

回帰分断デザインによる学級規模効果の推定

—全国の公立小中学校を対象にした分析—

Estimation of Class-size Effects with a Regression Discontinuity Design: An Analysis
Focusing on Public Elementary and Lower Secondary Schools in Japan妹尾 渉^{*1}・北條 雅一^{*2}・篠崎 武久^{*3}・佐野 晋平^{*4}

SENOH Wataru・HOJO Masakazu・SHINOZAKI Takehisa・SANO Shinpei

Abstract

This article empirically analyses the relationship between class size and the test scores in the subjects of Japanese Language and Mathematics respectively. The analysis draws on the students' individual data extracted from the results of "the 2009 National Assessment of Academic Ability" (conducted in all public schools except for a few), which is a joint project of the MEXT and the National Institute for Educational Policy Research. The current research, which empirically analyzed the relationship between the class size and academic ability, is characteristic in the following respects. Firstly, it used a large proportion of the student sample that almost equaled the total sample population. Secondly, it used the identification strategy of the regression discontinuity design (Angrist and Lavy, 1999) that is internationally employed as a standard technique in the research of class-size effects.

Through the analysis, it was found that the percentage of correct answers in the assessment of grade 6 Japanese Language drops by 0.045-0.026 percentage points as the class size expands. On the other hand, a significant correlation between the class size and the percentage of correct answers was not found in grade 6 Mathematics. As for grade 9 assessments, analysis of the whole sample showed no significant correlations between the class size and the percentage of correct answers in Japanese Language or Mathematics, although significant positive correlations were found in the analysis with the ± 5 cut-off point's sample. However, because more local governments have come to apply their own criteria for class composition, further considerations that reflect each area's situations may be needed in order to determine the cut-off point when a regression discontinuity design is used.

*1 国立教育政策研究所・総括研究官

*2 新潟大学・准教授

*3 早稲田大学・教授

*4 千葉大学・准教授

1. はじめに

学校教育に投入される資源が児童生徒の認知能力の形成にどの程度寄与するのか、とりわけ、教員配置を通じて教育費用を大きく左右することになる学級規模の設定とそれに伴う学力との関係性については、古くから教育現場や研究者の関心の的であった (Coleman et al., 1966)。近年、教育経済学分野でも、欧米を中心に数多くの実証研究が蓄積され、その総括が行われつつある (Glass and Smith, 1979、Hanushek, 2006)。

その一方で、教育経済学分野においては、学級規模と学力との関係性を最小二乗法 (Ordinary Least Squares regression, OLS) と呼ばれる従来の統計的手法で推定した際には、推定された学級規模の効果について内生性バイアスが生じ、正確な関係性の識別ができないことが広く認識されるようになってきた (妹尾・篠崎・北條, 2013)。そのため、現在では、推定の際に発生するこの内生性バイアスを可能な限り回避し、学級規模と児童生徒の学力との因果関係を正確に識別するための様々な統計的工夫が試みられるようになってきている (Angrist and Lavy, 1999、Krueger, 1999、Hoxby, 2000、Urquiola, 2006)¹⁾。

なかでも、Angrist and Lavy (1999) の提案した回帰分断デザイン (Regression Discontinuity Design, RDD) と呼ばれる識別戦略を用いた学級規模効果の推定は、内生性バイアス問題に対応できる一方で、実証研究における汎用性も高いことから、諸外国はもちろん、日本国内の実証研究においても徐々にその応用が試みられるようになってきた (赤林・中村・佐野・直井, 2011、Hojo, 2011, 2013、二木, 2012、Akabayashi and Nakamura, 2013)。もっとも、国内の実証研究の多くは、分析対象者や地域が限定されたサンプルデータ、あるいは学校集計データであることから、その推定結果の一般化には慎重さが求められており、各種データによるさらなる追試が必要な状況にある。

そこで、本稿では、文部科学省・国立教育政策研究所の共同実施事業「全国学力・学習状況調査 (平成 21 (2009) 年度実施分・悉皆調査)」により得られた全国の公立小中学校に在籍する小学 6 年生と中学 3 年生の児童生徒の個票データを利用し、学級規模と科目別正答率との関係性についての分析を行うこととする。本分析の特徴は、①悉皆調査により得られたほぼ母集団と等しい児童生徒単位の大規模サンプルデータを利用していること、②海外の学級規模研究において標準的な手法となっている回帰分断デザインによる識別戦略を用い、最小二乗法による内生性バイアスを考慮した推定を行っていること、にある。

推定の結果、小学 6 年生の国語では、学級規模の拡大により 0.045~0.026 パーセントポイントの正答率の低下がみられた。また、小学校 6 年生の算数では、学級規模の拡大が正答率を低下させる傾向はあるものの統計的に有意ではなかった。中学 3 年生では、国語・数学とも学級規模の拡大による正答率の低下は統計的に有意に観察されなかった。また、一部、分析対象を限定した推定においては、両科目において学級規模と正答率に正の相関が観察された。

以下、2 節では推定モデルについて、3 節では利用したデータについて、4 節では推定結果と考察について、5 節ではまとめについて述べる。

2. 推定モデルについて

2.1 最小二乗法（OLS）による推定上の問題

児童生徒の属する学級規模と学力との関係性を検証する際には、教育の生産関数と呼ばれる以下の（1）式のような推定モデルを用いた最小二乗法（OLS）による推定が行われるのが一般的である。ここで、TESTSCORE は学力、CLASSSIZE は学級規模、 α は定数項、 β は学級規模にかかる係数、 X は児童生徒の家族属性や学校の特性など教育成果に影響を与えるその他の要因群をあらわすベクトルでかつ観察可能な変数群、 γ はその他の要因群にかかる係数、 ε は誤差項である。また、 i は児童生徒を、 s は学校を、 c は学級を、それぞれ表す。

$$\text{TESTSCORE}_{isc} = \alpha + \beta \cdot \text{CLASSSIZE}_{sc} + \gamma \cdot X_{isc} + \varepsilon_{isc} \quad (1)$$

ここでの関心は、右辺の説明変数のうち学級規模 CLASSSIZE について、その係数 β が統計的に有意な影響をもつか、また有意に影響をもつならば、正と負のどちらの向きでどの程度の効果があるか、という点にある。理論的には、 β に期待される符号条件は一意には定まらない。例えば、学級規模拡大により教育指導が不十分となるような場合には符号は負の値（すなわち学級規模の拡大が成果を引き下げる）へ、一方で、学級規模拡大がクラス内に良い競争環境をもたらすような場合には符号は正の値（すなわち学級規模の拡大が成果を引き上げる）へ、さらには、両方の効果が混在するような場合には、より影響力の大きい方の符号の向きへ、と様々なケースが想定されるからである。よって、実際の符号の向きはデータによる実証分析により確認することになる。

