中国における私立義務教育規模の規定要因に関する省別パネルデータ分析

高 暁楠
（東京大学大学院学生）

はじめに

中国は現在、高度な経済成長、広がる所得格差、急速な都市化などに象徴される未曾有の社会転換期を迎えている。私学教育の分野では、中国初の私立教育基本法として、2003年から『中華人民共和国私立教育促進法』（以下は、『促進法』と略する）が実施されている。本法は、私学関係者の権益を保障し、私立教育の健全な発展を促進することを立法趣旨としている（第1条）。また、『促進法』に依拠した省レベルの私立政策が制定・実施されており、私立教育の法体系が形成されつつある。本研究は、中国の私立義務教育の健全な発展を図るために、以上のような社会的・政策的環境に置かれてはいる中国の私立義務教育の規模がいかなる要因に規定されているのか、各要因がいかに作用しているのかを明らかにすることを目的とし、省別パネルデータ分析を行う。

教育規模に関する研究は、推定モデルを設定し、規定要因と見なされる諸変数の効果を計量的に検証したもののが一般的である。しかし、従属変数である教育規模を測定するための指標として、学校数、在学者数、または教育予算などが用いられ、研究者間で一定しておらず、多岐にわたっている。教育規模の代理変数の設定によって、説明変数の効果が変化することがあるため、研究対象に鑑みて、適切な従属変数を選択することが重要である。また、中国では、義務教育が主に政府主導のもとで実施されており、私立教育の歴史がまだ浅いこともあり、私立義務教育の規模を対象にした実証研究が蓄積されておらず、説明変数と推定モデルの設定、または変数効果に対する認識は定着に至ってい
閻(2004)は、私立小・中学校在学者数の全体に占める割合を私学教育規模の従属変数とし、2002年度の中国の31の省別データを用いてクロスセクション分析を行った。その結果、私立小・中学校の両方に対する一人当たりのGDPの正の相関、私立中学校規模に対する社会団体及び個人による教育費負担の正の相関が確認された(2)。宋・陳(2009)は2003〜2006年度までの29省の省別データを使って、私学義務教育規模の規定要因についてパネルデータ分析を行った。私学義務教育規模の代理変数として、在学者数が全体に占める割合、学校数が全体に占める割合、そして社会団体及び個人による教育費負担(3)が全体に占める割合の3つを設定し、それぞれに対する一人当たりのGDP、非農業戸籍人口の比率、学生数対教員数比率、一人当たりの教育費負担及び所得格差の効果を検証した。しかし、社会団体と個人による教育費負担が全体に占める割合を教育規模の代理変数と設定することは、一人当たりの教育費負担と擬似相関を呼び込む懸念がある。また、私立学校に学生募集の自由があり、学校間の学生数が異なるため、学校数の割合は私学教育規模を正しく反映できないおそれがあり、従属変数として適切できない。そのため、宋・陳(2009)の結果は、説明変数の符号と有意性が従属変数ごとに異なるため、変数効果に混乱が残されており、規定要因が明確にされていない。さらに、説明変数には有意なものがないにもかかわらず、推定モデルの決定係数が非常に高い値(4)を示したもののがある。このような結果を招いた原因として、上記した2つの適切性を欠く従属変数の設定だけでなく、変数の共線性の未検定によるものもある(5)。以上を踏まえて、本研究は、私学義務教育規模を表す指標として、私立学校在学者数の全体に占める割合(6)を従属変数として使用する。

中国の私学義務教育は、市場経済体制の確立に従って1980年代に出現し、1990年代の復興期と2000年代の拡大期を経て、在学者数が2012年時点で約1,049.3万人となり、義務教育全体の7%を上回っている。2000年以降の私立小・中学校別の在学者数規模を見ると、小学校は、2000年の約130.8万人で1%から2012年の約597.9万人で6.1%へと、中学校は、2000年の約98万人で1.6%から2012年の約451.4万人で9.5%へとそれぞれ急速に拡大してきた(図1)。私立義務教育に対する需要が高まってきたと言える。
図２ 私立学校在学者数の変動係数の推移（2003～2011年）
注）図は、『中国教育統計年鑑』2004～2012各年版に基づいて算出・作成する。台湾、香港及びマカオは除外されている。
学校全体の変動係数も増大傾向を見せる。ここから、私立小・中学校それぞれの規模に影響する要因や要因の効果には相違があると推測される。さらに、各年度の小学校の変動係数は中学校より大きく、特に2009年以降では1.0を上回っている。先に見た在学者数とその割合の持続的増加という実態を併せて考えれば、私立小学校在学者が減少傾向にある省と増加傾向にある省の両方が存在し、省間格差が拡大しつつあることが分かる。これをもたらした要因としては、小学校適齢期人口の自然増減だけでなく、都市化に伴う省間の人口移動による影響も大きいと考えられる。

総じて言えば、中国の私学義務教育規模の規定要因に関する先行研究は、経済指標以外に、所得格差や都市化などの中国転換社会の特質を反映するファクターを検証したもののの、観察期間が短く、また、検定方法に厳密性を欠いているため、変数効果を正確に捉えきれない可能性があり、初歩的な検証に留まっている。また、「促進法」に依拠する省レベルの私学政策の効果が見逃されている。そこで、本研究は、中国における私立小学校、私立中学校及び私立中学校のそれぞれの規模の規定要因を明らかにするために、中国近年の私学義務教育規模の拡大期に位置する「促進法」の実施年2003年を観察期間の起点とし、2011年までの9年間の省別データからなるパネルデータ分析を行う。

