Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2026-11-25

# 学校教育の効果ー義務教育段階における実証分析ー

二木，美苗

(Degree)
博士（経済学）

(Date of Degree)
2015-03-25

(Date of Publication)
2017-03-25

(Resource Type)
doctoral thesis

(Report Number)
甲第6415号

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1006415

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。

# 博 士 論 文

平成 26 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

後期課程 経済学 専攻

指導教員　　田中 康秀

二木 美苗

# 博 士 論 文

# 学校教育の効果

## - 義務教育段階における実証分析 -

平成 26 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

後期課程 経済学 専攻

指導教員　　田中 康秀

二木 美苗

# 目次


序章　学校教育と子どもの学習 ..... 1
1.　研究の背景と目的 ..... 1
2.　学校教育の効果に対する先行研究 ..... 3
3.　構成 ..... 5
第 1 章　義務教育段階における学校教育の変化 ..... 7
1.1.　学校教育の効果分析における課題 ..... 7
1.2.　データから概観する子どもの学習成果 ..... 11
1.2.1.　認知能力指標の変化 ..... 11
1.2.2.　非認知能力指標の変化 ..... 14
1.3.　データから概観する学校教育の変化 ..... 15
1.3.1.　学習指導要領の変遷と標準授業時数の変化 ..... 15
1.3.2.　学校教育費の変化 ..... 19
1.3.3.　教員の年齢構成の変化 ..... 22
1.4.　まとめ ..... 24
第 2 章　2002 年学習指導要領改正による学力変化の要因分析 ..... 29
2.1.　はじめに ..... 29
2.2.　先行研究 ..... 34
2.3.　データ ..... 36
2.4.　分析手法 ..... 38
2.4.1.　教育の生産関数 ..... 38
2.4.2.　Oaxaca-Blinder 要因分解 ..... 41
2.5.　推計結果 ..... 43
2.5.1.　要因分解の推計結果 ..... 43
2.5.2.　ディスカッション ..... 48
2.6.　まとめ ..... 52
第 3 章　学級規模が子どもの学力と学習参加に与える影響 ..... 54
3.1.　はじめに ..... 54
3.2.　先行研究 ..... 57
3.3.　分析の枠組み ..... 61
3.3.1.　基本モデル ..... 61
3.3.2.　回帰不連続デザインについて ..... 62
3.4.　データについて ..... 64

3.4.1. TIMSS 2003 ..... 64
3.4.2. 学習参加に影響を及ぼす非認知能力変数の推定 ..... 66
3.5. 分析結果 ..... 70
3.5.1. 学級規模が学力と非認知能力に与える効果 ..... 70
3.5.1.1. 認知能力（テストスコア）への効果 ..... 70
3.5.1.2. 非認知能力への効果 ..... 71
3.5.2. その他の変数が学力と非認知能力に与える効果 ..... 71
3.6. まとめ ..... 74
第 4 章 教員の質が子どもの学習に与える影響 - 都道府県パネルデータによる実証分析 - .. 75
4.1. はじめに ..... 75
4.2. 教員の質に関する先行研究 ..... 77
4.3. データ ..... 79
4.3.1. 教員の質指標の作成 ..... 79
4.3.1.1. 相対賃金による指標の作成 ..... 81
4.3.1.2. 教員採用試験倍率による指標の作成 ..... 84
4.3.2. 推計モデル ..... 86
4.4. 推計結果 ..... 92
4.4.1. 教員の質の効果 ..... 92
4.4.2. ディスカッション ..... 95
4.5. おわりに ..... 97
終章 学校教育の力 ..... 99
参考文献 ..... 102

# 序章　学校教育と子どもの学習

## 1. 研究の背景と目的

本論文は、子どもの学習に対する学校教育の効果をデータから定量的に捉えることを主要な目的とする。ここで用いる「子どもの学習」には、テストスコア等で測られる学力（認知能力）だけでなく、学習と関わる意欲や社会性といった非認知能力もその範囲に含める。そして、より一般的な学校教育の効果を捉えるために、分析対象は義務教育段階の生徒に限定する。即ち、コールマンレポート(Coleman et al(1966))以後、未だ議論の続く学校効果の研究に対し、日本の子どもを母集団とする定量的な分析によって、学校教育の真の力を明らかにすることを目指す試みである。

学校の教育は、子どもの学習にどのように影響しているのだろうか。各自の個人的な経験から語られる学校教育の効果は様々であり、それぞれが真実であると思われる。しかし、学校教育が子どもの学習に及ぼす一般的・普遍的な効果に関しては、今もなお議論が続いている。現在、日本においては、小中学校と合わせて 9 年間の義務教育期間が設けられており、その後も約 98%の学生が高等学校へ進学している。大多数の国民が 10 年以上も学校で学ぶ現在、国の教育の中心が学校教育であるという点に異論を唱える者は少ないであろう。しかし一方で、学校教育の在り方をめぐっては、多種多様な意見が提出され、一致した見解を導きだすことは難しい。特に近年、グローバル化や産業構造の転換に伴い、子どもを取り巻く家庭、地域の環境や社会状況が大きく変化し、学習に対する意識や学校教育への要求そのものが多様化している。

このような時代の変化に対応して、近年、義務教育をはじめとした教育の構造改革が進められている。2006 年には教育基本法が 60 年ぶりに改正され、新しい時代の教育基本理念が法律の条文として明示されるに至った。更にその改正を受けて、2007 年には教育三法[1]の改正も行われ、学校教育法には、新しい教育理念を踏まえた新たな義務教育の目標が定められた。また同年には、全国規模の学力テストとして 43 年ぶりに全国学力学習状況調査が実施され、子どもの学力データを把握することで教育政

1 「学校教育法」、「地方教育行政の組織及び運営に関する法律」、「教育職員免許法及び教育公務員特例法」を指す。

策を検証・評価するという方向[2]が具体化している。これらの教育改革の流れを受けて、2011 年より施行されている新学習指導要領では、ゆとりから学力向上へと教育政策の転換が明確に示されている。また、改革と並行して、教育の規制緩和が段階的に実施され、学校選択制をはじめとする市場原理に基づいた教育政策も地域の実情に合わせて導入されつつある。

このような教育の構造改革は、日本のみならず各先進国においても進められている。しかし、米国を始めとした諸外国では、改革と併せてその検証も盛んに行われ、教育経済学における政策評価の分析結果も蓄積されている。これは、教育が国の将来と関わる重要な事項であり、その改革に対しては絶えず評価と検証を重ねる必要があるという国民の意識に基づいている。一方で、日本について振り返って考えてみると、近年の教育改革が定量的な教育評価に基づいているかという点には疑問が残る。なぜなら、日本国内においては教育データの制約が多く、データを用いた教育評価は未だ限定されているからである。

例えば、教育への市場原理の導入は、小塩・田中(2008)が指摘するように学校や子どもの分断化や選別化を進める危険性を持ち、慎重に評価する必要がある。しかし、現在のところデータを用いた検証は非常に少ないと言わざるをえない[3]。また、2002 年の学習指導要領の改訂時には、いわゆる「学力低下論争」がおこり、教育界のみならず、経済学者を初めとして多くの方面から教育の在り方に対する議論が重ねられた。現在、これらの議論から 10 年以上の時間が経過しているが、当時の教育の変化が子どもの学習にどのように影響したのか、という問いかけに対する妥当な評価はなされていない。また、2015 年度の教育予算の編成時に議論が交わされた少人数学級の効果に対しても、因果関係を把握した正確な評価がなされているとは言い難い。なぜなら、教育政策の評価として現在用いられている単純な相関分析では、その効果を正しく測ることができないからである。

そして近年、学校教育が子どもの非認知能力に与える影響も注目されつつある(Dee and West(2011))。これは、2000 年代に入って、Heckman の一連の研究(Heckman and Rubinstein(2001)等)が、非認知能力が認知能力と同様に将来の生産性に影響を及ぼす

---

[2] 2005 年中央教育審議会答申としてまとめられた「新しい時代の義務教育を創造する」の中に、「教育の結果の検証を国の責任で行い、義務教育の質を保証する構造に改革すべきである。」とある。

[3] Yoshida et al. (2009)は、学校選択制導入による生徒の選別化の検証を東京都足立区の公立中学校データを用いて行っている。

ことを明らかにしたためである。ここから、子どもの教育成果を考える時、学校教育の効果として学力以外の指標を考える必要も生じてきている。日本においても、現在、学力重視の大学入試から、能力・意欲・適性を多面的・総合的に評価する大学入学者選抜への転換が議論され[4]、教育成果を多面的な指標で評価する必要性が高まっている。現在進められている教育改革の効果を最大限に引き出すためには、学校教育と子どもの学習の関係を正確に把握することがまず必要である。学校教育が子どもの学習に対してどのように影響しているかを知ることで、初めて教育施策の議論を具体的に進められると考えられる。

以上の問題意識に基づいて、先に述べたように子どもの学習に対する学校教育の効果をデータから定量的に捉えることを本論文の目的とする。特に、計量経済学の手法を用いて、子どもの学習と関わる家庭や周囲の環境の影響をできる限り取り除き、学校教育そのものの効果を取り出すことを試みる。更に、従来、子どもの学習成果として捉えられてきたテストスコア（認知能力）に加えて可能な限り非認知能力の指標も設定して推計を行う。これらの分析を通じて、最終的には学校教育が子どもの学習に対してどのような力を持つのかについて考察する。

## 2. 学校教育の効果に対する先行研究

「学校教育が子どもの学力にどれくらい影響しているのか。」という問いは、教育と関わる多くの研究で、常に議論の中心となっている。コールマンレポート(Coleman et al. (1966))は、学校施設の不平等を明らかにして効果的な政策介入を検討することを目的とし、学校教育への投入資源と教育成果の関係を教育の生産関数を用いて定量的に推計した。そして、子どもの学力は人種や家庭背景に強く影響を受け、学校の投入資源で説明される部分がほとんど存在しないことをデータによって示した。この結果は、その後の学校教育効果の議論の出発点となり、「学校無力論」の研究ともつながっていく。

Becker(1975)の人的資本理論に基づく教育の生産関数は、教育の達成成果を観察できない人的資本の一部分と捉えることで、教育のアウトプットとインプットとの関係を定量的に示すことを可能とした。経済学の枠組みに基づく教育の生産関数を分析に

[4] 中央教育審議会高大接続特別部会審議経過報告概要（平成 26 年 3 月 25 日 高大接続特別部会）参照。

用いることで、教育に対する定量的な評価も可能となり、経済学の中に教育経済学という分野を発展させるに至った。特に近年、費用対効果を念頭に置いた教育政策の評価が必要となり、米国をはじめとした諸外国では教育の生産関数を利用した学校教育効果の分析が、様々な角度から蓄積されている。

コールマンレポート以後の米国の、400 近い研究結果をまとめた Hanushek(1997)は、多くの研究で学校教育に投入される資源が明確な効果を示していないことから、教育政策の単純な変化では､子どもの学力向上は期待できないと結論づけた｡しかし、学校教育の投入資源とされる変数は、本人の観察できない能力や家庭背景と相関することが考えられ、データにおけるそれらの変数の欠落が、推定結果にバイアスを生じさせている可能性がある。この内生性によるバイアスを除去するために、操作変数法に代表される新しい推計手法が 1990 年代後半から使用されるようになった。Webbink(2005)は、内生性に対処した推計結果をまとめ、過去の研究で効果が示されない学校投入資源も、内生性を取り除いた分析の結果、多くの研究で効果が認められることを報告している。

以上に挙げた学校教育効果の研究では、教育達成の成果として、後の生産性と結びつく学力や進学率が用いられている。また、社会的な便益に注目して、中退率や犯罪率といった指標も教育成果として利用されている。そして、最近の研究においては、非認知能力に対する教育の効果にも注目が集まっている。これは、Heckman and Rubinstein (2001), Heckman, Stixrud and Urzua (2006)において非認知能力が認知能力と同様に学校の中退率や進学率、学校選択を通じた将来の賃金に強く影響することが確認され、非認知能力も人的資本の質の重要な規定要因であることが示されたためである。例えば、Dee and West (2011)は、学級規模の縮小と子どもの非認知能力の関係を分析し、後の労働市場における経済的利益にまで言及している。

このような海外の動向に対し、日本の学校教育効果の研究は主に教育学や教育社会学において分析が進められてきた。川口(2010)は、コールマンレポート以後の学校教育効果の研究について、海外の先行研究と日本の研究の動向をまとめている。その中で述べられるように、現在、教育社会学を中心として、2 つの流れで学校教育効果の研究が発展している。1 つは、志水(2009)や鍋島(2003)に代表される「力のある学校」研究である。この研究は、米国の「効果のある学校」研究を発展させ、詳細な参与観察に基づいて、効果のある学校の姿を実践的に描きだすことを目的としている。それ

に対して、川口(2009)や須藤(2013)は精緻な計量分析を用いて、学校の効果を取り出すことを目指している。これらの研究の流れは、金子(2004)が指摘するように学校の効果を具体的かつ実証的に論じる必要性が高まったことを背景にしている。こうした社会の動きに合わせて、日本の学校教育を対象とした教育経済学の研究も 2000 年代に入って徐々に増えてきた。ただし、日本における教育データの利用は制約が多く、データに基づいた実証分析は諸外国に比較してかなり限定的である。

小塩(2002)は、教育を経済学で考える意義や教育の現状を経済モデルで説明することで教育経済学の枠組みを広く一般に紹介し、その中で、教育の生産関数を利用した学校教育効果の推計も取り上げている。Oshio and Seno(2007)は、2000 年代前半までの国内の教育経済学の研究をサーベイし、「教育成果の要因分析」の章において学校教育効果の先行研究をまとめている。また、学校教育の効果に対する実証分析も近年進められているが、諸外国と同様に、日本の子どもの学力の規定要因においても、家庭背景の影響が大きいことが明らかになってきている。北條(2011)は、国際学力調査の一つである TIMSS データを利用し、中 2 生徒の学力の決定要因を分析している。推計の結果、子どもの学力に対しては家庭環境の影響が大きいことが示され、更に、1999 年から 2007 年にかけて公教育の教育の公平性をもたらす機能が低下している可能性も指摘されている。

豊富なデータに基づいた海外の実証研究に対して、日本の子どもの学習と学校教育の関係は未知な部分が多い。しかし、子どもの学習の中心となる学校が、学力やその他の学習成果に対して何も影響を及ぼさないとは考えにくい。データの制約はあるものの、現在使用可能なデータを駆使して、学校教育の効果を定量的に捉える試みが必要である。特に、公教育の要となる義務教育段階の子どもの学習と学校教育の関係を捉えることは、今後の教育施策の議論に欠かせないものと思われる。

## 3. 構成

本論文の構成は以下のとおりである。

第 1 章「義務教育段階における学校教育の変化」では、学校教育の効果を捉えるためにどのような課題があるのかをまず整理する。その上で、データの記述統計から捉えられた学校教育の変化を投入資源と教育成果の両面から概観し、1990 年以降の義務

教育段階に対する学校教育と子どもの学習の関係を捉える。それらの関係を分析することで近年の日本における学校教育の効果を考察する。

第 2 章「2002 年学習指導要領改正による学力変化の要因分析」では、授業の効果を授業時数の量的な変化と質的な変化の両面から捉える。具体的には TIMSS1999、2003 公立中学 2 年数学のデータを用いて、2002 年施行学習指導要領改訂後の子どもの学力変化の要因分解によって、授業時数削減の影響を捉える。分析では、異なる学力層に与えた影響も考慮し、成績分位点別の要因分解を Unconditional Quantile Regression の手法を用いて推計する。

第 3 章「学級規模が子どもの学力と学習参加に与える影響」では、学級の効果を学級規模に着目して分析する。学習達成の指標として、生徒の学力（認知能力）に加えて、学習参加を促す非認知能力にも焦点を当てて推計を行う。データは、TIMSS2003 の数学・理科の個票データを使用し、分析対象は、日本国内の公立中学 2 年生生徒である。被説明変数として推計に使用する非認知能力変数は、生徒質問紙のアンケート項目から因子分析によって作成し、併せて、教員から見た生徒の学習参加状況の変数も推計に加える。分析手法は、学級編成時に生じる内生性によるバイアスを取り除き、純粋な学級規模の効果を取り出すために、回帰不連続デザイン(Regression-Discontinuity-Design)を採用する。

第4章「教員の質が子どもの学習に与える影響－都道府県パネルデータによる実証分析－」では、教員の効果を教員の質指標によって分析する。教員の質の代理変数として、初任給相対賃金指標と教員採用試験倍率指標を設定し、2006年-2009年の都道府県パネルデータを用いて推計を行う。子どもの学習成果指標として、認知能力は「全国学力学習状況調査」の公立小学6年生算数・国語の標準化スコアを用い、非認知能力は、公立小学校の長期欠席者率を用いる。分析では、パネル集計データを利用することで、観察できない教員生徒間の結びつきや地域特有の固定効果から生じる内生性への対処を可能とする。

終章「学校教育の力」では、各章の実証分析の結果をまとめることで、学校教育と子どもの学習の関係を整理する。最後に、本論文の分析を踏まえて学校効果研究の今後の課題を指摘する。

# 第 1 章　義務教育段階における学校教育の変化

本章では、学校教育の効果を捉えるために、どのような課題があるのかをまず整理する。その上で、学習指導要領の変遷・学校教育費・教員構成の変化と生徒の学力・学習状況の対応をデータから概観し、1990 年以降の義務教育段階に対する学校教育の変化と子どもの学習の関係を捉える。

## 1.1.　学校教育の効果分析における課題

学校教育の効果を定量的に捉えるためには、考えるべき課題が 2 点挙げられる。まず 1 点目は、インプット（投入資源）としての学校教育とアウトプットとしての教育成果を、どのような変数で捉えるかという点である。学校教育の効果と一概に言っても、示された指標によっては、結果が大きく変化する可能性も考えられる。そのため、学校教育のどのような面を捉えるかという点を明確にして、その目的に対して、適切な指標を設定することが重要である。

先行研究では、教育の成果の指標は主にテストスコアを用いた認知能力で捉えられている。過去の研究の蓄積から、それらの能力が個人の将来の生産性と強く結びつくことが明らかにされているため、学力（テストスコア）に対する教育の効果を推計することは、国の教育政策を考える上で最も重要であると考えられる。一方、近年は Heckman の一連の研究（Heckman(2000), Heckman and Rubinstein(2001), Heckman, Stixrud and Urzua (2006), Cunha and Heckman(2007)）から、非認知能力に対する学校教育への効果も注目され、学校教育と非認知能力の関係を定量的に捉えた分析も行われ初めている（Dee and West (2011)）。

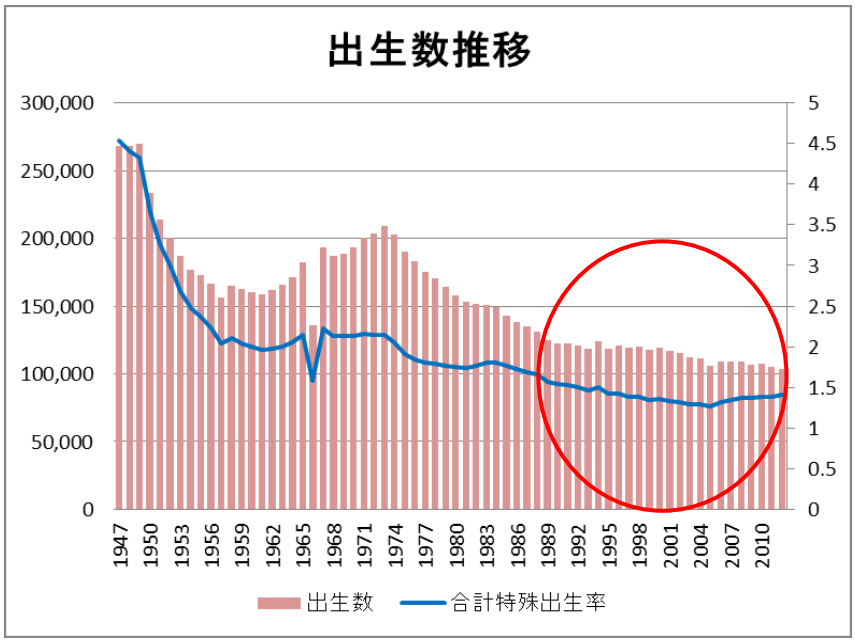
以上から、本章では教育成果の指標として、認知・非認知能力の両面を変数として設定することとした。分析では、一般的に学校教育の効果として期待される変数で、かつ定量的な解釈が可能な変数が必要である。そのため、認知能力に対しては、経年比較が可能なテストスコアである国際学力調査 TIMSS、PISA のスコアを用い、非認知能力に対しては、学校生活（学習）への適応状況を代理する変数として長期欠席者率を用いる。また、これらの変数のデータは 1990 年以降のデータのみが利用可能であるため、本章の分析対象とする期間は、1990 年以降に限定することとした。

一方、投入資源である学校教育の指標については、多くの変数が設定可能である。なぜなら、学校教育は生徒・教員・教育カリキュラム・学校施設・生徒の家庭・地域の教育予算というように、多岐の要素から成立しているからである。先行研究においても、分析の目的に応じて学級規模や教育予算、教員の質といった様々な変数が設定されている。本章では、それらの変数の中から、特に政策的に変動が可能な変数に焦点を当てて、学校教育を捉えることとした。具体的には、学習指導要領の変化を示す標準授業時数、一人当たり学校教育費と生徒教員比率、及び年齢別教員構成である。

そして、2 点目の問題は、学校教育と関わる他の変数の影響と学校教育の影響をどのように区別するのかという点である。子どもの学習成果は、コールマンレポート(Coleman et al(1966))でも報告されるように、家庭の影響を大きく受けると考えられ、近年の日本の研究においても同様の結果が実証的に示されている（苅谷(2004)、北條(2011)。本章の分析では、データの記述統計から、子どもの学習と学校教育の諸変数の対応関係を概観するにとどまり、家庭や社会状況の影響と学校教育の影響を厳密に区別することはできていない。しかし、分析対象とする期間（1990 年以降）の子どものいる家庭における外的な家庭状況（構成人数等）の変化は、データから観察する限りでは大きいとは言い難い。もちろん、家庭内での変化をデータから捉えることは難しいが、マクロレベルで見た場合、子どもの学習成果の変化は、学校教育の影響をかなりの部分で反映させているものと考えられる。

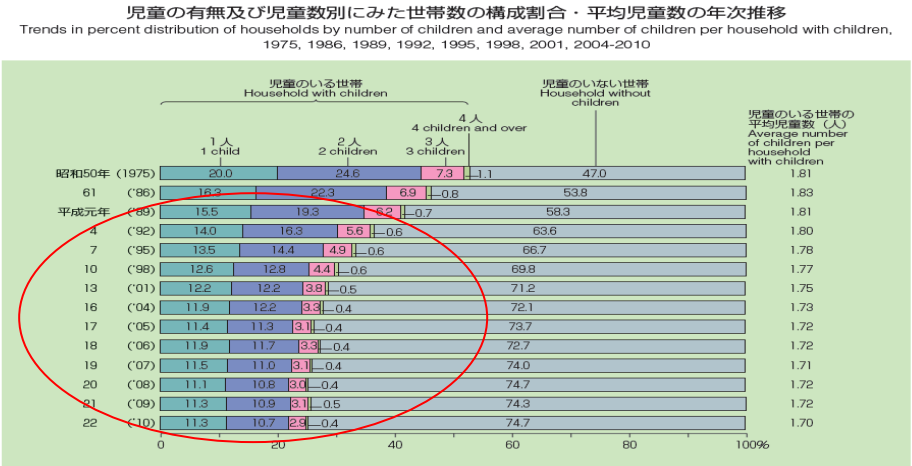
図 1.1 は、戦後の日本における出生数の推移である。この図から、1971-1974 年の第二次ベビーブーム以後、国内の出生数は一貫して減少していることがわかる。2005 年には合計特殊出生数が過去最低の 1.26%にまで落ち込み、その後 2010 年には 1.41%まで回復するものの、出生数自体は減少が続いている。ただし、本章で対象とする 1990 年以降の出生数の変化は、赤枠で示すとおり、それ以前の変化に比べると変動が小さいこともグラフから読み取れる。