ただし、推定のための前提条件が満たされていない OLS 推定においては、内生性バイアスと呼ばれる問題が発生することが知られている。内生性バイアスとは、回帰分析において、説明変数と誤差項の間の相関が原因で発生する推定値の偏りのことである。代表的なのは説明変数に欠落変数が存在する場合である。例えば、自治体や学校の判断で過去に学力の低かった学校に対して重点的に追加的な教員が配置され学級規模が小さくなっているようなケースを考える。もし過去の学力が直接観察できず説明変数に含まれていなければ、過去の学力の影響は誤差項に含まれるため、学級規模と誤差項が相関を持つことになる。また、別のケースでは、社会経済的な事情も含めた自治体や学校に特有な背景があり、独自に追加的な教員配置を行って学級規模が小さくなっているような場合である。この場合、学級規模の異なる自治体の学力を比較したとしても、学力の違いが学級規模によるものなのか、そもそもの観察できない自治体間の差異によるものなのか識別ができない問題が生じる。

これまでは日本でも、国の義務標準法のもと 1 学級 40 人の編制基準が示され、このルールに厳格に従う限り、各自治体や学校の判断で学級規模を左右する余地はほぼ存在しなかった。しかしながら、2001 年の義務標準法の改訂以降、徐々に学級編制の弾力化がすすめられており、現在では、自治体・学校が地域の実情や児童生徒の実態を勘案しながら独自の判断でより柔軟な学級編制が可能となっている。このことは特に、日本の実証研究においてこの年以降のデータを用いて分析を行う場合には、先に述べたような内生性バイアス問題に適切に対処することが求められることを意味している²⁾。

2.2 回帰分断デザイン (RDD) を用いた推定

学級規模にかかる係数 β についての内生性バイアスを回避する方法のひとつとして、Angrist and Lavy (1999) は回帰分断デザインを応用することを提案した。これは学級編制基準の非連続性を利用して推定を行うというものである。彼らの分析対象となったイスラエルでは、日本と同様に学級編制基準として1学級40人の上限が設けられていた (Maimonides' Rule)。このルールに基づけば、1学年の児童生徒数が40の倍数を超えるたびに、追加的に1学級が措置されることになる。例えば、1学年の児童生徒数が40人以下の学校ではそのまま1学級の編制となるが、1学年41人になった学校では追加的にもう1学級が措置され、20人学級と21人学級の2学級編制となる。同様に、1学年が80人の学校では1学級40人の2学級編制となるが、1学年が81人の学校では追加的な学級措置が行われ、27人学級の3学級編制となる。このようなルールのもとで決定される学級規模 Z_s と学年に在籍する児童生徒数 E_s の関係は、以下 (2) 式で表すことができる。

$$Z_s = \frac{E_s}{\text{int}\left[\frac{E_s-1}{40}\right]+1} \quad (2)$$

ここで、 $\text{int}[\cdot]$ は括弧内の計算値について小数点以下を切り下げて整数値をとる関数である。この予想される学級規模 Z_s は、1学年の児童生徒数 E_s に対して単純な比例関係ではなく、非連続な分断を生じる関数となっている。「全国学力・学習状況調査 (平成 21 (2009) 年度実施分)」のデータを用いて、予想される学級規模 Z_s と実際の学級規模をプロットしたものが、図 1 (小学 6 年生)、図 2 (中学 3 年生) である。これをみると、おおむね1学級40人の編制基準のルールにより運用されているが、他方で、異なる編制基準による運用も観察される。このようなケースは、回帰分断デザインのうちの Fuzzy Regression Discontinuity に該当する。この予測学級規模 Z_s は、実際の学級規模と強い相関をもつ一方で、学年の児童生徒数のみに依存して決定されるため誤差項とは相関をもたない。このとき、非連続に分断が生じる理論上の学級規模 Z_s を実際の学級規模の操作変数とする二段階最小二乗法 (Two-Stage Least Squares) により推定を行うと、学級規模の係数 β について内生性バイアスの影響を取り除いた一致推定量が得られることが知られている (操作変数法, Instrumental Variables Method)。これが回帰分断デザインを活用した推定方法である。

図 1 予想される学級規模と実際の学級規模 (小学 6 年生)

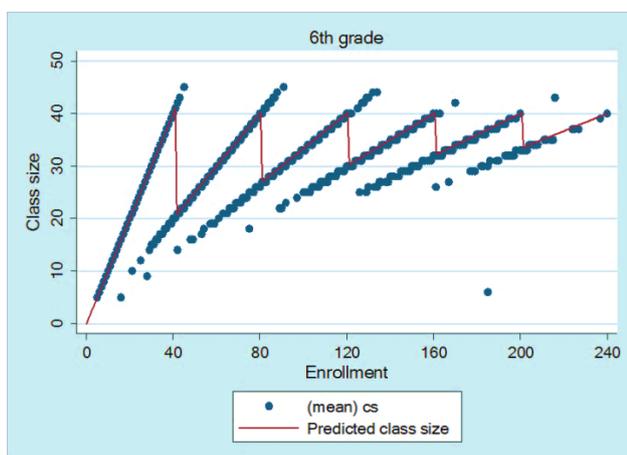
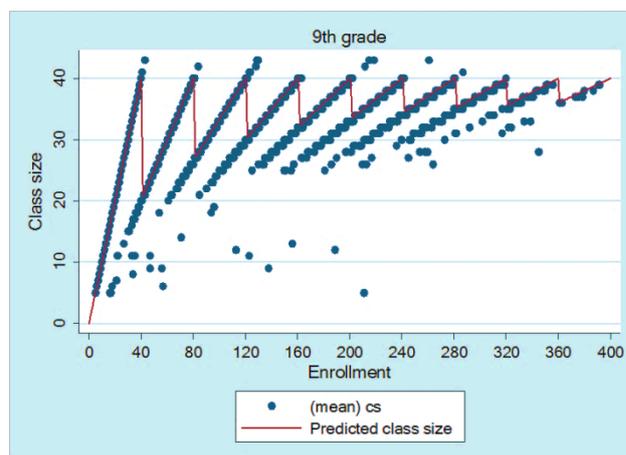


図 2 予想される学級規模と実際の学級規模 (中学 3 年生)