1．分析モデル

James (1993) による50カ国の小学校と中学校を対象にした実証研究では、私学教育の相対的な規模が超過需要、差異需要、非営利的な起業家精神による供給（the supply of nonprofit entrepreneurship）及び政府政策に依存すると分析されている(8)。この指摘は、中国における私学義務教育規模を説明するモデルの構築に示唆を与えてくれる。本節は、義務教育にとどまらず、教育規模に関する先行研究で取り扱われてきた変数、変数効果、または理論について、説明変数ごとに概観したうえで、中国における私学義務教育の規模に影響を及ぼすうる説明変数を確定し、仮説を述べる。
公的教育費不足による超過需要

私学教育における超過需要と差異需要について、前者は、「限られている公的支出による教育の供給不足を主な原因とし、公立学校に就学しようとする意欲がある学生が、不本意に排除されたことで、私立学校に押しつけられている」とされ、後者は、「公立学校への就学の可能性があるにもかかわらず、宗教、言語または人種などの文化的異質性により、自発的に公立学校を選択する」と定義づけられている。また、先進国では、宗教を含む文化的差異などの異質な嗜好による差異需要があるのに対して、途上国では、政府の財源不足による私学教育への超過需要反映型が見られると指摘されている。

中国では、2000年代における財政的教育経費（公的教育費）のGDPに対する比率が4%以下に留まっており、公的教育費不足の問題がある。また、教育財源が主に県レベルの地方政府に委ねられているため、地域間の教育財政格差が大きい。さらに、公的教育費は、公立教育セクターではなく、公立学校のみを給付対象にしている。このような背景で成長を遂げてきた中国の私学教育は、「政府による教育費の不足を補うことで大きな意味を有し」、その存立と発展の理由は、「政府の財政負担の拡大を招かないという前提で、教育供給を拡大することにある」とされている。つまり、中国では、公的教育費の不足に起因する私学義務教育に対する超過需要が存在すると考えられる。公的教育費による公的教育セクターに対する正の効果が検証されてきたが、本研究は、私学教育規模を抑制する効果、すなわち、公的教育支出と私学義務教育規模との間にトレードオフの関係があるか否かを検証する。予想される符号は負である。

都市化と潜在的な消費者による超過需要

James（1991）は、先進国に比べ、途上国では私学への公的助成が少ないにもかかわらず、私学規模が大きいという現象を指摘し、その理由について、「先進国では、無償の公共選択が常に存在するため、規模の大きい私学セクターにとっては私学助成が必要であるのに対し、途上国では私学教育に対する潜在的な消費者による超過需要がある」と述べた。中国では、当地の戸籍が、義務教育という公共サービスを獲得するための要件であり、教育を含む国民権利の
実現に「属地主義」の特質がある。一方、中国の急速な都市化を支える出稼ぎ人口（農民工）はすでに1.5億人になっており、また、2008年時点で、出稼ぎ人口が都市部に連れてきた子女（流動児童）は884.7万人となり、全国義務教育在学者数の5.6%に相当する。農民工を含む流動人口の大半が、流入地の非農業戸籍を持たず、また、流入地政府と公立学校が財政問題を理由に農民工子女の受入れに消極的な姿勢をとることもあり、農民工子弟は公立学校に入学することが少なく、多くの場合、農民工子弟学校などの認可もしくは未認可の私立学校を利用している。つまり、出稼ぎ人口及び同伴する義務教育適齢期の児童は、戸籍の制限に起因する義務教育に対する超過需要があり、中国の文脈における「潜在的な消費者」と考えられる。他方、私立学校には生徒募集の自由があり、戸籍の制限による義務教育に対する超過需要を満たしていると言えよう。

「潜在的な消費者」、すなわち義務教育適齢期の流動児童が多ければ、私学義務教育の規模が大きいという仮説を立てることが可能である。しかし、関係データがないため、本研究は、『中国人口年鑑』にある「非農業戸籍人口の全体に占める割合」（以下は、「都市戸籍人口の割合」と略する）を使用する。当該指標は、農業人口から非農業人口への転換に象徴される中国の都市化を表す変数として、多くの研究で使用されてきた。しかし、流動児童の教育問題は都市化によってもたらされる様々な社会問題の一つに過ぎないため、「都市戸籍人口の割合」は「潜在的な消費者」による超過需要を正確に反映できない懸念があることを述べておきたい。本研究は、この点に注意を払いながら、主に都市化による影響を見る。

差異需要

中国近年の私学教育規模の持続的な拡大は、一部の裕福な家庭の教育的選好による差異需要に影響されることがあると考えられる。しかし、現存の省別公表データには、家庭の教育的選好、または宗教や民族などの家庭の異質性を表す操作可能な指標がなく、差異需要の代理変数を確定できないため、差異需要による効果は、マクロ実証分析としての本研究から除外する。
供給要因である起業家精神と社会寄付

非営利的起業家精神による供給は私学教育規模にも影響している。これについては、James (1993) では、詳細な検討が見られず、宗教的起業家精神に限定されている。中国では、私立学校による宗教教育が法的に禁じられているたため、宗教による影響は本研究から除外する。一方、中国の私立学校は非公的教育費を利用し、営利目的で運営されることが一般的であるため、私立学校の供給は起業家精神に影響されると考えられる。起業家精神を端的に表す指標として、「私学投資」があり、私学教育規模と正の相関関係があると予想される。また、教育費を構成する項目には、先述した公的教育費と私学投資のほかに、私立学校規模に影響するしごろのファクターとして、「社会寄付」がある。中国では、社会組織または個人による義務教育への寄付・贈与が推奨されている。しかし、この2つの指標が、私立義務教育学校だけを対象としていない可能性もある。
また、私学投資は営利性、社会寄付は非営利性と両者の属性が異なるため、本研究は、それぞれの効果を検証する。

