



RIETI Discussion Paper Series 17-J-024

## 負のピア効果

—クラスメイトの学力が高くなると生徒の学力は下がるのか?—

外山 理沙子  
慶應義塾大学

伊藤 寛武  
株式会社 Habitech

田端 紳  
慶應義塾大学 SFC 研究所

石川 善樹  
株式会社 Habitech

中室 牧子  
慶應義塾大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所  
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

負のピア効果<sup>1</sup>  
— クラスメイトの学力が高くなると生徒の学力は下がるのか？ —

外山 理沙子（慶應義塾大学大学院政策・メディア研究科）<sup>2</sup>  
伊藤 寛武（株式会社 Habitech）  
田端 紳（慶應義塾大学 SFC 研究所）  
石川 善樹（株式会社 Habitech）  
中室 牧子（慶應義塾大学総合政策学部）

要 旨

近年の経済学の研究では、学力の決定要因の1つとして「ピア効果」— 同じクラスの友人の学力が本人の学力に与える影響 — に注目が集まっている。しかし、過去の研究では、データの制約もありはっきりとした結論が得られていない。そこで本研究では、埼玉県（さいたま市を除く）の公立小・中学校の全生徒を対象として2015年および2016年に実施された「埼玉県学力・学習状況調査」の学力調査の個票データを用いて、付加価値モデルの教育生産関数を推定し、負のピア効果の存在を確認した。これは、ある生徒が平均的な成績が良いクラスに所属した場合、翌年当該生徒の成績が下がっていることを意味しており、クラスの平均的なIRTスコアが1上昇すると、国語では本人のスコアは0.09～0.23、算数・数学では0.16～0.27下がる。成績のよい同級生がいることによって、自分の相対的な学力が低いという自己認識を持ち、学習意欲が低下するという可能性が指摘できるため、特に成績下位層の生徒に、教育の期待収益率が高くなるような、自分の潜在的な能力が低いという自己認識を持たせないような関わりや指導を行うことが重要と考えられる。

キーワード：ピア効果、項目反応理論（IRT）

JEL Classification: I21, I26

RIETI ディスカッション・ペーパーは、RIETI の研究に関連して作成され、政策をめぐる議論にタイムリーに貢献することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

<sup>1</sup> 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「医療・教育の質の計測とその決定要因に関する分析」の成果の一部である。本調査にあたっては、埼玉県学力・学習状況調査データの分析研究業務委託を受け、「埼玉県学力・学習状況調査のデータを活用した効果的な指導方法に関する調査研究」の一環として行われたものである。埼玉県教育委員会から多大な協力を得たことをここに感謝する。また、本稿の原案に対して、乾友彦学習院大学教授ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の参加者から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。

<sup>2</sup> Corresponding author: toyama@sfc.keio.ac.jp

## 1. はじめに

多くの人が、実際に身近な友人の行動や習慣、考え方などに影響を受けているという実感を持っているだろう。これを、経済学では「ピア効果」(Peer effect)と呼び、ある個人が周囲の人々から受ける影響のことを言う。経済学では、ピア効果は、周囲の経済主体の社会経済的背景、行動、成果などによる「外部性」であると定義している。このため、周囲の経済主体の社会経済的背景である人種 (Hoxby, 2000; Angrist & Lang, 2004)、性別 (Lavy & Schlosser, 2011)、出身地や国籍 (Gould et al, 2009) などのピア効果についての研究や、経済主体の行動である喫煙 (Alexander et al, 2001; Ellickson, et al, 2003) やカンニング (Carrell et al, 2008)、肥満 (Trongdon et al, 2008; Carrell et al, 2010)、ゴルフの成績 (Guryan, 2009) などのピア効果についての研究が存在している。これらの研究は一貫して、ピア効果が大きいことを示している。つまり、私たちは周囲の経済主体の意思決定に著しく影響を受けているのである。

一方で、教育政策上、大きな関心を集めているのが、子供の学習成果をあらわす学力のピア効果である (以下、ピア効果は特別の断りのない限り、学力のピア効果のことを指す)。ある生徒が周囲の生徒の平均的な学力からの影響を受けているのではないかとの仮説であり、ある個人が周囲にいる特定の友人や同僚の影響を受けているというよりは、自分の周囲の「集団」の影響を受けていることを意味する。

おそらく、多くの保護者は、周囲の生徒の平均的な学力が高いことによって、自分の子供の学力も上がるという期待を持っているからこそ、より偏差値の高い学校に入学させたいと

希望するのだろう。この意味では、周囲の集団によってもたらされるピア効果の存在は直感的に理解しやすい。しかし、これに反し、学力のピア効果について、経済学の研究では未だ、一致した見解は得られていない。

ピア効果は正でかつ、非常に大きいことを示している研究がある (Hoxby, 2000; Vigdor, 2006; Vigdor & Nechyba, 2007; Betts & Zau, 2004; Boozer & Cacciola, 2001; Hanushek, et al, 2003)が、一方でランダム化比較試験や自然実験的な環境を利用して、クラスの生徒の学力の内生性をコントロールした最近の研究では、ピア効果の影響はゼロか殆どないという結論のものが多くなっている (Angrist & Lang, 2004; Kling, et al, 2007; Burke & Sass, 2008; Imberman, et al, 2012; Abdulkadiroğlu, et al, 2014)。

海外でピア効果に関する議論が活発に行われているのに対して、データの制約もあり、日本のデータを用いた研究は少ない。北條 (2011) の、国際数学・理科教育動向調査 (以下、TIMSS) の個票データを用いた分析では、小学校 4 年生と中学 2 年生の数学で正のピア効果が確認されている。特に習熟度別学級を実施している学校では、中学 2 年生の数学の点数が統計的に有意に高くなることが報告されている。ただし、TIMSS は 1 時点の横断データであることから、因果関係を示唆する解釈とすることには慎重であらなければならない。

そこで本研究では、埼玉県 (さいたま市を除く) の公立小・中学校の全生徒を対象として 2015 年度および 2016 年度に実施された「埼玉県学力・学習状況調査」の学力調査の 2 年分の個票データをプールして、教育生産関数の付加価値モデルの推計を行い、ピア効果の推定を試みた。ここでは、ある生徒が、平均的な成績が良いクラスに所属した場合、翌年その生