図 1.1　出所：内閣府 HP　平成 25 年度版少子化社会対策白書データより作成



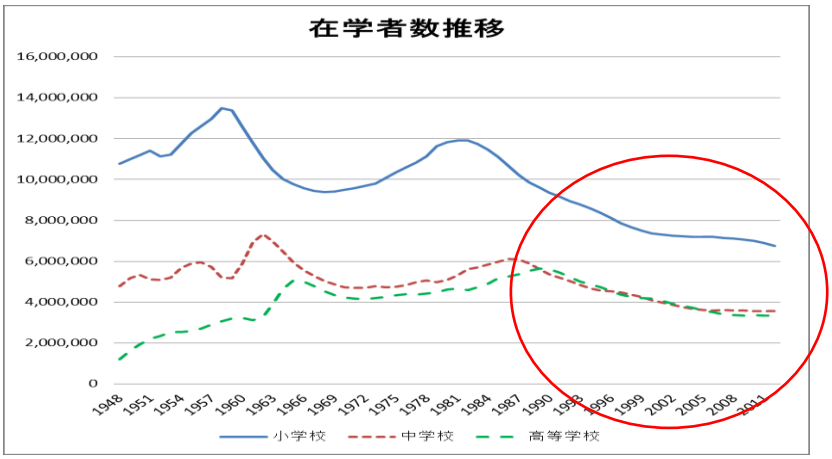

更に、家族構成の変化についてもデータから確認する。出生数が低下し、図 1.1 で示されるように現在も少子化が進行しつつあるが、その一方で、子どものいる家庭の兄弟数はどのように変化しているのであろうか。図 1.2 は、1975 年以降の児童数別に見た世帯数の構成割合を示している。この図から、子どものいない世帯の割合は急激に増加しているが、それに対して子どものいる世帯における各兄弟数の割合は、1990 年以降においては、大きくは変化していないことがわかる。

図 1.2　出所：厚生労働省「グラフで見る世帯の状況」



また図 1.3 は、各学校段階別にした在学者数の推移を示す。この図から、義務教育段階における生徒数の推移は、基本的に出生数をなぞる形で推移していることが読み取れる。これは日本では、乳幼児の死亡率が低い点と、就学年齢の子供がほぼ全て小中学校に在籍しているためと考えられる。一方、高等学校の生徒数は、小中学校とは若干異なる変動を示している。特に、1990 年代の一時期は、中学校の生徒数を上回る生徒が高等学校に在籍していることも観察できる。これは、高等学校への進学率が 1950-1975 年にかけて、40%から 95%へと急激に上昇したことに起因している。しかし、全体的に 1990 年以降はどの学校種においても生徒数が緩やかに減少していることが読み取れる。

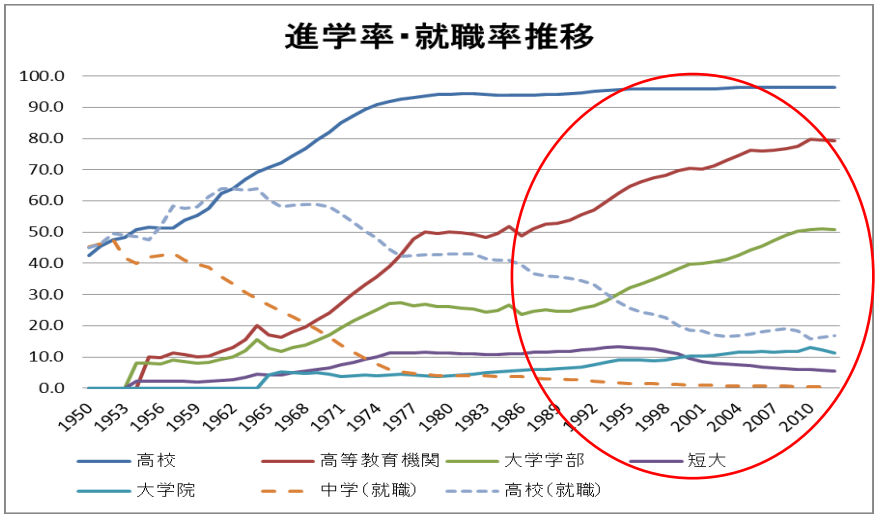
図 1.3　出所：文部科学統計より作成




それでは、本章で取り扱う期間に、子どもを取り巻く状況で大きく変化したことは何であろうか。学校教育との関連で考えると、大学進学率の上昇を挙げることができる。図 1.4 は、各段階別進学率、就職率の推移を示す。大学進学率は、1965 年以降に急激な上昇が観察され、1970 年後半から 1980 年前半の停滞期を経て、1985 年頃から再び上昇が続いている。1980 年代後半には 25%前後であった大学進学率が、2014 年には、高校卒業者の約 50%が大学へ進学している状況となっている。即ちこの 30 年間で大学進学率は約 25%上昇したといえる。そのため、この変化が家庭の通塾等の選択行動に影響し、学校教育以外の面で教育成果に影響を与えている場合も考慮する

必要がある[5]。

図 1.4　出所：文部科学統計より作成




以上のデータの結果をまとめると、子どものいる家庭に関しては、1990 年以降において、データから観察される大きな状況の変化は認められない。しかし、その一方で大学への進学率が約 25%上昇するといった社会的な変化が、学校教育を取り巻く背景として起きている。この点は、記述統計から学校教育の変化を捉える際に、注意しなければならない。

## 1.2. データから概観する子どもの学習成果

### 1.2.1. 認知能力指標の変化

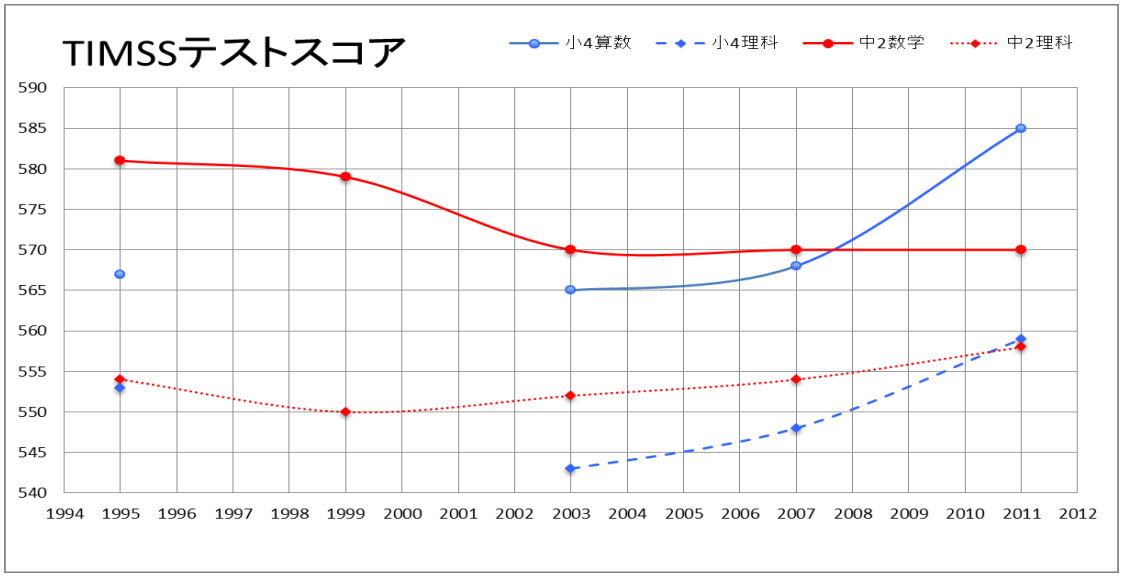
まず初めに、認知能力に対する学校教育の成果として国際学力調査である TIMSS と PISA のテストスコアを取り上げる。現在使用可能なデータで、日本の子どもの学力（認知能力）を示し、かつ、経年比較可能なデータは、TIMSS、PISA のスコアのみである。TIMSS（Trends in International Mathematics and Science Study）は、IEA（国際教育到達度評価学会）が 4 年ごとに進める算数・数学及び理科の到達度に関す

[5] 通塾に関するデータは、平成 20 年(2008 年)に文部科学省から報告されている「子どもの学校外での学習活動に関する実態調査報告」がある。そこでは、平成 5 年と 19 年の通塾率の経年比較では、小学校は 23.6%から 25.9%に増加、中学校は 59.5%から 53.5%に減少という結果が示されている。

る調査である。現在、1995、1999、2003、2007、2011 年の小学 4 年生（1999 年は実施されず)、中学 2 年生の算数（数学）と理科のテストスコアが利用可能である[6]。一方、PISA（Programme for International Student Assessment）は、OECD によって 3 年ごとに実施される学習到達度に関する調査である。日本においては、高校 1 年生が調査対象であり、数学的リテラシー、読解力、科学的リテラシーの 2000、2003、2006、2009、2012 年の各スコアが利用できる[7]。ただし、PISA において経年比較が可能なスコアは、読解力が 2000 年以降、数学的リテラシーが 2003 年以降、科学的リテラシーが 2006 年以降となっている。TIMSS、PISA どちらの調査においても傾向スコア理論に基づいて試験が作成され、そのスコアは基準年の国際平均を 500 点と設定し、各国のスコアを基準化することで経年比較を可能としている。

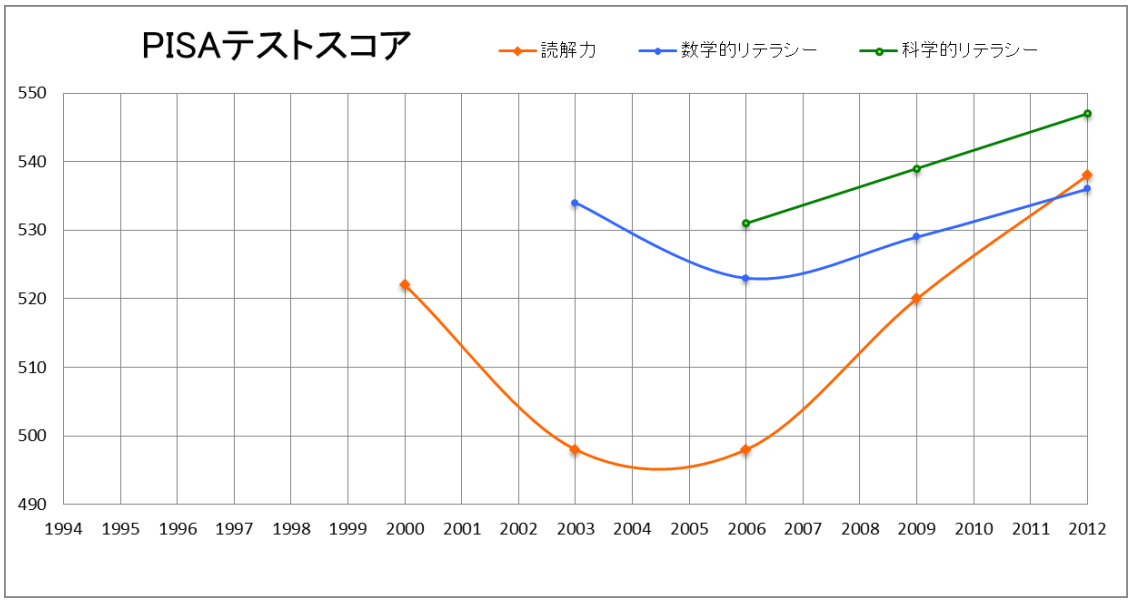
図 1.5-1 は、TIMSS のテストスコアの推移である。実線は、算数（数学)、点線は理科のスコアを示し、どちらも青色の線は小学 4 年生を、赤色の線は中学 2 年生のスコアを示している。また、図 1.5-2 は PISA のテストスコアの推移であり、橙色の線が読解力、青色の線が数学リテラシー、緑色の線が科学的リテラシーを示す。

図 1.5-1　TIMSS：小 4（G４)、中 2（G8）スコアの推移




[6] http://timss.bc.edu/index.html#　2014/11/13　閲覧
[7] http://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/　2014/11/13　閲覧

図 1.5-2　PISA：高 1 スコアの推移



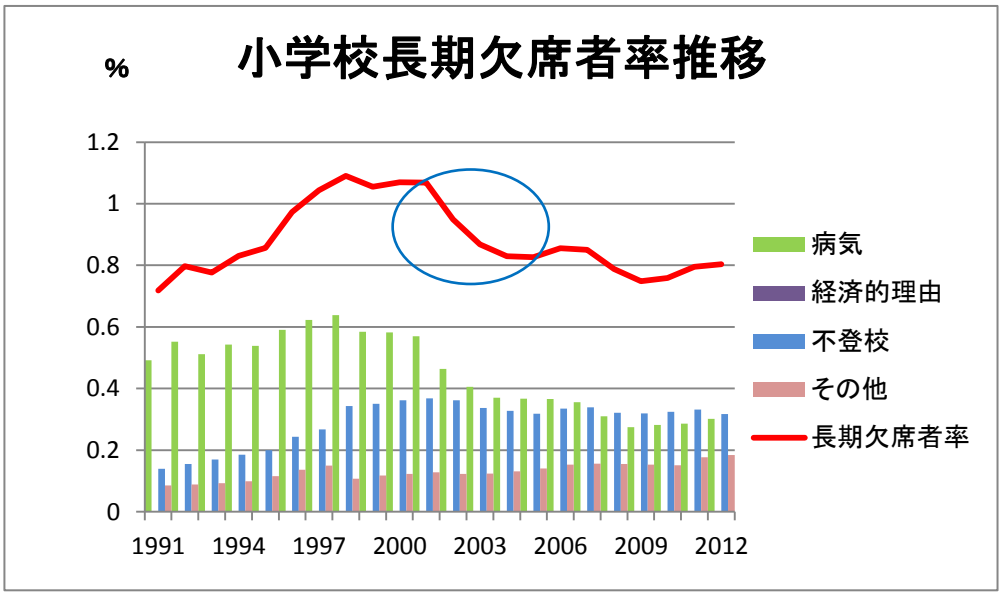

TIMSS、PISA 共に、2003 年に国際比較における日本の順位の低下が話題となり、その原因を 2002 年施行の学習指導要領改正（いわゆる「ゆとり教育」）の影響とする論調も多く散見された。しかし、スコアの推移を細かく見ていくと、TIMSS においては、小 4 のスコアは確かに 2003 年の数値が最も低いが、その後の 2011 年調査では、算数、理科ともに 1995 年のスコアを超えていることがわかる。さらに、中 2 理科では最もスコアが低い年は、1999 年であり、その後のスコアは上昇している。一方、中 2 数学のスコアは、2003 年に 10 点程度落ち込み、その後は、ほぼ同じ点数で推移している。このように、TIMSS スコアの推移は、学年・対象教科によって動きが異なっていることが示されている。PISA においては、2006 年以前のデータでは 3 教科揃った経年比較はできないが、グラフから示される傾向は各教科とも似通っていて、2006 年を底としてその後の調査ではどの教科もスコアを伸ばしていることが確認できる。

以上から、子どもの学力が、2000 年代前半に小・中・高のどの段階においても低下したことは示される。しかしその後、小 4、高 1 においては、計測されたどの科目のスコアも回復傾向にある。一方中 2 では、理科の上昇は認められるが、数学は低下したスコアの位置から動いていない。

### 1.2.2. 非認知能力指標の変化

前節で示される子どもの認知能力の変化に対して、非認知能力を代理する長期欠席者率はどのように推移しているのだろうか。図 1.6 は小中学校の 1991 年以降の長期欠席者率の推移を示している[8]。赤色の実線は、全体の推移を示し、棒グラフはその理由別内訳を示している。図から小学校では、1990 年代に長期欠席者率が上昇し、1997 年には 1%を超えたが、2000 年代に入ると急激に減少し、その後 2009 年以降に再び上昇傾向に転じていることが示される。中学校においても、1990 年代に不登校を理由とした長期欠席が増加しているが、2001 年を境に一度低下していることが確認できる。しかしその後は、ゆるやかな上昇と低下によって全体の長期欠席者率は 3.5%-4%の間を推移している。

図 1.6　出所：学校基本調査より作成




8 長期欠席者数は年間に 30 日以上の欠席を有する児童生徒数を示す。1990 年以前はその基準が年間 50 日であったため、グラフからは除いている。

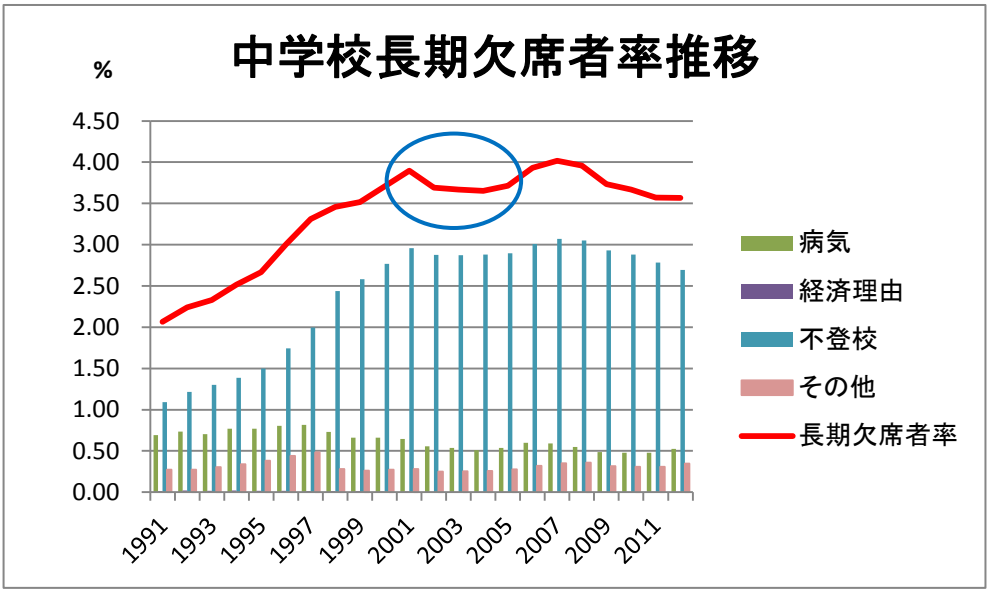



図 1.6 を先ほどの TIMSS、PISA スコアとの比較で考えると、学力の低下が示された 2000 年代前半の時期(青円の枠で囲まれた部分)に、小学校・中学校ともに長期欠席者率が減少に転じていることが示されている。この時期は、教育政策において「生きる力」の育成を中心に据えた学習指導要領が施行され、学校完全週 5 日制の導入により、土曜日が完全に休日となった時期とも重なっている。学校教育と教育成果の関係を考える上で、学力低下と長期欠席者率の低下時期が重なり、かつその時期に教育政策の転換が実施されている点は、非常に興味深い結果であると言える。

## 1.3. データから概観する学校教育の変化

### 1.3.1. 学習指導要領の変遷と標準授業時数の変化

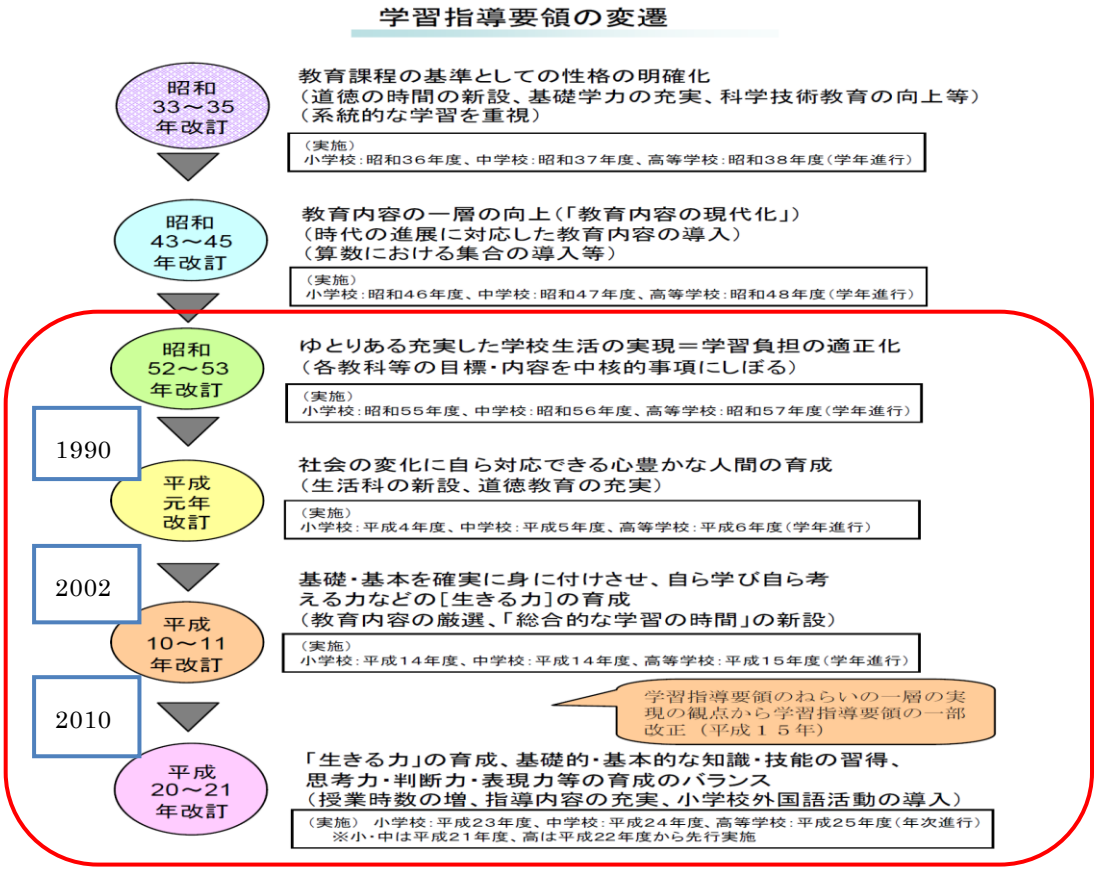
1.1 節で示したとおり、本章では、学校教育を捉える変数として学習指導要領の変化による授業時数、一人当たり学校教育費、教員生徒比率、及び年齢別学校教員の構成を設定した。まず初めに、分析対象期間の学習指導要領の変化を、データを通して確認する。

日本の公教育において、学習指導要領は学校教育の基準となり、その変化は教育現場に大きな影響を与えていると推測される。特に 2002 年の学習指導要領改訂時には、「ゆとり教育」による学力低下の危惧や学校週 5 日制の導入の是非といった点を中心

に、指導要領の変化が学校教育に与える影響について多くの議論が交わされた。ここで、「ゆとり」という言葉が、実際に学習指導要領で導入されたのは、昭和 52、53 年の改訂時であることを確認しておく。即ち、ゆとり教育は 1980 年代から開始されていると考えることが妥当である。

図 1.7 は、文部科学省のホームページ上の資料「学習指導要領の変遷」の一部を加工したものである。赤色の枠で示した部分が、「ゆとり教育」以降の学習指導要領の変化であり、西暦を示している 3 時点の指導要領が、本章で焦点としている 1990 年以降の変化である。この中で、標準授業時数（授業内容削減）以外の大きな変化としては、生活科の新設（1990 年）と総合学習の導入（2002 年）を挙げることができる。ただし、これらの変化は授業時数の変化に反映されているため、本節では、この学習指導要領の変化の中から、特に標準授業時数の変化に着目して、TIMSS、PISA スコアとの関連を考察する。

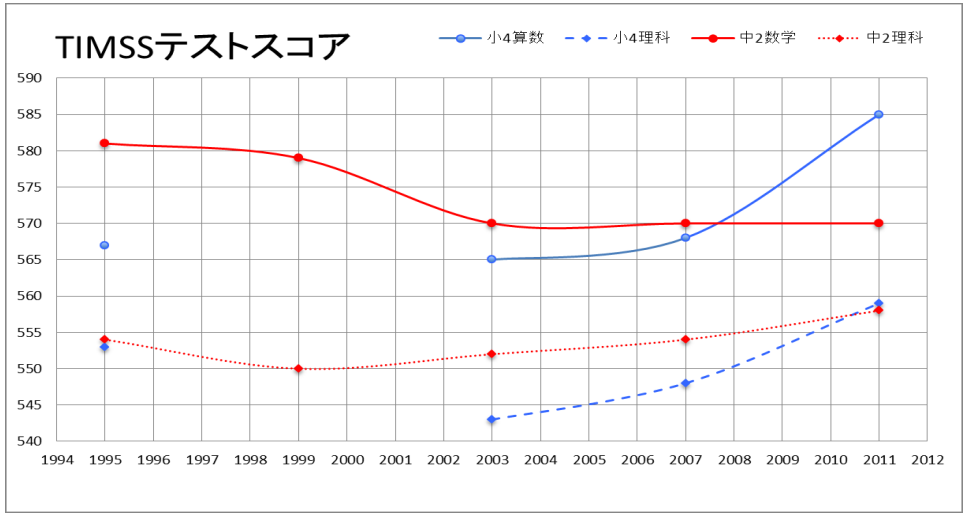
図 1.7　出所：文部科学省ホームページ資料を一部加工



学習指導要領の変化を標準授業時数の変化に絞って、別表 1.1 にまとめている。この表から標準授業時数に関しては 2002 年施行の学習指導要領改定時に小中学校ともにその時数を 1～3 割削減していることが示されている。ただし、義務教育段階での学習指導要領の変化は、施行の年から各学年で実施されるため、入学年によって各生徒が受けた標準時間数の量は少しずつ異なることになる。そこで、TIMSS、PISA の実施年に当該学年であった生徒が、各教科で標準授業時数としてどれだけの時数を学校教育で受けているかを別表 1.2、1.3 にまとめている。以上の表に基づいて、図 1.8-1、1.8-2 は、TIMSS、PISA のスコアと各試験の受験生徒が受験時に受けていたと考えられる累積標準時間数の関係をグラフで示している[9]。このグラフにおいて、最も少ない累積標準時間は、TIMSS では 2007 年、PISA では 2009 年（国語は 2012 年）である。一方 1.2.1 節で確認したように、TIMSS のテストスコアは、中 2 数学、理科、小 4 算数では 2003 年が最も低く、小 4 理科では 1999 年が最低となっている。又、PISA のテストスコアの経年比較では、読解力、数学リテラシー、科学リテラシーどれもが 2006 年が一番低い。ここから、累積授業時数の増減が、単純にテストスコアの高低と結びついているわけではないことが図からも確認できる。そして、むしろ累積標準授業時数の最小値を示す 2007－2009 年にテストスコアの上昇が始まっていることも示されている。

