OUKA
The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	学力の経済分析 ： 国内実証研究の展望
Author(s)	北條, 雅一
Citation	国際公共政策研究. 2011, 16(1), p. 163-179
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/23041
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

学力の経済分析：国内実証研究の展望

Economic Analysis of Academic Achievement among Japanese Students: A Survey of Empirical Studies

北條雅一*

Masakazu HOJO*

Abstract

This paper aims to review the literature on econometric analysis of academic achievement among Japanese students. Recent development in the availability of rich data on students' academic performance enables researchers, including economists, to empirically analyze the determinants of students' academic performance. This paper reviews recent empirical studies in Japan on the education production function and the effect of class size reduction. The author shows estimation results of the education production function for eighth graders in Japanese public schools.

キーワード：学力の生産関数、学級規模、日本

Keywords： Education production function, Class size, Japan

JEL Classification Numbers：I21, I22

* 新潟大学経済学部准教授

1. はじめに

子どもの教育成果を左右する要因は何か。この素朴な疑問に対しては、教育学のみならず、社会学、教育社会学、経済学、心理学、医学の研究者による研究が国内外で蓄積され、多くの議論がなされてきた。教育成果の規定要因を明らかにすることは、それ自体が重要な研究課題であることは間違いない。そして同時にそれは、研究結果が学校現場や子育てに還元される可能性が高いという意味で極めて政策的な研究課題でもある。

経済学においては、子どもの教育成果は人的資本蓄積の重要な一部分であると認識されてきた。人的資本の蓄積は、個人レベルでは将来の就業や所得に及ぼす影響が大きいと同時に、マクロレベルでは経済成長の源泉となることを多くの研究が明らかにしている（Becker, 1964; Lucas, 1988; Barro, 1991）。最近では、幼少期の良好な家庭環境や就学前教育の充実が、就学後の教育成果の向上に強く影響していることが国内外で報告されている（Heckman, 2006; 小原・大竹, 2010）。

就学前教育の重要性を示す研究成果に注目が集まりつつある一方で、就学中の要因、あるいは学校側の要因についての研究は数十年にわたって数多く蓄積されてきた（Hanushek, 2003）。どのような学校が、あるいは学校におけるどのような取り組みが子どもの教育成果を高めるのか。この問いには、学校現場に携わる教員や教育研究者のみならず、他分野の研究者や政策担当者からも強い関心が寄せられてきた。経済学の視点からみた場合、この問いには2つの側面がある。ひとつは上述の人的資本蓄積という側面であり、もう一つは効率的な資源投入という側面である。学校教育には多くの物的・人的資源が投入されているが、多くの国では学校教育は政府によって供給されている。政府支出に効率性が求められるのは、それが教育に対する支出であっても例外扱いにはならない。

就学中の子どもの教育成果を測る指標は、個人レベルでは学力や体力、学級や学校レベルではいじめや問題行動、不登校の頻度など多岐にわたる。学校現場に近い研究者の中には、協調性や他者への思いやりなど情緒面の成長を重視する立場も見られる。また、就学中の教育成果は将来の労働市場において賃金に反映される、との観点から卒業後の賃金を教育成果の代理変数とみなす研究もある（Card and Krueger, 1992）。何をもって子どもの教育成果とするか、という問いに答えるのは容易なことではないし、本論文で深く立ち入ることはしない。一方で、これまで多くの研究者が、何らかの試験の点数で示される学力を教育成果の重要な一部分とみなしてきたことは事実である。

本論文の第一の目的は、子どもの学力を規定する就学中の要因について、日本のデータを用いて分析された既存研究を展望することである。こうした研究は「学力の規定要因分析」や「学力（あるいは教育）の生産関数分析」と呼ばれてきた研究分野に属する。わが国ではこれまで、厳密な実証分析に耐えうる規模の学力データの利用が困難であったこともあって、こうした実証研究の蓄積は少なかった。しかし近年、各種の学力調査データの利用可能性が高まったことで、この分野の研究が進展しつつある。本論文では、主に経済学者による近年の研究を整理し、利用されたデータの

性質についても比較する。

本論文の第二の目的は、日本のデータを用いて学力の生産関数を推定することである。具体的には、国際数学・理科教育動向調査（Trends in International Mathematics and Science Study; 以下ではTIMSSと表記）の日本のデータを用いて生徒個人レベルの学力生産関数を推定し、子どもの学力に影響を及ぼす要因を明らかにするとともに、近年の既存研究との結果の違いについて考察する。

先行研究および本論文の分析結果から、生徒の学力に強く影響を及ぼすのは家庭環境であることが指摘されるが、学校や教師を通じた物的および人的資源投入の影響については議論の余地が残ることが示される。こうした結果から、今後は学力調査と同時に、家庭環境や学校資源に関する詳細な情報を収集し公開することの必要性が示唆される。また、世間的な関心が高く、政策的な介入の時期が迫っている少人数指導の効果については、未だ一貫した結論が得られていないことが明らかとなり、今後の研究蓄積が急務であることを指摘する。

論文の構成は以下のとおりである。第2節では、学力の生産関数に関連した既存研究について、主に経済学者による研究結果を紹介するとともに、使用されているデータの特徴を比較する。第3節では、実証分析に際して留意すべきいくつかのポイントを指摘する。第4節では、TIMSSのデータを用いて学力の生産関数を推定した結果を紹介し、家庭環境が学力の決定要因として重要であることを指摘する。第5節は全体をまとめつつ、学力の生産関数分析の今後の方向性とデータ収集の改善点を提示する。

2. 日本における先行研究とデータの特徴

2.1 経済学における先行研究

日本において児童・生徒の学力低下が懸念され始める契機となったのは、「ゆとり」の中で子どもたちに「生きる力」をはぐくむことを理念として掲げた、1997年6月の中央教育審議会第二次答申であろう。この答申に前後して実施された学習指導要領の改訂（1992年および1997年）において、授業内容や授業時間数の削減が盛り込まれたことも、児童・生徒の学力低下に対する懸念を増大させた。また、2003年に公表された複数の国際学力調査結果において日本の児童・生徒の得点順位が低下したことは、学力低下が現実に起こっていることを示す兆候として注目されたといえる。これに前後して、文部科学省は授業内容や授業時間の削減方針を改め、主要教科の授業時間数を拡大するなどの対策を講ずるに至っている。