徒の成績が上がっている場合はプラスのピア効果、下がっている場合はマイナスのピア効果、変わらない場合はピア効果は存在しないと考えた。分析の結果によると、学年や科目、性別によらず、ピア効果は負の値を取ることが明らかになった。クラス平均的な学力テストのスコア（項目反応理論により推定）が1上昇すると、国語では本人のスコアは0.09～0.23、算数・数学では0.16～0.27下がるということが確認された。成績のよい同級生がいることによって、自分の相対的な学力が低いという自己認識を持ち、学習への意欲を失ってしまうという可能性が指摘できるため、自分の潜在的な能力が低いという自己認識を持たせずに、教育の期待収益率が高くなるような関わりや指導を行うことが重要と考えられる。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節では先行研究について概観し、第3節は本研究で用いたデータ（埼玉県学力調査）について説明する。第4節はピア効果の推定モデルについて詳述、第5節は推定結果の報告と考察、第6節は教育政策への示唆と結語である。

## 2. 分析のフレームワーク

ピア効果の分析は、教育生産関数のフレームワークを用いて行われるのが一般的だ。ピア効果は、生徒の社会経済的地位、教師の質、学級規模などの学校資源と並んで、教育生産関数における重要なインプットであると捉えられている(Hanushek, 1989; Hanushek, 1997)。

ただし、ピア効果の推定が難しいのは、3つの理由がある。1つ目は、クラスメイトの平均的な学力が内生的に決定しているということだ。生徒の観察不可能な異質性が、その生徒自身の学力とクラスメイトの学力の両方に影響を与えている可能性がある。2つ目は、ある生

徒はそのクラスメイトと同じ教員や学校資源の影響を受けている可能性が高いので、ピア効果と教員や学校資源の効果を識別することが難しいということである。これを Manski (1993)は特に「相関効果」(Correlated Effect)と呼んだ。3つ目に、ある生徒が属しているクラスの生徒たちの平均的な学力が高かったことによって、当該の生徒の成績が向上したとすると、その生徒の成績の向上によってまた周囲の生徒の学力が上昇する可能性がある。このような逆因果の存在を、Manski (1993)は特に「反射問題」(Reflection Problem)と呼んだ。これらが存在することによって、クラスの生徒たちの平均的な学力が、本人の学力に与える純粋な因果効果の推定は容易ではない。

これらの問題に対処するため、過去の研究では、操作変数を用いているもの (Dills 2005; Fertig 2003; Goux and Maurin 2005; Gavorria & Raphael 2001; Robertson & Symons 2003) や、災害や政策、進学時の選抜、抽選による寮のルームメイトの割り当てなどによって生じる外生的なショックを利用して、自然実験の手法を用いてピア効果の推定を試みている研究もある (Hoxby & Weingarth 2005; Sacerdote 2001; Zimmerman 2003; Sanbonmatsu et al 2006; Pop-Eleches & Urquiola, 2013; Abdulkadiroğlu, et al, 2014)。これに加えて、同じ学校の中でクラス替えなどによって毎年クラスメイトの構成が変わるという環境を利用した研究も多く (Ammermueller & Pischke 2009; Hanushek et al, 2003; McEwan 2003; Gould et al, 2009; Vigdor & Nechyba 2007; Hoxby 2000)、本稿における識別戦略はこのアプローチを踏襲する。具体的には、毎年クラス替えが行われる日本の公立小・中学校で、かつ学年が変わる 4 月に実施された 2 年間の追跡調査を利用し、教育生産関数の付加価値モデル (Value-

added Model) を推計することでピア効果が本人の学力に与える因果効果の推定を試みた。

まずは、ピア効果が本人の学力に線形に影響を与える (linear-in-means) という標準的なモデルから考えてみると、数学的には次のような誘導系の教育生産関数で表すことができる。

$$y_{ics} = \alpha + \beta X_{ics} + \gamma S_{cs} + \lambda \bar{X}_{(-i)cs} + \mu_{cs} + \epsilon_{ics}$$

$y_{ics}$  : 学校  $s$  のクラス  $c$  に所属する生徒  $i$  の成果

$X_{ics}$  : 生徒  $i$  の属性 (生徒の性別、保護者の社会・経済的地位など)

$S_{cs}$  : 学校やクラスの特徴 (学級規模、教員の質など)

$\bar{X}_{(-i)cs}$  : 生徒  $i$  のクラスメイトの成果の平均

$\mu_{cs}$  : クラスレベル誤差

$\epsilon_{ics}$  : 個人レベルの誤差

この時、 $\lambda$  は外生的に決定されるピア効果も内生的に決定されるピア効果も両方含むものとなっている。Ammermueller & Pischke (2009) が指摘するとおり、経済学的には外生的な効果を内生的な効果と識別することは重要であるが、政策的には外生的に決定しているか、内生的に決定しているかはさほど重要ではない。本稿でもこれらを区別せずに  $\lambda$  を推定する。

一方、 $\mu_{cs}$  は「相関効果」を表し、この相関効果の存在によるバイアスをコントロールすることは重要である。公立小・中学校とはいえ、どの学区に住むかという居住地の選択を通じ

てセレクションが発生し、 $\mu_{cs}$ は $\bar{X}_{(-i)cs}$ と相関している可能性がある。しかし、本稿で用いるデータでは、ある学年に複数のクラスができる場合、前年の学力テストの成績に基づいて、各クラスの学力テストの平均点が同じになるように成績順に並べ替えをしている。ただし、この並べ替え後、いじめの防止や特別な支援を必要とする生徒への配慮と言った観点から、クラス内の生徒同士の人間関係に配慮して、特定の生徒をスイッチするという「調整」を行う。このような状況はクラス替えによってクラスメイトが完全にランダムに割り付けられているとは言いがたいが、生徒サイドから見ると事前に予測が不可能な外生的に生じるクラスメイトの質の変化であり、決して生徒の社会経済的地位や学習意欲などを反映したものではない。このように、ある学校に在籍することを所与として、生徒からは見れば予測不可能な理由によってあるクラスに割り当てられることは「擬似ランダム」(quasi-random)であり、このようなケースでは、学校固定効果や同級生の属性などをコントロールすれば、「相関効果」によるバイアスは取り除くことができ、 $\lambda$ の一致推定量を得ることができる。

また、この「調整」によって、同じ学年のクラス間の学力の平均値は(近くはなるものの)全く差がないという状況にはならず、このことは、4月にクラス替えが起こってすぐに測定された学力テストの結果の同じ学校・学年内のクラス間の学力テストの標準偏差に一定のばらつきがあることから確認できる。

### 3. データ

本研究では 2015 年および 2016 年に、埼玉県下(ただし、さいたま市を除く)の全ての



公立小・中学校の小学4年生から中学3年生の生徒に対して、埼玉県教育委員会が実施した「埼玉県学力・学習状況調査」（以下、埼玉県学調）の個票データを用いた<sup>3</sup>（表1）。埼玉県学調では、学力テストの他に、児童の非認知能力、学習への意欲や態度、家庭での学習状況、保護者の社会経済的地位などを尋ねた質問紙調査が、新年度が始まる4月初旬に各学校で教職員の監督の下、一斉に行われた。また、学校や市町村教育委員会での施策を尋ねた質問紙調査（オンラインで回答）が行われている。生徒1人1人にユニークな個人番号が付与されているパネル調査であり、前年に在籍していたクラスの特徴なども把握することができる。

