

博士論文 平成 25 年度 (2013)

教育政策の計量経済学的分析：
学習指導要領・学校選択・学級規模が
及ぼす効果についての実証分析

慶應義塾大学 大学院 経済学研究科
中村 亮介

はしがき

本博士論文は筆者が慶應義塾大学 大学院 経済学研究科 博士課程在学中において行った日本の教育政策の実証分析の成果をまとめたものである。

日本の教育は子どもの学力低下、勉強時間の減少、学校でのいじめやそれによる自殺、教員の質の低下、子どもへの体罰など、多くの問題を抱えている。これらの問題に対して政府や地方自治体は学習指導要領改訂による教育内容の変更、通学する学校を自由に選べる学校選択制度、学校内の教育環境改善のための少人数学級の実施など様々な対策を講じてきた。

今後の教育行政にとっては、これらの政策をただ実行するだけでなく、その政策の妥当性や効果、そして政策の結果について説明する責任、つまり「アカウンタビリティ」がますます求められる時代となる。例えば、全国学力・学習状況調査が実施されるようになり、子どもの学力の現状把握や規定要因の分析、教育政策の検証が日本でも少しずつ行われるようになってきたところである。このような状況下で、本博士論文がこれからの教育政策の評価方法及び教育情報活用の有用性を示すことに少しでも貢献することができれば幸いである。

なお、本論文の執筆、並びに筆者が今まで大学・大学院において研究を行うことができたのは多くの方々による支援のおかげである。ここに深謝の意を表したい。

まず、筆者の大学院での指導教官である慶應義塾大学 経済学部 赤林英夫 教授には大学院入学当初からあらゆる面で大変お世話になった。特に、日々の研究において生じた問題やデータの入手方法や分析方法などについて親身に相談に乗って下さり、多くのアドバイスを下さった。また、慶應義塾大学 経済学部 太田聰一 教授、慶應義塾大学 経済学部 山田篤裕 教授からは本論文内の各研究についてその分析手法や結果の解釈に関する多くの有益な助言をいただいた。

横浜国立大学 経済学部 大森義明 教授には筆者が横浜国立大学経済学部在学中から大変お世話になった。大森先生には労働経済学における政策効果分析の識別戦略の重要性について懇切丁寧に教えていただいた。また、横浜国立大学 経済学部 岡部純一 教授には筆者の学部時代のゼミの指導教官として日本の統計制度の特徴などについてお教えいただいた。横浜国立大学 経済学部 相馬直子 准教授には大学院進学後も幼児期の子どもを持つ母親が抱える問題について目を向ける機会を与えて下さった。

また、日本家計パネル調査、慶應義塾家計パネル調査を利用した共同研究においては慶應義塾大学 経済学部 准教授・直井道生氏、日本女子大学 人間社会学部 講師・山下絢氏、帝京大学 文学部 准教授・敷島千鶴氏、日本大学 経済学部 助教・篠ヶ谷圭太氏、野崎華世氏、湯川志保氏のお世話になった。

神戸大学 佐野晋平 准教授、政策研究大学院大学 田中隆一 准教授、一橋大学 川口大司 教授、大阪大学 大竹文雄 教授には学会、研究会の場などで筆者の研究に多くの助言をいただいた。

筆者の大学院在学中には荒木宏子氏、上村一樹氏の両氏から研究に対して多くのアドバイスをいただいた。また、飯崎堯氏、相澤佐知氏、Morris Cornell-Morgan 氏、Juan Martinez 氏には大学院の労働経済学演習の場において筆者の分析に対して多くのコメントをいただいた。

本論文の各章は以下の組織より提供を受けたデータを用いている。ここに感謝の意を表す。第1章の研究では公益財団法人家計経済研究所より「消費生活に関するパネル調査」の個票データの提供を受けた。第2章の研究では総務省統計局から「就業構造基本調査」の調査票情報、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから日本家族社会学会・全国家族調査委員会実施の全国家族調査(NFRJ1998、2003、2008)の個票データの提供を受けた。第4章の研究では情報公開請求を通じて横浜市から横浜市学習状況調査、全国学力・学習状況調査の結果

を開示していただいた。なお、本論文の一部は日本学術振興会特別研究員奨励費の助成を受けている。

加えて、高校時代の恩師である北葉進学研究会の数学教師・馬場通夫氏にも謝意を表したい。馬場先生のおかげで、経済学における数理的な分析に関心を抱き、本研究を遂行するための基礎の基礎ができたと思っている。

最後に、筆者の両親、家族には大学・大学院生活を物心両面から常に支えていただいた。家族からの支えがなければ筆者が自由に研究することはできなかったであろう。心より感謝したい。

2013年5月

中村 亮介

目次

はしがき

序章…………… 1

第1部

学習指導要領の因果的効果

—指導要領改訂の特徴を利用した識別戦略による分析—

第1章…………… 10

ゆとり教育が教育達成度に与えた効果の実証分析

—義務教育期間中の授業時間数の効果についての分析—

第2章…………… 41

高等学校における学習指導要領が賃金に与えた効果の分析

第2部

教育政策の評価

—学校選択制、学級規模が学力に与える効果について—

第3章…………… 91

学校選択制が学力に与える影響の実証分析

—東京都学力調査を用いた分析—

第4章…………… 125

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もとづく実証分析—

終章…………… 169

初出一覧…………… 175

序章

日本の成長にとって最も重要な資本は「人」である。経済産業省(2012)によれば 2008 年の日本のエネルギー自給率は 18%であり、我が国はエネルギー資源の大半を輸入に依存しているエネルギー資源に乏しい国である¹。このような日本が経済成長していくために必要なことは人的資本の質の向上とそのための「教育」であろう。一国の経済成長における教育の質の重要性についてはHanushek and Kimko(2000)を始めとして多くの研究者によって指摘されている。

国、地方自治体が行う「人」を育てるための教育政策は今や国民の最大の関心事の一つである。国が定める学習指導要領は小学校・中学校・高等学校における教育内容や授業時間数などを設定しており、日本の教育の大部分を規定している。そのため、指導要領の改訂の際には、新設科目や授業時間の増減に大きな注目が集まる。また、各都道府県、市区町村においては学校選択制度、少人数学級や二学期制の導入、土曜日授業の実施など独自の教育改革を実施している自治体も少なくない。

ただ、これらの教育政策に対しては様々な立場から、政策の影響についての意見表明が行われている。例えば、2002 年の指導要領改訂時には小学校において「円周率は 3」を用いて計算することになるのではと話題になり、この指導要領実施による子どもの学力低下に対して懸念が表明された(西村編 2001)²。また、学校選択制導入の結果、人気校、不人気校が生じることで学校間の序列が生じる可能性や地域とのつながりが希薄化する可能性などを指摘する識者もいた(藤田 2005)。

しかし、ごく最近まで、これらの教育政策の効果が十分なデータにもとづいて、科

¹ エネルギー自給率とは原子力エネルギーを含めた値である。また、2010 年度の化石エネルギーの自給率は原油 0.4%、天然ガス 3.3%、石炭 0.6%であった(経済産業省 2012)。

² ただし、文部科学省は「教育白書(2000 年度)」の中で、円周率として 3.14 を使うことを明確にしている。

学的に検証されたことはほとんど無かった³。この要因は行政の担当者が政策評価に無関心であったり、政策評価の手法を知らなかったり、分析に利用できるデータの収集が不足しているためであることを赤林・荒木(2011)は指摘している。そして、教育政策の評価が十分に行われないために、限られた資源(財源、学校などの設備、教員などの人的資源)の効率的な配分が阻害されたり、子どもの学力や将来の賃金に与える影響を十分に考慮することなく教育政策が変更されたりする現状がいまだに改善されていない。

そのような状況の中で、本博士論文は日本における教育政策を経済学的見地から評価すべく執筆された論文集である。本論文の各章は個別の教育政策が学力や教育年数、賃金に与える効果について分析を行っているが、各章に貫かれている点は教育政策の因果的効果を計量経済学的手法によって識別し、政策評価に資する証拠を提示しているという点である。

本論文における分析対象は戦後の新学制が始まった1947年から2013年現在に至るまでのほとんど全ての時代をカバーする。表1は1946年度生まれから1999年度生まれまでの人々がどのような学習指導要領(以下、指導要領)で学んできたかを示すとともに、本論文の各章がどの世代を分析対象にしているかを示している⁴。第1章及び第2章では戦後、指導要領が経験主義的な教育から系統主義的な教育、系統主義的な教育から経験主義的な教育へと揺れ動いていった時代を分析対象としており、その変動がいかなる結果を及ぼしたかについての研究である。田中(2011)によれば経験主義的な教育とは「子どもたちの生活から出発して、その生活の改善をめざして組織された経験の系列」のことであり、系統主義的な教育とは「基礎科学(学問)の論理によって組織された知識・概念の系列」のことである。続く3章、4章は2002年実施の指導要領以降、公教育改革の一環として進められてきた学校選択制や学級規模縮小政策がそれぞれ生徒の学力に

³ 2013年現在、教育政策の経済学的評価に関する研究は蓄積されつつあり、それらについては北條(2011)においてまとめられている。

⁴ ただし、指導要領の改訂はそれが施行された年度であり、告示された年とは異なることに注意が必要である。この点の詳細については本論文の第1章、2章を参照のこと。

どのような効果を与えたのかについての研究である。

第1部「学指導要領の因果的効果」では指導要領改訂が教育の成果に及ぼす因果的効果の識別に注力した。第1章「ゆとり教育が教育達成度に与えた効果の実証分析」では、1981年度に改訂された中学校の指導要領において、指導要領が定める授業時間が前の指導要領と比べて約300時間減少したことに注目し、それが女性の教育年数に与える因果的効果を分析した。第1章における識別戦略は指導要領の変更の影響を厳密に受ける公立中学校進学者をトリートメントグループ、そうではない私立中学校進学者をコントロールグループとしたDifferences-in-Differences法(DID法)である。分析の結果、授業時間が減少したことが女性の教育年数に与える効果が大都市とそれ以外の都市とで異なるということが分かった。具体的には、大都市においては公立中学校の授業時間が減少したことにより女性の教育年数が上昇しているという結果を得た。

第2章「高等学校における学習指導要領が賃金に与えた効果の分析」では第1章に引き続き指導要領改訂の効果について分析を行った。第2章と第1章との相違点は主に3つある。まず、分析対象は高校における指導要領の効果であり、またその効果の測定の際には高校における指導要領の改訂の方式が中学校とは違うことを考慮した推定を行い、指導要領が及ぼす長期的な効果に注目したことである。高校における指導要領の改訂は中学校と同じく約10年毎であるが、改訂された指導要領は学年進行に伴って適用される。このため、入学年度が1年異なるだけで全く違う指導要領で学ぶという状況が生じる。この状況を利用して指導要領改訂前後の人達の賃金を比べるというRegression Discontinuity Designによって指導要領改訂の効果を識別した。分析結果からは知識を重視する詰め込み教育が必ずしも賃金を上昇させるわけではないこと、むしろ男性の賃金に対してはマイナスの影響があったことが分かった。また、ゆとり教育が賃金に与える影響について、統計的に有意な効果は確認できなかった。

続く第2部では、公教育改革において注目を集める2つの教育政策に焦点を当て、

それらが学力にどのような影響を与えているかを検証した。第3章「学校選択制が学力に与える影響の実証分析」では、東京都において導入された公立中学校の学校選択制度が市区町村の平均学力に与えた影響を自治体単位の学力パネルデータを構築して分析した。学校選択制度の導入によって中学校は生徒獲得のための競争にさらされるようになることが予想されるが、それが教育の質を改善する効果を学力テストの変化によって計測した。まず、各自治体の各学校にとっては学校選択制の導入がいくつかの説明変数を考慮した上でランダムであったと仮定し、学校選択制導入自治体をトリートメントグループ、非導入自治体をコントロールグループとした DID 法による推計、及びパネルデータの特徴を活かした操作変数法、固定効果モデル、ランダム効果モデルによる分析を行った。分析の結果、学校選択制導入が市区町村の平均テスト得点を上昇させるという効果は観察されなかった。

第4章「学級規模縮小が学力に与えた効果の分析」では、日本における学級編制制度の非連続的な変化を利用した識別戦略によって、学級規模縮小がテスト得点に与えた影響を分析した。日本の学級編制制度の特徴とは1学級の人数の上限が40人と決められており、1学年の人数が40人から41人に増えると学級数が2クラス、平均学級規模が20.5人となることである。この研究の主な特徴は、情報公開請求を通じて入手した同一年度の最初と最後に実施された2つのテスト、横浜市学習状況調査と全国学力・学習状況調査の学校別平均正答率を利用して Value added model による推定を行った点である。分析の結果から、学級規模の縮小が小学校6年生の国語のテスト得点にプラスの効果を与えていること、特にその効果が地価の高い地域に立地する学校において見られることが判明した。

今や教育政策にもその意義や効果についての検証と説明責任が求められる時代である。2007年に全国学力・学習状況調査が実施されて以来、学力テストの結果の上位県の教育実践が紹介され、各自治体では学力向上のための取り組みが行われている。し

かし、本論文の各章の実証分析の結果は、単に教育内容を増やしたり学級規模を縮小させたりする政策が必ずしも教育成果の向上につながるわけではないということを明らかにした。もちろん、これらの結果はデータや分析手法上の制約を受けているため、すぐに全国各地で応用できるわけではないことは強調しなければならない。だからこそ、今後のより良い教育政策のデザインのためには実証分析の積み重ねが必要となるであろう。

参考文献

- [1] 赤林英夫・荒木宏子(2011)『「検証なき教育改革」を繰り返さないために—教育政策評価の普及を目指して—』『季刊政策分析』第6巻, 第1・2合併号, pp.47-53.
- [2] 経済産業省(2012)『エネルギー白書 2011』, 経済産業省.
- [3] 西村和雄 編(2001)『学力低下と新指導要領』岩波ブックレット No. 538, 岩波書店.
- [4] 田中耕治(2011)「教育課程の思想と構造」田中耕治・水原克敏・三石初雄・西岡加名恵 著『新しい時代の教育課程(第3版)』有斐閣アルマ, pp.141-168.
- [5] 藤田英典(2005)『義務教育を問いなおす』ちくま新書.
- [6] 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』第16巻, 第1号, pp. 163-179.
- [7] Hanushek, Eric A., and Dennis D. Kimko. 2000. “Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations.” *American Economic Review* 90, no. 5: 1184-1208.

図表

表 1. 生まれ年度と各学年の在学年度の対応表と本論文の分析対象

生まれ年度	小学校1年生	小学校2年生	小学校3年生	小学校4年生	小学校5年生	小学校6年生	中学校1年生	中学校2年生	中学校3年生	高校1年生	高校2年生	高校3年生	各章が分析対象とする世代を示す
1946	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	第1章 ゆとり教育が教育達成度 に与えた効果の実証分析
1947	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	
1948	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	
1949	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	
1950	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	
1951	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	
1952	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	
1953	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	
1954	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	
1955	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	
1956	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	
1957	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	
1958	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	
1959	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	
1960	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	
1961	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	
1962	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	
1963	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	
1964	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	
1965	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	
1966	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	
1967	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	
1968	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	
1969	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	
1970	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	
1971	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	
1972	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
1973	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	
1974	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	
1975	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	
1976	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	
1977	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	
1978	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	
1979	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	
1980	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	
1981	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	
1982	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	
1983	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
1984	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
1985	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	
1986	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	
1987	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	
1988	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
1989	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
1990	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	
1991	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
1992	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	
1993	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
1994	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
1995	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	
1996	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	
1997	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
1998	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
1999	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	

注: 第1列に生まれ年度を、それ以外の列に各学年への進級、進学時の年度を示している。
 また、表を縦に見たときの色分けは同じ学年であっても使用された指導要領が異なることを示しており、横に見たときの色分けは各生まれ年度の者がどの学年で指導要領の変化を経験しているかを示している。
 また、各色によって区切られている部分は高校の指導要領改訂と同じ時期に改訂が行われた小学校及び中学校の指導要領をひとまとまりとして示している。

第 1 部

学習指導要領の因果的効果

—指導要領改訂の特徴を利用した識別戦略による分析—

第 1 章

ゆとり教育が教育達成度に与えた効果の実証分析

—義務教育期間中の授業時間数の効果についての分析—

【要旨】

本研究は学習指導要領が定める義務教育期間中の授業時間、特に中学校における授業時間が女性の教育年数に与えた効果を実証分析した研究である。指導要領は約 10 年毎に改訂されているため、人々が義務教育期間に経験する授業時間は生まれた年度によって異なっている。また、日本の教育制度上、公立中学校は指導要領に従って授業時間を定めているが、私立中学校は指導要領以上に授業時間を定めることができる。そこで、本研究では改訂の影響を厳密に受ける公立中学校をトリートメントグループ、そうではない私立中学校をコントロールグループとした Differences-in-Differences 法によって授業時間の効果の推定を行った。分析の結果、授業時間の減少は大都市において、教育年数を有意に増やすという結果を得た。これは、授業時間の減少によって生じた「ゆとり」を活かすことのできた大都市とそうではない他の都市における教育機会の差異が都市間でゆとり教育の効果を異ならしめたことを示唆する。

1. はじめに

日本の義務教育は今、転機を迎えている。2008年、学習指導要領(以下、指導要領)の改訂が文部科学省によって告示され、その全面的な施行が中学校では2012年(小学校では2011年)に行われた¹。この改訂の特徴は義務教育における数学、国語などの授業時間を増やしたこと、小学校においては新たに外国語の授業が加わったことにある。この指導要領は1981年に「ゆとり教育」と呼ばれる指導要領が導入されて以来はじめて義務教育期間中の授業時間を増加させるものとなる。

義務教育の中心である指導要領は時代とともに変化してきた。桐田(2010)によれば、1958年改訂の指導要領の教育内容は「基礎学力と科学技術教育を進展させようとするもの」であり、72年の改訂では教育内容が「最も多量化し、高度化」した²。また、詰め込み教育Ⅱ期が定める中学校での授業時間は2945時間であった(表1)。一方、1981年改訂の指導要領は詰め込み教育Ⅱ期における「教育内容の高度化と過多」によって生じた「ついていけない子」に対応するため、教育内容・授業時間を削減したものとなった(藤原2002)³。具体的には、ゆとり教育Ⅰ期移行時に中学校の授業時間が320時間減少し、その後のゆとり教育Ⅲ期移行時には授業時間がさらに175時間減少した(表1)。教育内容はゆとり教育Ⅰ期移行時に2割削減され、ゆとり教育Ⅲ期移行時にはさらに3割が削減された(藤原2002)。

約10年ごとの指導要領の改訂は、人々が義務教育期間に受けた授業時間にも変化

¹ 本章では、指導要領の改訂年は特に断らない限り、中学校でそれが施行された年度を示す。指導要領は改訂の告示から施行までの間に約3年の移行期間が設けられている。

² 本章では1958年、72年改訂の指導要領を「詰め込み教育」と称し、それぞれ「詰め込み教育Ⅰ期、Ⅱ期」とする。

³ 本章では1981年、93年、2002年改訂の指導要領を「ゆとり教育」と称し、これらの指導要領をそれぞれ「ゆとり教育Ⅰ期、Ⅱ期、Ⅲ期」とする。また、本章では「ゆとり教育」とは81年、93年、02年の指導要領が定める授業時間が詰め込み教育Ⅱ期に比べて減少したことを意味することにする。

をもたらす。図1は生まれ年度ごとの義務教育、中学校期間における授業時間を示したグラフである。1959年度から65年度生まれは教育内容が増大した詰め込み教育Ⅱ期に中学生となり、そこで約3000時間の授業を受けた。一方、1968年度から86年度生まれはゆとり教育が導入された世代であり、中学校では約2600時間の授業を受けた。さらに、1987年度から98年度生まれの人々は2002年改訂のゆとり教育Ⅲ期の影響を受けている。彼らの中学校での授業時間は約2400時間であるが、これはどの世代よりも少ない授業時間である。

このように指導要領は人々が受ける教育の量と質を決定しており、指導要領と学力の関係は以前から注目されていた。例えば、寺脇・荻谷(1999)の対談において、寺脇はゆとり教育においても大学卒業時の最終的な学力は下がらないと述べている。一方、西村(2003)は大学生が小学校算数の問題を解けないことなどを挙げて、ゆとり教育が学力低下をもたらしていると主張している。さらに、荻谷・志水・清水・諸田(2002)は指導要領変更前後で同一問題の学力テストを実施し、指導要領が学力に与えた影響を明らかにしようとした。しかし、これらの主張や研究は教育達成度に与えた因果的効果の分析にまで踏み込んだものではない。

そこで、本研究では教育達成度の尺度として教育年数に着目し、指導要領が教育年数に与えた因果的効果を分析する。教育を長く受けることにはそれ自体、効用を高める効果がある。さらに、教育年数は就業や賃金にもプラスの影響を持つ変数である。指導要領の効果教育年数で測ることは、指導要領の経済的効果について示唆を得るという意義がある。また、本章では特に中学校の指導要領に定められた授業時間が教育成果に与えた因果的効果に注目する。これは義務教育期間における授業時間変化のうち、約90%が中学校の授業時間変化で説明されるためである。

しかし、指導要領の変更は全国一律で行われるため、授業時間が教育達成度に与えた因果的効果を計測するには2つの困難が生じる。一つは、指導要領改訂前後の授業時

間変化にだけ着目すると、生まれ年度に固有の観察されない要因やトレンドなどが制御できない点である。また、一つは指導要領変更の影響を受けない、適切なコントロールグループの発見が困難になる点である。これらの点を考慮しない分析では、授業時間の効果を識別することはできない。

よって、本研究では日本の公立・私立中学校の制度上の差異を利用した識別戦略を立て、授業時間が教育年数に与えた因果的効果の推定を行った。指導要領の法的性格は詰め込み教育 I 期から認識されるようになった。藤原(2002)によれば、公立学校には指導要領の範囲内で教育し、それを遵守することが求められていた。一方、私立学校は法律(私立学校法第 1 条)によって学校運営の自主性が認められている。さらに、教育学における研究は、私立中学校が独自の教育課程や授業時間を定めていることを示している。この戦略において、公立中学校進学者はトリートメントグループ、私立中学校進学者はコントロールグループと定義され、指導要領の変遷と合わせて Differences-in-Differences 法(以下、DID 法)による授業時間の効果の識別を行った。

ただし、DID 法による推定は 2 つの仮定に依存している。第 1 に、私立中学校が「ゆとり教育 I 期」に全く対応せず、授業時間が変化していないという仮定である。公立中学校が指導要領の変化によって授業時間を減らしたとき、私立中学校もそれに追随していれば、第 1 の仮定にもとづく授業時間の推定値は絶対値で過小に推定されることになる。第 2 に、指導要領の変更によって私立中学校進学者の属性が変わっていないという仮定である。授業時間の減少が明らかになったとき、教育により熱心な親の子どもほど私立中学校に進学すれば、第 2 の仮定にもとづく授業時間の効果を過大に推定する可能性がある。しかし、第 1 の仮定は行政資料や教育学の研究成果によって、第 2 の仮定は使用データの分析によって、それぞれ満たされていることが 3 節で明らかになる。

使用したデータは女性に対して行われている家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」(以下、JPSC(The Japanese Panel Survey of Consumers))である。本研究では

通学した中学校が公立であったか私立であったか、が分かることが重要である。この調査は対象者に詳細な就学歴を尋ねており、通学した中学校の公立・私立の別が識別出来る点が分析に適している⁴。さらに、調査の対象者は1959年生まれから1979年生まれであり、「詰め込み教育Ⅱ期」から「ゆとり教育Ⅰ期」への移行を中学生時に経験した世代が含まれていることが都合がよい。

分析の結果、ゆとり教育が女性の教育年数に与える効果が都市の規模により異なっていることが明らかになった。具体的には、中学校の授業時間の減少が大都市に居住していた者の教育年数を統計的に有意に増加させていた。そして、その効果の大きさは授業時間100時間の減少が約0.02年分教育年数を増やすというものであった。この結果は普通科高校への進学機会や通塾機会が、大都市とそれ以外とで異なっていたことを反映している可能性があり、授業時間減少による「ゆとり」をどのように過ごすかの重要性を示唆している。

本章は以下のように構成されている。2節では指導要領の効果を分析した日本の先行研究と教育改革の効果を分析した海外の研究を概観し、本研究との相違点を述べる⁵。続く3節では使用したデータや指導要領の特徴を示すための変数の作成方法について説明する。4節では授業時間が教育年数に与えた効果を識別するための戦略とその戦略に関する仮定の検証を行う。5節において推定結果を報告し、6節でゆとり教育が及ぼした影響についてまとめ、指導要領を用いた研究の課題を明らかにする。

⁴ ただし、JPSCにおける公立中学校進学者には国立中学校進学者も含まれている。

⁵ 本研究とは独立して同時期に行われた指導要領の効果を分析した研究として、菊地(2010)がある。本研究と菊地(2010)には使用したデータ、識別戦略に共通点がある。しかし、本研究は教育年数に与える授業時間の効果が大都市においては負であることを発見し、授業時間と使用指導要領の効果を明示的に区別した分析をしているなどの特徴がある。一方、菊地(2010)はゆとり教育Ⅰ期の効果が教育年数に対して負であることを発見している。

2. 先行研究

本節では、指導要領が学力に与える効果に関する日本の研究と教育制度変更の効果进行分析した海外の研究を概観し、本研究との相違点を明らかにする。日本での指導要領の効果に関する議論は抽象的な予想が多く、検証可能な分析を行った研究は多くない。さらに、統計的分析を行った数少ない研究も指導要領以外の教育成果に影響を与える変数を十分に制御したものではない。一方、海外では、教育制度の変更のタイミングが各州で異なることを利用した研究があり、その中には義務教育期間の延長が教育成果に与えた影響の分析が行われており、本研究と類似した点がある。

指導要領が教育成果に与えた影響を統計的に分析した研究は多くない。その中で、指導要領の変化が学力に与えた影響を検証した研究として、荻谷・志水・清水・諸田(2002)の研究がある。荻谷他(2002)は1989年に大阪で実施された学力テストと同じテストを2001年に同地域で実施することで指導要領が学力に与えた影響を明らかにした。彼らの研究は指導要領の変化によって学力テストの平均点が小学校の算数で12.3点、中学校の数学で5.7点低下したことを示している。ただし、子どもの学力に影響を与えると考えられる親の所得や学歴などの指導要領以外の変数は考慮されていない。

海外では教育制度の変更を利用した教育の収益率の測定が行われている。まず、Harmon and Walker(1995)はイギリスの義務教育年数の延長を操作変数として教育の収益率の計算を行った。分析の結果、イギリスにおける教育の収益率は約15%であることを明らかにした。その分析の中で、彼らは義務教育年数延長政策が教育年数に与えた影響は有意にプラスであることも示している。Grenet(2011)はフランスとイギリスで行われた義務教育年数延長改革の影響を分析し、フランスでは教育の収益率がゼロであること、イギリスでは男性の教育の収益率が7%であることを示した。加えて、2つの国の改革は教育年数を約3カ月から4カ月延ばしていることを示した。

ドイツにおける教育制度変更を利用した研究には Pischke(2007)、Pischke and von Wachter(2005)がある。Pischke(2007)は西ドイツで行われた学年始期の春から秋への統一政策を利用して授業時間の変化が教育成果に与えた影響の分析を行った。この学年始期の統一方法は州によって異なっており、義務教育期間を通じて 26 週間分の授業時間減少を経験した州があった。Pischke(2007)はこの改革による授業時間の減少は生徒の留年確率を上昇させたが、教育年数には影響を与えなかったことを示した。Pischke and von Wachter(2005)はドイツにおける義務教育年数の 8 年から 9 年への延長が教育成果に与えた影響を分析した。分析結果は義務教育年数延長が教育年数にはプラスの有意な影響を与えたが、賃金には影響を与えなかったことを示した。

ノルウェーの義務教育期間延長と高等教育における改革を利用した研究に Aakvic, Salvanes and Vaage(2003)の研究がある。この論文の中で Aakvic et al. (2003)は義務教育期間を 2 年間延長させる改革の実施方法が州ごとに異なっていたことを利用して、この改革が進学先選択に与えた影響を分析した。その結果、延長の影響を受けた学生は義務教育レベルで最終学歴を終える確率が減少し、修士レベルまで進む確率が 3%増加したことを示した。

アメリカでは義務教育参加法と子どもの就労に関する法律の二つが各州で異なることを利用した研究が行われている⁶。例えば、Acemoglu and Angrist(2000)、Oreopoulos(2003)、León(2006)の研究は制度の違いが教育達成度に与えた影響を分析しており、法律が定める就学期間が長くなるほど教育年数が長くなることを示した。特に Oreopoulos(2003)はアメリカに加えてカナダ、イギリスにおいても中退年齢の引き上げが教育年数に正の影響を与えていることを示した。また、León(2006)は教育年数が出生率に負の影響を与えていることを明らかにした。

⁶ Acemoglu and Angrist(2000)によれば義務教育参加法(compulsory attendance law)は退学までの最低教育年数を、子どもの就労に関する法律(child labor law)は就労までの最低教育年数を定めている。

海外では教育制度の変更を利用した分析が行われてきたが、それらの研究と比較した場合の本研究の主な特徴は次の点にある。まず、本研究は指導要領変更によって全国一律に生じた授業時間の変化が教育成果に与えた影響の識別を行った研究である。このような全国一律に起きる政策の変更は、その効果を測るためのコントロールグループを見つけづらくする。しかし、本研究は日本の教育制度上の特徴を利用してコントロールグループを見つけ出し、授業時間の効果の識別を試みている。

また、本研究のその他の特徴には次の2点を挙げることができる。1点目は、本研究は義務教育年数が変化していない中で授業時間の変化が教育成果に与えた影響を分析した研究である。海外の研究には、義務教育期間延長と同時に授業時間、教育内容がどのように変化したかを考慮した分析は少ない。2点目は、指導要領の効果を分析した従来の日本の研究と違い、マイクロデータを使用し、個人の属性をコントロールした分析を行った点である。本研究では指導要領が定める授業時間の他に、生まれ順や親の学歴などの個人属性、大学・短大への入学のしやすさの指標などの教育達成度に影響を与えうる他の要因も一定に保った分析を行っている。

3. データ

本研究で使用したデータは家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』(以下、JPSC)である。JPSCは「若年女性の生活実態を収入・支出・貯蓄、就業行動、家族関係などの諸側面から明らかにすること」を目的として1993年に最初の調査が実施された。本研究では、JPSCよりクロスセクションデータを作成することで、約3000のサンプルを得て分析を行った⁷。

⁷ この調査では1993年の調査開始時に満24から34歳であった女性1500サンプルが集められ、1997年に女性500サンプル(1997年に満24から27歳)、2003年に女性836サンプル(2003年に満24から29歳)が追加された。

本研究の授業時間の教育成果への効果を識別するという目的達成において、JPSCが他のデータよりも優れている点は次の2点である。1点目はこの調査が個人の教育経験を詳細に聞いており、義務教育時に通学した中学校の公私の別がわかる点である。これは、私立中学校が公立中学校よりも指導要領にとらわれることなくカリキュラムを組むことができる点に着目した識別戦略を立てることを可能にする。2点目は、調査対象者が1958年度から1979年度生まれであり、授業時間が最も大きく変化した時期に義務教育を受けている点が分析に都合がよい。

ただし、JPSCは誕生日を尋ねていないため、調査対象者が中学校で経験した授業時間の特定には工夫が必要となる。そこで、本研究では生まれ年度の期待値(以下、期待生まれ年度)を最初に計算し、その期待生まれ年度をもとに授業時間を特定した。ここで、期待生まれ年度の計算方法を示すため、JPSCにより分かる生まれ年が1960年である個人を考える。JPSCが10月1日時点の満年齢を尋ねている点を考慮すると、1960年生まれと判断される個人は1959年10月2日から1960年10月1日に生まれた可能性がある。学校教育法によれば、1959年10月2日から1960年4月1日に生まれた人は1959年度生まれであり、1960年4月2日から1960年10月1日に生まれた人は1960年度生まれである。よって、この個人の期待生まれ年度は、 $1/2 \times 1960 + 1/2 \times 1959 = 1959.5$ 年度となる。

表2は中学校での授業時間を期待生まれ年度毎に示している。期待生まれ年度にもとづく授業時間(以下、期待授業時間)は、生まれ年がc年の場合は $1/2 \times (\text{c年度生まれの実際の授業時間}) + 1/2 \times ((\text{c}-1)\text{年度生まれの実際の授業時間})$ から計算される。列(a)期待授業時間と列(b)実際の生まれ年度による授業時間の差は多くの年で存在しない⁸。一方、時間数の差が生じている期間は、指導要領の変更を中学在学中に経験し、かつ前の指導

⁸ 表2列(b)の実際の授業時間は期待生まれ年度が19XX.5年度の場合、(19XX+1)年度生まれの授業時間を示している。

要領が定める授業時間に変更があった期間である⁹。本研究の分析では、期待授業時間を100で除し、単位を100時間にしたものを個人が経験した授業時間の変数として使用する。

さらに、教育内容を定めた指導要領を生まれ年度ごとに見てみる。表2列(c)が示すように、調査対象者が使用した指導要領は8種類に分けることができる。サンプルの多くは「詰め込み教育Ⅱ期」または「ゆとり教育Ⅰ期」の指導要領を3年間使用して勉強した。その他のサンプルは、例えば1965.5年度生まれは中学1年から2年までは「詰め込み教育」、3年から「ゆとり教育」というように、指導要領変更時の学年によって、使用した指導要領の組み合わせが異なっている。本研究では、指導要領の影響を測るために授業時間だけでなく、教育内容を示す使用指導要領もダミー変数として分析に加える。

本研究では授業時間や教育内容などの指導要領に関する変数だけでなく、多くの変数を作成した。まず、被説明変数である教育年数は最終学歴より計算した¹⁰。また、説明変数のうち個人属性に関する変数は公立中学校に進学していれば1、そうでなければ0の公立中学校進学ダミー、兄弟数、本人が長女ならば1、そうでなければ0の長女ダミー、母親が大卒ならば1、そうでなければ0の母親大卒ダミー、父親が大卒ならば1、そうでなければ0の父親大卒ダミー、父親が管理的職業についていれば1、そうでなければ0の父親管理的職業ダミーを作成した¹¹。また、小学校における授業時間、小中学校時代に過ごした都道府県における大学収容力、マクロ的トレンドを示す変数としての

⁹ 本章では授業時間の差が無い期間における分析も実施し、結果の頑健性を確かめた。

¹⁰ 最終学歴は本人の教育履歴より特定した。最終学歴が大学院であったものは18年、大学であったものは16年、短大・高専であったものは14年、高等学校であったものは12年、最後に、中学校であったものは9年を教育年数として割り当てた。

¹¹ これらのダミー変数のレファレンスグループには無回答者も含まれている。ただし、無回答者を欠損として扱った場合も係数の有意性が減少するものの符号と係数の大きさには大きな変化はなかった(表 A1 Panel A を参照のこと)。

15 歳時点での実質GDPも説明変数として加えた¹²。これら変数の記述統計は表 3 に示しており、授業時間、大学収容力、15 歳時点での実質GDPはそれぞれ期待値に変換した数値である。

4. 識別戦略

本節では指導要領によって定まる中学校の授業時間が教育年数に与える因果的効果を識別するための戦略について説明する。中学校において使用される指導要領は全国一律で変更され、同年度の公立中学校で異なる指導要領が使われることはない。そのため指導要領変更の影響を受けないコントロールグループを見つけることは、本来ならば困難となる。しかしながら、本研究では日本の教育制度の特徴から私立中学校進学者をコントロールグループとして設定することが適切だと考え、Differences-in-Differences法(以下、DID法)によって授業時間の効果の識別を試みた。そこで、本節では私立中学校進学者がコントロールグループとして適切かどうか、また DID法実施のための他の条件が満たされているかどうかを確認する。

まず、公立中学校は指導要領変更の影響を受けてきたことを説明する。最初の指導要領は 1947 年に試案として作成され、教師にその完成のための協力を求めていた。しかし、1958 年の改訂(詰め込み教育 I 期)時には、「指導要領に法規制・法的拘束力があるとする文部省・行政解釈」が生まれた(小川 1990)。さらに、上野(2001)が指摘したように、教科書検定によって指導要領の範囲を超えた内容は削除され、指導要領が事実上

¹² 大学収容力とはある年度の各都道府県の大学入学者数と短期大学入学者数を、その年度に現役で入学する可能性のあった各都道府県の中学校 3 年生の人数で除した数値を学校基本調査より求めたものである。この数値は佐々木(2006)が教育機会の地域差を測るために使用しているが、彼は分母には 3 年前の中学校卒業生数を用いている。また 15 歳時点の実質 GDP は 1998 年度国民経済計算

(http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/kakuhou/kako/h12_nenpou/12annual_report_j.html ; 参照 2011-09-19)を参照した。

の上限となっていた。この法的拘束力と指導要領が教育内容の上限であるという認識によって、公立学校では指導要領に縛られた教育が行われてきた。

一方、コントロールグループである私立中学校進学者は指導要領変更の影響を十分には受けていないことが予想される。まず、法律では私立中学校の「自主性を重んじることが明記されている(私立学校法第1条)。また、総務庁(1992)は1991年に私立中学校の中に指導要領などの「国の基準に沿った教育をおこなっていない」学校があることを問題視し、その改善のための指導を行うように文部省(当時)に対して勧告を出した。この調査によれば、調査対象となった私立中学校のうち、全ての学校で指導要領が定めた標準授業時数を超えて授業を行っていた¹³。特に、調査対象私立中学校で詰め込み教育Ⅱ期の週当たり単位時間数と同じ34単位時間以上の授業を行っていた割合は約7割であった。

さらに、教育学における研究も私立中学校が指導要領にとらわれることなく独自に授業時間を定めていることを示している。樋田(1993)は私立中学校が「どのようなカリキュラムを編成するかは比較的自由である」と述べている。さらに、彼は英語、数学の授業時間は公立中学校のそれよりもはるかに多く取っているのが普通であるとも述べている。また、藤原(2002)も私立学校が指導要領の適用範囲外にあり、例えば、「英語の授業時間数を学習指導要領に拘束されず、自由に設定できる」と述べている。秦(1993)は公立学校にはない、中高一貫教育が私立中学の戦前から続く特徴であり、その形態によって「独自の教育課程をある程度はたすことができる」と指摘している。これらは私立中学校がコントロールグループとして適していることを示している。

次に DID 法実行のための他の2つの条件が満たされていることを確認する。第1に指導要領変更によって比較グループ間で個人属性の違いが生じているかどうか確認

¹³ さらに、総務庁(1992)は私立中学校の教育課程を監督すべき都道府県において、その教育課程の確認作業を行っていた自治体は調査対象都道府県14県のうち4県であったことを報告している。このことは、私立中学校には独自に教育課程を定める余地があったことを示唆している。

する。例えば、ゆとり教育 I 期導入によって、教育熱心な大卒の親ほど私立中学校に子どもを進学させ、その結果、私立中学校進学者間の親の大卒比率が公立中学校進学者間の親のそれに比べて高まるかもしれない。次に、指導要領が定める授業時間が直接、中学校選択行動に影響するかどうかを確認する。授業時間の減少が私立中学校への進学行動に影響する場合、DID 法による推定値にはバイアスが生じることになる。

まず、指導要領変更によって比較グループ間で属性の違いが生じているかどうかを確認する。表 4 は公立・私立中学校進学者の個人属性の平均値の差が、詰め込み教育 II 期、ゆとり教育 I 期において、存在するかどうかを検定した結果である。検定の結果、ゆとり教育 I 期の公立・私立中学校進学者間の兄弟数、父親大卒比率についてのみ有意な差が確認された。例えば、私立中学校進学者の父親大卒比率は 10% 有意水準ながら公立中学校進学者に比べて高くなっている。しかし、その他の多くの変数について公立・私立中学校間では統計的に有意な差は存在しないことも確認された。親の教育熱心さ等の観察されない属性について制御するためにもこれらの変数は常に分析に含めた。

第 2 に、授業時間が直接、中学校の公立・私立の選択に影響を与えているかどうかを確認する。表 5 はプロビットモデルによって、公立中学校に進学したかどうかを示す 2 値変数を、授業時間、使用指導要領ダミー、個人属性などの説明変数で回帰した結果である。その結果、授業時間が中学校の選択に与える影響は統計的に有意ではないことが明らかになった。また、ゆとり教育 I 期ダミーはどの推定方法でも統計的に有意な効果を持たなかった。以上の結果より、少なくとも指導要領がゆとり教育 I 期へ変化するとき、指導要領自身がトリートメント・コントロールグループへの割り当てに直接影響を与えていないことが統計的に明らかになった。

ここで、中学校での授業時間が教育年数に与える効果を DID 法によって推定するための推定式を定義する。この識別戦略を用いた場合の推定式は、

$$y_{ckpi} = \alpha + \lambda SchoolHour_c + \gamma JuniorHigh_p + \delta SchoolHour_c \cdot JuniorHigh_p + X_{cki} \beta + \varepsilon_{ckpi} \quad (1)$$

となる。このとき、 y_{ckpi} は c 年度生まれで小中学校時代を k 県で過ごし、中学校の公私立の別が p であった個人 i の教育年数である。 $SchoolHour_c$ は c 年度生まれの中学校の期待授業時間であり、 $JuniorHigh_p$ は公立中学校に進学した場合に 1、そうでない場合に 0 をとる、公立中学校進学ダミーである。 X_{cki} は教育達成度に影響を与える指導要領以外の変数である。ここで、添え字は c が生まれ年度、 k が小中学校時代に過ごした都道府県、 p は $p=1$ ならば公立中学校、 $p=0$ ならば私立中学校を表し、 i が個人を表している。中学校における授業時間が教育年数に与えた因果的効果は $SchoolHour_c \cdot JuniorHigh_p$ の係数 δ によって識別する。

また、 $SchoolHour_c \cdot JuniorHigh_p$ と大都市ダミーとの交差項を作成することで、大都市における授業時間の影響を識別する¹⁴。大都市とそれ以外の都市では教育機会について大きな差がある。例えば、大学収容力の平均を比較すると大都市におけるそれは約 55% であり、その他の都市では約 20% である。このことは大都市における中学校 3 年生の約半分に居住地の大学・短大への進学の可能性のあることを示している。また、学校外の教育機会、例えば通塾率についても大都市では約 62% とその他の都市が 49% であるのに比べて高い値を示している。このような教育機会の差がゆとり教育の効果にどのような違いをもたらすかを上記の交差項を導入することで検証することにする¹⁵。

最後に ε_{ckpi} は誤差項である。誤差項は $\varepsilon_{ckpi} = \varphi_c + \mu_p + \tau_k + \rho_{pc} + v_{ckpi}$ と分解できそれぞれ φ_c は生まれ年度、 μ_p は通学した中学校種、 τ_k は小中学校時の居住都道府県の固定効果を示す。特に、 μ_p は学校の質や学校に集まる生徒の能力、親の教育熱心さ等を表しているが、これが時間を通じて変化する可能性を考慮した分析も行う。また、 ρ_{pc} は同じ年の同一の中学校種に共通の固定効果を示しており、本研究では同一生まれ年度と同一中学校種の間で相関する可能性を考慮した標準誤差を使用する。

¹⁴ ここで言う大都市とは 2005 年度国勢調査の地域区分において大都市圏の中心市を含む都道府県のことであり、北海道、宮城県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、静岡県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、広島県、福岡県の 13 都道府県のことである。