子どもの学力向上を模索するうえで必要不可欠な作業は、正しいデータに基づく厳密な定量的検証である。学力に影響を及ぼすと考えられている要因の中で、学力に対して因果的な影響を持つ真の要因は何か。さらにはそうした要因の中で、政策的にコントロール可能なものは何か。こうした問いに答えうる定量的な分析は、学力データの利用が困難であったことを主因として、日本国内においてはあまり蓄積されてこなかった（Oshio and Senoh, 2007）。近年、2000年代後半になって学

力データが一部利用可能となり、実証的な研究成果が発表され始めているのが現状である。

国内における児童・生徒の学力データとして最も注目を集めているのは、文部科学省が2007年に調査を開始した「全国学力・学習状況調査」（以下、全国学力テスト）である。全国学力テストは、全国的な義務教育の機会均等とその水準の維持向上の観点から、各地域における児童生徒の学力・学習状況を把握・分析するための基礎的資料を蓄積することを目的として、全国の小学校６年生と中学校３年生を対象に実施されている国語と算数・数学の学力調査である。2009年度までの３年間は悉皆調査が実施されたため、大規模かつ信頼性の高い学力データとして研究者の関心は強い。

全国学力テストのデータをもとに､学力と学校資源の関係を定量的に分析した研究が篠崎（2008）である。篠崎（2008）は、初年度である2007年度の調査結果のうち、千葉県公立校のデータを利用して学力の生産関数を推定している。学力の生産関数は教育の生産関数とも呼ばれ、学力テストの結果をアウトプット、学校を通じた教育資源の投入および家庭環境等をインプットとして定式化したものである。篠崎（2008）では、主に学校を通じた教育資源投入と学力の関係に注目している。具体的には、ICT設備や図書整備などの物的資源、教員配置に関する人的資源、教員研修や学校運営に関する変数、社会や地域に存在する資源、の４つの教育資源の多寡と、学校レベルの平均正答率や標準偏差の関係を分析している。定量的分析の結果、学級規模などの人的資源および一部の教員研修の実施が学力と有意な関係にある一方で、物的資源や学校運営の在り方と学力の高低に有意な相関がないことを指摘している。

全国学力テストの３か年分データを利用した研究に野崎・平木・篠崎・妹尾（2011）がある。彼らは、2007年から2009年に実施された全国学力テストの公表結果から都道府県パネルデータを作成し、都道府県レベルの学力生産関数を推定している。パネルデータによって都道府県レベルの観察されない要因の影響をコントロールしている点に加え、学力下位層におけるばらつきを分析対象としている点が特徴である。子どもの学力低下は、子ども全体の学力分布が左方へ移動していることを必ずしも意味しない。彼らは、近年の学力低下懸念の背景として学力下位層の分布が厚くなっていることを指摘し、下位成績層におけるばらつきを下方分散（50パーセンタイルと10パーセンタイルの比）によって指標化している。平均点と下位分散をそれぞれアウトプットとする学力生産関数の推定の結果、教育関連予算と平均点との間には有意な関係がないが、教育関連予算と下方分散の間には有意な関係があることを報告しており、教育予算の投入という政策的介入が成績下位層の底上げをもたらす可能性を指摘している。

日本の児童・生徒の学力データは、国際的な学力調査の結果からも利用可能な場合がある。国際数学・理科教育動向調査（TIMSS）は、国際教育到達度評価学会（IEA）によって実施されてきた、第１回国際数学教育調査（1964年）、第１回国際理科教育調査（1970年）から続くものであり、1995年実施の第３回国際数学・理科教育調査以降の調査をTIMSSの後ろに調査年を付加して呼ぶこととなっている。調査結果のデータは生徒レベルのものが公開され、実施主体のウェブサイトか

らダウンロードして入手することが可能である[1)]。調査対象は各国の第4学年と第8学年の生徒で、日本の場合は小学校4年生と中学校2年生が該当する。試験科目は、小学校4年生は算数と理科、中学校2年生は数学と理科である[2)]。

TIMSS 2007に参加した日本の児童・生徒のデータを用いて学力の生産関数を推定した研究に北條（2010）がある。北條（2010）は、小学4年生の算数、中学2年生の数学の学力（点数）を決定する要因を分析している。TIMSSのデータには生徒レベルの情報に加え、授業担当教師の情報、学校の情報が含まれているため、学力に影響を及ぼしうるさまざまな要因をコントロールした推定が可能となっている。生徒レベルの学力をアウトプットとする学力生産関数の推定の結果、生徒の個人属性および家庭属性と学力の間に有意な関係が確認される一方で、教師や学校に関する変数と学力の間には有意な関係を持つものが少ないことを報告している。加えて、近年日本の小中学校で導入が進んでいる少人数指導や習熟度別指導の効果についても分析を試みており、少人数指導と学力の間に有意な関係はないが、習熟度別授業の実施によって個人属性や家庭属性の効果が小さくなることを指摘している。

Hojo and Oshio（2010）は、TIMSS 2007に参加している東アジア諸国/地域のデータを用いて、学力生産関数の国際比較をおこなっている。分析対象である日本、台湾、韓国、香港、シンガポールの5か国/地域は、これまでの国際的な学力調査において最高水準の好成績を残していることで知られている。Hojo and Oshio（2010）では、各国の高学力を規定している学力生産関数を推定することによって、学力決定構造の共通点・相違点を考察している。数学の点数を対象とした分析の結果、これら5か国/地域のうち、日本・台湾・韓国の3か国/地域および香港・シンガポールの2か国/地域がそれぞれ類似の学力生産構造を持つことが指摘されている。