経済発展水準

教育水準と経済発展との相関関係または因果関係に着目した研究が蓄積されている。中国では、一人当たりの GDP が経済発展の指標として扱われ、それを高等教育規模の拡大要因として、正の効果が認められている (20)。閻 (2004) のクロスセクション回帰分析の結果によれば、私立小学校と私立中学校のそれぞれの規模に対する一人当たりの GDP の正の相関が確認されている。本研究の観察期間は比較的に長いため、一人当たりの GDP には比較的な大きな相関があると予想される。しかし、教育水準と経済発展水準との間に相関関係があるとはいえ、両者は一方方向ではない相互依存関係にあるため、相互に独立した変数ではない側面がある (21)。この示唆から、本研究は、私学義務教育規模に対する経済効果の確認に加え、制御変数としての役割を重視する。

学生一人当たりの教育費

学生一人当たりの教育費は、教育発展を表す指標であり、教育の質にも深く関わるものである。しかし、先行研究では、中国の私学義務教育規模に対する
有意な相関は確認されていない（宋・陳2009、閻2004）。学生一人当たりの教育費は、地方政府によって地方の経済発展水準と実情に基づいて設定されているため、一人当たりのGDPと共線性を起こし、誤った結果を招いたとも考えられる。本研究は、学生一人当たりの予算内教育費と一人当たりのGDPとの共線性を確認したうえで、当該変数を制御変数として使用する。

所得水準

Chow and Shen（2006）は、価格メカニズムの視点から、中国の義務教育を対象にし、教育需要の推定式を「\( \ln(\text{学校在学者数の人口に占める割合}) = c + a \ln(\text{一人当たりの実質収入}) - b \ln(\text{相対価格}) + u \)」と設定した。その結果、初等教育と中等教育における教育需要に対する収入弾性が高いのに対して、相対価格弾性が小さかった。これについて、価格効果が義務教育の強制性と無償性によって限定されており、また、国の保護者は子供によりよい教育を提供するために、価格にあまり敏感ではないと分析した（23）。この知見より私学義務教育を考えれば、特に2006年以降の公立義務教育学校授業料の無償化の影響で、収入弾性と価格弾性の両方は義務教育全体のそれより高くなると予想される。しかし、価格弾性は上記のような保護者意識の影響によって、収入弾性ほど高くないことも考えられる。また、管見の限り、省別データには私立小中学校授業料を含む相対価格を算出可能なデータが存在しないため、本研究においては収入効果のみを検証する。指標は、「中国人口年鑑」に収録される「就業人員平均工賃」（国民平均年収）を使用する。正の符合が予想される。

教育業平均給与

本研究は、これまでの研究で検証されていない教育業平均給与水準の効果を検証する。中国では、義務教育において公立学校が圧倒的に多く、また、制度的に、私立学校は公的教育費を受けられず、学校運営を授業料収入に依存している実態に鑑みて、一地域における教育業の平均給与水準が高ければ、当該地域における私立学校の運営コストが上昇し、私立学校規模のマイナス要因となると考えられる。この変数は上述した国民平均年収と共線性を起こすおそれがあり、検定結果によって検証を行う。
所得格差

所得配分を指標とする教育不平等と教育水準との逆U字型曲線関係を表す教育クズネッツ曲線が知られている。これは、平均教育水準の上昇の前期段階において、教育不平等が拡大するが、後期段階では低下することを指す。一方、中国を対象にしての研究では、教育拡大と所得配分の平等との関係について、逆U字型曲線関係（白2004）とU字型曲線関係（橋本2010）の両方が見られる（24）。さらに、所得格差は、保護者（学習者）の学校選択行動に影響を及ぼし、教育格差と正の相関関係が確認されている（25）。本研究は、所得格差は私学義務教育の拡大要因であるか否かを検証する。所得格差の操作可能な代理指標として、都市住民一人当たりの収入を農村住民一人当たりの収入で割った数値（都市と農村の所得比）を使用する。正の符号が予想される。

私学政策

中国では、以前の国家政策である『社会力量弁学条例』（1997年実施、2002年廃止）に比べ、現行法である『促進法』は、私立学校の参入領域に関する規定をなくし、私立学校と公立学校との同等の法的地位を認め、私学自主権に法的保障を付与したことが顕著な変更点である。2014年時点では、国家法である『促進法』に依拠した省レベル私学政策が26省において策定されており、私学教育の法体系が形成されつつある（26）。しかし、『促進法』に設けられている規定、特に私学助成に関する措置が地方政府への権限付与的なものであり、政府の行為を拘束する機能を欠くため、政策結果が中央政府の政策目的から乖離しかねないとしばしば指摘されてきた（27）。このような結論は、政策規定に対する分析であるため、主観性が避けられない。そこで、本研究は、高（2014）に基づいて、『促進法』に依拠した省レベル私学政策の有無を私学政策ダミーとして設定し、実際に私学教育の規模に対していかなる影響を及ぼすのかを計量分析の手法を通して明らかにする。『促進法』の立法趣旨は、私学教育の健康的な発展を促すことであるため、私学政策ダミーの正の効果を予想する。

以上、教育規模の規定要因について、変数ごとに先行研究の知見を整理しながら、本研究への導入と運用について検討した。私立小学校、私立中学校及び私立小・中学校という三者の規模を説明する共通の推定モデルは、以下のよう
に設定することができる。

\[
\ln \text{私立学校在学者数の割合}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{一人当たりのGDP}_{it} + \alpha_2 \ln \text{国民平均年収}_{it} + \alpha_3 \ln \text{学生一人当たりの教育費}_{it} + \alpha_4 \ln \text{教育業平均給与}_{it} + \alpha_5 \ln \text{私学投資}_{it} + \alpha_6 \ln \text{社会寄付}_{it} + \alpha_7 \ln \text{公的教育費}_{it} + \alpha_8 \ln \text{都市戸籍人口の割合}_{it} + \alpha_9 \text{都市と農村の所得比}_{it} + \alpha_{10} \text{私学政策ダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\]