表 1：埼玉県学調の参加自治体・学校数

	自治体数	小学校数	クラス数	生徒数	中学校数	クラス数	生徒数
2015年	62	708	4,930	150,310	360	4,443	148,013
2016年	62	708	4,879	149,227	356	4,466	146,323

（出所）埼玉県教育委員会ウェブサイト

<sup>3</sup> 調査当日に欠席した生徒（長期欠席者を含む）は調査に含まれない。2015年度調査には参加しているが、2016年度調査から脱落している生徒は各学年平均して2%程度存在しており、病欠や保護者の転勤などに伴って埼玉県外の学校に転校した可能性が考えられる。文部科学省が実施している「全国学力・学習状況調査」でも同程度の欠席者が確認されており、それと比較して特に欠席者が多いということはない。ただし、2016年度の調査不参加者が、病欠や転校など予想できない理由によりランダムに欠測している場合は、仮にパネルデータが不完備だった場合も、加重最小二乗法などを利用してサンプルサイズに応じたウェイト付けをすれば問題は生じないが、ランダムに欠測していない場合、サンプルセレクション・バイアスが生じる可能性がある。データをみても、2016年度調査に不参加だった生徒の学力は、科目や学年を問わず、それ以外の生徒と比較して統計的に有意に低い傾向があり、ランダムに欠測しているとは言えない状況である。この理由は明確ではないが、病気や不登校による長期欠席や、教員や友人との人間関係がうまく行かずあえて転校したという可能性もあろう。このため、本調査を用いて教育生産関数を推定する際には、脱落サンプル問題には十分な配慮が必要である。この問題について、ピア効果の推定においては、IPW（Inverse Probability Weights）を用いて対応した。

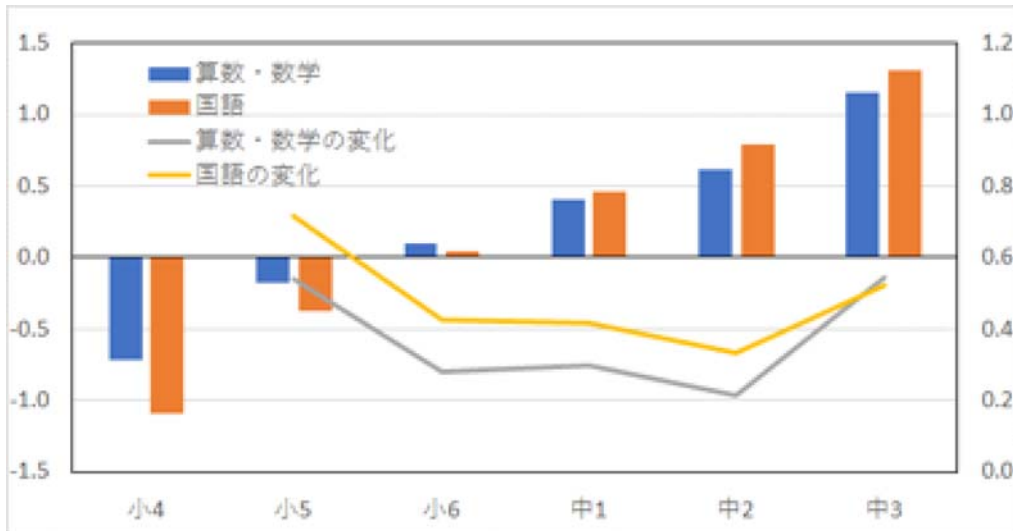
本研究は、クラス替えに伴うクラスメイトの構成の外生的な変化に注目するため、単学級 (= 1 学年に 1 クラスしか存在しない) の学年を分析対象から外した上でピア効果の推定も行っている。単学級は全体の学級数の約 20% を占め、単学級を除いた場合の平均的な学級規模は 32.2 人となる。

埼玉県学調の最大の特徴は、生徒 1 人 1 人の学力が「項目反応理論」(Item Response Theory; 以下 IRT) を用いて推計されているということである。このため、古典的なテスト理論に基づく素点方式や偏差値方式などとは異なり、標本やテストの難易度にとらわれずに普遍的に受験者の能力を求めることができ、調査年や学年によらず比較が可能である。TOEIC や TOEFL など用いられているほか、欧米諸国では項目反応理論を用いた学力テストが広く使用されている<sup>4</sup>。埼玉県学調では、学力は -5.8 から 5.8 の値を取り、生徒の学年があがるにつれて上昇していく傾向が見て取れる (図 1)。

---

<sup>4</sup> 古典的なテスト理論に基づく素点方式や偏差値方式の場合、仮に学力テストを実施したのが同一時期であったとしても、異なる学年 (例えば、2017 年 1 月に計測された小学校 4 年生と小学校 5 年生の学力) では単純には比較することはできない。また、同じ学年を対象にしても調査年度が異なると (例えば、2016 年 1 月に計測されたその年の小学校 4 年生と、2017 年 1 月に計測されたその年の小学校 4 年生)、出題された問題の難易度が異なるため、単純には比較できない。しかし、項目反応理論の場合は、その両方の場合において、同一基準での比較が可能となる。

図 1：IRT スコアの推移



(出所) 埼玉県学力・学習状況調査

本研究では、クラス替えにともなうクラスメイトの構成の外生的な変化に注目するため、単学級 (=1 学年に 1 クラスしか存在しない) の学年を分析対象から外す分析も行った。本稿における推計では、2016 年 4 月に小学校 5 年生、小学校 6 年生、中学校 2 年生、中学校 3 年生だった生徒を分析対象とした。小学校 4 年生および中学校 1 年生については、前年に所属していた学年の情報が得られないため、分析対象から外すこととした。

#### 4. 記述統計量

記述等計量は、表 2 のとおりである。被説明変数  $Y_{ics}$  は、2016 年度に実施され、IRT を用いて推定された学力である。説明変数には、2015 年度に所属していたクラスの学力の平均値 (本人の学力を除く) を用いる。この変数の係数がピア効果をあらわす。また、説明変数には 2015 年度の学力を投入して「付加価値モデル」とした。付加価値モデルによって前年の学力を加えることで、生徒本人の生まれつきの能力のような観察不可能な異質性をコン