¹⁵ この交差項を導入するときには大都市ダミーのみを同時に追加した。

5. 推定結果

本節では式(1)に従って推定した結果を述べる。指導要領が定める授業時間の効果は授業時間と公立中学校進学ダミーの交差項の係数によって、大都市における授業時間の効果は授業時間と公立中学校進学ダミーと大都市ダミーとの交差項によって捉える。これらの係数は表6の各Panelの第1、2行に示されている。また、全ての分析において、3節で説明した個人属性の変数や地域の教育環境を制御する変数を含めている。()内の数値は中学校の公私の別と生まれ年度が同一のグループ内での相関を許したclustering robustな標準誤差であり、[]内の数値は分散不均一に対して頑健な標準誤差である。

表6より、中学校における授業時間が教育年数に与える効果は大都市において統計的に有意であることが明らかになった。表6のPanel A列(2)、(3)によれば、大都市での授業時間の効果は統計的に有意であり、授業時間の100時間の減少が教育年数を0.0216から0.0219年増加させている。この結果は対象者の15歳時点における実質GDPというマクロ経済トレンドとその2乗を考慮した結果であり、追加的に小中学校時の居住地を考慮した場合でもこの結果は不変であった。一方、Panel A列(1)はもっとも単純なDID法の結果を示しており、授業時間は教育年数に対して統計的に有意な効果を持っていないことが明らかになった。列(2)、(3)においても、この結果は変わらなかった。

使用指導要領を示すゆとり教育I期ダミーの効果はPanel Aの全てのモデルにおいて正であり、クラスタリングをした標準誤差で評価した場合に有意な効果を持っている。使用指導要領ダミーは教育内容の効果を測定するために、詰め込み教育II期を基準として作成した変数である。つまり、ゆとり教育I期ダミーは詰め込み教育時に比べて、教育内容が減少した指導要領で学んだことによる教育年数への効果を示している。一方で、このダミー変数の効果の解釈には時代が進むにつれて高校進学率や大学・短大進学

率が上昇したトレンドを反映している可能性も残されている。

本章の推定結果の表において、個人属性の推定値は割愛されているが主な変数の効果を表 6 のPanel A列(3)に沿って報告する¹⁶。兄弟数 1 人の増加が 0.2428(0.0358)年教育年数を減らし、長女であることは 0.2181(0.0765)年教育年数を押し上げていた。母親大卒ダミー、父親大卒ダミーが教育年数に与える効果はそれぞれ 0.9977(0.1557)、1.0962(0.1129)であり、父親が管理的職業に就いている場合は、教育年数を 0.6742(0.0979)年増加させている。これらの変数の効果は 1%水準で統計的に有意な効果を持っており、その傾向はPanel Aの列(1)、(2)においても不変であった。

ここで、授業時間がもつ教育年数への効果の頑健性を 2 つの方法で確認する¹⁷。まず、詰め込み教育II期またはゆとり教育I期のもとで中学校 3 年間勉強した者にサンプルを限定した分析を行う(表 6 Panel B)。この分析では、生まれ年度を期待値によって計算したために生じた期待授業時間の誤差が、結果に影響を及ぼしていないかどうかを確認する。次に、通学した中学校における特有のトレンドを考慮した分析を行う(表 6 Panel C)¹⁸。この分析では、表 6 Panel Aの分析に公立中学校進学ダミーと 15 歳時点での実質 GDPの交差項を追加した。この変数の追加により、例えば「学校の荒れ」による公立中学校の質の低下などの観察されない属性と授業時間との相関を考慮することができる。

表 6 の Panel B はサンプルを限定した推定結果である。サンプルを 1959.5 年度から 64.5 年度、68.5 年度から 76.5 年度生まれに限定した結果、サンプル数は Panel A の分析に比べて約 2/3 となった。しかし、大都市における授業時間の効果は 10%有意水準でマイナスであり、その効果は-0.0212 から-0.0214 であった。この結果は全サンプルを用いた分析、Panel A 列(2)、(3)の結果と整合的である。

¹⁶ なお()内の数値は clustering robust な標準誤差である。

¹⁷ 表 4 で示された父親が大卒である比率の違いが結果に影響を与えていないことを確認するために、父親が大卒であるものにサンプルを限定した分析も行った。その結果、大都市における授業時間の効果の符号、有意性には変化は無いものの係数が絶対値で大きくなることが確認された(表 A1 Panel B を参照のこと)。

¹⁸ この手法は、Angrist and Pischke(2009)が DID 法の推定値の確認方法として提案している。

通学した中学校における特有のトレンドを考慮した分析は表 6 の Panel C に示している。大都市における授業時間の効果はなお有意にマイナスであり、Panel A 列(2)、(3)の結果とも整合的である。ゆとり教育 I 期ダミーの効果はプラスであり統計的にも有意であった。これらの結果は通学した中学校における特有のトレンド自体の係数が、どのモデルにおいても 10%有意水準で有意でないこと、つまり比較グループ間で異なるトレンドが存在していなかったことを示唆する。

本節で行った、ゆとり教育の効果を授業時間と使用指導要領の効果に分けた推定の分析結果は次のようにまとめられる。授業時間減少の効果は、ゆとり教育導入によって授業時間が約 320 時間減少したことを考慮すると、大都市では約 0.06 年分(約 20 日分)教育年数を上昇させたことになる。一方、使用指導要領の効果は正であり統計的に有意ではあったが、この効果は単に教育年数上昇のトレンドを反映している可能性がある。

6. おわりに

本研究は中学校の指導要領が定める授業時間が教育年数に与えた効果を Differences-in-Differences 法によって明らかにした。指導要領は 10 年ごとに改訂され、生まれ年度によって個人が受けた授業時間は異なっている。また、日本の教育制度上、公立学校では指導要領が定めた授業時間に沿って教育が行われるが、私立学校では指導要領に縛られない教育が行われている。本研究では、以上のことを利用して、授業時間の効果の識別を行った。

DID 法による推定結果は授業時間の減少が大都市において教育年数を有意に上昇させることを示している。表 6 Panel A 列(3)によると、授業時間 100 時間の減少は教育年数を 0.0216 年増加させる効果を持っている。この結果は両親の学歴や兄弟数などの個人属性、大学収容力、GDP の上昇トレンドなどを考慮した上でも健在であり、頑健

性を確認するために行った複数の分析においても同様の傾向が確認できた。

本研究の推定結果からは、ゆとり教育による授業時間の減少が大都市の女性の教育年数を上昇させるという一見すると直感に反する結果を得た。この結果について、本章では大都市とそれ以外の都市における教育機会の格差に着目して解釈したい。例えば、ゆとり教育による義務的な勉強時間の減少が生徒のやる気を高めたとすると、大学などへの進学に有利な普通科高校への進学機会が多くあった大都市ほど教育年数が上昇する可能性がある。また、授業時間減少によるゆとりを塾などの学校外教育投資に振り向ける機会に恵まれた大都市居住の子どもは、それを利用することで教育成果を高めた可能性もある。

ただし、指導要領の効果を分析した本研究にはいくつかの課題があり、ゆとり教育の効果について最終的な評価を下すのは待たなければならない。まず、大都市における授業時間の効果が両親の学歴などが教育年数に与える効果と比べると非常に小さいことには留意が必要であろう。また、教育年数以外の教育達成度でゆとり教育の効果を測った場合には、ゆとり教育に対する評価が異なる可能性もある。学力で指導要領の効果を測れば、荻谷他(2002)が示したようにゆとり教育は学力を低下させるかもしれない。さらに、太田(2003)が指摘するようにゆとり教育による学力低下を所与とすれば、企業にとって若者の労働者としての魅力が低下し、ゆとり教育が就職に影響を及ぼす可能性もある。

加えて、データの制約によりゆとり教育の評価が限定的になった点が挙げられる。本研究で使用した JPSC は女性だけのサンプルであったが、男性に対する指導要領の効果は女性とは異なる可能性がある。例えば、ゆとり教育 I 期は女性の大学進学率が 13.6% から 26% へと 2 倍になった時期であったが、男性の進学率は 1.2 倍に増加しただけであった。また、私立中学校の授業時間が変化していなかったという仮定の検証については二次的資料に頼らざるを得なかった面もある。私立学校における過去の授業時間の情報は

欠けており、実際の私立中学校の授業時間の変化は捉える事が出来なかった。よって、もし私立中学校の授業時間も公立中学校に合わせて減少していた場合には、本研究の授業時間の効果は絶対値で過小に推定されていることになる。

また、推定における指導要領改訂以外に非連続的に変化し、かつ生徒の行動に影響を与える要因は無いという仮定も更なる検証が必要である。例えば、ゆとり教育への移行期は東京都などで高校入試制度が変更された時期にあたる。ただし、詳細な結果の紹介は省略するが、学校群制度が導入・廃止された東京都出身者を除いた推計でも大都市における授業時間の効果は小さくはなるが依然として有意な傾向を示した。つまり、本研究による推計が直接的に高校入試制度変更の影響を除いて推計した結果でない点には留保が必要だが、入試制度変更が本研究の推計結果に与える影響はほとんど無視できるものと推認できる。

最後に、本研究はゆとり教育という授業時間と教育内容の削減がなされた指導要領にもとづく義務教育を教育年数という教育達成度の指標を用いて評価したものである。今後は、ゆとり教育の影響が賃金や就職にまで及んでいるのかどうかを他の識別戦略により確認することが必要となる。

参考文献

- [1] 上野建爾(2001)「新指導要領の問題点」西村和雄編『学力低下と新指導要領』岩波ブックレット 538, 岩波書店, pp.32-35.
- [2] 太田聰一(2003)「若者の就業機会の減少と学力低下問題」伊藤隆敏・西村和雄編『教育改革の経済学』日本経済新聞社, pp.151-187.
- [3] 小川正人(1990)「学習指導要領の変遷」『季刊教育法』No.80, pp.37-43.
- [4] 苅谷剛彦・志水宏吉・清水睦美・諸田裕子(2002)『「学力低下」の実態』岩波ブックレット.578, 岩波書店.
- [5] 菊地信義(2010)「学習指導要領改訂の効果の推定」東京大学大学院経済学研究科修士論文.
- [6] 桐田清秀(2010)「戦後日本教育政策の変遷—教育課程審議会答申とその背景—」『花園大学社会福祉学部研究紀要』第 18 号, pp.121-140.
- [7] 国立教育政策研究所(2005)『教育課程の改善の方針、各教科等の目標、評価の観点等の変遷—教育課程審議会答申、学習指導要領、指導要録、(昭和 22 年～平成 15 年)—』, 国立教育政策研究所.
- [8] 佐々木洋成(2006)「教育機会の地域間格差—高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討—」『教育社会学研究』第 78 集, pp.303-320.
- [9] 総務庁行政監察局編(1992)『小・中学校を巡る教育行政の現状と課題』, 大蔵省印刷局.
- [10] 寺脇研・苅谷剛彦(1999)「子どもの学力は低下しているか」『論座』1999.10, pp.12-33.
- [11] 西村和雄(2003)「『ゆとり教育』を経済学で評価する」伊藤隆敏・西村和雄編『教育改革の経済学』日本経済新聞社, pp.13-27.
- [12] 秦政春(1993)「公立中学校の危機」『教育社会学研究』No.52, pp.92-114.

- [13] 樋田大二郎(1993)「プライベートゼーションと中学受験—英国の教育改革と日本の中学受験の過熱化」『教育社会学研究』No.52, pp.72-91.
- [14] 藤原幸男(2002)「『ゆとり教育』改革と学力」『琉球大学教育学部紀要』No.61, pp.79-92.
- [15] 文部科学省(2008)「小・中学校学習指導要領の移行措置」『文部科学時報』No.1589, pp.33-34.
- [16] Aakvik, Arild, Kjell Salvanes and Kjell Vaage. 2003. “Measuring Heterogeneity in the Returns to Education in Norway Using Educational Reforms”, *IZA Discussion Paper*, No.815.
- [17] Acemoglu, Daron and Joshua Angrist. 2000. “How Large Are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws”, *NBER macroeconomics annual* 15: 9-59.
- [18] Angrist, Joshua and Jorn-Steffen Pischke. 2009. *MOSTLY HARMLESS ECONOMETRICS*, Princeton University Press.
- [19] Grenet, Julien. 2011 “Is it Enough to Increase Compulsory Education to Raise Earnings? Evidence from French and British Compulsory Schooling Laws”, *Scandinavian Journal of Economics*, forthcoming.
- [20] Harmon, Colm and Ian Walker. 1995. “Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom”, *The American Economic Review* 85, no. 5: 1278-1286.
- [21] León, Alexis. 2006 “The Effect of Education on Fertility: Evidence From Compulsory Schooling Law”, *University of Pittsburgh, Department of Economics, Working Papers*, No. 288.
- [22] Oreopoulos, Philip. 2003. “Do Dropouts Drop Out Too Soon? International Evidence From Changes in School-Leaving Laws”, *NBER WORKING PAPER SERIES*, No.10155.

- [23] Pischke, Jorn-Steffen. 2007. "The impact of length of the school year on student performance and earnings: evidence from the German short school year", *The Economic Journal* 117, no.523: 1216-1242.
- [24] Pischke, Jorn-Steffen and Till von Wachter. 2005. "Zero Returns to Compulsory Schooling In Germany: Evidence and Interpretation", *NBER WORKING PAPER SERIES*, No.11414.

図表

表 1. 学習指導要領が定める標準授業時間

中学校									
改訂告示年度	改訂施行年度	1年	2年	3年	学習指導要領の呼称			合計	授業時間変化
1958	1958	933.3	933.3	933.3	詰め込み教育I期			2800.0	
1969	1972	991.7	991.7	962.5	詰め込み教育II期			2945.8	145.8
1977	1981	875.0	875.0	875.0	ゆとり教育I期			2625.0	-320.8
1989	1993	875.0	875.0	875.0	ゆとり教育II期			2625.0	0.0
1998	2002	816.7	816.7	816.7	ゆとり教育III期			2450.0	-175.0
2008	2012	845.8	845.8	845.8				2537.5	87.5

小学校									
改訂告示年度	改訂施行年度	1年	2年	3年	4年	5年	6年	合計	授業時間変化
1958	1958	612.0	656.3	708.8	761.3	813.8	813.8	4365.8	
1968	1971	612.0	656.3	708.8	761.3	813.8	813.8	4365.8	0.0
1977	1980	637.5	682.5	735.0	761.3	761.3	761.3	4338.8	-27.0
1989	1992	637.5	682.5	735.0	761.3	761.3	761.3	4338.8	0.0
1998	2002	586.5	630.0	682.5	708.8	708.8	708.8	4025.3	-313.5
2008	2011	637.5	682.5	708.8	735.0	735.0	735.0	4233.8	208.5

注: 義務教育期間における授業時間は国立教育政策研究所(2005)、文部科学省(2008)より調べた授業時間を使用している。また、授業時間の算出は小学校、中学校で授業 1 単位の時間が45分、50分と異なることを考慮し、各指導要領の総単位時間を分単位で集計した上で、時間単位に直した。

表 2. 期待生まれ年度にもとづく中学校における授業時間と使用した指導要領

期待生まれ年度	期待生まれ年度 にもとづく 授業時間(a)	実際の生まれ年度 にもとづく 授業時間(b)	期待生まれ年度 にもとづく 指導要領 (c)	a-b
1958.5	2916.7	2945.8	1-1	-29.2
1959.5	2945.8	2945.8	詰め込み教育Ⅱ期	0.0
1964.5	2945.8	2945.8		0.0
1965.5	2902.1	2858.3	2-3	43.8
1966.5	2800.0	2741.7	2-2	58.3
1967.5	2683.3	2625.0	2-1	58.3
1968.5	2625.0	2625.0	ゆとり教育Ⅰ期	0.0
1976.5	2625.0	2625.0		0.0
1977.5	2625.0	2625.0	3-3	0.0
1978.5	2625.0	2625.0	3-2	0.0

注: 義務教育期間における授業時間は国立教育政策研究所(2005)より調べた授業時間を使用している。また、授業時間の算出は小学校、中学校で授業1単位の時間が45分、50分と異なることを考慮し、各指導要領の総単位時間を分単位で集計した上で、時間単位に直した。列(b)の実際の授業時間は期待生まれ年度が19XX.5年度の場合、(19XX+1)年度生まれの授業時間を示している。列(c)は中学校3年間に使用した指導要領の組み合わせを示している。例えば、「2-3」の「3」は詰め込み教育Ⅱ期の指導要領を1から2年まで使い、3年からゆとり教育Ⅰ期を使用したことを示す。ただし、期待生まれ年度にもとづいて指標を作成したため、「2-3」には3年間詰め込み教育Ⅱ期を使用したものと、2年間詰め込み教育を使用したものが含まれている。

表 3. 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数
被説明変数					
教育年数(単位:年)	13.29	1.74	9.00	18.00	2829
公立中学校進学者の教育年数(単位:年)	13.31	1.70	9.00	18.00	2571
私立中学校進学者の教育年数(単位:年)	13.12	2.15	9.00	18.00	258
説明変数					
中学校における授業時間 (単位:100時間)	27.52	1.47	26.25	29.46	2829
小学校における授業時間 (単位:100時間)	43.39	0.31	42.61	43.66	2829
公立中学校進学ダミー	0.91	0.29	0.00	1.00	2829
兄弟数	2.50	0.95	1.00	12.00	2829
長女ダミー	0.70	0.46	0.00	1.00	2829
母親大卒ダミー	0.04	0.19	0.00	1.00	2829
父親大卒ダミー	0.17	0.38	0.00	1.00	2829
父親管理的職業ダミー	0.14	0.34	0.00	1.00	2829
大学収容力(単位:%)	41.06	29.48	7.24	138.83	2829
15歳時点の実質GDP(単位:1000億円)	3344.94	768.48	2266.11	4543.32	2829

注: 義務教育期間における授業時間は国立教育政策研究所(2005)より調べた授業時間を使用している。また、授業時間の算出は小学校、中学校で授業1単位の時間が45分、50分と異なることを考慮し、各指導要領の総単位時間を分単位で集計した上で、時間単位に直した。大学収容力は学校基本調査より、15歳時点の実質GDPは1998年度国民経済計算を使い、生まれ年度の期待値の計算方法同様にそれぞれ期待値に直した。

表 4. 公立・私立中学校進学者間の個人属性についての差の検定

詰め込み教育Ⅱ期			
	公立中学校進学者(a)	私立中学校進学者(b)	a-b
兄弟数	2.5572 (0.0428)	2.5500 (0.1422)	0.0072 (0.1485)
長女比率	0.7062 (0.0173)	0.6875 (0.0521)	0.0187 (0.0550)
母親大卒比率	0.0232 (0.0057)	0.0250 (0.0176)	-0.0018 (0.0185)
父親大卒比率	0.1143 (0.0121)	0.1625 (0.0415)	-0.0482 (0.0432)
父親管理的職業比率	0.1071 (0.0118)	0.1625 (0.0415)	-0.0554 (0.0431)
サンプル数	691	80	

ゆとり教育Ⅰ期			
	公立中学校進学者(a)	私立中学校進学者(b)	a-b
兄弟数	2.4626 (0.0245)	2.2883 (0.0872)	0.1743 (0.0905)*
長女比率	0.6835 (0.0140)	0.6577 (0.0452)	0.0258 (0.0473)
母親大卒比率	0.0469 (0.0064)	0.0721 (0.0247)	-0.0252 (0.0255)
父親大卒比率	0.1912 (0.0118)	0.2703 (0.0423)	-0.0791 (0.0440)*
父親管理的職業比率	0.1470 (0.0106)	0.1532 (0.0343)	-0.0062 (0.0359)
サンプル数	1109	111	

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の数値は標準誤差である。

注: 差の検定は、比較集団間の分散が等しくないことを仮定した平均値の差の検定である。比率の差の検定もあわせて行ったが、「ゆとり教育Ⅰ期」における父親大卒比率の差が 5%水準で有意な差となったこと以外に有意性に変化は無かった。「詰め込み教育Ⅱ期」、「ゆとり教育Ⅰ期」とは、これらの指導要領で3年間学んだ生徒を検定に用いていることを示している。

表 5. 指導要領が公立中学校進学へ与えた影響の推定結果

	(1)		(2)		(3)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
中学校における授業時間	-0.2164	(0.7315)	-0.2179	(0.7317)	-0.2143	(0.7304)
		[0.1527]		[0.1529]		[0.1525]
ゆとり教育I期ダミー	-0.2237	(0.8914)	-0.2277	(0.8898)	-0.2291	(0.8885)
		[0.2200]		[0.2196]		[0.2194]
擬決定係数	0.0148		0.0181		0.0206	
サンプル数	2829		2829		2829	
大都市ダミー			yes		yes	
小中学校時の居住都道府県ダミー					yes	

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の数値は中学校の公私の別と生まれ年度が同じであるグループ内での相関を許した clustering robust な標準誤差であり、[]内の数値は分散不均一に対して頑健な標準誤差である。

注: 分析モデルはプロビットモデルであり、被説明変数は公立中学校に進学したかどうかを示す 2 値変数である。分析には表中の変数の他に、兄弟数、長女ダミー、母親大卒ダミー、父親大卒ダミー、父親管理的職業ダミー、小学校における授業時間、ゆとり教育 I 期以外の使用指導要領ダミー、大学収容力、15 歳時点での実質 GDP とその二乗、定数項が含まれている。また、小中学校時の居住都道府県ダミーは小中学校時の居住都道府県を労働力調査にもとづき 10 のブロックに分けたものである。

表 6. 指導要領が教育年数に与えた影響の推定結果

Panel A		(1)		(2)		(3)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー	0.0359	(0.0824)	0.0379	(0.0780)	0.0458	(0.0776)	
		[0.0792]		[0.0788]		[0.0790]	
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー ×大都市ダミー			-0.0219	(0.0095)**	-0.0216	(0.0096)**	
				[0.0087]**		[0.0087]**	
ゆとり教育1期ダミー	0.2080	(0.1222)*	0.2050	(0.1189)*	0.2247	(0.1160)*	
		[0.1758]		[0.1759]		[0.1764]	
中学校における授業時間	-0.0301	(0.1625)	-0.0215	(0.1566)	-0.0139	(0.1531)	
		[0.1547]		[0.1545]		[0.1544]	
公立中学校進学ダミー	-0.6630	(2.2655)	-0.3080	(2.1630)	-0.5312	(2.1531)	
		[2.1950]		[2.1771]		[2.1797]	
自由度修正済み決定係数		0.1775		0.1792		0.1821	
サンプル数		2829		2829		2829	

Panel B		(4)		(5)		(6)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
詰め込み教育II期とゆとり教育I期にサンプルを限定							
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー	0.0219	(0.0816)	0.0254	(0.0764)	0.0379	(0.0761)	
		[0.0858]		[0.0855]		[0.0858]	
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー ×大都市ダミー			-0.0214	(0.0108)*	-0.0212	(0.0108)*	
				[0.0097]**		[0.0097]**	
ゆとり教育1期ダミー	-	-	-	-	-	-	
中学校における授業時間	-0.0758	(0.1473)	-0.0681	(0.1411)	-0.0662	(0.1399)	
		[0.1374]		[0.1369]		[0.1373]	
公立中学校進学ダミー	-0.1267	(2.2242)	0.1709	(2.0947)	-0.1796	(2.0860)	
		[2.3771]		[2.3412]		[2.3502]	
自由度修正済み決定係数		0.1852		0.1866		0.1891	
サンプル数		1991		1991		1991	

Panel C		(7)		(8)		(9)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
公立中学校特有のトレンドを考慮							
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー	-0.0708	(0.1423)	-0.0319	(0.1272)	-0.0300	(0.1275)	
		[0.1587]		[0.1587]		[0.1582]	
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー ×大都市ダミー			-0.0213	(0.0093)**	-0.0209	(0.0094)**	
				[0.0089]**		[0.0089]**	
ゆとり教育1期ダミー	0.2032	(0.1180)*	0.2019	(0.1167)*	0.2213	(0.1134)*	
		[0.1755]		[0.1756]		[0.1762]	
中学校における授業時間	0.0657	(0.1884)	0.0409	(0.1766)	0.0539	(0.1739)	
		[0.2004]		[0.1998]		[0.1994]	
公立中学校進学ダミー	3.0979	(4.6372)	2.1421	(4.1861)	2.1285	(4.1751)	
		[5.3004]		[5.2668]		[5.2497]	
自由度修正済み決定係数		0.1775		0.1790		0.1820	
サンプル数		2829		2829		2829	
大都市ダミー				yes		yes	
小中学校時の居住都道府県ダミー						yes	

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の数値は中学校の公私の別と生まれ年度が同じであるグループ内での相関を許した clustering robust な標準誤差であり、[]内の数値は分散不均一に対して頑健な標準誤差である。

注: 分析モデルは DID 法であり、被説明変数は教育年数である。分析には表中の変数の他に、兄弟数、長女ダミー、母親大卒ダミー、父親大卒ダミー、父親管理的職業ダミー、小学校における授業時間、ゆとり教育 I 期以外の使用指導要領ダミー、大学収容力、15 歳時点での実質 GDP とその二乗、定数項が含まれている。ただし、Panel B からは使用指導要領ダミーは除いた。一方、Panel C には公立中学校進学ダミーと 15 歳時点での実質 GDP の交差項を加えた。また、小中学校時の居住都道府県ダミーは小中学校時の居住都道府県を労働力調査にもとづき 10 のブロックに分けたものである。

図 1. 生まれ年度ごとの義務教育、中学校における授業時間の推移



注: 義務教育期間における授業時間は国立教育政策研究所(2005)、文部科学省(2008)より調べた授業時間を使用している。また、授業時間の算出は小学校、中学校で授業 1 単位の時間が 45 分、50 分と異なることを考慮し、各指導要領の総単位時間を分単位で集計した上で、時間単位に直した。

付表

表 A1. 指導要領が教育年数に与えた影響の推定結果(追加的な分析)

Panel A		(1)		(2)		(3)	
無回答の質問項目を含むサンプルを除く							
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー	0.0472	(0.0792)	0.0489	(0.0764)	0.0567	(0.0759)	
		[0.0816]		[0.0815]		[0.0818]	
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー ×大都市ダミー			-0.0171	(0.0102)*	-0.0169	(0.0102)	
				[0.0091]*		[0.0091]*	
ゆとり教育1期ダミー	0.1619	(0.1372)	0.1581	(0.1353)	0.1784	(0.1312)	
		[0.1807]		[0.1808]		[0.1812]	
中学校における授業時間	-0.0066	(0.1744)	0.0000	(0.1705)	0.0074	(0.1648)	
		[0.1587]		[0.1586]		[0.1586]	
公立中学校進学ダミー	-0.9784	(2.1852)	-0.6974	(2.1206)	-0.9150	(2.1076)	
		[2.2655]		[2.2513]		[2.2583]	
自由度修正済み決定係数	0.1732		0.1740		0.1769		
サンプル数	2712		2712		2712		
Panel B		(1)		(2)		(3)	
父親が大卒であるサンプルに限定							
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー	0.0086	(0.1360)	0.1172	(0.1354)	0.1314	(0.1364)	
		[0.1398]		[0.1400]		[0.1403]	
中学校における授業時間×公立中学校進学ダミー ×大都市ダミー			-0.0571	(0.0204)***	-0.0600	(0.0209)***	
				[0.0166]***		[0.0168]***	
ゆとり教育1期ダミー	0.5029	(0.1594)***	0.4993	(0.1521)***	0.5154	(0.1607)***	
		[0.3349]		[0.3245]		[0.3245]	
中学校における授業時間	0.3530	(0.2771)	0.2973	(0.2750)	0.3273	(0.2872)	
		[0.3118]		[0.3104]		[0.3165]	
公立中学校進学ダミー	-0.2210	(3.7129)	-1.9029	(3.6033)	-2.2201	(3.6550)	
		[3.8351]		[3.7395]		[3.7559]	
自由度修正済み決定係数	0.1103		0.1287		0.1237		
サンプル数	483		483		483		
大都市ダミー			yes		yes		
小中学校時の居住都道府県ダミー					yes		

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の数値は中学校の公私の別と生まれ年度が同じであるグループ内での相関を許した clustering robust な標準誤差であり、[]内の数値は分散不均一に対して頑健な標準誤差である。

注: 分析モデルは DID 法であり、被説明変数は教育年数である。分析には表中の変数の他に、兄弟数、長女ダミー、母親大卒ダミー、父親大卒ダミー、父親管理的職業ダミー、小学校における授業時間、ゆとり教育 I 期以外の使用指導要領ダミー、大学収容力、15 歳時点での実質 GDP とその二乗、定数項が含まれている。Panel A からは説明変数のうち無回答を含むサンプルを全て除いた。Panel B では父親が大卒であるサンプルに限定した。また、小中学校時の居住都道府県ダミーは小中学校時の居住都道府県を労働力調査にもとづき 10 のブロックに分けたものである。

第 2 章

高等学校における学習指導要領が賃金に与えた効果の分析

【要旨】

本研究は高等学校における学習指導要領が賃金に与える効果を計量経済学的手法を用いて分析した研究である。高校の指導要領の改訂は全国一律、学年進行に伴って約 10 年ごとに行われている。この指導要領改訂の特徴によると生徒の生まれ年度が 1 年遅くなると、その生徒は前年度入学の生徒達とは全く違う指導要領の下で高校での学習を行っていくことになる。本研究では、就業構造基本調査の調査票データを用い、指導要領改訂の特徴を利用した **Regression Discontinuity Design** によって、各指導要領が賃金に与えた因果的効果の識別を試みた。分析の結果から、知識を重視する詰め込み教育(1973 年版指導要領)が必ずしも賃金を上昇させるわけではないこと、むしろ男性の賃金に対してはマイナスの影響があったことが分かった。また、ゆとり教育(1982 年版指導要領)が賃金に与える影響について、統計的に有意な効果は確認できなかった。

1. はじめに

日本の2011年の高等学校(以下、高校)への進学率は98.2%であり、どのような教育を高校生に提供していくかということは重要な問題である。文部科学省(2012)は高校が国民的な教育機関となっていることを指摘した上で、特色ある高校づくりのための教育改革として中高一貫校や総合学科の設置などを行ってきた。さらに、2010年4月には公立高校の授業料無償化が実現し、高校は準義務教育機関と呼ばれるほどになっている。そして、高校において「どのような教育」を行うかの決定に直接影響を与える学習指導要領(以下、指導要領)については、その内容を巡って国民的な議論が起こるほど注目されている¹。

高校における教育課程の基準は指導要領によって規定されており(学校教育法施行規則第84条)、その内容は約10年ごとに改訂されている。指導要領では、教科の学習内容、卒業までに履修する総単位数、総単位数のうち必修となる教科の単位数などが定められており、これらは改訂の度に变化している。例えば、教育課程の内容について、志水(2005)は「知識を重視する極」と「態度を重視する極」との間を行き来していると述べている²。また、卒業までに履修する総単位数は1982年版指導要領において85単位から80単位へと減少し、さらに2003年版指導要領においては74単位にまで減少している(表1)³。

本研究の主眼は定期的に指導要領が改訂される事実に着目し、生徒が高校においてどのような教育を受けるかが、具体的にはどの指導要領の下で学ぶかが、その生徒の将

¹ 2003年度実施の指導要領(小中学校は2002年度より実施)に関連して、子どもの学力低下を巡る論争が起こった(その詳細は市川(2002)を参照のこと)。

² 志水(2005)は「態度を重視する極」を子どもの学習意欲を尊重し、彼らの潜在能力を引き出すことを目的とする教育活動を行おうとする立場であると説明している。

³ 本章で使用する指導要領の呼称は表1で定めた通り、それが実施された年度と合わせて表記する。

来稼ぐ賃金にいかなる因果的効果を及ぼしているかを検証することにある。先述した高校教育改革を含めて高校教育政策の効果を厳密に測定した研究は一部にとどまり、かつ指導要領の効果を検証した研究は少ない⁴。同年代の大半が高校へと進学している現在において、高校でどのような事を学習するかが将来の成果とどのように結びつくかを検証する必要がある。

本研究では指導要領の改訂の特徴を利用して、Regression Discontinuity Design (以下、RDD)によってその効果の識別を試みた。指導要領の改訂の特徴とは、その改訂が10年ごとに行われる点とそれが学年進行とともに行われるという点である。つまり、改訂版指導要領の施行以後に高校へ入学した生徒から順に改訂後の新指導要領が適用され、それよりも前に入学していた生徒には改訂前の旧版の指導要領が適用されることになる。

この制度的特徴を踏まえて行う RDD とは、1990年代後半より経済学においてその利用と応用の蓄積が進んでいる政策効果の測定手法の一つである(Imbens and Lemieux 2008)。この手法は政策の影響を受けるかどうか、観察されるある変数(assignment variable; 割り当て変数)が閾値(当事者及び観察者にとって既知の値)を超えるかどうかによって決まっている状況を想定している。そして、その状況において閾値の周辺では政策への割り当てがランダムであると考え、閾値を超えて政策介入の対象となった個人と閾値を越えずに介入対象とならなかった個人とを比較することで政策の影響を計測する。

RDDの文脈において、指導要領の効果をいかにして識別するかを説明するならば次のようになる。まず、本研究における割り当て変数は生まれ年度であり、改訂版指導要領の影響を受けるかどうかの閾値は(改訂版指導要領の施行年度-16)によって求める⁵。

⁴ 荒木(2011)は高校への総合学科設置が生徒の中退行動に与えた影響を分析し、公立高校においては総合学科設置が中退を抑制する効果を確認している。また、中学校の指導要領の効果を分析した研究には菊地(2010)、中村(2010、2012)などがある。

⁵ 当然ながら、生まれ年度に16を加算すると高校入学年度になり、割り当て変数として高校入学年度を使用することも考えられる。しかしながら、DID法においては高校に入学し

改訂版指導要領の施行前後においては、その改訂された指導要領の適用を受けるかどうかは生まれ年度によって決まるため、生まれ年度が1年異なるだけで高校において使用する指導要領が異なる可能性がある。このことを利用して、改訂版指導要領施行直後にたまたま入学し新指導要領の下で学んだ生徒と新指導要領施行直前にたまたま入学し旧指導要領で学ぶことになった生徒の教育成果を比較することで改訂版指導要領の効果を識別する。

また、RDD によって得た結果の頑健性を確認するために、Differences - in - Differences 法(DID 法)による指導要領の効果の推定も行った。DID 法では高校の指導要領改訂の影響を受けないコントロールグループを最終学歴が中学校卒業である者に、その改訂の影響を受けるトリートメントグループを最終学歴が高校卒業である者に設定した上で分析を行った。RDD と比べた場合の DID 法による分析の利点は指導要領改訂の前後の世代に指導要領改訂以外の観察できない要因、例えばマクロ経済ショックの発生や小中学校段階における指導要領改訂など、が非連続的に変化していた場合に生じるバイアスを除去できる点にある。

本研究では総務省統計局が実施している「就業構造基本調査」の調査票情報を用い、次の結果を得た。まず、詰め込み教育と呼ばれる 1973 年版指導要領の効果は男性の賃金に対して有意にマイナスの影響を持つことが明らかになった。また、ゆとり教育が初めて導入された 1982 年版指導要領は男女の賃金に対して統計的に有意な効果を与えなかったということも明らかになった。

本章は次のような構成となっている。まず、第 2 節において指導要領の改訂方法とその時期及び内容の変遷について説明する。第 3 節では高等学校における教育内容及びその効果を分析した研究について、海外の研究を中心に報告する。第 4 節ではこの研究

ていない中学校卒業者を分析に含める点、日本においては高校への早期入学や入学を遅らせるような個人がほとんど存在しないことを勘案し、本研究では割り当て変数として生まれ年度を使用する。

において使用したデータを、第5節では分析手法の説明を行い、第6節ではその分析結果を報告する。最終節では、本研究の推計結果についての解釈と残された課題について言及する。

2. 制度的背景

日本では同年代のほとんど全ての生徒が高等学校へと進学している。男女合わせた高校進学率は1974年に90%を超え、それ以降、進学率は女性が男性よりもやや高い数値を示しながら逡増しており、2008年には男女合わせて96.4%の学生が高校へと進学している。

高校の教育課程は学習指導要領によって規定されており、その内容は約10年ごとに改訂されている。指導要領によって規定される教育課程には、卒業までに履修する総単位数、総単位数のうち必修となる教科の単位数、教科の学習内容などがある。さらに重要な特徴としては時代の要請に合わせて、指導要領の編成方針が大きく変わる点が挙げられる。本研究の分析対象となる指導要領は1963年版～1994年版指導要領であり、指導要領の編成方針が「高度化・能率化を追求した『現代化』路線」(水原 2011)から「ゆとり」へと変化した時期にあたる。そこで、本節では指導要領の詳細について、指導要領が教育課程の基準として法的にも認められるようになった1956年度以降の指導要領について説明する。なお、卒業までに履修する総単位数の確認には指導要領の各年版を用いた⁶。

1956年度以降の指導要領には、大きく分けて知識の詰め込み的な教育を行った時期とゆとり教育を掲げた時期とがあった。1956年版指導要領は試案という性格から法

⁶ 参照した指導要領の全文は学習指導要領データベース作成委員会(国立教育政策研究所内)が作成した学習指導要領データベースである(<http://www.nier.go.jp/guideline/>; 参照 2012-06-01)。

的性格をもつものへと変わり、必修科目の大幅な増加及び教育課程の類型化が行われた。1956年版指導要領の趣旨を徹底した1963年版指導要領では必修科目の増加と類型化の徹底が行われ、1973年版指導要領では、高度経済成長期における科学技術革新を背景として、教育内容の高度化と現代化が図られた(山口 2000)。一方、1982年版指導要領では「ゆとりとしかも充実した学校生活」を図るために、「高等学校第1学年の教育内容水準が相応に下げられ」(水原 2011)、教育内容は削減されたと言われている。1994年版指導要領では1982年版指導要領に沿って、世界史の必修化・家庭科の男女共修化が図られた(山口 2000)。

高校で教える教育内容についての方針変更を実現するべく、卒業までに履修する総単位数も変化している。表1は1951年版から2003年版までの指導要領の改訂実施年度、告示年度、指導要領が定めた卒業までに履修する総単位数及び各指導要領の対象となる生まれ年度を示している。卒業に必要な単位数は1973年版指導要領までは85単位であったが、「ゆとり教育」となった1982年版指導要領では80単位に減じられている。また、1973年版指導要領の影響を受けるのは1957～1965年度生まれの者であり、1982年版指導要領の影響を受けるのは1966～1977年度生まれの者である。

高校においては、改訂された指導要領は学年進行に伴って実施される⁷。そのため、改訂指導要領が施行された年度に高校の第1学年に入学した生徒には新しい指導要領が適用され、前年に入学していた生徒には旧指導要領が適用されるのである。このことは高校入学年度、ひいては生まれ年度が1年違うと高校で学ぶ指導要領も異なっているということを示している。本研究では、この制度的特徴を利用して高校における指導要領の変化が教育成果に与える影響の推定を試みる。

⁷ 小学校・中学校において、指導要領の改訂があった場合には、その指導要領が施行された年から全学年の指導要領が変更される(詳細は菊地(2010)、中村(2010、2012)を参照のこと)。

3. 先行研究

本節では日本と海外において高等学校における教育内容の影響を分析した研究を概観する。アメリカでは国が定めた統一的な高校のカリキュラムは無いため、生徒個人が履修したカリキュラムの情報を用いた研究が行われている。一方、日本と同様に国レベルで実施された高校における教育内容改革が賃金などに与えた効果を分析したオランダの研究も紹介する。

日本にも高校での教育内容の効果を経済学または教育学の文脈で分析した研究がある。経済学の分野からは浦坂・西村・平田・八木 (2002)が大学の受験科目に数学を選んだ生徒を高校時代に数学をよく勉強した生徒と見なして、そのことが大学での学業や卒業後の賃金などに与える影響を分析した。その結果、数学での受験経験が学業成績や賃金に有意なプラスの影響を与えていることを明らかにした。小塩・佐野・末富(2009)は中高一貫校における教育の質(ただし、教育内容以外の学校施設の状況など)が大学合格実績に与える影響を分析し、授業時間の増加が有意なプラスの効果を持つことを示した。また、中学校における指導要領の効果を分析した研究には菊地(2010)や中村(2010、2012)がある。菊地(2010)はゆとり教育の効果が全体として女性の教育年数を押し下げていることを、中村(2010、2012)はゆとり教育における授業時間の減少の効果が大都市とそれ以外の都市とで異なっており、大都市では授業時間の減少が女性の教育年数を上昇させたことを示した。

教育学の見地からは指導要領の効果を英語の学力テストの結果によって分析した研究がある。橋本(2008)は2003年版指導要領の効果をその下で学び2006年度に大学へ入学してきた学生とそれ以前の指導要領で学び2005年度に大学へ入学した学生とに共通の英語のテストを行うことで測定した。分析対象は東京都内の国立大学入学者に限定されているが、指導要領の違いが英語のテスト得点の結果の違いには影響を与えていな

いことを明らかにした。また、斉田(2003)は茨城県で高校生に実施されている英語のテストを用いて、中学校における指導要領改訂の影響を分析した。項目反応理論を利用し異なるテスト間における比較を可能にした結果、1993年から実施された指導要領の下で中学校3年間を過ごして高校に入学した生徒のテスト得点はそれまでの生徒の得点と比べて下がっており、さらに改訂から3年後に高校に入学してきた生徒のテスト得点が大きく低下していることを確認した。

アメリカでは高校時代に履修した科目に関する豊富な情報を用いた研究が行われている。最初に、Rumberger and Daymont(1984)がアメリカの National Longitudinal Survey of Youth 1979(NLSY79)という高校在学時に履修した単位数が分かるデータを用いて、アカデミック科目、職業科目、その他の科目が賃金、失業、労働時間に与えた影響をOLSによって分析した。その結果、どの科目も男性の賃金に対して有意な影響を持たなかったが、アカデミックな科目が男性の失業期間を有意に減らすという結果を得ている。

次に Altonji(1995)は National Longitudinal Study of the High School Class of 1972(NLS72)という高校在学時に履修した教科の時間数が分かるデータを用いて、理科、外国語、社会、英語、数学、工業、商業、芸術の各教科が賃金に与える影響を操作変数によって推計した。彼は生徒が各科目を何時間履修するかは内生的に決まる変数であることを考慮し、生徒が在籍している高校の各科目の平均的な履修時間を操作変数(IV)とした推計を行った。操作変数法による推計の結果、外国語の履修が賃金に与える影響はプラスであるもののその影響は小さく、また、数学、理科、外国語、社会の4教科全体の履修時間が賃金に与える効果は統計的に有意でもなかった。

Altonji(1995)と同様の手法を用いて分析した研究には Levine and Zimmerman(1995)や Rose and Betts(2004)がある。Levine and Zimmerman(1995)はNLSY79及び High School & Beyond(HSB)という高校在学時に履修した科目がNLS72よりも詳細に分かるデータを用いて数学及び理科を履修する効果を分析した。彼らはOLSやAltonji(1995)が提案し

た操作変数を用いた推計によって、数学をより多く履修することが大学を卒業した女性の賃金の上昇につながることを示したが、理科の履修の効果及び各科目の履修が男性の賃金に与える効果について有意な結果を得ることはできなかった。一方、Rose and Betts(2004)は HSB を用いて、様々な種類の数学の科目のうちどの科目がより賃金に影響を与えるか分析を行った。彼らも Altonji(1995)が提案した操作変数法による推計及び固定効果モデルを使った分析を行い、数学の上級科目をとることが賃金をより上昇させること、また数学を履修することが低所得者と中所得者との賃金格差を縮小させることを示した。