[9] TIMSS は、各年 2 月に実施、PISA は 6 月実施であるため、TIMSS に関しては、当該学年の授業数を累積に加え、PISA は前年（即ち中 3 時点）までの標準授業時数の累積を計算している。

図 1.8-1


TIMSSテストスコア
小4算数
小4理科
中2数学
中2理科
590
585
580
575
570
565
560
555
550
545
540
1994 1995 1996 1997 1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012

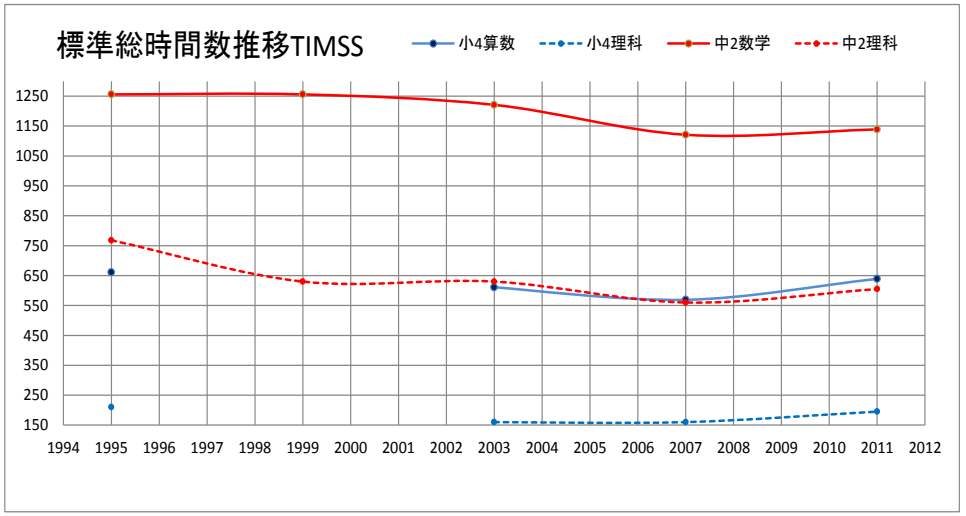
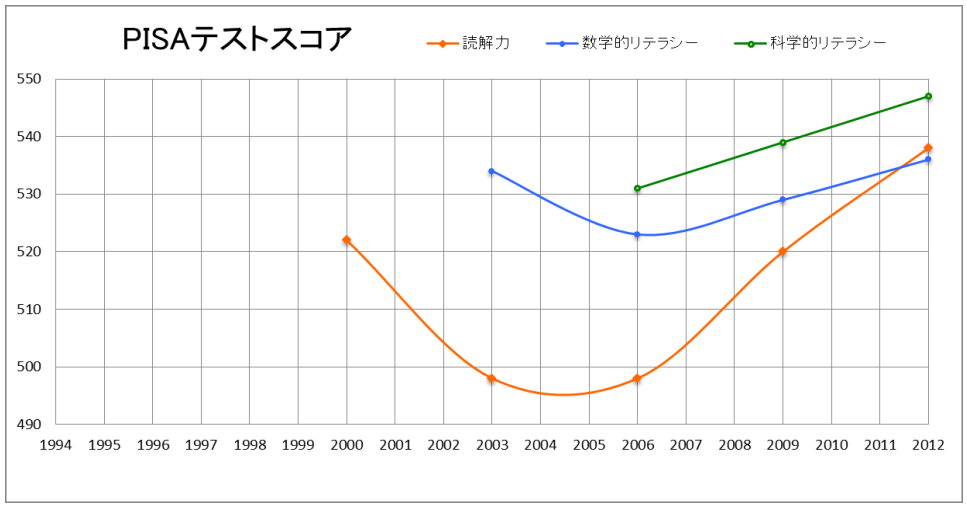
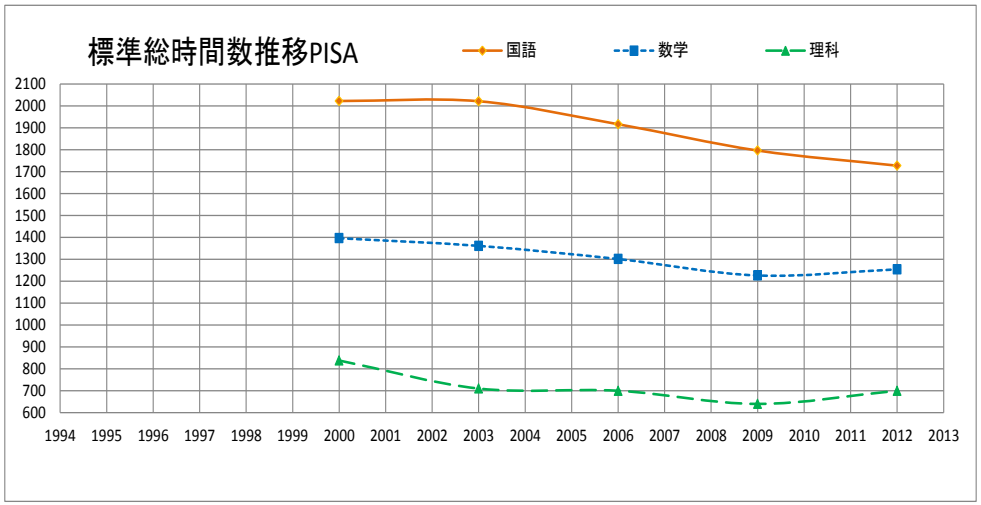

標準総時間数推移TIMSS
小4算数
小4理科
中2数学
中2理科
1250
1150
1050
950
850
750
650
550
450
350
250
150
1994 1995 1996 1997 1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012

図 1.8-2


PISAテストスコア
読解力
数学的リテラシー
科学的リテラシー
550
540
530
520
510
500
490
1994 1995 1996 1997 1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012

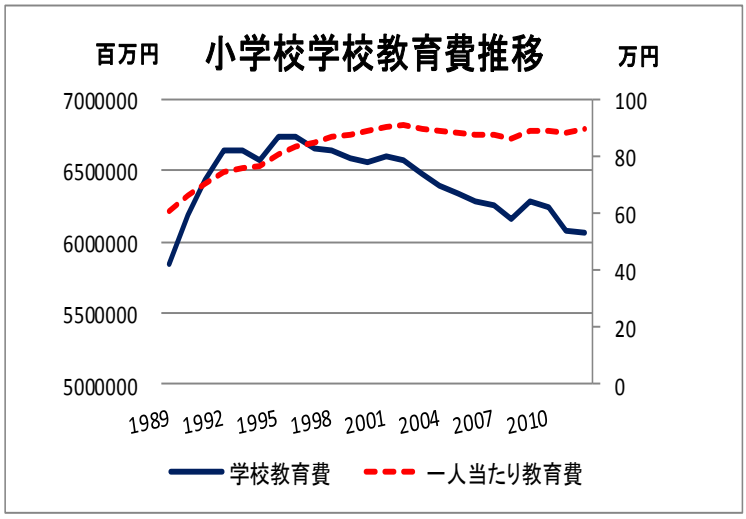

標準総時間数推移PISA
国語
数学
理科
2100
2000
1900
1800
1700
1600
1500
1400
1300
1200
1100
1000
900
800
700
600
1994 1995 1996 1997 1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013

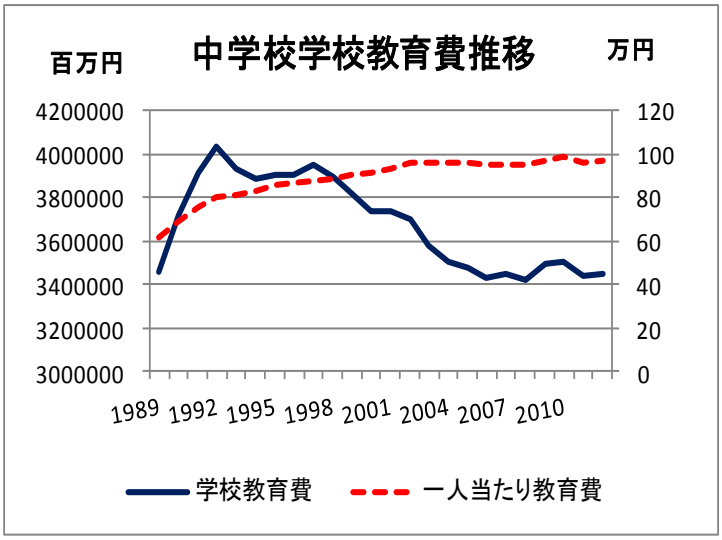
### 1.3.2. 学校教育費の変化

次に、学校教育費の変化を取り上げる。日本の公立学校の設置基準は学校教育法で定められているため、日本の経済的地位が安定した 1980 年以降において公立学校の各施設面で大きく差が生じているとは考えにくい。しかし、教員の人的配置や時代に対応した設備投資の面で、学校教育費の変化は学校教育の一面を捉えていると考えられる。特に生徒一人当たりの教育費がどのように変化しているかを捉えることは、教育政策を評価する上で重要である。

学校教育費についてのデータは、地方教育費調査の各学校種類別学校教育費から得ている。図 1.9 は、小学校及び中学校の学校教育費の推移である。青色の実線は、各年各学校種類別の学校教育費の推移を示し、赤色の点線は、各年の学校教育費を当該年の全児童数で除した一人当たり学校教育費の推移である。図から、学校教育費は、生徒数の減少に伴って減少しているが、一人当たり教育費は、むしろゆるやかな上昇傾向にあることが示されている。しかし、これらの学校教育費と先に見た教育成果との関連は、このグラフからは読み取ることはできない。

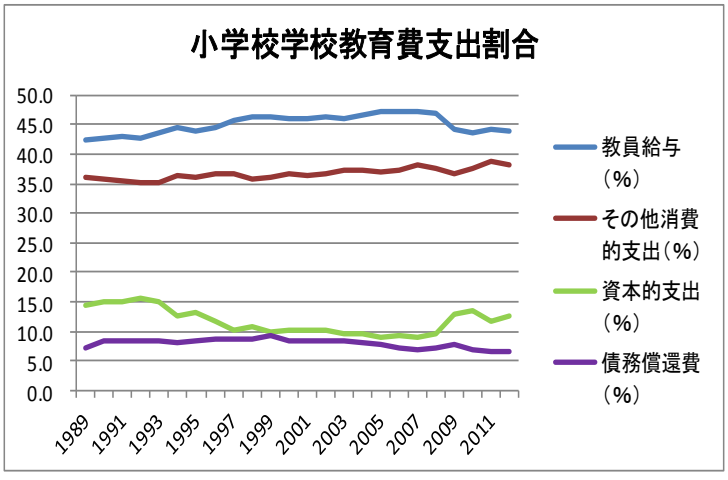
図 1.9　出所：地方教育費調査より作成

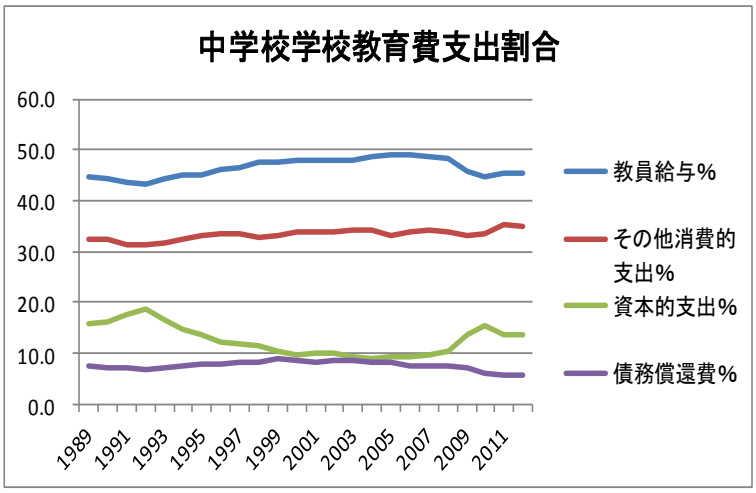





更に、学校教育費の小学校、中学校における各項目別支出割合の内訳を図 1.10 に示す。この図から、各年での若干の変動は見られるものの、消費的支出が全体の 8 割以上となっており、その中でも教員給与が、全体の約 50%を占めていることが示される。また、1990 年代から 2000 年前半まで、小中学校において教員給与の割合が緩やかに上昇し、一方、資本的支出は抑制されていることがうかがえる。その理由として、教員の高齢化に伴う給与上昇が考えられるが、小中学校どちらにおいても、2007 年で教員給与割合が極端に下がることが示されている。これは、2007 年度より教職公務員の給与の優遇分が減らされたことによるものと考えられる。

図 1.10　出所：地方教育費調査より作成

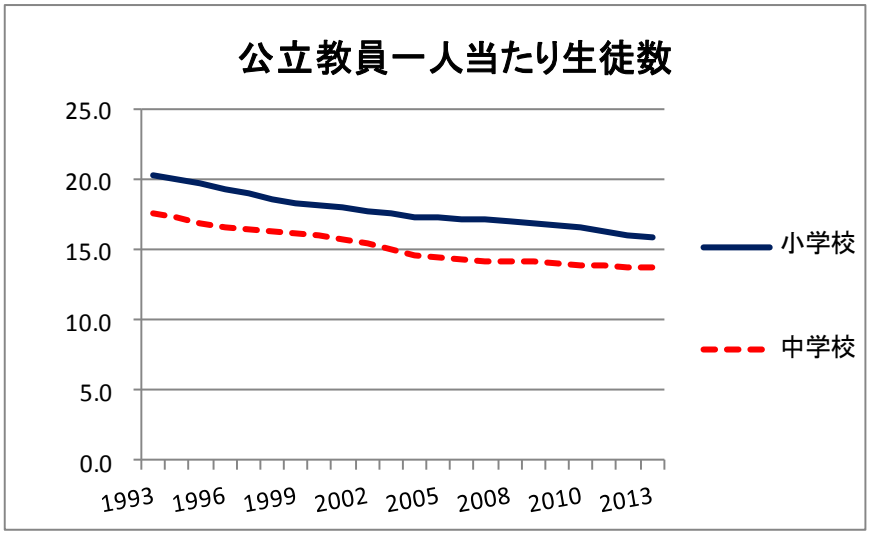





以上から、図 1.9 で示される一人当たり教育費の上昇は、教員の人的な配置と関連していることが推測される。1980~1990 年以降の生徒数の減少に対して、教員数の調整が難しかったことが予測される。なぜなら、たとえ教員採用数を抑制したとしても、教育公務員である現職教員の数を減らすことは困難であったと思われるからである。生徒数が一貫して減少している 1990～2010 年において、図 1.9 の学校教育費は減少しているが、2007 年まで教員給与の割合はむしろ上昇傾向にあったことが図 1.10 から示されている。一人当たり教育費の上昇が、教員需要の面から説明できるのであれば、この期間の生徒教員比率は減少傾向にあることが示されると予測される。

その点を確認するために、学校基本調査のデータを用いて、在籍児童生徒数を当該年の本務教員数で除した公立教員一人当たりの生徒数を算出した。その推移を図 1.11 に示す。図からは、予測通り、公立教員一人当たりの生徒数は分析対象期間において緩やかに低下していることが示されている。教員一人当たりの生徒数は、1993 年には小学校約 20 人、中学校約 18 人であるが、2013 年には小学校約 16 人、中学校約 14 人と 20 年で 4 人分が減少している。

図 1.11　出所：学校基本調査より作成



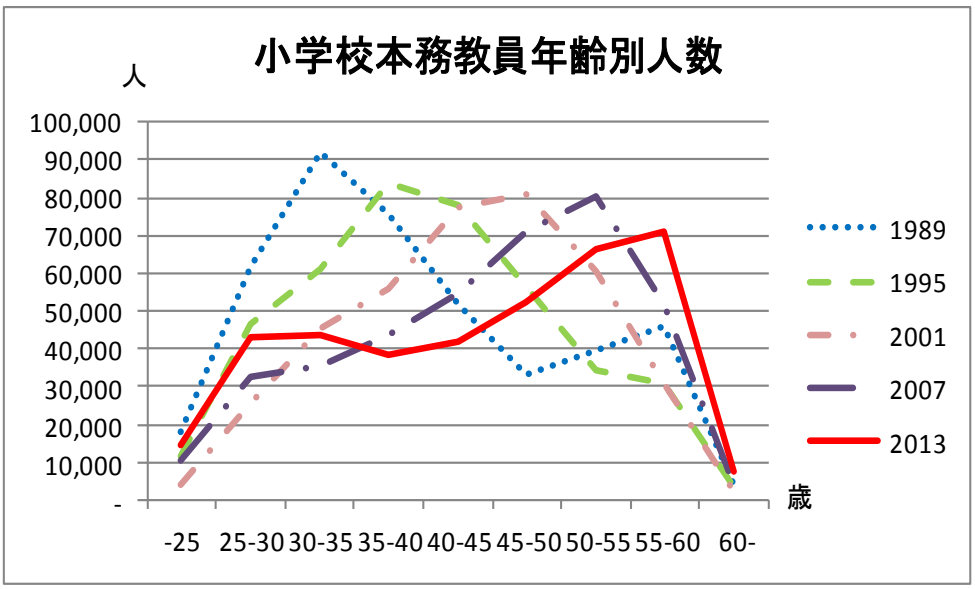

## 1.3.3.　教員の年齢構成の変化

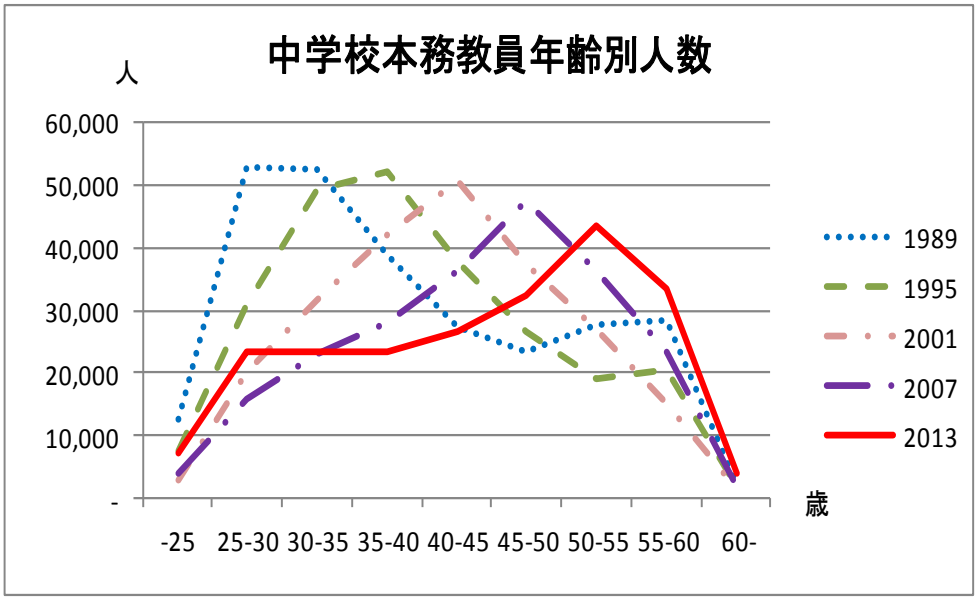
最後に、授業を担う教員の年齢構成の変化についてまとめる。学校教育費の変化で示されたように、生徒数の減少は、教員需要を低下させ、新規教員の採用を抑制させたと推測される。一方、教員の離職率は低いため、生徒数の減少は教員の年齢構成において急速な高齢化を進めたと考えられる。図 1.12 は、小中学校の教員年齢の変化を示している。使用した教員データは、3 年ごとに実施される学校教員統計調査より得ている。図では、6 年おきに年齢別本務教員の人数がどのように変化しているかを示している。青の点線は 1989 年、赤の実線は、2013 年の各校種の教員の年齢構成別人数を示すが、小中学校のどちらにおいても教員の高齢化が明確に示されている。

特に高齢化のみならず、2001-2007 年時には 20 代の教員が大幅に減少していることも注目に値する。これは、教員採用の抑制に起因するものと思われるが、もし、20 代の若手教員の減少が学校運営や子どもの学習活動に影響しているとしたら、先に示された学校教育の成果と関連していることも考えられる。一般に、教員の質は、経験年に応じて上昇するものと捉えられるが、一方で体力的、心理的な面から、小中学校の生徒に若い（20 代の）教員がより影響力を持つことも考えられる。1990 年以降の教員の年齢構成の変化は、単に教員の年齢や経験が生徒に与える影響だけでなく、学

校という組織に対しても影響を与え、その経路を通じて子どもの教育成果に影響している可能性がある。しかし、これらの点を明らかにするためには、詳細なミクロデータによる分析が必要であり、今後の課題としておきたい。

図 1.12　出所：学校教員統計調査より作成



## 1.4. まとめ

本章では、義務教育段階における学校教育の変化を 1990 年以降の各データの記述統計を中心に考察した。分析に先立ち、まず、学校教育の効果を定量的に分析する際の課題となる 2 点を取り上げて整理した。課題の 1 点目は、学校教育の成果及び学校教育変数の設定であり、2 点目は、生徒をとりまく家庭や社会の状況と学校教育による効果の分離である。

データを概観するにあたり、学校教育の成果を認知能力と非認知能力の両指標で設定した。認知能力に対しては、TIMSS 、PISA のテストスコアを用い、非認知能力に対しては、小中学校の長期欠席者率を用いている。そして、これらの変数の推移から、1990 年以降の学校教育の成果をまとめた。その結果、認知能力に関しては、TIMSS では 2003 年、PISA では 2006 年にスコアが低下していることが示され、その後は、どちらのスコアも上昇傾向にあることが示された。また、非認知能力の代理変数である長期欠席者率に対しては、小中学校ともに、1990 年代に一貫して上昇が認められ、2001-2002 年前後に減少に転じるが、その後は小学校では 0.8%前後、中学校では 3.5%-4%で推移していることが示された。

学校教育を捉える変数としては、政策的に変動が可能な変数として、学習指導要領の変遷に伴う標準授業時数、生徒一人当たり学校教育費と生徒教員比率、年齢別の教員構成を設定した。それらの変数の変化を捉えた上で、先に挙げた学校教育の成果指標との対応を考察した。その結果、認知能力である TIMSS、PISA のスコアと標準授業時数の対応は明確ではないことが明らかとなった。即ち、ゆとり教育が学力低下を引き起こしたという議論は慎重に行う必要がある。一方で、2002 年の学習指導要領の改訂時を境にして、長期欠席者率が減少していたことが小中学校ともに示されている。

更に、分析対象期間においては、生徒数の減少に伴って、一人当たり教育費は上昇し、教員一人当たり生徒数が低下していることも確認できた。また、教員の年齢構成は年々上昇し、教員の高齢化が進んでいることも明確に示されている。これらの変化から、学校教育の質は上昇していると捉えられるが、一方で教員のアンバランスな年齢構成が、学校教育の様々な場面に影響を与えている可能性も考えられる。