近年の日本で特に注目を集めている教育政策として、少人数指導と公立学校選択制が挙げられる。前者は、欧米を中心とした研究において‘class size effect’と呼ばれ、多くの実証研究が蓄積されているが、その結果は一様ではない。一クラスあたりの生徒数を小さくする少人数指導は、教師一人あたりの生徒数を少なくすることを意味する。その期待される効果は、大人数学級に比べて生徒一人一人に教師の目が行き届くようになり、それが教師による生徒の状況把握を改善し、各生徒の状況に応じたきめ細かい指導を可能とすることで、生徒の学力向上をもたらすというものである。日本でも、2011年度から小学校1年生のクラスの上限人数を40人から35人に引き下げることになっており、経済学研究者を含め教育関係者・政策担当者の関心は高い。

こうした背景から、学力の規定要因の中でも学級規模の効果に焦点を絞った研究が進んでいる。学級規模縮小がもたらす学力向上効果の識別を試みている赤林・中村（2011）の特徴は2つある。ひとつは、学級規模と学力の間の相関関係ではなく、学級規模の縮小が学力に与える影響の因果的

1） 1995年以降に実施された調査のデータは、TIMSS & PIRLS International Study Centerのウェブサイト（http://timss.bc.edu）からダウンロードすることができる。
2） 以下、煩雑さを避けるため、算数・数学を単に数学と呼ぶこととする。

効果を適切に識別している点である。もう一つは、年度の最初と最後に実施された2種類の学力テストのデータを用いることによって、学級規模の縮小が当該年度中の学力の変化に与える影響を分析している点である。同一の生徒に対する複数の学力テストのデータは希少であり、これを入手し分析した赤林・中村（2011）の貢献は大きい。実証分析の結果、小学校6年生の国語において、学級規模の縮小が学力を向上させることを指摘している。

公立学校選択制については、安田編（2010）が制度設計に関する理論的分析をおこなっているが、学校選択制度が生徒の学力に与える影響を実証的に分析した研究は数少ない。Yoshida, Kogure, and Ushijima（2007）は、東京都学力テストおよび足立区独自の学力テストの結果を用いて分析をおこない、学校選択制を実施している足立区において、学力テストの点数の学校間の差が縮小し、学力改善の度合いも高まっていることを指摘している。中村（2009）は、東京都の学力データから作成した市町村単位の4年間のパネルデータを使用して、公立中学校選択制が学力に与える影響を分析しているが、学校選択制が地域内の学力を向上させる効果は確認されないことを報告している。

2.2 既存データの特徴

上記の既存研究で使用されているデータに関しては、それぞれに長所と短所があり、結論から言えば理想的なデータは今のところ存在していないといえる。以下、それぞれのデータの特徴をまとめることとする。

2.2.1 全国学力・学習状況調査（全国学力テスト）

文部科学省が2007年から実施している全国を対象とした学力調査であり、対象学年は小学校6年生と中学校3年生である。2009年度までは悉皆調査として実施されたため、児童・生徒レベルでは各年度100万人を超える巨大な学力データとなっている。対象科目は小学校6年生が国語と算数、中学校3年生は国語と数学であり、それぞれの科目の問題は、主として「知識」を問うA問題（国語A、算数・数学A）および主として「活用」を問うB問題（国語B、算数・数学B）から構成されている。学力試験とは別に、児童・生徒に対する質問紙調査も実施されており、学習意欲や関心、家庭生活について質問している。学校への質問紙調査も実施されており、指導方法に関する取り組み状況などが調査されている。

学力の規定要因分析に全国学力テストのデータを使用することの利点は、悉皆調査である2007年から2009年のデータに関しては、調査対象の偏りがない大規模なデータを得られることである[3)]。しかしながら、通常は都道府県レベルの集計結果しか利用できない点が最大の欠点であると言わざるを得ない。調査実施に携わったごく一部の研究者は児童・生徒レベルのデータにアクセスできるが、それ以外の研究者は公開されている都道府県レベルのデータしか利用できない。上述の赤林・

3） 2010年実施の調査からは抽出率30%の抽出調査および希望利用方式となった。

中村（2011）は、複数の地方自治体に対して情報公開請求をおこない、これに応じた横浜市から学校単位の集計データを得ている。こうした方法で得られるデータでは、情報公開に応じた自治体に立地する学校のみが分析対象となるため、得られた分析結果が他の地域にも妥当であるかを判断することが難しくなる。

また、全国学力テストには児童・生徒の家庭環境に関する情報が少ない点も問題である[4)]。欧米を中心とした既存研究において、家庭環境（所得水準や両親の学歴など）が子どもの学力に強く影響を及ぼすことが繰り返し指摘されていることを踏まえると、家庭環境に関する変数が含まれない形の学力生産関数の推定は、必要な変数が欠落している推定となり、結果の信頼性が低下する可能性がある。

全国学力テストは、データの有用性に比してその分析実施数が極端に不足していると言わざるを得ない。ある程度の匿名処理を施しつつ、少なくとも研究者向けにはデータ公開を促進することで、様々な分野で活用が広がることを期待したい。

2.2.2 国際学力調査

日本の児童・生徒が参加している国際学力調査のデータとしては、上で紹介したTIMSSのほか、OECDが実施している生徒の学習到達度調査（Programme for International Student Assessment, PISA）が挙げられる。これらのデータの最大の利点は、匿名処理された生徒レベルのデータが広く一般に公開されていることである。この利点を活かし、北條（2010）やHojo and Oshio（2010）では、児童・生徒レベルの学力生産関数を推定することが可能となっている。また、学力調査に加えて、児童・生徒、教師、学校長を対象とした質問紙調査が実施されているため、それぞれに関する特徴を変数化して分析に加えることが可能となっている点も利点である。

TIMSSやPISAのデータは利用が簡単でサンプル数も確保できる点が強みであるが、ある一時点のクロスセクションデータしか得られないという欠点を避けることはできない[5)]。次節で詳しく述べるが、学力の規定要因を分析する際に不可欠な視点は、得られた結果が学力と諸要因の相関関係なのか、あるいは諸要因から学力への因果関係なのかを識別することである。クロスセクションデータの分析から得られる結果には、因果関係ではなく相関関係を表している場合も多いため、結果の解釈には慎重にならざるを得ない。