日本と同様に一国全体で高校における教育内容が変わったオランダにおいて、その効果を分析した研究にはBerkhout, Berkhout and Webbink(2011)がある。彼らはオランダの高等教育卒業者から集められたデータを用いて、中等教育におけるカリキュラムとその教授法に関する教育改革が賃金に与えた影響を分析した⁸。彼らの識別戦略は、高等教育への入学年が同じであっても新カリキュラムで学んだ生徒と旧カリキュラムで学んだ生徒が混在するという事実を利用したDifferences-in-Differences法である。また、新カリキュラムの影響を受けたグループと受けなかったグループに関する処置前グループはpropensity scoreを使って選び出された。この分析の結果、新カリキュラムは生徒の高等教育における成績及び卒業後の賃金に影響を与えていないということが明らかにされた。

本研究の貢献の一つは一国全体で教育内容が変わることの影響を詳細に分析したことにある。アメリカで行われてきたこれまでの研究からは、高校において数学を履修することの効果が生徒の内生的な能力を考慮した上でも観察されている。また、日本における浦坂他(2002)の研究も数学を履修することによる賃金へのプラスの効果を生徒の能力に限って

⁸ この教育改革では The active and independent learning(教師の役割として講義によって授業を進めることよりも生徒が独立して勉強する能力を高められるような支援をすることに重点を置く)という教授法の推進が図られた。

たアンケート調査の結果からではあるが見出している。ただし、高校における指導要領が全体としてどのような効果を持っていたかについての検証は未だ十分に行われていない現状であり、本研究はその部分に焦点を当てて分析することになる。

4. データ

本研究では「就業構造基本調査」の調査票データの提供を総務省統計局より受けて分析を行った。就業構造基本調査は「国民の就業及び不就業の状態を調査し、全国及び地域別の就業構造に関する基礎資料を得ること」を目的に、5年おきに実施されている調査である。今回の分析に当たり、その調査票情報の2002年、2007年分のデータから有業者約65万人分の情報を得た。

本研究が注目する教育成果とは賃金であるため、分析には次の条件によって絞り込まれた有業者のサンプルを用いた。まず、生まれ年度が1947年度から1986年度までの者にサンプルを限定した。これは3節で述べたように1963年版指導要領から1994年版指導要領で学んだ者に分析対象を限定するためである。次に、川口(2011)を参考に、対象者の年齢が調査時点で60歳以上の場合にはそれらをサンプルから除いた⁹。また、従業上の地位は常用雇用、臨時雇い、日雇いである者に限定した。さらに、教育年数が確定しないため、調査時点において在学中である者も分析から除いた。

賃金関数を推定するにあたり基本となる式は、被説明変数を対数時間当たり賃金、説明変数として教育年数、経験年数とその二乗を用いたミンサー型の賃金関数である。

$$\ln(w_i) = \alpha + \rho s_i + \beta_0 x_i + \beta_1 x_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

ただし、 w は時間当たり賃金を、 s は教育年数を、 x は労働市場での経験年数を表し、添

⁹ 就業構造基本調査の実査時期が調査年の10月であることを考慮して、その時点の年齢を計算した。

え字のは個人を表している。以下では、これらの変数をどのように作成したかを示す¹⁰。

賃金関数の推計では対数化した時間当たりの賃金率を用いる。就業構造基本調査における賃金に関する質問項目は「仕事から得られる1年間の収益」であり、その定義には毎月の給料、賃金、残業手当、ボーナスなどが含まれている。調査対象者はその合計の税込額を15のカテゴリーから一つ選ぶ形式となっている。そのため、対象者の年間収入はそれぞれのカテゴリーの中央値で置き換えた値を使用し、年間収入が最上位のカテゴリーである「1500万円以上」である場合には1749.5万円を個人の収入として当てはめた¹¹。また、こうして得られた賃金を52で割り週当たりの賃金を求め、2010年度基準の消費者物価指数を使って実質化した。また、就業時間も1週間の就業時間を複数のカテゴリーの中から当てはまるカテゴリーを選ぶ形式となっており、賃金の場合と同様に各カテゴリーの中央値をその労働者の就業時間とした¹²。最後に、1週間当たりの実質化した税込収入を1週間の平均就業時間で除することにより時間当たりの実質賃金率を求め、その対数をとることにより対数化した時間当たり実質賃金率を求めた¹³。

各人の最終学歴は中学校卒、高校卒、専門学校卒、短大卒、大学・大学院卒に分類した。ミンサー型賃金関数を計算する場合には対象者の最終学歴に応じて、中学校卒は9年、高校卒は12年、専門学校卒は14年、短大卒は14年、大学・大学院卒は16年の

¹⁰ 式(1)の推計結果は付表A1を、全国家族調査を使った推計結果は付表A2を参照のこと。教育の収益率の推計結果は、付表A1では職業に関する変数をコントロールしない男性の場合に8.67%(7.22%)であり、女性では11.2%(11.6%)であった(ただし、カッコ内の数値は表A2の推計結果)。これらの値は、『くらしの好みと満足度に関するアンケート』を用いて安井・佐野(2009)が行った教育の収益率の推計結果と比べてほぼ同じ水準となっている。

¹¹ 就業構造基本調査は収入を300万円までは50万円刻み、300万円以上は1000万円までは100万円刻み、1000万円以上の場合には「1000万円から1500万円」「1500万円以上」に分けている。

¹² ただし、週の就業時間に関しては2002年調査と2007年調査とで最上位のカテゴリーが異なる。その点を考慮して、2002年調査の最上位カテゴリー「60時間以上」を選択した場合には65時間を週の就業時間として当てはめた。2007年調査では就業時間が60時間以上のカテゴリーが「60-64時間」「65時間以上」と別れているため、それぞれのカテゴリーを選んだ就業者の労働時間を62時間、67時間とした。

¹³ また、労働日数が200日未満でかつ規則的な就業でない者の就業時間については調査対象外であり、そのような労働者の時間当たり賃金は計算することができなかった。

教育年数を割り当てた。一方、川口(2011)は大卒者の1年当たりの教育の収益率がその他の最終学歴の者の1年当たりの教育の収益率に比して高いことを指摘し、賃金関数には教育水準のダミー変数を入れることを推奨している。本研究では最終学歴を教育年数の連続変数として推定式に入れるだけでなく、ダミー変数として推定式に導入した分析も行っている(付表 A1、付表 A2)。

最後に労働市場における潜在経験年数は対象者の年齢から教育年数と義務教育開始までの6年間を引くことで求めた。具体的には対象者の年齢を(調査年度－生まれ年度)から計算することによって、各年度で到達しうる年齢を求めた。次に年齢から義務教育開始までに過ごす6年度分の時間と各自の教育年数を差し引くことにより、潜在経験年数を求めた。

その他には次の変数を作成し、分析の際に考慮した。まず、対象者の職業に関する変数として事務従事者をベースとした職業分類ダミー、企業規模1～4人をベースとした企業規模ダミー、正規の職員・従業員をベースとした雇用形態ダミー、常用雇用をベースとした従業上の地位ダミー、卸売・小売業をベースとした産業分類ダミーを作成した。また、現職における就業継続期間も分析に含めた。さらに、配偶者がいれば1、そうでなければ0の有配偶ダミーや現在居住している都道府県を10の地域に分けた居住地ダミーを作成した。これらの詳細については付表 A3 に示している。

記述統計は表 2 であり、以下では調査年度をプールした場合の結果について述べる。サンプル数は男性が約 37 万 5 千人、女性が 30 万 3 千人である。時間当たりの実質賃金率の平均値は男性が 1967.11 円、女性が 1152.92 円であった。また、教育年数については男性の平均値が 13.15 年、女性の平均値が 12.92 年であった。労働市場での潜在的経験年数は調査年度をプールした場合、男性が 21.03 年であり、女性が 21.12 年であった。

5. 識別戦略: Regression Discontinuity Design

本節では高等学校の学習指導要領の変更の特徴を考慮し、指導要領が賃金に与える効果を識別するための戦略を説明する。2節で説明したように高校の指導要領の改訂は学年の進行とともに行われているため、高校1年生において使用した指導要領にもとづいて3年間の教育内容が決まる。つまり、入学年度(生まれ年度)が1年違うだけで異なる指導要領にもとづく教育が3年間行われることになる。

分析の対象となる指導要領は1963年版から1994年版までの指導要領である。この時期は指導要領の内容が知識の詰め込み重視から知識の活用重視へと変わった時期である。本研究において、指導要領に関する変数はindicator functionを用いて次のように表現する。

$$NC_1 = \mathbf{1}[1947 \text{ 年 } 4 \text{ 月} \leq \textit{birth month} \leq 1957 \text{ 年 } 3 \text{ 月}],$$

$$NC_2 = \mathbf{1}[1957 \text{ 年 } 4 \text{ 月} \leq \textit{birth month} \leq 1966 \text{ 年 } 3 \text{ 月}],$$

$$NC_3 = \mathbf{1}[1966 \text{ 年 } 4 \text{ 月} \leq \textit{birth month} \leq 1978 \text{ 年 } 3 \text{ 月}],$$

$$NC_4 = \mathbf{1}[1978 \text{ 年 } 4 \text{ 月} \leq \textit{birth month} \leq 1987 \text{ 年 } 3 \text{ 月}]$$

となる。ただし、 $\mathbf{1}[\cdot]$ はカッコ内の条件を満たす場合に1を返し、それ以外の場合にはゼロを返す関数であり、*birth month* は生まれ年月であり、 NC_1 から NC_4 はそれぞれ1963年版、1973年版、1982年版、1994年版の指導要領を表している。

以下では、指導要領の効果をRegression Discontinuity Designによって測定するための方法について説明し、その推定方法が成立するための仮定について検証する。RDDによる推計手法に関しては、Imbens and Lemieux(2008)、Lee and Lemieux(2010)、DiNardo and Lee(2011)を参考に説明する。

Regression Discontinuity DesignとはThistlethwaite and Campbell(1960)を嚆矢として、近年その応用が盛んに行われている政策評価手法の一つである。RDDによって政策の

因果的な効果を識別する際の基本的な考え方は次のようなものである。まず、分析対象となりうる政策はその政策の対象となるかどうかの基準が観察される変数(割り当て変数)によって事前に決まっている政策である。この場合、政策の対象となるかどうかの決定がその基準の近傍ではランダムに決まっているとみなす。そして、その基準を超えて政策の対象となったグループと基準を超えずに政策の対象とはならなかったグループの間でアウトカムを比較することによって、政策の効果を識別する。

教育政策の効果分析においても RDD を使用した研究が多数存在する。Thistlethwaite and Campbell(1960)は入学試験の得点にもとづいて支給される奨学金の効果を、その奨学金がもらえるかどうかの基準をわずかに超えた学生と越えなかった学生とを比較することによって分析した研究である。他にもクラスサイズの効果を分析した Angrist and Lavy(1999)の研究や義務教育年数延長の効果を分析した Grenet(2011)の研究などがある。

本章の指導要領改訂の効果の分析に当たっては、その改訂の特徴から Sharp RDD による分析が妥当である。RDD は割り当て変数によって政策の影響を受ける確率がどのように変わるかによって 2 種類に分類される。一つは割り当て変数がある基準を超えると必ず政策の対象となる Sharp RDD であり、一つは割り当て変数がある基準を超えると政策の対象となる確率が非連続に上昇する Fuzzy RDD である。

指導要領の効果の分析では、割り当て変数は生徒の生まれ年月であり、どの指導要領で勉強するかは生まれ年月によって決まっているとす。例えば、1982 年版指導要領の影響を受けるかどうかの基準は生まれ年月が 1966 年 4 月以降であるかどうかである。そのため、もし生まれ年月が 1966 年 3 月であれば 1973 年版指導要領の下で勉強することになり、1966 年 4 月生まれであれば 1982 年版指導要領の下で勉強することになる¹⁴。指導要領の効果を Sharp RDD によって分析する際の推定式は次のように定義される。

¹⁴ その他の指導要領を受けるかどうかの基準は 1973 年版、1994 年版指導要領の場合にはそれぞれ、1957 年 4 月、1978 年 4 月となる。

$$\ln(w_i) = \alpha + \delta \text{Treat}_i + f(\text{birth month}_i - c) + \varepsilon_i \quad (2)$$

ここで、 Treat_i は指導要領の変更の影響を受けるかどうかを示す変数であり、生まれ年月 birth month_i がある基準 c を超えていれば 1、そうでなければゼロをとるダミー変数である。つまり、変数 Treat は数学的には

$$\text{Treat}_i = 1 \text{ if } \text{birth month}_i \geq c, \text{Treat}_i = 0 \text{ if } \text{birth month}_i < c$$

と表現できる。

また、 $z = \text{birth month} - c$ の関数である $f(\cdot)$ は z の多項式によって表現する。本研究では関数形によって推定結果が影響を受けるかどうかを確認するため、ある基準 c の前後で異なる関数形を許容する 4 次までの多項式を使用する。関数形は具体的に、

$$f_1(z) = \pi_{1l}z + \pi_{1r}z \text{Treat}$$

$$f_2(z) = \pi_{1l}z + \pi_{2l}z^2 + \pi_{1r}z \text{Treat} + \pi_{2r}z^2 \text{Treat}$$

$$f_3(z) = \pi_{1l}z + \pi_{2l}z^2 + \pi_{3l}z^3 + \pi_{1r}z \text{Treat} + \pi_{2r}z^2 \text{Treat} + \pi_{3r}z^3 \text{Treat}$$

$$f_4(z) = \pi_{1l}z + \pi_{2l}z^2 + \pi_{3l}z^3 + \pi_{4l}z^4 + \pi_{1r}z \text{Treat} + \pi_{2r}z^2 \text{Treat} + \pi_{3r}z^3 \text{Treat} + \pi_{4r}z^4 \text{Treat}$$

と定義する。本研究における割り当て変数は離散的であるため、推計は基本的に parametric な手法で行う。

RDD によって効果を識別するための重要な仮定の一つは、対象者によって政策の対象となるかどうかについての完全な操作がないという仮定である。つまり、生徒や親によって生まれ年月から決まる高校入学年度についての操作は無いという仮定である。この点を確認するために、分析に用いる最終学歴が高卒以上であるサンプル数を生まれ年度ごとに示した(図 1)。図 1 を見ると 1982 年版指導要領の影響を受ける 1966 年度生まれの高校卒以上の者のサンプル数が著しく少なくなっていることが分かる。

しかしながら、これは 1982 年版指導要領の影響を避けるために意図的に生徒や親が高校入学を避けたために生じた現象ではない。この低下の最大の原因は 1966 年が丙

年にあたることによる¹⁵。このことは平成13年度人口動態統計特殊報告の出生年月別の出生数でみると、1966年1月生まれが前年同月に比べて約4万4千人少なくなっていることから明らかであり、必ずしも1982年版指導要領の影響を避けるための出生年月の調整ではないことが分かる¹⁶。

加えて、生まれ年度が1978年度以降の箇所サンプル数が減少している点についても言及する。これは長期的な人口減少の影響もあるが、使用したデータの調査年(2002、2007年)とサンプルを学校卒業者に限定したために生じている可能性が高い。例えば、2002年データでは最終学歴が大卒で生まれ年度が1980年度以降の者はデータには含まれておらず、また最終学歴が高校卒であっても生まれ年度が1984年度以降である者はデータには含まれていない¹⁷。

また、制度的にも指導要領改訂の影響を避けるための操作の可能性は否定される。まず、指導要領の改訂時期は出生時点では明らかではない。しかし、改訂の内容が公示されてから実際に変更されるまでに数年のラグがある点には注意が必要である。例えば、この間に高校入学を控えた生徒の行動が変化すれば、指導要領の効果の識別に問題が生じる。ただし、義務教育段階において飛び級制度のない日本においては、生徒の操作によって高校の入学年度が標準より早くなることはない。また、義務教育終了後、高校に入学せずに浪人することによって新指導要領の適用を受けようとすることは考えうるが、高校浪人率が指導要領の改訂の前後において顕著に変わっていないことから、この影響も無視できるものと予想される¹⁸。

¹⁵ 丙午生まれの影響に関する実証的研究は赤林(2007)に詳しく記載されている。

¹⁶ ただし、同年代生まれが少ないことによる世代効果の影響を指導要領変更の影響と混同してしまう可能性は否定できないため、その点を考慮した分析も行う。

¹⁷ ただし、誕生日がある年の4月1日である者は日本の法律ではその前年度に学校へ入学するため、誕生日までしかわからない就業構造基本調査では4月1日生まれの者を実際の入学年度より1年遅い入学年度に割り当てる可能性がある。

¹⁸ 文部科学統計要覧(H23年版)で中学校卒業後の状況を見ると、高校進学と就職の2つを合わせた者の比率は1973年版、1982年、1994年版指導要領改訂前後で大きく変わっていないことを確認することができた。

回帰分析に先立って、生まれ年度によって決まる指導要領と賃金との関係を視覚的に表現するとどのようになっているのか確認したグラフが、図2及び図3である。このグラフでは生まれ年度ごとに時間当たり実質賃金の対数値の平均を計算し、その分布に最も良く当てはまる曲線をkernel-weighted local polynomial regressionによって描いている¹⁹。このグラフにおける垂直な点線は指導要領の改訂初年度に入学するであろう生徒の生まれ年度を示しており、ある個人の生まれ年度が最初の点線から2番目の点線の間であれば1963年版指導要領の影響を受け、2番目から3番目の点線の間であれば1973年版指導要領の影響を受け、3番目から4番目の点線の間であれば1982年版指導要領の影響を受け、4番目から5番目の点線の間であれば1994年版指導要領の影響を受けることを示している。図2は最終学歴が高校卒以上である者に限定した結果であり、特に男性において1973年版指導要領の下で学習した世代の対数時間当たり賃金が非連続的に減少していることが分かる。この傾向は分析対象を高校卒の者だけに限定した場合(図3)において、さらにはっきりと確認することができる。一方、女性のグラフには男性でみられたような賃金の非連続的な変化は見られなかった。

6. 推定結果

本節では6.A.においてOLSやSplines Regressionによる指導要領の効果の推計結果について報告する。この分析では指導要領に関する変数のほかに、教育年数、労働市場における潜在的経験年数とその二乗を含んだミンサー型賃金関数をベースに、有配偶ダミー、居住地ダミー、調査年ダミー、職業変数ダミーを制御した。ただし、職業変数ダミーに関してはそれを推定式に含めるモデルと含めないモデルとを分けて分析してい

¹⁹ 作図にはSTATA12のコマンドlpolyを使い、4次までの多項式を想定した曲線を描いている。

る。

次に 6.B.では、5 節で説明した Regression Discontinuity Design にもとづいた推計結果を報告する。推計に際しては、まず指導要領に関する変数と割り当て変数のみで推計を行い、次に生まれ年度によって変わる可能性があるいくつかの変数を制御した分析を行った。RDD による効果識別の仮定が妥当であれば、説明変数群を含んだ分析とそうでない分析とでは推定値に大きな差は生じないはずであり、差が生じるとすれば RDD による推計の妥当性に疑義が生じる。

最後に RDD モデルを含んだ Differences-in-Differences 法による推計によって RDD による推計結果の頑健性を確かめる。DID 法による分析では指導要領変更の影響を受けない中学校卒の者をコントロールグループ、高校卒の者をトリートメントグループとした分析を行った。DID 法によって、指導要領改訂前後に高校に入学した者の賃金を比較した場合に生じうる観察されない経済的なショックの影響や世代特有の影響が指導要領改訂と関連する可能性を考慮してもなお指導要領の効果が観察されるのかどうかを確認する。

本節を通して、仮説検定に用いた標準誤差は全て同一生まれ年月内での相関を許した clustering robust な標準誤差である²⁰。

6. A. OLS、Splines Regression による推計結果

指導要領の効果を単純に式(1)にダミー変数を加えることによって推計する。その際の推計式は、

$$\ln(w_i) = \alpha + \rho s_i + \beta_0 x_i + \beta_1 x_i^2 + \sum_{k \neq j} \delta_k NC_k + \varepsilon_i \quad (3)$$

²⁰ 本研究では Lee and Card(2008)に従い、割り当て変数(生まれ年月)が離散的な場合には割り当て変数内での clustering を行った標準誤差を使う。

と表現される。ただし、添え字 k は 5 節で示した指導要領ダミーの番号を、 j は効果の推計において基準となる指導要領の番号を示しており、例えば、 $j=1$ の場合には 1963 年版指導要領が基準となる。また、高校の指導要領の効果を分析するため、サンプルは最終学歴が高校卒以上である者に限定している。

また、各個人が影響を受ける指導要領内で、賃金に与えるトレンドの効果が異なることを想定して、次の Linear Splines Regression(式 4)と Cubic Splines Regression(式 5)を実行した。その際の推定式はそれぞれ、

$$\ln(w_i) = \alpha + \rho s_i + \beta_0 x_i + \beta_1 x_i^2 + \sum_{k \neq j} \delta_k NC_k + \theta \text{birth month}' + \sum_{1 \leq m \leq 3} \gamma_j [\text{birth month}' - c_m]_+ + \varepsilon_i \quad (4),$$

$$\ln(w_i) = \alpha + \rho s_i + \beta_0 x_i + \beta_1 x_i^2 + \sum_{k \neq j} \delta_k NC_k + \sum_{1 \leq m \leq 3} \theta_m (\text{birth month}')^m + \sum_{1 \leq m \leq 3} \gamma_j ([\text{birth month}' - c_m]_+)^3 + \varepsilon_i \quad (5),$$

となる。 $\text{birth month}'$ とは1947年4月生まれがゼロとなるように基準化した変数である。また、 $\mathbf{c} = (c_1, c_2, c_3)$ は、各指導要領改訂の影響を初めて受ける者の生まれ年月 1956年4月、1966年4月、1978年4月が1947年4月からどれだけ離れているかに応じて定まっておき、 $\mathbf{c} = (c_1, c_2, c_3) = (120, 228, 372)$ である。また、関数 $[\cdot]_+$ はカッコ内の数値がマイナスならばゼロ、プラスならばカッコ内の数値をそのまま返す関数である。

式(3)~(5)にもとづく推計の結果は表3に示されており、各指導要領の効果の推計値はその指導要領改訂前の指導要領を基準として求められている²¹。まず、表3 Panel Aの男性の結果について報告する。1973年版指導要領が賃金に与える効果は推計方法によらずマイナスであり、かつOLSによる分析と職業変数をコントロールしないSplines Regressionでは統計的に有意となっている。1982年版、1994年版指導要領の賃金に対する効果について系統的な結果は観察されないものの、1982年版指導要領については職業変数をコントロールしない場合に有意にマイナスな効果を観察できる。次に、表3

²¹ 表3の推計では基準となる指導要領を変えながら3回の推計を行い、それぞれの結果を表の1行目から3行目に示している。

Panel Bの女性の結果についてまとめる。1973年版指導要領の効果はOLS、Linear Splines Regressionによる分析において有意にマイナスである一方で、1982年版指導要領の効果は有意にプラスである。また、1994年版指導要領の効果は列(5)~(8)において有意にマイナスである。ただし、このように全期間のサンプルを分析に用いた場合の指導要領の効果の推定値は、指導要領改訂前後に注目した分析に比べて、観察されない属性の変化などによってバイアスを含んでいる可能性がある。

6. B. Regression Discontinuity Design による推計結果

RDD によって各指導要領の効果を測定するため、本項では分析対象とする指導要領とその一つ前の指導要領の影響を受けるサンプルに限定して分析を行う。RDD による指導要領の効果の識別では、指導要領改訂年度の前後に高校に入学してきた者の賃金の変化を比べることでその因果的効果の識別を行う。

具体的には次の手順によって各指導要領の効果を検証する。例えば、1982年版指導要領の効果の推計する場合、1982年版指導要領の下で学習する可能性があるのは1966年4月以降に生まれた者である。そのため、制度の影響を受けるかどうかの基準(cut off point)は1966年4月となる。RDDではcut off pointのごく近傍におけるサンプルの賃金を比較するために、サンプルの生まれ年度をcut off pointから±5年間、±3年間、±1年間に限定して分析する。また、割り当て変数の関数形は1次から4次までの多項式を用い、推計結果が関数形の選択に対して頑健かどうかを確認している。

表4はサンプルを最終学歴が高校卒以上の者に限定して、指導要領変更の影響を分析した結果である。男性の分析結果より、生まれ年度と賃金の関係を示した図2のように1963年版指導要領と比較した1973年版指導要領の効果が有意にマイナスであること、また、1973年版と比較した1982年版指導要領の効果が有意にプラスであることが分か

る。これらの結果は関数形及び分析範囲の選択によらず一貫していた。一方、表 4 における女性の賃金に指導要領が与える影響を分析した結果からは、各指導要領の効果についてその符号や大きさ、統計的有意性に関して安定した結果は得られなかった。

次に表 4 の分析結果に次の 2 つの変更を加えて、表 4 で得た結果の頑健性を確認する。第 1 に、分析に用いるサンプルを最終学歴が高校卒である者に限定する。これは指導要領変更の影響が短大・大学卒業以上層と高校卒業層とで異なる可能性及び指導要領変更のタイミングで短大・大学進学率が非連続的に変化している可能性を考慮するためである²²。第 2 に、第 1 の変更によって高校卒に限定された分析に生まれ年度によって変わりうる変数を追加した分析を行う。つまり、生まれ年度に対応する中学校卒業年度の中学校卒業生数、高校卒業年度の高校卒業生に対する有効求人倍率、潜在的経験年数とその二乗を制御した上で分析を行う。もしRDDによる因果的効果の識別が妥当であれば、これらの説明変数を加えたとしても、推計結果が大きく変わることはないはずである(Lee and Lemieux 2008)。

表 4 の分析において得られた結果が不偏であるためには、指導要領の改訂の前後で変化しているものが指導要領だけであり、それ以外の変数は連続的に変化しているという仮定が成立していなければならない。もし、指導要領改訂の前後で教育年数や大学進学率などに非連続的な変化がある場合には、それが指導要領の因果的効果の測定にバイアスをもたらしている可能性がある。そこで、分析対象を最終学歴が高校卒である者のみに限定することで、指導要領の改訂前後で教育年数については非連続的な変化がないサンプルを対象を絞った分析を行う。

表 5 は分析対象を最終学歴が高校卒業生である者に限定して行った分析結果である。男性における分析では表 4 と同様に 1973 年版指導要領が賃金に与える効果は有意

²² ただし、図 2、図 3 で示したのと同様の方法で教育年数と生まれ年度との関係を図 A1 に描いたところ、教育年数の非連続的な変化はグラフ上からは観察されなかった。また、1985 年、86 年度生まれの教育年数が低下しているのは、2007 年時点では大卒者が含まれていないためである。

にマイナスであり、その係数はおよそ-0.063~-0.095であり、表4の結果と比べてその大きさは約2倍になっている。このことから1973年版指導要領のマイナスの効果が大学進学によって軽減されていた可能性が示唆される。また、1982年版指導要領の効果はプラスである推計結果が多いものの統計的な有意性を示す結果が少なくなっている。女性の分析結果では、各指導要領のうち関数形、サンプルの限定によらず一貫して有意な結果を示すものは少ないが、1994年版指導要領の効果についてはマイナスで有意であった。

次に、分析対象を最終学歴が高校卒業者に限定した上で、さらに生まれ年度によって変わりうる変数を分析に加えて結果が大きく変化しないかどうかを確認する。生まれ年度によって変わりうる変数として、本研究では生まれ年度に対応する中学校卒業年度の中学校卒業者数、高校卒業年度の高校卒業生に対する有効求人倍率、潜在的経験年数を考慮した。これは仮にサンプルを高校卒に限定した分析であっても、学校卒業時点の経済状況が長年に渡って賃金や就業状況などに影響を与える「労働市場の世代効果」を考慮するためである²³。

図A2の実線は生まれ年度と高校卒業年度(生まれ年度+18)における有効求人倍率の関係を示している。この図から1973年版指導要領導入前後において有効求人倍率が非連続的に変化していることが観察され、1973年版指導要領の効果をRDDによって識別することの妥当性が疑われる。ただし、1982年版指導要領改訂前後における高校卒に対する有効求人倍率は連続的に変化していることが分かるが、1982年度に高校に入学した者(1966年度生まれ)は丙午の影響で当該年度の人口が小さいことから労働市場での競争圧力が非連続的に変化している可能性が残されている。では、これらの変数を考慮した場合の推計結果が今までの分析結果と大きく変化するのだろうか。

²³ 労働市場の世代効果に関する展望論文としては太田・玄田・近藤(2007)がある。彼らの定義によれば「労働市場の世代効果とは、年齢、性別、学歴が同一な世代の賃金や離職などの就業状況が、学校卒業時点での労働市場需給と世代人口の規模により持続的影響を受けること」である。

表 6 は生まれ年度によって変わりうる変数を制御した結果である²⁴。まず、男性の 1973 年版指導要領の効果を表 5 の結果と比較すると、全ての推計で係数が小さくなるが、表 6 列(12)を除いて統計的に有意な結果である。1982 年版指導要領の効果についてはサンプルをcut offから±5 年間に限定した場合には表 5 の列(1)、(2)同様に有意にプラスであるものの、サンプルをcut offから±3 年間に限定した場合には有意性は無くなっている。女性の分析では、表 5 で観察された 1994 年版指導要領の賃金に対するマイナスの有意な効果がなくなっている。総じて、生まれ年度によって変わり得る変数を考慮した表 6 の男性の分析結果では、考慮していない表 5 の結果と比べて、若干の変化は見られるものの、これまでの分析とほぼ一貫した結果を得ることができた。

6. C. Differences-in-Differences 法による推計結果

日本における指導要領変更の分析において注意しなければならない点の一つは小学校、中学校、高校の各段階の指導要領の改訂が連動している点である。例えば、1982 年版指導要領改訂直後に高校に入学してくる 1966 年度生まれの生徒は、中学校 3 年生時点で中学校の指導要領改訂の影響を受けている(表 A4)。同様に 1967 年度生まれの生徒は、中学校 2 年生時点で中学校における指導要領変更の影響を受けている。このことは RDD による指導要領の効果の分析の妥当性を脅かすものである。

そこで、本節では Differences-in-Differences 法による推計を行い、RDD による推計結果が小中学校での指導要領改訂の影響を考慮しないことでどれほどの影響を受けるか分析を行う。この識別戦略の基本的な考え方は、最終学歴が中学校卒の場合は高校の指導要領改訂の影響を受けることはないことを利用し、中学校卒の者をコントロールグ

²⁴ なお、サンプルを cutoff の前後 1 年の間に生まれた者に限定した分析は多重共線性が生じるため除いた。

グループ、指導要領改訂の影響を受ける高校卒以上の者をトリートメントグループとして、指導要領改訂前後に入学してきた生徒の将来の賃金を比較するというものである。ただし、中学校卒である者と高校卒である者とが説明変数でコントロールした上でも質的に異なる可能性は否定できない点には留意が必要である。

この方法にもとづく、指導要領の効果を推定するための式は次のように表現できる。

$$\ln(w_{ist}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{is} + \beta_2 \text{After}_{it} + \gamma \text{Treat}_{is} \cdot \text{After}_{it} + \text{Treat}_{is} \cdot f(\text{birth month}_i - c) + \varepsilon_{ist} \quad (6)$$

Treat_{is} は最終学歴が高校卒業以上であれば 1、そうでなければゼロをとるダミー変数である。また、 After_{it} は高校の指導要領変更後の影響を受ける生まれ年度であれば 1、そうでなければゼロをとるダミー変数であり、

$$\text{After}_{it} = 1 \text{ if } \text{birth month} \geq c, \text{After}_{it} = 0 \text{ if } \text{birth month} < c$$

と表現できる。また、これらの変数の交差項 $\text{Treat}_{is} \cdot \text{After}_{it}$ によって、指導要領の効果を識別する。また、 $\text{Treat}_{is} \cdot f(\text{birth month}_i - c)$ は高校進学者に特別なトレンドを考慮するために導入し、 $f(\cdot)$ の関数形は RDD で用いたものと同じ関数形を用いる。ただし、添え字 s は最終学歴が高校卒であれば 1、そうでなければゼロ、 t は高校の指導要領変更後の影響を受ける生まれ年度であれば 1、そうでなければゼロとなる。

RDD と比べた DID 法による推計の利点は、導要領改訂の前後に指導要領以外の観察できない要因、例えばマクロ経済ショックの発生など、が非連続的に変化していた場合に生じるバイアスを除去できる点にある。また、小中学校における指導要領の改訂のタイミングが高校の指導要領のそれとも関連していることを考慮すると、高校の指導要領の改訂前後における賃金の変化を高校の指導要領改訂のみで説明できない可能性があり、その場合の RDD による推計において生じるバイアスの大きさを知らずともつながらる。

その結果は表 7 に示されており、各パネルの後半 4 列は職業に関する変数を追加的にコントロールしている。分析の結果より各指導要領の効果は RDD の分析と同様の傾

向を示しており、1973年版指導要領の効果についてはRDDの分析結果と同様に有意にマイナスであった。また、その効果は職業に関する変数をコントロールした場合においても観察されている。その一方で、女性の賃金に対する指導要領の効果は1994年版指導要領の効果は負で有意な結果となっていることを除いて、統計的な有意性を示す結果はなかった。

7. おわりに

本研究は高等学校における学習指導要領が賃金に与える効果を計量経済学的手法を用いて分析した。各推計手法を通じて観察された主な結果は1973年版指導要領の効果は男性の賃金に対して有意にマイナスの影響を与えていること、また、1982年版指導要領が賃金に対して男女共に統計的に有意な影響を与えていないということである。

これらの結果はどのように解釈できるであろうか。まず、詰め込み教育と言われる1973年版指導要領には少なくとも賃金を上昇させる効果はないこと、男性にとってはむしろ賃金にマイナスの影響を与えることが推計より明らかになっている。1973年版指導要領実施時には「多くの『落ち子ぼれ』が生まれ、基礎学力の低下、停滞」が生じたと相良(2008)は指摘しているが、本研究の結果はこのことが賃金に影響している可能性を示唆している。また、1973年版指導要領と比較して教育内容が減ったにもかかわらず、1982年版指導要領の実施が賃金に対して有意な因果的效果を持たないことを考慮すると、教育内容は多すぎても少なすぎても賃金にプラスの影響は無いことが示唆される。しかしながら、これら指導要領の効果は常に一つ前の指導要領との比較であるために、絶対的に賃金の増加・減少に寄与した指導要領がどの指導要領であったかを明らかにすることはできない点に留意が必要である。

ただし、1973年版指導要領の効果の解釈については、その影響を初めて受けた1957

年度生まれの者が 1975 年度に高校を卒業している点も合わせて考える必要がある。なぜなら彼らの卒業 2 年前の 1973 年には第 1 次石油ショックが生じ、経済成長がマイナスを示した前後に卒業しているからである。図 A2 からわかるように、1973 年版指導要領改訂前後で高校生への求人倍率が 1 ポイント下がって 2 倍前後になっている。また、指導要領改訂の影響を受けた 1957 年度生まれは 1956 年度生まれと比較して、従業員 1000 人以上の大企業で働いている割合が約 5 ポイント低い約 19%であった。有効求人倍率などの卒業時の経済変数をコントロールした RDD、企業規模などの職業変数をコントロールした DID の結果においても、指導要領の効果はマイナスが示されているが、この効果の中には石油ショックによる卒業年度における景気の後退とそれに伴う大企業就業率の低下の影響が含まれている可能性があることにも留意が必要である。

最後に、本章の分析結果は指導要領改訂が賃金に与えた効果を検証したという貢献と同時に、いくつかの限界を含んでいることを指摘しなければならない。第一に高校の多様性を無視した分析となっている点である。例えば、高校の学科には普通科・工業科・商業科などがあるが、指導要領の効果が各学科によって異なる可能性についてはデータの限界によって分析することができなかった。また、同じ普通科であっても各高校毎にカリキュラムが異なる可能性も否定できないが、この点を克服するには個人の履修科目・出身高校に関する情報を得る必要がある。

また、分析手法に関しては次の点についてより詳しく確認する必要がある。例えば、DID 法による識別のための仮定、指導要領変更前後で高校へ進学する層の変化がないという仮定、また中学校卒と高校卒以上の者にとってある時点におけるマクロ経済的ショックに対する反応が同じであるという仮定が満たされていない可能性もある。これらの課題を克服するためには高校進学をした層と中学校卒の層とでの propensity score matching を行った上で比較するという、より精緻な分析が求められる。

参考文献

- [1] 赤林英夫(2007)「丙午世代のその後-統計から分かること」『日本労働研究雑誌』No. 569, pp. 17-28.
- [2] 荒木宏子(2011)「総合学科設置（コンプリヘンシブ・カリキュラム）が高等学校生徒の中退行動に与えた影響の計量分析」『経済分析』第 185 号, pp.22-45.
- [3] 市川伸一(2002)『学力低下論争』, ちくま新書.
- [4] 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡(2002)「数学学習と大学教育・所得・昇進—「経済学部出身者の大学教育とキャリア形成に関する実態調査」に基づく実証分析」『日本経済研究』No. 46, pp. 1-22.
- [5] 太田聰一・玄田有史・近藤絢子(2007)「溶けない氷河-世代効果の展望」『日本労働研究雑誌』No. 569, pp. 4-16.
- [6] 小塩隆士・佐野晋平・末富芳(2009)「教育の生産関数の推計—中高一貫校の場合」『経済分析』第 182 号, pp. 48-69.
- [7] 川口大司(2011)「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」阿部顕三・大垣昌夫・小川一夫・田淵隆俊 編『現代経済学の潮流 2011』東洋経済新報社, pp.67-98.
- [8] 菊地信義(2010)「学習指導要領改訂の効果の推定」東京大学大学院経済学研究科修士論文.
- [9] 齊田智里(2003)「高校入学時の英語能力値の年次推移:項目応答理論を用いた県規模英語学力テストの共通尺度化」『第 15 回「英検」研究助成報告』Vol. 15, pp. 12-24.
- [10] 相良亜希(2008)「高校生の学力は低下したのか—戦後 60 年間の学力観の変遷」藤田晃之・高校教育研究会 編著『講座 日本の高校教育』学事出版, pp.46-51.
- [11] 志水宏吉(2005)『学力を育てる』岩波新書.
- [12] 中村亮介(2010)「義務教育期間中の授業時間が教育成果に与えた影響の実証分析—学習指導要領の変更に着目した分析—」慶應義塾大学大学院経済学研究科修士論

文.

- [13] 中村亮介(2012)「ゆとり教育が教育達成度に与えた効果の実証分析—義務教育期間中の授業時間数の効果についての分析—」『季刊家計経済研究』No. 95, pp. 65-74.
- [14] 橋本貴充(2008)「平成 18 年度センター試験追試験問題を用いた都内国立大学 1 年生の英語学力の新旧課程比較」『大学入試センター研究紀要』No. 37, pp. 1-7.
- [15] 水原克敏(2011)「現代日本の教育課程の歩み」田中耕治・水原克敏・三石初雄・西岡加名恵 著『新しい時代の教育課程(第 3 版)』有斐閣アルマ, pp.45-106.
- [16] 文部科学省(2012)『文部科学白書 平成 23 年度』.
- [17] 安井健悟・佐野晋平 (2009) 「教育が賃金にもたらす因果的な効果について-手法のサーヴェイと新たな推定」『日本労働研究雑誌』No.558, pp.16-33.
- [18] 山口満(2000)「学習指導要領にみる高校像の変化」山口満 編著『高等学校学習指導要領「総則」総集編』学事出版, pp.6-17.
- [19] Angrist, Joshua and Victor Lavy. 1999. “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement”, *The Quarterly Journal of Economics* 114, no.2: 533-575.
- [20] Altonji, Joseph G. 1995. “The Effects of High School Curriculum on Education and Labor Market Outcomes.” *Journal of Human Resources* 30, no. 3: 409-438.
- [21] Berkhout, Ernest, Peter Berkhout, and Dinand Webbink. 2011. “The Effects of a Dutch High School Curriculum Reform on Performance in and after Higher Education.” *De Economist* 159, no. 1: 41-61.
- [22] DiNardo, John and David S. Lee. 2011. “Program Evaluation and Research Designs.” In *Handbook of Labor Economics* Vol. 4a, 463-536, Amsterdam: North Holland.
- [23] Grenet, Julien. 2011. “Is it Enough to Increase Compulsory Education to Raise Earnings? Evidence from French and British Compulsory Schooling Laws”, *Scandinavian Journal of*

Economics, forthcoming.

- [24] Imbens, Guido W., and Thomas Lemieux. 2008. "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice." *Journal of Econometrics* 142, no. 2: 615-635.
- [25] Lee, David S., and David Card. 2008. "Regression Discontinuity Inference with Specification Error." *Journal of Econometrics*, no.142: 655-674.
- [26] Lee, David S., and Thomas Lemieux. 2010. "Regression Discontinuity Designs in Economics." *Journal of Economic Literature* 48, no. 2: 281-355.
- [27] Levine, Phillip B., and David J. Zimmerman. 1995. "The Benefit of Additional High-School Math and Science Classes for Young Men and Women." *Journal of Business and Economic Statistics* 13, no. 2(April 1995): 137-149.
- [28] Rose, Heather, and Julian R. Betts. 2004. "The Effect of High School Courses on Earnings." *Review of Economics and Statistics* 86, no. 2: 497-513.
- [29] Rumberger, Russell W., and Thomas N. Daymont. 1984. "The Economic Value of Academic and Vocational Training Acquired in High School." In *Youth and the Labor Market: Analyses of the National Longitudinal Survey*, 157-191. Kalamazoo, Mich.: W. E. Upjohn Institute for Employment Research.
- [30] Thistlethwaite, Donald L., and Donald T. Campbell. 1960. "Regression-discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment." *Journal of Educational Psychology* 51, no. 6: 309-317.