以上が、記述統計から考察した学校教育の変数と教育成果の関係である。しかし、学校教育の真の効果を計測するには、ミクロデータに基づいた詳細な分析が必要であ

る。そのため、次章からは、本章で提示された課題の中で、以下の 3 点に焦点を当ててより詳細な分析を行う。取り上げる 3 点の課題は、第 1 に、標準授業時数の変化と生徒の認知能力の関係、第 2 に教員一人当たり生徒数（学級規模）と認知・非認知能力の関係、最後に学校教員の構成（教員の質）と認知・非認知能力の関係である。

別表 1.1 標準授業時数の推移：各学習指導要領から作成

| | | | 国語 | 社会 | 算数(数学) | 理科 | 生活 | 音楽 | 図工 | 家庭(技術) | 体育 | | 道徳 | 特別活動 | 選択(英語) | 総授業数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1977(S52)<br>1980(S55)施行<br>1981(S56)施行 | 小 | 1年 | 272 | 68 | 136 | 68 | | 68 | 68 | | 102 | | 34 | 34 | | 850 |
| | | 2年 | 280 | 70 | 175 | 70 | | 70 | 70 | | 105 | | 35 | 35 | | 910 |
| | | 3年 | 280 | 105 | 175 | 105 | | 70 | 70 | | 105 | | 35 | 35 | | 980 |
| | | 4年 | 280 | 105 | 175 | 105 | | 70 | 70 | | 105 | | 35 | 70 | | 1015 |
| | | 5年 | 210 | 105 | 175 | 105 | | 70 | 70 | 70 | 105 | | 35 | 70 | | 1015 |
| | | 6年 | 210 | 105 | 175 | 105 | | 70 | 70 | 70 | 105 | | 35 | 70 | | 1015 |
| | 中 | 1年 | 175 | 140 | 105 | 105 | | 70 | 70 | 70 | 105 | | 35 | 70 | 105 | 1050 |
| | | 2年 | 140 | 140 | 140 | 105 | | 70 | 70 | 70 | 105 | | 35 | 70 | 105 | 1050 |
| | | 3年 | 140 | 105 | 140 | 140 | | 35 | 35 | 105 | 105 | | 35 | 70 | 140 | 1050 |

| | | | 国語 | 社会 | 算数(数学) | 理科 | 生活 | 音楽 | 図工 | 家庭(技術) | 体育 | | 道徳 | 特別活動 | 選択(英語) | 総授業数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1989(H1)<br>1992(H4)施行 | 小 | 1年 | 306 | | 136 | | 102 | 68 | 68 | | 102 | | 34 | 34 | | 850 |
| | | 2年 | 315 | | 175 | | 105 | 70 | 70 | | 105 | | 35 | 35 | | 910 |
| | | 3年 | 280 | 105 | 175 | 105 | | 70 | 70 | | 105 | | 35 | 35 | | 980 |
| | | 4年 | 280 | 105 | 175 | 105 | | 70 | 70 | | 105 | | 35 | 70 | | 1015 |
| | | 5年 | 210 | 105 | 175 | 105 | | 70 | 70 | 70 | 105 | | 35 | 70 | | 1015 |
| | | 6年 | 210 | 105 | 175 | 105 | | 70 | 70 | 70 | 105 | | 35 | 70 | | 1015 |
| | 中 | 1年 | 175 | 140 | 105 | 105 | | 70 | 70 | 70 | 105 | | 35 | 35−70 | ＊105−140 | 1050 |
| | | 2年 | 140 | 140 | 140 | 105 | | 35−70 | 35−70 | 70 | 105 | | 35 | 35−70 | ＊105−210 | 1050 |
| | | 3年 | 140 | 70−105 | 140 | 105−140 | | 35 | 35 | 70−105 | 105−140 | | 35 | 35−70 | ＊105−280 | 1050 |

＊英語105−140標準、他全教科選択可能

| | | | 国語 | 社会 | 算数(数学) | 理科 | 生活 | 音楽 | 図工 | 家庭(技術) | 体育 | 外国語 | 道徳 | 特別活動 | 選択 | 総合 | 総授業数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1998(H10)<br>2002(H14)施行 | 小 | 1年 | 272 | | 114 | | 102 | 68 | 68 | | 90 | | 34 | 34 | | | 782 |
| | | 2年 | 280 | | 155 | | 105 | 70 | 70 | | 90 | | 35 | 35 | | | 840 |
| | | 3年 | 235 | 70 | 150 | 70 | | 60 | 60 | | 90 | | 35 | 35 | | 105 | 910 |
| | | 4年 | 235 | 85 | 150 | 90 | | 60 | 60 | | 90 | | 35 | 35 | | 105 | 945 |
| | | 5年 | 180 | 90 | 150 | 95 | | 50 | 50 | 60 | 90 | | 35 | 35 | | 110 | 945 |
| | | 6年 | 175 | 100 | 150 | 95 | | 50 | 50 | 55 | 90 | | 35 | 35 | | 110 | 945 |
| | 中 | 1年 | 140 | 105 | 105 | 105 | | 45 | 45 | 70 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊0−30 | 70−100 | 980 |
| | | 2年 | 105 | 105 | 105 | 105 | | 35 | 35 | 70 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊50−85 | 70−105 | 980 |
| | | 3年 | 105 | 85 | 105 | 80 | | 35 | 35 | 35 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊105−165 | 70−130 | 980 |

H21/22

| | | | 国語 | 社会 | 算数(数学) | 理科 | 生活 | 音楽 | 図工 | 家庭(技術) | 体育 | 外国語 | 道徳 | 特別活動 | 総合 | 外国語 | 総授業数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2008(H20)<br>2011(H23)施行 | 小 | 1年 | 272 | | 136 | | 102 | 68 | 68 | | 102 | | 34 | 34 | | | 816 |
| | | 2年 | 280 | | 175 | | 105 | 70 | 70 | | 105 | | 35 | 35 | | | 875 |
| | | 3年 | 235 | 70 | 175 | 90 | | 60 | 60 | | 90 | | 35 | 35 | 95 | | 945 |
| | | 4年 | 235 | 85 | 175 | 105 | | 60 | 60 | | 90 | | 35 | 35 | 100 | | 980 |
| | | 5年 | 180 | 90 | 175 | 105 | | 50 | 50 | 60 | 90 | | 35 | 35 | 75−110 | 0−35 | 980 |
| | | 6年 | 175 | 100 | 175 | 105 | | 50 | 50 | 55 | 90 | | 35 | 35 | 75−110 | 0−35 | 980 |

H23以降

| | | | 国語 | 社会 | 算数(数学) | 理科 | 生活 | 音楽 | 図工 | 家庭(技術) | 体育 | 外国語 | 道徳 | 特別活動 | 総合 | 外国語 | 総授業数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2008(H20)<br>2011(H23)施行 | 小 | 1年 | 306 | | 136 | | 102 | 68 | 68 | | 102 | | 34 | 34 | | | 850 |
| | | 2年 | 315 | | 175 | | 105 | 70 | 70 | | 105 | | 35 | 35 | | | 910 |
| | | 3年 | 245 | 70 | 175 | 90 | | 60 | 60 | | 105 | | 35 | 35 | 70 | | 945 |
| | | 4年 | 245 | 90 | 175 | 105 | | 60 | 60 | | 105 | | 35 | 35 | 70 | | 980 |
| | | 5年 | 175 | 100 | 175 | 105 | | 50 | 50 | 60 | 90 | | 35 | 35 | 70 | 35 | 980 |
| | | 6年 | 175 | 105 | 175 | 105 | | 50 | 50 | 55 | 90 | | 35 | 35 | 70 | 35 | 980 |

H21

| | | | 国語 | 社会 | 算数(数学) | 理科 | 生活 | 音楽 | 図工 | 家庭(技術) | 体育 | 外国語 | 道徳 | 特別活動 | 選択 | 総合 | 総授業数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2008(H20)<br>2012(H24)施行 | 中 | 1年 | 140 | 105 | 140 | 105 | | 45 | 45 | 70 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊0−15 | 50−65 | 980 |
| | | 2年 | 105 | 105 | 105 | 105 | | 35 | 35 | 70 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊50−85 | 70−105 | 980 |
| | | 3年 | 105 | 85 | 105 | 105 | | 35 | 35 | 35 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊80−140 | 70−130 | 980 |

H22

| | | | 国語 | 社会 | 算数(数学) | 理科 | 生活 | 音楽 | 図工 | 家庭(技術) | 体育 | 外国語 | 道徳 | 特別活動 | 選択 | 総合 | 総授業数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2008(H20)<br>2012(H24)施行 | 中 | 1年 | 140 | 105 | 140 | 105 | | 45 | 45 | 70 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊0−15 | 50−65 | 980 |
| | | 2年 | 105 | 105 | 105 | 140 | | 35 | 35 | 70 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊15−50 | 70−105 | 980 |
| | | 3年 | 105 | 85 | 140 | 105 | | 35 | 35 | 35 | 90 | 105 | 35 | 35 | ＊45−105 | 70−130 | 980 |

H23

| | | | 国語 | 社会 | 算数(数学) | 理科 | 生活 | 音楽 | 図工 | 家庭(技術) | 体育 | 外国語 | 道徳 | 特別活動 | 選択 | 総合 | 総授業数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2008(H20)<br>2012(H24)施行 | 中 | 1年 | 140 | 105 | 140 | 105 | | 45 | 45 | 70 | 105 | 140 | 35 | 35 | | 50 | 1015 |
| | | 2年 | 140 | 105 | 105 | 140 | | 35 | 35 | 70 | 105 | 140 | 35 | 35 | | 70 | 1015 |
| | | 3年 | 105 | 140 | 140 | 105 | | 35 | 35 | 35 | 105 | 140 | 35 | 35 | | 70 | 1015 |

別表 1.2　TIMSS（小４・中２）実施年と学習指導要領の変遷との関係（総標準時間数を中心として）

| | | | | TIMSS 1995 | | | | | TIMSS 1999 | | | TIMSS 2003 | | | | TIMSS 2007 | | | | TIMSS 2011 | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 指導要領 | | | 数 | 理 | | | | 数 | 理 | | 数 | 理 | | | 数 | 理 | | | 数 | 理 | | | 数 | 理 |
| S60 | 1985 | S55施行 | | 小1 | 136 | 68 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| S61 | 1986 | | | 小2 | 175 | 70 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| S62 | 1987 | | | 小3 | 175 | 105 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| S63 | 1988 | | | 小4 | 175 | 105 | | 数 | 理 | | 数 | 理 | | | | | | | | | | | | | |
| H1 | 1989 | | | 小5 | 175 | 105 | 小1 | 136 | | 小1 | 136 | | | | | | | | | | | | | | |
| H2 | 1990 | | | 小6 | 175 | 105 | 小2 | 175 | | 小2 | 175 | | | | | | | | | | | | | | |
| H3 | 1991 | h3施行(中) | | 中1 | 105 | 105 | 小3 | 175 | 105 | 小3 | 175 | 105 | | | | | | | | | | | | | |
| H4 | 1992 | h4施行(小) | 9月より第2土曜休日 | 中2 | 140 | 105 | 小4 | 175 | 105 | 小4 | 175 | 105 | | 数 | 理 | | | | | | | | | | |
| H5 | 1993 | | | 中3 | | | 小5 | | | 小5 | 175 | 105 | 小1 | 136 | | | | | | | | | | | |
| H6 | 1994 | | | 高1 | | | 小6 | | | 小6 | 175 | 105 | 小2 | 175 | | | | | | | | | | | |
| H7 | 1995 | | 第2第4土曜休日 | 高2 | | | 中1 | | | 中1 | 105 | 105 | 小3 | 175 | 105 | | | | | | | | | | |
| H8 | 1996 | | | 高3 | | | 中2 | | | 中2 | 140 | 105 | 小4 | 175 | 105 | | 数 | 理 | | 数 | 理 | | | | |
| H9 | 1997 | | | 大1 | | | 中3 | | | 中3 | | | 小5 | 175 | 105 | 小1 | 136 | | 小1 | 136 | | | | | |
| H10 | 1998 | | | 大2 | | | 高1 | | | 高1 | | | 小6 | 175 | 105 | 小2 | 175 | | 小2 | 175 | | | | | |
| H11 | 1999 | | | 大3 | | | 高2 | | | 高2 | | | 中1 | 105 | 105 | 小3 | 150 | 70 | 小3 | 150 | 70 | | | | |
| H12 | 2000 | | | 大4 | | | 高3 | | | 高3 | | | 中2 | 105 | 105 | 小4 | 150 | 90 | 小4 | 150 | 90 | | 数 | 理 | | |
| H13 | 2001 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| H14 | 2002 | h14施行 | 土曜完全休日 | | | | 大1 | | | 大1 | | | 中3 | | | 小5 | | | 小5 | 150 | 95 | 小1 | 114 | | 小1 | 114 | | |
| H15 | 2003 | | | | | | 大2 | | | 大2 | | | 高1 | | | 小6 | | | 小6 | 150 | 95 | 小2 | 155 | | 小2 | 155 | | |
| H16 | 2004 | | | | | | 大3 | | | 大3 | | | 高2 | | | 中1 | | | 中1 | 105 | 105 | 小3 | 150 | 70 | 小3 | 150 | 70 | |
| H17 | 2005 | | | | | | 大4 | | | 大4 | | | 高3 | | | 中2 | | | 中2 | 105 | 105 | 小4 | 150 | 90 | 小4 | 150 | 90 | |
| H18 | 2006 | | | | | | | | | | | | 大1 | | | 中3 | | | 中3 | | | 小5 | | | 小5 | 150 | 95 | 小1 | 114 | |
| H19 | 2007 | | | | | | | | | | | | 大2 | | | 高1 | | | 高1 | | | 小6 | | | 小6 | 175 | 105 | 小2 | 175 | |
| H20 | 2008 | | | | | | | | | | | | 大3 | | | 高2 | | | 高2 | | | 中1 | | | 中1 | 140 | 105 | 小3 | 175 | 90 |
| H21 | 2009 | 移行期間 | | | | | | | | | | | 大4 | | | 高3 | | | 高3 | | | 中2 | | | 中2 | 105 | 140 | 小4 | 175 | 105 |
| H22 | 2010 | | 一部地域土曜授業認可 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| H23 | 2011 | | | | | | | | | | | | | | | 大1 | | | 大1 | | | 中3 | | | 中3 | | | 小5 | | |
| H24 | 2012 | | | | | | | | | | | | | | | 大2 | | | 大2 | | | 高1 | | | 高1 | | | 小6 | | |
| H25 | 2013 | | | | | | | | | | | | | | | 大3 | | | 大3 | | | 高2 | | | 高2 | | | 中1 | | |
| H26 | 2014 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| | | 累計標準授業時数 | | | 数 1256 | 理 768 | | 数 661 | 理 210 | | 数 1256 | 理 630 | | 数 1221 | 理 630 | | 数 611 | 理 160 | | 数 1121 | 理 560 | | 数 569 | 理 160 | | 数 1139 | 理 605 | | 数 639 | 理 195 |

別表 1.3　PISA（高１）実施年と学習指導要領の変遷との関係（総標準時間数を中心として）

| | | | PISA 2000 | | | | PISA 2003 | | | | PISA 2006 | | | | PISA 2009 | | | | PISA 2012 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 指導要領 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1985 | S55施行 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1986 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1987 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1988 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1989 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1990 | | | | 国 | 数 | 理 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1991 | h3施行（中） | | 小1 | 272 | 136 | 68 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1992 | h4施行（小） | 9月より第2土曜休日 | 小2 | 315 | 175 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1993 | | | 小3 | 280 | 175 | 105 | | 国 | 数 | 理 | | | | | | | | | | | | |
| 1994 | | | 小4 | 280 | 175 | 105 | 小1 | 306 | 136 | | | | | | | | | | | | | |
| 1995 | | 第2第4土曜休日 | 小5 | 210 | 175 | 105 | 小2 | 315 | 175 | | | | | | | | | | | | | |
| 1996 | | | 小6 | 210 | 175 | 105 | 小3 | 280 | 175 | 105 | | 国 | 数 | 理 | | | | | | | | |
| 1997 | | | 中1 | 175 | 105 | 105 | 小4 | 280 | 175 | 105 | 小1 | 306 | 136 | | | | | | | | | |
| 1998 | | | 中2 | 140 | 140 | 105 | 小5 | 210 | 175 | 105 | 小2 | 315 | 175 | | | | | | | | | |
| 1999 | | | 中3 | 140 | 140 | 140 | 小6 | 210 | 175 | 105 | 小3 | 280 | 175 | 105 | | 国 | 数 | 理 | | | | |
| 2000 | | | 高1 | | | | 中1 | 175 | 105 | 105 | 小4 | 280 | 175 | 105 | 小1 | 306 | 136 | | | | | |
| 2001 | | | 高2 | | | | 中2 | 140 | 140 | 105 | 小5 | 210 | 175 | 105 | 小2 | 315 | 175 | | | | | |
| 2002 | h14施行 | 土曜完全休日 | 高3 | | | | 中3 | 105 | 105 | 80 | 小6 | 175 | 150 | 95 | 小3 | 235 | 150 | 70 | | | | |
| 2003 | | | 大1 | | | | 高1 | | | | 中1 | 140 | 105 | 105 | 小4 | 235 | 150 | 90 | 小1 | 272 | 114 | |
| 2004 | | | 大2 | | | | 高2 | | | | 中2 | 105 | 105 | 105 | 小5 | 180 | 150 | 95 | 小2 | 280 | 155 | |
| 2005 | | | 大3 | | | | 高3 | | | | 中3 | 105 | 105 | 80 | 小6 | 175 | 150 | 95 | 小3 | 235 | 150 | 70 |
| 2006 | | | 大4 | | | | 大1 | | | | 高1 | | | | 中1 | 140 | 105 | 105 | 小4 | 235 | 150 | 90 |
| 2007 | | | | | | | 大2 | | | | 高2 | | | | 中2 | 105 | 105 | 105 | 小5 | 180 | 150 | 95 |
| 2008 | | | | | | | 大3 | | | | 高3 | | | | 中3 | 105 | 105 | 80 | 小6 | 175 | 150 | 95 |
| 2009 | 移行期間 | | | | | | 大4 | | | | 大1 | | | | 高1 | | | | 中1 | 140 | 140 | 105 |
| 2010 | | 一部地域土曜授業認可 | | | | | | | | | 大2 | | | | 高2 | | | | 中2 | 105 | 105 | 140 |
| 2011 | | | | | | | | | | | 大3 | | | | 高3 | | | | 中3 | 105 | 140 | 105 |
| 2012 | | | | | | | | | | | 大4 | | | | 大1 | | | | 高1 | | | |
| 2013 | | | | | | | | | | | | | | | 大2 | | | | 高2 | | | |
| 2014 | | | | | | | | | | | | | | | 大3 | | | | 高3 | | | |
| | 累計標準授業時数 | | | 国 2022 | 数 1396 | 理 838 | | 国 2021 | 数 1361 | 理 710 | | 国 1916 | 数 1301 | 理 700 | | 国 1796 | 数 1226 | 理 640 | | 国 1727 | 数 1254 | 理 700 |

# 第 2 章　2002 年学習指導要領改正による学力変化の要因分析

## 2.1. はじめに

「ゆとり教育」からの転換を明確に示す新しい学習指導要領（以下指導要領）が 2011 年度から小学校、2012 年度から中学校において施行されている。指導要領は日本の公教育の基準であるため、改訂に基づく学習指導の変更は、子どもの学習活動や学力に対して大きく影響すると考えられる。従って、その変更が、子どもの学習状況にどのように影響したのかを定量的に分析し、評価することは非常に重要である。

新指導要領では、「生きる力」という理念に変更はないものの、「確かな学力を確立するために必要な授業時数の確保」という理由から、前回（2002 年施行）の指導要領より、小学校で約 350 時間、中学校で約 400 時間、標準授業時数が増加し「はどめ規制[10]」も原則削除されている。前回の改訂時には、完全週 5 日制に伴う授業時数・内容削減に対する批判から「学力低下」に対する議論が各方面で交わされた[11]。それらの議論の高まりを受けて、文部科学省は 2003 年に指導要領の一部改正を行い、「学習指導要領は教える内容の最低基準である」ということと、個に応じた学習指導を可能とすることで「確かな学力」の向上を目指すことを示した。更に、2006 年には新しい教育基本法が公布され、それに伴って、2007 年には学校教育法も改正された。そこでは、「確かな学力」を育むために重視すべき点が明示されている[12]。今回の指導要領の改訂が、学力を重視する「脱ゆとり」とされる背景には、以上の経緯が組み込まれている。

しかし、先の指導要領（「ゆとり教育」）により子どもの学力が低下したと多くの人々が主張しているが、定量的にその事実はまだ示されていない。また、2002 年以後の子どもの学力変化に「ゆとり」の影響がどれくらいあったのかを明確に示した分析もない。このように教育評価において定量的な分析が進まない理由として、学力の経年比較可能なデータが、日本において限られる点が挙げられる。前回の指導要領改訂前後の子どもの学力を経年で比較できるデータは、個別に収集されているものを除けば、

10　「詳細な事項は扱わない」などと教える内容を制限する規定。

11　この「学力低下論争」の経緯と論点については、市川(2002)にまとめられている。

12　具体的な内容は「教育三法の改正について」文部科学省 HP（http://www.mext.go.jp/a_menu/kaisei/index.htm ,2014/12/7 閲覧）を参照のこと。

筆者の知る限り国際学力調査 TIMSS データのみである。

表 2.1 は、1995 年から 2007 年の TIMSS の平均点の推移を示すが、中 2 数学と小 4 理科においては、2002 年指導要領改訂後に有意に平均点が低下していることが読み取れる。しかし、中 2 理科と小 4 算数は、全ての年の平均に対し、有意差は認められず、学力低下が起こっているとは言えない。ただし、学力の平均における変化は見られなくても、学力分布が変化している可能性も考えられる。そうであるならば、平均点の推移のみを比較することで、子どもの学力変化を捉え、指導要領の改訂が与えた影響について議論することは難しい。

表 2.1　TIMSS1995-2007 平均点推移

| | 小4算数平均 | 中2数学平均 |
|---|---|---|
| 1995 | 567 | 581 |
| 1999 | | 579 |
| 2003 | 565 | *570 |
| 2007 | 568 | 570 |
| | 小4理科平均 | 中2理科平均 |
| 1995 | 553 | 554 |
| 1999 | | 550 |
| 2003 | *543 | 552 |
| 2007 | 548 | 554 |

*印は前年と有意差あり。

出典：TIMSS2007国際調査報告概要より作成

また、沖(2011)が指摘するように、子供の学力変化の要因は、先の指導要領の改訂（「ゆとり教育」）以外に、子どもを取り巻く社会環境の変化も挙げることができ、それらの要因が複合的に影響を及ぼしていることも考えられる。米国の教育政策変化に対する研究の分析結果をまとめた Hanushek(1997)では、学校教育資源と学力の関係は強いとは言えず、教育政策の変化が学力を改善することは期待しにくいと結論づけている。表 2.1 より、先の指導要領施行後の TIMSS2003 では、全教科においてテストスコアの低下が示されるわけではない。ここから、子どもの学力に学校要因が大きく影響していない可能性も考えられる。

もし、学校教育が子どもの学力に与える影響が小さいのならば、今回の指導要領の改訂は、秋田(2009)が危惧する、「授業時数の増大という量的な改革では学力の回復は不可能であり、教師の多忙感を強める」結果となりかねず、学校教育の効率性を損なう可能性もある。2000 年代に入り、日本においても家庭要因が学力に大きく影響を与えることが明らかにされ(苅谷(2004)、耳塚(2007)、北條(2011))、それらの研究から示

される学校要因の効果は極めて限定的である。米国の結果と同様に、学力に学校教育が与える影響が非常に小さいとすれば、2002 年以後の子どもの学力変化は、指導要領改訂とは別の社会的な変化に起因する可能性もある。

教育政策の変化は、人的資本の蓄積という点で、将来の労働生産性と密接にかかわり、経済成長に対しても重要な意味を持つ。特に少子高齢化が進行する現在の日本においては、限られた予算内での教育への配分という問題に対し、多様な視点で費用対効果を評価した上で包括的に議論を進める必要がある。ここで計量経済学の手法を用いると、他の要因を一定にした時の政策変化による教育の効果を取り出すことができ、教育学や教育社会学で蓄積されてきた先行研究に、新たな側面からの分析を加えることが可能である。

