

学力の決定要因

——経済学の視点から

北條 雅一

(新潟大学准教授)

本論文では、日本の生徒の学力の決定要因を明らかにするため、生徒レベルの学力データを用いた実証分析をおこなう。本論文の前半では、経済学者による学力の決定要因分析が近年増加していることを紹介しつつ、経済学者が子どもの学力を分析対象とする背景と経済学的研究の特徴を述べる。本論文の後半では、公開されている国際的な学力調査の結果を用いて、日本の中学2年生の学力の決定要因を分析する。欧米の先行研究と同様、生徒の学力を強く規定しているのは家庭環境であり、学校要因の影響は小さいことが示される。学級規模の縮小によって学力が向上する効果も確認されていない。一方で、習熟度別授業の実施には統計的に有意な効果が確認された。学齢期の人的資本形成の格差を縮小するためにも、日本の実証研究の蓄積が急務である。

目次

- I はじめに
- II 学力の決定要因に関する経済学的な研究
- III 学力の決定要因——TIMSSを用いた実証分析
- IV おわりに

I はじめに

子どもの教育に対する関心の高さは、いつの時代も変わらないように見える。近年では、子どもたちの学力低下や学力の二極化が問題視された結果、いわゆる「ゆとり教育」の見直しや、公立小学校における1学級35人の少人数学級の導入が進みつつある。こうした学力をめぐる議論の土台には、「子どもの学力はどのような要因によって決定されているのか」という問いに対する定量的な研究成果が存在する。このような研究は「学力の規定要因分析」や「教育の生産関数分析」と呼ばれ、国内では主として教育学や教育社会学の分野で研究が蓄積されてきたが、近年になって経済

学者もこの分野で一定の貢献をおこないつつある。以下では、経済学者がこの分野に注目する理由を紹介したのち、本論文の目的と分析結果を要約する。

子どもの学力の決定要因が経済学において注目される理由は3つある。第1の理由は、学力は幼少期・青年期に形成される人的資本の重要な一部分を占めることである。所得格差の拡大や格差の固定化、情報化の進展にともなう労働市場の二極化(池永 2009, 2011)が懸念される中で、所得の根源的な決定要因である人的資本がいかにして形成されるのかという点に注目が集まるのは自然である。加えて、近年の研究は幼少期・青年期に形成される人的資本がのちの人的資本形成に決定的な影響を及ぼすことを明らかにしつつある(Heckman 2006; 小原・大竹 2009)。そのため、学力の決定要因の解明が格差問題の解決策を議論するうえでも欠かせないものとなっている。

第2の理由は、教育とりわけ公教育を受けることによる子どもの学力の向上は、子ども個人のみ

ならず社会全体に利益をもたらすことに関連する。すべての子どもが公教育を受けることを保障され一定の学力を身につけるようになれば、社会全体の生産性が高まり、他の構成員もその恩恵を受ける（こうした効果を外部経済効果と呼ぶ）。外部経済効果をもつ財・サービスの需要は過少となる可能性があるため、社会的に最適な水準の教育需要を実現するために政府がその費用を負担している。義務教育が無料で提供されているのはこのためでもあるが、その財源は結局は消費者が負担している。人口高齢化の進展によって義務教育費支出が減少する可能性を指摘する研究もある（大竹・佐野 2009）。学力の決定要因の解明は、限られた財源を所与として、子どもの学力向上を効率的に実現するための方法を模索するうえで不可欠な研究課題である。

第3の理由は、上記の2点とも関連するが、家庭環境や居住地の如何にかかわらず等しく公教育を受ける権利が保障され、すべての子どもが一定の学力を獲得することが社会の公平性をもたらすという点である。平等な教育機会を保障することが学齢期の人的資本蓄積の格差を縮小しているかどうかは、実証的な研究による検証が必要な仮説である。

以上で挙げた理由に加えて、学力データの公開が進んだことも経済学者による学力の決定要因に関する分析を促したといえる。とはいえ、もともと国内においては、教育学や教育社会学の分野で研究が蓄積されてきた研究課題である。では、経済学の研究アプローチにはどのような特徴があるのだろうか。筆者は2点の特徴があると考えます。

1点目の例として、少人数学級の効果を考えてみる。学級規模を小さくすることによって生徒一人ひとりに教師の目が行き届くようになり、きめ細かな指導が実現されることによって生徒の学習成果が向上する、これが少人数学級導入の期待される効果である。この効果を定量的に検証する際に、少人数学級で学ぶ生徒と大人数学級で学ぶ生徒の平均学力を単純に比較しても、少人数学級の効果を識別することはできない。学校側が（研究者には観察されない）何らかの意図をもって学級人数を変動させている可能性があるからである。

学力の停滞している生徒を少人数学級で指導しているような場合には、学級規模が生徒の（過去の）学力に依存していることになり、ある時点の学力と学級規模の間関係は相互依存的なものになってしまう。学力と、学力に影響を及ぼしうる諸要因の間には、このような相互依存的な関係をもつと考えられるものが少なくない。経済学的な研究の特徴は、諸要因と学力の間の相関関係ではなく、諸要因から学力への因果関係を識別しようとする点にある。そのために、ある要因のみを変動させる変数を利用した操作変数法や、研究者には観察されない要因を取り除くことが可能なデータを活用するといった分析手法を用いる。

経済学的な研究の特徴の2点目は、政策的な含意を念頭に置いた分析視点である。学力に影響を及ぼす諸要因の中には、政府や学校運営者によって制御（あるいは政策的介入）が可能なものと、そうでないものがある。例えば学級規模の縮小は政策的な介入が可能であるが、保護者の所得水準や学歴、家庭での生活習慣といった要因への介入は難しい。経済学的な研究では、介入が難しい変数の影響をコントロールしたうえで、政策的に変更可能な要因の効果に注目する機会が多い。こうした研究アプローチは、政策変更にとまなう便益と費用を想定することにも通ずる。