実際の推定は、まず(2)式であらわされる理論上の学級規模 Z_s を説明変数とする(3)式を推定する。ここで α_0 は定数項、 β_0 、 γ_0 はそれぞれに係る係数、 ω は誤差項である。

$$\text{CLASSSIZE}_{sc} = \alpha_0 + \beta_0 \cdot Z_s + \gamma_0 \cdot X_{isc} + \omega_{sc} \quad (3)$$

(3)式の推定から得られる学級規模の予測値 CLASSSIZE_{sc}^P を(1)'に代入したOLS推定により、 β の一致推定量を得る。

$$\text{TESTSCORE}_{isc} = \alpha + \beta \cdot \text{CLASSSIZE}_{sc}^P + \gamma \cdot X_{isc} + \varepsilon_{isc} \quad (1)'$$

また、特に、1学年の児童生徒数によって学級規模に非連続的な分断が生じる近傍(40の倍数近辺)の児童生徒データについては、その児童生徒の学力や自治体・学校の意図とは関係なく40人学級か、それよりも小さい20、21人学級や27人学級といった学級規模に児童生徒がより無作為に割り当てられていると想定できる。このため、RDD推定の際は、学年児童生徒数が40の倍数の近傍のデータのみを用いた推定も追加的に行われるのが一般的である。したがって、本稿でも、全ての児童生徒データを対象(全サンプル)とする推定と併せて、近傍(40の倍数±5不連続サンプル)の児童生徒データを対象とする推定も行う。

2.3 学級規模の内生性バイアス問題に対応した国内の実証研究

学級規模の内生性バイアスを考慮し、回帰分断デザインを用いて学級規模と学力との関係を検証した実証研究には以下のものが挙げられる。

Hojo (2011) は、国際教育到達度評価学会(IEA)が行う国際比較調査『国際数学・理科教育動向調査(TIMSS)』の2007年実施データを使用して、中学2年生の数学と理科について分析を行っている。その結果、全サンプルデータを用いた場合には、学級規模は生徒の学力に対して数学では正の効果、理科では負の効果が観察されたが、いずれも統計的には有意ではなく、学級規模の効果は確認できなかった。また、±5不連続サンプルの生徒データを用いた推定においても、統計的には有意ではなく、学級規模の効果は確認できないとしている。

二木(2012)も同様にTIMSSのデータを利用した分析を行っている。ここでは、2001年度より始まった学級編制弾力化の影響がより限定的な2002年度(調査時点は2003年2月)のデータを利用している。推定の結果、中学2年生の数学と理科について全サンプルデータを用いた場合には、学級規模は生徒の学力に対して数学、理科ともに正の効果が観察されたが、いずれも統計的には有意ではなく、学級規模の効果を確認できなかった。また、±5不連続サンプルの生徒データを用いた推定においては、数学において負の効果が観察されるが、これも統計的には有意ではなく、学級規模の効果は確認できなかった。

Akabayashi and Nakamura (2013) は、横浜市に情報公開請求を行って入手した市が独自に実施する「学力状況調査」と文科省・国研実施の「全国学力・学習状況調査」の学校集計データ(2008、2009年度実施)を用いて分析を行った。分析の結果、小学6年生の国語では、全サンプルデータにおいて平均学級規模と学校の学力との間には標準偏差にして0.0147~0.0112ポイントの負の効果が統計的に有意に確認されている。ただし、±5不連続サンプルの児童データでは、符号は負であるが統計的に有意とはなっていない。それ以外の教科では、小学6年生の算数では負に、中学3年生の

国語では正に、数学では正と負が混在する結果となったが、これらは統計的に有意ではない結果となっている。

このように、回帰分断デザインを用いた国内の先行研究においては、小学6年生の国語について学級規模縮小の効果が観察されているが、中学2～3年生の国語、数学、理科においては、統計的に有意な効果は観察されていない。

そのほか、回帰分断デザイン以外の手法により内生性バイアスに対応した国内の実証研究としては、妹尾・篠崎・北條（2013）が挙げられる。妹尾らは、Urquiola（2006）により提案された、1学年1学級の単学級編制の学校のみサンプルデータを用いた推定を行っている。もともと1学年の児童生徒数が40人以下の学校では学年の学級は1学級で編制されるため、自治体や学校が独自の判断によって学級規模を変化させる余地がない状況を利用している。2007年度の文科省・国研の実施「全国学力・学習状況調査」の児童生徒データの分析からは、正答率に対して、小学6年生の国語では0.0631～0.0365%ポイントの、算数では0.0774～0.0339%ポイントの負の効果が統計的に有意に確認されている。また、中学3年生についても、国語では0.0901～0.0687%ポイントの、数学では0.1313～0.0056%ポイントの負の効果が統計的に有意に確認され、上記に挙げた回帰分断デザインを用いた国内の先行研究とは異なる結果が示されている。

3. 使用したデータと推定結果

3.1 使用したデータ

分析に用いたデータは文部科学省・国立教育政策研究所の共同実施事業「全国学力・学習状況調査」から得られる全国の公立小中学校に在籍する児童生徒の個票データである。この調査は2009年度の4月に当時の小学6年生、中学3年生の児童生徒を対象に悉皆で行われた。対象となる教科は、小学6年生は国語と算数、中学3年生は国語と数学である。なお各教科においては、主として「知識」を問うA問題、主として「活用」を問うB問題とに分かれているが、本稿では、各教科のA問題、B問題それぞれの科目別正答率を学力の変数として採用する。記述統計量は表1（小学6年生）、表2（中学3年生）の通りである。観測数は小学6年生で1,092,291、中学3年生で955,274である。なお、小学6年生については、予測される学級規模31.78人に対して実際の学級規模は30.93人に、中学3年生については、予測される学級規模34.95人に対して実際の学級規模は33.97人となっており、実際にも各自治体や学校の判断で学級規模の縮小が行われていることがわかる。

推定モデルにおける $TESTSCORE_{isc}$ は、児童生徒の各科目の正答率（国語A、国語B、算数・数学A、算数・数学Bの各学年4教科）とした。教育成果に影響を与えるその他の要因群 X としては、国内の先行研究を参考とした。まず、児童生徒の属性として、性別（男子のとき0、女子のとき1をとる女子ダミー）、平日の平均勉強時間（「全くしない」を0、それ以外るとき各1をとるダミー変数）とした。次に、学校の特性として、学年児童生徒数とその2乗項及び3乗項、就学援助比率ダミー（「在籍していない」を0、それ以外るとき各1をとるダミー変数）を用いた³⁾。また、すべての推定において都道府県ダミー変数を説明変数に加えている。