その意味で、近年、経済学の観点から教育政策を評価する必要性が高まっている。欧米においては、データに基づいた計量経済学による教育政策の評価が盛んに行われており、分析結果は実際の教育施策に反映されている。日本においても、2000 年代にはいって、教育政策を評価する経済学の実証研究が進みつつあり（Oshio and Seno(2007)）、「学力低下」論争時には、経済学者からの議論も活発に行われた。伊藤・西村(2003)は主に学力低下による人的資本の質の低下を問題とし、教育内容の削減を強く批判した。また、小塩(2002)は理論モデルによる説明から、「ゆとり教育」は効率性の面だけでなく公平性の面からも容認できない政策であることを示している。

しかし、授業時数とその内容を大きく削減した「ゆとり教育」の評価を定量的に行った研究は、1990 年代までの分析に限られ(苅谷他(2002)、耳塚(2004)、中村(2012)、Kikuchi(2014))、2002 年施行の指導要領の変化に対する評価は筆者の知る限りまだ行われていない。「ゆとり」から「確かな学力」へと学習の転換点となる現在、先の指導要領が施行された 2002 年以後に子どもの学力がどのように変化し、かつ、その要因として何が影響したのかを定量的に明らかにすることは、今後の教育政策を考える上で非常に重要である。

ここで、子どもの学力に関わる要因は多岐に渡り、各要因が学力に与える影響は、指導要領や社会環境の変化によってその内容を変えている可能性もある。教育の生産関数による回帰分析のみでは、起こった変化の内容を捉えきれず、全ての影響を考慮した分析を行うことは難しい。すなわち、異時点での学力に対する各要因の影響力を捉えるためには、要因分解の手法を用いて、各要因の要素そのものの変化（要素効果）

と影響力の変化（係数効果）を両方捉える必要がある。また、苅谷他(2002)で示されるように、指導要領改訂後に学力格差が広がっているとすれば、「個に応じた指導」を考える上では、平均的な学力に対する影響に加えて、異なる成績層の学力変化に応じた要因の影響力を確かめる必要もあるだろう。

以上の問題意識に基づき、本章は、2002 年施行の指導要領改訂前後の子どもの学力変化にどのような要因が影響し、また、その影響の大きさはどれくらいであったのかを、計量経済学における要因分解の手法を用いて定量的に検証する。更に、異なる学力層に与えた影響の違いも考慮するために、平均に加えて分位点回帰による要因分解も行う。

分析データは、先に挙げた TIMSS1999、2003 の個票データを用いて、分析対象は公立中 2 数学とする。TIMSS は、国内小 4・中 2 生徒を母集団とし、経年比較可能なテストスコアと学校要因、個人・家庭要因の変数を併せて推計できる。また、TIMSS2003 のデータは 2002 年施行指導要領の 1 年間の効果を捉えることができるため、1999 年との比較において他の変化に影響されない指導要領改訂の影響を取り出すことができる。ここで、指導要領の影響は公立校に現れ、2003 年データは授業時数削減の影響を受けると考えられる。TIMSS では、中 2 データにおいてのみ公立校単独の推計をすることが可能であり、公立中学校における標準授業時数の推移は、表 2.2 に示されるとおりである。表から、2002 年以後、中 2 の標準授業時数は数学で大きく削減されているが理科では変化していないことがわかる。表 2.1 に示されるテストスコアも TIMSS2003 の数学において大きな低下が見られる。以上の点より、公立中 2 数学を分析対象とすることで 2002 年施行の指導要領が子どもの学力低下にどのような影響を及ぼしたかを推計することが可能であると考える。

表 2.2　中学数学・理科標準授業時数の推移

| 学習指導要領に示される標準授業時数（1単位時間50分） 中学校 | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 学習指導要領改訂年 | | 数学 | | | | 理科 | | | |
| 公示年 | 実施年 | 1年 | 2年 | 3年 | 合計 | 1年 | 2年 | 3年 | 合計 |
| S33年(1958) | 1958 | 140 | 140 | ＊105 | 385 | 140 | 140 | 140 | 420 |
| S44年(1969) | 1972 | 140 | 140 | 140 | 420 | 140 | 140 | 140 | 420 |
| S52年(1977) | 1981 | 105 | 140 | 140 | 385 | 105 | 105 | 140 | 350 |
| H元年(1989) | 1993 | 105 | 140 | 140 | 385 | 105 | 105 | 105-140 | 315-350 |
| H10年(1998) | 2002 | 105 | 105 | 105 | 315 | 105 | 105 | 80 | 290 |
| H15年(2003) | | 105 | 105 | 105 | 315 | 105 | 105 | 80 | 290 |
| H20年(2008) | 2012 | 140 | 105 | 140 | 385 | 105 | 140 | 140 | 385 |
| | ＊選択科目で70時間数学あり | | | | | | | | |

分析では、1999 年と 2003 年のテストスコアに対する各要因の影響を、教育の生産関数によって推計し、両年のテストスコアの差を Oaxaca-Blinder モデルを用いて要因分解する。この分析によって 2003 年の中 2 数学の学力低下にどの要因が寄与したかを捉えることができる。特に、学習指導要領改訂による、授業効果の量的な効果と内容面（係数）の効果の変化に着目して分析を進める。更に、異なる学力層へ及ぼす影響の違いを捉えるために、Firpo,Fortin and Lemieux(2009) の提案する Unconditional Quantile Regression による分位点要因分解も行う。

本章の分析から得られた知見は以下のとおりである。第一に、授業時数の削減と教員経験年効果の変化は､公立中 2 数学の学力低下の要因となった｡この 2 つの変数は、2002 年指導要領改訂の影響を受け、特に、学力低下の影響が 10,50-80 パーセンタイル層の生徒に顕著に現れている。しかし、両変数で説明される学力低下への貢献は全体の 1/4 程度で、学習指導要領の改正による授業変化が学力低下に強く影響したとは言えない。第二に、家庭要因の変数であるパソコン所持率の上昇は、ほとんどの成績層の生徒に対して、学力を向上させる影響があった。

本章の構成は以下のとおりである。第 2 節で先行研究の知見をまとめる。第 3 節はデータの詳細を、第 4 節は分析モデルについて説明する。第 5 節では推計結果と結果に対するディスカッションを述べ、第 6 節で本章全体のまとめを行う。

## 2.2. 先行研究

学習指導要領は日本の公教育の基準となっているが、2002 年の改正においては、標準時間数と授業内容の削減が、最も大きな変化と捉えられる。そのため、本節では、先行研究の知見を、授業と子どもの学習の関係の分析を中心に整理する。

授業と子どもの学習の関係における主要な問いは次の 2 つに集約できる。①「授業時間の増加は子どもの学力を向上させるか」、②「授業内容によって、子どもの学力に違いが生じるか」という問いである。

①についての研究は、授業時間そのものの効果ではなく、主に修学年数の変化によって捉えられている。追加的な教育期間 1 年の増加が将来的な賃金に与える影響を測る教育リターンの推計は、経済成長とも結びつく重要な分析であり多くの研究結果が報告されている。Acemoglu and Angrist(2000)は、米国の義務教育法の変化を利用して、修学年数が賃金に与える効果を推計し、教育年数の増加は、個人の賃金を上昇させると共に外部収益も高めることを明らかにしている。Grenet(2013)は、フランスとイギリスの義務教育年数の引き上げの効果をそれぞれ推計し、イギリスでは賃金上昇の効果が見られたが、フランスでは賃金へ影響を及ぼしていないことを発見している。また、Pischke(2007)は、西ドイツのデータで義務教育期間短縮による授業時数減少の効果を推計し、授業時数の減少は、小学校の留年確率を高め、良い中学への入学率を減少させたが、雇用や賃金に対する影響は確認されないと結論づけている。更に Falch and Massih(2011)は、スウェーデンのデータで修学年数の増加が個人の知的能力を高めるかどうかを推計し、修学年数の 1 年の増加は個人の IQ を約 0.2SD 上昇させることを確認している。

②の授業内容の効果を測った研究としては、Machin and McNally(2008), Klaveren (2011), Schwerdt and Wuppermann(2011)を挙げることができる。Machin and McNally(2008)は、イギリスにおける Literacy hour の効果を Difference in Difference (以下 DID)によって検証し、この政策が特に読み書き能力の低い子どもに対して有効で、かつ他の教育政策に比べて費用対効果が高いことを示している。一方、Klaveren(2011)はオランダのデータを用いて、一斉授業と個別指導の効果を時間比率で捉えて子どもの学力に対する影響を分析しているが、授業形式と学力の関係は示されていない。また、Schwerdt and Wuppermann(2011)は、米国のデータを用いた分

析を行い、観察されない子どもの特性や教員の特性をコントロールした上で、伝統的な授業形式が高い学力と結びつくことを発見している。更に、授業時数や内容と関連した研究として、McMullen and Rouse(2012)が、授業と休暇の配分について Year-Round Schooling の効果を分析することで検証している。Year-Round Schooling は各休暇を 1 年で均等に配分した学期制を指し、長期休暇後に子どもの学力や学習意欲が低下する問題に対して近年米国で導入されている試みである。彼らはハリケーンの影響による自然実験を利用して、授業時間配分の効果を分析し、Year -Round Schooling は平均的な生徒の学力に影響を及ぼしていないことを確認している。

国内の研究で、授業の効果を分析した研究としては、小塩・佐野・末富(2009)がある。彼らは、中高一貫校の教育効果を捉えることを目的とし、教育の生産関数を用いて推計を行った。分析では、大学合格実績を教育成果の指標とし、入学時の成績を偏差値でコントロールした上で教育効果を推計し、教育成果として明確な効果があるのは授業時間数のみであることを示している。ここで、偏差値や有名大学への進学率といった指標は、確かに教育成果を反映するものであるが、相対的な評価であるため、全ての生徒に等しく教育効果があった時にその効果が示されない点は注意しておく必要がある。一方、須藤(2013)は、TIMSS2003 中 2 理科データを用いて、授業方法が学力と階層差に与える影響を分析し、異なった授業方法を組み合わせることで学力向上に効果が認められることを発見している。更に、社会日常型授業は、学力階層差を拡大する可能性があるが、学力低下はもたらしていないという結果も得ている。

日本においては、授業時数や授業内容は学習指導要領で規定されるため、その変化は実際の学校現場の実践に大きく影響する。その観点から、指導要領改訂の影響を定量的に捉えた研究としては、苅谷他(2002)、耳塚(2004)、中村(2012)、Kikuchi(2014)が挙げられる。苅谷他(2002)は、1989 年に実施した学力テストとアンケートを、2001 年にも実施し[13]、「新しい学力観」の導入前後で生徒の学力がどのように変化したかを分析している。その結果、小中学校において基礎学力が低下しかつ学力格差が進んだことや、小学校段階から学習意欲、行動、学習成果に階層差が生じていることを明らかにした。また、耳塚(2004)も、関東都市圏の公立小学校 17 校の 1989 年と 2002 年のデータを用いて、教育内容が削減、簡素化された領域において、正答率が低下していることを確認している。両分析に使用された各データは、同一問題を同じ条件の学

[13] 関西都市圏の前回対象校の約 7 割（小学校 16 校、中学校 11 校）において実施している。

校において実施している点で経年比較に耐えうるものであるが、分析対象が一部地域に偏っている点や､学力低下が何に起因するのかが特定されていない点に課題が残る。

一方、中村（2012）と Kikuchi(2014)は、1958 年から 1979 年生まれの女性を対象としたマイクロデータを用いて、学習指導要領が規定する標準授業時間数の効果を DID で分析している。Kikuchi(2014)では、標準時間数の減少は、女性の教育年数を 0.5 年減少させ、高校の進学確率を 3~4%低下させると結論づけたが、中村(2012)においては、標準授業時数の減少は大都市において、女性の教育年数を有意に増加させたことが示されている。

以上の先行研究から、授業の効果を取り出すには量的な面と内容の面からの分析が必要であることがわかる。先行研究の結果をまとめると、授業量の増加の効果は認められるが、授業内容の効果については効果的な学習内容が確定するには至らない。特に、授業内容の変化を定量的に捉えるためには、目的とする側面をしぼって指標化するか、教育政策評価として DID 分析等を用いる必要がある。また、授業の量的な変化に伴い、授業内容も変化すると考えられるが、先行研究の分析ではその点については考慮されていない。日本においては、指導要領の改訂が最も大きな授業変化を引き起こすため、授業の量と内容の両面の変化の影響を捉えることが必要である。更に、Machin and McNally(2008)の結果に示されるように、子どもの学力によって、授業の効果が異なることが想定でき、異なる学力層に対する授業の影響を捉えることが、今後、教育政策を考える上で重要であると思われる。

## 2.3. データ

本章で使用するデータは、TIMSS1999・2003 の国内個票データである。TIMSS は「国際数学・理科教育動向調査」(Trend in International Mathematics and Science)の略称で、国際教育到達度評価学会（IEA）によって、算数・数学教育および理科教育の国際的な動向を継続的に調査するという目的で 4 年ごとに実施されている。1995 年には 29 参加国/地域であったが、2011 年調査においては、63 カ国/地域が参加するに至っている。現在、TIMSS1995・1999・2003・2007・2011 のデータを IEA の HP よりダウンロードすることが可能である[14]。

[14] http://timss.bc.edu/index.html# 2014/11/13 閲覧

主な調査対象は第 4 学年と第 8 学年で、日本では小 4・中 2 の児童・生徒を対象としている。ただし、TIMSS1995 は、小 3、中 1 生徒も調査対象に含み、TIMSS1999 は、中 2 のみを対象として小 4 は調査していない。各年の参加校は小中学校ともに約 140~150 校、生徒の参加人数は約 4000~5000 人となっている。調査時期は、2007、2011 年は 3 月に、他の年は 2 月に実施されている。調査対象となる児童・生徒は、理論上の母集団を国内全ての小・中学校の生徒としているが、特別支援学校及び学級に在籍する児童・生徒は標本抽出の段階で除外されている。また、抽出方法は各年で若干異なるが、いずれの年も国際的なガイドラインに従って行われ、全て国際サンプリングレフェリーの承認を受けている。

調査は、児童・生徒を対象とした算数(数学)、理科の「問題」と「児童(生徒)質問紙」、教員を対象とした「教師質問紙」、学校長を対象とした「学校質問紙」に対して行われる。「問題」は小・中学校ともに算数(数学)と理科両方の問題を含んだ数種類の問題冊子[15]から成る。小学校は 72 分（1995 年は 64 分）・中学校は 90 分の調査時間で、各児童・生徒ごとに 1 種類の冊子が指定されるため、児童・生徒により出題される問題は異なる。これらの問題は、生徒の負担を抑え、かつ幅広い内容の出題範囲を可能とするために、項目反応理論に基づいたテスト設計がなされている。また、テストスコアは問題の難易度を調整した上で、数種類のスコアが用意されている。国際比較を行う場合には、生徒のバックグラウンド情報を含めて作成され、国際平均 500 点・標準偏差 100 点に換算されたスコア（Plausible Value）を使用する[16]。このスコアは、1995 年を基準として経年比較可能な値に調整されているため、時点の違うデータを併せて推計することもできる。

更に、北條(2011)でも述べられているように、TIMSS は生徒のテストスコアと児童生徒・教師・学校質問紙の回答を結びつけたデータを作成できるため、従来のデータでは含まれていなかった学力と関連する要因を制御することが可能である。また、調査時期が日本における学年末に設定されているため、学校要因の一年間の効果として学力を計測することもできる[17]。今回の分析では、公立中 2 数学を対象とし、前回の

15 1995、1999 年は 8 種類、2003 年は 12 種類、2007、2011 年は 14 種類である。

16 Plausible Value は一人の個人に対し、5 つのスコアが割り振られている。推計では、この 5 つの値を全て使用することで母集団分布の性質をよく表す。

17 利用可能な他の大規模学力調査は、学年始めに調査時期が設定されているため（PISA は 6~7 月、「全国学力・学習状況調査」は 4 月）、学校要因の分析を行う場合に調査項目の効果を取りだしにくい。

指導要領改訂実施時(2002 年)前後となる 1999 年と 2003 年データを使用している。

## 2.4. 分析手法

### 2.4.1. 教育の生産関数

教育の生産関数を推計するために、以下の基本モデルを考える。

$$Y_{ics} = \alpha + \mathbf{S_{cs}}\delta + \mathbf{X_{ics}}\gamma + u_{ics} \qquad (1)$$

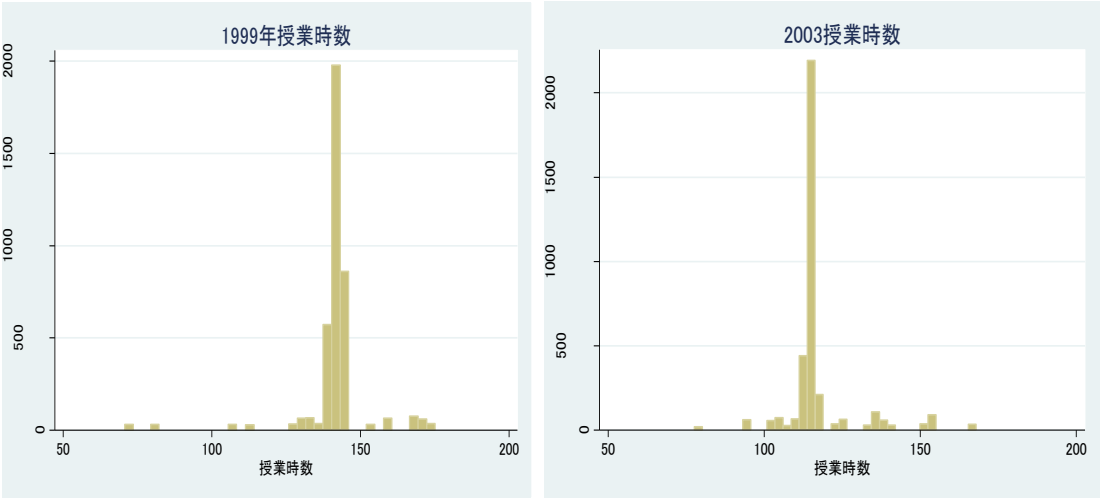
ここで、$i$は個人、$c$は学級、$s$は学校を表す。$Y$は、被説明変数でテストスコアを示し、S は学校要因の変数、X は個人・家庭要因の変数まとめたもので、$u$は誤差項を示す。S の各変数は、①年間授業時数、②学級規模、③学校規模[18]、④女性教員ダミー、⑤教員経験年である。また、X の各変数としては、⑥大都市・都市ダミー（学校所在地が、東京 23 区および政令指定都市、それ以外の市、町村部でそれぞれ 1 を取るダミー変数）⑦女子ダミー、⑧生まれ月ダミー(生徒の生まれ月が 1-3 月、4-6 月、7-9 月、10-12 月でそれぞれ 1 を取るダミー変数)、⑨蔵書数ダミー(家庭の蔵書数が 0-10 冊、11-25 冊、25-100 冊、101-200 冊、200 冊以上でそれぞれ 1 を取るダミー変数)、⑩パソコン所持ダミー、⑪学習机所持ダミー、⑫辞書所持ダミーを設定した。これらの変数は、いずれも外生的にテストスコアへ影響を与える変数と考えられる。

そして、授業時数は、2002 年指導要領改訂の影響を捉える変数である。表 2.2 に示されるように 2002 年に中 2 数学の標準授業時数は大幅に(35 時間)削減されている。一方、標準授業時数の変化のない中 2 理科のテストスコアは表 2.1 より低下していないことが示されている。ここから、学力に与えた指導要領改訂の影響は、授業時数の変化に大きく現れていると予想でき、指導要領改訂の影響を捉える指標として年間授業時数が妥当であると考える。しかし、TIMSS には年間授業時数を直接質問した項目がないため、次の手順で年間授業時数を算出した。まず、教師質問の「このクラスの週当たり授業時間は何分ですか。」から週あたり授業時間（分）を作成する。次に、学

[18] 学年規模と学校規模との相関が高く示されたため、より地域情報をコントロールできる学校規模のみを説明変数として設定した。

校質問の「年間授業日数は何日ですか。」から学校行事等で授業がないと考えられる日数 10 日[19]を差し引き年間正規授業日数（日）とする。更に、学校質問の「１週のうち 4 時間を超える日」「超えない日」を足して、週当たり授業日数を計算し、年間正規授業日数をその週当たり授業日数で割ることで、年間授業週を計算する。最後に週当たり授業時間(分)と年間授業週を掛け合わせ、標準時間（中学校 50 分）で割ることで、年間授業時数を算出した。また、改訂前の標準時数の 1／2 以下と 3／2 以上の授業時間数は測定誤差が大きいと判断し、サンプルから除いている[20]。この計算によって得られた各年の授業時数のヒストグラムを図 2.1 に示す。図から TIMSS データの授業時数も標準時数（1999 年は 140 時間、2003 年は 105 時間）前後の値を中心として、時間設定がなされていることがわかる。

図 2.1　TIMSS1999、2003 授業時数ヒストグラム




推計においては、欠落変数のあるサンプルは全て除外している。その結果サンプルは 1999 年（4014)、2003 年（3650）となっている。各年の記述統計は、表 2.3 に示すとおりである。表より読み取れる 1999 年から 2003 年までの変数の主な変化を以下にまとめる。

19　文部科学省 2003「教育課程の編成実施状況」によると、学校行事の授業時数を％で示した中央値は 50~59 時間（約 10 日分に相当）となっている。

20　具体的には、70~210 時間の授業時数サンプルに限定している。また、複数の教員が授業を分けて受け持っている場合は授業時数を合計している。

表 2.3　記述統計量（各年ともにウェイトをかけた値を示している。）

| 1999年 | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Variable | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
| テストスコア | 574.8 | 73.2 | 238.4 | 798.8 |
| 授業時数 | 141.6 | 11.8 | 70.7 | 175.2 |
| 学級規模 | 35.72 | 3.20 | 17 | 41 |
| 学校規模 | 562.0 | 227.6 | 48 | 1146 |
| 女性教員ダミー | 0.30 | 0.46 | 0 | 1 |
| 教員経験年 | 14.32 | 7.97 | 1 | 38 |
| 大都市ダミー | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 |
| 都市ダミー | 0.61 | 0.49 | 0 | 1 |
| 女子ダミー | 0.49 | 0.50 | 0 | 1 |
| 誕生月ダミー（1－3月） | 0.25 | 0.43 | 0 | 1 |
| 誕生月ダミー（4－6月） | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 |
| 誕生月ダミー（7－9月） | 0.28 | 0.45 | 0 | 1 |
| 誕生月ダミー（10－12月） | 0.23 | 0.42 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(0-10冊) | 0.14 | 0.35 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(10-25冊) | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(25-100冊) | 0.31 | 0.46 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(101-200冊) | 0.18 | 0.38 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(200冊以上) | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 |
| パソコン所持ダミー | 0.52 | 0.50 | 0 | 1 |
| 学習机所持ダミー | 0.97 | 0.16 | 0 | 1 |
| 辞書所持ダミー | 0.99 | 0.08 | 0 | 1 |
| 観測数 | 4014 | | | |

| 2003年 | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Variable | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
| テストスコア | 563.43 | 73.16 | 274.3 | 775.6 |
| 授業時数 | 117.08 | 11.66 | 77.6 | 168.0 |
| 学級規模 | 34.79 | 4.36 | 8 | 40 |
| 学校規模 | 497.31 | 209.91 | 30 | 1097 |
| 女性教員ダミー | 0.33 | 0.47 | 0 | 1 |
| 教員経験年 | 17.68 | 8.23 | 1 | 38 |
| 大都市ダミー | 0.17 | 0.38 | 0 | 1 |
| 都市ダミー | 0.58 | 0.49 | 0 | 1 |
| 女子ダミー | 0.49 | 0.50 | 0 | 1 |
| 誕生月ダミー（1－3月） | 0.23 | 0.42 | 0 | 1 |
| 誕生月ダミー（4－6月） | 0.26 | 0.44 | 0 | 1 |
| 誕生月ダミー（7－9月） | 0.27 | 0.44 | 0 | 1 |
| 誕生月ダミー（10－12月） | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(0-10冊) | 0.14 | 0.35 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(10-25冊) | 0.22 | 0.42 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(25-100冊) | 0.31 | 0.46 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(101-200冊) | 0.17 | 0.37 | 0 | 1 |
| 蔵書数ダミー(200冊以上) | 0.15 | 0.36 | 0 | 1 |
| パソコン所持ダミー | 0.81 | 0.39 | 0 | 1 |
| 学習机所持ダミー | 0.96 | 0.20 | 0 | 1 |
| 辞書所持ダミー | 0.99 | 0.09 | 0 | 1 |
| 観測数 | 3650 | | | |