細かい点になるが、PISAに含まれる日本のデータを使用する場合の注意点として、対象学年と実施時期の問題がある。PISAの対象学年は日本では高等学校１年生であり、調査時期は６月から７月である。つまり、入学して間もない高校生が調査対象となっている。日本では高校入試の選抜によって、学力水準の近い生徒が同一の高校に通っている。こうした状況を踏まえると、PISAの

4) この点を克服する試みに、お茶の水女子大学の研究グループによる補完調査がある（耳塚, 2007）。補完調査では、教師と保護者を対象に質問紙調査を実施し、世帯所得、学校外教育支出、家族構成、子どもとのふれあい方などの情報を収集し、生徒レベルの学力データと接続しているが、情報は公開されていない。

5) この点は、全国学力テストも同様のようである。全国学力テストは、生徒個人を識別可能にするIDを記録していないとされる。

調査対象となっている高校生の学力は、調査時点で通っている高校の特徴とは無関係に決まっている部分が大きいと考えられる。これに対し、TIMSSの調査対象は小学校4年生と中学校2年生であり、調査時期も2月から3月であるため、調査時点で通っている学校や授業担当教師の特徴と児童・生徒の学力の間に関係があると想定しても不自然ではない。

2.2.3 その他のデータ

全国学力テストおよび国際学力調査以外のデータは、その多くが自治体独自の学力テストの結果である。例えば中村（2009）は、東京都が実施した「児童・生徒の学力向上を図るための調査」の公表データを使用している。この調査は、都内公立中学校の2年生全員を対象として国語、数学、英語、社会、理科の5教科についてペーパーテスト形式で実施され、その結果は、各地域各教科の平均正答率として公表されている。

自治体による学力調査以外のデータとしては、赤林・中村・直井・敷島・山下（2011）で使用されているJHPS子ども特別調査がある。上に挙げた全国学力テストや国際比較調査、自治体独自の調査は、いずれも学校を通じた調査である。そのため、子どもの家庭環境に関する詳細な情報を得ることは難しい。赤林らが使用しているデータは、慶應義塾大学が収集しているJapan Household Panel Survey（日本家計パネル調査, JHPS）の家計調査に付随して実施された「JHPSお子様に関する特別調査」から得られたものである。もともと家計調査として同一の家計を継続して調査しているため、子どもの家庭環境に関する詳細かつ継続的な情報が利用可能となっている点が最大の特徴である。こうした情報を活かし、家庭環境や子どもの属性が学力に与える因果的効果の推定が可能となっている。

広く公開されている情報を活用している研究に小塩・佐野・末冨（2009）がある。彼らは大都市圏の中高一貫校を対象に、各学校の大学合格実績を在学中に獲得した学力の代理変数とみなして、教育の生産関数を推定している。彼らの研究では、各学校の入学偏差値と大学合格実績の公表データを組み合わせることで、入学時と卒業時の2時点の学力データを近似的に得ているところに特徴がある。

3. 分析における留意点

学力の生産関数を推定して学力の決定要因を分析する場合、次のような点が分析上のポイントとなる。

第1に、いくつかの例外的なデータを除けば、多くの場合に使用するデータは一時点のクロスセクションデータである。調査時点の学力を被説明変数、学力に影響を及ぼす要因を説明変数とする多変量回帰分析によって得られる係数推定値の大きさやその統計的有意性の検定に注目しがちであるが、同時に重要なのは、説明変数と被説明変数の間の関係が因果関係なのか相関関係なのかとい

う点である。適切な操作変数を用いて因果的効果の識別を試みる場合を除き、得られた結果をあたかも因果関係を示すものとして解釈することには慎重であるべきである。

例えば、習熟度別授業の効果を考えると、調査時点以前に学力が低迷していた学校において習熟度別授業が積極的に導入されているといったケースが考えられる。この場合、習熟度別授業の導入と学力の間に有意な関係が見られない、あるいは負の関係がある、という実証結果が得られたとしても何ら不自然ではない。もともと学力が低迷していたから習熟度別授業を導入しているのである。同様のことは、因果関係が自明である変数を除いて、学力生産関数に含まれる多くの説明変数を解釈する際に起こりうる。

第2に、研究者には観測されない変数の影響への注意である。生徒レベルにせよ集計された地域レベルにせよ、子どもの学力に影響を及ぼすことが明らかであるにもかかわらず、研究者が統計的な情報を得られない変数が存在する。生徒レベルでは、子どもの観測されない能力が代表例である。例えば、家庭環境の代理変数として家庭の蔵書数を用いた分析において、家庭の蔵書数が多い子どもほど学力が高くなる傾向がある、という分析結果を額面通りに解釈してよいだろうか。研究者には観測されないが保護者には観察されている能力があり、子どもの能力が高いと判断した保護者は、その子どもに多くの本を買い与えている可能性がある。この場合、研究者には観測されない能力を示す変数が回帰分析の説明変数から脱落することによって、家庭の蔵書数の効果を過大に推定してしまうことになる。こうした問題に対処するためには、同一の子どもを継続的に調査したパネルデータを使用する（赤林・中村・直井・敷島・山下, 2011）、同一生徒の複数科目の学力データを使用する（Kang, 2007）といった方法が考えられる。

第3に、学級規模の効果を識別する際の注意点として、データで得られる学級規模には2つの種類があるという点である。ひとつは、ホームルーム時の学級規模と表現できるものである。何年何組の生徒数、と言い換えることもできる。もう一つは、学力調査の対象となる教科の授業時の学級規模である。近年では多くの学校で習熟度別授業が導入されているため、授業時の学級規模とホームルーム時の学級規模が異なっている場合がある。学級規模縮小の効果を識別する場合に、どちらの学級規模を用いることが適切なのかを判断するのは難しい。現状では、使用するデータセットに依存する部分が大きい。例えば、全国学力テストのデータから得られるのはホームルーム時の学級規模であるが、TIMSSから得られるのは授業実施時の学級規模である。