本論文の第一の目的は、近年進みつつある経済学的な研究を主な対象として、学力の決定要因に関する国内の既存研究を展望することである。実証分析に利用可能な学力データの公開が始まったことを受けて、国内のデータを用いた実証分析が蓄積されつつある。現状では数は限られているが、経済学的なアプローチによる研究成果から共通の知見を見出し、今後の研究テーマを示したい。

本論文の第二の目的は、生徒レベルのデータを使用した学力の決定要因分析の結果を報告することである。分析結果から、子どもの学力の決定には本人や家庭の要因が強く影響していることが示される。この結果を受けて、本人要因や家庭要因の影響を縮小する可能性がある指導方法として、習熟度別授業の効果に注目する。

論文の構成は以下のとおりである。IIでは、学力の決定要因に関する国内外の既存研究を簡潔に

紹介し、得られている知見をまとめる。Ⅲでは筆者による実証分析の結果を報告する。論文全体のまとめをⅣでおこなう。

Ⅱ 学力の決定要因に関する経済学的な研究

1 海外の先行研究

教育の生産関数分析は、主として欧米を中心に研究蓄積が進んできた分野である。米国においてこの分野の先駆けとなった『コールマン報告』(Coleman *et al.*, 1966) は、1960年代に米国で実施された大規模な学力調査をもとに、生徒の学力達成水準の決定要因を分析した結果をまとめたものである。この中で、学校や教師への資源投入を通じた生徒一人当たり教育支出額と学力の間には明確な相関がない一方で、家庭環境などの生徒の社会的・経済的背景と学力が強く相関していることが示された。この報告以降、文字通り膨大な数の実証分析が報告されてきたが、それらをまとめた Hanushek (1997) によれば、学校を通じた物的・人的資源投入の効果が期待通りに表れている研究結果は少ない。

学力の決定要因の中で経済学者による注目が高かったのはクラスサイズの効果である。中でも、1980年代に米国テネシー州で実施された実験(Project STAR)のデータを用いた研究は大きな議論を呼んだ。この実験では、異なるサイズの学級に生徒がランダムに配置され、少人数・大人数それぞれの学級に配置された生徒間の学力差を継続的に調査している。この実験から得られたデータを使用して学級規模縮小の効果を識別する研究が続けられたが、その結果はまちまちであった¹⁾。また、実験デザインそのものの問題が指摘されるなど(Hoxby 2000)、こうした実験を実施する難しさも浮き彫りとなっている。

実験とは異なり、学級規模の外生的な変動を利用した操作変数法によってクラスサイズ縮小の因果的効果を識別する研究が近年盛んとなっている。その先駆けとなったのは Angrist and Lavy (1999) であり、次節の実証分析でも彼らと同様

の方法を採用している²⁾。

クラスサイズ以外の要因では、ピア・グループの効果に関する研究も盛んにおこなわれてきた。ある生徒の学力は、その生徒本人の要因に加えてクラスメイトの影響も受ける。近年の研究は、クラスメイトから生徒本人の学力への因果的効果を識別することを目的としたものが多くなっている³⁾。

2 国内の先行研究

経済学者による国内を対象とした実証研究は、Oshio and Senoh (2007) が指摘するように、学力データの利用が制約されていたことを主因として、近年までほとんど進展してこなかったのが実情である。2000年代の後半になり、いくつかの学力データが利用可能になったことで経済学者による研究が発表され始めた。文部科学省が2007年から調査を開始した『全国学力・学習状況調査』(全国学力テスト)の千葉県公立校のデータを用いた篠崎(2008)は、学校レベルのデータを用いて学力の生産関数を推定し、学校を通じた教育資源投入と学力の関係について分析している。その結果、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。

同じく全国学力テストのデータを使用した研究に赤林・中村(2011)がある。彼らは学級規模の縮小がもたらす学力への因果的効果の識別を試みている。また、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も注目に値する。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効果があることを指摘している。野崎・平木・篠崎・妹尾(2011)は、都道府県レベルで集計された全国学力テストの3カ年分のデータを利用して、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。実証分析の結果、教育関連予算の投入が成績下位層の底上げ

をもたらす可能性が指摘されている。

国際的な学力調査から日本の生徒のデータを手することも可能となってきた。Hojo (2011) および Hojo and Oshio (2010) は、『国際数学・理科教育動向調査』(Trends in International Mathematics and Science Study, 以下 TIMSS と表記) のデータを用いて、生徒レベルの学力を被説明変数とする学力の生産関数を推定している⁴⁾。いずれの研究結果においても、日本の生徒の学力を強く規定しているのは学校要因ではなく家庭環境であることが示されている。

Ⅲ 学力の決定要因——TIMSS を用いた実証分析

1 データ

本節の実証分析に使用するデータは、TIMSS の1999年および2007年調査の結果である⁵⁾。この国際学力調査は、国際教育到達度評価学会(IEA)によって行われてきた、『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ようになっている。

本稿で主に使用するTIMSS 2007には、59カ国/地域が参加し、これまでのTIMSS調査とほとんど同じ条件で、第4学年(日本では小学校4年生)と第8学年(同中学校2年生)を対象として実施された。国内の調査は国立教育政策研究所が担当し、2007年3月に実施されている。調査の目的は、初等中等教育段階における児童・生徒の算数・数学および理科の教育到達度を国際的な尺度によって測定・研究すること、1995年、1999年、2003年調査の同学年との比較を行うことである⁶⁾。

調査の種類は、児童・生徒を対象とした「問題」および「児童質問紙」「生徒質問紙」、教師を対象とした「教師質問紙」、学校長を対象とした「学校質問紙」である。「問題」は14種類の問題冊子から児童・生徒ごとに1種類を指定する。解答時