まず、テストスコアは平均で約 11 点減少している。図 2.2-1、2.2-2 はテストスコアの 1999 年と 2003 年の分布変化を示している。図 2.2-1 は、カーネル密度を用いた分布推移を示すが、この図においては、先行研究で示されたような学力の 2 極化は見られない。成績分布から見ると、中位以上の成績層の学力低下が他に比べると少し大きいことが読み取れる。図 2.2-2 の累積密度による図においてもその傾向がうかがえる。

図 2.2-1

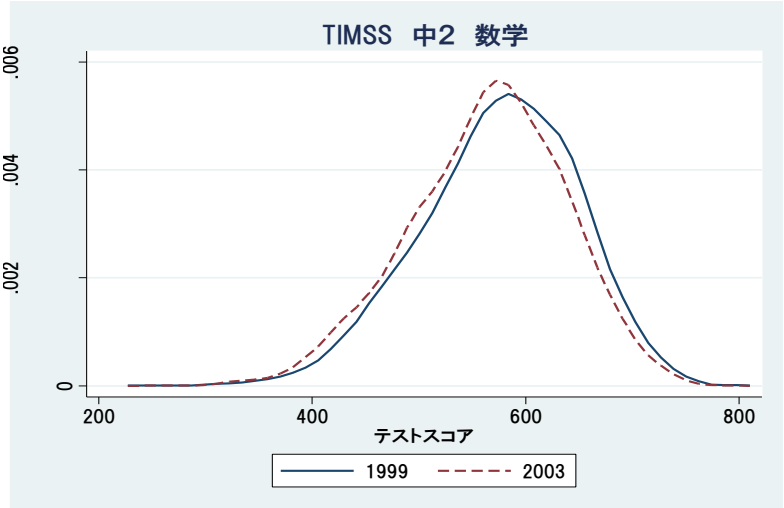
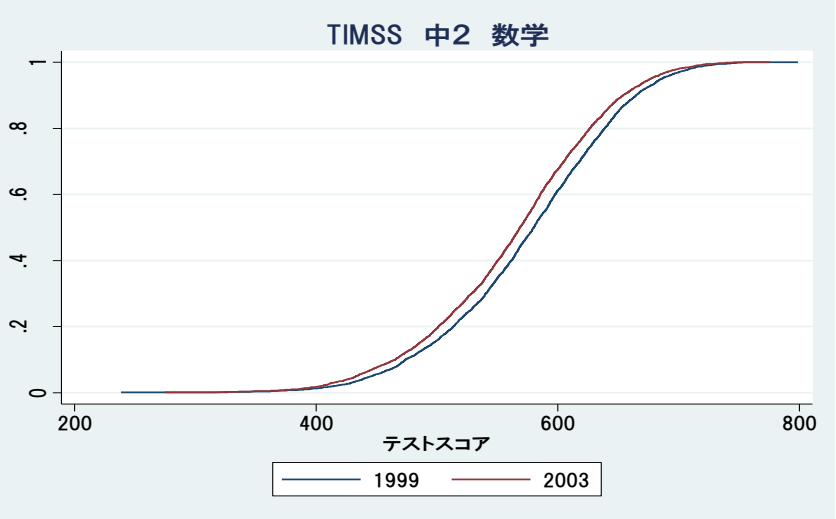


図 2.2-2




年間授業時数は、先ほど図 2.1 で確認したように約 25 時間減少している。更に、学級規模・学校規模はどちらも減少しているが、これは政策的な変化ではなく、少子化の影響を受けていると考えられる。女性教員比率は 3%上昇し、教員経験年は約 3.3 年上昇している。2000 年代前半は、一般就職同様に教員の採用も厳しい状況にあり、中学校の教員採用試験の倍率は各年 10 倍を超えていた。また、採用人数そのものも抑制されていたため、新卒者の採用は極端に限定された。そのため、1999 年以後の 4 年間に教員の入れ替えが限られ、教員経験年が上昇したと考えられる。一方、個人・家庭要因の変化としては、パソコン所持率が 4 年で約 30%も上昇している。その他の変数については、大きな変化は見られない。

### 2.4.2. OAXACA-BLINDER 要因分解

TIMSS1999 から TIMSS2003 にかけて、公立中 2 数学の平均スコアは約 11 点低下している。このスコアの低下に対し、「ゆとり教育」と関係する学校要因と社会環境変化を反映する個人・家庭要因がどのくらい影響しているかを捉えるために、Oaxaca-Blinder 分解の手法を用いる。Oaxaca(1973)、Blinder(1973)は、2 グループの平均的な差を要因分解することで、男女間、人種間の賃金格差における差別要因の

検証を行った。そのモデルを 1999 年と 2003 年のテストスコアの差に適用すると、以下のように記述できる。モデルにおいて、被説明変数（テストスコア）は Y、説明変数をまとめたものは X、各年の説明変数の係数は $\beta$、添え字 99 と 03 は各年を表すこととする。また、モデル(1)で推計された係数（$\hat{\beta}$）の基準は、2003 年とする。

$$\overline{Y}_{03}-\overline{Y}_{99}=(\overline{X}_{03}-\overline{X}_{99})'\hat{\beta}_{03}+\overline{X}'_{99}(\hat{\beta}_{03}-\hat{\beta}_{99}) \qquad (2)$$

(2)式右辺の第 1 項はグループ内の平均特性の差であり、要素効果（説明可能な要因）を示す。もし、$(\overline{X}_{03}=\overline{X}_{99})$ なら、この項は 0 となる。第 2 項は、推定された係数の差であり、係数効果（説明不可能な要因）を示す。もし、平均的な 99 年の生徒が、同じ条件で 03 年にいたならば得られたテストスコア（counter factual）と実際のスコアの差と解釈できる。(2)式の要因分解により、2 時点の平均の差に対する各要因の影響を要素効果と係数効果に分解して捉えることができる。

しかし、先に述べたように、テストスコアの低下に影響する要因が、各成績層に与える影響の大きさは異なる可能性があり、「ゆとり教育」の評価として学校要因変化の影響を正しく捉えるためには、各分位点における要因分解が必要となる。近年の研究では、Oaxaca-Blinder 分解を拡張し、格差や不平等の広がりを検証するために、異時点間の労働者の賃金分布の変化を分位点回帰により要因分解する手法が数多く提案されている(Dinard, Fortin and Lemieux(1996), Machado and Mata(2005), Melly(2005))。しかし、個々の要素を分位点回帰によって推計する場合、繰り返し期待値の法則を用いることができないため、条件付き分位点（$Q_t(Y|X)=XB$）を、条件を付けない分位点で捉えることができず（$Q_t(Y)\neq E_X(Q_t(Y|X)) = E_X(X)B_t$）、Oaxaca-Blinder 分解を適用できない。この問題を克服するために、Firpo,Fortin and Lemieux(2009)は、Unconditional Quantile Regression という推計方法を提案している。具体的には、各分位点 $\tau$ の被説明変数（本章ではテストスコア）の値を、以下(3)式の Recentered Influence Function（RIF）によってそれぞれ調整し、Counter factual distribution を導出するという方法である。

$$RIF(Y:q_\tau,F_Y)=q_\tau+\frac{\tau-I(Y\le q_\tau)}{f_Y(q_\tau)} \qquad (3)$$

ここで、$q_\tau$は、分位点τにおけるYの値を示し、I(・)はindicator function、$f_Y$(・)はカーネル密度関数を示す。RIFは、その期待値が分位点の値と等しくなり（E(RIF(Y:$q_t$,$F_Y$))= $Q_t$(Y)）、さらに条件付き期待値もE[RIF(Y:$q_t$,$F_Y$)|X]=$X_Y$と記述できる。この性質を利用すると、$Q_t$ = E[RIF(Y:$q_t$,$F_Y$)] = $E_X${E[RIF(Y:$q_t$,$F_Y$)|X]} =$E_X$[X]$_Y$となり、各分位点での要因分解が可能となる。Sakellariou(2012)は、TIMSS2003-2007ガーナデータに対し、この手法を用いた分析を行っている。本章の推計においても、各分位点における要因分解としてこの手法を採用する。成績層の違いを考慮するために、分位点は10、50、90を選択し推計を行った[21]。各分位点τにおける要因分解モデルは以下のとおりである。

$$\overline{Y}^{\tau}_{03} - \overline{Y}^{\tau}_{99} = (\overline{X}_{03} - \overline{X}_{99})'\hat{\gamma}_{03,\tau} + \overline{X}'_{99}(\hat{\gamma}_{03,\tau} - \hat{\gamma}_{99,\tau}) \qquad (4)$$

ここで、$\overline{Y}^{\tau}$は各分位点でRIFによって調整されたテストスコアを示し[22]、$\overline{X}$は説明変数の平均、$\hat{\gamma}_\tau$はそれぞれの分位点での係数、添え字は各年を示す。推計では、第1項、第2項の各要因に対する値を求め、それらの数値が全体の変化にどれだけ寄与しているかを%表示によって示す。この差（1999年から2003年への変化分）への貢献によって、各要因が学力低下に影響した強さを捉えることが可能である。

## 2.5. 推計結果

### 2.5.1. 要因分解の推計結果

表2.4-1は平均に対する、表2.4-2、3、4は、それぞれ10分位点、50分位点、90分位点に対する各推計結果[23]である。どの表においても、列(1)は、2003年と1999年の説明変数の平均及び分位点の値とその差を示し、列(2)(3)は、モデル(1)による各年の回帰係数と標準誤差を示している[24]。また、列(4)はモデル(2)の左辺の第1項、列(6)

[21] RIFによる各分位点の値は、Fortinの公開しているプログラムを参考に導出し、その後STATA Oaxacaコマンド（第3者提供adoファイル）によって推計を行った。

[22] 推計においては、全てのPlausible Value(以下PV)を用いることが望ましいが、本稿はRIFによって調整した値を使用することから、全推計において、5つのPVの平均値を用いて推計を行っている（各係数の値は、結果として同じになっている）。

[23] 全推計においてサンプルの標本抽出の影響を考慮してウェイト（Total Student Weight）をかけている。

[24] 回帰分析における標準誤差は、同一学級内の誤差項の相関を許した頑健な標準誤差を計算している。

は第 2 項の推計値を示し、列(5)(7)は、列(4)要素効果、列(6)係数効果の各値をそれぞれの全体効果で割り 100 倍した値である。即ち、各変数が平均の差にどれだけ貢献しているかを%で表示している。2003 年と 1999 年の差は負となっているため、この貢献の値が正の場合は、その変数が学力低下に影響したと解釈でき、数値が大きくなるほど、影響の度合いは高くなる。反対に値が負の時は、学力の上昇に影響した変数と捉えることができる。

表 2.4-1~2.4-4 の列(4)-(7)に示される要因分解の結果から、差への貢献が有意で影響の度合いが高い変数は、授業時数、教員経験年、パソコン所持ダミーであることが示されている。この 3 点に焦点を当て、各表の結果を見ていくこととする。まず、表 2.4-1 に示される平均値への影響は、列(4)(6)の全体効果から、要素効果が約－2.5、係数効果が約－8.9 と係数効果による影響が大きいことがわかる。要素効果としては、授業時数の削減が大きくスコアの低下に影響している(約 260%)。逆にパソコンの所持率が上昇したことはスコア上昇の効果を持ち、その影響も大きい(約 257%)。係数効果としては、教員経験年の効果がスコア低下に影響(約 100%)し、パソコン所持ダミーは、要素効果と同じくスコア上昇に寄与(約 40%)している。しかし、スコアの低下に最も影響しているのは、定数項の変化である(約 934%)。また、回帰における各年の決定係数も 0.1 程度であることから、説明変数でとらえきれない要因の影響がスコアの差に最も影響していることが示されている。

各分位点の推計においては、全体の要因分解で、10 分位点と 90 分位点では要素効果と係数効果は大きな差はないが、50 分位点では係数効果が大きい。そして、どの分位点においても要素効果において授業時数がスコア低下に影響し、特に 10 分位点においてその影響が強い（約 292%）。また、有意性は弱いが、90 分位点では、係数効果がスコア上昇に寄与している。教員経験年の影響は、50 分位点の係数効果においてスコア低下に寄与している（約 136%）。パソコン所持ダミーの効果は、どの分位点でも、スコア上昇に働き、特に 10 分位点では、要素、係数ともに大きく影響している。その他の変数の効果として、90 分位点において、学級規模の係数効果が大きくスコア上昇に寄与しているが、これは 2003 年の学級規模の係数が正でその値も大きい（約 1.4）ことによる。しかし、学級規模の効果を推計する際には、Angrist and Lavy(1999)に示されるように学力の高い生徒が規模の大きい学級に振り分けられる傾向があることに注意する必要がある。2003 年は習熟度別学習も授業に取り入れられていることか

ら、数学の学級が成績に対応して意図的に編成されている可能性もあり、結果には慎重な解釈が必要である。

表 2.4　要因分解推計結果

表2.4－1

| | 平均 | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | | | (4) | (5) | (6) | (7) |
| VARIABLES | 1999 | 2003 | 要素効果 | 差への貢献 % | 係数効果 | 差への貢献 % | |
| テストスコア | 574.8*** | 563.4*** | | | | | |
| | (1.171) | (1.231) | | | | | |
| 全体の差(2003−1999) | −11.38*** | | −2.482 | | −8.899 | | |
| | (1.699) | | (2.829) | | (3.215) | | |
| | (2) | (3) | | | | | |
| | 回帰係数(β ) | | | | | | |
| | 1999 | 2003 | | | | | |
| 授業時数 | 0.139 | 0.263** | −6.431** | 259.1 | 17.44 | −196.0 | |
| | (0.0959) | (0.102) | (2.500) | | (19.82) | | |
| 学級規模 | −0.352 | 0.700* | −0.653* | 26.3 | 37.58* | −422.3 | |
| | (0.421) | (0.378) | (0.361) | | (20.21) | | |
| 学校規模 | 0.00817 | −0.00743 | 0.481 | −19.4 | −8.764* | 98.5 | |
| | (0.00559) | (0.00704) | (0.457) | | (5.051) | | |
| 女性教員ダミー | −0.198 | 1.432 | 0.0491 | −2.0 | 0.483 | −5.4 | |
| | (2.458) | (2.523) | (0.0878) | | (1.043) | | |
| 教員経験年 | 0.297** | −0.321** | −1.077** | 43.4 | −8.851*** | 99.5 | |
| | (0.148) | (0.148) | (0.501) | | (2.998) | | |
| 大都市ダミー | 5.526 | 15.70*** | 0.0946 | −3.8 | 1.663* | −18.7 | |
| | (4.009) | (3.826) | (0.142) | | (0.908) | | |
| 都市ダミー | 3.913 | 8.822*** | −0.265** | 10.7 | 3.011 | −33.8 | |
| | (2.977) | (2.921) | (0.134) | | (2.559) | | |
| 女子ダミー | −5.062** | −3.630 | −0.00571 | 0.2 | 0.704 | −7.9 | |
| | (2.261) | (2.330) | (0.0422) | | (1.597) | | |
| 誕生月ダミー(1－3月) | −17.39*** | −12.73*** | 0.157 | −6.3 | 1.142 | −12.8 | |
| | (3.226) | (3.277) | (0.132) | | (1.128) | | |
| 誕生月ダミー(7－9月) | −7.152** | 0.481 | −0.00640 | 0.3 | 2.138* | −24.0 | |
| | (3.102) | (3.253) | (0.0436) | | (1.260) | | |
| 誕生月ダミー(10－12月) | −12.51*** | −4.325 | −0.0479 | 1.9 | 1.891* | −21.2 | |
| | (3.271) | (3.284) | (0.0560) | | (1.072) | | |
| 蔵書数ダミー(11−25冊) | 14.05*** | 15.09*** | 0.363** | −14.6 | 0.208 | −2.3 | |
| | (4.025) | (4.048) | (0.173) | | (1.141) | | |
| 蔵書数ダミー(25−100冊) | 23.68*** | 28.91*** | 0.00605 | −0.2 | 1.639 | −18.4 | |
| | (3.739) | (3.760) | (0.311) | | (1.665) | | |
| 蔵書数ダミー(101−200冊) | 42.39*** | 42.46*** | −0.543 | 21.9 | 0.0132 | −0.1 | |
| | (4.090) | (4.276) | (0.375) | | (1.060) | | |
| 蔵書数ダミー(200冊以上) | 42.60*** | 55.11*** | −0.566 | 22.8 | 2.035** | −22.9 | |
| | (4.325) | (4.343) | (0.467) | | (0.999) | | |
| パソコン所持ダミー | 14.77*** | 21.64*** | 6.376*** | −256.9 | 3.557* | −40.0 | |
| | (2.306) | (3.164) | (0.959) | | (2.028) | | |
| 学習机所持ダミー | 16.78** | 16.95** | −0.302** | 12.2 | 0.170 | −1.9 | |
| | (8.515) | (6.925) | (0.143) | | (10.70) | | |
| 辞書所持ダミー | 55.03*** | 73.25*** | −0.112 | 4.5 | 18.12 | −203.6 | |
| | (16.12) | (18.25) | (0.142) | | (24.20) | | |
| 定数項 | 463.8*** | 380.7*** | | | −83.07** | 933.5 | |
| | (24.55) | (24.99) | | | (35.03) | | |
| Observations | 4,014 | 3,650 | 7,664 | | 7,664 | | |
| R−square | 0.084 | 0.110 | | | | | |

( )内は標準誤差を示し、回帰分析においては学級内の相関を許した頑健な標準誤差を示している。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表2.4－2

| | Q10 | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | | | (4) | (5) | (6) | (7) |
| VARIABLES | 1999 | 2003 | 要素効果 | 差への貢献 % | 係数効果 | 差への貢献 % | |
| テストスコア | 473.9*** | 465.5*** | | | | | |
| | (2.325) | (2.507) | | | | | |
| 全体の差(2003−1999) | −8.392** | | −3.814 | | −4.578 | | |
| | (3.419) | | (5.491) | | (6.203) | | |
| | (2) | (3) | | | | | |
| | 回帰係数(β ) | | | | | | |
| | 1999 | 2003 | | | | | |
| 授業時数 | 0.135 | 0.454** | −11.12** | 291.6 | 45.17 | −986.7 | |
| | (0.195) | (0.185) | (4.533) | | (38.05) | | |
| 学級規模 | −0.662 | 0.173 | −0.161 | 4.2 | 29.83 | −651.6 | |
| | (0.808) | (0.913) | (0.853) | | (43.57) | | |
| 学校規模 | 0.0136 | 0.000558 | −0.0361 | 0.9 | −7.322 | 159.9 | |
| | (0.0112) | (0.0144) | (0.933) | | (10.24) | | |
| 女性教員ダミー | −3.209 | 2.153 | 0.0738 | −1.9 | 1.588 | −34.7 | |
| | (5.065) | (5.335) | (0.184) | | (2.179) | | |
| 教員経験年 | 0.172 | −0.331 | −1.113 | 29.2 | −7.207 | 157.4 | |
| | (0.296) | (0.297) | (0.999) | | (6.008) | | |
| 大都市ダミー | 3.179 | 13.80* | 0.0831 | −2.2 | 1.737 | −37.9 | |
| | (8.176) | (8.181) | (0.133) | | (1.892) | | |
| 都市ダミー | 2.522 | 17.88*** | −0.538* | 14.1 | 9.420* | −205.8 | |
| | (6.411) | (6.271) | (0.278) | | (5.502) | | |
| 女子ダミー | 8.284* | 14.82*** | 0.0233 | −0.6 | 3.216 | −70.2 | |
| | (4.569) | (4.888) | (0.172) | | (3.292) | | |
| 誕生月ダミー(1－3月) | −14.00** | −11.96* | 0.147 | −3.9 | 0.498 | −10.9 | |
| | (6.564) | (7.168) | (0.148) | | (2.384) | | |
| 誕生月ダミー(7－9月) | −5.100 | −0.367 | 0.00489 | −0.1 | 1.325 | −28.9 | |
| | (6.026) | (6.603) | (0.0879) | | (2.504) | | |
| 誕生月ダミー(10－12月) | −10.87* | −3.200 | −0.0354 | 0.9 | 1.771 | −38.7 | |
| | (6.503) | (6.656) | (0.0802) | | (2.150) | | |
| 蔵書数ダミー(11−25冊) | 22.91** | 15.25 | 0.367 | −9.6 | −1.529 | 33.4 | |
| | (9.706) | (10.21) | (0.285) | | (2.816) | | |
| 蔵書数ダミー(25−100冊) | 38.59*** | 43.88*** | 0.00919 | −0.2 | 1.658 | −36.2 | |
| | (8.878) | (9.190) | (0.472) | | (4.011) | | |
| 蔵書数ダミー(101−200冊) | 52.67*** | 44.18*** | −0.565 | 14.8 | −1.521 | 33.2 | |
| | (9.020) | (9.803) | (0.406) | | (2.387) | | |
| 蔵書数ダミー(200冊以上) | 51.54*** | 57.84*** | −0.594 | 15.6 | 1.024 | −22.4 | |
| | (9.282) | (9.473) | (0.497) | | (2.156) | | |
| パソコン所持ダミー | 17.80*** | 36.32*** | 10.70*** | −280.5 | 9.592** | −209.5 | |
| | (4.711) | (7.727) | (2.308) | | (4.688) | | |
| 学習机所持ダミー | 30.34 | 47.94*** | −0.853** | 22.4 | 17.15 | −374.6 | |
| | (20.18) | (16.72) | (0.362) | | (25.55) | | |
| 辞書所持ダミー | 124.2** | 138.6*** | −0.211 | 5.5 | 14.23 | −310.8 | |
| | (52.01) | (44.87) | (0.271) | | (68.28) | | |
| 定数項 | 273.8*** | 148.6** | | | −125.2 | 2734.8 | |
| | (64.04) | (59.94) | | | (87.71) | | |
| Observations | 4,014 | 3,650 | 7,664 | | 7,664 | | |
| R−square | 0.033 | 0.055 | | | | | |

( )内は標準誤差を示し、回帰分析においては学級内の相関を許した頑健な標準誤差を示している。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表2.4－3

| | Q50 | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | | (4) | (5) | (6) | (7) |
| VARIABLES | 1999 | 2003 | 要素効果 | 差への貢献 % | 係数効果 | 差への貢献 % |
| テストスコア | 580.1*** | 568.7*** | | | | |
| | (1.492) | (1.483) | | | | |
| 全体の差(2003−1999) | −11.45*** | | −3.901 | | −7.551 | |
| | (2.104) | | (3.534) | | (4.040) | |
| | (2) | (3) | | | | |
| | 回帰係数(β) | | | | | |
| | 1999 | 2003 | | | | |
| 授業時数 | 0.182 | 0.300** | −7.344** | 188.3 | 16.75 | −221.8 |
| | (0.123) | (0.131) | (3.207) | | (25.46) | |
| 学級規模 | −0.556 | 0.485 | −0.453 | 11.6 | 37.20 | −492.6 |
| | (0.579) | (0.472) | (0.444) | | (26.68) | |
| 学校規模 | 0.00788 | −0.00293 | 0.190 | −4.9 | −6.077 | 80.5 |
| | (0.00713) | (0.00873) | (0.565) | | (6.335) | |
| 女性教員ダミー | 1.323 | 0.787 | 0.0270 | −0.7 | −0.159 | 2.1 |
| | (3.184) | (3.118) | (0.107) | | (1.319) | |
| 教員経験年 | 0.510*** | −0.205 | −0.688 | 17.6 | −10.24*** | −135.6 |
| | (0.190) | (0.177) | (0.597) | | (3.726) | |
| 大都市ダミー | 5.144 | 13.63*** | 0.0821 | −2.1 | 1.387 | −18.4 |
| | (5.149) | (4.660) | (0.125) | | (1.136) | |
| 都市ダミー | 0.427 | 6.734* | −0.202 | 5.2 | 3.869 | −51.2 |
| | (3.840) | (3.572) | (0.132) | | (3.217) | |
| 女子ダミー | −9.336*** | −5.178* | −0.00814 | 0.2 | 2.046 | −27.1 |
| | (2.936) | (2.883) | (0.0602) | | (2.025) | |
| 誕生月ダミー(1－3月) | −13.68*** | −12.02*** | 0.148 | −3.8 | 0.408 | −5.4 |
| | (4.147) | (4.087) | (0.129) | | (1.428) | |
| 誕生月ダミー(7－9月) | −6.222 | 3.332 | −0.0443 | 1.1 | 2.676* | −35.4 |
| | (4.003) | (3.991) | (0.0633) | | (1.585) | |
| 誕生月ダミー(10－12月) | −8.630** | −1.069 | −0.0118 | 0.3 | 1.746 | −23.1 |
| | (4.217) | (4.065) | (0.0462) | | (1.354) | |
| 蔵書数ダミー(11−25冊) | 19.38*** | 14.97*** | 0.360** | −9.2 | −0.881 | 11.7 |
| | (4.934) | (4.780) | (0.183) | | (1.373) | |
| 蔵書数ダミー(25−100冊) | 25.81*** | 27.06*** | 0.00567 | −0.1 | 0.392 | −5.2 |
| | (4.544) | (4.556) | (0.291) | | (2.020) | |
| 蔵書数ダミー(101−200冊) | 48.02*** | 40.81*** | −0.522 | 13.4 | −1.292 | 17.1 |
| | (5.042) | (5.166) | (0.363) | | (1.294) | |
| 蔵書数ダミー(200冊以上) | 45.74*** | 55.33*** | −0.569 | 14.6 | 1.559 | −20.6 |
| | (5.280) | (5.178) | (0.470) | | (1.203) | |
| パソコン所持ダミー | 15.98*** | 18.65*** | 5.497*** | −140.9 | 1.386 | −18.4 |
| | (3.001) | (3.733) | (1.117) | | (2.480) | |
| 学習机所持ダミー | 12.00 | 17.91** | −0.319** | 8.2 | 5.763 | −76.3 |
| | (9.803) | (6.965) | (0.146) | | (11.72) | |
| 辞書所持ダミー | 45.88*** | 32.25** | −0.0492 | 1.3 | −13.55 | 179.4 |
| | (15.39) | (13.09) | (0.0643) | | (20.08) | |
| 定数項 | 479.2*** | 428.6*** | | | −50.55 | 669.4 |
| | (29.00) | (24.94) | | | (38.24) | |
| Observations | 4,014 | 3,650 | 7,664 | | 7,664 | |
| R−square | 0.057 | 0.066 | | | | |