4. 学力の生産関数の推定例

4.1 推定モデル

本論文で推定する学力生産関数は以下のものである。

$$A_i = \beta_0 + F_i\beta_1 + T_i\beta_2 + Z_i\beta_3 + \beta_4\overline{A}_{-i} + \varepsilon_i$$

A_iは生徒iの点数、F_iは生徒iの本人属性および家庭背景等の変数ベクトル、T_iは生徒iを指導している教師や通っている学校に関する変数ベクトル、Z_iは少人数指導や習熟度別授業といった教育上の取り組みに関する変数ベクトルである。$\overline{A}_{-i}$はピア・グループ効果を代理する変数であり、本稿の分析では、本人を除いたクラスメイトの平均点数である。βはパラメータ、εは誤差項である。なお、ここでは中学２年生の数学に限って分析結果を報告する。

点数Aに関して、TIMSSのデータセットには素点のほかにもいくつかの種類が含まれている。本稿の分析で用いるのは、国内平均150点、標準偏差10点に変換された数値である。Fには、本人属性として女子ダミーと生まれ月ダミー、家庭に関するものとして家庭の蔵書数、学習机・コンピュータ・地球儀の有無、両親の学歴をあらわすダミー変数が含まれている[6)]。なお、これらの変数は児童・生徒への質問紙から得られたものであり、保護者から得た回答ではない点に注意が必要である。特に、両親の学歴については「わからない」と回答している生徒も少なくない。そのため、ダミー変数の作成に当たっては「わからない」を一つのカテゴリとした。

教師や学校に関する変数Tには、授業担当教師の教職経験年数とその二乗項、性別、学歴のダミー変数、学校における教材や教師の不足感、学校所在地の都市規模、学校全体における経済的に恵まれない生徒の比率、学年生徒数が含まれている。教師や教室施設の不足感は、学校質問紙内の「あなたの学校では、次のどれかが不足していたり、不十分であることが学習指導に影響を与えていますか」との質問に対し、「教材」「教室などの学習施設」および「教師」の項目において、それぞれ「影響がある」「たくさん影響がある」と回答している場合に１、そうでない場合に０をとるダミー変数としている。

教育上の取り組みを示すZには、教科授業時の学級規模（クラスサイズ）、習熟度別授業の実施有無に関するダミー変数（実施している場合に１をとる）が含まれている。学級規模の変数を説明変数とする場合には、推定値のバイアスに注意する必要がある（Hoxby, 2000）。例えば、学力の停滞している学校の学校長が、学力向上を目的としてより多くの教員を配置し、結果としてそのような学校において少人数学級が実現しているような場合には、学級規模と点数の相関によるバイアスが生じる可能性がある。また、調査者には観測されない変数と学級規模の間に相関があるような場合にもバイアスが発生する可能性が考えられる。こうしたバイアスを除去する方法として、操作変数を用いた推定が提案されてきた。本稿では、Angrist and Lavy（1999）で提案された操作変数法を適用する。

Angrist and Lavy（1999）は、イスラエルの小学校の学級編制において、「学級規模の上限を40人とすべきである」という古代の賢人が示したルール（Maimonides's Rule）が厳格に運用されているという性質に着目し、実際に編制された学級規模がその学年の学年生徒数の増減によって決定されていることを示した。具体的には、例えば学年生徒数が40人以下の場合は１つのクラスが編制さ

6） 家庭の蔵書数には雑誌、新聞、教科書は含まれていない。また、コンピュータには家庭用ゲーム機は含まれていない。

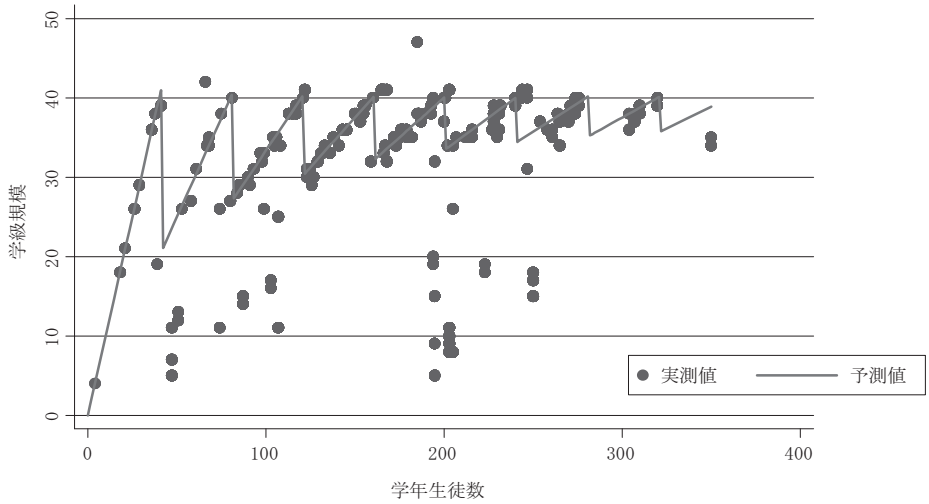

図１　学級規模の実測値と予測値

れるが、学年生徒数が41人となったところでルールが適用され、20人と21人の２クラスに編制される。つまり、学年生徒数が40の倍数を超える度に１クラス当たりの生徒数が小さくなるということであり、こうしたルールに基づいて導かれる学級規模の予測値を、実際の学級規模の操作変数として使用することによって学級規模の効果を識別している。日本の学校では、学級編制基準によって１クラスの人数が40人とされているため、結果的にイスラエルとよく似た学級編制条件となっていることが予想される。予測値は次式によって導出できる。

$$\text{Predicted class size} = \text{enrolment}/\{\text{int}[(\text{enrolment}-1)/40]+1\}$$