間は小学4年生が72分、中学2年生が90分である。1人の児童・生徒が解く問題数は、小学校は約50題、中学校は約60題である。

「児童質問紙」および「生徒質問紙」は本人が約30分で回答することになっており、自身の性別や生年月、家庭環境や家での時間の過ごし方、教科の理解や成績に関する自己評価、勉強の楽しさ、勉強が将来の役に立つと思うか、といった項目が質問されている。「教師質問紙」は、標本抽出された児童・生徒の算数・数学、理科の授業を担当している教師が調査の対象となっている。調査項目は、年齢、性別、最終学歴、教職経験年数、大学での専攻、調査対象学級の授業時の学級規模、教科の指導に関する時間の使い方や問題点などである。「学校質問紙」は、標本抽出された児童・生徒が通う学校の学校長が回答している。調査項目は、学校規模、学校が立地する都市の規模、就学援助を受けている生徒の比率といった学校の特徴、学校全体での児童・生徒の問題行動の頻度や教育用施設の不足感などである。後に詳述する習熟度別授業に関する質問も含まれている。

標本抽出は、学校所在地の地域類型(層)を考慮した上で、『学校基本調査』をもとにまず学校を抽出し、そこから学級を抽出する層化二段階抽出によって実施されている。抽出された学級の全生徒が調査対象となる。学校によって、1学級のみを抽出している場合と、2学級を抽出している場合がある。小学校は148校の児童4487名と教師250名、中学校は146校の生徒4312名、数学教師216名、理科教師178名が調査の対象となっている。

TIMSSデータの最大の特長は、生徒質問紙や教師質問紙、学校質問紙の回答結果と、生徒レベルの学力データを連結して分析できる点にある。これにより、生徒の学力に影響を及ぼさうるさまざまな要因を制御した学力生産関数の推定が可能となる。なお、以下の実証分析では1999年と2007年の調査データを用いるが、それぞれの調査年で調査項目が異なっている場合や、調査対象学年が限定されている場合がある。そのため、分析対象を中学2年生に限定している。また、国立および私立学校は除外し、公立学校に通う生徒の

みを分析対象としている。

2 推定モデル

本節で推定する学力の生産関数は以下の推定式で表される。

$$A_{isc} = X_{isc} \beta + \alpha Z_{sc} + \varepsilon_{isc}$$

A は学校 s のクラス c に通う生徒 i の点数である。TIMSS のデータセットでは、素点のほか数種類の成績 (得点) が利用可能であるが、本節の分析では日本国内平均 150 点、標準偏差 10 点に標準化された点数を使用する。X は個人および家庭、教師、学校のそれぞれのレベルの説明変数ベクトルである。生徒個人レベルの説明変数は、性別と生月 (4 半期ごと) である。家庭属性の説明変数には、蔵書数、所有物、父母の最終学歴が含まれている。教師レベルの説明変数は、性別、学歴 (修士号の取得)、教職経験年数である。学校レベルの説明変数には、学年生徒数、立地する都市の規模、経済的に恵まれない生徒の比率、習熟度別授業の実施有無に関するダミー変数が含まれている。Z は各教科授業実施時の学級規模である。

少人数指導の実施によって学力の向上がもたらされるのであれば、 α の期待される符号は負である。しかしながら、学級規模の変数 Z は潜在的に内生変数であり、そのまま説明変数として推定式に含めると α の推定値に偏りが生じることが知られている。例えば、学校や教師が生徒の学力水準を考慮してクラスの規模を決定している場合や、教育熱心な保護者が学級規模の小さい学校に子供を通わせるように居住地域を移動するといった場合が該当する。こうした問題への対処として操作変数法があるが、中でも Angrist and Lavy (1999) が提案した操作変数を使用した研究が増えている。

Angrist and Lavy (1999) は、イスラエルの学校制度では 1 クラスの人数に 40 人という上限があり、学年の生徒数に応じてその上限を超えないように追加のクラスが編制されるというルール (Maimonides' Rule) が守られていることに着目した。つまり、ある学年の生徒数が 40 人以下であれば 1 クラスが編制されるが、学年生徒数が 41

人になるとルールが適用され、20 人と 21 人からなる 2 クラスが編制される。以下、学年生徒数が 40 の倍数を超えるたびにクラスが追加編制され、1 クラスあたりの生徒数は小さくなる。このルールに基づいて算出される学級規模の予測値は、実際の学級規模と強く相関する一方で、学年の生徒数のみによって決定されるという意味で外生的な変数であるため、操作変数に必要な条件を満たす。

本節の実証分析においても、Angrist and Lavy (1999) の手法と同様の操作変数法を適用する。日本では、学級編制の標準が「公立義務教育諸学校の学級編制及び教職員定数の標準に関する法律」によって定められている。本節で使用するデータの調査時点である 1999 年および 2007 年においては、一般的な場合 (同学年の生徒で編制する学級) の 1 学級あたりの生徒数は 40 人であり、イスラエルのケースと同様である。学級規模の予測値 Z_{sc}^p は次式によって算出される。

$$Z_{sc}^p = \frac{E}{\text{int}[(E-1)/40] + 1}$$

E は学年生徒数、int は括弧内の数値に最も近い整数を返す関数である。上式から得られる予測値 Z_{sc}^p を実際の学級規模 Z_{sc} の操作変数として用い、二段階最小二乗法 (2SLS) によって学力の生産関数を推定する。なお、以下のすべての推定に際しては、標本抽出の影響をコントロールするためのサンプリング・ウェイトを使用し、また同一学校内の誤差項の相関に頑健な標準誤差を算出している。付表 1 に記述統計を報告している。

3 推定結果

学力の生産関数の全体像を報告する前に、学力の決定要因が 1999 年と 2007 年でどのように変化したかを確認しておきたい。表 1 に、それぞれの年のデータを用いて推定した数学の学力生産関数の推定結果のうち、個人属性および家庭属性の影響に関する部分を抜粋したものを報告している⁷⁾。例えば 1999 年の推定結果では、女子ダミーの係数推定値は -0.995 であり、これは有意水準 5% で統計的に有意である。すなわち、1999 年の時点において、女子生徒は男子生徒に比べて数学の得