( )内は標準誤差を示し、回帰分析においては学級内の相関を許した頑健な標準誤差を示している。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表2.4－4

| | Q90 | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | | (4) | (5) | (6) | (7) |
| VARIABLES | 1999 | 2003 | 要素効果 | 差への貢献 % | 係数効果 | 差への貢献 % |
| テストスコア | 664.6*** | 653.6*** | | | | |
| | (1.612) | (1.743) | | | | |
| 全体の差(2003−1999) | −11.02*** | | −6.001 | | −5.022 | |
| | (2.374) | | (4.170) | | (4.824) | |
| | (2) | (3) | | | | |
| | 回帰係数(β) | | | | | |
| | 1999 | 2003 | | | | |
| 授業時数 | −0.0561 | 0.325** | −7.948** | 132.4 | 53.88* | −1072.9 |
| | (0.143) | (0.160) | (3.909) | | (30.33) | |
| 学級規模 | −0.631 | 1.409*** | −1.316*** | 21.9 | 72.87*** | −1451.0 |
| | (0.608) | (0.464) | (0.457) | | (27.31) | |
| 学校規模 | 0.00810 | −0.00998 | 0.646 | −10.8 | −10.16 | 202.3 |
| | (0.00821) | (0.0107) | (0.696) | | (7.588) | |
| 女性教員ダミー | −0.747 | −0.242 | −0.00829 | 0.1 | 0.150 | −3.0 |
| | (3.448) | (3.646) | (0.125) | | (1.486) | |
| 教員経験年 | 0.288 | −0.195 | −0.655 | 10.9 | −6.918 | 137.8 |
| | (0.203) | (0.229) | (0.771) | | (4.386) | |
| 大都市ダミー | 2.175 | 15.21*** | 0.0916 | −1.5 | 2.130* | −42.4 |
| | (5.232) | (5.895) | (0.140) | | (1.291) | |
| 都市ダミー | 9.241** | 3.135 | −0.0943 | 1.6 | −3.745 | 74.6 |
| | (3.713) | (4.005) | (0.126) | | (3.350) | |
| 女子ダミー | −10.86*** | −16.97*** | −0.0267 | 0.4 | −3.007 | 59.9 |
| | (3.180) | (3.410) | (0.197) | | (2.294) | |
| 誕生月ダミー(1－3月) | −14.59*** | −10.76** | 0.133 | −2.2 | 0.940 | −18.7 |
| | (4.636) | (4.640) | (0.121) | | (1.609) | |
| 誕生月ダミー(7－9月) | −9.543** | 1.155 | −0.0154 | 0.3 | 2.996 | −59.7 |
| | (4.726) | (4.898) | (0.0663) | | (1.908) | |
| 誕生月ダミー(10－12月) | −16.34*** | −2.588 | −0.0287 | 0.5 | 3.176** | −63.2 |
| | (4.684) | (4.975) | (0.0607) | | (1.581) | |
| 蔵書数ダミー(11−25冊) | 2.963 | 10.24** | 0.247* | −4.1 | 1.455 | −29.0 |
| | (4.341) | (4.124) | (0.139) | | (1.198) | |
| 蔵書数ダミー(25−100冊) | 6.978* | 15.98*** | 0.00335 | −0.1 | 2.826 | −56.3 |
| | (4.030) | (4.075) | (0.172) | | (1.800) | |
| 蔵書数ダミー(101−200冊) | 27.38*** | 34.44*** | −0.440 | 7.3 | 1.265 | −25.2 |
| | (5.369) | (5.650) | (0.310) | | (1.397) | |
| 蔵書数ダミー(200冊以上) | 34.88*** | 47.76*** | −0.491 | 8.2 | 2.093 | −41.7 |
| | (5.915) | (6.397) | (0.408) | | (1.418) | |
| パソコン所持ダミー | 11.69*** | 13.24*** | 3.901*** | −65.0 | 0.803 | −16.0 |
| | (3.180) | (3.599) | (1.069) | | (2.487) | |
| 学習机所持ダミー | 9.409 | −1.508 | 0.0268 | −0.4 | −10.64 | 211.9 |
| | (7.799) | (8.567) | (0.153) | | (11.29) | |
| 辞書所持ダミー | 14.45*** | 17.56 | −0.0268 | 0.4 | 3.086 | −61.4 |
| | (5.389) | (13.40) | (0.0391) | | (14.36) | |
| 定数項 | 653.1*** | 534.8*** | | | −118.2*** | −2353.6 |
| | (27.53) | (26.76) | | | (38.40) | |
| Observations | 4,014 | 3,650 | 7,664 | | 7,664 | |
| R−square | 0.036 | 0.042 | | | | |

( )内は標準誤差を示し、回帰分析においては学級内の相関を許した頑健な標準誤差を示している。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

## 2.5.2. ディスカッション

表 2.4-1~2.4-4 の推計結果から、授業時数は要素効果において、教員経験年は係数効果において、子どもの学力を下げる影響があったことが示された。そして、パソコン所持率の変化は学力向上に寄与したと捉えられる。また、それらの変数が各分位点に与える影響が異なっているため、授業時数、教員経験年、パソコン所持ダミーの結果のみを全ての分位点でまとめ、表 2.5 に示した。

表 2.5　分位点回帰推計結果

| | Q10 | | | | Q20 | | | | Q30 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | |
| テストスコア | 473.9*** | 465.5*** | −8.392** | | 513.3*** | 501.4*** | −11.95*** | | 540.4*** | 529.0*** | −11.37*** | |
| | (2.325) | (2.507) | (3.419) | | (1.981) | (2.037) | (2.842) | | (1.714) | (1.879) | (2.544) | |
| | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 |
| | | % | | % | | % | | % | | % | | % |
| 全体 | −3.814 | | −4.578 | | 4.222 | | −16.17 | | −0.370 | | −11 | |
| | (5.491) | | (6.203) | | (4.915) | | (5.633) | | (4.568) | | (5.155) | |
| 授業時数 | −11.12** | 291.6 | 45.17 | −986.7 | −1.198 | −28.4 | −25.62 | 158.4 | −4.902 | 1324.9 | 21.07 | −191.5 |
| | (4.533) | | (38.05) | | (4.422) | | (35.47) | | (4.143) | | (31.65) | |
| 教員経験年 | −1.113 | 29.2 | −7.207 | 157.4 | −1.411* | −33.4 | −7.642 | 47.3 | −1.363* | 368.4 | −8.508* | 77.3 |
| | (0.999) | | (6.008) | | (0.804) | | (5.040) | | (0.738) | | (4.424) | |
| パソコン所持ダミー | 10.70*** | −280.5 | 9.592** | −209.5 | 7.937*** | 188.0 | 3.105 | −19.2 | 7.175*** | −1939.2 | 2.030 | −18.5 |
| | (2.308) | | (4.688) | | (1.734) | | (3.655) | | (1.532) | | (3.201) | |
| | Q40 | | | | Q50 | | | | Q60 | | | |
| | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | |
| テストスコア | 561.5*** | 550.6*** | −10.91*** | | 580.1*** | 568.7*** | −11.45*** | | 597.6*** | 585.5*** | −12.19*** | |
| | (1.542) | (1.626) | (2.241) | | (1.492) | (1.483) | (2.104) | | (1.479) | (1.475) | (2.088) | |
| | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 |
| | | % | | % | | % | | % | | % | | % |
| 全体 | −1.832 | | −9.083 | | −3.901 | | −7.551 | | −5.770 | | −6.423 | |
| | (3.948) | | (4.475) | | (3.534) | | (4.040) | | (3.556) | | (4.055) | |
| 授業時数 | −5.824 | 317.9 | 18.94 | −208.5 | −7.344** | 188.3 | 16.75 | −221.8 | −8.685*** | 150.5 | 11.79 | −183.6 |
| | (3.573) | | (27.75) | | (3.207) | | (25.46) | | (3.234) | | (24.89) | |
| 教員経験年 | −0.904 | 49.3 | −9.828** | 108.2 | −0.688 | 17.6 | −10.24*** | 135.6 | −1.212** | 21.0 | −10.79*** | 168.0 |
| | (0.643) | | (3.917) | | (0.597) | | (3.726) | | (0.603) | | (3.717) | |
| パソコン所持ダミー | 5.974*** | −326.1 | 0.284 | −3.1 | 5.497*** | −140.9 | 1.386 | −18.4 | 5.399*** | −93.6 | 2.207 | −34.4 |
| | (1.276) | | (2.736) | | (1.117) | | (2.480) | | (1.068) | | (2.403) | |
| | Q70 | | | | Q80 | | | | Q90 | | | |
| | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | | 1999年 | 2003年 | 差(2003ー1999) | |
| テストスコア | 617.9*** | 604.8*** | −13.13*** | | 638.5*** | 626.2*** | −12.27*** | | 664.6*** | 653.6*** | −11.02*** | |
| | (1.476) | (1.550) | (2.140) | | (1.450) | (1.587) | (2.150) | | (1.612) | (1.743) | (2.374) | |
| | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 | 要素効果 | 差への貢献 | 係数効果 | 差への貢献 |
| | | % | | % | | % | | % | | % | | % |
| 全体 | −5.625 | | −7.51 | | −6.116 | | −6.153 | | −6.001 | | −5.022 | |
| | (3.737) | | (4.258) | | (3.802) | | (4.354) | | (4.170) | | (4.824) | |
| 授業時数 | −8.052** | 143.1 | 17.07 | −227.3 | −8.001** | 130.8 | 40.11 | −651.9 | −7.948** | 132.4 | 53.88* | −1072.9 |
| | (3.409) | | (25.44) | | (3.497) | | (26.46) | | (3.909) | | (30.33) | |
| 教員経験年 | −0.849 | 15.1 | −9.733** | 129.6 | −1.358** | 22.2 | −11.03*** | 179.3 | −0.655 | 10.9 | −6.918 | 137.8 |
| | (0.635) | | (3.808) | | (0.663) | | (3.868) | | (0.771) | | (4.386) | |
| パソコン所持ダミー | 5.129*** | −91.2 | 3.145 | −41.9 | 4.640*** | −75.9 | 3.327 | −54.1 | 3.901*** | −65.0 | 0.803 | −16.0 |
| | (1.063) | | (2.392) | | (1.040) | | (2.345) | | (1.069) | | (2.487) | |

まず、授業時数においては、この表から、要素効果が 10 分位と 50 分位以上に影響を及ぼしていることがわかる。これは、1999 年から 2003 年にかけて数学の授業時数が大きく削減された影響と解釈できる。しかし、90 分位以外に有意な値は示されないが、係数効果における授業時数の変化は、20 分位[25]を除けば、どの分位点においても学力上昇に寄与している。これは、授業時数の係数が、どの表においても、2003 年は有意な値で 1999 年より高い値を示し、1 単位時間の効果が上昇していることに起因している。特に、90 分位点では、その傾向が顕著である。表 2.4-1 の平均における結果からも、授業時数の削減による学力への影響は、要素効果と係数効果によって、相殺される方向にあることが示されている。また、平均における授業時数の要素効果の影響は、全体の差の貢献から計算すると、学力低下に影響した全体変化の約 1/6 を説明するに過ぎない[26]。ここから、考えるに、授業時数の削減は、学習投入量を減らし学力低下に影響したが、一方、単位時間あたりの効率を高める効果もあり、全体の学力低下に大きく影響を与えたとは言えない。

次に、教員経験年の影響は、どのようなことを捉えているのであろうか。まず、表 2.5 から、30-80 分位点における教員経験年の係数効果が、学力低下に影響したことが示されている。これは、1999 年から 2003 年にかけて、教員経験年の効果が正から負に変化していることによる。一般的に考えて、経験を積んだ教員ほど、教員としての力が増すものと思われ、予想される教員経験年の係数は正である。ところが、2003 年は、この係数が負となっている。なぜそのような変化が起こったのであろうか。その理由を考えるにあたり、教員経験年数が 1999 年と 2003 年でどのように変化しているのかを以下の図 2.3-1、2.3-2 にヒストグラムで示す。

[25] 20 分位点は、全体の要素効果が正になっているため、値の解釈が他の分位点と異なっている。
[26] 授業時数要素効果の貢献値/学力低下要因である全変数の貢献合計値で計算した。

図 2.3-1

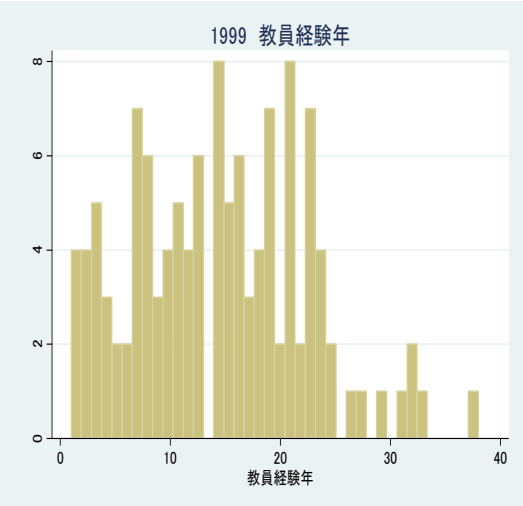
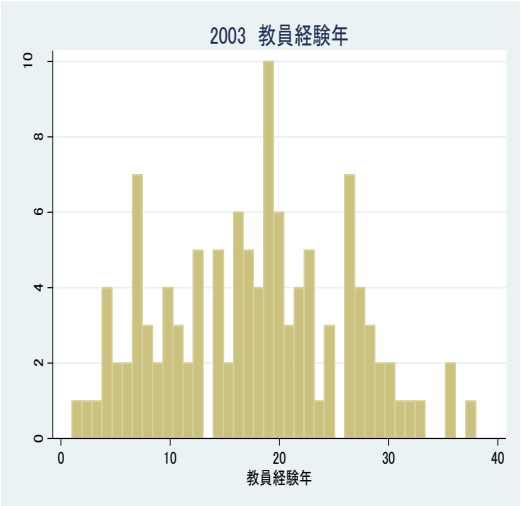



図 2.3-2




図から明らかなように、教員経験年の構成は、4 年で大きく変化している。若手教員が極端に少ない原因は、記述統計量の変化で述べた通りである。採用試験倍率の違いから、教員の経験年数が教員の質の世代効果を捉えている可能性も考えられる。しかし､数少ない優秀な若手教員の存在による数値変化だけで､表 2.4 の 1999 年と 2003 年の係数の差が生じるとは考えにくい。ここには、指導要領の変化に対してベテラン教員が対応できなかった状況が示されているという解釈も成り立つ。大幅に削減された授業内容に対し、従来の授業とは違った取り組みが教員にも求められるようになった。その時、経験に基づいて授業を進めてきたベテラン教員ほど、変化に遅れをとった可能性も考えられる。特に削減された領域は発展的な内容であったため、中上位の成績層に対してその影響が明確にでていると推察できる。比較のために、1995 年と 2007 年のデータによる教員経験年の推計も行った。係数は 1995 年が 1999 年と同じレベルで有意に正を示した。2007 年は係数の符号は、負から正に戻ったが、係数の値は小さく有意にもならなかった。この点からも 2002 年指導要領の変化が教員指導の効果に対して、影響を及ぼした可能性が示唆されている。

そして、家庭要因としてのパソコン所持率の影響であるが、10 分位では要素・係数効果に、その他の分位では要素効果において、パソコン所持率の上昇が学力向上に寄与している。特に分位点の低い層においてその効果が大きい。パソコン所持率は家計所得や IT 機器・技術への家庭の関心の高さを捉える変数と考えられる。そこから、

この変数が、今回のデータにおいては直接とらえることができない家庭の経済状況や教育への関心度を代理しているものと思われる。1999 年から 2003 年にかけて、この値が平均的に上昇したことにより、子どもの学力を向上させる影響があったと解釈できる。

最後に推計では示されていない、塾の影響と子どもの生活時間変化の影響についても考えておきたい。学力低下の議論においては、授業時数の削減により学校外教育の利用が高まり、家庭の経済状態の差から新たな学力格差が生じるのではないかという懸念も指摘されている。データから塾に代表される学校外教育のみの影響をとりだすことはできない。しかし、TIMSS では、塾や補習授業を受けているかどうかを質問した項目があり、そこから授業外学習としてダミー変数を作成することができる。ただし、この変数は観察されない学校要因（誤差項）と相関する可能性が高い。また、テストスコアと逆因果の関係になっていることも考えられ、推計モデルに加えることは適切でないと判断した。そのため、授業外学習率の推移とテストスコアとの関係からその影響を議論することとする。表 2.6 は授業外学習ダミーの平均値、標準偏差、テストスコアとの相関係数を示している。

表 2.6　授業外学習の変化

| 年 | 平均 | 標準偏差 | テストスコアとの相関 |
|---|---|---|---|
| 1999 | 0.630 | 0.483 | −0.012 |
| 2003 | 0.469 | 0.499 | −0.011 |

この表から、1999 年から、2003 年にかけて授業外学習率は減少していることがわかる。また、授業外学習とテストスコアとの関係は一貫して負で、その値もほとんど変化していない。この結果からは、授業外学習の変化がテストスコアに影響しているとは捉えられない。また、授業外学習ダミーを加えた推計を行っても、テストスコアへの影響はほとんど見られなかった[27]。

一方、ゲーム機器の普及等で子どもの生活時間が大幅に変化しているのではないか、ということも予想される。そこで、生徒の家庭での時間の使い方を尋ねた質問[28]から、

[27] 10 分位で要素効果が正、係数効果が負で有意という結果がでたが、平均とその他の分位点では影響は示されない。

[28] 質問は平日の過ごし方のみに限られているため、土曜日・日曜日の時間の使い方の変化は捉えられていない。

表 2.7 を作成し、それぞれの生活時間とテストスコアの相関もまとめている。この表から、平日の時間の使い方は両年でそれほど差がなく、テストスコアとの関係も変化が見られないことが示されている。更に、モデルに宿題時間や教員の出す宿題量（時間換算した値）を入れた推計も行ったが、学力への影響は示されなかった。

表 2.7　生徒の時間の使い方の変化(単位：時間)・各年の時間とテストスコアの相関

| year | | TV | パソコンゲーム | 遊び | 手伝い | スポーツ | 読書 | 宿題 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1999 | 平均 | 2.780 | 0.982 | 1.722 | 0.588 | 1.257 | 0.910 | 0.965 |
| | 標準偏差 | 1.114 | 1.174 | 1.442 | 0.719 | 1.175 | 0.981 | 0.873 |
| 2003 | 平均 | 2.749 | 0.876 | 1.576 | 0.564 | 1.313 | 0.852 | 0.967 |
| | 標準偏差 | 1.308 | 1.134 | 1.490 | 0.673 | 1.330 | 1.037 | 0.847 |

1999

| | テストスコア | TV | パソコンゲーム | 遊び | 手伝い | スポーツ | 読書 | 宿題 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| テストスコア | 1 | | | | | | | |
| TV | −0.1467 | 1 | | | | | | |
| パソコンゲーム | −0.0574 | 0.1495 | 1 | | | | | |
| 遊び | −0.2509 | 0.1809 | 0.2092 | 1 | | | | |
| 手伝い | −0.1032 | 0.0336 | 0.0076 | 0.1419 | 1 | | | |
| スポーツ | −0.0273 | −0.004 | 0.1029 | 0.2448 | 0.1005 | 1 | | |
| 読書 | 0.0421 | 0.0567 | 0.1552 | 0.116 | 0.1641 | 0.0402 | 1 | |
| 宿題 | 0.0508 | −0.1698 | −0.1022 | 0.0038 | 0.1989 | 0.0697 | 0.1418 | 1 |

2003

| | テストスコア | TV | パソコンゲーム | 遊び | 手伝い | スポーツ | 読書 | 宿題 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| テストスコア | 1 | | | | | | | |
| TV | −0.1565 | 1 | | | | | | |
| パソコンゲーム | −0.0537 | 0.1448 | 1 | | | | | |
| 遊び | −0.1957 | 0.2245 | 0.1477 | 1 | | | | |
| 手伝い | −0.1449 | 0.0327 | 0.0535 | 0.1592 | 1 | | | |
| スポーツ | −0.087 | 0.06 | 0.0427 | 0.3061 | 0.1407 | 1 | | |
| 読書 | −0.0096 | 0.0378 | 0.1828 | 0.1451 | 0.1985 | 0.0915 | 1 | |
| 宿題 | 0.0714 | −0.1218 | −0.0884 | 0.0226 | 0.2367 | 0.0999 | 0.1191 | 1 |

## 2.6. まとめ

本章は、授業時数と授業内容を大幅に削減した 2002 年施行指導要領改訂後の子どもの学力変化に、どのような要因が影響したかを TIMSS1999、2003 の公立中 2 数学データの要因分解によって検証した。分析では、Oaxaca-Blinder 要因分解と分位点回帰の要因分解の手法を用いている。

分析の結果、授業時数の減少と教員経験年効果の変化が中 2 数学スコア低下の要因となっていることが示された。この 2 つの変数は、2002 年指導要領改訂の影響を受け、特に、学力低下の影響は成績の最下位(10 パーセンタイル)層と中上位(50-80 パーセンタイル)層の生徒に顕著に現れている。これは、授業時数の量的な減少と発展的内容の削減が、生徒の各学力層によって異なる影響を及ぼしたと考えられる。しかし、授業時数と教員経験年の両変数で説明されるスコア低下への影響は、全体の 1/4 程度

で、いわゆる「ゆとり教育」が学力低下に強く影響するという結果は得られない。また、家庭要因の変数であるパソコン所持率の上昇は、家庭の経済状況や IT への関心の高さを反映し、家庭の教育効果を高めることで全体のスコアの上昇に寄与していることが示される。

以上より、教育政策の変化が子どもの学力に与える影響は、これまでの先行研究と同じく限定的であると言える。その点を考慮した上で、子どもの学力向上を目指す取り組みを考える必要があるだろう。特に、新指導要領で示される授業時数の量的な変化で学力向上を目指す場合、教員指導の現状と合わせた授業内容の変化を慎重に考える必要がある。また、学力層の違いによって授業の変化が与える影響が異なることも今回の分析から明らかになっている。その意味において、今後「個に応じた指導」の重要性が増すものと考えられ、各学校の現状に応じた柔軟な教育カリキュラムの設計が望まれる。

# 第 3 章　学級規模が子どもの学力と学習参加に与える影響 [29]

## 3.1. はじめに

学級規模の縮小は、多くの保護者や学校関係者が支持する教育政策の一つである。特に日本においては、標準学級規模[30]が 40 人[31]と欧米諸国に比べて非常に大きい現状がその背景にあり、国際学力比較の結果が出る度に学級規模の縮小が必要か否かということが議論されてきた。それらの議論と並行して、ここ十数年の間に教育の地方分権化が進められ、各都道府県で少人数学級への流れが加速している[32]。