表 1 記述統計量（小学 6 年生）

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
正答率（国語 A）	69.993	18.775	0	100
正答率（国語 B）	50.584	23.408	0	100
正答率（算数 A）	78.758	18.595	0	100
正答率（算数 B）	54.870	23.276	0	100
学級規模	30.930	5.698	10	45
推定学級規模	31.779	5.749	10	40
女子ダミー	0.490	0.500	0	1
児童数	87.525	41.368	10	240
就学援助比率（在籍していない）	0.044	0.206	0	1
就学援助比率（5%未満）	0.213	0.409	0	1
就学援助比率（5%以上，10%未満）	0.257	0.437	0	1
就学援助比率（10%以上，20%未満）	0.293	0.455	0	1
就学援助比率（20%以上，30%未満）	0.122	0.328	0	1
就学援助比率（30%以上，50%未満）	0.063	0.242	0	1
就学援助比率（50%以上）	0.009	0.095	0	1
平日勉強時間（3時間以上）	0.117	0.321	0	1
平日勉強時間（2時間以上，3時間より少ない）	0.141	0.348	0	1
平日勉強時間（1時間以上，2時間より少ない）	0.314	0.464	0	1
平日勉強時間（30分以上，1時間より少ない）	0.264	0.441	0	1
平日勉強時間（30分より少ない）	0.124	0.329	0	1
平日勉強時間（全くしない）	0.040	0.197	0	1

※観測数：1,092,291 人

表 2 記述統計量（中学 3 年生）

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
正答率（国語 A）	77.451	18.098	0	100
正答率（国語 B）	75.012	24.047	0	100
正答率（数学 A）	63.284	22.691	0	100
正答率（数学 B）	57.525	25.926	0	100
学級規模	33.974	4.308	10	43
推定学級規模	34.948	4.045	10	40
女子ダミー	0.491	0.500	0	1
生徒数	162.683	71.289	10	392
就学援助比率（在籍していない）	0.013	0.113	0	1
就学援助比率（5%未満）	0.156	0.363	0	1
就学援助比率（5%以上，10%未満）	0.276	0.447	0	1
就学援助比率（10%以上，20%未満）	0.345	0.475	0	1
就学援助比率（20%以上，30%未満）	0.133	0.340	0	1
就学援助比率（30%以上，50%未満）	0.068	0.252	0	1
就学援助比率（50%以上）	0.008	0.090	0	1
平日勉強時間（3時間以上）	0.102	0.302	0	1
平日勉強時間（2時間以上，3時間より少ない）	0.255	0.436	0	1
平日勉強時間（1時間以上，2時間より少ない）	0.299	0.458	0	1
平日勉強時間（30分以上，1時間より少ない）	0.168	0.374	0	1
平日勉強時間（30分より少ない）	0.103	0.304	0	1
平日勉強時間（全くしない）	0.074	0.262	0	1

※観測数：955,274 人

3.2 推定結果と考察⁴⁾

まず、小学 6 年生の推定結果（表 3）についてみると、回帰分断デザインを適用した操作変数法（2SLS）による学級規模の係数推定値は、全サンプル推定の国語 A で -0.026 、国語 B で -0.045 、 ± 5 不連続サンプル推定の国語 B で -0.042 となっており、国語では学級規模の拡大が正答率をわず

かに押し下げる効果が確認できる。一方で、算数では係数の符号は負になる傾向がみられるものの統計的には有意ではない。表 4 は OLS 推定による結果を示している。2SLS 推定の結果と比較すると、学級規模の係数は正の方向に大きくなっており、内生性バイアスにより過大推計となっている可能性が示唆されている。

次に、中学 3 年生の推定結果（表 5）についてみると、回帰分断デザインを適用した操作変数法による推定値は、全サンプル推定では国語、数学の各科目とも係数の符号は正であるが統計的には有意でない。ただし、±5 不連続サンプルにおける係数推定値は、国語 A で 0.083、国語 B で 0.098、数学 A で 0.093、数学 B で 0.122 となっており、全ての科目で符号は正で統計的に有意となっている。表 6 は OLS 推定による結果を示している。こちらも小学 6 年生の推定結果と同様に、2SLS 推定の結果よりも学級規模の係数が正の方向に大きく、やはり内生性バイアスにより過大推計となっている可能性が示唆されている。