点が150点満点中約1点(0.1標準偏差)ほど平均的に低いと解釈する。

このように表1を見ていくと、興味深い事実が確認される。女子ダミーの係数は1999年では統計的に有意であるが、2007年になると符号はマイナスであるものの効果は小さくなり、統計的な有意性はなくなっている。また、生月の効果についても同様の変化が確認される。1999年においては、10月から12月生まれの生徒は、4月から6月に生まれた相対的に年長の生徒に比べて1.3点ほど平均して点数が低くなっているが、2007年にはこの効果は縮小し統計的有意性が失われている。1月から3月に生まれた生徒の点数が低くなる効果も、1999年の1.9点から1.1点へと縮小している⁸⁾。

次に家庭環境の効果を見ると、個人属性とは逆の方向へ変化していることが確認される。家庭の蔵書数が多いほど数学の学力が高くなる効果は両年で確認されるが、全体的に2007年のほうがその効果は大きくなっている。家庭の所有物の効果も同様であり、例えば辞書を保有している家庭に暮らす生徒がそうでない生徒に比べて点数が高くなる効果は、1999年の6.9点から2007年には7.9点に拡大している。表1には報告していないが、

教師や学校の特徴に関する説明変数の効果に大きな変化は確認されていない。

このような1999年から2007年にかけての変化は、個人属性が学力に及ぼす影響が弱まると同時に、家庭環境の影響が強まってきていることを示している⁹⁾。公教育によって獲得される学力が生徒個人の属性の影響を受けにくくなる一方で、生まれ育った家庭の影響が大きくなってきているという結果は、公教育が学力達成の公平性をもたらず手段としての影響力を失いつつあることを示唆している。裕福な家庭に育った子どもほど高い学力を獲得するという傾向は多くの先行研究が報告しているが、近年の日本においてその傾向がより強まっているとすれば、人的資本形成の格差を通じて将来的な所得格差の拡大と世代を通じた格差の固定化がより深刻化する可能性もある。

仮に、子どもの学力が家庭環境によって決定される部分が決定的に大きく、教師や学校の影響が限定的であるとすれば、教育予算の増額を通じて学校教育の充実を図るよりも、経済的に恵まれない子育て家庭に対して直接的な給付をおこなって家庭環境の改善を図るほうが、学力獲得の公平性という観点からみれば適切であるということになる。こうした点を念頭に置きつつ、次の分析へと

表1 学力決定要因の影響の変化(数学, 1999年から2007年)

	1999年	2007年
個人要因		
女子ダミー	-0.995 (0.499)*	-0.276 (0.317)
7~9月生まれ	-0.329 (0.484)	-0.174 (0.487)
10~12月生まれ	-1.298 (0.452)**	-0.633 (0.465)
1~3月生まれ	-1.861 (0.477)**	-1.101 (0.415)**
家庭要因		
蔵書数: 11~25冊	1.640 (0.620)**	2.084 (0.593)**
蔵書数: 26~100冊	2.375 (0.698)**	4.203 (0.532)**
蔵書数: 101~200冊	4.899 (0.668)**	4.979 (0.577)**
蔵書数: 200冊超	5.592 (0.786)**	6.043 (0.700)**
所有物: コンピュータ	2.091 (0.306)**	2.741 (0.479)**
所有物: 学習机	2.193 (1.151)	3.751 (0.874)**
所有物: 辞書	6.938 (1.482)**	7.880 (1.493)**
自由度修正済みR ²	0.092	0.085
観測値数	3098	4940

注: 1) 生徒レベルの標準化得点を被説明変数とする二段階最小二乗法を用いた推定結果のうち、個人要因と家庭要因の効果は抜粋している。教師要因、学校要因、および定数項は説明変数として含まれているが、結果は報告していない。

2) 括弧内は誤差項の学校内の相関に頑健な標準誤差である。

3) *有意水準5%, **有意水準1%で統計的に有意であることを示す。

進みたい。

2007年の調査結果を用いて学力の生産関数を推定した結果は表2に報告されている。家庭属性の説明変数の影響が強いことは表1で報告された結果と同様である。2007年調査で利用可能な両親学歴の効果を見ると、いずれも高卒未満の場合

と比べて、母親は短大・高専卒の学歴の場合に、父親は大卒以上の学歴を持つ場合にそれぞれ得点が最も高くなっている¹⁰⁾。また、両親学歴をコントロールしてもなお、家庭の蔵書数や所有物の有無による効果は依然として大きい。蔵書数の効果は最大で数学で4.5点、理科で5.8点、所有物の

表2 学力の生産関数の推定結果（数学および理科，2007年）

	数 学	理 科
個人要因		
女子ダミー	-0.496 (0.330)	-0.661 (0.292)*
7～9月生まれ	-0.007 (0.475)	0.032 (0.414)
10～12月生まれ	-0.831 (0.449)	-0.572 (0.401)
1～3月生まれ	-1.010 (0.400)*	-1.119 (0.471)*
家庭要因		
蔵書数：11～25冊	1.616 (0.599)**	2.267 (0.560)**
蔵書数：26～100冊	3.290 (0.540)**	4.049 (0.528)**
蔵書数：101～200冊	4.013 (0.631)**	5.079 (0.523)**
蔵書数：200冊超	4.478 (0.694)**	5.756 (0.622)**
所有物：コンピュータ	1.947 (0.473)**	1.794 (0.496)**
所有物：学習机	2.608 (0.891)**	2.644 (0.715)**
所有物：辞書	7.114 (1.688)**	7.041 (1.313)**
母親学歴：高卒	2.180 (1.023)*	1.281 (1.053)
母親学歴：短大・高専卒	3.669 (1.063)**	3.080 (1.028)**
母親学歴：大卒以上	2.675 (1.126)*	1.887 (1.091)
母親学歴：わからない	1.721 (1.034)	1.430 (1.052)
父親学歴：高卒	1.944 (1.166)	2.100 (1.108)
父親学歴：短大・高専卒	2.676 (1.305)*	3.202 (1.235)**
父親学歴：大卒以上	5.164 (1.136)**	4.954 (1.121)**
父親学歴：わからない	2.237 (1.126)*	2.023 (1.155)
教師要因		
女性ダミー	0.882 (0.330)**	0.178 (0.633)
修士号取得ダミー	-0.901 (0.799)	0.397 (0.746)
経験年数	0.012 (0.076)	0.041 (0.081)
経験年数2乗	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.002)
学校要因		
経済的困窮生徒の割合 (%)	-0.058 (0.020)**	-0.075 (0.020)**
習熟度別授業実施	1.256 (0.589)*	3.036 (0.934)**
学級規模 (instrumented)	0.096 (0.096)	-0.080 (0.161)
学年生徒数	0.008 (0.043)	0.023 (0.040)
学年生徒数2乗/100	-0.001 (0.025)	-0.013 (0.021)
学年生徒数3乗/10000	-0.000 (0.005)	0.002 (0.004)
都市規模：10万～50万人	-0.134 (0.573)	-0.420 (0.595)
都市規模：5万～10万人	-0.708 (0.699)	-0.975 (0.733)
都市規模：1.5万～5万人	0.078 (0.704)	0.093 (0.801)
都市規模：1.5万人未満	2.513 (1.032)*	0.945 (1.371)
定数項	126.911 (3.449)**	132.927 (4.899)**
自由度修正済み R ²	0.136	0.140
観測値数	4707	3710