\(i\)は各省、\(t\)は、2003年から2011年までの9年間を指す。両辺自然対数をとった線形モデルの推定結果における各説明変数の係数推定値は、弾性値として解釈可能になる。

2. 実証分析

(1) データ説明
パネルデータセットは、中国政府による省レベルの公的統計データを使用し、毎年の統計年鑑から収集し、作成する。香港、マカオ及び台湾は、高度な自治権があり、私学教育も独自の法制下にあるため、本研究の対象から除外される。また、チベットの教育業平均給与に関するデータが収録されておらず、また、複数の変数において異常値が多く存在しており、パネルデータの整合性の観点からチベットも除外する。これによって、30の省を対象とする。社会投資と社会寄付の単位を万元から億元に変換した。教育業平均給与のサンプル数は267であり、ほかの各サンプル数は、270である。私学政策ダミーは、『促進法』に依拠した省レベルの私学政策執行の有無を基準に、有の年度を1に、無と政策不明の年度を0に設定する。便宜上、執行日が7月以前の場合は、当年度を執行年度と見なし、1と設定する。7月以降の場合は、翌年度を政策執行の開始年度と見なし、当年度を0と設定する。2011年まで、上記基準に該当する省は20ある。

パネルデータセットは強い整合性（strongly balanced）を有する。表1は記述統計量を示し、上段はローデータ、下段は検定に投入する自然対数、変換処理を行ったデータ、または私学政策ダミーである。パネルデータ分析は、
### 表1 記述統計量

| 変数 | Obs | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 | 出所 |
|------|-----|---------|---------|-------|-------|------|
| 私立小学校在学者数 (人) | 270 | 145964  | 235636.9 | 1869  | 1535656 | 『中国教育年鑑』2004-2012 |
| 私立中学校在学者数 (人) | 270 | 129488.7 | 130910.6 | 818   | 627341 |  |
| 私立小中学校在学者数 (人) | 270 | 275452.7 | 343451.5 | 2687  | 2162997 |  |
| 私立小学校在学者数の割合 | 270 | 0.035958 | 0.035601 | 0.001888 | 0.234052 | 筆者計算 |
| 私立中学校在学者数の割合 | 270 | 0.061673 | 0.039833 | 0.003115 | 0.19131 |  |
| 私立小中学校在学者の割合 | 270 | 0.045554 | 0.033828 | 0.002415 | 0.200602 |  |
| 一人当たりのGDP (元) | 270 | 23708.56 | 16721.75 | 3603  | 85213  |  |
| 平均値 | 270 | 7.59688 | 11.4623 | 0.0239 | 85.55494 |  |
| 標準偏差 | 270 | 3.058212 | 4.450305 | 0.03257 | 29.51307 |  |
| 最小値 | 270 | 285.0016 | 219.6812 | 16.80229 | 1359.233 |  |
| 最大値 | 270 | 36.4203 | 16.25821 | 15.58  | 75591  |  |
| 出所 | 270 | 36.4203 | 16.25821 | 15.58  | 75591  |  |
| 270 | 13655.74 | 5528.375 | 6530.5 | 36200 |  |
| 270 | 4834.667 | 2695.803 | 1564.66 | 15600 |  |
| 270 | 3241.703 | 2897.186 | 516.47 | 18494.11 |  |
| 270 | 3938.48 | 3730.149 | 640.46 | 25828.16 |  |
| 270 | 3590.092 | 3304.232 | 578.465 | 22161.13 | 筆者計算 |
| 平均値 | 270 | -3.701856 | 0.9070692 | -6.272179 | -1.45221 |  |
| 標準偏差 | 270 | -3.056503 | 0.8460755 | -5.771397 | -1.653858 |  |
| 最小値 | 270 | -3.368792 | 0.8179106 | -6.026104 | -1.606431 |  |
| 最大値 | 270 | 9.856728 | 0.6574488 | 8.189522 | 11.23309 |  |
| 出所 | 270 | 7.791911 | 0.747179 | 6.247017 | 9.825208 |  |
| 270 | 9.972019 | 0.4794014 | 8.006368 | 11.09098 |  |
| 270 | 7.877942 | 0.7693644 | 6.360378 | 10.00809 |  |
| 270 | 10.47859 | 1.590951 | -3.733877 | 4.449159 |  |
| 270 | 3.507709 | 0.4119183 | 2.745988 | 4.922226 |  |
| 270 | 9.972019 | 0.4794014 | 8.006368 | 11.09098 |  |
| 270 | 7.877942 | 0.7693644 | 6.360378 | 10.00809 |  |
| 270 | 10.05164 | 0.4299603 | 9.249272 | 11.23309 |  |
| 270 | 3.507709 | 0.4119183 | 2.745988 | 4.922226 |  |
| 270 | 3.044444 | 0.615174 | 1.1303 | 4.7586 |  |
| 推定用データ | 270 | 0.262963 | 0.44106 | 0 | 1 |  |
| 270 | 0.262963 | 0.44106 | 0 | 1 |  |
(2) 結果と考察

共線性を持つ説明変数を同時に検証する場合、誤った結果を招き、推計モデルの信頼性が損なわれる。一人当たりのGDP、国民平均年収及び学生一人当たりの教育費の3つの変数は、私立小学校、私立中学校及び私立小中学校の規模いずれに対する多重共線性検定においても、三者同時に検定する場合、顕著な共線性が確認された（表2）。他の説明変数を一定にし、上記3つの変数を個別に検定した結果、それぞれのVIF値が10.0を下回る。より頑健な推定モデルを構築するために、この3つの説明変数のそれぞれと他の説明変数で重回帰を行うことで3つのモデルになる。国民平均年収と教育業平均給与との共線性は認められない。