表 3 回帰分断デザインによる学級規模効果の推定結果（小学 6 年生）

	全サンプル (2SLS)				±5 不連続サンプル (2SLS)			
	国語 A	国語 B	算数 A	算数 B	国語 A	国語 B	算数 A	算数 B
学級規模	-0.026** (0.009)	-0.045** (0.011)	-0.002 (0.009)	-0.010 (0.011)	-0.009 (0.014)	-0.042* (0.017)	0.013 (0.014)	-0.003 (0.017)
女子ダミー	8.311** (0.037)	6.721** (0.046)	-0.781** (0.037)	1.927** (0.047)	8.326** (0.075)	6.744** (0.092)	-0.861** (0.073)	1.800** (0.094)
就学援助比率 (5%未満)	8.364** (0.416)	9.022** (0.448)	7.360** (0.434)	8.747** (0.454)	7.880** (0.864)	9.191** (1.014)	7.718** (0.954)	8.621** (1.032)
就学援助比率 (5%以上, 10%未満)	8.087** (0.396)	8.755** (0.417)	7.100** (0.416)	8.321** (0.427)	7.944** (0.797)	9.380** (0.924)	7.732** (0.888)	8.786** (0.953)
就学援助比率 (10%以上, 20%未満)	7.233** (0.394)	7.687** (0.415)	6.268** (0.415)	7.261** (0.425)	7.128** (0.794)	8.445** (0.920)	6.889** (0.884)	7.718** (0.950)
就学援助比率 (20%以上, 30%未満)	6.248** (0.391)	6.530** (0.410)	5.335** (0.412)	6.167** (0.421)	5.767** (0.786)	6.823** (0.911)	5.676** (0.878)	6.252** (0.941)
就学援助比率 (30%以上, 50%未満)	4.704** (0.394)	4.866** (0.415)	3.940** (0.417)	4.615** (0.425)	4.356** (0.789)	5.019** (0.917)	4.250** (0.882)	4.814** (0.950)
就学援助比率 (50%以上)	3.162** (0.403)	2.872** (0.426)	2.535** (0.426)	2.850** (0.435)	2.899** (0.808)	3.261** (0.945)	3.289** (0.900)	3.388** (0.968)
学年児童数	0.026** (0.008)	0.043** (0.011)	0.012 (0.008)	0.048** (0.010)	0.028 (0.021)	0.041 (0.029)	0.033 (0.021)	0.080** (0.027)
学年児童数の 2 乗項	-0.003 (0.009)	-0.016 (0.012)	-0.001 (0.009)	-0.019 (0.011)	-0.007 (0.021)	-0.014 (0.029)	-0.022 (0.020)	-0.050 (0.027)
学年児童数の 3 乗項	0.000 (0.003)	0.004 (0.004)	0.000 (0.003)	0.004 (0.004)	0.001 (0.006)	0.003 (0.009)	0.007 (0.006)	0.013 (0.008)
平日勉強時間 (3 時間以上)	17.084** (0.124)	20.624** (0.152)	17.964** (0.132)	18.454** (0.151)	16.977** (0.249)	20.452** (0.313)	18.090** (0.271)	18.648** (0.305)
平日勉強時間 (2 時間以上, 3 時間より少ない)	13.569** (0.115)	14.697** (0.132)	14.299** (0.123)	13.690** (0.137)	13.771** (0.234)	14.807** (0.273)	14.622** (0.255)	14.168** (0.283)
平日勉強時間 (1 時間以上, 2 時間より少ない)	12.320** (0.110)	13.868** (0.124)	13.305** (0.118)	13.509** (0.129)	12.325** (0.223)	13.664** (0.254)	13.427** (0.243)	13.705** (0.264)
平日勉強時間 (30 分以上, 1 時間より少ない)	9.478** (0.110)	11.060** (0.123)	10.425** (0.117)	11.186** (0.128)	9.523** (0.224)	11.064** (0.256)	10.623** (0.240)	11.534** (0.262)
平日勉強時間 (30 分より少ない)	5.100** (0.114)	6.071** (0.130)	5.652** (0.122)	6.230** (0.134)	5.187** (0.229)	6.197** (0.268)	5.793** (0.250)	6.621** (0.275)
定数項	46.062** (0.478)	25.014** (0.541)	58.704** (0.504)	32.278** (0.540)	45.677** (1.106)	24.401** (1.386)	57.165** (1.177)	30.516** (1.352)
adj.R-squared	0.117	0.078	0.063	0.048	0.118	0.079	0.065	0.048
Hausman-WuTest	24.183 (p=0.000)	35.578 (p=0.000)	6.430 (p=0.011)	12.764 (p=0.000)	1.950 (p=0.163)	9.816 (p=0.002)	0.775 (p=0.379)	1.158 (p=0.282)
Observations	1092291	1092291	1092291	1092291	263084	263084	263084	263084

* p<0.05 ** p<0.01

括弧内は同一学校内の相関に頑健な標準誤差

表 4 最小二乗法 (OLS) による学級規模効果の推定結果 (小学 6 年生)

	全サンプル (OLS)				±5 不連続サンプル (OLS)			
	国語 A	国語 B	算数 A	算数 B	国語 A	国語 B	算数 A	算数 B
学級規模	-0.011 (0.007)	-0.022* (0.009)	0.006 (0.007)	0.004 (0.009)	-0.002 (0.011)	-0.022 (0.013)	0.017 (0.011)	0.004 (0.013)
女子ダミー	8.310** (0.037)	6.720** (0.046)	-0.781** (0.037)	1.926** (0.047)	8.326** (0.075)	6.743** (0.092)	-0.861** (0.073)	1.800** (0.094)
就学援助比率 (5%未満)	8.370** (0.416)	9.030** (0.448)	7.363** (0.434)	8.752** (0.454)	7.877** (0.865)	9.185** (1.015)	7.717** (0.955)	8.619** (1.032)
就学援助比率 (5%以上, 10%未満)	8.084** (0.396)	8.751** (0.417)	7.099** (0.417)	8.318** (0.427)	7.943** (0.797)	9.377** (0.925)	7.731** (0.888)	8.785** (0.953)
就学援助比率 (10%以上, 20%未満)	7.231** (0.394)	7.683** (0.415)	6.266** (0.415)	7.258** (0.425)	7.126** (0.795)	8.438** (0.921)	6.887** (0.884)	7.715** (0.950)
就学援助比率 (20%以上, 30%未満)	6.244** (0.391)	6.525** (0.410)	5.333** (0.412)	6.163** (0.420)	5.761** (0.787)	6.808** (0.912)	5.672** (0.879)	6.247** (0.941)
就学援助比率 (30%以上, 50%未満)	4.701** (0.394)	4.862** (0.415)	3.938** (0.417)	4.613** (0.425)	4.351** (0.790)	5.006** (0.918)	4.247** (0.882)	4.810** (0.950)
就学援助比率 (50%以上)	3.160** (0.403)	2.868** (0.426)	2.533** (0.426)	2.847** (0.435)	2.895** (0.809)	3.250** (0.946)	3.286** (0.901)	3.384** (0.968)
学年児童数	0.019* (0.008)	0.034** (0.010)	0.009 (0.008)	0.042** (0.010)	0.027 (0.021)	0.039 (0.029)	0.032 (0.021)	0.080** (0.027)
学年児童数の 2 乗項	0.001 (0.009)	-0.009 (0.011)	0.001 (0.008)	-0.015 (0.011)	-0.007 (0.021)	-0.014 (0.029)	-0.022 (0.020)	-0.050 (0.027)
学年児童数の 3 乗項	-0.001 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.000 (0.003)	0.003 (0.003)	0.001 (0.006)	0.004 (0.009)	0.007 (0.006)	0.013 (0.008)
平日勉強時間 (3 時間以上)	17.084** (0.124)	20.623** (0.152)	17.964** (0.132)	18.454** (0.151)	16.978** (0.249)	20.454** (0.313)	18.090** (0.271)	18.649** (0.305)
平日勉強時間 (2 時間以上, 3 時間より少ない)	13.569** (0.115)	14.697** (0.132)	14.299** (0.123)	13.690** (0.137)	13.772** (0.234)	14.809** (0.273)	14.622** (0.255)	14.169** (0.283)
平日勉強時間 (1 時間以上, 2 時間より少ない)	12.321** (0.110)	13.869** (0.124)	13.305** (0.118)	13.509** (0.129)	12.326** (0.224)	13.666** (0.254)	13.428** (0.243)	13.706** (0.264)
平日勉強時間 (30 分以上, 1 時間より少ない)	9.478** (0.110)	11.060** (0.123)	10.425** (0.117)	11.185** (0.128)	9.523** (0.224)	11.063** (0.256)	10.623** (0.240)	11.534** (0.262)
平日勉強時間 (30 分より少ない)	5.099** (0.114)	6.070** (0.130)	5.652** (0.122)	6.229** (0.134)	5.186** (0.229)	6.195** (0.268)	5.793** (0.250)	6.621** (0.275)
定数項	45.840** (0.472)	24.670** (0.531)	58.587** (0.497)	32.070** (0.531)	45.509** (1.079)	23.921** (1.351)	57.057** (1.149)	30.349** (1.319)
adj.R-squared	0.117	0.078	0.063	0.048	0.118	0.079	0.065	0.048
Observations	1092291	1092291	1092291	1092291	263084	263084	263084	263084