注：1) 生徒レベルの標準化得点を被説明変数とする学力生産関数の推定結果である（推定方法は2SLS）。学級規模の操作変数として、学級規模の予測値を使用している。

2) 括弧内は誤差項の学校内の相関に頑健な標準誤差である。

3) *有意水準5%、**有意水準1%で統計的に有意であることを示す。

効果は最大で7点を超える。早生まれによる負の効果が約1点であることと比較すればその効果の大きさは歴然である。

教師の特徴に関する変数の中で得点に有意な影響を及ぼしているのは教師の性別である。具体的には、女性教師が数学の授業を担当している場合に得点が有意に上昇し、その効果の大きさは約0.9点である。この効果については、女性教師が男性教師に比べて指導面で優れているという解釈もできるが、担当教師の割り当てに際して、もともと指導のしやすいような学習集団に対して女性教師を割り当てているという可能性もあるため、厳密な因果関係を示すかどうかについては注意が必要であろう。

近年注目が集まっている学級規模の効果は、数学では期待される符号とは逆に正、理科では負であり、ともに統計的に有意ではない。2011年度から公立小学校1年生で35人学級が開始され、今後も順次対象学年を拡大していく方針が進みつつあるが、本節の分析結果によれば学力向上をもたらす有意な効果は確認されない。とはいえ、小学校の早い段階で少人数学級を実現することの狙いは学力向上だけでなく、集団生活へのスムーズな移行を促すという目的もある。学力向上の効果がみられないからといって学級規模縮小の効果を否定するのは早計である。

学校の特徴に関する変数では、経済的に恵まれない生徒の比率が高い学校で平均的に得点が低くなっていることが確認される。この変数は、学校が立地する地域の平均的な所得水準や社会階層を代理するものである。経済的に貧しい家庭の多い地域に立地する学校で点数が低くなるのは、上述の家庭環境の影響に相通するものである。

また、他に学力に有意な影響を及ぼしている学校レベルの変数として、習熟度別授業の実施有無を示すダミー変数が挙げられる。習熟度別授業を実施している学校に通う生徒は、未実施の学校に通う生徒と比べて数学で約1.3点、理科で約3点、平均的に得点が高くなっている。習熟度別授業は、同程度の理解度の生徒を学習集団とすることによって理解度に応じた水準の授業を可能にし、生徒の学力の向上を図るものである。文部科

学省は、2002年に公表した『確かな学力の向上のための2002アピール（学びのすすめ）』において、「少人数授業・習熟度別指導など、個に応じたきめ細かな指導の実施を推進し、基礎・基本の確実な定着や自ら学び自ら考える力の育成を図る」としている。本節の結果によれば、習熟度別授業の実施は想定された通りの効果をもたらしているといえる。

上記の結果を総合的に見れば、生徒の学力は家庭環境によって左右されている部分が大きく、教師や学校に関する説明変数の効果は限定的であると判断せざるを得ない。学校レベルの変数の中で、特に学校や政府が変更・介入可能な変数の中で生徒の学力を上昇させているのは、習熟度別授業の実施である。上述の通り、習熟度別授業の狙いは同程度の理解度の生徒を学習集団とすることによって、生徒の理解度に応じた指導を可能にする点にある。生徒の理解度が得点に反映されていると考えれば、表2の結果から、理解度の停滞している生徒は家庭環境の恵まれない生徒である可能性が高い。そのような生徒を同一の学習集団とすることによって学校全体として学力の向上がもたらされているという上記の結果は、習熟度別授業の実施が家庭環境の恵まれない生徒の学力を押し上げている可能性を示唆している¹¹⁾。

この点を確認するため、生徒本人および家庭属性の変数と習熟度別授業実施ダミーの交差項を推定式に追加し、2SLSで推定をおこなった¹²⁾。結果は表3にまとめられている。まず、本人属性の影響を見てみよう。表3の主効果の列において、1月から3月に生まれた早生まれの生徒の係数推定値は数学では-1.789となっている。これは、習熟度別授業を実施していない学校に通っている生徒の間で、4月から6月に生まれた生徒と早生まれの生徒では平均的に1.8点得点が異なっていることを意味している。その右側の列には、この変数と習熟度別授業実施ダミーの交差項の係数推定値が報告されており、推定値は1.664で統計的に有意である。すなわち、習熟度別授業を実施している学校に通う生徒の間では、未実施の学校で確認される早生まれによる負の効果がほぼ相殺されていることを意味している。

次に家庭環境の効果を確認する。習熟度別授業を実施していない学校では、家庭の蔵書数が多い生徒ほど点数が高くなっているが、習熟度別授業の実施によって、そうした効果の一部が弱まっているように見える。例えば、数学の授業で習熟度別授業を実施していない学校の場合、家庭の蔵書数が200冊を超える家庭の生徒は10冊未満の生徒に比べて5.6点得点が高いが、習熟度別授業を実施している学校ではその効果が1.2点ほど弱まっている（ただし個別には統計的に有意ではない）。母親学歴の係数についても同様であり、統計的に有意ではないものの、習熟度別授業を実施している学校では母親学歴の影響が小さくなる傾向を読みとることができる。理科の場合も同様に、習熟度別授業の実施校では家庭の蔵書数や両親学歴が学力に及ぼす影響が弱まっていることが