図表

表 1. 学習指導要領の変遷

分析対象	論文内での呼称	実施年度	告示年度	対象となる 生まれ年度	卒業までに 履修する 総単位数
	1951年版指導要領	1951	1951	1935～1939	85
	1956年版指導要領	1956	1955	1940～1946	85
✓	1963年版指導要領	1963	1960	1947～1956	85
✓	1973年版指導要領	1973	1970	1957～1965	85
✓	1982年版指導要領	1982	1978	1966～1977	80
✓	1994年版指導要領	1994	1988	1978～1986	80
	2003年版指導要領	2003	1998	1987～1995	74

注: 学習指導要領に関する情報は学習指導要領データベース作成委員会(国立教育政策研究所内)が作成した学習指導要領データベースから得た(<http://www.nier.go.jp/guideline/>; 参照 2012-06-01)。対象となる生まれ年度とは、義務教育(9年間)終了後、直ちに高等学校へ入学した場合に当該指導要領の下で学ぶことになる生徒の生まれ年度を示す。

表 2. 記述統計

	Mean	S.D.	Min	Max	N
全体					
男性					
時間当たり実質賃金率の対数値	7.41	0.58	4.25	10.77	375353
時間当たり実質賃金率(単位:円)	1967.11	1324.28	69.90	47776.53	375353
教育年数	13.15	2.19	9.00	16.00	389400
大卒以上ダミー	0.30	0.46	0.00	1.00	389400
生まれ年度	1964.36	10.63	1947.00	1986.00	389400
年齢	40.21	10.67	15.58	59.92	389400
労働市場における潜在的経験年数	21.03	11.07	0.00	45.00	389400
現業継続就業年数	13.43	10.87	0.00	50.00	384977
有配偶者ダミー	0.65	0.48	0.00	1.00	389400
女性					
時間当たり実質賃金率の対数値	6.87	0.58	4.25	10.44	303063
時間当たり実質賃金率(単位:円)	1152.92	847.76	69.90	34122.19	303063
教育年数	12.92	1.74	9.00	16.00	323882
大卒以上ダミー	0.12	0.33	0.00	1.00	323882
生まれ年度	1964.61	10.88	1947.00	1986.00	323882
年齢	40.06	10.93	15.58	59.92	323882
労働市場における潜在的経験年数	21.12	11.50	0.00	45.00	323882
現業継続就業年数	8.12	8.47	0.00	45.00	320780
有配偶者ダミー	0.61	0.49	0.00	1.00	323882
2002年					
男性					
時間当たり実質賃金率の対数値	7.41	0.58	4.27	10.77	183979
時間当たり実質賃金率(単位:円)	1952.68	1266.83	71.63	47493.27	183979
教育年数	13.03	2.23	9.00	16.00	191147
大卒以上ダミー	0.29	0.45	0.00	1.00	191147
生まれ年度	1963.32	10.20	1947.00	1986.00	191147
年齢	38.72	10.20	15.58	55.50	191147
労働市場における潜在的経験年数	19.66	10.59	0.00	40.00	191147
現業継続就業年数	12.67	10.26	0.00	45.00	189483
有配偶者ダミー	0.64	0.48	0.00	1.00	191147
女性					
時間当たり実質賃金率の対数値	6.86	0.59	4.27	10.43	142554
時間当たり実質賃金率(単位:円)	1146.88	837.99	71.63	33919.88	142554
教育年数	12.77	1.76	9.00	16.00	152705
大卒以上ダミー	0.11	0.32	0.00	1.00	152705
生まれ年度	1963.57	10.51	1947.00	1986.00	152705
年齢	38.46	10.50	15.58	55.50	152705
労働市場における潜在的経験年数	19.65	11.10	0.00	40.00	152705
現業継続就業年数	7.50	7.89	0.00	40.00	151689
有配偶者ダミー	0.60	0.49	0.00	1.00	152705

次ページにつづく

	Mean	S.D.	Min	Max	N
2007年					
男性					
時間当たり実質賃金率の対数値	7.42	0.58	4.25	10.77	191374
時間当たり実質賃金率(単位:円)	1980.99	1377.10	69.90	47776.53	191374
教育年数	13.27	2.14	9.00	16.00	198253
大卒以上ダミー	0.31	0.46	0.00	1.00	198253
生まれ年度	1965.37	10.94	1947.00	1986.00	198253
年齢	41.66	10.92	20.58	59.92	198253
労働市場における潜在的経験年数	22.35	11.36	0.00	45.00	198253
現業継続就業年数	14.15	11.39	0.00	50.00	195494
有配偶者ダミー	0.67	0.47	0.00	1.00	198253
女性					
時間当たり実質賃金率の対数値	6.88	0.58	4.25	10.44	160509
時間当たり実質賃金率(単位:円)	1158.29	856.30	69.90	34122.19	160509
教育年数	13.04	1.72	9.00	16.00	171177
大卒以上ダミー	0.13	0.34	0.00	1.00	171177
生まれ年度	1965.54	11.11	1947.00	1986.00	171177
年齢	41.49	11.10	20.58	59.92	171177
労働市場における潜在的経験年数	22.42	11.70	0.00	45.00	171177
現業継続就業年数	8.68	8.92	0.00	45.00	169091
有配偶者ダミー	0.63	0.48	0.00	1.00	171177

注: データは2002年、2007年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に集計したものであり、本体集計との整合性があるとは限らない。また、就業構造基本調査は標本調査であることから、特に標本数の少ない集計区分では標準誤差に留意が必要である。

表 3. OLS、Linear Splines Regression、Cubic Splines Regression による指導要領の効果の推計

Panel A. 男性

	OLS				Linear Splines				Cubic Splines			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
高等学校指導要領ダミー												
1973年版指導要領 (基準: 1963年版指導要領)	-0.0562*** (0.0050)	-0.0349*** (0.0040)	-0.0571*** (0.0050)	-0.0352*** (0.0040)	-0.0259*** (0.0048)	-0.0018 (0.0040)	-0.0252*** (0.0048)	-0.0015 (0.0039)	-0.0279*** (0.0058)	-0.0069 (0.0045)	-0.0268*** (0.0058)	-0.0065 (0.0045)
1982年版指導要領 (基準: 1973年版指導要領)	-0.0166*** (0.0046)	0.0024 (0.0035)	-0.0155*** (0.0046)	0.0029 (0.0036)	-0.0157*** (0.0047)	-0.0057 (0.0035)	-0.0150*** (0.0047)	-0.0054 (0.0035)	-0.0039 (0.0049)	0.0019 (0.0037)	-0.0044 (0.0049)	0.0017 (0.0037)
1994年版指導要領 (基準: 1982年版指導要領)	0.0483*** (0.0057)	0.0427*** (0.0045)	0.0473*** (0.0057)	0.0422*** (0.0045)	0.0040 (0.0052)	0.0076* (0.0042)	0.0017 (0.0051)	0.0066 (0.0042)	-0.0098 (0.0067)	-0.0049 (0.0057)	-0.0080 (0.0064)	-0.0041 (0.0056)
教育年数												
連続量	0.0803*** (0.0007)	0.0370*** (0.0005)	-	-	0.0684*** (0.0032)	0.0314*** (0.0025)	-	-	0.0682*** (0.0030)	0.0312*** (0.0023)	-	-
基準: 高等学校卒業												
専門学校・短大・ 高専卒ダミー	-	-	0.0722*** (0.0027)	0.0342*** (0.0022)	-	-	0.0493*** (0.0065)	0.0230*** (0.0053)	-	-	0.0489*** (0.0062)	0.0226*** (0.0050)
大学・大学院卒ダミー	-	-	0.3253*** (0.0028)	0.1508*** (0.0022)	-	-	0.2811*** (0.0127)	0.1299*** (0.0098)	-	-	0.2805*** (0.0121)	0.1291*** (0.0092)
経験年数	0.0505*** (0.0007)	0.0362*** (0.0005)	0.0501*** (0.0007)	0.0360*** (0.0005)	0.0438*** (0.0031)	0.0368*** (0.0024)	0.0445*** (0.0031)	0.0370*** (0.0024)	0.0437*** (0.0033)	0.0367*** (0.0026)	0.0444*** (0.0033)	0.0369*** (0.0026)
経験年数の2乗/100	-0.0722*** (0.0015)	-0.0626*** (0.0010)	-0.0720*** (0.0015)	-0.0625*** (0.0010)	-0.0861*** (0.0020)	-0.0784*** (0.0012)	-0.0865*** (0.0020)	-0.0786*** (0.0012)	-0.0853*** (0.0020)	-0.0776*** (0.0012)	-0.0858*** (0.0020)	-0.0778*** (0.0012)
自由度修正済み決定係数	0.3621	0.5849	0.3648	0.5854	0.3629	0.5856	0.3657	0.5861	0.3628	0.5855	0.3656	0.5861
サンプル数	341626	334500	341626	334500	341626	334500	341626	334500	341626	334500	341626	334500
職業変数		yes		yes		yes		yes		yes		yes

次ページにつづく

Panel B. 女性

	OLS				Linear Splines				Cubic Splines			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
高等学校指導要領ダミー												
1973年版指導要領 (基準: 1963年版指導要領)	-0.0616*** (0.0077)	-0.0219*** (0.0050)	-0.0623*** (0.0078)	-0.0238*** (0.0051)	-0.0189*** (0.0058)	-0.0082* (0.0046)	-0.0184*** (0.0058)	-0.0074 (0.0046)	-0.0041 (0.0067)	-0.0051 (0.0054)	-0.0036 (0.0067)	-0.0043 (0.0054)
1982年版指導要領 (基準: 1973年版指導要領)	0.0611*** (0.0070)	0.0363*** (0.0049)	0.0610*** (0.0070)	0.0361*** (0.0049)	0.0265*** (0.0065)	0.0111** (0.0050)	0.0265*** (0.0065)	0.0112** (0.0050)	0.0106 (0.0071)	0.0013 (0.0056)	0.0103 (0.0071)	0.0008 (0.0056)
1994年版指導要領 (基準: 1982年版指導要領)	-0.0013 (0.0054)	-0.0073 (0.0048)	-0.0005 (0.0054)	-0.0056 (0.0048)	-0.0231*** (0.0053)	-0.0111** (0.0052)	-0.0234*** (0.0053)	-0.0119** (0.0053)	-0.0064 (0.0065)	-0.0014 (0.0067)	-0.0049 (0.0065)	0.0018 (0.0069)
教育年数												
連続量	0.1306*** (0.0016)	0.0440*** (0.0009)	-	-	0.1227*** (0.0040)	0.0427*** (0.0031)	-	-	0.1230*** (0.0039)	0.0428*** (0.0031)	-	-
基準: 高等学校卒業												
専門学校・短大・ 高専卒ダミー	-	-	0.2444*** (0.0031)	0.0480*** (0.0024)	-	-	0.2274*** (0.0079)	0.0455*** (0.0065)	-	-	0.2279*** (0.0077)	0.0456*** (0.0065)
大学・大学院卒ダミー	-	-	0.5330*** (0.0075)	0.2025*** (0.0036)	-	-	0.5029*** (0.0163)	0.1991*** (0.0124)	-	-	0.5044*** (0.0159)	0.1997*** (0.0123)
経験年数	0.0325*** (0.0009)	0.0214*** (0.0007)	0.0328*** (0.0009)	0.0220*** (0.0007)	0.0343*** (0.0037)	0.0243*** (0.0030)	0.0350*** (0.0037)	0.0256*** (0.0031)	0.0340*** (0.0038)	0.0242*** (0.0031)	0.0346*** (0.0038)	0.0255*** (0.0031)
経験年数の2乗/100	-0.0543*** (0.0020)	-0.0430*** (0.0015)	-0.0551*** (0.0020)	-0.0448*** (0.0015)	-0.0789*** (0.0023)	-0.0538*** (0.0018)	-0.0803*** (0.0023)	-0.0568*** (0.0018)	-0.0789*** (0.0023)	-0.0539*** (0.0018)	-0.0802*** (0.0023)	-0.0569*** (0.0018)
自由度修正済み決定係数	0.1139	0.4532	0.1142	0.4547	0.1154	0.4536	0.1157	0.4551	0.1153	0.4536	0.1156	0.4551
サンプル数	282876	275403	282876	275403	282876	275403	282876	275403	282876	275403	282876	275403
職業変数		yes		yes		yes		yes		yes		yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の同一生まれ年月内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に推計したものである。

サンプルは生まれ年度が 1947 年から 1986 年までで、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。

被説明変数は 2010 年の消費者物価指数で実質化した時間当たり賃金の対数値である。

高等学校指導要領ダミーの係数の推計の際には基準となる指導要領を変更した上で回帰分析を行った。例えば、1982 年版指導要領の推計値は、1973 年版指導要領を基準とした指導要領ダミーを作成し、1982 年版指導要領の推計値のみを記載している。

教育年数ダミーの基準は高等学校卒業である。

職業変数には職業分類ダミー、企業規模ダミー、雇用形態ダミー、従業上の地位ダミー、産業分類ダミー、現業継続就業年数が含まれている。

その他の説明変数として、有配偶ダミー、居住地域ダミー、調査年度ダミーを制御した。

表 4. Regression Discontinuity Design による指導要領の効果の推計

cutoff±5年間	男性				女性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領) N	-0.0387*** (0.0065)	-0.0493*** (0.0084)	-0.0429*** (0.0100)	-0.0405*** (0.0108)	0.0064 (0.0068)	0.0006 (0.0087)	0.0219* (0.0126)	0.0075 (0.0151)
	93306				80756			
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領) N	0.0281*** (0.0064)	0.0343*** (0.0091)	0.0251** (0.0116)	0.0321** (0.0144)	0.0077 (0.0099)	0.0179 (0.0147)	0.0340 (0.0218)	0.0470** (0.0226)
	96485				74900			
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領) N	-0.0126** (0.0061)	-0.0081 (0.0088)	-0.0100 (0.0126)	-0.0022 (0.0180)	-0.0155** (0.0070)	0.0004 (0.0103)	-0.0259** (0.0119)	-0.0384*** (0.0133)
	82607				72621			
cutoff±3年間	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領) N	-0.0491*** (0.0076)	-0.0385*** (0.0101)	-0.0434*** (0.0109)	-0.0559*** (0.0150)	0.0110 (0.0079)	0.0086 (0.0110)	0.0121 (0.0160)	-0.0236 (0.0177)
	55974				49192			
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領) N	0.0306*** (0.0077)	0.0272** (0.0122)	0.0343** (0.0135)	0.0545*** (0.0164)	0.0155 (0.0127)	0.0328 (0.0207)	0.0441* (0.0228)	0.0332* (0.0188)
	57172				44527			
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領) N	-0.0137* (0.0076)	-0.0056 (0.0118)	-0.0004 (0.0198)	0.0013 (0.0261)	-0.0060 (0.0084)	-0.0237* (0.0119)	-0.0326** (0.0141)	-0.0268 (0.0166)
	50394				45293			
cutoff±1年間	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領) N	-0.0550*** (0.0095)	-0.0443*** (0.0144)	-0.0186 (0.0173)	-0.0791*** (0.0216)	0.0019 (0.0112)	-0.0140 (0.0151)	-0.0186 (0.0170)	0.0264 (0.0187)
	18236				16124			
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領) N	0.0390*** (0.0118)	0.0438** (0.0162)	0.0199 (0.0257)	0.0325 (0.0331)	0.0402* (0.0207)	0.0304 (0.0231)	0.0287 (0.0319)	0.0428 (0.0342)
	17818				13881			
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領) N	-0.0052 (0.0153)	0.0021 (0.0277)	0.0234 (0.0241)	0.0448* (0.0238)	-0.0283** (0.0131)	-0.0329** (0.0140)	-0.0365* (0.0200)	-0.0333 (0.0337)
	17410				15826			
Order of polynomials	1st	2nd	3rd	4th	1st	2nd	3rd	4th

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の同一生まれ年月内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に推計したものである。

サンプルは最終学歴が中学校卒業である者を除いた、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。

被説明変数は 2010 年の消費者物価指数で実質化した時間当たり賃金の対数値である。

Order of polynomials には、割り当て変数の関数として導入した多項式の次数を示している。

表 5. Regression Discontinuity Design による指導要領の効果の推計

(サンプル: 最終学歴が高校卒業者である者)

cutoff±年間	男性				女性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領) N	-0.0633*** (0.0096)	-0.0840*** (0.0128)	-0.0955*** (0.0151)	-0.0906*** (0.0182)	0.0037 (0.0093)	0.0037 (0.0146)	0.0178 (0.0199)	0.0182 (0.0258)
			50035				47879	
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領) N	0.0208** (0.0085)	0.0521*** (0.0131)	0.0173 (0.0168)	0.0150 (0.0207)	-0.0021 (0.0107)	0.0161 (0.0155)	0.0200 (0.0232)	-0.0023 (0.0226)
			49845				40093	
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領) N	0.0021 (0.0087)	-0.0046 (0.0125)	-0.0277* (0.0160)	-0.0071 (0.0199)	0.0249** (0.0105)	0.0059 (0.0139)	-0.0357** (0.0163)	-0.0550*** (0.0189)
			40487				27130	
cutoff±3年間	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領) N	-0.0809*** (0.0120)	-0.0843*** (0.0157)	-0.1032*** (0.0177)	-0.1154*** (0.0214)	0.0074 (0.0121)	0.0134 (0.0191)	0.0148 (0.0262)	-0.0083 (0.0336)
			29338				28545	
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領) N	0.0366*** (0.0105)	0.0270 (0.0169)	0.0103 (0.0211)	0.0445* (0.0255)	0.0132 (0.0132)	0.0147 (0.0221)	-0.0036 (0.0217)	-0.0002 (0.0185)
			29909				24138	
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領) N	-0.0095 (0.0110)	-0.0150 (0.0151)	-0.0111 (0.0218)	-0.0039 (0.0291)	0.0120 (0.0121)	-0.0312** (0.0152)	-0.0547*** (0.0185)	-0.0382** (0.0186)
			24105				15845	
cutoff±1年間	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領) N	-0.1180*** (0.0166)	-0.0874*** (0.0215)	-0.0814** (0.0367)	-0.2178*** (0.0204)	0.0025 (0.0229)	-0.0051 (0.0307)	0.0551* (0.0320)	0.0811 (0.0576)
			9348				9033	
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領) N	0.0354* (0.0190)	0.0096 (0.0259)	-0.0043 (0.0354)	0.0675* (0.0342)	-0.0045 (0.0196)	-0.0028 (0.0219)	0.0338 (0.0371)	-0.0498 (0.0338)
			9373				7631	
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領) N	-0.0123 (0.0170)	-0.0150 (0.0333)	0.0107 (0.0368)	0.1059*** (0.0285)	-0.0385** (0.0159)	-0.0554*** (0.0197)	-0.0253 (0.0192)	-0.0771*** (0.0168)
			8121				5365	
Order of polynomials	1st	2nd	3rd	4th	1st	2nd	3rd	4th

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の同一生まれ年月内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に推計したものである。

サンプルは最終学歴が高校卒業者であり、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。被説明変数は 2010 年の消費者物価指数で実質化した時間当たり賃金の対数値である。

Order of polynomials には、割り当て変数の関数として導入した多項式の次数を示している。

表 6. その他の説明変数を考慮した Regression Discontinuity Design による指導要領の効果の推計
(サンプル: 最終学歴が高校卒業者である者)

cutoff±5年間	男性				女性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領)	-0.0554*** (0.0171)	-0.0712*** (0.0203)	-0.0708*** (0.0198)	-0.0721*** (0.0205)	0.0264 (0.0172)	0.0206 (0.0220)	0.0217 (0.0227)	0.0252 (0.0268)
N	50035				47879			
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領)	0.0282*** (0.0092)	0.0487** (0.0194)	0.0237 (0.0203)	0.0238 (0.0228)	-0.0099 (0.0122)	0.0011 (0.0256)	0.0021 (0.0273)	-0.0112 (0.0222)
N	49845				40093			
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領)	0.0064 (0.0124)	-0.0219 (0.0153)	-0.0193 (0.0172)	0.0024 (0.0218)	0.0106 (0.0153)	-0.0165 (0.0150)	-0.0319* (0.0177)	-0.0473** (0.0233)
N	40487				27130			

cutoff±3年間	男性				女性			
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領)	-0.0695*** (0.0229)	-0.0615*** (0.0230)	-0.0808*** (0.0229)	-0.0510 (0.0485)	0.0273 (0.0225)	0.0370* (0.0213)	0.0404 (0.0277)	0.0558 (0.0409)
N	29338				28545			
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領)	0.0197 (0.0188)	0.0147 (0.0223)	0.0135 (0.0230)	0.0445 (0.0298)	0.0192 (0.0265)	0.0145 (0.0293)	0.0004 (0.0240)	0.0278 (0.0274)
N	29909				24138			
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領)	-0.0212 (0.0157)	-0.0185 (0.0173)	0.0106 (0.0275)	-0.0027 (0.0407)	-0.0058 (0.0145)	-0.0245 (0.0154)	-0.0305 (0.0232)	-0.0107 (0.0251)
N	24105				15845			

Order of polynomials	1st	2nd	3rd	4th	1st	2nd	3rd	4th

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の同一生まれ年月内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に推計したものである。

サンプルは最終学歴が高校卒業者であり、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。被説明変数は 2010 年の消費者物価指数で実質化した時間当たり賃金の対数値である。

Order of polynomials には、割り当て変数の関数として導入した多項式の次数を示している。

その他の説明変数として各生まれ年度に対応する中学校卒業年度における中学校卒業者数、高校卒業年度における高校卒業生に対する有効求人倍率、潜在的経験年数とその二乗を考慮した。

表 7. Differences-in-Differences による指導要領の効果の分析

Panel A. 男性のサンプル

cutoff±5年間	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領)	-0.0758*** (0.0233)	-0.1046*** (0.0248)	-0.1021*** (0.0246)	-0.0960*** (0.0248)	-0.0363** (0.0176)	-0.0582*** (0.0197)	-0.0462** (0.0212)	-0.0289 (0.0222)
N		59305				58114		
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領)	-0.0044 (0.0241)	0.0266 (0.0315)	0.0045 (0.0283)	0.0041 (0.0301)	0.0071 (0.0220)	0.0284 (0.0281)	0.0213 (0.0269)	0.0268 (0.0272)
N		55372				54178		
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領)	-0.0207 (0.0217)	-0.0324 (0.0218)	-0.0355 (0.0226)	-0.0106 (0.0265)	-0.0332 (0.0213)	-0.0398* (0.0216)	-0.0400* (0.0219)	-0.0226 (0.0248)
N		46061				44914		
cutoff±3年間	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領)	-0.0953*** (0.0292)	-0.0990*** (0.0287)	-0.1005*** (0.0265)	-0.1204*** (0.0311)	-0.0591** (0.0225)	-0.0441* (0.0238)	-0.0395* (0.0234)	-0.0286 (0.0261)
N		34481				33827		
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領)	-0.0564 (0.0405)	-0.0566 (0.0411)	-0.0771* (0.0414)	-0.0296 (0.0566)	-0.0313 (0.0387)	-0.0303 (0.0385)	-0.0335 (0.0390)	-0.0093 (0.0534)
N		33231				32511		
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領)	-0.0163 (0.0286)	-0.0122 (0.0310)	0.0060 (0.0343)	-0.0035 (0.0383)	-0.0191 (0.0298)	-0.0191 (0.0302)	-0.0050 (0.0329)	-0.0156 (0.0344)
N		27387				26714		
職業変数					yes	yes	yes	yes
Order of polynomials	1st	2nd	3rd	4th	1st	2nd	3rd	4th

次ページにつづく

Panel B. 女性のサンプル

cutoff±5年間	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領)	-0.0150 (0.0247)	-0.0194 (0.0274)	-0.0066 (0.0284)	-0.0023 (0.0313)	-0.0034 (0.0171)	-0.0167 (0.0196)	-0.0160 (0.0209)	-0.0089 (0.0237)
N		53861				52641		
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領)	-0.0165 (0.0385)	-0.0109 (0.0470)	-0.0120 (0.0475)	-0.0168 (0.0467)	-0.0413 (0.0397)	-0.0254 (0.0453)	-0.0287 (0.0458)	-0.0335 (0.0458)
N		42548				41461		
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領)	-0.0503 (0.0360)	-0.0676* (0.0354)	-0.0715** (0.0337)	-0.0868*** (0.0317)	-0.0781** (0.0355)	-0.0936*** (0.0356)	-0.0960*** (0.0346)	-0.1126*** (0.0343)
N		29323				28426		
cutoff±3年間	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
1973年版指導要領 (基準:1963年版指導要領)	-0.0217 (0.0306)	-0.0177 (0.0314)	-0.0106 (0.0331)	-0.0282 (0.0415)	-0.0170 (0.0219)	-0.0225 (0.0219)	-0.0269 (0.0241)	-0.0378 (0.0272)
N		31838				31124		
1982年版指導要領 (基準:1973年版指導要領)	-0.0179 (0.0729)	-0.0186 (0.0747)	-0.0662 (0.0773)	-0.0641 (0.0883)	-0.0595 (0.0709)	-0.0606 (0.0736)	-0.0994 (0.0758)	-0.0725 (0.0882)
N		25551				24882		
1994年版指導要領 (基準:1982年版指導要領)	-0.0902* (0.0480)	-0.1107** (0.0454)	-0.1060** (0.0459)	-0.0870* (0.0475)	-0.1202** (0.0538)	-0.1404** (0.0531)	-0.1424*** (0.0535)	-0.1360** (0.0572)
N		17050				16518		
職業変数	1st	2nd	3rd	4th	yes 1st	yes 2nd	yes 3rd	yes 4th

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の同一生まれ年月内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に推計したものである。

サンプルは最終学歴が高校卒業者もしくは中学校卒業者であり、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。

表中の係数は高等学校卒業ダミーと表に示された指導要領ダミーとの交差項の係数である。

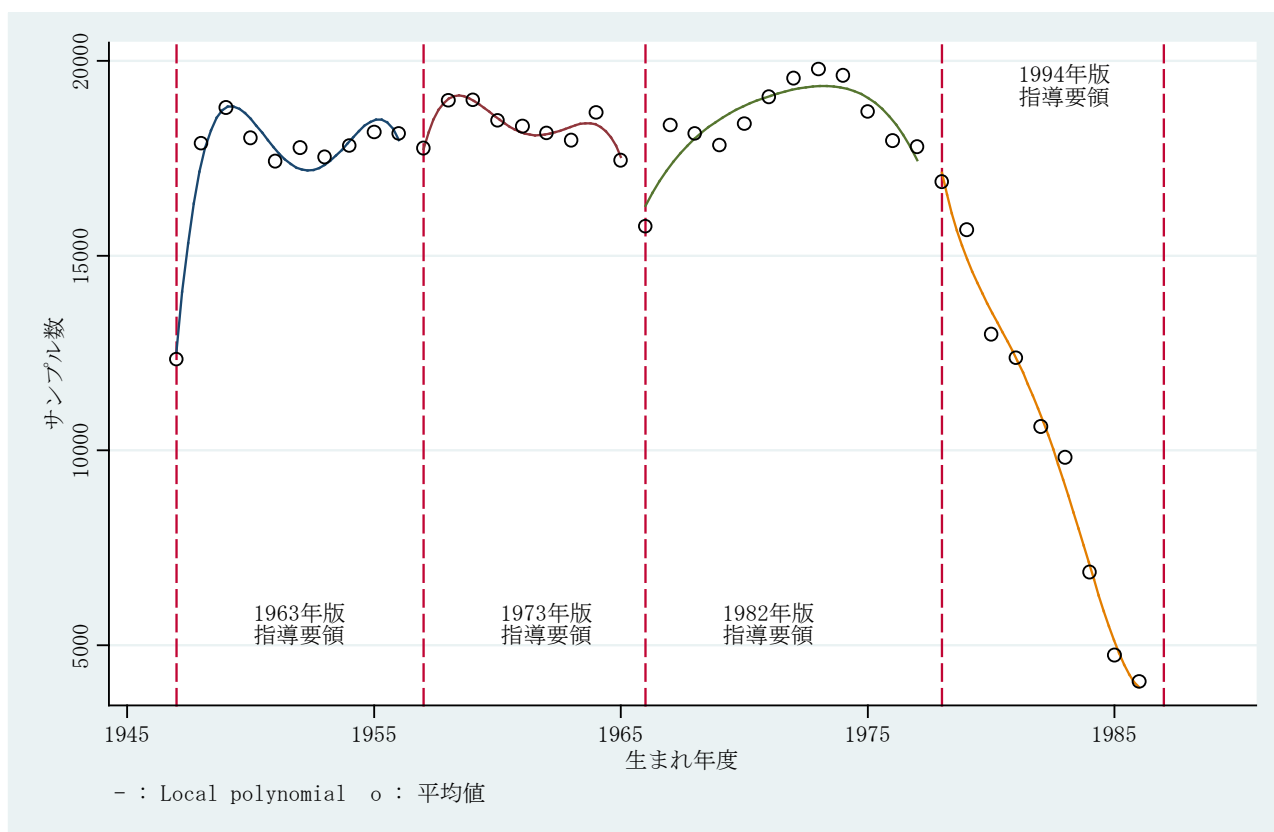
被説明変数は 2010 年の消費者物価指数で実質化した時間当たり賃金の対数値である。

Order of polynomials には、割り当て変数の関数として導入した多項式の次数を示している。

職業変数には職業分類ダミー、企業規模ダミー、雇用形態ダミー、従業上の地位ダミー、産業分類ダミー、現業継続就業年数が含まれている。

その他の説明変数として、高等学校卒業ダミー、指導要領ダミー、潜在的経験年数とその二乗、有配偶ダミー、居住地域ダミー、調査年度ダミー、各生まれ年度に対応する中学校卒業年度における中学校卒業者数、高校卒業年度における高校卒業生に対する有効求人倍率を制御した。

図 1. 生まれ年度ごとに見たサンプル数(最終学歴が高校卒以上である者)



注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に集計したものであり、本体集計との整合性があるとは限らない。
 サンプルは生まれ年度が 1947 年から 1986 年までで、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。

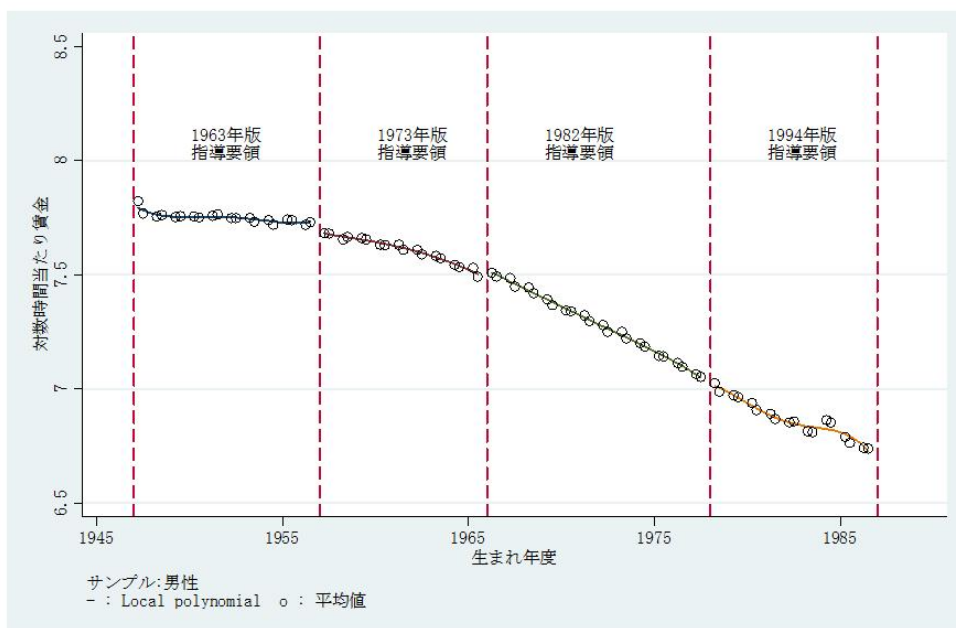
曲線は Stata12 の lpoly を用いて 4 次の多項式によって近似した曲線である。

図中のマーカーは生まれ年度ごとにサンプル数を数えた結果である。

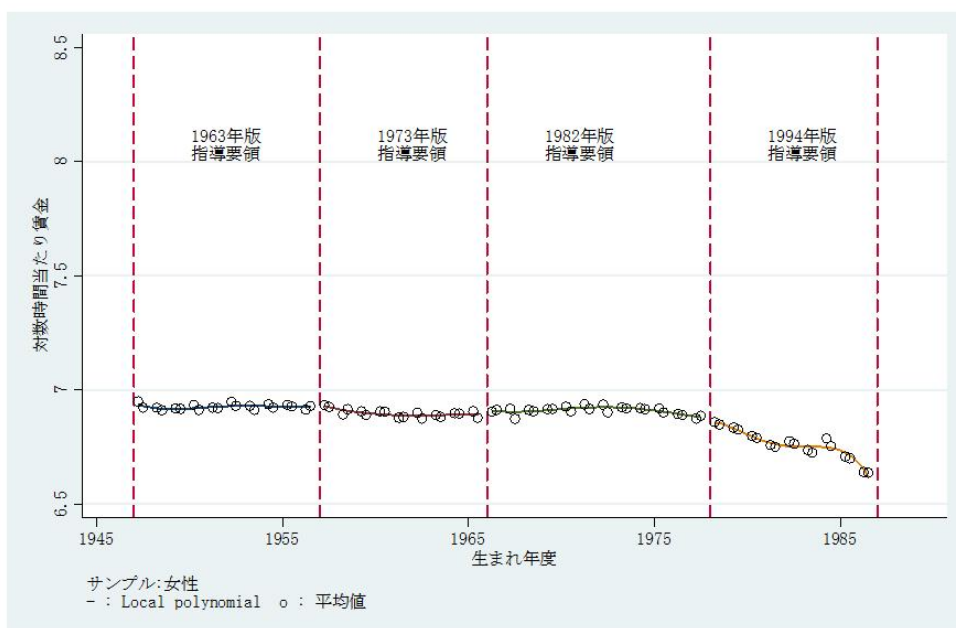
垂直な点線は義務教育(9年間)終了後、直ちに高等学校へ入学した場合に、影響を受けるであろう指導要領の改訂年度から 16 を引くことで求めた。

図 2 生まれ年度と賃金の関係(最終学歴が高校卒以上である者)

Panel A. 男性



Panel B. 女性



注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に集計したものであり、本体集計との整合性があるとは限らない。

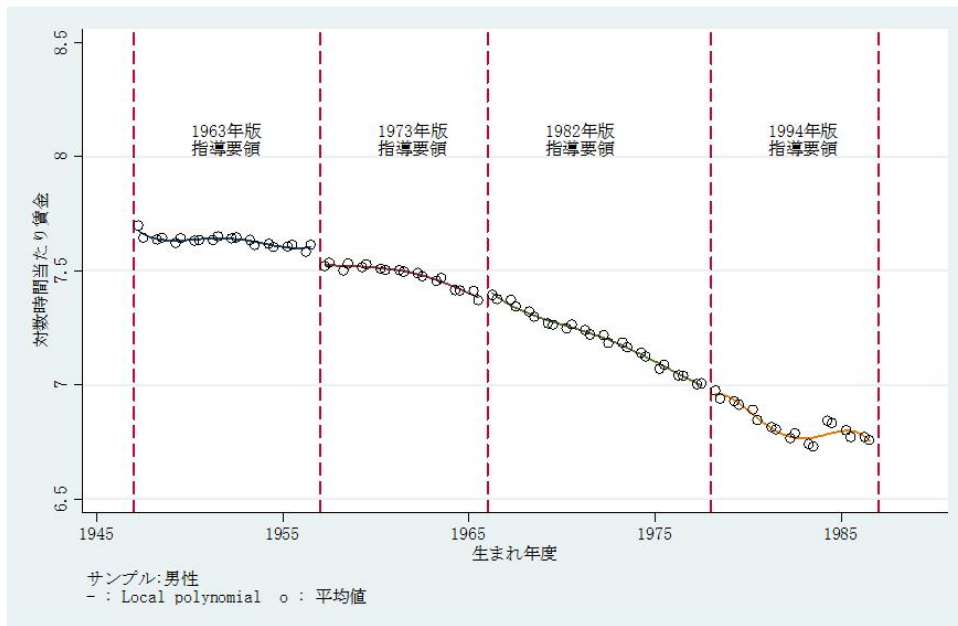
サンプルは生まれ年度が 1947 年から 1986 年までで、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。

曲線は Stata12 の lpoly を用いて 4 次の多項式によって近似した曲線である。

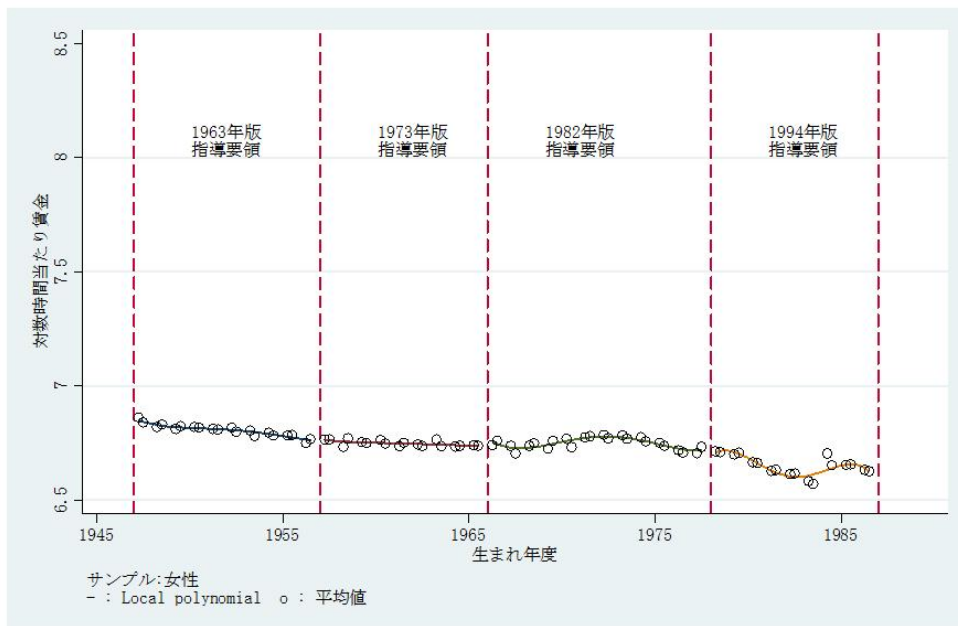
図中のマーカーは生まれ年度を前半と後半に分けて、それぞれ対数時間当たり賃金の平均値を計算した結果である。垂直な点線は義務教育(9年間)終了後、直ちに高等学校へ入学した場合に、影響を受けるであろう指導要領の改訂年度から 16 を引くことで求めた。

図 3. 生まれ年度と賃金の関係(最終学歴が高校卒である者)

Panel A. 男性



Panel B. 女性



注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に集計したものであり、本体集計との整合性があるとは限らない。
 サンプルは生まれ年度が 1947 年から 1986 年までで、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。
 曲線は Stata12 の lpoly を用いて 4 次の多項式によって近似した曲線である。
 図中のマーカーは生まれ年度を前半と後半に分けて、それぞれ対数時間当たり賃金の平均値を計算した結果である。垂直な点線は義務教育(9年間)終了後、直ちに高等学校へ入学した場合に、影響を受けるであろう指導要領の改訂年度から 16 を引くことで求めた。

付表

表 A1. ミンサー型賃金関数の推計(就業構造基本調査)

	男性				女性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
教育年数								
連続量	0.0867*** (0.0006)	0.0363*** (0.0004)	-	-	0.1127*** (0.0012)	0.0354*** (0.0008)	-	-
基準: 高等学校卒業								
中学校卒ダミー	-	-	-0.3263*** (0.0038)	-0.1124*** (0.0028)	-	-	-0.1889*** (0.0041)	-0.0499*** (0.0038)
専門学校・短大・ 高専卒ダミー	-	-	0.0718*** (0.0026)	0.0322*** (0.0022)	-	-	0.2436*** (0.0029)	0.0471*** (0.0024)
大学・大学院卒ダミー	-	-	0.3286*** (0.0024)	0.1483*** (0.0019)	-	-	0.5298*** (0.0074)	0.2005*** (0.0036)
経験年数	0.0473*** (0.0005)	0.0326*** (0.0003)	0.0460*** (0.0005)	0.0324*** (0.0003)	0.0235*** (0.0006)	0.0180*** (0.0004)	0.0264*** (0.0005)	0.0194*** (0.0004)
経験年数の2乗/100	-0.0617*** (0.0010)	-0.0538*** (0.0007)	-0.0592*** (0.0010)	-0.0536*** (0.0007)	-0.0336*** (0.0014)	-0.0356*** (0.0010)	-0.0409*** (0.0013)	-0.0396*** (0.0010)
自由度修正済み決定係数	0.3624	0.5771	0.3658	0.5776	0.1171	0.4446	0.1219	0.4467
サンプル数	375353	367326	375353	367326	303063	295038	303063	295038
職業変数		yes		yes		yes		yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の同一生まれ年月内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に集計したものである。

サンプルの生まれ年度は 1947 年から 1986 年までで、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。

被説明変数は 2010 年の消費者物価指数で実質化した時間当たり賃金の対数値である。

教育年数ダミーの基準は高等学校卒業である。

職業変数には職業分類ダミー、企業規模ダミー、雇用形態ダミー、従業上の地位ダミー、産業分類ダミー、現業継続就業年数が含まれている。

その他の説明変数として、有配偶ダミー、居住地域ダミー、調査年度ダミーを制御した。

表 A2. ミンサー型賃金関数の推計(全国家族調査)

	男性				女性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
教育年数								
連続量	0.0722*** (0.0041)	0.0292*** (0.0041)	-	-	0.1163*** (0.0061)	0.0517*** (0.0059)	-	-
基準: 高等学校卒業								
中学校卒ダミー	-	-	-0.2979*** (0.0353)	-0.1211*** (0.0307)	-	-	-0.2606*** (0.0415)	-0.1374*** (0.0374)
専門学校・短大・ 高専卒ダミー	-	-	0.0178 (0.0245)	0.0074 (0.0227)	-	-	0.2029*** (0.0201)	0.0743*** (0.0198)
大学・大学院卒ダミー	-	-	0.2710*** (0.0187)	0.1099*** (0.0183)	-	-	0.5514*** (0.0345)	0.2476*** (0.0259)
経験年数	0.0455*** (0.0044)	0.0435*** (0.0037)	0.0433*** (0.0045)	0.0426*** (0.0037)	-0.0022 (0.0065)	0.0047 (0.0049)	0.0021 (0.0068)	0.0064 (0.0048)
経験年数の2乗/100	-0.0679*** (0.0087)	-0.0654*** (0.0074)	-0.0633*** (0.0091)	-0.0636*** (0.0075)	0.0197 (0.0129)	0.0086 (0.0097)	0.0101 (0.0134)	0.0047 (0.0097)
自由度修正済み決定係数	0.1955	0.4132	0.2011	0.4139	0.1058	0.3891	0.1083	0.3897
サンプル数	4463	4416	4463	4416	3619	3565	3619	3565
職業変数		yes		yes		yes		yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の同一生まれ年月内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: データは全国家族調査(NFRJ1998、2003、2008)である。

サンプルの生まれ年度は 1947 年から 1980 年までで、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。

被説明変数は 2010 年の消費者物価指数で実質化した時間当たり賃金の対数値である。

教育年数ダミーの基準は高等学校卒業である。

職業変数には職業分類ダミー(専門・技術系の職業; 管理的職業; 事務・営業系の職業(基準); 販売・サービス系の職業; 技能、労務、作業系の職業; 農林漁業職; その他)、企業規模ダミー(1~9 人(基準)、10~99 人、100~299 人、300~499 人、500~999 人、1000 人以上、官公庁)、雇用形態ダミー(経営者、役員; 常時雇用されている一般従業者(基準); 臨時雇い・パート・アルバイト; 派遣社員; 自営業主、自由業者; 自営業の家族従業者; 内職)が含まれている。

その他の説明変数として、有配偶ダミー、居住地域ダミー、調査年度ダミーを制御した。

表 A3. ダミー変数の説明

変数名	reference	カテゴリー
職業分類	事務従事者	専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者、サービス職業従事者、保安職業従事者、農林漁業作業者、運輸・通信従事者、技能工/採掘・製造・建設作業及び労務従事者
企業規模	1~4人	1~4人、5~9人、10~19人、20~29人、30~49人、50~99人、100~299人、300~499人、500~999人、1000人以上、官公庁
雇用形態	正規の職員・従業員	正規の職員・従業員、パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、その他
従業上の地位	常雇	常雇、臨時雇、日雇
産業分類	卸売・小売業	農業、林業、漁業、鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店・宿泊業、医療・福祉、教育・学習支援業、複合サービス業、サービス業（他に分類されないもの）、公務（他に分類されないもの）
都道府県	北海道	北海道、東北、南関東、北関東・甲信、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州・沖縄