表3にある[－]は上記の共線性を起こす変数であり、検定から除外されたことを表す。Hausman検定の結果によって、すべてのモデルにおいては固定効果モデルが優れていることがわかる。また、不均一分散、クロスセクション相関及び時系列相関を総合的に対処する検定手法として、Driscoll and Kraay（1998）の固定効果モデルを使用し、t値を算出する（28）。各表の上段は偏回帰係数（β）、下段はt値と有意性水準である。***、**、*はそれぞれ1%、5%及び10%有意性水準を表す。共線性を引き起こす一人当たりのGDP、学生一人当たりの教育費及び国民平均年収の3つの説明変数が、私立小学校、私立中学校

表2 多重共線性検定の結果

| 対象       | 説明変数                           | 三者同時検定 | 個別検定 |
|------------|-----------------------------------|------------|----------|
| 私立小学校 | ln一人当たりのGDP                  | 20.26      | 7.67     |
|           | ln小学生一人当たりの教育費        | 15.18      | 6.04     |
|           | ln国民平均年収                     | 14.93      | 4.71     |
| 私立中学校 | ln一人当たりのGDP                  | 20.53      | 7.67     |
|           | ln中学生一人当たりの教育費        | 26.44      | 6.04     |
|           | ln国民平均年収                     | 20.30      | 4.71     |
| 私立小中学校 | ln一人当たりのGDP                  | 20.63      | 7.67     |
|           | ln小中学生一人当たりの教育費       | 22.14      | 5.96     |
|           | ln国民平均年収                     | 17.82      | 4.71     |

注）個別検定の結果、上記以外の変数のVIF値がすべて5.0を下回っている。
| 説明変数 | ln私立小中学校在学者数の割合 | ln私立小中学校在学者数の割合 | ln私立中学校在学者数の割合 |
| --- | --- | --- | --- |
| | モデル1 | モデル2 | モデル3 | モデル1 | モデル2 | モデル3 | モデル1 | モデル2 | モデル3 |
| ln一人当たりのGDP | 0.9091178 [7.40] *** | -- | -- | 0.9423678 [3.10] *** | -- | -- | 0.9417906 [12.18] *** | -- | -- |
| ln小中学校・小学校・中学校のそれぞれの一人当たりの教育費 | 0.8283111 [16.28] *** | -- | -- | 0.9654551 [10.56] *** | -- | -- | -- | -- | -- |
| ln国民平均年収 | -- | 1.491106 [15.64] *** | -- | -- | -- | -- | 1.896108 [13.34] *** | -- | -- |
| ln都市戸籍人口の割合 | 0.5546058 [2.98] *** | 0.2783948 [1.15] | 0.5388576 [2.67] ** | 0.1503162 [0.28] | -0.3864444 [-1.35] | 0.0678655 [4.73] *** | 0.7869637 [3.50] *** | 0.7391186 [5.32] *** | 0.833449 [-1.71] *** |
| ln教育業平均給与 | -0.0587128 [-1.71] * | -0.0736287 [-2.36] *** | -0.117717 [-5.04] *** | -0.0845827 [-1.64] | -0.0965062 [-2.24] ** | -0.1717995 [-4.58] *** | -0.059816 [-4.74] *** | -0.0668166 [-7.32] *** | -0.096197 [-5.25] *** |
| ln私学投資 | -0.0317702 [-3.97] *** | 0.0123362 [1.33] | 0.0004457 [0.07] | -0.0787511 [-3.60] *** | -0.0401936 [-2.35] ** | -0.0415421 [-1.14] | -0.0093262 [-0.89] | 0.035995 [-1.14] | 0.0204247 [-1.74] * |
| ln社会寄付 | -0.034566 [-1.18] | -0.0163797 [-0.79] | 0.0037351 [0.28] | -0.0574787 [-1.18] | -0.0385234 [-0.89] | -0.0022075 [-0.07] | -0.0113826 [-0.65] | -0.0007221 [-0.09] | 0.0135092 [-1.18] |
| ln公的教育費 | -0.322835 [-3.07] *** | -0.4895102 [-6.24] *** | -0.5532587 [-8.56] *** | -0.3590741 [-1.49] | -0.5704539 [-4.08] *** | -0.8114113 [-6.33] *** | -0.3135106 [-8.05] *** | -0.3046325 [-6.69] *** | -0.3494719 [-4.84] *** |
| 都市と農村の所得比 | 0.1985659 [4.99] *** | 0.1992692 [4.11] *** | 0.1814586 [4.39] *** | 0.2520867 [5.20] *** | 0.250466 [4.69] *** | 0.2244996 [4.91] *** | 0.1386249 [3.62] *** | 0.1456373 [3.78] *** | 0.1302611 [-3.30] *** |
| 私学政策ダミー | -0.143025 [-2.39] *** | -0.1292345 [-2.45] ** | -0.1398127 [-2.45] ** | -0.0752321 [-1.22] | -0.0765217 [-1.30] | -0.150819 [-1.07] | -0.1302351 [-3.30] *** | -0.1302351 [-3.30] *** | -0.1432652 [-3.30] *** |
| _cons | -0.12.4684 [-13.84] *** | -0.877859 [-14.79] *** | -1.661036 [-42.30] *** | -11.38384 [-6.11] *** | -6.523882 [-7.14] *** | -17.54105 [-16.96] *** | -13.17412 [-25.95] *** | -8.893422 [-17.37] *** | -15.69497 [-15.71] *** |
| R-sq(within) | 0.5366 | 0.5540 | 0.5944 | 0.4237 | 0.4539 | 0.5109 | 0.6411 | 0.6314 | 0.6547 |
| 回帰モデル | FE | FE | FE | FE | FE | FE | FE | FE | FE |
及び私立小中学校のいずれかを対象にした検定結果では、それぞれのモデルにおいて有意な正の相関が示されている。また、国民平均年収が投入された各推定モデルがもっとも大きな決定係数を有し、説明力が相対的に高い。以下では、主に国民平均年収を統制する各モデル（モデル3）における説明変数の効果について考察する。本研究の推定結果によれば、国民平均年収が1%上昇するにつれて、私立小学校が約1.90%、私立中学校が約1.21%、私立小中学校が約1.49%とそれぞれの教育規模が拡大しており、すべての説明変数のなかでもっととも大きな影響力を持つ。この結果は、2005年時点の中国における高等教育規模の国民平均年収弾性値0.203をはるかに上回っており、1991～2001年の中国における初等教育と中等教育のそれぞれの所得弾性値0.42と0.81よりも大きい29)。私立義務教育規模に対する国民平均年収の影響力は、公立義務教育の完全無償化の影響を受け、今後ますます大きくなると予想される。