ここでint[]は括弧内の値に最も近い整数値を返す関数である。図１は、本稿で使用するTIMSSデータを用いて、実際の学級規模および40人を上限とした場合のルールに基づく予測値を示している。やや乖離がみられるものの、１クラス40人上限ルールから導かれる予測値は実際の学級規模の変動をうまく説明しているといってよいだろう。言い換えれば、ルールから導かれる予測値は実際の学級規模との相関が高い。同時に、予測値の変動は学年生徒数にのみ依存するものであり、学校の平均学力や親による学校選択の影響は小さいであろう。したがって、ルールから導かれる予測値は、実際の学級規模の操作変数として望ましい性質をもつものと考えられる。

習熟度別授業の実施有無に関するダミー変数についても注意が必要である。この変数は、学校質問紙の「あなたの学校では、２年生の生徒は数学の授業の中で能力別にグループ分けされますか」の質問に対して「はい」と回答している場合を１とするダミー変数である。したがって本稿では、TIMSSにおいて「能力別グループ分け」と表現されているものを「習熟度別授業」と読み替えていることになる。

ピア・グループ効果の代理変数として、ここでは本人を除いたクラスメイトの平均点数を使用している。同様の手法はTIMSS 2003 を用いたKang（2007）においても適用されているが、ピア・グループ効果の検証には別の変数が使用されることもある。例えば、Ammermueller and Pischke（2009）は本人を除いたクラスメイトの家庭蔵書数の平均値を使用し、Hanushek et al.（2003）は本人を除いたクラスメイトの平均点数と経済的に恵まれないクラスメイトの比率を用いている。上述のように、ここで使用するTIMSSデータには家庭の蔵書数に関する情報が含まれており、Ammermueller and Pischke（2009）と同様のピア・グループ変数の効果を検証することも可能であるが、ここではその結果は報告しない。なお、紙幅の節約のため、推定に使用する変数の記述統計は北條（2010）を参照されたい。

4.2 推定結果

表１の（１）列は、中学２年生の全サンプルを用いた、数学の学力生産関数を推定した結果である。ここでまず確認されることとして、生徒本人およびその家庭に関連する説明変数の影響が大きいことが挙げられる。例えば、１～３月に生まれた早生まれの生徒は、４～６月に生まれた生徒に比べて0.98点（0.10 standard deviation）、統計的に有意に点数が低くなっている。これは、Bedard and Dhuey（2006）およびKawaguchi（2011）において確認されている同一学年内での年齢効果（相対年齢効果）を追認するものである。この効果は、10～12月生まれの生徒についても確認されているが、その影響は0.72点とやや小さく、統計的有意性もない。また、家庭の蔵書数や所有物の効果も大きい。蔵書数が200冊を超える家庭に育った生徒は、０～10冊の家庭の生徒に比べて4.21点、得点が高いという結果となっている[7)]。コンピュータや地球儀を所有している場合も同様に有意に得点が高くなっている。学習机の有無は有意な係数とはなっていないが、これは、学習机を保有していない生徒の割合が非常に少ないことによるものと考えられる。

授業を担当する教師に関する説明変数の効果では、女性教員が授業を担当している場合に統計的に有意なプラスの効果が確認されているが、教師の学歴（修士号）および教職経験年数はいずれも統計的に有意ではないという結果になっている。同様に、学校に関する変数の影響も統計的に有意なものはほとんど確認されない。学校が立地する都市規模、経済的に恵まれない生徒の割合、学校規模の代理変数である学年生徒数、教材などの不足感を示す変数の効果はいずれも統計的に有意ではない。

近年導入が進んでいる教育上の取り組みをあらわす変数については、学級規模は学力に影響を及ぼさないとの結果が得られている。数学の学力と学級規模の間に有意な関係がみられないことは、赤林・中村（2011）の結果と整合的である。習熟度別授業の実施は生徒の得点と有意にプラスの関係にあることが確認されている。ピア・グループ効果の代理変数である本人を除いたクラスメイト

7） 家庭の蔵書数という変数の効果の解釈、言い換えれば何の代理変数なのかを判断することは容易ではない。家庭の所得水準、家庭の文化的環境、保護者の教育熱心さ、といった要因を代理していると考えられる。

