読者の査読を経て、国際経済政策研究センター特集に掲載されている。
- 2) 最新の調査をまとめた成果としては、たとえば佐藤・尾嶋(2011)、石田・近藤・中島(2011)などがある。
- 3) 中国人民大学社会与人口学院を中心とする中国調査与数拠中心はSSM調査と似た形で中国総合社会調査(CGSS)を2003年から開始している(中国人民大学中国調査与数拠中心2009を参照)。
- 4) 現地調査では浙江大学の羅衛東教授、呉雪萍教授、宋吉籍副教授、蕭龍海副教授、貴州財経学院の楊迎華副教授、中国人民大学の関権教授からの協力を得た。
- 5) 袁(1999)。
- 6) 子どもの進学校に関する分析については、別稿(『中国経済研究』)で発表する予定である。
- 7) 本稿の計算には統計ソフトIBM SPSS Statistics v.20を使った。

- 8) 杭州市統計局 (http://www.hzstats.gov.cn/web/tjnj/nj2010/13/nj_.htm, 2012年11月確認)。
- 9) 浙江省統計局 (<http://www.zj.stats.gov.cn/zjtj2010/indexch.htm>, 2012年11月確認)。
- 10) ただし中国の家計調査(『中国城市(鎮)生活与價格年鑑』)の収入は実態をかなり過小評価しているとの批判がある(王2007;2010)。
- 11) この制度の問題点とくに出身地域による不公平性については、牧野・羅(2008)13-14ページ。
- 12) 日本については、たとえば浜野(2009a;2009b)。
- 13) 高校・中学計の比較で、父親の学歴が前期中等教育卒以下であれば1%,母親の学歴が同様であれば5%の水準で「親子の評価が等しい」という帰無仮説が棄却される。
- 14) 「成績順位間で平均点が同じ」という帰無仮説は、各科目、3科目計いずれも1%の水準で棄却される。
- 15) 説明変数のVIF(分散拡大係数)はたかだか2.3なので、形式的には多重共線性の存在によってモデルから外す変数は無い。また説明変数をすべて0と1の2値ダミーに変換してVIFを計算しても、多重共線性の有無の基準値である10を上回るものはなかった。
- 16) ただし基準をどの水準に設定するかによって結果が異なることに注意する必要がある(鹿又2006,39ページ)。
- 17) なぜ母親の方が父親よりも子どもの成績に与える影響が強いのか。これは子どもとの接触時間の長さによるものと考えられる。極めて大雑把な比較であるが、『2008年時間利用調査資料滙編』(国家統計局社会และเทคโนโลยี統計司編)によれば、家庭にいたと思われる時間(有報酬の家庭経営労働、無報酬労働、個人活動の合計時間で、平日・休日の平均)は、世帯主の男性の場合1日当たり1,209分であるのに対し、配偶者の女性は1,299分となり、90分ほど女性の方が長い。家庭内での教育に対し母親(特に上層の)が強い関心を抱いていることを前節で紹介したが、母親が持つ文化資本などが、家庭での接触時間の積み重ねを通じて子どもに受け継がれていくのではないだろうか。

参考文献

- 張玉林(2005)「転換期の中国教育：不平等の拡大とその動力」『日中社会学研究』13号, pp.90-106。
- 張春蘭(2002)「中国における高校間格差の形成過程に関する研究」『飛梅論集』第2号, pp.49-65。
- (2003)「中国における公立普通高校間格差と社会階層間の教育機会格差」『日中社会学研究』11号, pp.115-137。
- 浜野隆(2009a)「家庭背景と子どもの学力等の関係」(耳塚寛明(2009)『全国調査の結果による市町村・学校のサンプリング手法及び教員等に対する補完的な追加調査を実施・活用する調査分析手法の調査研究<国立大学法人お茶の水女子大学>所収, http://www.nier.go.jp/07_08tsuikabunsekihoukoku/07_08_tsuikabunseki_houkokusho_3_1.pdf, 2012年10月確認) pp.148-161。
- (2009b)「子どもの学力格差は4歳で始まっている」『エコノミスト』7月28日, pp.68-69。
- 石田浩・近藤博之・中島啓子(編)(2011)『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会。
- 小林雅之(2008)『進学格差：深刻化する教育費負担』筑摩書房。
- 牧野文夫(2008)「所得格差と教育格差：『家計調査』を中心に」『東京学芸大学紀要 人文社会科学系Ⅱ』59号, pp.107-123。
- ・羅歆鎮(2011)「所得格差, 社会階層から見た最近の中国の教育問題」『東亜』527号, pp.12-23。
- 佐藤嘉倫・尾嶋史章(編)(2011)『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会。
- 鹿又伸夫(2006)「計量社会学における多重比較の同時分析:ロジットモデルによる教育達成分析」『理論と方法』21巻1号, pp.33-48。
- 橋本俊詔(2010)『日本の教育格差』岩波書店。
- 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。
- (2009)『学歴分断社会』筑摩書房。
- 陳友華・方長春(2007)「社会分層と教育分流」『江蘇社会科学』第1期, pp.229-235。

中国の経済格差、階層分化と教育

- 丁小浩（2009）「高等教育入学機会均等研究」（閔維方等『教育投入，資源配置与人力資本收益：中国教育与人力資源問題研究』教育科学出版社，pp.218-230）。
- 李文勝（2008）『中国高等教育入学機会の公平性研究』北京大学出版社。
- 李文利（2009）「社会分層与民弁高校入学機会分析」（閔維方等『教育投入，資源配置与人力資本收益：中国教育与人力資源問題研究』教育科学出版社，pp.231-244）。
- 陸学芸（編）（2002）『当代中国社会階層研究報告』社会科学文献出版社。
- 王小魯（2007）「我国的灰色收入与居民收入差距」『比較』31号，pp.35-70。
- （2012）『灰色收入与發展陷阱』中信出版社。
- 楊東平（主編）（2008）『教育藍皮書：深入推進教育公平』社会科学文献出版社。
- 全国中小学教育現狀調查研究課題組（2009）「中国高中生的家庭背景調查」（楊東平（主編）『中国教育發展報告 2009（教育藍皮書）』社会科学文献出版社，pp.190-199）。
- 張玉林・劉保軍（2005）「中国的職業階層与高等教育機會」『北京師範大學學報』第3期，pp.25-31。
- 中国人民大学中国調查与数拠中心（2009）『中国綜合社会調查報告2003-2008』中国社会出版社。
- 中央教育科学研究所中小學生学業成就調查研究課題組（2011）「我国小学六年級學生学業成就調查報告」『教育研究』第1期，pp.27-38。

（法政大学経済学部）

（東京経済大学経済学部）