国民平均年収と違って、教育業平均給与は、すべての推定では負の符号が示されており、特に、社会平均給与を統制した各モデルでは、1%水準での負の相関が認められており、教育業平均給与が1%上昇するにつれて、私立小学校が約0.17%、私立中学校約0.10%、私立小中学校が約0.12%とそれぞれの教育規模が減少する。教育業平均給与水準の上昇は、教員給料を中心とする私立学校の運営コストを高め、私立義務教育規模を抑制する効果があると言える。

公的教育費が1%増えることによって、私立小学校が約0.81%、私立中学校が約0.35%、私立小中学校が約0.55%、それぞれの教育規模が減少し、有意な負の効果を示した。これは、公的教育費と私立義務教育規模の間にはトレードオフ関係があるという仮説を支持する。

都市と農村の所得比は、すべての推定において、1%水準での正の相関がある。具体的に、都市と農村の所得比が1単位高くなるにつれて、私立小学校が約0.22%、私立中学校規模が約0.13%、私立小中学校規模が約0.18%とそれぞれの規模が拡大する。この結果は、中国の私立義務教育学校の利用者として、高所得層家庭と低所得層家庭の両方があるという実態を反映している。また、先述した国民平均年収の効果と組み合わせて考えれば、低所得層より、私学義務教育学校の規模に対する高所得層の貢献度が比較的に高いと推測できる。

本研究では、「潜在的な消費者」による私学義務教育に対する超過需要の重
論 文

要性を意識したものので、適切なデータが見当たらないため、都市化を表す指標としての都市戸籍人口の割合を使用した。その結果、都市戸籍人口の割合はすべての推定において、有意性水準が異なるものの、正の符号が示されており、「潜在的な消費者」に関する仮説が支持されなかった。都市戸籍人口の割合は、私立中学校に対して1%水準で正の相関を示す一方、私立小学校とは無相関である。私立小・中学校間の当該変数の効果の相違から、「潜在的な消費者」による超過需要への働きかけが窺える。つまり、中学校適齢生徒より、小学校適齢児童を有する出稼ぎ人口が多く、私立小学校に対する戸籍に起因する超過需要が比較的強く、私立小学校规模に対する当該変数の正の効果が弱まったと考えられる。

私学投資の効果について、まず、私立小中学校全体に対して、効果の正負が統一しておらず、全体的に、私立義務教育規模の拡大要因とは言えない。次に、私立小学校に対しては、仮説と相反する有意な負の効果がある。私立中学校に対しては、10%水準で正の相関が認められているとはいえ、t値が2以下に留まることから、拡大要因とは言いにくい。以上のような結果について、第一に、私学投資において、義務教育を対象とした投資の比重が極めて小さいこと、第二に、義務教育への投資において、私立小学校に比べ、私立中学校を対象とするものが比較的多いことが推測される。

社会寄付は、すべての検定において有意な結果が確認されておらず、私立義務教育規模と無相関と言える。社会寄付が決して私立義務教育のみを対象としておらず、私立高等教育や私立幼稚教育、さらに公立の教育セクターも含まれているという事実が窺える。また、私立義務教育学校に給付される寄付金の一部が、教職員の給料や学校設備に充てられているかもしれないが、在学者数の増加に繋がっていないことが推測される。先述した私学投資と同様、教育に対する社会寄付の内訳に関するデータの詳細化が求められる。

私学政策ダミーは、仮説と反する結果となる。私立小中学校全体に対して、10%水準で負の相関がある。私立中学校の場合、『促進法』に依拠して私学政策を制定・実施した省は、そうでない省に比べ、教育規模が0.14%縮小する。私立小学校に対しては、負の符号を示すが、有意な相関関係ではない。省レベル私学政策は、中国初の私学教育基本法である『促進法』に依拠するため、法
的拘束力が生じており、私学教育を法的統制のもとに置かせる機能がある。これより、省レベル私学政策の未制定の省に比べ、私立学校の設置許可や運営管理の面における規制行政が強まり、客観的に私立義務教育の規模を制限してしまう。私立小学校に比べ、私立中学校規模に対する抑制効果が比較的高い。