トロールすることができる。

これ以外に、個人単位の変数として、生徒の個人属性である、性別（男子=1、女子=0）、誕生月（4-6月をレファレンスとして、7-9月、10-12月、1-3月生まれと比較）、保護者の社会経済的地位の代理変数として「家庭にある本の冊数」<sup>5</sup>（0から10冊、11～25冊、26～100冊、101～200冊、201～300冊の各選択肢を中央値に変換）及び「1週間あたりの通塾時間」（通っていないという回答を0とし、2時間以下を2として、2時間以上4時間未満、4時間以上6時間未満、6時間以上8時間未満、8時間以上10時間未満、10時間以上12時間未満、12時間以上の各選択肢を中央値に変換）を加えた。

また、クラス単位の変数として、教員の質の代理変数として、2015年度に所属していたクラスの学習方略の平均値、2015年度に所属していたクラスのクラスあたりの生徒数も加えた。学習方略は、生徒質問紙の中で「学習の効果を高めることをめざして生徒が意図的に行う活動」として質問されたもので、教員からの指導を反映していると考えられている<sup>6</sup>。さらに学校単位の変数として、2015年度の就学援助受給率、同じく2015年度の生徒1人当たりの教員数比率をコントロールした。

---

<sup>5</sup> 「埼玉県学力・学習状況調査」では保護者を対象にした調査を実施していないので、生徒に対して実施した調査の中から、保護者の社会経済的地位の代理変数となる情報を用いる必要がある。例えば、Woessmann (2008)はTIMSSのデータを用いて、Ammermueller (2005)はPISAのデータを用いて、「家庭における本の数」と保護者の所得や学歴など、社会経済的地位をあらゆる様々な変数と強い相関があることを明らかにしているほか、Kawaguchi (2016)は日本のPISAのデータを用いて同様のことを明らかにしているため、ここでも同様に「家庭における本の数」を保護者の社会経済的地位の代理変数として用いた。

<sup>6</sup> 学習方略は、Pintrich & De Groot (1990)などを参考にし、柔軟的方略（学習の進め方を自分の状態に合わせて柔軟に変更していく方略）、プランニング方略（計画的に学習に取り組もうとする方略）、作業方略（ノートに書いたり、声に出したりといった、「作業」を中心として学習を進める方略）、人的リソース方略（友人を利用して学習を進める方略）、認知的方略（理解や精緻化、集中力と言った認知的な働きを重視して学習を進める方略）、努力調整方略（「苦手」などの感情をコントロールして学習への動機を高める方略）の6つのカテゴリからなる。

また、先行研究に倣って、学校固定効果を投入した推定や、1学年に1学級しか存在しない単学級を除く推定も行っている。また学校によっては、習熟度別学級を実施している学校もある。本稿で用いられたデータを見ると、特に算数・数学で習熟度別学級を実施している学校が多い。

習熟度別学級では、もともとの学力の水準が同程度の生徒をグルーピングすることによって、教員が担当している子供たちの習熟度に合わせた指導法や進度をとることが可能になることから、学力向上を実現しやすいという指摘もある。しかし、もしある生徒がクラス内の成績のよいクラスメイトの影響を受けて自分の成績も良くなるというピア効果が強く働く場合は、習熟度別学級を採用すれば、もともと学力が低い生徒たちが不利になってしまう。過去の研究では、習熟度別学級についても議論が分かれており、大規模なランダム化比較試験を実施した研究ですらも、習熟度別学級によってかえって格差が拡大したことを指摘する研究（Schreiner & Bremer, 2013）がある一方で、習熟度別学級はすべての学力層の生徒の学力を上げることを明らかにし、とりわけ下位層の生徒にもたらされた学力の上昇幅が大きかったことを明らかにした研究もある（Duflo, et al, 2011）<sup>7</sup>。このため、習熟度別学級を実施することの是非についても議論が分かれている。本研究では習熟度別学級を採用している学校と採用していない学校でピア効果の効果量が異なるかどうかについても検証する。

---

<sup>7</sup> 過去の研究では、生徒本人が自分と親しい人とグループになることによってピア効果が高くなることを示した研究は多い（Babcock et al, 2012）。このため、同級生をランダムに割り当てるような、ランダム化比較試験では、ピア効果は過小推定されるのではないかとの指摘もある（Arcidiacono et al., 2012）。

表 2：記述統計量

		小5	小6	中2	中3
学力	2016年国語	-0.381 (1.542)	0.043 (1.126)	0.791 (1.083)	1.312 (1.261)
	2016年算数・数学	-0.176 (1.381)	0.101 (1.365)	0.613 (1.237)	1.156 (1.471)
	2015年国語（クラス平均）	-1.502 (0.519)	-0.353 (0.464)	0.796 (0.343)	1.027 (0.283)
	2015年算数・数学（クラス平均）	-0.843 (0.305)	-0.275 (0.307)	0.35 (0.253)	0.541 (0.315)
生徒単位の変数	性別（男子=1、女子=0）	0.506 (0.500)	0.508 (0.500)	0.512 (0.500)	0.513 (0.500)
	生まれ月				
	4-6月	0.243 (0.429)	0.244 (0.430)	0.24 (0.427)	0.237 (0.425)
	7-9月	0.25 (0.433)	0.257 (0.437)	0.262 (0.440)	0.259 (0.438)
	10-12月	0.238 (0.426)	0.24 (0.427)	0.242 (0.428)	0.243 (0.429)
	1-3月	0.241 (0.428)	0.235 (0.424)	0.235 (0.424)	0.239 (0.426)
	家庭にある本の冊数（2015年）	2.974 (1.125)	3.07 (1.131)	2.951 (1.219)	2.914 (1.230)
	1週間の通塾頻度（2015年）	2.552 (2.065)	2.556 (2.044)	2.862 (1.943)	3.46 (2.185)
クラス単位の変数	学習方略のクラス平均（2015年）	73.592 (4.600)	74.123 (4.746)	70.355 (4.271)	68.886 (4.079)
	クラス当たりの生徒数（2015年）	29.657 (6.446)	29.907 (6.477)	32.084 (5.253)	32.547 (5.198)
学校単位の変数	就学援助率（2015年）	0.126 (0.071)	0.126 (0.071)	0.145 (0.057)	0.145 (0.057)
	生徒1人当たりの教員数（2015年）	0.067 (0.034)	0.067 (0.034)	0.073 (0.032)	0.073 (0.032)
	単学級数（2015年）	160	153	17	16
	習熟度別学級実施学校数（国語,2015年）	178	193	64	74
	習熟度別学級実施学校数（算数・数学,2015年）	508	549	131	133