注: 2007年調査票における「生産工程・労務作業者」も「技能工/採掘・製造・建設作業及び労務従事者」と同じカテゴリーとした。

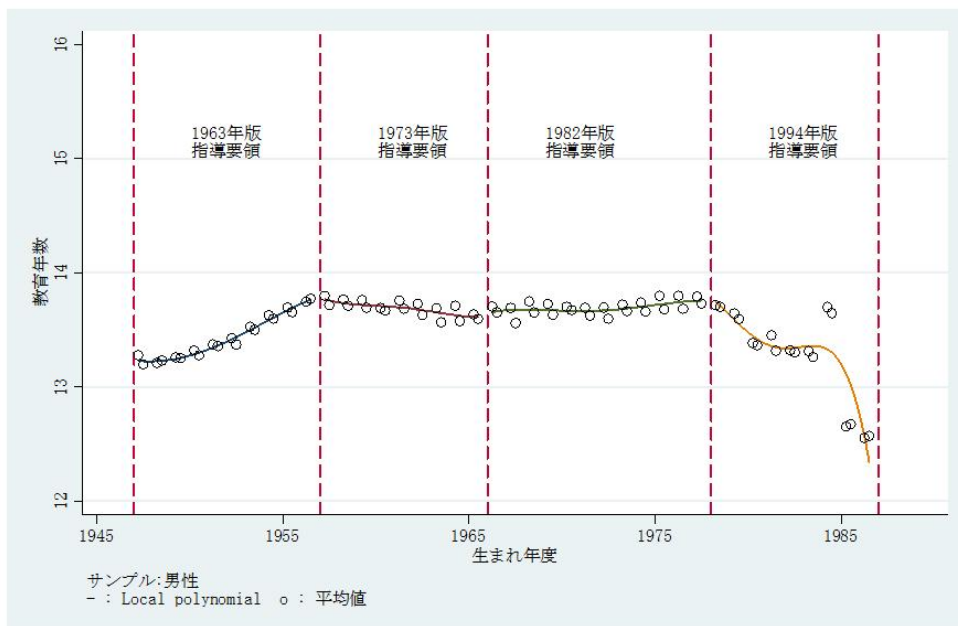
表 A4. 生まれ年度と各学年の在学年度の対応表

生まれ年度	小学校 1年生	小学校 2年生	小学校 3年生	小学校 4年生	小学校 5年生	小学校 6年生	中学校 1年生	中学校 2年生	中学校 3年生	高校 1年生	高校 2年生	高校 3年生
1947	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965
1948	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966
1949	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
1950	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
1951	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969
1952	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
1953	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971
1954	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972
1955	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
1956	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
1957	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
1958	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
1959	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
1960	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
1961	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
1962	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
1963	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
1964	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
1965	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
1966	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
1967	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
1968	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
1969	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
1970	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
1971	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
1972	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
1973	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
1974	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1975	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
1976	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
1977	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
1978	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
1979	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1980	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
1981	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
1982	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
1983	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
1984	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1985	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
1986	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004

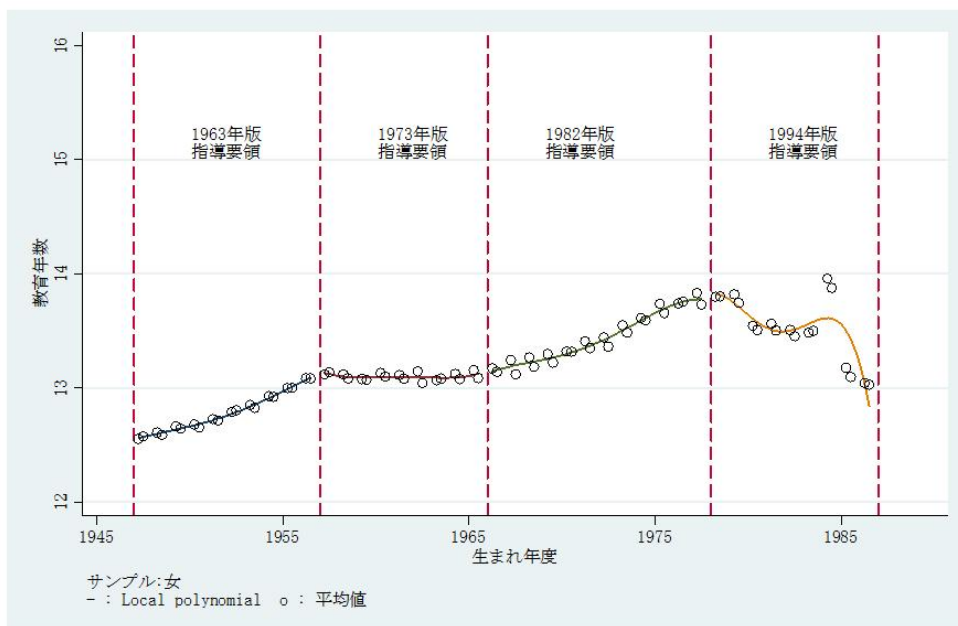
注: 第1列に生まれ年度を、それ以外の列に各学年への進級、進学時の年度を示している。
 また、表を縦に見たときの色分けは同じ学年であっても使用された指導要領が異なることを示しており、横に見たときの色分けは各生まれ年度の者がどの学年で指導要領の変化を経験しているかを示している。
 また、各色によって区切られている部分は高校の指導要領改訂と同じ時期に改訂が行われた小学校及び中学校の指導要領をひとまとまりとして示している。

図 A1. 生まれ年度と教育年数の関係(最終学歴が高校卒以上である者)

Panel A. 男性

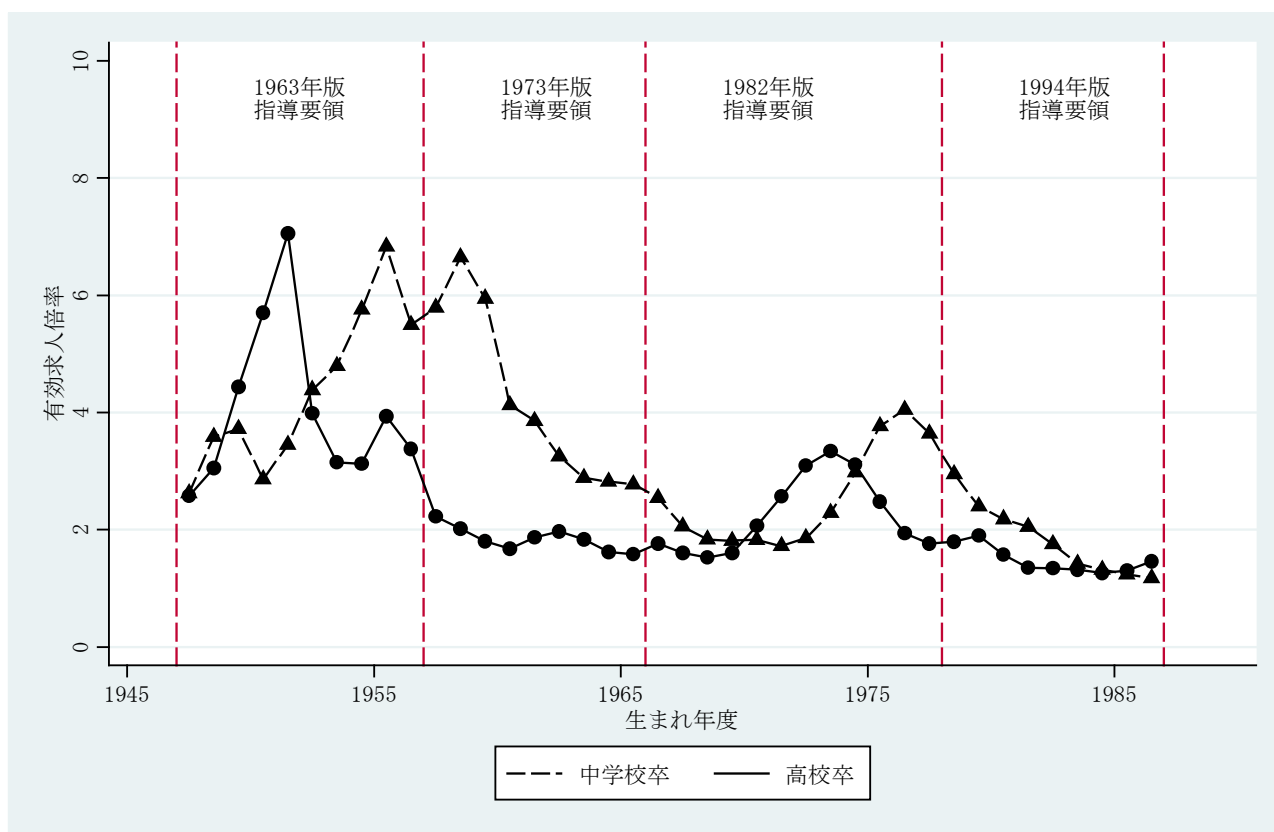


Panel B. 女性



注: データは 2002 年、2007 年の就業構造基本調査の調査票データをもとに独自に集計したものであり、本体集計との整合性があるとは限らない。
 サンプルは生まれ年度が 1947 年から 1986 年までで、調査時点における年齢が 60 歳未満である有業者である。曲線は Stata12 の lpoly を用いて 4 次の多項式によって近似した曲線である。
 図中のマーカーは生まれ年度を前半と後半に分けて、それぞれで教育年数の平均値を計算した結果である。教育年数には最終学歴が高校卒、専門学校・短大卒、大学・大学院卒である場合にそれぞれ 12 年、14 年、16 年を割り当てた。垂直な点線は義務教育(9 年間)終了後、直ちに高等学校へ入学した場合に、影響を受けるであろう指導要領の改訂年度から 16 を引くことで求めた。

図 A2. 生まれ年度と有効求人倍率の関係



注: データは労働統計年報の各年版である。1971年調査より求人数の把握方法が変更されたため、中学校卒においては1955年度生まれの求人数、高校卒においては1952年度の求人数からその変更の影響を受けている。垂直な点線は義務教育(9年間)終了後、直ちに高等学校へ入学した場合に、影響を受けるであろう指導要領の改訂年度から16を引くことで求めた。

第2部

教育政策の評価

—学校選択制、学級規模が学力に与える効果について—

第3章

学校選択制が学力に与える影響の実証分析

—東京都学力調査を用いた分析—

【要旨】

本研究は公立中学校における学校選択制が地域内学力に与える影響を計量経済学的手法を用いて明らかにした。学校選択制度とは教育委員会が就学する学校を一方的に決めてきた従来の制度を改め、就学校を自由に選択する権利を保護者に与えるという制度である。また、学校選択制度は学校間競争を喚起し、教育活動の効率性を変化させることで学力に影響を与えることが理論的に予測されている制度でもある。本研究では東京都の学力データから市町村単位の4年分のパネルデータを作成し分析に用いた。学校選択制の学力への効果を推定する際には、学校選択制と観察されない要因とが相関する内生性の問題を考慮し、DID法、操作変数法などを用いて推定を行なった。推定の結果、学校選択制以外の学力に影響を与える要因を一定に保った上でも学校選択制導入は地域の平均正答率を統計的に有意に上昇させないという結果を得た。

1. はじめに

日本の学力は世界最高水準であるという言説はもはや昔のこととなった。PISA の 2006 年調査の結果によれば日本の順位は調査参加 57 カ国中読解力で 15 位、数学的リテラシーで 10 位という結果であり、その順位を 2003 年より軒並み下げている。この状況を受けて、文部科学省は学校評価制度や教員免許更新制度導入などの教育の質を向上させる義務教育改革を実施してきた。さらに、2009 年度には授業時間を増やした新学習指導要領の一部実施も開始した。

学力低下が言われる中、文部科学省が進めている義務教育改革の一つに公立中学校選択制度(以下、学校選択制)がある。文部科学省(2006a)によれば学校選択制とはあらかじめ保護者の意見を聞いた上で市町村教育委員会が就学校を指定する制度であり、市町村教育委員会が一方的に就学校を指定してきた今までの制度を変更するものである。

学校選択制導入の決定は各市町村教育委員会に委ねられている。2004 年時点で学校選択制を実施している自治体は全国で 11.1%、また実施検討中の自治体は 9.5%存在する。さらに、経済財政諮問会議の答申を受けての閣議決定では「学校選択制について、地域の実情に応じた導入を促進し、全国的な普及を図る」ことが確認されているので今後も制度を導入する自治体は増える可能性がある¹。

学校選択制は規制緩和による教育改革の一環として進められてきた。文部省(当時)は 1996 年の「規制緩和の推進に関する意見(第 2 次)」の提言を受けて通学区域制度の弾力的運用に関する通知を各市町村教育委員会に出した。その後も文部科学省は規制緩和に関する政府の提言に従って学校選択制を推進してきた²。

¹ 答申は経済財政諮問会議(2005)である。

² 藤田(2005)は、学校選択制とは「1980 年代の臨教審が『教育の自由化』を論じたことに始まる改革であり、行政改革委員会の「規制緩和の推進に関する意見(第 2 次)」や閣議決定「規制改革推進三ヵ年計画(改定)」を受けて導入された構造改革の一環であると指摘している。

また、学校選択制が導入されるようになった背景には次のような国民意識の変化を指摘するものがある。山岸(2001)は国民の間に教育をサービス・商品とみなす意識が存在することを指摘し、それが制度導入を容易にしていると述べている。加えて、藤田(2005)は「荒れる学校」に対する不安や価値観・生活スタイルの多様化を背景にした画一的な教育への不満の高まりを指摘し、それが学校選択の自由化を求める方向につながっていると述べている。

学校選択制には単に生徒の学校選択の自由を拡大するだけでなく学力を向上させる効果が期待されている。この期待は学校間での生徒獲得競争が教育の質を高め、その結果として教育達成が改善されるという想定の上での期待である。このような主張は規制改革・民間開放推進会議(2005)や経済学者に多く見られる³。

その一方で、学校選択制の学力に与える影響に対しては次のような懸念も表明されている。藤田(2005)は学校選択制が教師を多忙にし、本来の教育業務にかけられる時間が低下するという問題を指摘している。さらに、学校選択の結果、ある学校に低学力層の生徒が集中した場合には、学校選択制は教師の教育に対する取り組みにネガティブな影響を及ぼし、教師のモラルハザードを引き起こすという問題にも言及している。

また、学校選択制導入によって生じる変化が社会全体の教育達成を上昇させるかどうかを決定するとの主張もある。赤林(2007)は学校選択制が起こす理論的影響として次の三点を挙げている。第一に子どもの特性にあった学校を選ぶことで生じる生徒と学校のマッチングの変化である。第二にできの良い生徒が他の生徒に良い影響を与えるというピアグループ効果としての生徒間の外部効果の変化である。第三に学校間競争の高まりによる学校における教育生産の効率性の変化である。そして、これらの変化の方向と大きさによって社会全体の教育成果が向上するかどうかが決まると述べている。

しかし、日本において学校選択制が教育達成に与える影響を実証分析したものは少

³ 藤田(1997)は学校選択制を競争原理による学校教育改善策であるとして支持するものが経済学者に多いことを指摘している。

なく、その効果は明らかではない。Yoshida, Kogure and Ushijima(2007)は足立区の学校選択制について分析し、制度導入下では区内の学校間でテストの得点差が縮小すること、さらに、足立区の学力改善の度合いは東京都と比較して高いことを示した。ただし、この研究には彼ら自らが指摘するように学校選択制以外の要因を制御していないという問題がある。一方、直接公立中学校選択制度の効果を分析したものではないが、Akabayashi(2006)は全日制普通科高等学校の通学区域の拡大が大学進学率に与える影響を分析し、通学区拡大が公立高校で進学率を高めていること、私立高校では逆に進学率に負の影響を与えていることを示している。

そこで、本研究は学校選択制以外の学力に影響を与える要因を一定に保った上で学校選択制導入が地域内の学力にいかなる因果的効果を持つかを実証的に明らかにする。教育達成の尺度には統一された学力テストの平均正答率を用い、教育の生産関数を定義する。Yoshida et al.(2007)は学校選択制下での学校間得点差の変化を調べたが、本研究では学校選択制が地域の学力をどれだけ変化させたかを確かめることができる。

さらに、本研究では学校選択制は教育生産活動の効率性を変化させる要因であると仮定して分析を進める。これは赤林(2007)が指摘した学校選択制の理論的影響の第3番目に焦点を当てるものである。仮に学校選択制に地域内の平均学力を向上させる効果があるならば、それは学校が生徒を惹きつけるために教育の質を改善した結果生じた成果であると解釈できる。

分析には東京都の学力テストのデータより作成したパネルデータを用いた。文部科学省(2005b)の資料によれば東京都以外にも7つの県が市町村単位で独自の学力テストの結果を公表している⁴。しかし、これらの県では市町村合併の影響で同一の市区町村を経年的に調べるのが不可能であるという問題点がある。東京都は市町村合併による調査対象自治体の変化がなく、同一の科目を2003年度より毎年調査している点でパネ

⁴ 東京都以外の自治体には宮城県、福島県、新潟県、鳥取県、広島県、長崎県、大分県がある。

ルデータ作成には都合が良い。

また東京都を分析対象とする利点はパネルデータを作成可能であるというだけではない。東京都は学校選択制の導入の度合いが制度の効果を比較できる程度にまで進んでいる。東京都内の分析対象自治体 49 市区のうち学校選択制実施自治体の割合は分析対象期間の平均で約 47%である。この結果、制度導入の有無が学力に与える影響を自然実験として捉えることができる。

学校選択制には子どもの教育に熱心な親ほど制度導入に親和的である可能性が予測され、通常の最小自乗法では制度が教育達成に与える効果を過大に推定する可能性がある。そこで、この内生性の問題を解決するために Differences-in-Differences 法(以下、DID 法)と操作変数法とを用いて推定を行なった。しかし、操作変数法には内生性の問題を解決できるという利点があるが、仮定の検証が難しいという欠点も存在するため本研究では DID 法による結果をより重視することになる。

分析の結果、学校選択制が地域内の教育達成へ与える影響は無いことが明らかになった。学校選択制を導入している地域は他の条件を一定にして導入していない地域と比べて平均正答率が 0.061 ポイント高くなるが、この推定値は統計的に有意ではない。また、生徒一人当たり教師数は統計的に有意な正の影響を持つが、生徒一人当たり資本設備費や消費的支出は学力への影響が統計的に有意ではないことが確かめられた。

本章は以下のように構成されている。2 節では Yoshida,Kogure and Ushijima(2007)と Akabayashi(2006)の研究を主に取り挙げ、本研究との相違を明らかにする。3 節では学校行動の理論モデルから教育の生産関数を導きだし、教育のインプットの教育達成への効果を予想する。また 4 節では研究に用いたパネルデータについて説明する。5 節では理論モデルより導いた学校の生産関数から推定式を導出する。6 節において学校選択制導入における内生性の問題とその他の推定上の問題を解決する方法について説明し、7 節では推定結果として学校選択制の効果が無いことを述べる。最後に 8 節では学校選択制

の効果が無い理由について推察し、今後の研究課題について述べる。

2. 先行研究

日本における公立中学校選択制の影響を実証的に分析した研究は多くない。その理由として、学校選択制自体が日本では始まったばかりであることや、小塩・佐野・上野・三野 (2007)が述べているように教育成果に関する情報公開が進んでいないことが考えられる。

数少ない研究の中でも公立中学校選択制が教育達成に与える影響を分析したものとしては Yoshida, Kogure and Ushijima(2007)が挙げられる。彼らは東京都学力テストの結果と足立区独自の学力テストの結果を用いて分析を行なった。そして、学校選択制実施下の足立区で学力テストの点数の学校間の差が縮小していることを得点の学校間分散と学校内分散の比を用いて明らかにした。さらに足立区と東京都全体の平均得点の比をとり、制度導入下では区の学力改善の度合いが東京都全体に比して高まることを示唆した。彼らはこの結果を受けて学校選択制が教師の生産性を高める可能性を指摘した。しかし、彼ら自らが指摘するように学校選択制以外の教育政策も教師の生産性の変化に影響を与えている可能性は排除されていない。

また、Yoshida et al. (2007)は学校選択制が生徒の階層化につながる点も指摘している。専門職や管理職などの職業についている人の割合が高い学区では学校選択制導入後も私立中学校や学力テストの結果が良い公立中学校を選びやすいことを明らかにした。一方、その他の学区に住んでいる場合は公立学校を選択しやすく、選択の場合の基準として学力テストの結果は考慮されないことが示されている。

公立中学校選択制の効果を分析した研究ではないが、学校選択肢の拡大が教育達成に与える影響を調べた研究として Akabayashi(2006)が挙げられる。彼は全国の高校単位

のパネルデータを作成して、通学区域の拡大が大学進学率にいかなる影響を与えているか分析を行なった。この研究では学校選択の度合いを示す尺度と地域内の平均給与所得や平均貯蓄率を説明変数に加えた教育の生産関数を定義している。その結果、学校選択の拡大が公立高校の大学進学率を上昇させること、通学区の拡大自体には教育の質を改善させる効果が小さく、むしろ生徒の努力の高まりによって進学率が上昇していることを示している。

その他の研究としては上野・三野・小塩・佐野(2007)がある⁵。上野他(2007)は小学校で学校選択制が実施されている一つの自治体を取り上げ、その自治体内の小学校のテスト結果と各学校への希望倍率との関係を調べている。学校希望倍率とはある学校の定員に対する希望者の割合のことであるが、学校希望倍率が高い小学校ほど学力テストの得点が高いという結果を単回帰分析で示している。しかし、学校希望倍率以外の要因は制御されておらず、また倍率が高い学校ほど優秀な生徒が集まり学力が高くなる可能性も考慮されていない。

これらの先行研究と比べた本研究の利点は学校選択制以外の教育達成に影響を与える観察される要因をコントロールしている点である。Akabayashi(2006)を除いたYoshida et al.(2007)や上野他(2007)の研究は生徒一人当たり教師数、生徒一人当たり資本設備費などの学校選択制以外の変数が学力に与える効果を制御していない。しかし、本研究は教育の生産関数を用いることで学校選択制以外の要因を考慮し、学校選択制の地域内平均正答率に与える効果を正確に測定できる。

さらに、本研究は教育達成に影響を与える観察されない属性をも考慮した推定方法を採用している。観察されない属性にはある地域に特殊な要因、ある時点に特殊な要因などがあるが、それらと学校選択制などの説明変数の間に相関関係がある場合には推定

⁵ 学校選択制が教育達成に与える影響を調べたものではないが、橋野(2004)は独自のアンケート調査を基にして、学校選択制下における親の学校選択の基準が学校規模や他人の学校選択行動に影響されること、また選択制度を利用してより大規模な学校を選んだ親は入学後の学校行事への参加意識が消極的であることを明らかにしている。

値にバイアスが生じる。しかし、パネルデータを用い、DID法や操作変数法を使った分析の結果はこれらの影響を排除した偏りのない推定値である。

つまり、本研究は学力に影響を与える学校選択制以外の観察される変数と観察されない変数の両方を考慮して学校選択制導入の地域内平均学力への効果をバイアス無く推定することを試みた研究である。

3. 理論モデル

学校選択制が地域内の平均学力に与える効果を実証するにあたり、学校選択制を明示的に含んだ中学校の行動についての理論モデルを考える。ここである地域のある中学校に注目し、その中学校は社会的評価を最大化すべく行動すると仮定する。そのとき中学校は教育を行なうための限界費用と限界的な社会的評価が一致するように生産要素を需要し、教育活動を行なう。学校選択制は学校の教育活動の生産性を変化させる観察される属性に属する。

ここで、中学校の社会的評価最大化行動を以下のように数式で表現する。

$$\text{Max } \Pi = g(y, \alpha, \theta) - wL - rK - pC \quad (3.1)$$

$$\text{s.t. } y = f(L, K, C; \kappa, \varepsilon) \quad (3.2)$$

式内の数式はそれぞれ Π が社会的評価を、 $g(\bullet)$ は社会的評価関数を、 y はある中学校の平均的な学生の正答率を、 L は生徒一人当たり教師数を、 K は生徒一人当たり資本設備を、 C は生徒一人当たり消費財を、 w は実質賃金を、 r は資本のレンタルコストを、 p は消費財価格を、 α は学校の評価を高める観察される属性を、 θ は学校の評価を高める観察されない属性を、 κ は学校の教育活動の生産性を変化させる観察される属性を、 ε は

学校の教育活動の生産性を変化させる観察されない属性をあらわす。

f.o.c.

$$\begin{cases} g'^*MPL = w \\ g'^*MPK = r \\ g'^*MPC = p \end{cases} \quad (3.3)$$

$$\begin{aligned} \therefore L &= L(w, r, p, \alpha, \theta, \kappa, \varepsilon) \\ K &= K(w, r, p, \alpha, \theta, \kappa, \varepsilon) \\ C &= C(w, r, p, \alpha, \theta, \kappa, \varepsilon) \end{aligned} \quad (3.4)$$

$$\therefore y = f(L(\bullet), K(\bullet), C(\bullet); \kappa, \varepsilon) \quad (3.5)$$

式(3.5)は教育の生産関数であり、学校の生産物である中学校の平均的な学生の正答率 y は $L, K, C, \kappa, \varepsilon$ によって決まる。

式(3.5)よりある中学校の平均的な学生の正答率の推定式、つまり教育の生産関数の推定式は

$$y_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 L_{ikt} + \beta_2 K_{ikt} + \beta_3 C_{ikt} + \beta_4 \kappa_{kt} + \varepsilon_{ijkt} + v_{ijkt} \quad (3.6)$$

であり、誤差項をまとめると

$$y_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 L_{ikt} + \beta_2 K_{ikt} + \beta_3 C_{ikt} + \beta_4 \kappa_{kt} + u_{ijkt} \quad (3.7)$$

となる。ただし、推定式内の添え字は i が学校を、 j が教科を、 k が地域を、 t が時間を表す。

ここで、 κ の添え字が k, t であるのは、 κ を学校選択制の導入として捉えるためである。学校選択制は地域、時間に応じて変化し、同地域の学校間では一定である。また、 L, K, C の添え字は学校と地域と時間を表しているが、これは L, K, C が教科ごとに変化しないためである。式(3.7)内の誤差項 u_{ijkt} は式(3.6)の観察されない属性である ε_{ijkt} と誤差項

v_{ijk} とをまとめたものである。

ここで式(3.7)内の係数の符号を予測する。まず学校選択制の導入を表す κ の理論的影響は定義より不明であり、実証分析をもって明らかにする。これは赤林(2007)が指摘するように学校選択制は学校の生産効率の変化、ピアグループ効果や生徒学校間のマッチングの変化を通じて学力に影響を与えるためである。また、生徒一人当たり教師数 L や生徒一人当たり資本設備 K や生徒一人当たり消費財 C の学力に与える理論的影響は正である。

4. データ

本節では研究に使用したパネルデータの特徴を説明する。記述統計は表 1 である。この研究では学力データを東京都の平成 15 年度から平成 18 年度までの「児童・生徒の学力向上を図るための調査」の公表データを用いて作成した⁶。この調査は東京都教育委員会が平成 15 年度より「児童・生徒一人一人の、各教科の目標や内容の実現状況を把握し、それを指導方法の改善に結びつけることで、『確かな学力』の一層の定着に生かすことを目的」として行っているものである⁷。調査対象は都内公立中学校の 2 年生全員である。学力調査では国語・数学・英語・社会・理科の 5 教科をペーパーテスト形式で調査している。

また、学力データは各地域の各教科の平均正答率を表している。この値は地域内の生徒がある教科の全問題のうち何問正解することができたかを示す正答率を地域内で平均したものである。

⁶ 公表データには学校数が 3 校以上、生徒数が 100 人以上という基準を満たした地域の平均正答率のみが掲載されている。また、地域内の得点の標準偏差についての情報は掲載されていない。

⁷ 東京都教育委員会(2004)より抜粋。

学校選択制の実施状況は 2007 年に発表された東京都教育委員会(2007)の資料から調べた。学校選択制の制度導入の変遷は表 2 に示した。2003 年度時点で学校選択制が導入されている市区は 17 箇所である。同じく 2004 年度時点では 24 箇所、2005 年度時点では 26 箇所となっている。

また教育の質を表すデータの作成には次の統計を用いた。教師数の情報は平成 15 年度から平成 18 年度までの公立学校統計調査（学校調査編）を、消費的支出と資本設備費に関するデータは平成 16 年度から平成 19 年度までの地方教育費調査報告書を使用した。

ただし、地方教育費調査は単年度に発生した費用を掲載している点に注意が必要である。この場合、ある年に資本的支出として校舎を建築した場合の費用は当該年度の費用として計上される。そして、次年度以降も新しい校舎から利益を得るにも関わらず、次年度の資本的支出はゼロとなる。この場合、投資額を適切な割引率で原価償却し、それ以降の年度に費用として加えなければ、初年度の費用を過大評価することになる (Levin and McEwan 2001)。しかし、今回の研究ではそのようなデータが入手できなかったため地方教育費調査のデータをそのまま用いている。

以上のデータを用いて市町村単位のパネルデータを作成した。パネルデータのサンプル数は 49 市区の 4 年分の 5 教科のデータであるので 980 サンプルである。

5. 推定式

本節の目的は学校の生産関数、式(3.7)を変形し、市町村単位のパネルデータを用いて実証できる推定式を新たに導出することにある。理論モデルより導かれた式(3.7)の推定には学校ごとのデータが必要となるが、現実に入手することができるデータは市町村ごとのデータである。そこで、この理論と現実のギャップを埋めるために、実際の推定

式は式(3.7)より新たに導出されなければならない。

まず、学校の生産関数は

$$y_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 L_{ikt} + \beta_2 K_{ikt} + \beta_3 C_{ikt} + \beta_4 \kappa_{kt} + u_{ijkt} \quad (3.7)$$

であった。

L, K, C はそれぞれ生徒一人当たり(中学 2 年生一人当たり)の教師数、資本設備、消費財である。ここで第 2 学年の生徒数に注目するのは学力テストの対象が中学 2 年生であるためである。

まず、各学校の中学 2 年生の生徒数(n_{ikt})をかける。この時、左辺は各学校の総得点であり、右辺の説明変数はそれぞれ各学校の教師数、資本設備、消費財を表す。

$$y_{ijkt} * n_{ikt} = \beta_0 * n_{ikt} + \beta_1 L_{ikt} * n_{ikt} + \beta_2 K_{ikt} * n_{ikt} + \beta_3 C_{ikt} * n_{ikt} + \beta_4 \kappa_{kt} * n_{ikt} + u_{ijkt} * n_{ikt} \quad (5.1)$$

次に地域内の学校に関して両辺の和をとることで左辺の被説明変数は地域内の総得点となる。また、右辺の説明変数はそれぞれ地域内教師数、地域内資本設備量、地域内消費財量となる。ただし I_{kt} はある時点における各地域の学校数である。

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{I_{kt}} y_{ijkt} * n_{ikt} &= \beta_0 \sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt} + \beta_1 \sum_{i=1}^{I_{kt}} L_{ikt} * n_{ikt} + \beta_2 \sum_{i=1}^{I_{kt}} K_{ikt} * n_{ikt} + \beta_3 \sum_{i=1}^{I_{kt}} C_{ikt} * n_{ikt} \\ &+ \beta_4 \sum_{i=1}^{I_{kt}} \kappa_{kt} * n_{ikt} + \sum_{i=1}^{I_{kt}} u_{ijkt} * n_{ikt} \end{aligned} \quad (5.2)$$

そして、左辺の被説明変数を地域内の平均正答率とするために両辺を地域内の総生徒数で割る。

$$\begin{aligned}
\frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} y_{ijkt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} &= \beta_0 \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} + \beta_1 \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} L_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} + \beta_2 \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} K_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} + \beta_3 \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} C_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} \\
&+ \beta_4 \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} \kappa_{kt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} + \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} u_{ijkt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}
\end{aligned} \tag{5.3}$$

ここで学校選択制に関する項 $\left(\frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} \kappa_{kt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} \right)$ は変数 κ が地域内の学校、教科に関

しては一定であるため

$$\frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} \kappa_{kt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} = \kappa_{kt} \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} = \kappa_{kt} \tag{5.4}$$

と変形できる。

よって式(5.3)は

$$\begin{aligned}
\frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} y_{ijkt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} &= \beta_0 + \beta_1 \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} L_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} + \beta_2 \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} K_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} + \beta_3 \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} C_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}} \\
&+ \beta_4 \kappa_{kt} + \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} u_{ijkt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}
\end{aligned} \tag{5.5}$$

となる。ここで

$$\bar{y}_{jkt} = \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} y_{ijkt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}, \bar{L}_{kt} = \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} L_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}, \bar{K}_{kt} = \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} K_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}, \bar{C}_{kt} = \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} C_{ikt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}, \bar{u}_{jkt} = \frac{\sum_{i=1}^{I_{kt}} u_{ijkt} * n_{ikt}}{\sum_{i=1}^{I_{kt}} n_{ikt}}$$

とおくと、ある地域の教育の生産関数は

$$\bar{y}_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 \bar{L}_{kt} + \beta_2 \bar{K}_{kt} + \beta_3 \bar{C}_{kt} + \beta_4 \kappa_{kt} + \bar{u}_{jkt} \tag{5.6}$$

と表すことができる。

実証する式は式(5.6)より

$$Y_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 tea_{kt} + \beta_2 cap_{kt} + \beta_3 con_{kt} + \beta_4 schoolchoice_{kt} + U_{jkt} \quad (5.7)$$

となる。

被説明変数である学力テストの平均正答率 Y は式(5.6)の \bar{y}_{jkt} に当たる。式(5.7) 内の説明変数 $schoolchoice$ は学校選択制の導入を表すダミー変数であり、これは式(5.6)の地域の教育の生産性を変化させる変数 κ_{kt} に相当する。また、式(5.7)内の他の説明変数 tea, cap, con はそれぞれ式(5.6)の $\bar{L}_{kt}, \bar{K}_{kt}, \bar{C}_{kt}$ に当たる。最後に U は誤差項であり、式(5.6)の \bar{u}_{jkt} である。

分析に用いる従属変数 Y は東京都内 49 市区の学力テストの教科毎の平均正答率である。

次に独立変数について説明する。最も注目する教育の質を表す変数は $schoolchoice$ である。この変数は t 時点で学校選択制が導入されていたか否かを示すダミー変数であり、調査時点で学校選択が導入されている場合は 1 を、それ以外はゼロを表す。

学校選択制の理論的影響は不明である。赤林(2007)が指摘するように生徒と学校のマッチングの変化、生徒間の外部効果の変化、学校における教育生産の効率性の変化の方向と大きさによって、学校選択制の地域内学力への影響が判明する。また、赤林(2007)は学校選択制に意義があるとすれば、それは、「最低限」地域全体の教育力を向上させるものでなくてはならないとも述べている。

説明変数 tea はある地域の生徒一人当たり教師数である。ここでの教師数とは本務教員と兼務教員の合計である。今回は中学生の学力に与える影響を測定するため、直接生徒を教えることは無いと考えられる校長など管理的立場にある教員は教員の数に含めていない。そして生徒一人当たりの教師数はその値が増加するほど教育の成果は上が

ると予想される。

次に *cap* はある地域の生徒一人当たり資本設備費である。この独立変数には図書購入経費や土地費・建築費などが含まれている。図書購入費は生徒の学力形成に大きく関係があると予想される。また、設備・備品への支出は生徒に良い学習環境を提供するために必要な費用である。そのため *cap* の学力への効果もまた正であることが予想される。

最後に *con* は地域の生徒一人当たりの消費的支出である。この消費的支出の中には教育活動費、管理費などが含まれている。例えば、教育活動費の増加は教師が生徒への教授を行なう際の経費の増加であり、教育の質の改善とみなせる。よって *con* が学力テストの結果に与える効果は正である可能性がある。

6. 識別戦略

この節では実証式(5.7)の推定の際に生じる問題とその解決方法を明らかにする。最初に理論モデルより明らかになる学校選択制以外の変数に関する推定上の問題について、次に学校選択制の係数の推定に関する問題についてその解決方法を説明する。

まず、3節の理論モデルから判明する式(5.7)の推定上の問題は多重共線性の問題である。これは式(3.4)が示したように L, K, C が $w, r, p, \alpha, \theta, \kappa, \varepsilon$ によって決まることに起因し、特に式(5.6)の $\bar{L}_{kt}, \bar{K}_{kt}, \bar{C}_{kt}$ と κ_{kt} との間の相関が疑われる問題である。この問題により本来ならば学力に有意な影響を与えるはずの変数が効果を持たないと判断される可能性がある。そこで多重共線性の問題の存在を確認するために実証式(5.7)内の説明変数 *tea, cap, con* と *schoolchoice* との相関を確認する。表3が示すように各説明変数と学校選択制を表すダミーとの間の相関係数は0.5以下であり、相関関係は強くはないことが確認できた。

次に学校選択制の学力に対する効果の推定に関する問題とその解決法について説

明する。学校選択制導入の有無が地域内の学力に与える影響を通常の最小自乗法で推計した場合、正しく推定されない可能性がある。これは学校選択制の導入と地域の観察されない要因などが相関を持つという内生性のためである。

この問題は実証式(5.7)においては誤差項 U と $schoolchoice$ が相関するケースである。例えば小塩・佐野・上野・三野(2007)は高学歴、高所得の親は学校選択を行なえるよう制度変更を求める傾向があることを示しているが、そのような親は子どもの教育にも熱心である可能性がある。そして、観察されない能力が高く、子の教育に関心を持つ親の存在が学校選択制導入を促すような場合、そのような親の下で育つ子どもの学力は高くなる可能性がある。単なる最小自乗法では学校選択制導入の効果を過大に推定すると予想される⁸。

そこで、この内生性の問題を解決するために2つの方法を採用する。一つ目は操作変数法である。二つ目は Differences-in-Differences 法(DID 法)である。これらの方法により学校選択制を始めとした教育の質の学力に与える影響を偏りなく推定する。

第一に操作変数法を用いて学校選択制導入の有無が地域内の平均学力に与える影響を推定する。この分析における操作変数は市区の学校数を市区の面積(km²)で除した単位面積当たり学校数である。この操作変数は値が大きくなるほど中学校同士が近接していることを意味し、学校選択制が導入しやすい状況にあることを示す。

ここで操作変数が満たすべき条件は以下の二つである。

$$\begin{cases} \textcircled{1} & \text{Cov}(Z_{kt}, schoolchoice_{kt}) \neq 0 \\ \textcircled{2} & \text{Cov}(Z_{kt}, U_{jkt}) = 0 \end{cases} \quad (6.1)$$

ただし、 Z は操作変数であり、 $schoolchoice$ は学校選択制導入を表すダミー変数である。

操作変数 Z が式(6.1)の①,②の条件を満たすかどうかを確かめる。まず仮定①の学

⁸ 耳塚(2004)は大卒の父親を持つ子どもと非大卒の父親を持つ子どもとを比較した場合、勉強時間が同じであっても大卒の親を持つ子のほうが非大卒の親を持つ子よりも学力テストで高い得点を得ていることを示している。

校選択制導入の有無と操作変数との相関を線形確率モデル、プロビットモデル、ロジットモデルで確認する。推定結果は表 4 である。3 つの推定方法で *schoolchoice* を Z のみで回帰した場合と Z にその他の説明変数 *tea*, *cap*, *con* を含めて回帰した場合の推定を行った。結果は全ての推定方法で操作変数 Z と *schoolchoice* の間に 1%有意水準で正の相関関係を見出した。よって操作変数はそれが満たすべき条件①を満たしている。

次に仮定②の操作変数 Z と観察されない要因を含む誤差項 U との無相関を確認する。この仮定は観察されない属性を調べるゆえに通常確認することはできない。しかし、観察されない要因の代理変数として市区別の納税義務者一人当たり課税対象所得を採用し、これを各市区の観察されない要因を代理的に示すものとする。そして、この代理変数を W とおく。 Z と W の相関係数は 0.017 であり、これは相関がないこと、つまり仮定②が満たされている可能性を示唆している⁹。ただし、代理変数 W は生徒の親の所得を直接には反映していないことに留意が必要である。

しかし、操作変数法には欠点もある。操作変数法では式(6.1)の仮定が二つとも満たされなければならないが、観察されない要因と操作変数との相関を調べる仮定②は観察されないが故に十分満たされない可能性がある。仮に観察されない要因と操作変数との間に相関関係があれば学校選択制導入の効果は、バイアスがかかり正確には推定できない。

そこで、DID 法によって推定を行い、この推定結果を本研究では重視する。DID 法ではダミー変数を導入することで、観察されない地域において特殊な要因、観察時点において特殊な要因、さらに教科に特殊な要因が説明変数に与える影響を排除することができる。よって誤差項 U は説明変数とは相関を持たない誤差項となり、推定結果は内

⁹ この計算で用いたデータは、学校数は平成 15 年度～平成 18 年度「公立学校統計調査(学校調査編)」、土地面積は平成 17 年度「東京都統計年鑑」、納税義務者一人当たり所得(単位：100 万円)は「統計で見る市区町村のすがた 2006～2008」、東洋経済新報社「地域経済総覧 2007」である。

内生性の問題が排除された偏りのない推定値となる。

この方法において実証式(5.7)は以下のように書き直される。

$$Y_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 tea_{kt} + \beta_2 cap_{kt} + \beta_3 con_{kt} + \beta_4 schoolchoice_{kt} + \sum_{k=2}^{49} \gamma_{1k} area_k + \sum_{t=2004}^{2005} \gamma_{2t} year_t + \sum_{j=2}^5 \gamma_{3j} subject_j + U_{jkt} \quad (6.2)$$

式(6.2)は実証式(5.7)に市区と観察年と教科のダミー変数を導入したものである。

*area*とは足立区を除く市区を表すダミー変数、*year*は2003年を基準としたダミー変数、*subject*は英語を除く教科のダミー変数である。さらに、学力テストの内容や難易度が各年各教科で異なることを考慮し、年ダミーと教科ダミーの交差項を入れたモデルの分析も行う。

7. 推定結果

本節では推定結果について表5をもとに報告する。本研究では内生性の問題を解決しているDID法の結果を重視する。この方法に加えて、操作変数法(ランダム効果)、固定効果モデル、ランダム効果モデル、通常の回帰分析についても推定を行った¹⁰。しかしながら、操作変数法、固定効果モデル、ランダム効果モデルは誤差項と説明変数の間に推定上の仮定を設けて分析を行っている点、また通常の回帰分析は内生性の問題を解決できていない点でDID法よりも劣る。さらに、表5の結果を補強するために、納税義務者一人当たり課税対象所得を含めた分析結果も表6で報告する。学校選択制が学力に与える効果は*schoolchoice*の行にある係数で示す。それぞれの係数の下の()内の数字は標準誤差である。

¹⁰ 本章の付表において、パネルの特性を利用した場合(ランダム効果操作変数法)とそうでない場合(通常の操作変数法)における推定結果の違いについて示している。どちらの結果も本章における結果と大差なかった。

推定結果より、学校選択制が地域内の平均学力に与える影響は無いことが明らかになった。表 5 の列(2)の最も信頼できるモデルである DID 法による推定結果は学校選択制導入が地域内の平均正答率を 0.061 ポイント上昇させることを示している。しかし、年ダミーと教科ダミーの交差項を入れた列(2)では t 値は 0.24 であり、結果は 10%有意水準においても統計的に有意ではない。

また、標準誤差はどの推定方法を採用しても年ダミーと教科ダミーの交差項を考慮したモデルのほうがそうでないモデルよりも小さい。同じ DID 法による推定で比較すると、学校選択制の係数の標準誤差は表 5 の列(1)が 0.623 であり、列(2)は 0.252 である。これはテストの難易度が各年度、各教科で異なっている可能性を示している。よって、今後の推定結果の紹介ではより効率的な年と教科のダミーの交差項が含まれているモデルを中心に報告する。

DID 法よりも劣るが他の推定方法も学校選択制は得点への影響がないという結果を示している。表 5 の列(4)、ランダム効果操作変数法による推定結果も選択制導入が 7.779 ポイントだけ平均正答率を上昇させることを示しているが、10%有意水準で統計的に有意ではない。その他の列(4)~(8)の推定結果の符合は一貫せず、どれも 10%有意水準で有意でない。列(9)、(10)では学校選択制の効果はマイナスとなっているが、これらは内生性の問題を解決していない。また、列(2)と(10)の比較では学校選択制が地域の観察されない属性が低いほど導入されやすい可能性を示唆している。