3. まとめと今後の課題

本研究では、2003年から2011年までの中国の私立義務教育の拡大期を対象にし、省別データを用いたパネルデータ分析によって、私立小学校、私立中学校及び私立小・中学校全体のそれぞれの教育規模を規定する要因を検証した。先行研究に対して、本研究は、主に次の2つの新たな試みを行った。第一に、特定の変数効果を検証した多くの先行研究と違って、本研究は、経済水準と所得水準などの先行研究で多く扱われてきた変数に加え、私学教育の供給要因としての私学投資と社会寄付、公的教育費に起因する超過需要、転換社会を表す所得格差と都市化、教育業平均給与、及び『促進法』に依拠する私学政策のそれぞれの効果も検証した。第二に、多重共線性検定の結果により、共線性を引き起こす一人当たりのGDP、学生一人当たりの教育費及び国民平均年収の3つを個別に制御変数として、上記の諸変数とともに3つのモデルを構築することに成功した。このうち、社会平均給与をコントロールしたモデルはもっとも高い説明力を有する。時系列相関とクロスセクション相関を考慮した固定効果モデルを用いたことによって、各変数の効果推定の精度を高められた。本研究の推定結果によれば、中国における私立義務教育の規模は、多様なファクターによる共同作用によって影響されている。なかでも経済発展水準と国民所得水準の影響力が高い。これらを統制したうえで、特に、都市化の進展と所得格差の拡大に象徴される転換期中国という社会的背景が私学義務教育の拡大をもたらしている実態が見えてくる。私立小学校に比べ、都市戸籍人口の私立中学校に対する教育選好が強い。私立小学校との無相関という結果は、「潜在的な消費者」による超過需要の存在、すなわち、私立小学校が農業戸籍を有する出稼ぎ人口に選ばれている実態を暗示する。また、公的教育費の給付対象ではない私立学校は、その規模が学校設置者による投資と社会寄付に基づ
論文

スの影響を受けたという仮説は、結果からすれば支持されているとは言いにくい。さらに、公的教育の増加は、結果的に負の効果を及ぼしている。

『促進法』に基づいた省レベル私学政策の実施は、私立義務教育規模を拡大するのではなく、抑制する効果がある。しかし、教育規模の量的減少をもたらすというだけでは、中国における私学教育の法制化を否定することはできない。

『促進法』には、私学教育に対する助成策だけでなく、学校設置基準の公立学校との同等化、正規学校に対する罰則の強化などの内容も盛り込まれている。これらの拘束力を持つ規定によって、これまでに多く存在していた営利性のみを追求し、学習者の教育権利を損なう私立学校が取り除かれ、全体の教育の質の保障につながることは、むしろ私学教育の健全な発展、すなわち、『促進法』の立法趣旨(第1条)を実現することであろう。この点に関して、今後、ますます多くの省レベル私学政策が成立・実施されることが予想される。中国の私学教育法制化の進行にあわせた継続的な検証が必要である。

データの制限により、本研究では、私学義務教育に対する差異需要による影響、または、出稼ぎ人口による超過需要について、十分に検証されていない。推定モデルの決定係数から見れば、これらの変数効果は大きいと予想される。家庭の教育的選好など適切な指標を確定することが重要であり、関係データの公開も求められる。また、中国の地域間格差が大きいため、民族的要因などによる省別の相違に関する実証研究が必要である。

【注】
(1) 朱迎春・王大鵬「経済発展対高等教育規模影響的実証研究」『統計與決策』2010,79頁。
胡咏梅・薛海平「経済発展水準与高等教育規模的相關性研究」『江蘇高教』2004,23-26頁。
石麗・劉遠「中国普通高校本専科教育規模空間分布格局及影響因素」『教育與經濟』2014,66-72頁。何志方「高等教育規模與城市化聯動發展的國際經驗」『比較教育研究』2001,27-28頁。
(2) 閻鳳橋「民弁教育規模在同級教育中所占比例的影響因素分析」『教育研究』第296期,2004,64-70頁。
(3) 当該データの名称について、『中国教育統計年鑑』2004～2007各年版には、「Funds of Social Organizations and Citizens for Running Schools」と、2008年以降の各年には、「School Funding for Private School」と表記が異なる。用語統一のため、本研究は「私学投資」と表記する。
中国における私立義務教育規模の規定要因に関する省別パネルデータ分析

(4) 例えば、私立中学校の学校数の割合を従属変数とした検定結果では、一人当たりのGDPのみ有意性（5%水準）が認められるにもかかわらず、モデルの決定係数が0.9677と異常に高い結果となっている。また、社会団体と個人による経費の割合を従属変数とした検定結果では、小・中学校のいずれにおいては有意な説明変数が一つしかなくともかわらず、両方モデルの決定係数は0.85以上である。宋光輝・陳勇「超額需要、差異化需求与我国民弁教育規模」『管理世界』第6期、2009、61-71頁。

(5) 筆者が、宋・陳（2009）で使用されていたパネルデータ（2003～2006年）を用いて、多重共線性検定を行った結果、一人当たりのGDPと一人当たりの教育費の両方のVIF値が10.0を超え、顕著な共線性が存在することが分かった。

(6) 在学者数や在学者の割合を教育規模の指標として設定した研究として、高等教育を対象にしたものが前掲論文の石・劉（2014）、義務教育を対象にしたものに前掲論文の閻（2004）がある。

(7) 変動係数は、標準偏差を平均値で割って計算されるものであり、標本の相対的なばらつき具合（散らばり）を表す。地域格差の測定指標として使われている。数値が大きければ格差が大きくなると考えられている。

(8) James, E., Why Do Different Countries Choose a Different Public-Private Mix of Educational Services, The Journal of Human Resource, Vol.28, No.3, 1993, pp.571-592.

(9) James, E., The Public-Private Division of Responsibility for Education, International Journal of Educational Research, Vol. 21, Issue 8, 1994, p.777.

(10) James, E., Public Policies towards Private Education: an International Comparison, International Journal of Educational Research, Vol.15, Issue5, 1991, pp.359-376.

(11) 中国における私立学校の定義により、公的教育費の交付を受けられない。現行法の『中華人民共和国私学教育促進法』2条に定められている。

(12) 劉鵬照『我国人力資本形成中的民弁教育投資分析』経済科学出版社、2007、56頁。

(13) 宋暁梧「Social Transformation and Development Strategy 社会発展転型戦略」学習出版社、2012、239-240頁。

(14) 朱永東・張振鋼・田帥「区域経済因素和人口因素对研究生教育規模擴張的影響—对広東省的实証研究」『高等工程教育研究』2010、101頁。

(15) James, E. (1991), op.cit., p.374.