確認される。いずれの科目の場合も、交差項の係数推定値の統計的有意性が低いことに注意が必要であるが、習熟度別授業の実施は、家庭環境が学力に及ぼす影響を希薄化させている可能性がある。この結果は、習熟度別授業の実施が学力を平均的に向上させる効果に加えて、異なる家庭背景を持つ生徒間の学力差を縮小させるという副次的な効果を持つ可能性を示唆している。

IV おわりに

本論文では、子どもの学力の決定要因に関する最近の経済学的な研究を整理した。経済学者によるこの分野の研究が進展している背景には、所得格差に関する議論の高まりに加え、近年になって学力データの公開が進んだことが挙げられる。経

表3 習熟度別授業実施の効果（数学および理科，2007年）

	数 学		理 科	
	主効果	習熟度別授業実施ダミーとの交差項の係数推定値	主効果	習熟度別授業実施ダミーとの交差項の係数推定値
個人要因				
女子ダミー	-0.265 (0.342)	-0.308 (0.703)	-0.615 (0.304)*	0.674 (0.976)
7~9月生まれ	0.326 (0.406)	-0.616 (1.034)	-0.068 (0.419)	3.960 (1.626)*
10~12月生まれ	-1.130 (0.472)*	0.690 (0.999)	-0.807 (0.411)*	1.733 (1.385)
1~3月生まれ	-1.789 (0.528)**	1.664 (0.809)*	-1.252 (0.484)**	1.166 (2.052)
家庭要因				
蔵書数：11~25冊	1.967 (0.750)**	0.036 (1.257)	2.865 (0.568)**	-4.744 (3.680)
蔵書数：26~100冊	4.216 (0.596)**	-0.753 (1.215)	4.730 (0.566)**	-1.816 (2.685)
蔵書数：101~200冊	4.914 (0.828)**	-0.594 (1.439)	5.887 (0.536)**	-3.235 (3.410)
蔵書数：200冊超	5.641 (0.935)**	-1.242 (1.394)	6.351 (0.650)**	-1.190 (2.909)
母親学歴：高卒	3.384 (1.290)**	-2.342 (2.137)	1.610 (1.135)	-1.135 (3.469)
母親学歴：短大・高専卒	4.618 (1.271)**	-1.411 (2.257)	3.661 (1.080)**	-6.086 (3.669)
母親学歴：大卒以上	3.357 (1.331)*	-0.544 (2.337)	2.341 (1.139)*	-0.343 (3.750)
母親学歴：わからない	2.108 (1.307)	-0.203 (2.204)	1.836 (1.098)	-2.151 (3.286)
父親学歴：高卒	1.720 (0.914)	2.189 (2.279)	3.309 (1.029)**	-7.408 (3.232)*
父親学歴：短大・高専卒	2.532 (1.206)*	1.863 (2.465)	4.219 (1.139)**	-4.857 (5.823)
父親学歴：大卒以上	5.573 (0.888)**	0.786 (2.328)	6.262 (1.049)**	-3.922 (3.219)
父親学歴：わからない	2.545 (1.091)*	0.513 (2.227)	3.014 (1.060)**	-4.595 (3.890)
学校要因				
経済的困窮生徒の比率	-0.057 (0.023)*	-0.025 (0.042)	-0.084 (0.023)**	0.046 (0.053)
習熟度別授業実施	1.901 (2.775)		9.470 (5.490)	
自由度修正済み R ²	0.119		0.127	
観測値数	4729		3730	

注：1）表2で報告された学力生産関数の推定式に、個人・家庭要因と習熟度別授業実施ダミーの交差項を説明変数として加えたときの推定結果である（推定方法は2SLS）。教師要因および学校要因は説明変数に含まれているが結果は省略している。またこれらの変数と習熟度別授業実施ダミーの交差項は考慮していない。

2）括弧内は誤差項の学校内の相関に頑健な標準誤差である。

3）*有意水準5%、**有意水準1%で統計的に有意であることを示す。

経済的な実証研究の特徴は、学力と諸要因の間の相関関係ではなく、学力に影響を及ぼす要因から学力への因果的効果に注目して適切に識別する検証手法にある。少人数学級の導入が開始されるタイミングと重なったこともあり、学級規模の縮小が学力に与える因果的効果を識別する研究が進展しつつある。

本論文の後半では、生徒レベルの学力データを利用可能な国際学力調査の調査結果を用いて、日本の公立中学校に通う2年生を対象に数学と理科の学力の決定要因を分析した。その結果、生徒の学力を強く規定しているのは家庭環境の要因であり、教師や学校の要因が学力に及ぼす影響は小さいことが示された。こうした結果は海外の先行研究で繰り返し報告されているものと一致している。なお、学級規模の縮小が数学や理科の学力を向上させる効果は確認されなかった。

公教育は、異なる家庭背景を持つ生徒の間の学力差を埋めることはできないのだろうか。本論文では、近年導入校が増加している習熟度別授業の効果に注目した。習熟度別授業の実施に関わる学校側の意思決定過程が不明確であるため試論の域を出ないが、習熟度別授業の実施は、家庭環境が学力に及ぼす影響を希薄化する効果を持つことが示された。家庭環境の差異に起因する学齢期の学力格差は、その後の人的資本形成の格差を通じて、世代を通じた所得格差の拡大と固定化を深刻化させる可能性がある。政策的な対応を考えるうえでも、日本のデータを用いた学力の決定要因に関する実証分析の蓄積が急務である。