一方、生徒一人当たり教師数 *tea* は平均得点に対して有意な影響を持っている。表 5 列(2)では *tea* の係数は 12.42 であり、5%有意水準で有意な結果となっている。この正の係数はどの推定方法を採用しても一貫しており、年と教科のダミーの交差項を入れたモデルでは有意な結果となっている。

その他の教育の質を表す変数については地域内の教育達成に与える影響は無い。表 5 列(2)のDID法にもとづく推定結果は、生徒一人当たり資本設備費 *cap* や生徒一人当たり

消費的支出 con は支出が生徒一人当たりで 1000 円増えたとき平均正答率をそれぞれ 0.00004 ポイントと 0.00013 ポイント上昇させることを示している¹¹。しかし、これらの結果は 10%有意水準で有意ではない。

さらに、表 5 の分析に生徒の親の所得の代理変数として納税義務者一人当たり課税対象所得を追加して、同様の分析を行った結果が表 6 である。表 6 列(2)においても学校選択制導入は統計的に有意ではないが 0.029 ポイント地域内平均正答率を押し上げる効果があり、表 5 列(2)の結果と整合的な推定結果を得た。ただし、納税義務者一人当たり課税対象所得は生徒の成績に直接影響を与える親の所得と考えるには測定誤差を含んでいる変数であるので、本研究では表 5 の結果をより重視する。

また、表 6 における、DID法以外の推定方法による学校選択制の平均正答率に与える影響や列(2)におけるその他の変数の効果を報告する。まず、DID法以外の推定方法を用いても学校選択制は平均正答率に統計的に有意な影響を与えていないことが明らかになった。一方、列(2)における生徒一人当たり教師数の係数は 9.811 であり、10%有意水準で有意な結果であった。生徒の親の所得を直接反映するわけではないが、一人当たり課税対象所得の係数は 10%有意水準で負であった。これは高所得者層の子どもほど私立中学校に進学している可能性を示唆している¹²。

ここで、学校選択制導入が学力に与える影響は統計的に有意でないが、制度導入が平均正答率に与える影響を具体的に説明する。ある地域の平均正答率が DID 法による推定結果の表 5 列(2)にもとづいて変わるとし、説明のモデルとして東京都の平均正答率 73.38 ポイントと同じ正答率を持つ自治体を想定する。また本研究に用いたデータ内の平均正答率の分布は図 1 に示した。

¹¹ 表 5 では小数点第 4 位までの結果を掲載しているがその値が小さいため、ここでは小数点第 5 位までの結果を報告する。

¹² 荻谷・清水・藤田・堀・松田・山田(2008)も杉並区を例にとり、経済的に裕福で、生徒の学力水準も比較的高い層が公立中学校には進学していないと述べている。

学校選択制の学力に与える効果は有意ではないが平均正答率を0.061ポイント上昇させる。これは制度導入がある地域の正答率を73.44ポイントに押し上げ、さらにその地域に住む生徒の学力順位を都内で約0.52%だけ上昇させたことに等しい。

また、生徒一人当たり教師数が平均正答率に与えた影響も同様に解釈する。ここで、東京都内の教師数が2006年度時点に比べて1割増加したとすると都内全体の生徒一人当たり教師数は0.02ポイント増加する。ここで、ある自治体も0.02ポイントだけ生徒一人当たり教師数が伸びたとすれば、それは正答率を0.27ポイント上昇させ、ある地域の生徒の学力順位を都内において約1.24%上昇させたことと同じ意味を持つ。

以上の結果をまとめると次のようになる。まず、学校選択制は地域内の学力に対して正ではあるが統計的に有意な影響は持たず、さらにその効果があったとしても平均正答率の変化や都内順位の上昇にわずかしか貢献していないことが分かった。また、生徒一人当たり資本設備費や消費的支出は学力に対して有意な効果を持っていないが、生徒一人当たり教師数は有意な効果を持っていることが明らかになった。

8. 結論

本研究では学校選択制が地域内学力に与える効果を東京都のパネルデータを用いて計量経済学的に分析した。その結果、学校選択制が地域内の平均的学力に与える効果はないことが明らかになった。推定結果は学校選択制が学力テストの平均正答率に統計的に有意でないが0.061ポイントの正の影響を与えるということを示している。

この結果は教育活動における競争原理の導入が学力向上に必ずしも効果を持つわけではないことを示している。本研究では学校選択制を教育活動の生産性を変化させる観察される属性として定義し、学校の行動について分析してきた。しかし、結果が示すところは制度導入による教育活動の生産性の変化は学力を向上させることは無いとい

うことである¹³。そして、これは学校選択制による競争拡大が教育活動の生産性の改善を促し、学力を上昇させるという行政側の意見が妥当しないということを示す。

しかしながら、学校選択制がその制度を明示的に導入する前から実質的に行なわれていたため、学校選択制の影響が正確に推定されていない可能性がある。例えば足立区は通学区域変更の基準の緩和を1995年から行なっているが、足立区で学校選択制が明示的に導入されたのは2002年からであった。また、文部科学省の調査によれば平成16年度時点で学校選択制を制度として導入している自治体は全体の11.1%にもかかわらず学校選択を認めた事例を持つ自治体は47.5%にも及ぶ¹⁴。そのため、学校選択制導入ダミーを制度を明示的に導入しているかどうかに関して作成した場合には学校選択制の実質的な影響は計測できない可能性がある。

さらに、学校選択制以外の制度変更を十分に考慮に入れていないために、選択制度導入の効果にバイアスが生じている可能性もある。例えば、品川区では、学校評価を2002年度に導入し、この制度を学校選択制と合わせて運用することで学校教育の質的転換を目指そうとしている(品川区教育委員会2006)¹⁵。これは、学校評価制度が教育の質を改善させるならば、この制度を考慮しないことによって学校選択制の効果を過大に推定してしまう可能性があることを示唆している。

また、学校選択制下では各学校は生徒を惹きつけるための取り組みをしなければならぬ。この場合には、学校選択制導入と地域内の各学校の特色ある取り組みとが相関し、学校選択制の効果の推定結果にバイアスが生じる可能性もある。

残された課題として、本研究は学校における生産活動の効率性の変化を通じた学力

¹³ Yoshida, Kogure and Ushijima(2007)が指摘したように、学校選択制導入が地域内の得点の差を縮小させる可能性は残っている。

¹⁴ 学校選択制度を持っていないが学校選択を実質的に認めている自治体の割合は文部科学省(2005a)の集計表より独自に計算した。

¹⁵ 学校評価は文部科学省(2006b)によれば「学校運営について自律的・継続的に改善を行っていくために必要なもの」であり、「学校が保護者や地域住民に対して説明責任を果たし、保護者、地域住民などが情報や課題を教職員と共有しながら学校運営に参画しその改善を進めていく上で重要」なものと位置づけられている。

への影響を検証したものである。他の経路を通じた学校選択制の効果を確認する必要がある。赤林(2007)は学校選択制の影響として他にも生徒間のピアグループ効果や生徒と学校のマッチングの変化を通じた教育達成の変化についても指摘していた。例えば、学校選択を行なった児童には自分の適性に合った学校を選ぶことで学力が向上するという効果があるかもしれない。学校選択制のこれらの効果を測定するには個人の学校選択行動を考慮したモデルが必要になる。

さらに、学校選択制以外の説明変数から得た結果に関しては別の分析が必要であろう。生徒一人当たり教師数が持つ教育成果への正の有意な効果は費用効果分析の観点からも分析を行い教師数の増加が最も効率的な政策かどうか分析しなければならない。また4節データの節で述べたように、各自治体の資本設備費はその費用を割引、各年度の資本的支出に計上すべきであり、そのためのデータを収集して分析する必要がある。

最後に、本研究は公立中学校選択制度が地域内学力の向上に貢献していないことを実証的に明らかにした。この事実は学校選択制が地域の平均的学力を向上させるという観点からは是認されないことを明確にした。この研究は競争原理が生産活動を効率化し、成果を挙げるといふ行政の抽象的な説明だけでは現実の動向を上手く説明できないこと、そして実際のデータを用いた分析によって教育政策の効果を明らかにする必要があることを示している。

参考文献

- [1] 赤林英夫(2007)「学校選択と教育ヴァウチャー 政策と研究」市村英彦・伊藤秀史・小川一夫・二神孝一編『現代経済学の潮流 2007』東洋経済新報社, pp.189-216.
- [2] 上野有子・三野孝一郎・小塩隆士・佐野晋平(2007)「学力調査結果からみた学校選択制、少人数指導、習熟度別指導の効果に関する実証分析」『経済財政分析ディスカッション・ペーパー』DP07-2.
- [3] 小塩隆士・佐野晋平・上野有子・三野孝一郎(2007)「消費者からみた教育制度改革—内閣府「学校制度に関するアンケート調査」から—」『経済財政分析ディスカッション・ペーパー』DP07-1.
- [4] 荻谷剛彦・清水睦美・藤田武志・堀健志・松田洋介・山田哲也(2008)『検証 地方分権化時代の教育改革 杉並区立「和田中」の学校改革』岩波ブックレット 738, 岩波書店
- [5] 規制改革・民間開放推進会議(2005)『規制改革・民間開放の推進に関する第2次答申「小さくて効率的な政府」の実現に向けて—官民を通じた競争と消費者・利用者による選択』, pp.132.
- [6] 経済財政諮問会議(2005)“経済財政運営と構造改革に関する基本方針 2005”. 首相官邸ホームページ,
<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizai/kakugi/050621honebuto.pdf>, (参照 2009-07-01).
- [7] 品川区教育委員会(2006)「品川の教育改革「プラン 21」における学校評価」『教育委員会月報』, 第58巻, 第2号, pp.52-61.
- [8] 東京都教育委員会(2004)『平成15年度児童・生徒の学力向上を図るための調査報告書』.
- [9] 東京都教育委員会(2007)“東京都公立学校数、学校選択制度の実施状況及びコミュニティ・スクールの設置状況について”.東京都教育委員会ホームページ,

- <http://www.kyoiku.metro.tokyo.jp/press/pr070322c.htm>, (参照2009-07-01).
- [10] 橋野晶寛(2004)「公立学校選択制の計量分析」『東京大学大学院教育学研究科紀要』
Vol.43, pp.355-364.
- [11] 藤田英典(1997)『教育改革—共生時代の学校づくり—』岩波新書.
- [12] 藤田英典(2005)『義務教育を問いなおす』ちくま新書.
- [13] 耳塚寛明(2004)「高卒無業者問題から読み解く日本社会の変容」『生活経済政策』
No.90, pp.10-15.
- [14] 文部科学省(2005a)「小・中学校における学校選択制等の実施状況について(調査結
果の概要)」『文部科学広報』第61号, pp.3.
- [15] 文部科学省(2005b)“都道府県・指定都市による独自の小学校・中学校学力調査につ
いて(概要)—平成16年度調査の取りまとめ—”. 文部科学省ホームページ,
http://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/17/04/05042302/002.htm, (参照 2009-07-01).
- [16] 文部科学省(2006a)「学校選択制等についての事例集の作成」『文部科学広報』第74
号, pp.2.
- [17] 文部科学省(2006b)「義務教育諸学校における学校評価ガイドライン」『教育委員会
月報』第58巻, 第4号, pp.27-38.
- [18] 山岸利次(2001)「学校選択制度の導入—住民の教育意識の観点から」『現代のエスプ
リ』No.406, pp.26-35.
- [19] Akabayashi, Hideo. 2006. “Average Effects of School Choice on Educational Attainment:
Evidence from Japanese High School Attendance Zones”, *Mimeo*.
- [20] Levin, Henry M. and Patrick J. McEwan. 2001. *Cost-effectiveness analysis: methods and
applications*, 2nd ed., United States: Sage Publications.
- [21] Yoshida, Atsushi, Katsuo Kogure and Koichi Ushijima. 2007. “School Choice and Student
Sorting: Evidence from Adachi City in Japan”, *Department of Social Systems and
Management Discussion Paper Series*, No.1170.

図表

表 1. 記述統計

変数	説明	集計方法	平均	標準偏差	変動係数	観測値数
Y	平均正答率	overall	73.383	5.422	7.388	N = 980
		between		2.834		n = 49
		within		4.639		
tea	生徒一人当たり 教師数	overall	0.225	0.037	16.463	N = 980
		between		0.036		n = 49
		within		0.011		
cap	生徒一人当たり 資金的支出(単位：千円/人)	overall	420.322	728.504	173.320	N = 980
		between		482.350		n = 49
		within		550.065		
con	生徒一人当たり 消費的支出(単位：千円/人)	overall	629.503	269.721	42.847	N = 980
		between		263.865		n = 49
		within		66.902		
Z	操作変数 (単位面積当たり学校数)	overall	0.524	0.220	41.915	N = 980
		between		0.220		n = 49
		within		0.026		

注: データは平成 15 年度～平成 18 年度「児童・生徒の学力向上を図るための調査」、平成 15 年度～平成 18 年度「公立学校統計調査(学校調査編)」、平成 16 年度～平成 19 年度「地方教育費調査報告書」から作成した 2003 年から 2006 年までの 49 市区のパネルデータである。操作変数の作成に用いた土地面積は平成 17 年度「東京都統計年鑑」を使用した。各変数の平均は 980 サンプルから計算されている。また標準偏差は overall では 980 サンプルの標準偏差を、between では地域内の平均値の標準偏差を、within では各個体の平均からの偏差に全体平均を加算したものの標準偏差を、それぞれ出している。また、変動係数の計算にはサンプル全体の平均と標準偏差を用いた。観測値数の N はサンプル全体の数であり、n は地域の数である。

表 2. 東京都の学校選択制の状況

		2003年度	2004年度	2005年度	2006年度
東京都全体	導入	17	24	26	26
	未導入	32	25	23	23
23区部	導入	14	18	19	19
	未導入	9	5	4	4
市部	導入	3	6	7	7
	未導入	23	20	19	19

注: 資料は平成 19 年 3 月 29 日発表の「東京都公立学校数、学校選択制度の実施状況及びコミュニティ・スクールの設置状況について」である。

表 3. 学校選択制ダミーと他の説明変数との相関

	<i>schoolchoice</i> (学校選択制ダミー)
<i>tea</i> (生徒一人当たり教師数)	0.3755
<i>cap</i> (生徒一人当たり資本的支出)	0.2296
<i>con</i> (生徒一人当たり消費的支出)	0.4244

注: 数値は相関係数である。データは平成 15 年度～平成 18 年度「公立学校統計調査(学校調査編)」、平成 16 年度～平成 19 年度「地方教育費調査報告書」から作成した 2003 年から 2006 年までの 49 市区のパネルデータである。

表 4. 操作変数の仮定 1: $Cov(Z, schoolchoice) \neq 0$ の検証

	線形確率モデル			プロビットモデル			ロジットモデル		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>IV</i> (操作変数)	0.8977*** (0.1487)	0.5673*** (0.1518)	0.5818*** (0.1508)	2.4557*** (0.4926)	1.5653*** (0.5185)	1.6535*** (0.5244)	4.1328*** (0.8988)	2.7402*** (0.9351)	2.9034*** (0.9472)
<i>tea</i> (生徒一人当たり教師数)	-	0.6612 (1.1636)	0.7100 (1.1461)	-	1.8208 (3.7863)	1.9174 (3.7190)	-	2.1066 (6.1153)	2.5748 (6.0134)
<i>cap</i> (生徒一人当たり資本的支出)	-	0.0001** (0.0000)	0.0001** (0.0000)	-	0.0007** (0.0003)	0.0007** (0.0003)	-	0.0012** (0.0005)	0.0012** (0.0005)
<i>con</i> (生徒一人当たり消費的支出)	-	0.0004*** (0.0002)	0.0004*** (0.0002)	-	0.0012** (0.0005)	0.0012** (0.0005)	-	0.0021** (0.0008)	0.0021** (0.0008)
擬決定係数	-	-	-	0.1183	0.2101	0.2252	0.1201	0.2108	0.2256
自由度修正済み決定係数	0.1512	0.2350	0.2389	-	-	-	-	-	-
年ダミー			yes			yes			yes

***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準で有意であることを示す。()内の標準誤差は不均一分散に対して頑健な標準誤差である。
 注: 分析には 49 市区 4 年間分のデータを用いているため、そのサンプル数は 196 である。操作変数は各市区の学校数を各市区の土地面積で除したものの、つまり単位面積当たりの学校数である。データは平成 15 年度～平成 18 年度「公立学校統計調査(学校調査編)」、平成 16 年度～平成 19 年度「地方教育費調査報告書」から作成した 2003 年から 2006 年までの 49 市区のパネルデータである。土地面積は平成 17 年度「東京都統計年鑑」による。

表 5. 推定結果 1 (被説明変数は平均正答率)

	DID法		操作変数法		Fixed Effects		Random Effects		OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>schoolchoice</i> (学校選択制ダミー)	0.0611 (0.6234)	0.0611 (0.2523)	7.7791 (9.2461)	7.7791 (4.8449)	0.0611 (0.6234)	0.0611 (0.2523)	-0.1198 (0.5343)	0.0257 (0.2466)	-0.6901* (0.3781)	-0.5219** (0.2116)
<i>tea</i> (生徒一人当たり教師数)	12.4243 (12.6437)	12.4243** (5.6858)	24.3806 (19.4397)	24.3806** (10.1862)	12.4243 (12.6437)	12.4243** (5.6858)	12.8633 (10.0164)	12.5672** (5.1709)	13.3205* (6.8287)	13.0169*** (3.5464)
<i>cap</i> (生徒一人当たり資本的支出)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	0.0003* (0.0002)	0.0002** (0.0001)
<i>con</i> (生徒一人当たり消費的支出)	0.0001 (0.0021)	0.0001 (0.0010)	-0.0037 (0.0051)	-0.0037 (0.0027)	0.0001 (0.0021)	0.0001 (0.0010)	0.0006 (0.0016)	0.0003 (0.0009)	0.0008 (0.0009)	0.0012** (0.0005)
定数項	70.4349*** (2.3978)	70.3261*** (1.1384)	63.8106*** (8.3188)	63.7017*** (4.3646)	74.0872*** (2.4470)	73.9783*** (1.1657)	73.7457*** (1.8715)	73.8734*** (1.1103)	70.0687*** (1.1933)	73.3877*** (0.8978)
自由度修正済み決定係数	0.5707	0.9306	-	-	0.5707	0.9306	-	-	0.0121	0.6771
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes		yes
地域ダミー	yes	yes	yes	yes						
教科ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes		yes
年ダミー×教科ダミー		yes		yes		yes		yes		yes

***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準で有意であることを示す。()内の標準誤差は DID 法、Fixed Effects、Random Effects、OLS の場合には不均一分散に対して頑健な標準誤差を、操作変数法(ランダム効果)では通常の標準誤差を用いている。

注: 分析には 49 市区 4 年間 5 教科分のテストデータを用いているため、そのサンプル数は 980 である。操作変数は単位面積当たりの学校数である。データは平成 15 年度～平成 18 年度「児童・生徒の学力向上を図るための調査」、平成 15 年度～平成 18 年度「公立学校統計調査(学校調査編)」、平成 16 年度～平成 19 年度「地方教育費調査報告書」から作成した 2003 年から 2006 年までの 49 市区のパネルデータである。

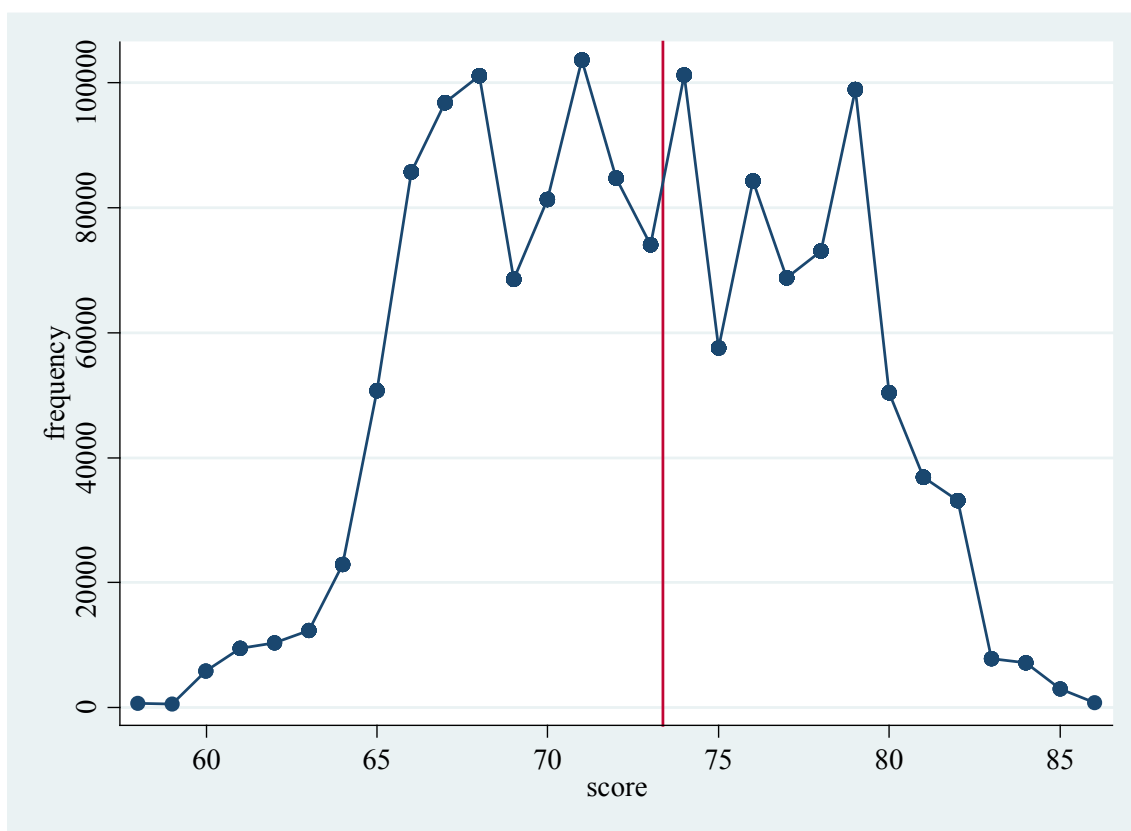
表 6. 推定結果 2 (被説明変数は平均正答率)

	DID法		操作変数法		Fixed Effects		Random Effects		OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>schoolchoice</i> (学校選択制ダミー)	0.0293 (0.6251)	0.0293 (0.2533)	7.5978 (10.3824)	7.5978 (5.3947)	0.0293 (0.6251)	0.0293 (0.2533)	-0.1256 (0.5121)	0.0184 (0.2462)	-0.3454 (0.3634)	-0.2071 (0.1819)
<i>tea</i> (生徒一人当たり教師数)	9.8113 (13.0340)	9.8113* (5.7130)	23.6809 (23.3445)	23.6809* (12.1298)	9.8113 (13.0340)	9.8113* (5.7130)	9.7578 (9.6321)	12.8657** (5.1017)	-5.4434 (6.8961)	-4.4918 (3.4057)
<i>cap</i> (生徒一人当たり資本的支出)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0002)	-0.0001 (0.0001)
<i>con</i> (生徒一人当たり消費的支出)	0.0010 (0.0022)	0.0010 (0.0010)	-0.0034 (0.0066)	-0.0034 (0.0034)	0.0010 (0.0022)	0.0010 (0.0010)	-0.0012 (0.0016)	0.0001 (0.0010)	-0.0022** (0.0010)	-0.0017*** (0.0005)
納税義務者一人当たり 課税対象所得	-0.6300 (0.7640)	-0.6300* (0.3237)	-0.1029 (1.0926)	-0.1029 (0.5677)	-0.6300 (0.7640)	-0.6300* (0.3237)	1.0384** (0.4139)	0.1236 (0.2875)	1.8784*** (0.2555)	1.7650*** (0.1828)
定数項	72.5942*** (3.6056)	72.4853*** (1.4849)	64.3146*** (11.9533)	64.2057*** (6.2148)	76.8908*** (4.2417)	76.7820*** (1.7316)	71.0361*** (2.1261)	73.3702*** (1.5253)	67.9733*** (1.3069)	71.3388*** (1.0134)
自由度修正済み決定係数	0.5706	0.9308	-	-	0.5706	0.9308	-	-	0.0796	0.7382
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes		yes
地域ダミー	yes	yes	yes	yes						
教科ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes		yes
年ダミーX教科ダミー		yes		yes		yes		yes		yes

***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準で有意であることを示す。()内の標準誤差は DID 法、Fixed Effects、Random Effects、OLS の場合には不均一分散に対して頑健な標準誤差を、操作変数法(ランダム効果)では通常の標準誤差を用いている。

注: 分析には 49 市区 4 年間 5 教科分のテストデータを用いているため、そのサンプル数は 980 である。操作変数は単位面積当たりの学校数である。また、納税義務者一人当たり課税対象所得の単位は 100 万円である。データは平成 15 年度～平成 18 年度「児童・生徒の学力向上を図るための調査」、平成 15 年度～平成 18 年度「公立学校統計調査(学校調査編)」、平成 16 年度～平成 19 年度「地方教育費調査報告書」、「統計で見る市区町村のすがた 2006～2008」、東洋経済新報社「地域経済総覧 2007」から作成した 2003 年から 2006 年までの 49 市区のパネルデータである。

図 1. 平均正答率の分布



注: データは平成15年度から平成18年度までの「児童・生徒の学力の向上を図るための調査」である。scoreは各教科の平均正答率である。frequencyはある自治体の平均正答率をその自治体の中学2年生の生徒数でウェイト付けした数値である。図中の垂線は平均正答率の全体平均である73.38点を示している。

付表

表 A1. パネルの特性を利用した操作変数法(ランダム効果)と通常の操作変数法の比較

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>schoolchoice</i> (学校選択制ダミー)	7.7791 (9.2461)	7.7791 (4.8449)	7.7791 (8.9179)	7.7791 (5.0789)	7.5978 (10.3824)	7.5978 (5.3947)	7.5978 (10.0159)	7.5978 (5.5415)
<i>tea</i> (生徒一人当たり教師数)	24.3806 (19.4397)	24.3806** (10.1862)	24.3806 (18.8346)	24.3806** (10.4005)	23.6809 (23.3445)	23.6809* (12.1298)	23.6809 (22.3630)	23.6809** (11.5596)
<i>cap</i> (生徒一人当たり資本的支出)	-0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0001)
<i>con</i> (生徒一人当たり消費的支出)	-0.0037 (0.0051)	-0.0037 (0.0027)	-0.0037 (0.0050)	-0.0037 (0.0029)	-0.0034 (0.0066)	-0.0034 (0.0034)	-0.0034 (0.0063)	-0.0034 (0.0035)
納税義務者一人当たり 課税対象所得					-0.1029 (1.0926)	-0.1029 (0.5677)	-0.1029 (1.0446)	-0.1029 (0.4992)
定数項	63.8106*** (8.3188)	63.7017*** (4.3646)	63.8106*** (7.9629)	63.7017*** (4.4763)	64.3146*** (11.9533)	64.2057*** (6.2148)	64.3146*** (11.4664)	64.2057*** (5.9333)
自由度修正済み決定係数	-	-	0.5051	0.8641	-	-	0.5077	0.8671
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
地域ダミー	yes	yes	yes	yes				
教科ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミーX教科ダミー		yes		yes		yes		yes

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%有意水準で有意であることを示す。()内の標準誤差は列(1)、(2)、(5)、(6)は通常の標準誤差を、それ以外の列では不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いている。

注: 列(1)、(2)は表5の結果の再掲、列(5)、(6)は表6の結果の再掲であり、パネルの特性を活かしたランダム効果操作変数法を採用している。一方、その他の列は通常の操作変数法によって推計している。

分析には49市区4年間5教科分のテストデータを用いているため、そのサンプル数は980である。操作変数は単位面積当たりの学校数である。また、納税義務者一人当たり課税対象所得の単位は100万円である。データは平成15年度～平成18年度「児童・生徒の学力向上を図るための調査」、平成15年度～平成18年度「公立学校統計調査(学校調査編)」、平成16年度～平成19年度「地方教育費調査報告書」、「統計で見る市区町村のすがた2006～2008」、東洋経済新報社「地域経済総覧2007」から作成した2003年から2006年までの49市区のパネルデータである。

第4章

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もとづく実証分析—

【要旨】

本研究は、日本の義務教育段階における学級編制制度の非連続性を利用して、学級規模縮小による学力向上効果の識別を行った研究である。日本における学級規模は40人を標準とし、在籍児童生徒数に応じて決まっている。このとき、在籍児童生徒数が40人から41人へと変化すれば、学級数は1学級から2学級へ、平均学級規模は40人から20.5人へと非連続的に変化する。既存研究と比較した場合の本研究の主な特徴は2点ある。1点目は、情報公開請求を通じて入手した同一年度の最初と最後に実施された2つのテスト、横浜市学習状況調査と全国学力・学習状況調査の学校別平均正答率を利用して Value added model による推定を行った点である。2点目は、横浜市の学級編制制度を詳細に調べ、40人という学級編制の基準が適用されない少人数学級編制実施校の存在を考慮して分析を行った点である。分析の結果、学級規模の縮小が小学校6年生の国語のテスト得点を有意に上昇させること、特にその傾向は地価の高い地域に立地する小学校において顕著であることが観察された。この結果は一律に学級規模の縮小を行う政策が必ずしも学校間のテスト得点の差を縮小しないことを示唆している。

1. はじめに

日本の学級規模は過大であり、その縮小の必要性が訴えられている。事実、2008年現在の日本の小学校の平均学級規模は28.0人であり、OECD諸国の平均21.6人と比べて大きくなっている(OECD 2010)。このような状況において、2010年、35人学級の実現を目指す提言がまとめられ、2011年4月には小学校1年生において35人学級実現のための法律が可決された¹。この提言の中で、学級規模の縮小は新学習指導要領(小学校2011年実施、中学校2012年実施)を円滑に実施するために、また「いじめ、不登校、暴力行為などの生徒指導上の問題」に対応するために必要であると述べられている。事実、多くの自治体では「きめ細かな指導」や「学力向上」を目的として、国が定める学級規模以下での学級編制が行われている(大谷 2005)。

では、学級規模の縮小は教育成果を向上させるのであろうか。各国で学級規模が教育成果に与える効果の分析が行われているが、一貫した結論は出ていない。Hanushek(1996)はそのサーベイで教員生徒比率が生徒の教育成果に与える効果は多くの分析で統計的に有意でなく、有意な場合であってもその符号は定まっていないことを指摘している。一方で、Angrist and Lavy(1999)、Krueger(1999)などは学級規模が学力に与える影響は有意にプラスであることを報告している。日本でも、清水(2002)、三宅(2002)、篠崎(2008)、Hojo and Oshio(2010)、Hojo(2011)が学級規模の効果について分析を行ったが、その結果は明確ではない。

この状況の中で本研究の主眼は日本の学級編制制度を利用した識別戦略により、学級規模縮小の因果的効果を推定すること及びその効果が学校や地域の属性によってどのように異なっているかを明らかにすることにある。日本の学級編制制度は在籍児童生徒数が40人から41人に変化するときに大きく学級規模が縮小するという特徴を持って

¹ この提言は中央教育審議会初等中等教育分科会(2010)である。

いる。学級規模の上限は 40 人と「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」(以下、義務標準法)に定められているため、在籍児童生徒数が 41 人になると 2 つの学級が必要となり、平均学級規模は 20.5 人となる。Angrist and Lavy(1999) はイスラエルで同種の制度的特徴を利用して学級規模縮小の効果を分析した先駆的研究であり、本研究は彼らの分析手法を出発点として行われた。

本研究は Value added model と操作変数法を組み合わせることによって学級規模の因果的効果を推定するという識別戦略を採用した。日本において教育政策の評価をする際の難点は分析に適したデータの取得が困難であることにある。この難点を克服するために本研究では神奈川県横浜市に情報公開請求を行い、2008・2009 年度の横浜市学習状況調査(以下、横浜市学力テスト)と 2007・2008・2009 年度の全国学力・学習状況調査(以下、全国学力テスト)の学校別平均正答率を得た。本研究では全国学力テストが年度始めに、横浜市学力テストが年度末に行われているという実施時期の違いに着目した Value added model による推定を行った。全国学力テストの対象学年が小学校 6 年生、中学校 3 年生であるため分析はこの二つの学年に限定している。

分析の結果、小学校 6 年生では学級規模の縮小が国語のテスト得点を上昇させていることが明らかになった。Value added model と操作変数法を組み合わせると学級規模の効果を推定した結果、学級規模 1 人の縮小が国語の標準化された得点を 0.0112 標準偏差分上昇させることが分かった(表 5 Panel A 列 3)。平均学級規模の操作変数には Angrist and Lavy(1999)によって開発された、制度より求められる予想学級規模を用いた。一方、小学校と同じ分析モデルによって中学校 3 年生のテスト得点に対する学級規模の効果を推定したが、有意な効果は観察されなかった。加えて、サンプルを全国学力テストの結果や通学区平均地価によってグループ分けして分析したところ、学級規模縮小によるテスト得点の改善は通学区平均地価の高い地域に立地している小学校においてのみ観察された。つまり、これは一律に導入される学級規模縮小政策によって必ずしも学校間

のテスト得点の差が縮小するわけではないということを示唆している。

本章は次の5節から構成されている。2節では学級規模の効果を検証した先行研究を取り上げる。3節では本研究で使用するデータについて説明する。本研究の特徴の一つは情報公開請求制度を利用して学校単位の詳細なデータを収集した点にある。4節では学級規模の効果を識別するための戦略を紹介する。日本の学級編制制度の下では Angrist and Lavy(1999)の分析手法が適用可能であることを説明し、グラフを使い学級規模の効果を視覚的に確認する。5節では Value added model と操作変数法を組み合わせを行った学級規模がテスト得点に与える効果の推定結果を報告し解釈する。6節では本研究の結果をまとめ、今後の課題、政策的示唆について述べる。

2. 先行研究

本節では学級規模の効果を分析した研究を紹介する。学級規模の効果を学力などの教育成果と結びつけて分析した研究は、特に海外で多く蓄積されている²。一方、日本において行われてきた学級規模の効果に関する研究の多くはその因果的効果の識別に特に注意を払ってきた訳では無く、小塩・妹尾(2003)によれば教員や児童に対する意識調査が主なものであった。しかし、最近では学級規模に関する変数を教育生産関数の中に投入することで、学級規模が学力に与える効果を分析した研究が行われている。そこで、本節ではこれらの研究を紹介し、本研究との相違点を明らかにする。

最近、日本において行われた学級規模が教育成果に与えた効果に関する研究には次の5つがある。まず、Hojo and Oshio(2010)、Hojo(2011)はTIMSS(Trends in International Mathematics and Science Study)を使い、Angrist and Lavy(1999)と同じ識別戦略によって学

² 山下(2008)はアメリカにおける学級規模縮小の効果に関する研究を包括的にサーベイしている。

級規模の効果を分析した。しかし、この研究では学級規模がテスト得点に与える有意な効果は観察されなかった。また、清水(2002)、三宅(2002)はそれぞれ数学、理科の学力テストの平均正答率に学級規模間での有意な差は観察されなかったことを指摘している。篠崎(2008)は2007年度の全国学力・学習状況調査の千葉県の結果を用いて学級規模の効果を分析した。その結果、学級規模の縮小が小学校6年生の国語、算数の平均得点をそれぞれ0.76、0.91ポイント有意に上昇させ、中学校3年生の数学の得点を1.38ポイント有意に減少させることを示した³。

海外では学級規模が教育成果に与える因果的効果の分析を行った研究が多く存在するため、これらを大きく2つのタイプに分類して紹介する⁴。第1のタイプはAngrist and Lavy(1999)に代表される学級規模決定のための制度の非連続性を利用した因果的効果の分析である。第2のタイプはKrueger(1999)に代表される学級規模決定に関する大規模実験を利用した因果的効果の分析である。

Angrist and Lavy(1999)はイスラエルの公立学校における学級規模決定のためのMaimonides' ruleを用いて学級規模の効果の推定を行った。Maimonides' ruleとは、日本の学級編制制度と似た制度であり、1学年の人数が40人までは1学年1学級、1学年の人数が41人から80人までは1学年を2学級に、81人から120人までは1学年を3学級に分割していく制度である。Angrist and Lavy(1999)はMaimonides' ruleが生み出す学級規模の外生的変化を利用したRegression Discontinuity Designにより、学級規模の縮小が第5学年の数学とヘブライ語、第4学年のヘブライ語の学力テスト得点を有意に上昇させることを示した。

Angrist and Lavy(1999)と同じく、海外において学級編制制度の非連続性を利用した

³ ただし、篠崎(2008)はこの値を直接解釈するのではなく、シミュレーションを行い、研修回数との関係で学級規模の効果を論じている。

⁴ これら2つのタイプとは異なる識別戦略を採用した分析にはBoozer and Rouse(2001)、Lindahl(2005)やBressoux, Kramarz and Prost(2009)などがある。彼らは学級規模を教育生産関数の一つの要素として含めて、独自の識別戦略によってその効果を識別している。

学級規模の研究には以下の4つがある。オランダの学力テスト結果を用い分析を行った、Dobbelsteen, Levin and Oosterbeek(2002)は学級規模の縮小がテスト得点を上昇させないということを示した。ノルウェーを対象に行われた研究には、独自に実施した学力テストを用いた Bonesrønning(2003)と全国規模の学力テストを用いた Leuven, Oosterbeek and Rønning(2008)がある。Bonesrønning(2003)は900人のサンプルを抽出し、学級規模の縮小がテスト得点に有意にプラスの影響を与えていること示した。一方、Leuven, Oosterbeek and Rønning(2008)は学級規模の縮小が第9学年の学力テストの点数に与える効果がゼロであることを棄却できないことを示した。デンマークでは、Browning and Heinesen(2007)が学級規模の5%の縮小が教育年数を0.02年増やし、中等教育修了確率を0.4%上昇させることを示した。

Krueger(1999)はアメリカのテネシー州で行われた Project STAR(the Tennessee Student/Teacher Achievement Ratio experiment)のデータを利用して学級規模の効果について分析を行った。Project STAR では1985年に幼稚園に入学した児童と教師をランダムに異なる学級規模のグループ(学級規模13~17人の少人数学級、学級規模22~25人の通常規模の学級、学級規模22~25人の通常規模の学級に補助教員がつく学級)に割り当てた。Krueger(1999)は少人数学級に割り当てられることが通常学級に割り当てられた場合に比べて5~7%ポイント学力テストの得点を上昇させていることを示した。また、少人数学級に割り当てられた期間が1年延びると学力テストの得点は1%ポイント上昇することを明らかにした。

Krueger(1999)と同じく Project STAR のデータを用いて学級規模の効果の推定を行った研究には Finn and Achilles(1990)や Krueger and Whitmore(2001)がある。Finn and Achilles(1990)は少人数学級で学んだグループの方がそうでない学級で学んだグループに比べて読解や数学のテストの平均得点が高いことを ANOVA(Analysis-of-Variance)によって示した。また、Krueger and Whitmore(2001)は Project STAR 終了後の追跡調査の結

果を用いて、学級規模が大学入学用テストの受験確率とその得点に影響を与えたかどうか分析を行った。その結果、Krueger and Whitmore(2001)は最初に少人数学級に割り当てられた生徒の大学入学用テストの受験確率は 2.7%上昇したことを明らかにし、そのような生徒の大学入学用テストの得点は約 0.5 ポイント上昇したことを示した。

学級規模縮小の効果の識別に制度の非連続的な変化を利用したこれらの膨大な先行研究のうち、Value added model と組み合わせて推定が行われた研究は少ない。アメリカでは Hoxby(2000)が同じ学校で学級規模の変更を経験した隣り合うコホートを比較する Value added model を採用し、学級規模の縮小がテスト得点に正の効果をもたらさないことを明らかにした。Bonesrønning (2003)は第 10 学年のテスト得点を学級規模と第 9 学年のテスト得点に回帰させ、学級規模の係数が有意にプラスであることを確認している。

これまでの研究では社会経済状況が低いサンプルほど少人数学級からより多くのベネフィットを受け取っていることが示されている。我々の研究とも近い Bressoux, Kramarz and Prost(2009)は生徒を初期テストの出来によって 4 つのグループに分け、学級規模の数学のテスト得点に与える効果は初期テストの出来が悪い場合に強く出るものの、読解のテストの場合にはその差は観察されないということを発見した。つまり、もし学級規模の効果がもともと点数の悪い生徒に対してより大きい(小さい)状況があるとすれば、一律に学級規模を縮小することによって学校間のテスト得点の差は縮小(拡大)する可能性がある。

以上の研究と比較した場合、本研究の貢献としては次の 4 点を挙げることができる。第 1 に本研究は情報公開制度を利用して収集した学力テストの結果を用いている。日本においては学校単位のテスト結果の入手が難しい状況にあるが、本研究では横浜市に対して情報公開請求を行い横浜市学力テストと全国学力テストの結果を入手した。第 2 に横浜市の学級編制制度を詳細に調べ、通常の学級編制制度に従わない学校の影響を考慮

した。2001 年度以降、各都道府県が定める学級編制の基準が弾力的となったため、このような少人数学級編制実施校を識別する必要がある。第 3 に Angrist and Lavy(1999) のリサーチデザインに Value added model を組み合わせることで分析を行った。本研究は同一年度の最初と最後に実施された 2 つの学力テストを利用することで、初期時点での学力を制御した上で学級規模の効果を識別することが可能となった。最後に、本研究ではサンプルを初期学力(全国学力テストの結果)ばかりでなく通学区平均地価によって場合分けをし、学級規模の効果の異質性を探った。通学区平均地価－親の所得の代理変数－は学校教育以外の塾などの教育投資を子供に提供できるかどうかに関わっており、教育政策の効果を推定する際には重要な役割を果たすことが予想される。

3. データ

日本において教育生産関数を分析する際の課題は分析可能かつ全ての人アクセスできるデータの不足にあった。そして、このような状況が小中学生の教育についての評価を難しくしていると、赤林(2007)は指摘している。しかし、現在では、東京都や横浜市をはじめとした多くの自治体が独自の学力テストを行い、2007 年度には文部科学省が全国学力・学習状況調査を実施するなど学力データの蓄積が進んでいる。しかしながら、それらの情報は全ての人にとってアクセスできる状態にはなっていない⁵。そこで、本研究では、一部の先進的な自治体において市民の知る権利に応える形で行われている情報公開制度に注目して、学力データを収集した。

本研究では、神奈川県横浜市に対して情報公開請求を行い、2 種類の学校単位の学

⁵ 文部科学省は各市町村教育委員会に対して、学校名を明らかにした形での全国学力テストの結果の公表をしないように求めている。また、筆者らは横浜市以外にも自治体独自の学力テスト結果を求めて情報公開請求を行ったが、「過度な競争が生じるおそれ」などの理由により不開示の決定がなされた。

力データを得た。一つ目のデータは 2008・2009 年度に行われた横浜市学習状況調査の結果である。この調査は全市的な傾向の分析とその結果を教育施策に反映し、児童生徒の学力を向上させることを目的として、横浜市の公立学校に通う全児童生徒を対象として行われている。このテストの実施時期は小学校では 2 月、中学校では 1・2 年生は 3 月、3 年生は 11 月である。また、学力テストの実施科目は小学校 1・2 年生は国語・算数、3～6 年生は国語・社会・算数・理科であり、中学校は国語・社会・数学・理科・英語の 5 教科であった⁶。

2 つ目のデータは全国学力・学習状況調査の 2007～2009 年度の学校単位の調査結果である。この調査は「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・分析することにより、教育及び教育施策の成果と課題を検証し、その改善を図る」ことなどを目的として行われている(文部科学省・国立教育政策研究所 2008)。この調査の対象は小学校 6 年生、中学校 3 年生であり、調査時期はどちらも 4 月である。また、学力テストの実施科目は国語と数学(小学校は算数)であり、両教科とも知識を問う A 問題とその知識の活用力を問う B 問題とに分かれている。