(16) 蔡禾・王進「農民工永久遷移意願研究」『社会学研究』6、2007、86-113頁。

(17) 陶西平・王佐書『中国民弁教育發展報告 (2003-2009)』上海人民出版社、2010、128-129頁。

(18) 都市戸籍人口の規模が大きければ都市化度が高いと認識されている。Wu, X., Economic Transition, School Expansion and Educational Inequality in China, 1990-2000, Research in Social Stratification and Mobility, Vol. 28, 2010, pp.91-108.

(19) 『促進法』第4条による。

(20) 前掲論文の胡・薛（2004）と朱・王（2010）に示されている。

(21) 小塩隆士『教育の経済分析』日本評論社、2002、24頁。

(22) 『中華人民共和国義務教育法』（2006年改定）第43条の規定による。
(23) Chow, G.C., & Shen, Y., Demand for Education in China, *International Economic Journal*, Vol.20, No.2, 2006, pp.129-147.

(24) 白雪梅「教育与収入不平等：中国的経験研究」『管理世界』第6期、2004、53-58頁。橋本圭司「中国の教育クズネッツ曲線について—パネル同時方程式モデルによる推定—」『追手門経済論集』45(1)、2010、1-17頁。

(25) 宋（2012）、前掲書。

(26) 中国各省レベル私学政策制定・実施の状況について、高（2014）を参照。高明楠「中国における私立学校参入領域に関する研究: 国レベルと省レベルとの比較から」『東京大学教育学研究科教育行政学論叢』第34号、2014、21-39頁。

(27) 劉建銀「論我国当前民弁教育地方立法的突破与問題領域」『黄河科技大学学報』第10巻第6期、2008、13-17頁。賈建国「我国民弁教育發展的制度非均衡分析」『教育學術月刊』10、2012、37頁。

(28) Driscoll, J.C., & Kraay, A.C., Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Data, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, 1998, pp.549-560.

(29) Chow & Shen (2006), *op.cit.*, p.134.
Determinants of the Size of Private Compulsory Education in China:
Estimations Based on Provincial Panel Data

Xiaonan GAO
(Graduate Student, University of Tokyo)

China is now facing a period of social transition characterized by rapid urbanization and growing income inequality. With this social change as background, provincial-level policies concerning private education have been implemented since 2003, under the law of the People's Republic of China on the Promotion of Privately-run Schools. In this socio-political environment, the size of private compulsory education has expanded rapidly during the 2000s. The purpose of this study is to clarify the determinants of the size of private elementary and private lower secondary schools by using China's provincial panel data. The strongly balanced panel data set includes 30 provinces from 2003 to 2011.

Two fresh approaches are carried out in this paper. First, in addition to GDP per capita, income per capita and education spending per student, which have been examined individually in previous studies, the effects of the supply factors of “funding for private school” and “social donation”, “the average income of education industry”, “excess demand associated with government expenditure on education”, “urban-rural income gap” and “urbanization” (the ratio of urban population) as symbols of China's social transformation are examined in this paper. Moreover, as a dummy variable, the effects of the policy concerning private education at provincial-level, which are required to be formulated in accordance with the Law of the People's Republic of China on the Promotion of Privately-run Schools, is also examined. Second, as multi-collinearity tests show that collinearity occurs among the variables of GDP per capita, income per capita and education spending per student in a multiple regression, these three variables are individually examined with the above-mentioned variables as control variables, leading to three estimation models for both private elementary and lower secondary schools. Hausman’s specification test is used to choose between fixed-effects and random-effects models. The result shows that the fixed-effects model is more efficient than the random-effects model in all estimations. The estimation model that controls the income per capita shows the highest explanatory power.

The results of estimation, with the income per capita being controlled, indicate that the rise of income and the urban-rural income gap result in the expansion of private compulsory education, which are both highly significant at the 1% level. This reflects the fact that there is a strong demand for the
private compulsory education from affluent members of the population. The ratio of urban population shows an effect at the 1% significance level with regard to private lower secondary schools, but to private elementary schools.

Government expenditure on education has an inhibitory effect on the size of the private compulsory education, supporting the hypothesis that a trade-off relationship exists between government expenditure and the size of private compulsory education in China. As expected, the average income of the education industry also has a negative effect on the size of private compulsory education (at the 1% significance level). The rise in the average income of the education industry has raised costs, including those of teacher salaries in operating private schools.

Funding for private schools, which has been considered as a supply factor of profitable entrepreneurship, shows a positive correlation at the 10% significance level with regard to private lower secondary schools and a negative correlation at the 5% significance level to private elementary schools, therefore it is hard to say that this factor has any effect on the expansion of private compulsory education.

Social donations have also been expected as a supply factor with an effect on the size of private compulsory education in China. However, contrary to this hypothesis, the results show that there is no statistical correlation with either private elementary schools or private lower secondary schools. However, on the basis of this result, it can be speculated that private compulsory education in China is not the only target of social donations.

Contrary to the hypothesis based on the purpose of the Law of the People's Republic of China on the Promotion of Privately-run Schools, the results of the estimation indicates that the existence of policies on private education at the provincial-level may increase the enrollment of private lower secondary schools, but not of private elementary schools.

Because of the limitations of the data at provincial-level, the effect of “differentiated demand for private compulsory education” and “excess demand from population of migrant workers” are not examined in this paper. However, as coefficients of determination (R2-Within) are 0.51 with regard to private elementary schools, and 0.65 to private lower secondary schools, these two variable are expected to have a significant effect on the enrollment of both private elementary schools and lower secondary schools. Those related microdata need to be collected and shared by local governments. Moreover, because of the large regional differences in the size of private compulsory education in China, it is important to clarify the differences of the determinants among provinces. These two issues should be explored in the future research.