* p<0.05 ** p<0.01

括弧内は同一学校内の相関に頑健な標準誤差

これらの推定結果では、全サンプル推定と±5 不連続サンプルの推定結果に若干の相違がみられる。本分析では国の義務標準法 (1 学級 40 人の編制基準) を前提として、不連続ポイントを 40 の倍数で設定しているが、都道府県や市町村の独自の学級編制基準を用いている場合には、この不連続ポイントの設定が地域の実情を十分に反映していない可能性も考えられる。したがって、ここでの結果の解釈には注意が必要である。

推定結果をまとめると、全国の公立小中学校に在籍する児童生徒を対象にした分析においては、小学 6 年生の国語については学級規模の拡大が科目正答率の低下につながっている可能性が示された。これは横浜市のデータを用いた Akabayashi and Nakamura (2013) と同様の結果である。また、中学 3 年生では、国語、数学とも、全サンプル推定では学級規模と科目正答率の間には、統計的に有意な関係は観察されなかった。その一方で、±5 不連続サンプルの推定においては学級規模と科目正答率の間に統計的に正の関係性が確認された。ただし、この推定結果については、地域性が十分考慮できていない可能性もある。

表5 回帰分断デザインによる学級規模効果の推定結果 (中学3年生)

	全サンプル (2SLS)				±5不連続サンプル (2SLS)			
	国語A	国語B	算数A	算数B	国語A	国語B	算数A	算数B
学級規模	0.014 (0.016)	0.001 (0.021)	0.031 (0.025)	0.029 (0.028)	0.083** (0.024)	0.098** (0.031)	0.093* (0.038)	0.122** (0.043)
女子ダミー	5.810** (0.041)	7.274** (0.058)	-0.932** (0.052)	0.531** (0.061)	5.858** (0.091)	7.286** (0.121)	-0.819** (0.110)	0.606** (0.130)
就学援助比率 (5%未満)	6.533** (0.633)	8.565** (0.818)	9.338** (0.833)	9.879** (0.887)	3.782* (1.526)	4.675* (1.834)	6.603** (2.132)	6.531** (2.317)
就学援助比率 (5%以上, 10%未満)	6.037** (0.573)	7.883** (0.758)	8.696** (0.733)	9.251** (0.771)	4.042** (1.252)	4.975** (1.510)	7.168** (1.626)	7.412** (1.685)
就学援助比率 (10%以上, 20%未満)	5.489** (0.568)	7.114** (0.752)	7.860** (0.721)	8.240** (0.756)	3.370** (1.241)	4.021** (1.497)	5.946** (1.607)	5.721** (1.661)
就学援助比率 (20%以上, 30%未満)	4.481** (0.564)	5.805** (0.748)	6.475** (0.715)	6.656** (0.748)	2.142 (1.231)	2.554 (1.487)	4.163** (1.587)	3.808* (1.634)
就学援助比率 (30%以上, 50%未満)	3.379** (0.563)	4.254** (0.748)	4.997** (0.715)	4.858** (0.749)	0.955 (1.244)	0.706 (1.504)	2.583 (1.608)	1.717 (1.652)
就学援助比率 (50%以上)	1.854** (0.568)	2.275** (0.754)	2.442** (0.717)	2.129** (0.752)	-0.797 (1.269)	-1.374 (1.533)	-0.866 (1.636)	-1.977 (1.678)
学年児童数	-0.005 (0.006)	-0.016* (0.008)	0.003 (0.009)	-0.006 (0.010)	0.032 (0.022)	0.026 (0.029)	0.059 (0.034)	0.052 (0.038)
学年児童数の2乗項	0.002 (0.003)	0.007 (0.004)	-0.002 (0.005)	0.003 (0.006)	-0.030 (0.017)	-0.032 (0.023)	-0.048 (0.027)	-0.045 (0.031)
学年児童数の3乗項	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.007 (0.004)	0.008 (0.005)	0.011 (0.006)	0.010 (0.007)
平日勉強時間 (3時間以上)	11.742** (0.123)	15.339** (0.162)	21.673** (0.149)	18.725** (0.165)	11.695** (0.256)	15.433** (0.341)	21.838** (0.320)	18.958** (0.350)
平日勉強時間 (2時間以上, 3時間より少ない)	11.801** (0.109)	15.978** (0.145)	20.621** (0.129)	18.538** (0.141)	11.783** (0.228)	15.930** (0.308)	20.814** (0.274)	18.808** (0.298)
平日勉強時間 (1時間以上, 2時間より少ない)	10.372** (0.106)	14.638** (0.141)	17.161** (0.122)	16.177** (0.134)	10.429** (0.222)	14.797** (0.298)	17.513** (0.259)	16.517** (0.286)
平日勉強時間 (30分以上, 1時間より少ない)	8.738** (0.108)	12.719** (0.144)	12.940** (0.124)	13.011** (0.137)	8.950** (0.226)	13.026** (0.305)	13.443** (0.265)	13.695** (0.294)
平日勉強時間 (30分より少ない)	5.697** (0.112)	8.550** (0.147)	7.587** (0.123)	8.050** (0.138)	5.781** (0.235)	8.688** (0.310)	7.665** (0.264)	8.267** (0.291)
定数項	60.623** (0.696)	53.037** (0.919)	40.634** (0.950)	35.752** (1.033)	59.361** (1.630)	52.010** (2.006)	38.253** (2.262)	32.720** (2.479)
adj.R-squared	0.076	0.072	0.089	0.057	0.080	0.076	0.093	0.062
Hausman-WuTest	1.076 (p=0.300)	9.031 (p=0.003)	12.545 (p=0.000)	7.450 (p=0.006)	1.202 (p=0.273)	2.320 (p=0.128)	21.745 (p=0.000)	11.274 (p=0.000)
Observations	955274	955274	955274	955274	213506	213506	213506	213506