（出所）埼玉県学力・学習状況調査

## 5. 結果と考察

### 5.1. 推定結果

表3・4では、小・中学校のそれぞれの学年のピア効果の推定値が、国語と算数・数学の2科目のそれぞれについて示されている。表3の国語では、コントロール変数が個人、クラス、学校単位の場合はピア効果の係数はプラスで統計的に有意ではあるものの、コントロール変数を増やしていくとそのプラスの効果が徐々に縮小していくことがわかる。特に、先行研究に倣って、単学級を除き、学校固定効果をコントロールした Model 4 の結果をみると、小5、小6、中2、中3とすべての学年で推定された係数がマイナスかつ統計的に有意になっている。これは、クラスの平均的な IRT スコアが1上昇すれば、自分の IRT スコアが 0.09~0.23 低下することを意味しており、かなり大きなマイナスの効果があるといえる<sup>8</sup>。小5から中2にかけてマイナスの効果は小さくなっていくが、中3で再び大きくなるのがわかる。学年をダミー変数でコントロールし、小学校と中学校をそれぞれプールし、学年をコントロールした分析でも、小学校・中学校ともにピア効果の係数はマイナスであり、中学校のほうがそのマイナスの効果がわずかに大きい。

表4の算数・数学でも、同様の傾向が見られる。ただし、コントロール変数が個人、クラス、学校単位の場合はピア効果の係数はプラスではあるが統計的には有意ではない。単学級を除き、学校固定効果をコントロールした Model 4 の結果をみると、やはりピア効果はマイナスに転じており、統計的にも有意である。クラスの平均的な IRT スコアが1上昇すれば、自分の IRT スコアが 0.16~0.27 低下することを意味している。国語と比較すると算数・数

---

<sup>8</sup> この調査における IRT の学力の推定値の1は、古典的テスト理論で推計された偏差値の10（1標準偏差）に相当する。

学は学年が上がるほどにマイナスの効果が大きくなっている。小学校と中学校をそれぞれプールした結果においても、小学校・中学校ともにピア効果の係数はマイナスであり、中学校のほうがそのマイナスの効果がわずかに大きい。

また、表5は、Model4の男女別の推定結果を比較している。ここでも男女差があるかどうかをウェルチのt検定を行って、ピア効果の係数に差があるかどうかをみてみたが、科目や学年によらず統計的に有意な差は見られない。

こうした結果を踏まえれば、小中学校ともにクラス分けをランダムに行うのは合理的でなく、習熟度別学級にしてなるべく学力の近い生徒たちをグルーピングすることが望ましいと考えられる。しかし、習熟度別学級のみ限定したModel5をみても、引き続きピア効果はマイナスになっている。ウェルチのt検定を行って、Model4とModel5のピア効果の係数に差があるかどうかをみてみると、科目や学年によらず統計的に有意な差は見られない。すなわち、習熟度別学級を採択していても、ピア効果に変化はない。



表 3：国語

A. 国語	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
小5	-0.0125 (0.0091) 46238	-0.0264*** (0.0093) 45231	-0.0227** (0.0099) 41837	-0.1840*** (0.0202) 41837	-0.1947*** (0.0244) 28980
小6	0.0174** (0.0079) 47816	0.0144* (0.0083) 46858	0.0170* (0.0087) 43563	-0.1146*** (0.0170) 43563	-0.1259*** (0.0215) 28367
中2	0.0485*** (0.0103) 46779	0.0272** (0.0108) 45820	0.0270** (0.0109) 45496	-0.0870*** (0.0183) 45496	-0.0669*** (0.0206) 35034
中3	0.0746*** (0.0139) 46995	0.0584*** (0.0145) 45983	0.0595*** (0.0147) 45634	-0.2333*** (0.0255) 45634	-0.2418*** (0.0301) 32040
小学校	0.0066 (0.0061) 94054	-0.0019 (0.0064) 92089	0.0009 (0.0067) 85400	-0.1182*** (0.0104) 85400	-0.1386*** (0.0131) 57347
中学校	0.0547*** (0.0085) 93774	0.0373*** (0.0089) 91803	0.0366*** (0.0090) 91130	-0.1513*** (0.0130) 91130	-0.1187*** (0.0154) 67074
生徒の個人属性や社会経済的地位	✓	✓	✓	✓	✓
クラス単位の属性		✓	✓	✓	✓
学校単位の属性		✓	✓		
学校固定効果				✓	✓
単学級を除く			✓	✓	✓
習熟度別学級を実施している学校を除く					✓

表 4：算数・数学

B. 算数・数学	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
小5	0.0222 (0.0163) 46237	0.0033 (0.0167) 45229	0.0111 (0.0179) 41835	-0.1555*** (0.0318) 41835	-0.1831*** (0.0706) 8288
小6	-0.0006 (0.0146) 47823	-0.0242 (0.0151) 46865	-0.0347** (0.0160) 43570	-0.1841*** (0.0324) 43570	-0.1487 (0.0923) 5697
中2	0.0380** (0.0153) 46779	0.0188 (0.0163) 45820	0.014 (0.0163) 45495	-0.1646*** (0.0263) 45495	-0.1499*** (0.0347) 24891
中3	0.004 (0.0135) 47010	-0.0104 (0.0142) 45998	-0.0048 (0.0143) 45649	-0.2676*** (0.0303) 45649	-0.2878*** (0.0404) 25777
小学校	0.014 (0.0109) 94060	-0.0096 (0.0112) 92094	-0.0097 (0.0120) 85405	-0.2060*** (0.0176) 85405	-0.2539*** (0.0472) 13985
中学校	0.0227** (0.0101) 93789	0.008 (0.0106) 91818	0.0099 (0.0107) 91144	-0.2108*** (0.0156) 91144	-0.1784*** (0.0223) 50668
生徒の個人属性や社会経済的地位	✓	✓	✓	✓	✓
クラス単位の属性		✓	✓	✓	✓
学校単位の属性		✓	✓		
学校固定効果				✓	✓
単学級を除く			✓	✓	✓
習熟度別学級を実施している学校を除く					✓

- (注) 1. 係数、分散不均一修正後の標準誤差、サンプルサイズの順に表記した。  
 2. \*は 5%水準で、\*\*は 1%水準で、\*\*\*は 0.1%水準で統計的に有意であることを示す。  
 3. Model (1)～Model (5)はクラス単位の属性（2015 年度に所属していたクラスの学習方略の平均値、クラスあたりの生徒数、学校単位の属性（就学援助率、生徒対教員比率）をコントロールするか否か、単学級や習熟度別学級実施校を除外するかどうか等の条件を変えて推定したもの  
 (出所) 埼玉県学力・学習状況調査