- 1) クラスサイズ縮小が学力の向上をもたらしたとする研究に Krueger (1999) がある。この結果に対して Hanushek (1999) は懐疑的である。また Finn and Achilles (1999) はテネシー州実験のデータを用いた研究成果を包括的に展望している。
- 2) 同様の方法を使用して学校規模縮小が学力に与える因果的効果を識別している研究に、ノルウェーを対象とした Bonnesronning (2003), Leuven, Oosterbeek and Ronning (2008), デンマークを対象とした Browning and Heinesen (2007), フランスを対象とした Gary-Bobo and Mahjoub (2006), ポリビアを対象とした Urquiola (2006), ヨーロッパ10カ国を対象とした Wößmann (2005) がある。
- 3) ピア・グループ効果に関する近年の研究成果として、西欧6カ国を対象に学校固定効果によって内生性に対処した Ammermueller and Pischke (2009), テキサス州の学校を対象にクラス編成の変化を用いて識別している Hanushek, et

- al. (2003), 科目間階差をとることで観察されない能力によるバイアスに対処している Kang (2007) などがある。
- 4) TIMSS を使用した教育生産関数の実証研究に Wößmann (2003), Wößmann and West (2006) がある。
 - 5) 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/>) よりダウンロードすることができる。
 - 6) 他の国際学力調査として『OECD 生徒の学習到達度調査 (PISA)』がある。TIMSS とは調査対象学年および調査科目が異なっているほか、調査内容も異なるとされる。TIMSS は学校のカリキュラムで学んだ知識や技能の習得度を評価しているのに対し、PISA は知識や技能等を実生活の様々な場面で直面する課題にどの程度活用できるかを評価している。
 - 7) 調査年の違いによって調査項目が異なっている部分が少なくないため、表1では両年の調査で共通に利用可能な情報のみを用いて推定している。このため、表1で報告されている2007年の結果と、表2以降で報告される2007年の結果が異なっている場合がある。
 - 8) 同様の結果は Kawaguchi (2011) においても報告されている。
 - 9) 同様の結果は別の学力調査結果を分析した 荻谷 (2008) においても報告されている。
 - 10) 生徒が両親の学歴を知らない場合には「わからない」という選択肢が用意されている。この選択肢を選んだ生徒は母親学歴で約25%、父親学歴で約30%存在している。これは無視できない大きさであるため、父母それぞれについて「わからない」を独立したダミー変数として加えている。また、そもそも両親の学歴を認識し回答していること自体が生徒の能力を反映している可能性がある。なお両親(生みの親)と調査時点の保護者(育ての親)が異なっている可能性もあるが、今回使用したデータでは識別不可能である。
 - 11) 言うまでもないが、家庭環境の恵まれた生徒の学力をさらに伸ばしている可能性も否定できない。
 - 12) 習熟度別授業の実施・未実施が、学校側の何らかの要因によって決定されている可能性は否定できない。この点を確認するため、習熟度別授業実施校を1、未実施校を0とするダミー変数を被説明変数、個人・家庭・教師・学校の要因を説明変数とする二値選択モデルをプロビットで推定した。その結果、習熟度別授業の実施に有意な影響を与えている説明変数は皆無であった。観察されない要因による影響は否定できないが、少なくとも観察される要因によって習熟度別授業の実施が影響を受けているという結果は確認されなかった。

参考文献

- 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。
- 池永肇恵 (2009) 「労働市場の二極化——ITの導入と業務内容の変化について」『日本労働研究雑誌』No.584, pp.73-90。
- (2011) 「日本における労働市場の二極化と非定型・低スキル就業の需要について」『日本労働研究雑誌』No.608, pp.71-87。
- 大竹文雄・佐野晋平 (2009) 「人口高齢化と義務教育費支出」『大阪大学経済学』Vol.59, No.3, pp.108-130。
- 荻谷剛彦 (2008) 『学力と階層——教育の綻びをどう修正するか』朝日新聞出版。
- 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。

付表 1 記述統計 (2007 年調査)