表１　学力生産関数の推定結果

	(1) 全生徒		(2) 男子		(3) 女子	
女子ダミー	−0.435	(0.321)	−	−	−	−
生まれ月：7-9月	−0.084	(0.460)	−0.495	(0.672)	0.129	(0.575)
生まれ月：10-12月	−0.716	(0.465)	−1.368	(0.717)	−0.212	(0.625)
生まれ月：1-3月	−0.982	(0.406) *	−2.152	(0.671) **	−0.023	(0.615)
家庭の蔵書数 (11-25)	1.448	(0.598) *	1.824	(0.831) *	1.214	(0.684)
家庭の蔵書数 (26-100)	3.041	(0.563) **	3.545	(0.867) **	2.704	(0.645) **
家庭の蔵書数 (101-200)	3.793	(0.660) **	4.228	(0.981) **	3.626	(0.740) **
家庭の蔵書数 (200冊超)	4.210	(0.685) **	4.836	(0.937) **	3.699	(0.833) **
学習机の所有	0.935	(0.557)	1.496	(0.892)	0.282	(0.799)
コンピュータの所有	7.397	(1.779) **	10.723	(2.194) **	3.013	(1.868)
地球儀の所有	1.325	(0.495) **	0.305	(0.741)	2.275	(0.700) **
母親学歴：高校卒	2.413	(1.029) *	1.838	(1.901)	2.678	(1.478)
母親学歴：短大・高専卒	3.991	(1.053) **	3.730	(2.004)	4.124	(1.407) **
母親学歴：大学・大学院卒	2.839	(1.097) **	2.076	(1.989)	3.476	(1.500) *
母親学歴：わからない	2.081	(0.989) *	1.979	(2.044)	1.610	(1.488)
父親学歴：高校卒	2.195	(1.161)	1.981	(1.338)	2.521	(1.461)
父親学歴：短大・高専卒	2.719	(1.287) *	2.891	(1.649)	2.616	(1.500)
父親学歴：大学・大学院卒	5.047	(1.140) **	4.761	(1.365) **	5.508	(1.475) **
父親学歴：わからない	2.197	(1.130)	1.780	(1.579)	2.825	(1.421) *
学年生徒数	0.005	(0.008)	0.001	(0.014)	0.010	(0.011)
学年生徒数2乗	−0.002	(0.002)	−0.001	(0.003)	−0.002	(0.003)
経済的に恵まれない生徒の比率：10-25%	−0.193	(0.320)	−0.606	(0.519)	0.321	(0.394)
経済的に恵まれない生徒の比率：25%超	−1.278	(0.700)	−1.040	(1.091)	−1.218	(0.639)
学校所在地規模：100,001-500,000	0.009	(0.391)	−0.601	(0.661)	0.598	(0.482)
学校所在地規模：50,001-100,000	−0.360	(0.474)	−0.721	(0.722)	0.131	(0.590)
学校所在地規模：15,001-50,000	0.407	(0.439)	−0.190	(0.714)	1.018	(0.535)
学校所在地規模：15,000人以下	1.852	(1.025)	0.260	(1.082)	3.174	(1.599) *
教材の不足	−0.360	(0.479)	−0.292	(0.898)	−0.248	(0.611)
教室の不足	0.005	(0.400)	0.622	(0.593)	−0.650	(0.504)
教師の不足	0.484	(0.320)	0.686	(0.479)	0.194	(0.441)
教師：女性ダミー	0.504	(0.203) *	0.566	(0.325)	0.499	(0.304)
教師：修士号	−0.650	(0.555)	−0.734	(0.582)	−0.663	(0.902)
教師：教職経験年数	0.001	(0.014)	0.023	(0.022)	−0.019	(0.021)
クラスサイズ	0.048	(0.054)	0.045	(0.098)	0.032	(0.087)
習熟度別授業の実施	0.831	(0.392) *	0.922	(0.598)	0.517	(0.501)
クラスメイトの平均点（本人除く）	0.031	(0.007) **	0.037	(0.009) **	0.027	(0.009) **
定数項	112.813	(4.447) **	107.611	(5.497) **	117.877	(6.016) **
自由度修正済み決定係数	0.142		0.131		0.164	
観測数	4585		2327		2258	

注：括弧内は学校レベルの誤差項の相関に頑健な標準偏差である。
**, * はそれぞれ有意水準1%、5%で統計的に有意であることを示す。

の平均得点の係数は、プラスで統計的に有意である。具体的には、クラスメイトの平均得点が10点上昇すると、本人の点数は約0.3点高くなっている。この結果はピア・グループ効果の存在を示唆するものではあるが、推定値の妥当性および解釈には注意が必要である。例えば、ある生徒のクラスメイトの平均得点が高く、その影響によって本人の得点が上昇していると同時に、クラスメイトはその生徒の得点上昇によって刺激を受け、得点が上昇している可能性がある。これはManski (1993) において指摘されている‘reflection problem’と呼ばれるものであり、こうした同時決定性を考慮すると、β_4はクラスメイトの学力から本人学力への因果関係を示すものではなく、生徒相互間の影響の度合いと解釈するほうが適切である。

続いて、生徒の性別によってサンプルを分割した結果を確認する。(2)列は男子生徒、(3)列は女子生徒に関する推定結果である。まず、生まれ月の効果が男女で異なっていることが読み取れる。具体的には女子生徒サンプルの推定において、1～3月の早生まれによる負の効果が統計的有意性を失っているのに対し、男子では有意な負の効果が確認され、その大きさは(1)列よりも大きくなっている。両親学歴の効果については、女子生徒のほうが母親学歴の効果がやや強いようであるが、男女間に顕著な差は確認されていない。

学級規模の効果は、男女ともに統計的に有意ではない。教師の効果にも男女差は確認されないが、学校の立地に関する変数の効果は異なっている。地方部に立地する学校において得点が高くなる効果は女子生徒のサンプルでのみ確認されている。学級規模や習熟度別授業の実施有無、ピア・グループの効果に男女間で顕著な違いは確認されていない。

以上の推定結果から、生徒個人の属性と家庭環境に関する変数の効果が強く、学校や教師に関する変数の影響が非常に小さいことを読み取ることができる。一方で、習熟度別授業やピア・グループの効果が正で統計的に有意であるという結果は、授業実施時の学級編制を工夫することで、生徒の学力を高める余地があることを示唆している。

5. まとめと今後の課題

本論文では、子どもの学力の決定要因について、主に経済学者による近年の実証研究を中心に文献を紹介した。また、著者による学力生産関数の推定結果を報告し、どのような要因が子どもの学力と関係があるのかを明らかにした。日本におけるこうした研究は始まったばかりであり、研究蓄積は少ない。また、本論文の執筆時点で利用可能な学力データは複数あるが、いずれも長所と短所があり、既存の公表データを用いて諸要因と学力の間の真の因果関係を適切に分析することは難しい。こうした点を含め、この分野の今後の研究課題を以下に提示しておきたい。

第1に、データ収集の充実である。これは単に、多くの生徒や学校を対象とした調査を実施するという意味ではない。標本としての代表性を持たせつつも、因果関係の分析を可能にするようなデータを収集する必要があるということである。学力に影響を及ぼしうる要因の中には、子どもの学力

と同時に決定されるような性質をもつものが少なくない。諸要因から学力への真の因果関係を識別するためには、同一生徒およびその家庭、そしてその子どもが通う学校やクラスを継続的に追跡したデータが収集されることが理想である。

第 2 に、政策的課題との関連性を考慮した研究の進展である。この点はすでに、学級規模縮小の効果や公立学校選択制度の影響に関する実証分析が報告されつつあるが、今後さらに研究を進めることで、教育政策の変更にともなう想定外の不利益の発生を予防するとともに、より効果の高い教育政策の立案に貢献することが期待される。