表 5: 男女差

	A. 国語		B. 算数・数学	
	男	女	男	女
小5	-0.1829*** (0.0277) 22669	-0.1784*** (0.0291) 22285	-0.1804*** (0.0465) 22665	-0.1170*** (0.0430) 22287
小6	-0.1012*** (0.0237) 23513	-0.1153*** (0.0240) 22989	-0.1745*** (0.0465) 23521	-0.1876*** (0.0451) 22988
中1	-0.0682*** (0.0259) 23265	-0.1001*** (0.0259) 22365	-0.1693*** (0.0387) 23280	-0.1576*** (0.0356) 22381
中2	-0.2428*** (0.0364) 23314	-0.2197*** (0.0359) 22343	-0.3056*** (0.0446) 23434	-0.2283*** (0.0408) 22423
小学校	-0.0958*** (0.0139) 46182	-0.1255*** (0.0144) 45274	-0.1941*** (0.0244) 46186	-0.2045*** (0.0231) 45275
中学校	-0.1312*** (0.0183) 46579	-0.1615*** (0.0181) 44708	-0.2326*** (0.0229) 46714	-0.1900*** (0.0210) 44804
生徒の個人属性や社会経済的地位	✓	✓	✓	✓
クラス単位の属性	✓	✓	✓	✓
学校単位の属性	✓	✓	✓	✓
学校固定効果	✓	✓	✓	✓

(注) 1. 係数、分散不均一修正後の標準誤差、サンプルサイズの順に表記した。  
 2. \*は5%水準で、\*\*は1%水準で、\*\*\*は0.1%水準で統計的に有意であることを示す。  
 3. Model (1)~Model (5)はクラス単位の属性(2015年度に所属していたクラスの学習方略の平均値、クラスあたりの生徒数、学校単位の属性(就学援助率、生徒対教員比率)をコントロールするか否か、単学級や習熟別学級実施校を除外するかどうか等の条件を変えて推定したもの  
 (出所) 埼玉県学力・学習状況調査

習熟度別学級を行うことが、ピア効果に変化をもたらさない理由として、習熟度別学級が十分に機能していない可能性が考えられる。Duflo et al (2011)が指摘しているとおり、習熟度別学級が機能するのは、教員が生徒の学力にあわせて指導を柔軟に変更できる場合であることが明らかになっている。しかし、日本では、海外と違って、学習指導要領によって教科の指導内容や授業時数が全国的に統一されており、教科書も自治体ごとに採択さ

れた指定教科書を用いているということもあって、習熟度別学級であったとしても、教える内容に極端な変更を加えたり、指定教科書とは異なる教材を用いたりすることは難しい。このため、習熟度別学級を採用しているにもかかわらず、教員が学力の高い層の生徒にも低い層の生徒にも均質な指導をしている可能性があり、そのことが習熟度別学級を採用してもピア効果に変化が生じない理由の1つである可能性がある。

## 5-2. 何故ピア効果がマイナスになるのか

過去の研究では、総じてピア効果がプラスで統計的に有意であることを示すものが多いのに対し、本研究ではピア効果は小・中学校、科目によらずマイナスであることが示唆されている。ピア効果がプラスになることのメカニズムとしては、学力の高い生徒が低い生徒の理解を助けるような教え合いがあり、学力の低い生徒が意欲を高めることが想定されているが、本稿の結果はそうしたメカニズムを支持しない。この理由は何だろうか<sup>9</sup>。

第1に先行研究との差として、本研究では、学習方略のクラス平均を教員の質の代理変数として、クラス単位の属性の1つとしてコントロールしている点が上げられる。教員による指導や教員との関係が学力に与える影響は決して無視できないと考えられるものの、先行研究では、データの不足から教員の質をコントロールしているものは少ない。一方、

---

<sup>9</sup> 本研究では、IRTを用いた学力の推定値を用いているが、それが古典的テスト理論を用いた学力テストの素点や偏差値を用いている過去の研究と結果が異なる理由である可能性がある。しかし、IRTを推定する前の正答率を用いて、表3、表4を推定したところ、結果は表3、表4とほとんど変わらず、ピア効果は、学年や科目によらずマイナスとなった。

Vigdor & Nechyba (2006)は、教員固定効果を加え、前年と同じ教員が教えているクラスだけで比較をすると、ピア効果はマイナスになることを明らかにしている。本研究においても、教員の質をコントロールしない Model (1)では小学校、中学校、そして科目によらずピア効果の係数はプラスで統計的に有意、または統計的に有意ではないという結果になっている。

第2に、成績のよい同級生がいることによって、自分の相対的な学力が低いという自己認識を持ち、学習への意欲を失ってしまうという可能性がある。Mood & Jonsson (2008)はスウェーデンの中学生のデータを用いて、高校のときに職業学科よりも普通科へ進学するかどうかという「進路選択」が、ピア効果によってどのように影響を受けているかを分析した。この研究では、本稿と同様の推定方法や変数が用いられ、ピア効果は進路選択に負の効果があることを明らかにしている。これは、「社会的対照」と呼ばれる理論の示すとおり、個人が、自分の学力や潜在能力だけでなく、自分の学力や潜在能力が他人と比較して相対的にどの位置にあるかということを考慮して、人的資本投資を行ったり、進学先についての意思決定をしていることを示唆している。同様のことが本研究の文脈でも当てはまる可能性がある。

Elsner & Isphording (2015)は、米国の長期追跡データを用いて、高校生の際に、自分が所属している学校の中で自分の相対的な順位が、その後の高校卒業や大学進学に影響を与えていることを示している。この研究の中でも、自分が所属している集団の中での相対的な順位が高い生徒は、自分に対する自信があり、教育の期待収益率が高いため、その後も

人的資本に投資をし続ける傾向があり、結果的に学歴が高くなることが示されている。つまり、同じ能力の2人の生徒がいて、地域で最も選抜性の高い学校に入学し相対的な順位が低くなってしまった生徒よりも、その学校よりも選抜性では劣る学校で相対的な順位が高い生徒のほうが、最終的な学歴が高くなる可能性があるということになる。まさに心理学で、「井の中の蛙」(big-fish-in-a-little-pond effect, Marsh, 1987) と呼ばれる現象が生じているということになる。

本稿の分析で用いたデータの中には、将来の希望進学先を尋ねた質問項目がある。この質問項目は、「将来どの学校まで進みたいと思うか」を、中学校、高校、大学などのように学校段階別に聞いており、これを教育年数（例えば中学校であれば9年、高校であれば12年というように）に変換し、表3,4のModel 4に該当するモデルでピア効果を推定してみたところ、やはりピア効果はマイナスになるという結果が得られた（表6）。ただし、この係数の大きさをみてみると、マイナス幅は学年が大きくなるほど小さくなっていく傾向があり、学力のピア効果が学年や科目によって差がないことと比較すると特徴的である。学年が上がってくると、進路選択については、友人の能力や希望よりも、自分自身の能力や希望のほうが重要になってくるのかもしれない。