また、横浜市内の各学校の学級数、児童生徒数のデータ収集には横浜市がインターネット上で公開している「市立学校現況」を用いた⁷。「市立学校現況」とは各年の 5 月 1 日に文部科学省が実施した学校基本調査をもとに横浜市教育委員会が収録した市立学校に関する統計である。この統計には各学校各学年の学級数、小学校では学年ごとの在籍児童数、中学校では男女別在籍児童生徒数に関する情報などが掲載されている。この調査によれば、横浜市内の 2009 年度の公立小学校は 346 校、中学校は 145 校存在し、それぞれ約 19 万 3 千人、7 万 6 千人の児童生徒が在籍している。

⁶ 以下では、小学校における算数についても数学と明記する。

⁷ これらのデータは横浜市教育委員会ホームページの以下の URL よりダウンロードできる。
(http://www.city.yokohama.jp/me/kyoiku/toukei_chosa/toukei_chosa1000.html; 参照 2011-01-05)

さらに、在籍する児童生徒の家庭背景を考慮するために、通学区の住宅地1平方メートル当たりの平均地価を求めた。平均地価の算出では住宅地公示地価の2006年度の情報と学校の通学区の情報を利用した。具体的には公示地価に含まれる住所の町名と各学校の通学区の町名とを突き合わせて、各学校の通学区単位で地価の平均を取り、それをもって、通学区の平均地価とした。しかしながら、地価測定地点と通学区とが重ならないために、通学区の平均地価を求めることができなかった学校が小学校では約50校(小学校全体の14%)、中学校では4校(中学校全体の2%)あり、そのような学校は地価を含めた分析から除外した。

最後に学力データを使用する際の注意点を述べる。第1に、本研究では学力テストの平均正答率を各年度、各学年、各教科内で平均50、標準偏差10となるように偏差値化した。第2に、2008年度横浜市学力テストから得られる各学校の平均正答率は各学校各学年の在籍者数に応じてランダムに抽出された児童生徒の正答率をもとに計算されている⁸。ただし、本研究ではそれらの抽出率の違いについては特別に考慮していない。第3に、学校の中には横浜市学力テスト実施時期と修学旅行が重なったり、インフルエンザの流行により学級閉鎖となったりした影響でテストを受けていない学校がある。

これらのデータより、各学校の2年分のパネルデータを作成した。分析手法とテスト実施学年の制限により、分析の対象は小学校6年生と中学校3年生に限定される。記述統計は表1に示した。学級規模の平均は小学校6年生では32.32人、中学校3年生では35.71人となっている。また、中学校の女子生徒比率は50%を下回っており、男子生徒と比べるとやや少なくなっている。通学区平均地価の平均は1平方メートル当たりおよそ20万円であった。さらに、後述する意図的に少人数学級を導入している学校は小

⁸ 具体的には、横浜市教委員会によると、学年の数が100名以上のときは100名、50名以上100名未満のときは50名、40名以上50名未満の場合は40名、30名以上40名未満の場合は30名、20名以上30名未満の場合は20名を抽出し、当該学年の平均正答率を計算している。

学校で7%、中学校では3%であった。

4. 識別戦略

学級規模縮小の効果の識別に際しては、Angrist and Lavy(1999)が提案した学級編制制度の非連続性を利用するという戦略を採用した。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」に定められている。この法律では小中学校 1 学級の児童生徒数の標準が 40 人と定められており、この人数に応じて各都道府県教育委員会が 1 学級の児童生徒数の基準を定めることとされている。この制度に従うと、1 学年 40 人までは 1 学級、41 人から 80 人までは 2 学級、81 人から 3 学級というように学級数が決定される。

しかしながら、2001 年以降、学級編制の弾力化が進み、義務標準法以下の編制基準を定める都道府県が現れた。神奈川県も学級編制の基準は 40 人としつつ、次の 2 つの方法により基準以下の学級編制が可能となっている。基準以下の学級編制を行う方法の一つは研究指定校による 35 人以下の学級編制の実施であり、また一つは学校の実態に応じた校長判断による弾力的な学級編制の実施である⁹。この少人数学級編制は学年単位で導入されており、2009 年度における研究指定校としての少人数学級実施校は小学校 6 年生 22 校、中学校 3 年生 1 校、弾力的な学級編制実施校は小学校 6 年生 6 校、中学校 3 年生 1 校であった。

実際の横浜市の学級規模がどのように分布しているかを図 1 によって確認する。図 1 の実線は小、中学校の当該学年における児童生徒数と 40 人の学級編制基準に従った場合に予想される学級規模との関係を示しており、その関係は、

⁹ 以下では、これら 2 つの方法によって少人数学級を実現している学校を「少人数学級編制実施校」と呼ぶ。

$$z_{ikt} = n_{ikt} / [\text{int}((n_{ikt} - 1) / 40) + 1] \quad (1)$$

と表される。 z は学級編制制度と児童生徒数 n より予想される学級規模であり、 $\text{int}[\cdot]$ はカッコ内の値の整数値を返す関数である。ただし、 i は学校を、 k は地区を、 t は時間を表す。また、図上のマーク Average Class Size(i)、(ii)、(iii)はそれぞれ通常の学級編制、研究指定校による少人数学級編制、弾力的学級編制実施校の2009年度の実際の平均学級規模を示している。図1 Panel Aより小学校において研究指定校、弾力的学級編制実施校となっている学校は本来であれば平均学級規模が40人近くになっていたが、制度を利用することで学級規模が小さくなった学校であることが分かる。Panel Bではほとんどの中学校が実線上に位置しており、県が定める通常の学級編制制度に従っていることが分かる。

以上の学級編制制度の特徴をもとにすると、Fuzzy Regression Discontinuity Design(以下、Fuzzy RDD)によって学級規模縮小の効果を識別可能であることが確認できる。RDDでは政策の影響を受けるかどうか(少人数学級に割り当てられるかどうか)が観察される変数(ある学年の在籍児童生徒数)によって決まることが要求される。しかし、実際の学級規模が学級編制制度と在籍児童生徒数より予想される学級規模によって完全に説明されない場合には、Fuzzy RDDによって学級規模の効果を推定する。Fuzzy RDDによる推定は、在籍児童生徒数より予想される学級規模(式1)を操作変数とした操作変数法(以下、IV法)による推定と同じである(Angrist and Lavy 1999)。

推定に入る前に、図2、3より在籍児童生徒数より予想される学級規模と得点との関係を確認する。図2では在籍児童生徒数に応じて各学校を10人刻みのカテゴリーに分類し、そのカテゴリー内の平均偏差値を計算し、プロットした。横浜市学習状況調査の結果を示した図2より、小学校、中学校共に国語、数学の平均偏差値は在籍児童生徒数が増えるほど上昇する傾向があることが分かる。また、学級規模の減少が起こる、在籍児童生徒数40、80、120人などの閾値付近においてテスト得点が顕著に上昇するとい

う傾向はどの学年においても見られなかった。一方、図3は2009年度の4月に行われた全国学力テストと同年度の2月に行われた横浜市学力テストの学校平均偏差値の差をとったものである¹⁰。この図では小学校のテスト得点が、学級規模の減少が起こる閾値付近で伸びていることが見て取れる。これらグラフによる分析は学級規模の効果をテスト得点の伸びとして捉えることができることを示唆している。

本研究では、学級規模がテスト得点に与える因果的効果を、以下の式に沿って推定する。観察されるデータの最小単位は任意の学校のある学年(小学校6年生、中学校3年生)であり、ある学年の平均学級規模がテスト結果に与える効果の推定式は

$$Y_{ijkt} = \alpha + \beta X_{ikt} + \delta C_{ikt} + \varepsilon_{ijkt}, \quad (2)$$

と表すことができる。 Y_{ijkt} は t 年のある地区 k における学校 i の教科 j の平均正答率の偏差値である。 C_{ikt} は平均学級規模、 X_{ikt} は在籍児童生徒数や女子生徒比率などの学校の属性を示す変数である。 ε_{ijkt} は観察不可能な属性を示しており、それには学校、地区、調査年の固定効果及び調査年と地区についての交差項を含んでいると仮定する。

推定の際の注意点として、横浜市では意図的に少人数学級が生じている場合があることが挙げられる。横浜市には学級編制の基準を変化させることができる制度があり、これらの制度を利用して少人数学級を編制している学校が存在する¹¹。このことは、優秀な学年について制度を利用して学級規模を縮小させているような場合には、学級規模縮小がテスト得点に与える効果を過大に評価する可能性がある。本研究では、研究指定校、弾力的学級編制実施校のリストを入手し、意図的な少人数学級実施校の存在が推定に与えるバイアスを最小限にとどめるために、それらの学校に関するダミー変数を作成

¹⁰ ただし、中学校3年生は同年度の11月に横浜市学力テストを受験している。

¹¹ その他に学級規模を意図的に変化させる可能性としては学級規模が大きな学校から子どもを転校させようとする親の存在がある。しかし、今回の分析では子どもの転校人数、及びその理由などについての情報を得ることができなかつたため、このような親の存在については十分なコントロールはできていない点には留意が必要である。ただし、横浜市において公立学校選択制度は導入されていないため、そのような親の意図による学校移動は少ないものと予想される。

したり、それらの学校を除いたりして結果の頑健性に関するチェックを行った。

ここで、式(1)によって定義された予想される学級規模を操作変数として使うことが妥当であるかどうかの確認を行う。表A1はそれぞれ表5、7、8、9の2段階最小二乗法の結果に対応する第1段階の推定結果である。表A1における被説明変数は実際の学級規模、説明変数には予想される学級規模や第2段階で用いる変数が含まれている。表A1よりどの列の結果も予想される学級規模と実際の学級規模が有意に相関していることが示されており、予想される学級規模を操作変数として用いることの妥当性が示された¹²。

さらにAngrist and Lavy(1999)は、操作変数法による学級規模識別のための重要な条件として、学年に在籍する児童生徒数について操作がないという仮定を挙げている。これは、例えば、学級規模が大きな学校から子どもを転校させようとする親が、在籍児童生徒数が40の倍数を少し超える学校に子どもを転校させる場合が該当する。しかしながら、日本の制度では、このような操作の可能性は少ないと考えられる。まず、日本の公立学校は生徒の定員を決める権限を持っていない¹³。また、横浜市では学校選択制による自由な公立学校の選択も認められていない。さらに、仮に親による意図的な在籍児童生徒数の操作があったとしても、学校が始まる数日前の在籍児童生徒数に応じて学級規模が決まる横浜市の学級編制制度では、親が自分の子どもを少人数学級に割り当てられるよう完全に在籍児童生徒数をコントロールするのは困難である。

¹² 第1段階における操作変数の妥当性については、当該変数のF統計量が10以上であるかどうかによる検証も行った(Stock, Wright and Yogo 2002)。その結果、操作変数法を用いた144本の推計結果のうち141本がこの基準を満たしていた。また、この基準を満たしていない3本の推計のうち、表7 Panel A 及び B の列(9)のF統計量は9.7であった。さらに、表10 Panel B 列(12)の推計では操作変数である予想される学級規模と実際の学級規模が完全に相関していたためF統計量を求めることができなかった。

¹³ 定員を調整できる私立学校について分析したチリのケースでは、操作によってバイアスが引き起こされていることが明らかになっている(Urquiola and Verhoogen 2009)。

5. 推定結果

本節では式(2)の推定式に従い、学級規模の効果の推定を行う。学級規模の効果の推定の際には最も基本的なOLS及び4節で定義した操作変数を用いたIV法による推定から始めた。さらに、本研究では調査時期の異なる2つのデータを利用したValue added modelに対してOLS、IV法による推定を行った。分析の際には平均学級規模の他に、中学校の場合には女子生徒比率を常に考慮した。また、在籍児童生徒数の3乗までの多項式、通学区平均地価、年度ダミー、区ダミー、年度ダミーと区ダミーの交差項などを適宜コントロールし、推定値の検定には同一学校内での誤差項の相関を許したclustering robustな標準誤差を用いた¹⁴。

5. A. OLS による分析

表2、表3はそれぞれ小学校、中学校における学級規模の効果をOLSまたはIV法によって推定した結果を示している。被説明変数は2008、2009年度の横浜市学習状況調査の平均正答率を偏差値化したものである。各表の列(1)~(3)、(7)~(9)では全ての学校を用い、意図的な少人数学級実施校はダミー変数によって識別した。また、各表の列(4)~(6)、(10)~(12)では意図的な少人数学級編制実施校を除いて分析を行った。

学級規模の効果を概観すると次のようになる。まず、小学校における学級規模の効果は在籍児童生徒数をコントロールしない場合(表2列(1)、(7))、全ての教科に対して正で統計的に有意となっている。しかし、在籍児童生徒数をコントロールした場合には、これらの結果の統計的な有意性は消えてしまう。次に、中学校における学級規模の効果

¹⁴ 横浜市には18の区があり、それらについて区ダミーを作成した。

は在籍児童生徒数をコントロールしない場合には、国語の成績に対して正の統計的有意な効果が確認された(表 3、列(1)及び(7))。ただし、この結果も小学校の分析同様に、在籍児童生徒数をコントロールすると統計的有意性は消えてしまう。また、全体的な傾向として在籍児童生徒数を考慮すると学級規模の効果は小さくなり、一部の推定においてはマイナスの推定値となる。さらに OLS と IV 法による推定結果を比較すると、より能力の低い生徒ほど少人数の学級に割り当てられる傾向が確認できる。

5. B. Value added model による分析

OLS や単純な IV 法では生徒の家庭背景など観察されない属性を十分にコントロールできないため、Value added model による分析を行った。Value added model は初期時点の学力を式(2)に加えることで、学級規模の因果的効果をより厳密に測定できるという利点をもつ。初期時点の学力を制御することは児童生徒の家庭背景、学校の教師の質、コホート効果などの観察されない属性をコントロールするのに役立つ。さらに、本研究における分析では同一年度の初めと終わりに行われるテストを利用しているため、年度の変わり目で児童生徒が移動して、学年の生徒属性が変化してしまう可能性を小さくすることができる。

Value added model では、本研究の特徴の一つである調査時期の異なる 2 つの学力テストを使用して分析している。全国学力テストは学年開始時(4 月)に行われており、横浜市学力テストは学年の最後(小学校 6 年生は 2 月、中学校 3 年生は 11 月)に実施されている。これらの調査を組み合わせることで初期時点の学力をコントロールした上で学級規模の効果を識別することができる。以下では、Value added model にもとづく推定式を説明し、まず、OLS による推定結果を報告する。次に、学級規模の決定についての内生性の問題に対処するため学級編制制度より予想される学級規模を操作変数とした IV 法

による推定結果を報告する。

Value added model の第 1 のタイプは教科別の分析である(以下、VAM Type1)。つまり、横浜市学力テストの国語(数学)の偏差値を全国学力テストの国語(数学)の偏差値を用いて説明するモデルである。推定式は

$$Y_{ijkt} = \alpha + \beta X_{ikt} + \delta C_{ikt} + \gamma NAAA_{ijkt} + \varepsilon_{ijkt}, \quad (3)$$

となる。ここで、 Y_{ijkt} は横浜市学力テストの結果であり、ある学年の最後の学力を測っている。一方、 $NAAA_{ijkt}$ は全国学力テストの結果であり、学年の最初の時点の学力を測っている。なお、本研究では $NAAA_{ijkt}$ として各教科の A 科目、B 科目のテストの偏差値を足し合わせた数値の偏差値を用いる。

また、Value added model の第 2 のタイプ(以下、VAM Type2)は国語と数学のテスト結果をプールしたデータを用いた分析である。これは横浜市学力テストの国語・数学の偏差値が全国学力テストの国語と数学の偏差値から影響を受けることを想定したモデルである。このときの推定式は

$$Y_{ijkt} = \alpha + \beta X_{ikt} + \delta C_{ikt} + \gamma_1 NAAA_{i1kt} + \gamma_2 NAAA_{i2kt} + \varepsilon_{ijkt}, \quad (4)$$

となる。ここで、 Y_{ijkt} は横浜市学習状況調査の結果であり、ある学年の最後の学力を測っている。一方、 $NAAA_{i1kt}$ 、 $NAAA_{i2kt}$ はそれぞれ全国学力テストの国語、数学のテスト結果であり、その学年の最初の時点での学力を測っている。

表 4 から表 7 は小学校 6 年生と中学校 3 年生の学級規模の効果を VAM Type1 によって推計した結果を示している。各表の Panel A は国語のテスト結果を、Panel B は数学のテスト結果を被説明変数としている。また、最初の 6 列は全てのサンプルを、次の 6 列では学級規模の非連続的な変化が起きる値(40 の倍数)から±5 以内の在籍児童生徒数の学校に限定している。各表の第 1 行に平均学級規模、第 2 行に全国学力テストの点数に係る係数を示しており、表の下部にはこれらの変数以外に制御した説明変数が示されている。なお、中学校においては女子生徒比率についても制御している。

VAM Type1 を利用した小学校の分析の結果、学級規模の縮小が小学校 6 年生の国語の得点を有意に上昇させることが明らかになった。まず OLS によって学級規模の効果を推定した結果、その効果は有意ではないがマイナスとなった(表 4 Panel A)。次に IV 法による分析の結果では、学級規模の縮小が 10%有意水準で有意に国語のテスト得点を 0.1118 ポイント上昇させていることが確認された(表 5、Panel A 列(3))。さらに、学級規模縮小によるテスト得点の上昇は社会経済的背景の代理変数として用いた通学区平均地価を考慮した場合には、5%有意水準で有意になることが確認された。一方、数学の得点に対しては学級規模の有意な効果は観察されなかった。同様のモデルで中学校を分析した場合、学級規模の有意な効果は観察されず、符号も一定には定まらなかった。

VAM type2 による分析の結果も VAM type1 同様、小学校において学級規模の縮小がテスト得点を上昇させることを示している。OLS による推定では Full Sample、Discontinuity Sample とともにマイナスであるものの有意な効果を示していない(表 8 Panel A)。しかしながら、IV 法による推定の結果では Full Sample で学級規模の効果が統計的に有意にマイナスになる傾向がみられた。さらに、通学区の地価を考慮したモデルでは、学級規模の効果は-0.0970 であり 10%有意水準で有意であった。Discontinuity Sample においても Full Sample 同様に学級規模の効果はマイナスであり、かつ列(12)においては 10%有意水準で有意な結果を得た。中学生に対する学級規模の効果の分析は表 9 に示しているが、学級規模の有意な効果は観察されなかった。

5. C. 学級規模の縮小は学校間の教育達成度の差を縮小させるか

本節では学級規模がテスト得点に与える効果が初期条件の違いによって異なりうるのかどうかを検証する。このことを検証するために、本研究では小学校を全国学力テストの結果及び通学区の平均地価の中央値によって 2 つのグループに分けた上で推計

を行った¹⁵。

表 10 は全国学力テストの中央値によって学校を分けた上で、VAM Type1 における学級規模の効果を IV 法によって推計した結果である。Panel A は全国学力テストで測った初期学力が高い学校について、Panel B は初期学力が低い学校についての結果である。学級規模が国語のテスト得点に与える効果は初期学力が高いグループについてのみ有意にマイナスであった。一方、数学のテスト得点に与える効果は初期学力の違いによって分けた場合でも有意ではなかった。この結果は、Bressoux, Kramarz and Prost (2009)の結果とは異なり、初期学力が高い学校ほど小さい学級規模からより多くの恩恵を受けていることを示している。

表 11 は表 10 と同じ分析を、今度は通学区の平均地価の中央値によって 2 つのグループに分けた場合の推計結果である。この結果から通学区の平均地価の高い場所に立地しているグループほど学級規模縮小による恩恵を得ていることがわかる。また、表 11 の結果から一律に学級規模を縮小させことが必ずしも学校間のテスト得点差を縮小させないことが示唆される。例えば、表 11 は経済的に恵まれているグループとそうではないグループにおける全国学力テストの国語のテスト得点の差が 6.13 であることを示している。さらに、表 11 列(6)からは経済的に恵まれている地域に立地している学校では学級規模縮小によって 0.34 ポイント分のテスト得点上昇が観察される一方、そうではない学校では学級規模縮小によるテスト得点上昇が観察されていない。これらを合わせて考えると、平均学級規模を 40 人から 30 人へと一律に縮小させるような政策を行うと、テスト得点の差がさらに約 3.4 ポイント広がってしまうことが予想される。

¹⁵ 中学校においても同様のグループ分けと推計を行ったが、ほとんどの推計結果において有意な効果は観察されなかったため、小学校の分析結果のみを示す。

5. D. 固定効果モデルによる学級規模の効果の推計

最後に、固定効果モデルによって学級規模の効果の推計して、学級規模縮小の効果の頑健性をチェックする。Todd and Wolpin (2003)は Value added model が不偏推定量を得るために強い仮定を置いていることを指摘している。彼らの指摘したように、もし達成度の指標についてのラグ変数(本研究における全国学力テストの結果)が観察されない属性と相関していれば、全国学力テストに係る係数や学級規模の係数にもバイアスが生じている可能性がある。また、本研究には被説明変数である横浜市学習状況調査と全国学力テストが厳密に同じ学力を測るために設計されていないという問題点もある。

これらの点に対処するために、本節では Todd and Wolpin(2003)の指摘を考慮し、式(3)を固定効果モデルによって推計した。ここでは学校の固定効果 μ_i を μ_i^Y と μ_i^N に分解する。そして、教育の生産関数を以下のように再定義する。

$$Y_{ikt} = \alpha + \beta X_{ikt} + \delta C_{ikt} + \mu_i^Y + \theta_t + \varepsilon_{ikt}, \quad (5)$$

$$NAAA_{ikt} = \alpha^N + \beta^N X_{ikt} + \delta^N C_{ikt} + \mu_i^N + \theta_t + v_{ikt}, \quad (6)$$

ただし、 μ_i^Y と μ_i^N はそれぞれ、横浜市学習状況調査、全国学力テストに影響を与える固定効果である。この状況において、通常 Value added model のように式(6)の両辺に γ をかけて式(5)から引いたとしても、 $\mu_i = \mu_i^Y - \gamma \mu_i^N$ は必ずしもゼロとはならない。また、 $NAAA$ と μ_i が相関するため、 $NAAA$ の効果を過大に推定してしまう可能性もある。そこで、表 12 では固定効果による学級規模の効果の推計を行った。分析の結果、同様に学級規模が国語のテスト得点に与える効果は有意にマイナスであるものの、数学のテスト得点に与える効果は有意ではないということが明らかになった。

5. E. 学級規模縮小の効果の解釈

本節では、学級規模縮小が及ぼす効果について考察する。まず、学級規模縮小の効果の大きさはどの程度であるのか、Effect Sizeによって確認し、過去の研究におけるEffect sizeと比較する。Effect Sizeとは学級規模1人分の縮小がテスト得点に与える効果を、テスト得点の標準偏差単位で測った数値である。学級規模の縮小が小学校の国語に与えた効果は表5 Panel A 列(3)によれば0.1118であり、Effect Sizeは0.0112(0.1118/9.9927)である¹⁶。一方、Angrist and Lavy(1999)が行った、第5学年のヘブライ語の成績に与えた学級規模の効果のEffect Sizeは0.035である。また、Krueger(1999)が計算した少人数学級に割り当てられることのEffect Sizeは第1学年が0.28、第2学年が0.22、第3学年が0.19であった。Krueger(1999)の計算が標準的な学級規模より8人少ない、少人数学級で学ぶ効果であったことを考慮して、本研究のEffect Sizeの値を8倍すれば、0.0896となる。つまり、横浜市における学級規模縮小の効果はあったとしても、イスラエルにおける効果と比べて約3分の1、アメリカにおける効果と比べて約2分の1と、過去の先行研究と比して小さいということが分かる。

本研究における学級規模縮小の効果の特徴は、小学校における国語のテスト得点のみを上昇させ、数学についてはその効果が観察されなかったことにある。この結果は全国で広がりつつある習熟度別少人数指導の影響によって部分的に説明される。例えば、全国の習熟度別少人数指導実施率をみると、小学校の場合、国語、算数の各教科における実施率はそれぞれ約20%、約65%である(文部科学省2009)。この数値は少人数指導が数学の授業において導入しやすく、数学の授業では公表されている学級規模よりも少ない人数での授業が行われていることを示唆している。つまり、この測定上の誤差

¹⁶平均正答率の偏差値化はテスト実施年度別科目別に行ったため、テスト得点の偏差値の標準偏差は10とはならない。なお、小学校の国語のテスト得点の偏差値の標準偏差は9.9927である。

が学級規模の数学のテスト得点に与える効果の推計結果にバイアスを生じさせている可能性がある。

また、小学校と中学校で学級規模縮小の効果の現れ方が異なっていたことも特徴の一つである。この違いが生じた要因について、一つにはテスト実施時期が小学校と中学校とで異なっていた点が考えられる。横浜市学力テストは小学校6年生が学年の最後である2月に、中学校3年生が11月に実施されている。これは中学校3年生が当該学年の学級規模から受ける影響が小学校6年生に比べて短いことを示している。次に、中学校3年生の多くが高校進学のための受験の準備ために通塾しており、学級規模をはじめとした学校の教育環境とは関係のないところで学力が形成されている可能性が考えられる。もし仮に通塾率が小学校と中学校の結果の違いを説明するのであれば、通塾率が高い学校では学級規模の効果はより小さくなるはずである。しかし、追加的な分析の結果、通塾率の高さの代理変数としての通学区の地価が高いことを示すダミー変数と学級規模の交差項はプラスであるという結果を得た。この結果は、通塾率の違いだけが小学校と中学校における学級規模の効果の違いを生じさせているわけではないことを示唆している。

この結果を考えるために、本研究と同じような結論を得た Konstantopoulos(2008)の研究は示唆に富んでいる。彼は STAR データを再分析することで、少人数学級の効果は最初の1~2年におけるテスト得点に対してより大きなプラスの影響を与えること、そして、その効果はより高い学力を持つ層で大きくなったことを発見した。彼は達成度の高い人が低い人に比べて少人数学級からより多くの恩恵を得ている点について2つのメカニズムで説明を試みている。その一つのメカニズムが教師は少人数学級のほうが能力の高い生徒を識別しやすく、彼らにより効果的な教育を施すことができるというものである。もう一つは少人数学級での教育方法そのものがより能力の高い人に有利であるというものである。

また、Konstantopoulos(2008)の研究における重要な指摘の一つは少人数学級の累積的な効果は時間が経つにつれて減少していくことを明らかにしている点である。彼の研究にもとづくと、中学校3年生における少人数学級の効果は小学校6年生に比べて非常に小さく、それゆえ初期学力を制御した時でさえ、その効果を識別するのは困難であるのかもしれない。さらに、公立小学校において能力の高かった生徒ほど私立中学校へと進学する傾向があることも一因であるかもしれない。例えば、Konstantopoulos(2008)や本章の表10より明らかになったことは、より能力の高い生徒ほど少人数学級から恩恵を得ているということであった。つまり、そのような生徒が公立小学校に比べて少ない公立中学校では小学校で見られたほどの学級規模の効果は見られないのかもしれない。しかしながら、これの仮説の検証は、公立中学校のデータしかない状況では困難であり、今後検証していくべき課題の一つである。

6. おわりに

本研究は日本の学級編制制度の非連続性を利用して、学級規模の縮小が学力に与える因果的効果を識別した。本研究の独自の貢献は Angrist and Lavy(1999)が提案した操作変数法による分析を Value added model と組み合わせ、さらに自治体レベルの少人数学級編制制度を考慮に入れた分析を行った点にある。分析の結果、学級規模の縮小は学力向上の観点から一定の効果があることが示唆された。特に小学校6年生を対象にした Value added model による分析では学級規模の縮小が国語のテスト得点に与える効果は有意にプラスであることが確認された。一方で、中学校3年生を対象にした分析では学級規模がテスト得点に与える有意な効果は確認されなかった。また、サンプルを初期の学力及び通学区の平均地価で分割した場合に、学級規模縮小によるプラスの効果が経済的に豊かな地域に立地している学校において生じていることが確認された。

この結果は一律に学級規模を縮小する政策が必ずしもテスト得点の差を縮小させないことを示唆している。つまり、学級規模縮小政策を実行する場合には、経済的に不利な地域に立地する学校を中心に政策を進めることが、学校間のテスト得点差を縮小させるという目的において適していることを示している。

最後に本研究の残された課題を挙げて、本章を締めくくりたい。第1に、小学校6年生、中学校3年生以外での学級規模の効果の測定が望まれる。文部科学省は低学年から少人数学級を導入しようとしているが、その政策を明確に支持するためには、各学年の学級規模の効果と比較することが必要となる。次に、本研究における結果はあくまで学校レベルのデータを用いることで分かった結果であり、一律に学級規模が縮小された場合に生徒間の教育達成度の差がどのように変化するかについて直接的な示唆を得ることはできない。

また、分析に用いたデータについての課題は以下の2つが挙げられる。まず、本研究では横浜市という、限られた地域のデータを利用している点に留意が必要である。このため、横浜市固有の影響を排除できていないこと、サンプルサイズが必ずしも十分に大きくないという課題が残されている。また、より情報量の豊富なデータセットを構築する必要もあるだろう。例えば、学年開始時点の学力以外の児童生徒の家庭的背景や教師の学校間での無作為でない割り当てについて十分にコントロールするためのデータが政策効果をより精緻に分析するためには必要である。

参考文献

- [1] 赤林英夫(2007)「学校選択と教育ヴァウチャー 政策と研究」市村英彦・伊藤秀史・小川一夫・二神孝一編『現代経済学の潮流 2007』東洋経済新報社, pp.189-216.
- [2] 大谷奨(2005)「学級編制・教職員配置に関する全国概要」『学級編制と地方分権・学校の自律性』, 堀内孜編著, 多賀出版, pp.35-57.
- [3] 小塩隆士・妹尾渉(2003)「日本の教育経済学：実証分析の展望と課題」, ESRI Discussion Paper Series, No.69.
- [4] 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』, 千葉県検証改善委員会, pp.73-97.
- [5] 清水克彦(2002)「算数・数学の学力調査結果」『国立教育政策研究所紀要』第 131 号, pp.62-70.
- [6] 中央教育審議会初等中等教育分科会(2010)『今後の学級編制及び教職員定数の改善について(提言)』,
http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/hensei/005/_icsFiles/afieldfile/2010/07/29/1296296_1.pdf, (参照 2011-01-17).
- [7] 三宅征夫(2002)「理科の学力調査結果」『国立教育政策研究所紀要』第 131 号, pp.71-77.
- [8] 文部科学省・国立教育政策研究所(2008)『平成 19 年度 全国学力・学習状況調査【中学校】報告書』.
- [9] 文部科学省(2009)『平成 19・20 年度全国学力・学習状況調査追加分析報告書』.
- [10] 山下絢(2008)「米国における学級規模縮小の効果に関する研究動向」『教育学研究』第 75 巻, 第 1 号, pp.13-23.
- [11] Angrist, Joshua D., and Victor Lavy. 1999. “Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement.” *Quarterly Journal of Economics* 114, no. 2:

533-575.

- [12] Bonesrønning, Hans. 2003. "Class Size Effects on Student Achievement in Norway: Patterns and Explanations." *Southern Economic Journal* 69, no. 4: 952-965.
- [13] Boozer, Michael, and Cecilia Rouse. 2001. "Intraschool Variation in Class Size: Patterns and Implications." *Journal of Urban Economics* 50, no. 1: 163-189.
- [14] Browning, Martin, and Eskil Heinesen. 2007. "Class Size, Teacher Hours and Educational Attainment." *Scandinavian Journal of Economics* 109, no. 2: 415-438.
- [15] Bressoux, Pascal, Francis Kramarz, and Corinne Prost. 2009. "Teachers' Training, Class Size and Students' Outcomes: Learning from Administrative Forecasting Mistakes." *Economic Journal* 119, no. 536: 540-561.
- [16] Dobbelsteen, Simone, Jesse Levin, and Hessel Oosterbeek. 2002. "The Causal Effect of Class Size on Scholastic Achievement: Distinguishing the Pure Class Size Effect from the Effect of Changes in Class Composition." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64, no. 1: 17-38.
- [17] Finn, Jeremy D. and Charles M. Achilles. 1990. "Answers and Questions about Class Size: a Statewide Experiment." *American Educational Research Journal* 27, no. 3: 557-577.
- [18] Hanushek, Eric A. 1996. "Measuring Investment in Education." *Journal of Economic Perspectives* 10, no. 4: 9-30.
- [19] Hojo, Masakazu. 2011. "Education Production Function and Class-Size Effects in Japanese Public Schools." *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series*, No. 194.
- [20] Hojo, Masakazu and Takashi Oshio. 2010. "What factors determine student performance in East Asia? New evidence from TIMSS 2007." *PIE/CIS Discussion Paper*, No. 494.
- [21] Hoxby, Caroline M. 2000. "The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation." *Quarterly Journal of Economics* 115, no. 4:

1239-1285.

- [22] Konstantopoulos, Spyros. 2008. "Do Small Classes Reduce the Achievement Gap between Low and High Achievers? Evidence from Project STAR", *Elementary School Journal* 108, no. 4: 275-291.
- [23] Krueger, Alan B. 1999. "Experimental Estimates of Education Production Functions." *Quarterly Journal of Economics* 114, no. 2: 497-532.
- [24] Krueger, Alan B., and Diane M. Whitmore. 2001. "The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-Test Taking and Middle School Test Results: Evidence from Project STAR." *Economic Journal* 111, no. 468: 1-28.
- [25] Leuven, Edwin, Hessel Oosterbeek, and Marte Rønning. 2008. "Quasi-experimental Estimates of the Effect of Class Size on Achievement in Norway." *Scandinavian Journal of Economics* 110, no. 4: 663-693.
- [26] Lindahl, Mikael. 2005. "Home versus School Learning: A New Approach to Estimating the Effect of Class Size on Achievement." *Scandinavian Journal of Economics* 107, no. 2: 375-394.
- [27] OECD. 2010. *Education at a Glance 2010: OECD Indicators*, Paris: OECD Publishing.
- [28] Stock, J. H., J. H. Wright and M. Yogo. 2002. "A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments", *Journal of Business and Economic Statistics* 20, no. 4: 518-529.
- [29] Todd, Petra E., and Kenneth I. Wolpin. 2003. "On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement." *Economic Journal* 113, no. 485: F3-33.
- [30] Urquiola, Miguel, and Eric Verhoogen. 2009. "Class-Size Caps, Sorting, and the Regression-Discontinuity Design." *American Economic Review* 99, no. 1: 179-215.

図表

表 1. 記述統計

	Mean	S.D.	Min	Max	N
小学校6年生					
被説明変数					
横浜市学習状況調査(国語)	50.00	9.99	5.56	75.81	692
横浜市学習状況調査(数学)	50.00	9.99	17.79	80.14	689
横浜市学習状況調査(国語と数学)	50.00	9.99	5.56	80.14	1381
説明変数					
平均学級規模	32.32	4.72	16.00	41.00	692
全国学力・学習状況調査(国語)	50.00	9.99	12.70	74.24	692
全国学力・学習状況調査(数学)	50.00	9.99	15.66	72.40	692
在籍生徒数	92.13	34.21	16.00	195.00	692
通学区平均地価(1000円 / m ²)	205.49	36.51	131.33	311.00	594
意図的な少人数学級実施校ダミー	0.07	0.25	0.00	1.00	692
中学校3年生					
被説明変数					
横浜市学習状況調査(国語)	50.00	9.98	2.49	71.13	288
横浜市学習状況調査(数学)	50.00	9.98	15.63	74.38	288
横浜市学習状況調査(国語と数学)	50.00	9.97	2.49	74.38	576
説明変数					
平均学級規模	35.71	3.57	13.33	42.75	290
全国学力・学習状況調査(国語)	50.00	9.98	14.18	68.92	290
全国学力・学習状況調査(数学)	50.00	9.98	18.50	72.93	290
在籍生徒数	173.91	69.42	38.00	391.00	290
通学区平均地価(1000円 / m ²)	204.04	36.48	131.33	311.00	282
女子生徒比率(%)	47.82	3.96	31.25	59.09	290
意図的な少人数学級実施校ダミー	0.03	0.16	0.00	1.00	290

注: 平均学級規模、児童生徒数、女子生徒比率は横浜市の「市立学校現況」を使用した。通学区平均地価の計算には住宅地公示地価の2006年版を使用した。意図的な少人数学級実施校ダミーはある学校が研究指定校としての少人数学級編制実施校もしくは弾力的学級編制実施校であるかどうかを示している。

表 2. 学級規模の効果の推定結果(対象学年: 小学校 6 年生・推計方法: OLS / IV 法)

Panel A: 国語	OLS						IV					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.3359*** (0.0886)	-0.1002 (0.1015)	-0.1018 (0.1052)	-0.1049 (0.1014)	-0.1037 (0.1055)	-0.0887 (0.1097)	0.2994*** (0.0955)	-0.1580 (0.1096)	-0.1645 (0.1125)	-0.1353 (0.1038)	-0.1347 (0.1065)	-0.1333 (0.1091)
Adjusted R ²	0.2493	0.3125	0.2976	0.3182	0.3029	0.3956	0.2490	0.3120	0.2971	0.3181	0.3028	0.3954
N	692	692	692	647	647	557	692	692	692	647	647	557

Panel B: 数学	OLS						IV					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.2763*** (0.0787)	-0.0268 (0.1065)	-0.0195 (0.1094)	-0.0331 (0.1072)	-0.0231 (0.1104)	0.0084 (0.1118)	0.2418*** (0.0846)	-0.0792 (0.1157)	-0.0723 (0.1168)	-0.0629 (0.1108)	-0.0553 (0.1121)	-0.0197 (0.1124)
Adjusted R ²	0.2590	0.2868	0.2740	0.2879		0.3966	0.2587	0.2864	0.2736	0.2878	0.2753	0.3965
N	689	689	689	644	644	555	689	689	689	644	644	555
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項が含まれている。

平均学級規模に対する操作変数は式(1)より計算される予想される学級規模である。

表 3. 学級規模の効果の推定結果(対象学年: 中学校 3 年生・推計方法: OLS / IV 法)

Panel A: 国語	OLS						IV					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.4566*	0.1733	0.2131	0.1869	0.2142	0.3375	0.5198*	0.1373	0.1710	0.0587	0.0591	0.2294
	(0.2443)	(0.2380)	(0.2492)	(0.2467)	(0.2616)	(0.2582)	(0.3139)	(0.3770)	(0.3774)	(0.3265)	(0.3360)	(0.3308)
Adjusted R ²	0.2694	0.2940	0.2623	0.3169	0.2850	0.3055	0.2690	0.2939	0.2622	0.3158	0.2834	0.3046
N	288	288	288	280	280	272	288	288	288	280	280	272

Panel B: 数学	OLS						IV					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.2701	-0.0255	-0.0374	-0.0265	-0.0455	0.1175	0.2866	-0.1657	-0.1504	-0.1794	-0.2129	0.0230
	(0.2083)	(0.2027)	(0.2230)	(0.2151)	(0.2371)	(0.2207)	(0.2660)	(0.3278)	(0.3364)	(0.2806)	(0.2988)	(0.2788)
Adjusted R ²	0.2749	0.3130	0.2769	0.3326		0.4014	0.2749	0.3116	0.2760	0.3310	0.2964	0.4007
N	288	288	288	280	280	272	288	288	288	280	280	272
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項と女子生徒比率が含まれている。

平均学級規模に対する操作変数は式(1)より計算される予想される学級規模である。

表 4. Value added model (type 1)による学級規模の効果の推定結果(対象学年: 小学校 6 年生・推計方法: OLS)

Panel A: 国語	Full sample						Discontinuity Sample (±5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	-0.0289 (0.0493)	-0.0858 (0.0603)	-0.0885 (0.0624)	-0.0898 (0.0598)	-0.0972 (0.0620)	-0.1166* (0.0682)	-0.0366 (0.0723)	-0.0452 (0.0794)	-0.0003 (0.0801)	-0.0437 (0.0828)	-0.0038 (0.0838)	-0.0756 (0.1009)
全国学力・学習状況調査(国語)	0.8788*** (0.0227)	0.8658*** (0.0238)	0.8712*** (0.0241)	0.8687*** (0.0243)	0.8750*** (0.0248)	0.8550*** (0.0319)	0.8590*** (0.0423)	0.8464*** (0.0429)	0.8297*** (0.0469)	0.8543*** (0.0525)	0.8240*** (0.0572)	0.7924*** (0.0721)
Adjusted R ²	0.7648	0.7683	0.7694	0.7688	0.7694	0.7575	0.8341	0.8373	0.8409	0.8451	0.8488	0.8524
N	692	692	692	647	647	557	159	159	159	126	126	110

Panel B: 数学	Full sample						Discontinuity Sample (±5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	-0.0578 (0.0421)	-0.0280 (0.0579)	-0.0226 (0.0579)	-0.0328 (0.0583)	-0.0273 (0.0582)	-0.0329 (0.0666)	-0.1065 (0.0818)	-0.0637 (0.0930)	-0.0654 (0.0993)	-0.0585 (0.0960)	-0.0595 (0.0958)	-0.0804 (0.0982)
全国学力・学習状況調査(数学)	0.8860*** (0.0214)	0.8935*** (0.0229)	0.8990*** (0.0228)	0.8845*** (0.0236)	0.8899*** (0.0235)	0.8615*** (0.0307)	0.9029*** (0.0357)	0.9275*** (0.0417)	0.9266*** (0.0487)	0.8985*** (0.0484)	0.8536*** (0.0513)	0.8350*** (0.0634)
Adjusted R ²	0.7990	0.7998	0.8038	0.7966	0.8010	0.7895	0.8381	0.8418	0.8362	0.8394	0.8526	0.8688
N	689	689	689	644	644	555	157	157	157	124	124	109
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項が含まれている。

表 5. Value added model (type 1)による学級規模の効果の推定結果(対象学年: 小学校 6 年生・推計方法: IV 法)

Panel A: 国語	Full sample						Discontinuity Sample (±5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	-0.0396 (0.0521)	-0.1075* (0.0624)	-0.1118* (0.0637)	-0.1075* (0.0613)	-0.1144* (0.0627)	-0.1468** (0.0685)	-0.0630 (0.0743)	-0.0829 (0.0760)	-0.0439 (0.0751)	-0.0723 (0.0787)	-0.0289 (0.0748)	-0.1307 (0.0867)
全国学力・学習状況調査(国語)	0.8801*** (0.0223)	0.8657*** (0.0234)	0.8712*** (0.0235)	0.8687*** (0.0239)	0.8750*** (0.0240)	0.8553*** (0.0308)	0.8633*** (0.0398)	0.8490*** (0.0397)	0.8336*** (0.0407)	0.8573*** (0.0478)	0.8273*** (0.0486)	0.7971*** (0.0598)
Adjusted R ²	0.7648	0.7682	0.7693	0.7688	0.7693	0.7574	0.8339	0.8369	0.8403	0.8448	0.8486	0.8514
N	692	692	692	647	647	557	159	159	159	126	126	110

Panel B: 数学	Full sample						Discontinuity Sample (±5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	-0.0756* (0.0451)	-0.0575 (0.0624)	-0.0482 (0.0619)	-0.0461 (0.0601)	-0.0422 (0.0590)	-0.0426 (0.0669)	-0.1612* (0.0928)	-0.1356 (0.0970)	-0.1329 (0.0940)	-0.0913 (0.0948)	-0.1170 (0.0868)	-0.1267 (0.0847)
全国学力・学習状況調査(数学)	0.8878*** (0.0212)	0.8935*** (0.0225)	0.8991*** (0.0221)	0.8845*** (0.0231)	0.8899*** (0.0228)	0.8616*** (0.0295)	0.9114*** (0.0338)	0.9322*** (0.0386)	0.9337*** (0.0418)	0.9015*** (0.0435)	0.8613*** (0.0433)	0.8398*** (0.0524)
Adjusted R ²	0.7989	0.7997	0.8037	0.7966	0.8010	0.7895	0.8372	0.8404	0.8349	0.8390	0.8515	0.8681
N	689	689	689	644	644	555	157	157	157	124	124	109
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項が含まれている。