第 3 に、これまで実施されてきた教育政策の定量的検証である。とくに、学力低下論争の契機となったいわゆる「ゆとり教育」の効果については、部分的にこの教育を受けた世代の子どもたちが学校を卒業しつつあることを踏まえ、厳密な効果の検証･評価が必要である。一定の期間に限って、全国一律に、かつ当事者である子どもや保護者の意向とはほぼ無関係に教育政策の大幅な変更が実施されたことは、分析者の観点から見れば効果の検証がしやすいという側面もある。ただし、教育の成果が数十年後に発現するとの研究成果があることを踏まえれば、拙速な評価は危険である。

第 4 に、就学前教育が教育成果に及ぼす効果の検証である。就学前あるいは出生前の教育環境や家庭環境が、その後の子どもの教育成果に大きな影響を及ぼすという海外の研究結果を受け、国内においても分析が始まりつつある（小原・大竹, 2009, 2010）。しかしながら、データの制約からより厳密な分析の必要性が指摘されている。子どもの学力の規定要因として学校の重要性を否定するものではないが、就学前と就学中の両方の要因を考慮した分析が必要であると考える。

最後に、費用効果分析の必要性である。学力の規定要因が明らかになるにつれ、学力を向上させる諸要因への政策的な介入が検討されることは想像に難くない。しかしながら、いくつかの政策的手段の中で何を優先するかを判断する際には、それぞれの政策実現に要する費用とその効果を適切に考慮する必要がある。すでに急速な高齢化が進展しつつある日本では、今後も高齢者比率の増加が確実であることから、子ども世代に投入される予算が減少していくとの指摘もある。そうした中で、効率的に学力向上をもたらす教育政策の実現に貢献しうる研究分野として、今後の進展が望まれる。

参考文献

Ammermueller, A., and J. Pischke (2009) “Peer Effects in European Primary Schools: Evidence from the Progress in International Reading Literacy Study,” *Journal of Labor Economics*, 27 (3), pp. 315-348.

Angrist, J. D., and V. Lavy (1999) “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement,” *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), pp. 533-575.

Barro, R. J. (1997) “Economic Growth in a Cross Section of Countries,” *Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), pp. 1169-1213.

Becker, G. S. (1964) *Human Capital*. Chicago: University of Chicago Press.

Bedard, K., and E. Dhuey (2006) "The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects," *Quarterly Journal of Economics*, 121 (4), pp. 1437-1472.

Card, D., and A. B. Krueger (1992) "Does School Quality Matter? Returns on Education and the Characteristics of Public Schools in the United States," *Journal of Political Economy*, 100 (1), pp. 1-40.

Hanushek, E. A. (2003) "The Failure of Input-Based Schooling Policies," *The Economic Journal*, 113, pp. F64-F98.

Hanushek, E. A., J. F. Kain, J. M. Markman, and S. G. Rivkin (2003)"Does Peer Ability Affect Student Achievement?" *Journal of Applied Econometrics*, 18 (5), pp. 527-544.

Heckman, J. J. (2006) "Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children," *Science*, 312, pp. 1900-1902.

Hojo, M., and T. Oshio (2010) "What Factors Determine Student Performance in East Asia? New Evidence from TIMSS 2007," PIE/CIS Discussion Paper (Hitotsubashi University) No.494.

Hoxby, C. M. (2000) "The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation," *Quarterly Journal of Economics*, 115 (4), pp. 1239-1285.

Kang, C. (2007) "Academic Interactions among Classroom Peers: A Cross-Country Comparison Using TIMSS," *Applied Economics*, 39 (12), pp. 1531-1544.

Kawaguchi, D. (2011) "Actual Age at School Entry, Educational Outcomes, and Earnings," *Journal of the Japanese and International Economies*, 25 (2), pp. 64-80.

Lucas, R. E., Jr. (1988) "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), pp. 3-42.

Manski, C. F. (1993) "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem," *Review of Economic Studies*, 60 (3), pp. 531-542.

Oshio, T., and W. Senoh (2007) "The Economics of Education in Japan: A Survey of Empirical Studies and Unresolved Issues," *Japanese Economy*, 34 (1), pp. 46-81.

Yoshida, A., K. Kogure, and K. Ushijima (2007) "School Choice and Student Sorting: Evidence from Adachi City in Japan," Department of Social Systems and Management Discussion Paper Series No.1170, University of Tsukuba.

赤林英夫･中村亮介（2011）「学級規模縮小が学力に与えた効果の分析―横浜市公開データに基づく実証分析―」日本経済学会春季大会報告論文.

赤林英夫・中村亮介・直井道生・敷島千鶴・山下絢（2011）「子どもの学力には何が関係しているか：JHPS子ども特別調査の分析結果から」Discussion Paper Series DP2010-009, Joint Research Center for Panel Studies, Keio University.

小塩隆士・佐野晋平・末冨芳（2009）「教育の生産関数の推定―中高一貫校の場合」『経済分析』，第182号，pp. 48-69.

小原美紀・大竹文雄（2009）「子どもの教育成果の決定要因」『日本労働研究雑誌』No.588，pp. 67-84.

小原美紀・大竹文雄（2010）「親の失業が新生児の健康状態に与える影響」『日本労働研究雑誌』No.595，pp. 15-26.

篠崎武久（2008）「教育資源と学力の関係」千葉県検証改善委員会『平成19年度全国学力・学習状況調査分析報告書』第７章，pp. 73-97.

中村亮介（2009）「学校選択制が学力に与える影響の実証分析―東京都学力パネルデータを用いて―」『エコノ

ミア』60（2），pp. 57-74.
野崎祐子・平木耕平・篠崎武久・妹尾渉（2011）「学力の生産関数の推定―底上げをどう図るか―」Discussion Paper Series No. 2011-03, Faculty of Economics, Hiroshima University.
北條雅一（2011）「学力の決定要因―経済学の視点から」『日本労働研究雑誌』近刊.
耳塚寛明（2007）「小学校学力格差に挑む　だれが学力を獲得するのか」『教育社会学研究』第80集，pp. 23-39.
安田洋祐編著（2010）『学校選択制のデザイン：ゲーム理論アプローチ』NTT出版.