表 6：進路希望に対するピア効果

	A. 国語	B. 算数・数学
小5	-0.6342*** (0.0313) 34726	-0.6397*** (0.0314) 34723
小6	-0.5828*** (0.0303) 36224	-0.5848*** (0.0303) 36232
中1	-0.2997*** (0.0284) 34876	-0.3062*** (0.0284) 34906
中2	-0.2552*** (0.0279) 37060	-0.2359*** (0.0276) 37225
小学校	-0.1910*** (0.0186) 70950	-0.1955*** (0.0186) 70955
中学校	-0.0849*** (0.0181) 71936	-0.0809*** (0.0180) 72131
生徒の個人属性や社会経済的地位	✓	✓
クラス単位の属性	✓	✓
学校単位の属性	✓	✓
学校固定効果	✓	✓

(注) 1. \*は 5%水準で、\*\*は 1%水準で、\*\*\*は 0.1%水準で統計的に有意であることを示す。

(出所) 埼玉県学力・学習状況調査

最近の研究では、ピア効果について一致した見解が得られない理由として、ピア効果が線形 (linear-in-means) ではない可能性を指摘するものがある。例えば、Hoxby & Weingarth(2005)は、生徒らは自分の良く似た学力の生徒から良い影響を受けることを明らかにしており、例えば下位 10%のところに位置する生徒は、上位 10%の生徒よりも、下位 20%や 30%に位置する程度の生徒から良い影響を受けるという。さらに、学力テストの順位が中位に位置する生徒らには特にピア効果は見られない。このように、ピア効果は非線形であり、ある生徒がもともとクラス全体の学力テストの分布のどこに位置していたかという

ことが重要であるとの見方は、他の研究でも裏付けられつつある（Cooley, 2009; Gibbons & Telhaji, 2008; Lavy et al, 2011）。つまり、上位層あるいは下位層のどちらかで特に負のピア効果が強く働いているという可能性はないのだろうか。本稿の表 3, 4 について、分位点回帰を行ったところ、特に下位層あるいは上位層で負のピア効果が強く働いているという傾向は見られなかった<sup>10</sup>。

## 6. 結論

子どもの学力に影響を与える要因は何か一古くて新しいこの問題に答えるために、多くの研究が行われている。社会科学の研究の多くは、保護者の社会経済的地位の影響の大きさを指摘しながら、同様に学校の中でクラスメイトからうける「ピア効果」の大きさをも強調する研究が多い。しかし、これまでピア効果の推定を行った研究は相当数に上るものの、特に学力に焦点を当てた研究では、その効果がプラスなのかマイナスなのかすら、はっきりとした結論を得られていない。特に日本においては、データの制約もあり厳密なピア効果の推定を行った研究はこれまでほとんど見られてこなかった。

そこで本研究では、埼玉県下（ただしさいたま市を除く）の公立小・中学校の生徒を対象として 2015 年 4 月および 2016 年 4 月に実施された埼玉県学力・学習状況調査の個票データを用いて、クラスの平均的な学力がそのクラスに所属する生徒個人の学力に与える効

---

<sup>10</sup> ただし分位点回帰では「どのような成績の生徒においてピア効果が高いか」の検証は行っているが、「どのレベルの成績の生徒と一緒に過ごしているとピア効果が高いのか」についての検証を行っているわけではない点に注意が必要である。

果を推定した。本稿では、公立小・中学校のクラス替えが生徒からみれば予測不可能な状態で行われていることを利用した上で、学校固定効果や同級生の属性などをコントロールし、できる限り内生性バイアスを最小限にするよう注意を払いながら、教育生産関数の付加価値モデルによって、前年に所属した学級のピア効果を推定した。その結果、小学校・中学校ともに、科目によらずマイナスのピア効果が観察された。これは、ある生徒が平均的な成績が良いクラスに所属した場合、翌年当該生徒の成績が下がっているということの意味しており、クラスの IRT スコアが平均して 1 上がると、国語では本人のスコアは 0.09～0.23、算数・数学では 0.16～0.27 下がるということが確認された。この理由としては、成績のよい同級生がいることによって、自分の相対的な学力が低いという自己認識を持ち、学習への意欲を失ってしまうという可能性が指摘できる。実際に、被説明変数を学力ではなく、期待教育年数に置き換えても、ピア効果はマイナスとなる。このことから、自分の潜在的な能力が低いという自己認識を持たせないように、教育の期待収益率が高くなるような関わりや指導を行うことが重要だと考えられる。



## 参考文献

- Abdulkadiroglu, A., Angrist, J., & Pathak, P. (2014). The Elite Illusion: Achievement Effects at Boston and New York Exam Schools. *Econometrica*, 82(1), 137–196.
- Akabayashi, H., & Nakamura, R. (2014). Can small class policy close the gap? An empirical analysis of class size effects in Japan. *Japanese Economic Review*, 65(3), 253–281.
- Alexander, C., Piazza, M., Mekos, D., Valente, T., Medicine, I. of, Kessler, D. ., ... Steinberg, L. (2001). Peers, schools, and adolescent cigarette smoking. *The Journal of Adolescent Health : Official Publication of the Society for Adolescent Medicine*, 29(1), 22–30.
- Ammermueller, A., Pischke, J., Xf, Rn, x, & Steffen. (2009). Peer Effects in European Primary Schools: Evidence from the Progress in International Reading Literacy Study. *Journal of Labor Economics*, 27(3), 315–348.
- Angrist, J. D., & Lang, K. (2004). Does school integration generate peer effects? Evidence from Boston's metco program. *American Economic Review*, 94(5), 1613–1634.
- Arcidiacono, P., Foster, G., Goodpaster, N., & Kinsler, J. (2012). Estimating Spillovers Using Panel Data, with an Application to the Classroom. *Quantitative Economics*, 3(3), 421–470.
- Babcock, P. S., & Hartman, J. L. (2010). Networks and Workouts: Treatment Size and Status Specific Peer Effects in a Randomized Field Experiment. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 16581*.
- Bhattacharya, D. (2009). Inferring Optimal Peer Assignment From Experimental Data. *Journal of the American Statistical Association*, 104(486), 486–500.
- Burke, M. A., & Sass, T. R. (2013). Classroom Peer Effects and Student Achievement. *Journal of Labor Economics*, 31(1), 51–82.
- Carrell, S. E., & Hoekstra, M. L. (2010). Externalities in the classroom: How children exposed to domestic violence affect everyone's kids. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(1), 211–228.
- Carrell, S. E., Malmstrom, F. V., & West, J. E. (2008). Peer Effects in Academic Cheating. *Journal of Human Resources*, 43(1), 173–207.