平均学級規模に対する操作変数は式(1)より計算される予想される学級規模である。

表 6. Value added model (type 1)による学級規模の効果の推定結果(対象学年: 中学校3年生・推計方法: OLS)

Panel A: 国語	Full sample						Discontinuity Sample (±5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.1033 (0.1052)	0.0803 (0.1080)	0.0834 (0.1129)	0.0966 (0.1132)	0.1091 (0.1195)	0.0345 (0.1128)	0.0501 (0.1367)	0.1813 (0.1699)	0.2778 (0.2172)	0.1691 (0.1685)	0.3145 (0.2374)	0.3128 (0.2458)
全国学力・学習状況調査(国語)	0.8853*** (0.0401)	0.8822*** (0.0417)	0.8802*** (0.0438)	0.8728*** (0.0427)	0.8703*** (0.0448)	0.9169*** (0.0527)	0.9303*** (0.0763)	0.9027*** (0.0775)	0.9731*** (0.0879)	0.8893*** (0.0770)	0.9742*** (0.0932)	0.9701*** (0.0982)
Adjusted R ²	0.8201	0.8187	0.8126	0.8175	0.8117	0.8064	0.8509	0.8527	0.8392	0.8564	0.8437	0.8384
N	288	288	288	280	280	272	67	67	67	62	62	62
Panel B: 数学	Full sample						Discontinuity Sample (±5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	-0.0189 (0.0878)	-0.0213 (0.0969)	-0.0456 (0.1034)	-0.0412 (0.0999)	-0.0579 (0.1089)	-0.0449 (0.1066)	0.0140 (0.1677)	0.1677 (0.2300)	0.1175 (0.2425)	0.1327 (0.2481)	0.0692 (0.2739)	0.0791 (0.2855)
全国学力・学習状況調査(数学)	0.8708*** (0.0351)	0.8612*** (0.0330)	0.8663*** (0.0351)	0.8500*** (0.0331)	0.8549*** (0.0355)	0.8369*** (0.0415)	0.8737*** (0.1022)	0.8248*** (0.1155)	0.9013*** (0.1369)	0.8151*** (0.1163)	0.8819*** (0.1397)	0.9134*** (0.1713)
Adjusted R ²	0.8217	0.8219	0.8203	0.8209	0.8191	0.8178	0.7747	0.7786	0.7680	0.7812	0.7720	0.7670
N	288	288	288	280	280	272	67	67	67	62	62	62
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項と女子生徒比率が含まれている。

表 7. Value added model (type 1)による学級規模の効果の推定結果(対象学年: 中学校3年生・推計方法: IV 法)

Panel A: 国語	Full sample						Discontinuity Sample (±5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.1330 (0.1375)	0.1197 (0.1645)	0.1384 (0.1656)	0.0458 (0.1474)	0.0492 (0.1503)	-0.0554 (0.1417)	0.0799 (0.1595)	0.1752 (0.2222)	0.3492 (0.2628)	0.0569 (0.1706)	0.2029 (0.1904)	0.1938 (0.1929)
全国学力・学習状況調査(国語)	0.8837*** (0.0386)	0.8818*** (0.0396)	0.8794*** (0.0400)	0.8733*** (0.0411)	0.8710*** (0.0415)	0.9204*** (0.0486)	0.9299*** (0.0623)	0.9028*** (0.0614)	0.9722*** (0.0597)	0.8881*** (0.0625)	0.9708*** (0.0638)	0.9661*** (0.0664)
Adjusted R ²	0.8200	0.8186	0.8124	0.8173	0.8114	0.8058	0.8507	0.8527	0.8384	0.8549	0.8419	0.8363
N	288	288	288	280	280	272	67	67	67	62	62	62
Panel B: 数学	Full sample						Discontinuity Sample (±5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.0042 (0.1199)	-0.0151 (0.1517)	-0.0049 (0.1624)	-0.0057 (0.1286)	-0.0209 (0.1381)	-0.0119 (0.1374)	0.1009 (0.1958)	0.2366 (0.2809)	0.2240 (0.2523)	0.1766 (0.2621)	0.0959 (0.2306)	0.1303 (0.2314)
全国学力・学習状況調査(数学)	0.8697*** (0.0338)	0.8612*** (0.0314)	0.8663*** (0.0323)	0.8500*** (0.0316)	0.8549*** (0.0327)	0.8362*** (0.0380)	0.8762*** (0.0847)	0.8256*** (0.0914)	0.9030*** (0.0944)	0.8162*** (0.0934)	0.8830*** (0.0954)	0.9163*** (0.1152)
Adjusted R ²	0.8216	0.8219	0.8201	0.8208	0.8190	0.8178	0.7732	0.7781	0.7664	0.7810	0.7719	0.7667
N	288	288	288	280	280	272	67	67	67	62	62	62
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項と女子生徒比率が含まれている。

平均学級規模に対する操作変数は式(1)より計算される予想される学級規模である。

表 8. Value added model (type 2)による学級規模の効果の推定結果(対象学年: 小学校 6 年生・推計方法: OLS / IV 法)

Panel A: 国語・数学	OLS / Full sample						OLS / Discontinuity Sample (± 5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	-0.0533 (0.0347)	-0.0608 (0.0500)	-0.0595 (0.0511)	-0.0651 (0.0499)	-0.0658 (0.0510)	-0.0779 (0.0572)	-0.0854 (0.0609)	-0.0627 (0.0677)	-0.0432 (0.0683)	-0.0594 (0.0691)	-0.0407 (0.0682)	-0.0797 (0.0770)
全国学力・学習状況調査(国語)	0.3711*** (0.0447)	0.3646*** (0.0458)	0.3631*** (0.0449)	0.3672*** (0.0487)	0.3638*** (0.0480)	0.3602*** (0.0563)	0.4020*** (0.0778)	0.4060*** (0.0805)	0.4089*** (0.0808)	0.4130*** (0.1156)	0.3776*** (0.1035)	0.5056*** (0.1257)
全国学力・学習状況調査(数学)	0.5365*** (0.0445)	0.5424*** (0.0448)	0.5481*** (0.0438)	0.5353*** (0.0472)	0.5426*** (0.0462)	0.5259*** (0.0534)	0.5069*** (0.0759)	0.5118*** (0.0784)	0.4956*** (0.1099)	0.4898*** (0.1054)	0.4827*** (0.1054)	0.3204** (0.1288)
Adjusted R ²	0.7910	0.7928	0.7957	0.7917	0.7945	0.7795	0.8447	0.8473	0.8470	0.8519	0.8589	0.8618
N	1381	1381	1381	1291	1291	1112	316	316	316	250	250	219
Panel B: 国語・数学	IV / Full sample						IV / Discontinuity Sample (± 5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	-0.0680* (0.0374)	-0.0871 (0.0533)	-0.0847 (0.0543)	-0.0800 (0.0517)	-0.0813 (0.0525)	-0.0970* (0.0584)	-0.1254* (0.0692)	-0.1173* (0.0708)	-0.0998 (0.0718)	-0.0897 (0.0712)	-0.0825 (0.0688)	-0.1272* (0.0749)
全国学力・学習状況調査(国語)	0.3726*** (0.0442)	0.3638*** (0.0454)	0.3624*** (0.0441)	0.3667*** (0.0482)	0.3635*** (0.0471)	0.3601*** (0.0552)	0.4037*** (0.0752)	0.4061*** (0.0777)	0.4037*** (0.0759)	0.4140*** (0.1103)	0.3735*** (0.0960)	0.5056*** (0.1154)
全国学力・学習状況調査(数学)	0.5367*** (0.0441)	0.5431*** (0.0443)	0.5488*** (0.0431)	0.5357*** (0.0467)	0.5430*** (0.0454)	0.5262*** (0.0524)	0.5118*** (0.0740)	0.5158*** (0.0759)	0.5071*** (0.0768)	0.4920*** (0.1051)	0.4929*** (0.0993)	0.3251*** (0.1188)
Adjusted R ²	0.7909	0.7928	0.7957	0.7917	0.7945	0.7794	0.8443	0.8466	0.8462	0.8517	0.8584	0.8613
N	1381	1381	1381	1291	1291	1112	316	316	316	250	250	219
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項が含まれている。

平均学級規模に対する操作変数は式(1)より計算される予想される学級規模である。

表 9. Value added model (type 2)による学級規模の効果の推定結果(対象学年: 中学校 3 年生・推計方法: OLS / IV 法)

Panel A: 国語・数学	OLS / Full sample						OLS / Discontinuity Sample (± 5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.0385 (0.0798)	0.0316 (0.0758)	0.0189 (0.0797)	0.0294 (0.0803)	0.0258 (0.0849)	-0.0026 (0.0806)	0.0103 (0.0955)	0.1493 (0.1121)	0.1809 (0.1201)	0.1411 (0.1171)	0.1936 (0.1347)	0.1962 (0.1366)
全国学力・学習状況調査(国語)	0.4246*** (0.0562)	0.4229*** (0.0570)	0.4387*** (0.0588)	0.4135*** (0.0594)	0.4310*** (0.0615)	0.4125*** (0.0665)	0.6317*** (0.1438)	0.6492*** (0.1350)	0.6420*** (0.1525)	0.6299*** (0.1324)	0.6238*** (0.1522)	0.6106*** (0.1788)
全国学力・学習状況調査(数学)	0.4682*** (0.0553)	0.4642*** (0.0556)	0.4499*** (0.0573)	0.4631*** (0.0571)	0.4466*** (0.0594)	0.4831*** (0.0685)	0.3034** (0.1482)	0.2471* (0.1404)	0.3326* (0.1367)	0.2589* (0.1632)	0.3459** (0.1632)	0.3651 (0.2231)
Adjusted R ²	0.8109	0.8107	0.8095	0.8087	0.8076	0.8011	0.8419	0.8496	0.8465	0.8483	0.8457	0.8441
N	576	576	576	560	560	544	134	134	134	124	124	124
Panel B: 国語・数学	IV / Full sample						IV / Discontinuity Sample (± 5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模	0.0661 (0.1063)	0.0589 (0.1240)	0.0704 (0.1287)	0.0281 (0.1055)	0.0184 (0.1099)	-0.0222 (0.1055)	0.0556 (0.1360)	0.1534 (0.1780)	0.2429 (0.1948)	0.0841 (0.1440)	0.1236 (0.1431)	0.1320 (0.1458)
全国学力・学習状況調査(国語)	0.4222*** (0.0546)	0.4212*** (0.0553)	0.4346*** (0.0558)	0.4136*** (0.0580)	0.4314*** (0.0587)	0.4145*** (0.0633)	0.6197*** (0.1246)	0.6486*** (0.1164)	0.6343*** (0.1282)	0.6341*** (0.1196)	0.6258*** (0.1317)	0.6146*** (0.1539)
全国学力・学習状況調査(数学)	0.4691*** (0.0539)	0.4658*** (0.0543)	0.4535*** (0.0548)	0.4630*** (0.0558)	0.4462*** (0.0568)	0.4818*** (0.0653)	0.3157** (0.1264)	0.2477** (0.1199)	0.3409** (0.1406)	0.2536** (0.1237)	0.3412** (0.1406)	0.3576* (0.1919)
Adjusted R ²	0.8109	0.8106	0.8093	0.8087	0.8076	0.8010	0.8415	0.8496	0.8462	0.8480	0.8453	0.8437
N	576	576	576	560	560	544	134	134	134	124	124	124
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項と女子生徒比率が含まれている。

平均学級規模に対する操作変数は式(1)より計算される予想される学級規模である。

表 10. Value added model (type 1)による学級規模の効果の推定結果(対象学年: 小学校 6 年生・推計方法: IV 法)

全国学力・学習状況調査の中央値によるグループ分けをした場合

Panel A (Sample: 全国学力・学習状況調査の得点が中央値以上のグループ)												
	国語						数学					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模の係数	-0.1626***	-0.2220***	-0.2180***	-0.1993***	-0.2007***	-0.2260***	-0.1031	-0.1312	-0.1396	-0.1239	-0.1460	-0.1489
(標準誤差)	(0.0587)	(0.0737)	(0.0755)	(0.0721)	(0.0738)	(0.0844)	(0.0761)	(0.1004)	(0.0965)	(0.0950)	(0.0898)	(0.1040)
全国学力・学習状況調査の平均値	58.03						58.03					
(標準偏差)	(5.40)						(5.27)					
Adjusted R ²	0.6141	0.6148	0.6113	0.6262	0.6252	0.5975	0.6540	0.6625	0.6805	0.6636	0.6846	0.6682
N	346	346	346	324	324	288	345	345	345	322	322	283
Panel B (Sample: 全国学力・学習状況調査の得点が中央値より低いグループ)												
	国語						数学					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模の係数	0.0074	-0.0659	-0.0758	-0.0690	-0.0755	-0.1331	-0.0304	-0.0091	0.0192	-0.0012	0.0299	0.0047
(標準誤差)	(0.0708)	(0.0944)	(0.0946)	(0.0918)	(0.0914)	(0.0996)	(0.0551)	(0.0775)	(0.0805)	(0.0764)	(0.0778)	(0.0874)
全国学力・学習状況調査の平均値	41.97						41.97					
(標準偏差)	(6.45)						(6.54)					
Adjusted R ²	0.5099	0.5206	0.5366	0.5183	0.5304	0.5131	0.5204	0.5211	0.5204	0.5155	0.5118	0.4700
N	346	346	346	323	323	269	344	344	344	322	322	272
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。標準誤差は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項が含まれている。

平均学級規模に対する操作変数は式(1)より計算される予想される学級規模である。

表 11. Value added model (type 1)による学級規模の効果の推定結果(対象学年: 小学校 6 年生・推計方法: IV 法)

通学区平均地価の中央値によるグループ分けをした場合

Panel A (Sample: 通学区平均地価が中央値以上のグループ)												
	国語						数学					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模の係数	-0.1302	-0.3132***	-0.3117***	-0.3281***	-0.3380***	-0.3378***	-0.2226***	-0.2303***	-0.2213***	-0.2365***	-0.2437***	-0.2511***
(標準誤差)	(0.1085)	(0.0911)	(0.0881)	(0.0866)	(0.0838)	(0.0835)	(0.0568)	(0.0814)	(0.0812)	(0.0783)	(0.0780)	(0.0778)
全国学力・学習状況調査の平均値	53.51						53.33					
(標準偏差)	(9.86)						(9.83)					
Adjusted R ²	0.7614	0.7734	0.7678	0.7687	0.7629	0.7619	0.7993	0.7995	0.8041	0.7956	0.8000	0.8023
N	298	298	298	280	280	280	298	298	298	280	280	280
Panel B (Sample: 通学区平均地価が中央値より低いグループ)												
	国語						数学					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
平均学級規模の係数	0.0696	0.0061	-0.0101	0.0107	-0.0095	-0.0075	0.0808	0.1320	0.1383	0.1470	0.1466	0.1421
(標準誤差)	(0.0597)	(0.0852)	(0.0873)	(0.0844)	(0.0869)	(0.0852)	(0.0678)	(0.0967)	(0.0962)	(0.0939)	(0.0929)	(0.0926)
全国学力・学習状況調査の平均値	47.38						47.44					
(標準偏差)	(8.43)						(8.56)					
Adjusted R ²	0.6862	0.6923	0.6926	0.6995	0.7015	0.7006	0.7015	0.7068	0.7098	0.7109	0.7155	0.7162
N	296	296	296	277	277	277	294	294	294	275	275	275
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。標準誤差は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

全ての推計において定数項が含まれている。

平均学級規模に対する操作変数は式(1)より計算される予想される学級規模である。

表 12. 学級規模の効果の推定結果(対象学年: 小学校 6 年生・推計方法: 固定効果モデル)

	国語					数学				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
平均学級規模	-0.1212 (0.0844)	-0.1394* (0.0755)	-0.1445* (0.0802)	-0.1524* (0.0792)	-0.1492* (0.0840)	0.0111 (0.0834)	0.0139 (0.0876)	0.0319 (0.0829)	-0.0015 (0.0923)	0.0308 (0.0854)
全国学力・学習状況調査 (被説明変数と同じ科目)	0.6069*** (0.0484)	0.6055*** (0.0475)	0.6266*** (0.0470)	0.5701*** (0.0478)	0.5952*** (0.0452)	0.6793*** (0.0492)	0.6784*** (0.0493)	0.7071*** (0.0468)	0.6488*** (0.0552)	0.6800*** (0.0528)
Adjusted R ²	0.3082	0.3151	0.3359	0.2863	0.3156	0.3629	0.3633	0.4087	0.3256	0.3804
N	692	692	692	647	647	689	689	689	644	644
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes				yes	yes
年ダミー			yes		yes			yes		yes
年×区ダミー			yes		yes			yes		yes

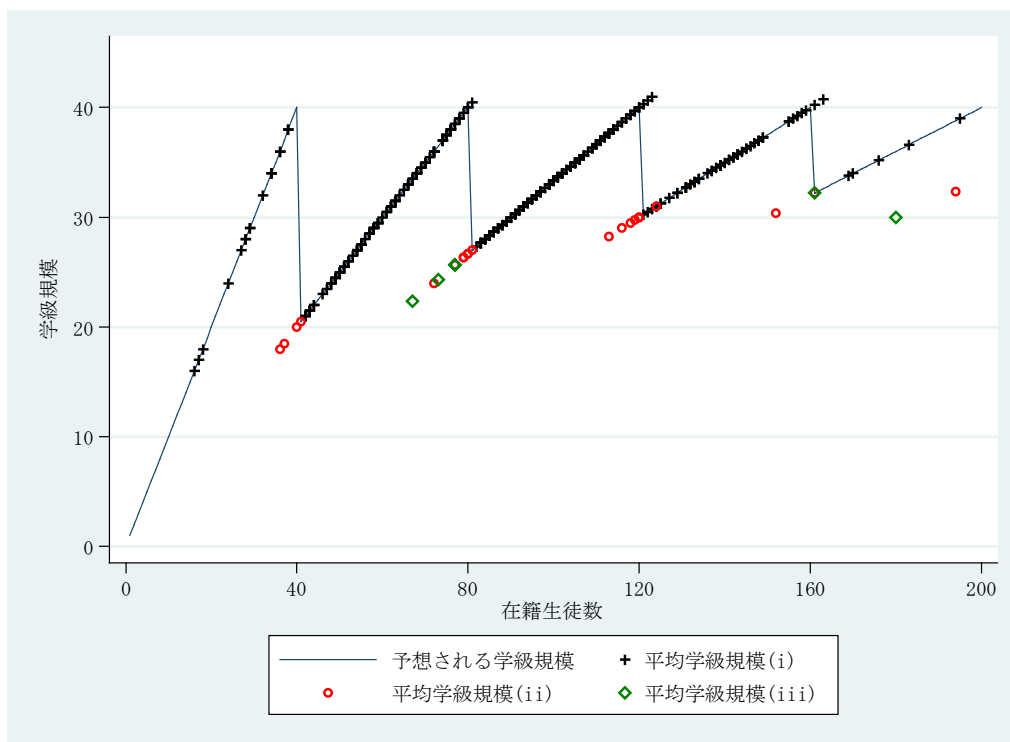
***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。

注: 被説明変数は横浜市学習状況調査の結果であり、各 Panel には教科名が示してある。

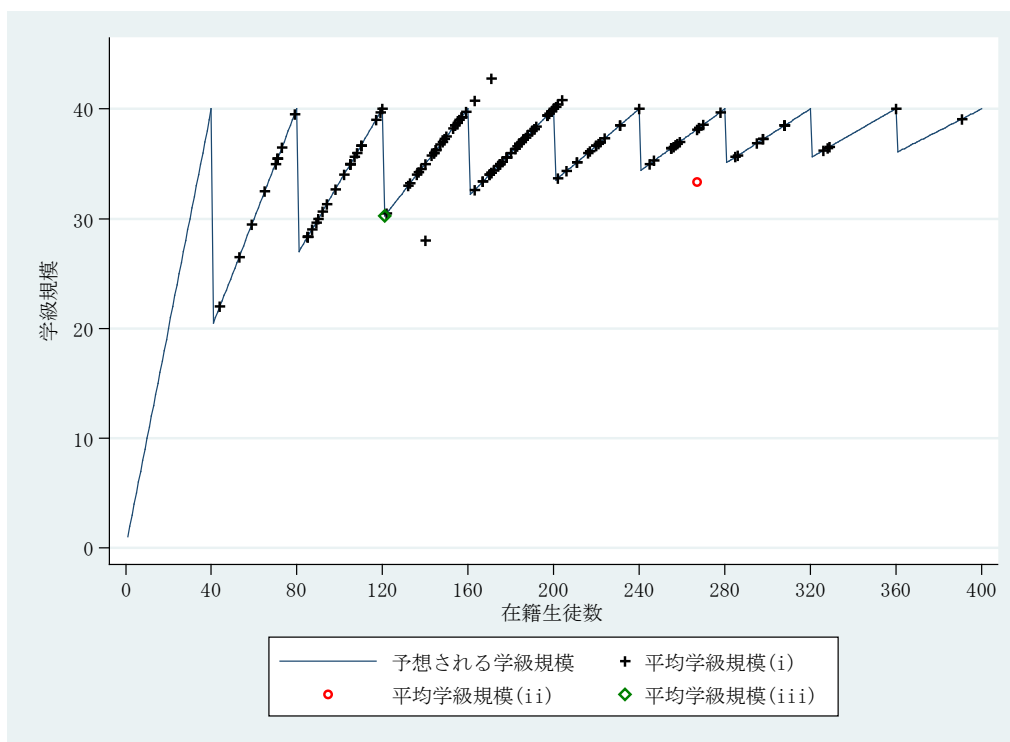
全ての推計において定数項が含まれている。

図 1. 予想される学級規模と実際の学級規模との関係(2009 年)

Panel A. 小学校 6 年生



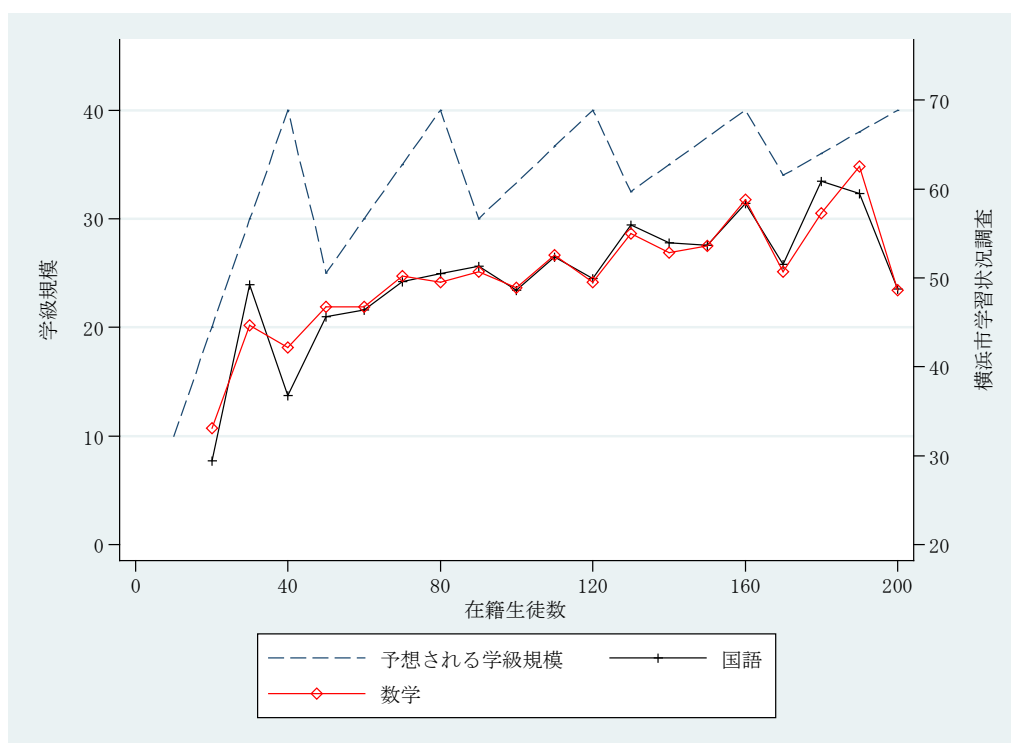
Panel B. 中学校 3 年生



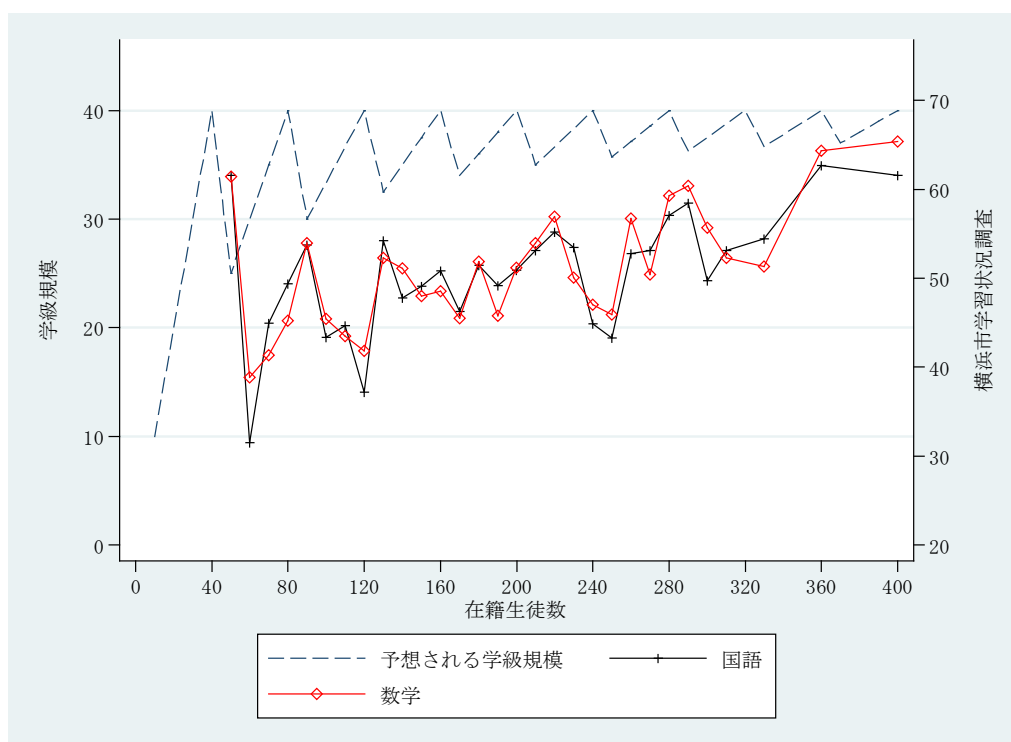
注: 実線は式(1)より計算される予想される学級数である。マーカー+, マーカー○、マーカー◇はそれぞれ通常の学級編制制度による学級編制実施校の、研究指定校としての少人数学級編制実施校の、弾力的学級編制実施校の平均学級規模を示す。

図 2. 予想される学級規模と平均得点の関係(2009 年)

Panel A. 小学校 6 年生



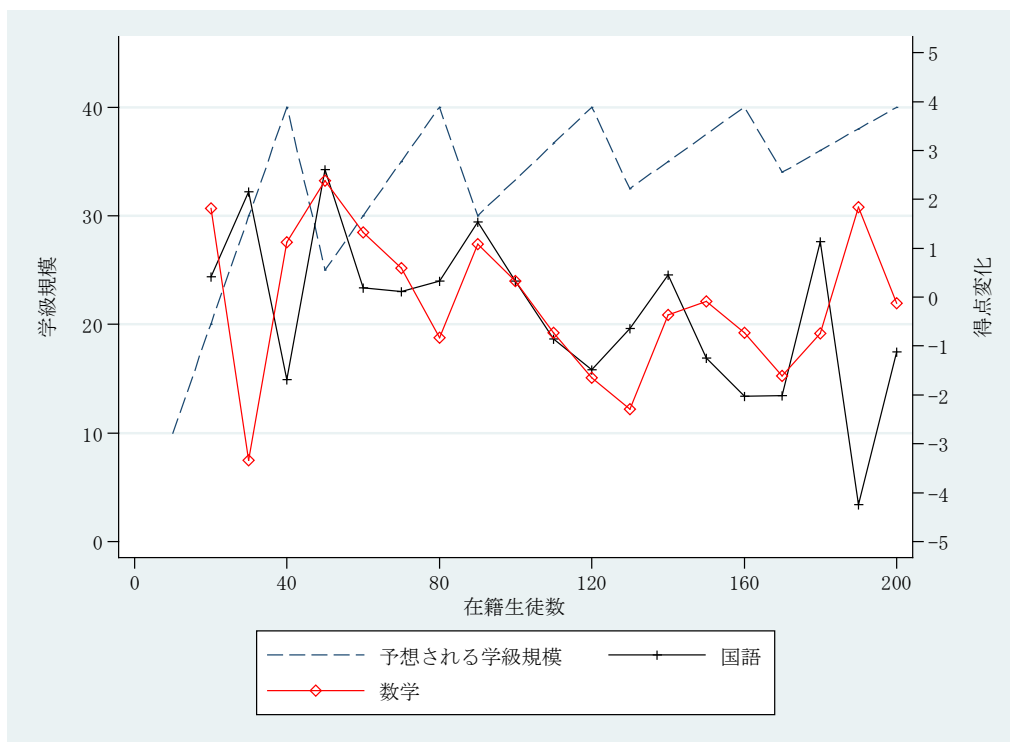
Panel B. 中学校 3 年生



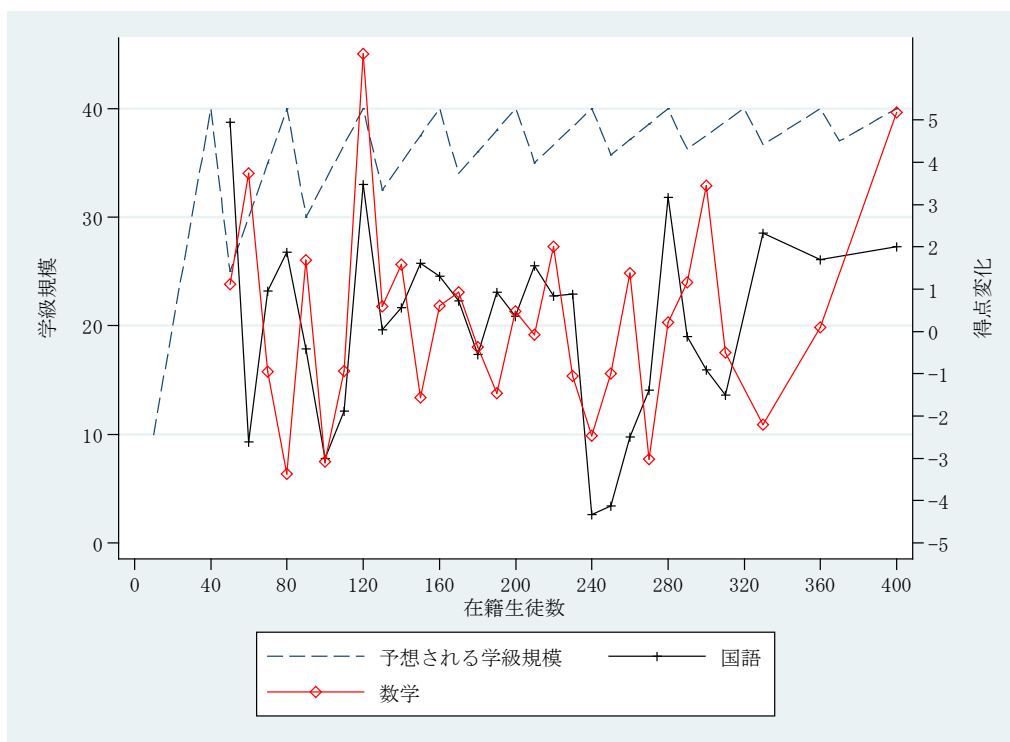
注: 点線は式(1)より予想される学級規模を示す。各マーカーは在籍児童生徒数 10 人刻みごとに学校をグループ分けした上で、そのグループ内での横浜市学習状況調査の得点の平均値を表している。

図 3. 予想される学級規模とテスト得点の変化の関係(2009 年)

Panel A. 小学校 6 年生



Panel B. 中学校 3 年生



注: 点線は式(1)より予想される学級規模を示す。得点変化とは年度始めに行われた全国学力・学習状況調査と年度末に行われた横浜市学習状況調査におけるテスト得点の差を表す。各マーカーは在籍児童生徒数 10 人刻みごとに学校をグループ分けした上で、そのグループ内での得点変化の平均値を表している。

付表

表 A1. OLS による操作変数法の第一段階の推計結果

	小学校6年生						中学校3年生					
Panel A (Value added model Type1による国語の分析)												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
予想される学級規模	0.9287*** (0.0188)	0.8678*** (0.0277)	0.8676*** (0.0277)	0.9659*** (0.0133)	0.9659*** (0.0131)	0.9626*** (0.0154)	0.7887*** (0.0600)	0.6487*** (0.0814)	0.6614*** (0.0785)	0.8363*** (0.0560)	0.8444*** (0.0533)	0.8328*** (0.0555)
Adjusted R ²	0.8836	0.8918	0.8928	0.9470	0.9471	0.9427	0.6236	0.6744	0.6726	0.7075	0.7043	0.6935
N	692	692	692	647	647	557	288	288	288	280	280	272
Panel B (Value added model Type1による数学の分析)												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
予想される学級規模	0.9297*** (0.0189)	0.8664*** (0.0281)	0.8664*** (0.0280)	0.9655*** (0.0134)	0.9657*** (0.0132)	0.9624*** (0.0155)	0.7913*** (0.0599)	0.6495*** (0.0818)	0.6625*** (0.0791)	0.8388*** (0.0562)	0.8472*** (0.0535)	0.8367*** (0.0560)
Adjusted R ²	0.8817	0.8905	0.8915	0.9462	0.9463	0.9422	0.6233	0.6741	0.6720	0.7082	0.7049	0.6941
N	689	689	689	644	644	555	288	288	288	280	280	272
Panel C (Value added model Type2による分析)												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
予想される学級規模	0.9285*** (0.0187)	0.8675*** (0.0275)	0.8674*** (0.0273)	0.9656*** (0.0133)	0.9657*** (0.0129)	0.9625*** (0.0152)	0.7889*** (0.0593)	0.6468*** (0.0804)	0.6579*** (0.0767)	0.8417*** (0.0525)	0.8492*** (0.0496)	0.8375*** (0.0517)
Adjusted R ²	0.8846	0.8929	0.8954	0.9475	0.9484	0.9446	0.6373	0.6883	0.6985	0.7206	0.7280	0.7193
N	1381	1381	1381	1291	1291	1112	576	576	576	560	560	544
在籍生徒数の3乗までの多項式		yes	yes	yes	yes	yes		yes	yes	yes	yes	yes
意図的な少人数学級実施校を除く分析				yes	yes	yes				yes	yes	yes
年ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年×区ダミー			yes		yes	yes			yes		yes	yes
通学区平均地価						yes						yes

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。()内の数値は同一学校内での相関を許した clustering robust な標準誤差である。
 注: 被説明変数は実際の平均学級規模である。全ての推計において第2段階における平均学級規模を除く説明変数と被説明変数に対応する教科の全国学力テストの結果を含んでいる。Panel A と Panel B は表 5 と表 7 に、Panel C は表 8、9 に対応している。

終章

子どもにどのような事を教え、子どもをどのような環境で学ばせるのが最も良いのか。この問いに経済学の知見を活用して答えることが、本論文を通しての目的であった。日本では、読み書きさえできればよいという時代はすでに終わり、基礎的な学力の上にかつていかなる教育内容をどのような制度を通して教えていくかが問われる時代になっている。ここでは、教育内容を単に増やすことや現場の教師の使命感だけに頼るのではなく、子どもに効率的に教育を施す制度の設計とその評価、さらに評価にもとづく教育制度の改善が不可欠である。この終章では本論文の研究成果を通して上記の問いにどのように答えることができるかを検討したい。

まず、第1章、第2章では学習指導要領が定める授業時間や教育内容が教育の成果としての最終学歴(教育年数)や賃金に与えた因果的効果について分析を行った。これらの章では1970年代の詰め込み教育で学んだ世代と1980年代のゆとり教育で学んだ世代に注目し、第1章では義務教育段階における授業時間の減少が女性の教育年数に与えた効果を、第2章では、教育内容が削減されたゆとり教育の下で高校教育を受けることが将来の賃金に与えた効果を測定した。

つづく第3章、第4章では教育内容を所与とした上で、どのような制度の下で学習することが子どもの学力を上昇させるかについて検証を行った。第3章では東京都における学校選択制の導入による学校間競争が中学校2年生の学力を向上させるかどうかを分析した。加えて、第4章では横浜市における学級規模縮小が小学校6年生、中学校3年生の学力に与える影響を分析した。

指導要領をどのような方針のもとに改訂するか、つまり小学校・中学校・高校における教育内容をどのように定めるべきかは常に議論的である(市川 2002)。教育内容が削減された2002年度改訂の小中学校の指導要領は子どもの学力低下問題を惹起させ、

そのことが 2011 年度から小学校において全面実施された新指導要領における授業時間の増加につながった。しかしながら、この改訂もゆとり教育が学力や賃金などの教育成果に与える影響を厳密に検証した上での改訂ではなかった。

本論文の貢献の一つはどのような教育内容＝指導要領が教育成果を上昇させるかについて計量経済学的手法を用いて検証した点にある。第 2 章では 1980 年代に高校の指導要領が詰め込み教育からゆとり教育へと改訂された前後に高校に入学した人々の賃金を比較し、教育内容が削減されたゆとり教育で学んだとしてもその人々の賃金は下がらないという結果を得た。この結果は高校で多くの知識を与えることが労働市場における生産性の高まりに貢献していない、もしくは評価されていないことを表している。当然ながら、この結果をもって 2000 年代に改訂された指導要領の効果を予測することはできないが、教育内容を増やすことが必ずしも生徒の将来の賃金を上昇させるわけではないことには注意をすべきであろう。

それでは、子どもはどのような環境で育てるのが良いのだろうか。最近では、家庭環境が子どもの教育成果に与える影響が改めて注目されている。例えば、文部科学省(2009)は朝食を毎日食ふることと学力との正の相関関係を報告している。また、阿部(2008)は日本の子どもの相対的貧困率が 2004 年時点で 14.7%であることを指摘し、貧困世帯で育つ子どもの基礎学力の保障を訴えている。そのような中で、政府や自治体は指導要領の改訂によって小中学校段階の授業時間を増加させたり、少人数学級を実施したり(小学校 1 年生における 35 人学級の実現)といった公教育を充実させるための教育政策を打ち出している。

この問題に関して第 1 章、第 4 章は学校教育以外の子どもの生育環境によって教育政策の効果が異なる可能性について明らかにしている。第 1 章では中学校における授業時間の減少が大都市において女性の教育年数を増加させるという結果を得た。この結果は、大都市のほうが学校以外の塾や習い事などの教育機会に恵まれており、授業時間の

減少を有効に活用できた結果であると解釈することができる。また、第4章の結果が示すところによると、学級規模を縮小する効果はどの生徒にも一様にあるのではなく、むしろ経済的に恵まれている地域の学校に通う生徒により多くの恩恵がもたらされるという結果が示された。これらの結果は学校教育以外の初期条件について十分に注意を払わないと、教育政策によって子どもの教育達成度の格差が拡がりかねないことを示唆する。

加えて、第3章では教育現場に学校間競争を促すインセンティブを導入した場合の帰結を明らかにした。日本の学校選択制の特徴は児山(2012)がイギリスの学校選択制と比較して述べているように、「学校・教員が生徒に選択されないことによって資金や職を失うなどの不都合な結果に直面する程度が小さ」い点にある。第3章の結果はこのような状況において学校間競争を促す学校選択制を導入しても、より良い教育を行おうという教員のインセンティブが働くことは無く、生徒の学力を向上させる効果も期待できないことを実証的に明らかにした。

本章では、これまでの研究成果を踏まえつつ、現在の教育的課題についてどのように答えることができるか、経済学的な推論によって考えてきた。その中には、当然ながら今後実証分析によって証明することが求められる問題も含まれている。例えば、教育内容が将来の成果に影響を与えるメカニズムを解明するためには、個人が経験してきたカリキュラムについて詳細な情報が必要である。また、学校選択制や少人数学級の効果については地域や学年を限定した分析であるため、その他の地域や学年での効果についても更なる分析が必要である。さらに、各自治体が行う教育政策を評価するためには単に学力を向上させるかどうかだけでなく、その政策が費用対効果の視点から優れた政策であるかどうかにも注意を払う必要がある。

今や教育にもアカウンタビリティが求められる時代である。この時代における、教育経済学の役割は政策評価を実施し、効果のある教育とはどのようなものか示すことに

ある。そこで、最後に教育政策評価についての研究を進展させるために必要となる条件をいくつか強調しておきたい。赤林・荒木(2011)や北條(2011)が主張するように、分析に耐えうるデータの収集・保管、そして自由な利用は教育政策の評価に不可欠である。このようなデータの蓄積なくしては、教育政策を実証的に厳密に評価することは難しい。第2に、研究成果を国民に向けて発信していくことも重要である。教育政策の評価、教育の効果の測定は国民、特に子を持つ親の最大の関心事である。その結果を国民に広く知ってもらうことで、教育の経済学の有用性が認知されれば、この分野がさらに発展していくことにつながるはずである。

参考文献

- [1] 赤林英夫・荒木宏子(2011)『『検証なき教育改革』を繰り返さないために—教育政策評価の普及を目指して—』『季刊政策分析』第6巻, 第1・2合併号, pp.47-53.
- [2] 阿部彩(2008)『子供の貧困—日本の不公平を考える』岩波書店.
- [3] 市川伸一(2002)『学力低下論争』ちくま新書.
- [4] 児山正史(2012)「準市場の優劣論と日本の学校選択(2・完) : 実証的調査・研究の整理」『人文社会論叢. 社会科学篇』第28号, pp.39-62.
- [5] 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』第16巻, 第1号, pp. 163-179.
- [6] 文部科学省(2009)『平成19・20年度全国学力・学習状況調査追加分析報告書』.

初出一覧

本博士論文の各章は学術雑誌に掲載もしくは学術会議において発表した論文がもとになっており、本論文作成に際してこれらの論文を加筆・修正した。以下では、各章の初出及び関連発表について示す。なお、第4章は慶應義塾大学 経済学部 赤林英夫 教授との共著論文を和訳したものであり、*The Japanese Economic Review* に収録予定でもある。

第1章：中村亮介(2012)「ゆとり教育が教育達成度に与えた効果の実証分析—義務教育期間中の授業時間数の効果についての分析—」『季刊家計経済研究』No. 95, pp. 65-74.

第2章：中村亮介(2012)「高等学校における学習指導要領の長期的効果の分析」『第1回 教育経済・教育政策研究コンフェレンス』於 慶應義塾大学, 2012年12月.

第3章：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』,第60巻, 第2号, pp. 57-74.

第4章：Akabayashi, Hideo and Ryosuke Nakamura. 2012. “Can Small Class Policy Close the Gap? An Empirical Analysis of Class Size Effects in Japan”, *TCER WORKING PAPER SERIES*, No51.