* p<0.05, ** p<0.01
括弧内は同一学校内の相関に頑健な標準誤差

表6 最小二乗法 (OLS) による学級規模効果の推定結果 (中学3年生)

	全サンプル (OLS)				±5不連続サンプル (OLS)			
	国語A	国語B	算数A	算数B	国語A	国語B	算数A	算数B
学級規模	0.020 (0.012)	0.022 (0.016)	0.055** (0.019)	0.050* (0.022)	0.092** (0.020)	0.114** (0.026)	0.137** (0.031)	0.159** (0.037)
女子ダミー	5.810** (0.041)	7.274** (0.058)	-0.932** (0.052)	0.531** (0.061)	5.857** (0.091)	7.286** (0.121)	-0.822** (0.110)	0.604** (0.130)
就学援助比率 (5%未満)	6.530** (0.633)	8.555** (0.816)	9.327** (0.832)	9.869** (0.886)	3.747* (1.520)	4.610* (1.825)	6.416** (2.114)	6.376** (2.299)
就学援助比率 (5%以上, 10%未満)	6.031** (0.573)	7.862** (0.756)	8.672** (0.732)	9.230** (0.769)	4.025** (1.248)	4.944** (1.502)	7.079** (1.611)	7.337** (1.668)
就学援助比率 (10%以上, 20%未満)	5.484** (0.567)	7.093** (0.750)	7.837** (0.720)	8.220** (0.754)	3.349** (1.236)	3.983** (1.487)	5.836** (1.591)	5.629** (1.643)
就学援助比率 (20%以上, 30%未満)	4.476** (0.563)	5.787** (0.746)	6.455** (0.713)	6.638** (0.746)	2.124 (1.226)	2.521 (1.478)	4.067** (1.571)	3.728** (1.615)
就学援助比率 (30%以上, 50%未満)	3.376** (0.563)	4.241** (0.747)	4.983** (0.714)	4.845** (0.748)	0.939 (1.240)	0.676 (1.496)	2.497 (1.594)	1.645 (1.635)
就学援助比率 (50%以上)	1.851** (0.567)	2.263** (0.753)	2.428** (0.716)	2.117** (0.751)	-0.810 (1.265)	-1.398 (1.525)	-0.934 (1.624)	-2.034 (1.662)
学年児童数	-0.006 (0.005)	-0.020** (0.007)	-0.002 (0.008)	-0.010 (0.010)	0.030 (0.022)	0.023 (0.029)	0.052 (0.034)	0.046 (0.038)
学年児童数の2乗項	0.002 (0.003)	0.009* (0.004)	0.000 (0.005)	0.004 (0.006)	-0.030 (0.017)	-0.031 (0.023)	-0.045 (0.027)	-0.042 (0.031)
学年児童数の3乗項	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.007 (0.004)	0.008 (0.005)	0.010 (0.006)	0.010 (0.007)
平日勉強時間 (3時間以上)	11.742** (0.123)	15.339** (0.162)	21.672** (0.149)	18.724** (0.165)	11.695** (0.256)	15.432** (0.342)	21.836** (0.320)	18.957** (0.350)
平日勉強時間 (2時間以上, 3時間より少ない)	11.800** (0.109)	15.977** (0.145)	20.620** (0.129)	18.537** (0.142)	11.782** (0.228)	15.929** (0.308)	20.811** (0.274)	18.806** (0.298)
平日勉強時間 (1時間以上, 2時間より少ない)	10.372** (0.106)	14.637** (0.141)	17.160** (0.122)	16.176** (0.135)	10.429** (0.222)	14.797** (0.298)	17.512** (0.259)	16.516** (0.287)
平日勉強時間 (30分以上, 1時間より少ない)	8.738** (0.108)	12.719** (0.144)	12.940** (0.124)	13.010** (0.137)	8.950** (0.227)	13.026** (0.305)	13.442** (0.265)	13.694** (0.294)
平日勉強時間 (30分より少ない)	5.697** (0.112)	8.549** (0.147)	7.587** (0.123)	8.050** (0.138)	5.782** (0.235)	8.689** (0.310)	7.666** (0.264)	8.268** (0.292)
定数項	60.515** (0.673)	52.620** (0.887)	40.174** (0.907)	35.340** (0.982)	59.184** (1.619)	51.683** (1.981)	37.312** (2.229)	31.934** (2.435)
adj.R-squared	0.076	0.072	0.089	0.057	0.080	0.076	0.093	0.062
Observations	955274	955274	955274	955274	213506	213506	213506	213506

* p<0.05, ** p<0.01
括弧内は同一学校内の相関に頑健な標準誤差

4. まとめと今後の課題

本研究では、Angrist and Lavy (1999) によって提案された回帰分断デザインによる識別戦略を用いて、学級規模と学力の関係性についての分析を行った。利用したデータは、文部科学省・国立教育政策研究所の共同実施事業「全国学力・学習状況調査（平成 21（2009）年度実施分・悉皆調査）」により得られた全国の公立小中学校に在籍する小学 6 年生と中学 3 年生の児童生徒の個票である。

推定の結果、小学 6 年生の国語については学級規模の拡大が科目正答率の低下につながっている可能性が示された。算数については、学級規模と科目正答率の間には有意な関係性が認められなかった。中学 3 年生については、国語、数学とも、全サンプル推定では学級規模と科目正答率の間には有意な関係性は観察されず、 ± 5 不連続サンプルの推定においては学級規模と科目正答率の間に有意に正の関係性が確認された。

今後の課題として以下の 2 点が挙げられる。第一に、学年の児童生徒数の変動は、学級規模だけでなく学級数や教員数を同時に変動させる。例えば、学級規模に不連続な分断が生じる近傍では学級規模の変動が発生するが、同時に学年学級数にも変動が生じる。日本では学級数に応じて教員配置数が決まるため、学級数の増加とともに教員数も増加することとなる。したがって、学級数や教員数の変動は、教員の授業負担の変動などを通して児童生徒に影響を及ぼす可能性がある。このような学級規模以外の部分における変動が、児童生徒の正答率に影響を及ぼしている可能性は否定できないが、本稿の分析においてそうした側面は明示的には考慮されていない。

第二に、本稿の分析に際しては、国の義務標準法（1 学級 40 人の編制基準）を前提とした分析となっている。実際には都道府県や市町村が独自の編制基準を設定している場合もあり、異なる学級編制基準が混在している場合、同じ学級規模であったとしても、その意味合いが異なることも考えられる。今後は、全国サンプルだけでなく、都道府県や市町村などの自治体別にも確認するなど、各地域の実情に合わせたより詳細な検討が必要であり、分断の位置についても再検討の余地がある。