- Coleman, J. S. (1968). Equality of Educational Opportunity (COLEMAN) Study (EEOS). *Equity & Excellence in Education*, 6(5), 19–28.
- Cooley, J. (2009). Can achievement peer effect estimates inform policy? a view from inside the black box. *Review of Economics and Statistics*, 93.
- Dills, A. K. (2005). Does cream-skimming curdle the milk? A study of peer effects. *Economics of Education Review*, 24(1), 19–28.
- Duflo, E., Dupas, P., & Kremer, M. (2009). Can tracking improve learning. *Education Next*, 9(3), 64–70.
- Duflo, E., Dupas, P., & Kremer, M. (2011). Peer effects, teacher incentives, and the impact of tracking: Evidence from a randomized evaluation in Kenya. *American Economic Review*, 101(5), 1739–1774.
- Ellickson, P. L., Bird, C. E., Orlando, M., Klein, D. J., & McCaffrey, D. F. (2003). Social context and adolescent health behavior: does school-level smoking prevalence affect students' subsequent smoking behavior? *Journal of Health and Social Behavior*, 44(4), 525–535.
- Epple, D., & Romano, R. E. (2011). Peer effects in education: A survey of the theory and evidence. *Handbook of Social Economics*, 1(1 B), 1053–1163.
- Fertig, M. (2003). Educational Production , Endogenous Peer Group Formation and Class Composition – Evidence From the PISA 2000 Study. *IZA Discussion Paper Series*, (714), 1–24.
- Gaviria, A., & Raphael, S. (2001). School-Based Peer Effects and Juvenile Behavior. *The Review of Economics and Statistics*, 83(2), 257–268.
- Gibbons, S., & Telhaj, S. (2015). Peer Effects: Evidence from Secondary School Transition in England. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 4, 548–575.
- Gould, E. D., Lavy, V., & Paserman, M. D. (2009). Does immigration affect the long-term educational outcomes of natives? Quasi-experimental evidence. *Economic Journal*, 119(540), 1243–1269.
- Goux, D., & Maurin, E. (2007). Close neighbours matter: Neighbourhood effects on early performance at school. *Economic Journal*, 117(523), 1193–1215.

- Graham, B. S., Imbens, G. W., & Ridder, G. (2014). Complementarity and aggregate implications of assortative matching: A nonparametric analysis. *Quantitative Economics*, 5(1), 29–66.
- Guryan, J., Kroft, K., & Notowidigdo, M. J. (2009). Peer effects in the workplace: Evidence from random groupings in professional golf tournaments. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(4), 34–68.
- Hanushek, E. A., Kain, J. F., Markman, J. M., & Rivkin, S. G. (2003). Does peer ability affect student achievement? *Journal of Applied Econometrics*.
- Hoxby, C. M. (2000). Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation. *NBER Working Paper*, (7867), 64.
- Hoxby, C. M., & Weingarth, G. (2005). Taking race out of the equation: School reassignment and the structure of peer effects. *Mimeograph*, 18(2005), 2007.
- Imberman, S. A., Kugler, A. D., & Sacerdote, B. I. (2012). Katrina's children: Evidence on the structure of peer effects from hurricane evacuees. *American Economic Review*, 102(5), 2048–2082.
- Kawaguchi, D. (2016). Fewer school days, more inequality. *Journal of the Japanese and International Economies*, 39, 35–52. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2016.01.001>
- Kling, J. R., Liebman, J. B., & Katz, L. F. (2007). Experimental analysis of neighborhood effects. *Econometrica*, 75(1), 83-119.
- Lavy, V., & Schlosser, A. (2011). Mechanisms and impacts of gender peer effects at school. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(2), 1–33.
- Lavy, V., Silva, O., & Weinhardt, F. (2012). The good, the bad, and the average: Evidence on ability peer effects in schools. *Journal of Labor Economics*, 30(2), 367-414.
- Manski, C. F. (1993). Identification of Social Endogenous Effects: The Reflection Problem. *The Review of Economics and Statistics*, 60(3), 531–542.
- McEwan, P. J. (2003). Peer effects on student achievement: Evidence from Chile. *Economics of Education Review*, 22(2), 131–141.
- Mood, C., & Jonsson, J. O. (2008). Choice by Contrast in Swedish Schools : How Peers' Achievement Affects Educational Choice. *Social Forces*, 87(2), 741–765.

- Nechyba, T. J. (2006). Chapter 22 Income and Peer Quality Sorting in Public and Private Schools. *Handbook of the Economics of Education*.
- Pop-Eleches, C., & Urquiola, M. (2013). Going to a Better School: Effects and Behavioral Responses. *The American Economic Review*, 103(4), 1289–1324.
- Robertson, D., & Symons, J. (2003). Do peer groups matter? Peer group versus schooling effects on academic attainment. *Economica*, 70(277), 31–53.
- Sacerdote, B. (2001). Peer effects with random assignment: results for dartmouth roommates. *The Quarterly Journal of Economics*, May(May), 681–704.
- Sacerdote, B. (2011). *Peer Effects in Education: How might they work, how big are they and how much do we know Thus Far? Handbook of the Economics of Education* (Vol. 3).
- Sanbonmatsu, L., Kling, J. R., Duncan, G. J., & Brooks-Gunn, J. (2006). Neighborhoods and Academic Achievement. *Journal of Human Resources*, 41, 649–691.
- Schreiner, R., & Bremer, B. (2013). From Natural Variation to Optimal Policy? The Importance of Endogenous Peer Group Formation. *Econometrica*, 81(3), 855–882.
- Trogdon, J. G., Nonnemaker, J., & Pais, J. (2008). Peer effects in adolescent overweight. *Journal of Health Economics*, 27(5), 1388–1399.
- Vigdor, J. (2006). Peer Effects in Neighborhoods and Housing. In *Deviant peer influences in programs for youth: Problems and solutions* (Vol. 20, pp. 185–202).
- Woessmann, L. (2008). How equal are educational opportunities? Family background and student achievement in Europe and the United States. *Zeitschrift Für Betriebswirtschaft*, 78(1)(1284), 45–70. Retrieved from <http://www.econstor.eu/handle/10419/20550%5Cnhttp://www.econstor.eu/handle/10419/76633>
- Zimmerman, D. J. (2003). Peer Effects in Academic Outcomes: Evidence from a Natural Experiment. *Review of Economics and Statistics*, 85(1), 9–23.
- 北條雅一 (2011) 「学力の経済分析：国内実証研究の展望」. 国際公共政策研究, 16(1), 163–179.