	全サンプル (N = 8413)		数 学				理 科			
			習熟度別授業なし (N = 2846)		習熟度別授業あり (N = 1861)		習熟度別授業なし (N = 3557)		習熟度別授業あり (N = 149)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
数学得点	149.015	9.409	148.885	9.464	149.420	9.323				
理科得点	149.312	9.747					149.074	9.779	151.424	9.329
個人要因										
女子ダミー	0.494	0.500	0.493	0.500	0.496	0.500	0.494	0.500	0.510	0.502
4~6 月生まれ	0.252	0.434	0.254	0.435	0.249	0.432	0.252	0.434	0.287	0.454
7~9 月生まれ	0.264	0.441	0.256	0.436	0.279	0.449	0.261	0.439	0.290	0.456
10~12 月生まれ	0.243	0.429	0.251	0.434	0.227	0.419	0.248	0.432	0.203	0.404
1~3 月生まれ	0.238	0.426	0.238	0.426	0.243	0.429	0.237	0.425	0.219	0.415
家庭要因										
蔵書数 0~10 冊	0.156	0.363	0.143	0.350	0.176	0.381	0.151	0.358	0.246	0.432
蔵書数 11~25 冊	0.217	0.412	0.217	0.413	0.216	0.412	0.218	0.413	0.190	0.393
蔵書数 26~100 冊	0.321	0.467	0.333	0.471	0.304	0.460	0.321	0.467	0.312	0.465
蔵書数 101~200 冊	0.159	0.366	0.165	0.371	0.149	0.356	0.161	0.368	0.144	0.352
蔵書数 200 冊超	0.147	0.354	0.142	0.349	0.155	0.362	0.148	0.355	0.109	0.313
コンピュータ保有ダミー	0.870	0.337	0.881	0.324	0.857	0.350	0.875	0.331	0.738	0.441
学習机保有ダミー	0.947	0.224	0.954	0.210	0.938	0.242	0.949	0.220	0.918	0.275
辞書保有ダミー	0.985	0.122	0.987	0.115	0.981	0.135	0.985	0.120	0.987	0.116
母親学歴：高卒以下	0.028	0.166	0.029	0.168	0.026	0.160	0.028	0.166	0.039	0.193
母親学歴：高卒	0.348	0.476	0.344	0.475	0.356	0.479	0.346	0.476	0.370	0.484
母親学歴：短大・高専卒	0.209	0.407	0.210	0.408	0.212	0.409	0.207	0.405	0.191	0.394
母親学歴：大卒以上	0.158	0.364	0.161	0.368	0.149	0.357	0.161	0.368	0.122	0.328
母親学歴：わからない	0.257	0.437	0.256	0.436	0.256	0.436	0.258	0.437	0.279	0.450
父親学歴：高卒以下	0.050	0.219	0.050	0.218	0.050	0.217	0.050	0.217	0.092	0.291
父親学歴：高卒	0.282	0.450	0.280	0.449	0.288	0.453	0.279	0.449	0.323	0.469
父親学歴：短大・高専卒	0.082	0.274	0.076	0.265	0.092	0.288	0.081	0.272	0.068	0.253
父親学歴：大卒以上	0.266	0.442	0.284	0.451	0.236	0.425	0.275	0.446	0.144	0.353
父親学歴：わからない	0.320	0.466	0.310	0.463	0.335	0.472	0.316	0.465	0.372	0.485
教師要因										
女性ダミー	0.289	0.453	0.453	0.498	0.344	0.475	0.127	0.333	0.330	0.472
修士号保有ダミー	0.082	0.274	0.051	0.220	0.058	0.234	0.123	0.329	0.000	0.000
経験年数	16.137	9.873	15.121	9.330	15.379	9.402	17.387	10.395	15.700	10.042
学校要因										
経済的困窮生徒の比率 (%)	13.576	11.795	13.590	11.108	13.026	12.041	13.814	12.151	14.889	12.056
都市規模 50 万人超	0.217	0.412	0.239	0.426	0.162	0.369	0.242	0.429	0.000	0.000
都市規模 10~50 万人	0.361	0.480	0.370	0.483	0.370	0.483	0.358	0.480	0.179	0.385
都市規模 5~10 万人	0.205	0.404	0.231	0.421	0.166	0.372	0.210	0.407	0.168	0.375
都市規模 1.5~5 万人	0.169	0.374	0.112	0.315	0.250	0.433	0.151	0.358	0.496	0.502
都市規模 1.5 万人未満	0.048	0.213	0.049	0.216	0.053	0.224	0.039	0.193	0.157	0.365
学級規模 (数学)	32.145	8.437	33.896	5.826	29.736	10.604				
学級規模 (理科)	34.738	4.979					35.010	4.559	29.148	8.644
学年生徒数	156.676	68.261	162.203	74.821	147.878	53.816	159.340	70.244	115.952	37.508
習熟度別授業実施 (数学)	0.370	0.483	0	0	1	0	0.280	0.449	0.821	0.385
習熟度別授業実施 (理科)	0.047	0.212	0.011	0.105	0.097	0.297	0	0	1	0

注：1) TIMSS 2007 のデータベースより筆者作成。サンプリング・ウェイトによる重みづけをして計算している。

2) 国立および私立学校は除外されている。欠損値のある生徒も除外されている。

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

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.

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, 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, 533-575.

Bonesrønning, H. (2003) "Class size effects on student achievement in Norway: Patterns and explanations," *Southern Economic Journal*, 69, 952-965.

- Coleman, J. S., E. Q. Campbell, C. J. Hobson, J. McPartland, A. M. Mood, F. D. Weinfeld, and R. L. York, (1966) *Equality of Educational Opportunity*, Washington, DC: U. S. Government Printing Office.
- Browning, M. and E. Heinesen (2007) "Class size, teacher hours and educational attainment," *Scandinavian Journal of Economics*, 109, 425-438.
- Finn, J. P. and C. M. Achilles, (1999) "Tennessee's class size study: Findings, implications and misconceptions," *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21, 97-110.
- Gary-Bobo, R. J. and M. B. Maimonides (2006) "Estimation of class-size effects, using 'Maimonides' rule': The case of French junior high schools," CEPR Discussion Paper No.5754, London.
- Hanushek, E. A. (1997) "Assessing the effects of school resources on student performance: An update," *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19, 141-164.
- (1999) "Some findings from an independent investigation of the Tennessee STAR experiment and from other investigations of class size effects," *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21, 143-164.
- 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, 527-544.
- Heckman, J. J. (2006) "Skill Formation and the economics of Investing in disadvantaged children," *Science*, 312, 1900-1902.
- Hojo, M. (2011) "Education production function and class-size effects in Japanese public schools," Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series, 194, Hitotsubashi University.
- 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, 1239-1285.
- Kang, C. (2007) "Academic interactions among classroom peers: A cross-country comparison using TIMSS," *Applied Economics*, 39, 1531-1544.
- Kawaguchi, D. (2011) "Actual age at school entry, educational outcomes, and earnings," *Journal of the Japanese and International Economics*, 25, 64-80.
- Krueger, A. B. (1999) "Experimental estimates of education production functions," *Quarterly Journal of Economics*, 114, 497-532.
- Leuven, E., H. Oosterbeek, and M. Rønning (2008) "Quasi-experimental estimates of the effect of class size on achievement in Norway," *Scandinavian Journal of Economics*, 110, 663-693.
- Oshio, T. and W. Senoh (2007) "The economics of education in Japan: A survey of empirical studies and unresolved issues," *Japanese Economy*, 34, 46-81.
- Urquiola, M. and E. Verhoogen, (2009) "Class-size caps, sorting, and the regression-discontinuity design," *American Economic Review*, 99, 179-215.
- Wößmann, L. (2003) "Schooling resources, educational institutions and student performance: The international evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 117-170.
- (2005) "Educational production in Europe" *Economic Policy*, 20, 445-504.
- Wößmann, L. and M. West, (2006) "Class-size effects in school systems around the world: Evidence from between-grade variation in TIMSS," *European Economic Review*, 50, 695-736.

ほうじょう・まさかず 新潟大学経済学部准教授。最近の論文に"Shared literacy and employment in the non-farm sector," forthcoming in *Applied Economics*. 労働経済学, 教育経済学専攻。