【脚注】

- 1) Angrist and Lavy (1999) と Urquiola (2006) の分析詳細については後述する。Krueger (1999) は、くじ引により児童生徒の学級規模の大小を無作為に割り当てる実験を行って推定を行った。また Hoxby (2000) は、地域の人口変動が学校の在籍者数また学級規模を強く規定することを利用して推定を行っている。
- 2) 平成 24 年度の文部科学省の調査によれば、市町村の判断で、少人数学級・少人数指導の選択的な実施を認めている都道府県は 17 に及ぶ。また、47 都道府県全ての自治体が 1 学級 40 人の編制基準を下回る学級編制を実際に実施しているが、その対象となる学年も自治体の判断によって様々である。
- 3) 学年生徒数の二乗項及び三乗項は、学年生徒数と正答率の間に存在する、学級規模以外の関係性を制御するために説明変数に含んでいる。Fuzzy RD と操作変数法の関係については、Van der Klaauw (2002) に詳しい。
- 4) 内生性バイアスを考慮しない OLS 推定の結果については、表 4（小学 6 年生）、表 6（中学 3 年生）を参照のこと。また、(3) 式の予測学級規模 $CLASSSIZE_{sc}^P$ の推定結果については、表 7 に掲載する。

※本研究は JSPS 科研費 23730813 の助成を受けたものです。

表 7 実際の学級規模と予想される学級規模との関係（1段階目の推定）

	小学6年生		中学3年生	
	全サンプル	±5 不連続サンプル	全サンプル	±5 不連続サンプル
予想される学級規模 Z	0.808** (0.007)	0.742** (0.011)	0.787** (0.010)	0.747** (0.016)
女子ダミー	0.006 (0.005)	0.010 (0.014)	0.012** (0.004)	0.024 (0.012)
就学援助比率（5%未満）	0.092 (0.178)	-0.613 (0.480)	0.710* (0.284)	2.383* (1.107)
就学援助比率（5%以上，10%未満）	0.068 (0.168)	-0.613 (0.379)	0.759** (0.231)	1.820 (1.010)
就学援助比率（10%以上，20%未満）	0.001 (0.166)	-0.837* (0.373)	0.733** (0.228)	1.873 (1.012)
就学援助比率（20%以上，30%未満）	0.034 (0.163)	-0.517 (0.362)	0.642** (0.226)	1.851 (1.002)
就学援助比率（30%以上，50%未満）	-0.078 (0.170)	-0.680 (0.379)	0.496* (0.229)	1.617 (1.014)
就学援助比率（50%以上）	0.048 (0.171)	-0.358 (0.395)	0.474* (0.236)	1.626 (1.024)
学年児童生徒数	0.053** (0.005)	0.025 (0.022)	0.033** (0.004)	0.056** (0.020)
学年児童生徒数の2乗項	-0.039** (0.006)	-0.003 (0.022)	-0.013** (0.002)	-0.024 (0.015)
学年児童生徒数の3乗項	0.010** (0.002)	-0.001 (0.006)	0.002** (0.000)	0.003 (0.003)
平日勉強時間（3時間以上）	0.042 (0.024)	-0.021 (0.069)	0.040* (0.020)	0.107 (0.056)
平日勉強時間（2時間以上，3時間より少ない）	0.021 (0.021)	-0.033 (0.062)	0.056** (0.017)	0.099* (0.050)
平日勉強時間（1時間以上，2時間より少ない）	0.011 (0.021)	0.012 (0.060)	0.065** (0.016)	0.083 (0.048)
平日勉強時間（30分以上，1時間より少ない）	0.012 (0.019)	0.001 (0.054)	0.047** (0.016)	0.076 (0.047)
平日勉強時間（30分より少ない）	0.013 (0.017)	0.001 (0.049)	0.026 (0.014)	0.012 (0.039)
定数項	3.521** (0.231)	6.439** (0.808)	3.872** (0.324)	2.829* (1.293)
adj.R-squared	0.799	0.673	0.769	0.692
WeakIdentificationTest(Kleibergen-PaapWaldrkFStatistic)	12991.820	4920.470	5675.068	2306.910
Observations	1092291	263084	955274	213506

*p<0.05, **p<0.01

括弧内は同一学校内の相関に頑健な標準誤差

【参考文献】

- 赤林英夫・中村亮介・佐野晋平・直井道生（2011），「少数教育の計量経済分析：静岡県における全国学力・学習状況調査を用いた検証」，日本経済学会 2011 年度秋季大会報告。
- 二木美苗（2012），「学級規模が学力と学習参加に与える影響」，『経済分析』186 号，pp. 30-49。
- 妹尾渉・篠崎武久・北條雅一（2013），「単学級サンプルを利用した学級規模効果の推定」，『国立教育政策研究所紀要』第 142 集，pp. 161-173。
- Akabayashi, H. and Nakamura, R. (2013), “Can Small Class Policy Close the Gap? An Empirical Analysis of Class Size Effects in Japan”, *Japanese Economic Review* (Article first published online: 1 July).
- Angrist, J. D. and Lavy, V. (1999), “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement”, *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), pp. 533-575.

- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D. and York, R. L. (1966), "Equality of Educational Opportunity", Washington, DC: US Department of Health, Education & Welfare, Office of Education.
- Glass, G. V. and Smith, M. L. (1979), "Meta-Analysis of Research on Class Size and Achievement", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, I, pp. 2-16.
- Hanushek, E. A. (2006), "School Resources", in *Handbook of Economics of Education*, Vol. 2, eds. by Hanushek, E. A. and Welch, F., North-Holland, pp. 865-908.
- Hojo, M. (2011), "Education Production Function and Class-Size Effects in Japanese Public Schools", *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series* No. 194, Hitotsubashi University.
- Hojo, M. (2013), "Class-size Effects in Japanese Schools: A Spline Regression Approach", *Economics Letters*, 120 (3), pp. 583-587.
- 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.
- Krueger, A. B. (1999), "Experimental Estimates of Education Production Functions", *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), pp. 497-532.
- Urquiola, M. (2006), "Identifying Class Size Effects in Developing Countries: Evidence from Rural Bolivia", *Review of Economics and Statistics*, 88 (1), pp. 171-177.
- Van der Klaauw, W. (2002), "Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A Regression-Discontinuity Approach", *International Economic Review*, 43 (4), pp. 1249-1287.

(受理日：平成26年3月24日)