しかし、少人数学級への改編は果たして本当に教育効果をあげるのだろうか。学級規模の縮小は、教職員定数の増加につながるため、多額な財政支出を要する施策である。その点からも、学級規模の縮小が掛かる費用に見合うだけの効果を発揮するのかを定量的に評価する必要がある。一方、教育の効果は多様な側面を持ち、それらを客観的に捉えることは難しい。しかし、この効果の測定を経済学の観点で考えると、教育の生産関数として定式化でき、他の条件を一定にした時の学級規模の変化が教育成果の変化に及ぼす影響を測ることが可能である。確かに小塩(2002)でも指摘されるように「人的資本論」をはじめとした教育の経済分析に対しては批判もあり、推定される効果は教育のある側面をとらえたものに過ぎない。しかし、計量的に示される効果は、教育政策の客観的評価として一つの指標を与えるものと思われる。

ここで、学級規模縮小の効果を推計するに当たって、次の 2 点に注意しなければならない。1 点目は、教育の効果をどのように捉えるかという問題である。一般にテストスコアによって数値化される学力が、教育効果の一つの指標となっている。学習集団として学級の持つ意味は大きく、規模の縮小によって児童・生徒の学力がどのように変化するのかを捉えることは非常に重要である。同時に日本では、生活集団として

---

[29] 本章は、「学級規模が学力と学習参加に与える影響」『経済分析』第 186 号,pp.30-49,(2013)に、加筆、修正を行い作成した。

[30] 日本においては、学級規模の標準（1 学級あたりの人数の上限）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」（以下「標準法」）で定められている。

[31] 平成 23 年度より小学校 1 年生のみ「標準」が 35 人に改められた。

[32] 2001 年「標準法」の改正を受けて、都道府県教育委員会の判断で国の基準を下回る特例的な学級編成基準の設定が可能となった。更に 2003 年国立大学法人法が成立したことにより、公立学校の教育公務員給与の国立教育職準拠規定が削除され、公立学校の教員給与は都道府県の条例によって定められることになった。この改正を受けて「義務教育国庫負担制度」の見直しが図られ、教育における地方の自由度が拡大し都道府県教育委員会が学級編成基準を独自に設定することが可能となった。

の機能も学級の中に組み込まれ、学級という単位は学校生活において欠くことのできない要素となっている。ここから、学級を通じて引き出される意欲や社会性といった非認知能力も教育の効果として捉える必要がでてくる。これらの能力を客観的に捉えることは難しいが、教育効果を学力(認知能力)以外の面から測ることで、学級規模縮小の効果を多面的に示すことが可能となる。近年、教育心理学の分野においては、School Engagement と呼ばれる潜在的な非認知能力を表す概念が注目されている。この概念は、出席率や授業中の発言といった学習活動に対する行為(Behavioral)、教員・級友・学習に対する意識や興味、価値判断(Emotional)、スキル習得への努力や戦略といった内的投資(Cognitive)の 3 つの Engagement から構成される。それぞれの Engagement は独立ではなく重なり合って結びつき、学習成果や学校教育成果に影響を与えると考えられる。そして、これらの概念が学力や学習意欲低下に対する有効な手段であることが示されている(Fredricks,Blumenfeld and Paris(2004))。また、経済学の分野でも非認知能力が学力と同様に将来の労働賃金等と大きく関わることが、研究によって明らかになっている(Heckman, Stixrud and Urzua (2006), Dee and West(2011))。こうした点からも非認知能力を教育効果として捉えることの重要性が示唆されている。

2 点目は、いかにして学級規模の純粋な効果を推定するかという問題である。学級編成時には生徒の特性を考慮した上で学級間の差を小さくすることが求められる。しかし、Angrist and Lavy(1999)の結果が示すように、学級規模に差が生じている時は、少人数学級へ学習に問題がある生徒を配置する傾向が見られる。また、新任教員は少人数の学級に配属されやすく、問題を含む学級には経験の豊かな教員が配属されることが多い。即ち、学級規模が外生的に決定され、学級編成時にその規模と教員、生徒が無作為に配置されているとする仮定は、必ずしも現実の学級編成に沿ったものではないと思われる。さらに、学校規模と学級規模は結びつくため、特定の学級規模が地域によって偏ることも考えられる。正確に学級規模の効果を推定するためには、これらの内生性によって生じるバイアスを全て取り除く必要がある。

以上の課題をふまえて、本章では、次の 2 点に着目して日本国内の学級規模の効果を推計することを目的とする。1 点目は、学級規模の効果を多面的に評価することである。今回の推計では、我が国で利用可能なマイクロデータである TIMSS(Trend in International Mathematics and Science Study )2003 の公立中学 2 年生のデータを使

用し、教育の効果を学力で測ると共に、生徒の学習参加への意識を、因子分析により計量的な解釈を可能にして分析する。ただし、本章における学級規模の効果は、生徒の調査時在籍学級の一年間における効果である。教育の効果は、本来、受けた教育に応じて蓄積されていくと考えられ、長期的な追跡データによる分析が望ましい。パネルデータを利用すれば、各時点での教育成果の変化分を測ることで厳密な教育効果を推計することが可能となる。しかし、データの制約上、推計される学級規模の効果が調査年度一年間の効果に限定されてしまうことは、本章の分析の限界となっている。2 点目は、学級規模における内生性の除去である。本研究では、Angrist and Lavy(1999)の回帰不連続デザイン(Regression-Discontinuity-Design、以下 RDD)の手法を用いて、可能な限りこの内生性に対応する。

内生性を考慮した国内の学級規模の分析としては、Hojo(2011)、Hojo and Oshio(2012)、Hojo(2013)、Akabayashi and Nakamura(2014)が挙げられる。いずれの研究も「標準法」による学級規模の不連続性を利用した RDD 分析で、学力に対する効果を推計している。一方、学級規模縮小が非認知能力に与える影響を計量経済学の手法を用いて考察した研究は、筆者の知る限り日本国内ではまだなされていない。これらの既存研究の一連の流れに対し、本章は、学級規模の非認知能力に対する効果を推定するという点において新たな知見を加えるものと考える。また、認知能力に対する影響としても、学級規模が「標準法」にほぼ基づいて設定されていた TIMSS2003 のデータを利用することで、Hojo(2011)の結果と相違があるかという点を併せて検証する。

ここで、学級規模の縮小がどのようなメカニズムで非認知能力に影響を及ぼすのかという点についても考えておきたい。少人数学級が非認知能力を改善する証拠は乏しいが、教員を通じた影響経路を含む複合的メカニズムとして、学級規模縮小の効果を捉えることができる。Dee and West (2011) は、学級規模縮小の非認知能力への影響として以下の 2 点を指摘している。1 点目は、少人数学級では、教員が集団をコントロールしやすく、妨害行為等の制限が容易になることにより、生徒の注意深さや自己制御能力を高めるということである。2 点目として、少人数学級では教員自身の教育実践への取り組みを促進し、生徒の努力や意欲を引き出しやすいことを挙げている。このような教員を通じた影響が、学級規模の違いでより大きくなるものと考えられる。さらに、この 2 点に加えて、学級規模の効果においては、生徒間での影響も考える必

要がある。例えば、少人数学級は生徒間の人間関係が固定しがちであるが、学級内で各自が果たすべき役割も明確であり、各生徒の安定感は増すと思われる。級友に対して自己の存在が安定的であれば、自信を失いがちな生徒層にとっては、失敗を恐れることが少なくなり積極性や自信の高まりを促すであろう。一方、学級内での活動における競争は減少するので、競争的志向の強い生徒は学級人数が多い方が積極性や自信が高まることも推測される。まとめると、学級規模が生徒に与える影響は、教員を通じた影響と生徒間から生まれる影響に分けられ、教員を通じた影響は少人数学級が効果的であると考えられるが、生徒間の影響については、少人数、大人数、両方の学級で効果を上げる場合が考えられる。

また、認知能力の指標とされる IQ は初期年齢で安定するが、それに対して、非認知能力は年齢が上がっても順応性があり、発達の可能性を持つことが示されている(Heckman (2000))。即ち、小中学校の時期において非認知能力は周囲の環境によって変化する可能性がある。この点から考えると、将来の労働生産に影響を及ぼす非認知能力に対し、教育環境の変化がどのような効果を与えるかを検証することは、認知能力への効果と同様に今後の教育施策を考える上で重要な意味を持つと言える。

本章の構成は以下のとおりである。第 2 節は先行研究を紹介し、第 3 節で分析の枠組みとして推計モデル及び推計手法の詳細を示す。第 4 節は利用データについて述べ、非認知能力の推定方法を説明する。第 5 節は実証分析の結果をまとめ、第 6 節で結論と今後の課題について述べる。

## 3.2. 先行研究

多くの教育政策の中で、学級規模の設定は、教員や教室の数と連動し、教育予算の決定に大きく関わる項目である。そのため、最適な学級規模の設定を目指して、各国のデータによる多くの学級規模効果の研究が蓄積されている。しかし、それでもなお、最適な学級規模に関しての議論は尽きず、一致した見解は現在に至るまで得られていない。

最適な学級規模について、Lazear(2001)、Ando(2004)、安藤(2010)は、それぞれ学級内の生徒の状態から理論モデルを構築している。Lazear(2001)は、生徒の「規律」のパラメータを設定し、在籍生徒の規律が高いほど学級の最適規模が大きくなること

を示し、実証研究において学級規模縮小の効果が出にくい原因を説明している。また、Ando(2004)・安藤(2010)は、モデルを用いて日本の小学校で学級規模縮小効果が観察されない点について検討し、競争緩和効果が起こることでクラスの平均的な達成度が低下する可能性を指摘している。

これらの理論モデルが示すように、学級規模効果の推計は内生性の問題を常に含み、純粋な効果を取り出すことが難しい。海外の研究では、この内生性から生じるバイアスを除去することを念頭に置き、実験的手法や操作変数法を用いた様々な推定方法が試みられている。

学級規模が学力に与える効果を示した研究としては、米国の STAR プロジェクトの分析を挙げることができる。STAR プロジェクトとは、学級規模縮小の効果を調べる為に生徒を無作為に規模の異なる学級に振り分け、その学習効果を測定した大規模実験を指す。Krueger(1999)は、この実験データを用いて、学級規模縮小の効果は、規模縮小の初年時の学年末に最も高く現れるという結果を示した。さらに、STAR プロジェクトによる学級規模縮小の内部収益率（規模縮小にかかる費用（投資）の現在価値とその効果として得られる将来の賃金の上昇分(便益)の現在価値が等しくなるような割引率）は、約 6%と結論づけた(Krueger(2003))。しかし実際には、STAR プロジェクトのような特別な実験を行うことは一般に困難である。

内生性の除去に対する他の方法として、自然実験を用いた研究がある。Angrist and Lavy(1999)は、回帰不連続デザイン（RDD）の手法を用いて、学級規模の内生性によるバイアスを取り除くことを試みた。彼らは、イスラエルの学級人数上限の規定を利用した分析を行い、学級規模縮小の効果は小さいが正の効果があり、家庭環境が恵まれていない生徒が多いほど効果が高いという結論を示している。同様の手法用いた近年の研究として、ボリビアのデータを用いた Urquiola(2006)、デンマークのパネルデータを利用した Browning and Heinesen(2007)がある。いずれの研究においても、テストスコアや教育年数の上昇に対し、学級規模縮小の効果が示されている。しかし、人口変動と学級規模変動の無作為な結びつきを自然実験として利用した Hoxby(2000)では、学級規模縮小の効果は全くないという逆の結果が示されている。また、Hanushek(1998)は、米国の学級規模縮小過程と学力の変化の関係や生産性の変化に対する研究結果をまとめ、それらを比較分析することで、学級規模縮小は非効率で費用に見合うだけの効果を得ることができない政策であると批判した。加えて、STAR

プロジェクトの実験デザインの問題点も指摘し、この実験から得られる小クラスの効果に対しても疑問を投げかけている(Hanushek(1999))。

以上に示されるように学級規模縮小の学力に対する効果に一致した見解は得られていない。教育学の分野においても、米国の学級規模研究について山下(2008)がまとめているが、学級規模縮小の効果は認められつつも統一された結論には至っていない。

一方、非認知能力に対する学級規模効果として、Dee and West(2011)を挙げることができる。彼らは米国の NELS88[33]の質問項目を標準化することで非認知能力の指標を作成し、学級規模の縮小が非認知能力の改善を促し、その効果は小さくなるものの 2 年後も継続することを明らかにした。更にその後の労働市場における経済的利益にも言及し、8 年生における学級規模縮小の内部収益率は 4.6%であることを示した。近年では、Chetty et al.(2011)が、STAR プロジェクトの長期的な効果を検証し、少人数学級が学力に与える影響は年を経るに従って消えるが、非認知能力への影響は持続することを示し、かつ少人数学級の効果が大学進学率や将来の賃金にも影響していることを確認している。また、Fredriksson, Öckert and Oosterbeek(2013)も、スウェーデンのデータを用いた RDD 分析により学級規模の長期的な効果を推計し、学級規模縮小が子どもの認知・非認知能力を共に上昇させ、後の学歴や賃金にも正の効果を与えることを示している。

日本国内においては、教育学の分野における研究の中で、学級規模の効果推定が多く取り上げられている。杉江(1996)は、1990 年前半までの国内学級規模研究をサーベイし検討を加えることで、学習内容と生徒相互の多様な体験の習得において、20-30 人の学級規模が効果的であるという結論を示した。また、2000 年以降の学級規模研究は、学級規模の縮小が直接に生徒の学力に影響を与えるという顕著な効果は見られないが(国立教育政策研究所(2001)、山崎・藤井・水野 (2009))、教員への調査では指導の順調度において大きく効果が見られる(藤井・水野・山崎(2006)、西本(2007))という結果でまとめられる。更に、平成 19 年度より開始された全国学力・学習状況調査の千葉県データによる分析においては、学級規模縮小の効果が次のように示される。所得により地域を限定した場合に学級規模縮小の効果が所得の低い地域で現れ(清水・須藤(2008))、塾通いの有無での比較分析では、非通塾者に対して、教師・生徒比率を下げることが学力向上につながる(須藤(2008))。そして、篠崎(2008)は、シミュレーショ

[33] NELS88 とは、National Education Longitudinal Study 88 の略称である。

ンによる推計を行い、教員の研修回数を多く確保するという条件下でのみ学級規模縮小の効果が現れることを発見している。

一方、非認知能力に対する効果としては、飯島(2007)が、児童生徒側から測った学習参加指標に対する推計を行っているが、学級規模縮小の効果は現れていない。しかし、国立教育政策研究所(2010)による「平成 20 年度全国・学力学習状況調査分析報告」では、習熟度別少人数指導の効果として、低学力層の学習意欲や関心態度が高まり、かつ正答率の上昇や無回答率が低くなるという結果が示されている。

以上の国内の研究では、回帰分析等の計量手法が用いられているものもあるが、多くの要因を制御しきれていないため、学級規模そのものの効果を取り出すことに成功しているかという点については疑問が残る。さらに、使用されるデータの多くが特定地域のサンプルとなっており、地域性が分析結果に影響している可能性も否定できない。

これらの課題に対して、計量経済学の手法を用いた学級規模効果の研究が、近年、教育経済学分野で進められている。Hojo(2011)・Hojo and Oshio (2012)は TIMSS2007 中 2 データにより学級規模縮小の効果を検討しているが、明確な効果は示されていない。また、野崎他(2011)は、全国学力・学習状況調査の都道府県パネルデータを作成し、公立小学校教員一人当たりの児童数と平均点、下位成績層のばらつきを分析している。その結果、教員の授業研修回数が全国平均より多い場合のみ、教員生徒比の縮小に対し正の効果が現れるという結果を得ている。更に、Hojo(2013)は TIMSS2003 小 4 算数・理科において規模縮小の効果が学級規模分布の下位部分で認められることを発見し、Akabayashi and Nakamura(2014)は、横浜市の小 6 データを value added モデルで推計し、国語で学級規模縮小の効果を確認している。

以上から、国内のデータを用いた研究結果においても、学級規模縮小が学力に与える効果に対し、一致した見解が得られていないことがわかる。また、日本の学級規模分析では、内生性を考慮した分析が少なく、非認知能力や長期的な効果に対する厳密な学級規模効果の分析は、現時点では無いと言える。教育政策として学級規模縮小が議論される今、データによる定量的な分析を多面的な指標において推計し、それらの研究を蓄積していくことが必要と思われる。

## 3.3. 分析の枠組み

### 3.3.1. 基本モデル

学級規模の効果を推計するために以下のような基本モデルを考える。

$$Y_{ics} = \beta_0 + \beta_1 CSize_{cs} + \beta_2 E_s + \boldsymbol{X_{ics}}\alpha + u_{ics} \qquad (1)$$

ここで、$i$は個人、$c$は学級、$s$は学校を表す。$Y$は被説明変数(テストスコア、非認知能力の各変数)を示し、$CSize$は学級規模(学級人数)、$E$は学年規模(学年人数)、$X$はその他の説明変数をまとめたもので、$u$は誤差項を示す。$X$の変数としては以下の項目を設定した。①学年規模の２乗、②経済困難家庭率ダミー(経済的に恵まれない家庭割合が0-10%、11-25%、25%以上でそれぞれ 1 を取るダミー変数)、③学校規模、④女性教員ダミー、⑤教員経験年、⑥生まれ月ダミー(生徒の生まれ月が 1-3 月、4-6 月、7-9 月、10-12 月でそれぞれ 1 を取るダミー変数)、⑦女子ダミー、⑧所在地人口ダミー(学校所在地の人口が 1.5 万人未満、 1.5-5 万人、 5-10 万人、 10-50 万人、 50 万人以上でそれぞれ 1 を取るダミー変数)、⑨蔵書数ダミー(家庭の蔵書数が 0-10 冊、11-25 冊、25-100 冊、101-200 冊、200 冊以上でそれぞれ 1 を取るダミー変数)、⑩パソコン所持ダミー、⑪学習机所持ダミー、⑫辞書所持ダミー、⑬母学歴ダミー、⑭父学歴ダミー(両親の最終学歴が中卒、高卒、専門・短大卒、大卒、大学院卒、わからないに対してそれぞれ 1 を取るダミー変数)である。

これらの項目は、全て学力や非認知能力に影響を及ぼすと考えられる。説明変数は、先行研究である Angrist and Lavy(1999)で使用された変数(①②)と TIMSS データを使用した Hojo and Oshio (2012)の変数を基本として、外生的要因に絞った変数③～⑭を設定した。

ここで、本研究の関心は$\beta_1$の値にあり、特にその符号に注目したい。すなわち、$\beta_1$が負の値をとれば、学級規模縮小の効果があるということが示される。しかし、すでに述べたように、$CSize$は誤差項$u$と相関している可能性が高い。それらの内生性を制御するため、本研究では、Angrist and Lavy(1999)が採用した回帰不連続デザインの手法を用いて推計を行う。

### 3.3.2. 回帰不連続デザインについて

日本においては、学級の上限の人数は 40 人という「標準」が決められており、2003 年の段階では多くの学校でこの上限に基づいて学級規模が決定されていた。この標準に従う形となる$s$校に属する学級$c$の推定学級規模$(Psize_{cs})$は、以下の式で求めることができる。

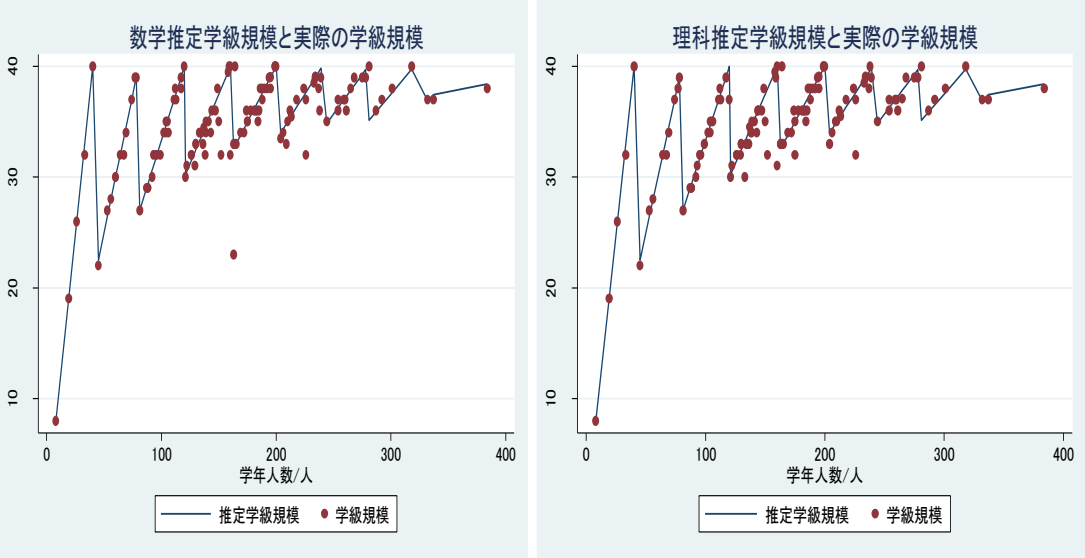
$$Psize_{cs} = \frac{E_S}{int\left[\frac{E_S-1}{40}\right]+1} \qquad (2)$$

$int$ (・)はある実数が与えられた時、その実数の小数点以下を切り下げた整数値をとる関数である。(2)式は学年人数が 40 の倍数を超える度に分子を増やし、推定学級数を 1 ずつ増やす。そして、学年人数をこの推定学級数で割ることにより、「標準」に従う学級規模の推定値$(Psize)$を求めることができる。

図 3.1 は、TIMSS2003 データにおける公立中 2 数学・理科の推定学級規模と実際の学級規模との関係を表している。この図から、直線で示される推定学級規模は 40 の倍数を超える時点で大きく減少することがわかる。そして、この不連続な変化を促す要因は学年人数の予測できない変化によるものであり、不連続点の近傍ではあたかも学級の無作為振り分けと同じ状況が生じていると考えられる。また、図で示されるように、実際の学級規模は推定学級規模と完全には一致せずトリートメント状態は確率的に決定される。以上の点から、この推定学級規模$(Psize)$を操作変数とした 2SLS 推計を行うことで、先に挙げた学級規模と結びつく種々の要因と誤差項との相関を排除し、学級規模の内生性を取り除くことができると考える。さらに、不連続点近傍部分に限定したサンプル[34]（以下、±5 サンプル）を用いた推計によって、より純粋な学級規模による効果を取りだすことが可能となる。

[34] 本稿の推計では、学年生徒数$E_s$が 40 の倍数の±5 となる部分[36-45][76-85][116-125][156-165][196-205] [236-245] [276-285][316-325]を不連続サンプルとして取り出している。

図 3.1 推定学級規模と実際の学級規模




$Psize$ は法律によって定められた値であり、学年の人数の変化によってのみ変動をおこし、誤差項とは相関しない。また、図 3.1 から実際の学級規模の多くが推定線上にのっていることが示され[35]、$Psize$が実際の学級規模と高い相関を持つことがわかる。以上の 2 点から、$Psize$は操作変数として妥当である。ただし推計に際しては、保護者が学級の 40 人上限規定を利用して、子どもを少人数学級に選択的に入れる行動がないことを仮定する[36]。

$Psize$ を操作変数とした学級規模の予測値を、以下の第 1 段階の推定式により求めることができる。

$$CSize_{cs} = \theta_0 + \theta_1 PSize_{cs} + \theta_2 E_s + \boldsymbol{X_{ics}}\pi + \varepsilon_{cs} \qquad (3)$$

(3)式より得た予測値　$\widehat{CSize_{cs}}$を(1)式に代入することによって、以下のような第 2 段階の推定式が得られる。

$$Y_{ics} = \delta_0 + \delta_1 \widehat{CSize_{cs}} + \delta_2 E_s + \boldsymbol{X_{ics}}\gamma + \omega_{ics} \qquad (4)$$

[35] 学年途中での転入があった時、公立校においても、学級規模は 40 人を超えることがある。今回の調査が 2 月に行われていることから、4 月当初の学級規模と若干の違いがでてくる場合も想定される。

[36] Urquiola and Verhoogen (2009)はこの仮定が満たされない状況をチリのデータより分析している。

ここで、$PSize$は学年生徒数 $E_s$によって決定されるため、推定式には$E_s$が非線形であることも考慮して学年生徒数の 2 乗項も加えて推計を行った[37]。

以上の回帰不連続デザインの手法に基づき、本章では、Angrist and Lavy(1999)と同様に全サンプル(以下、FULL サンプル)による OLS 推計と FULL サンプル、±5 サンプルによる 2SLS 推計を行い、学級規模の変化がテストスコアと非認知能力へどのような影響を与えるかということを検証する。

## 3.4. データについて

### 3.4.1. TIMSS 2003

本章では、日本国内の学級規模の効果を測定するために、第 2 章で用いた TIMSS2003 の個票データを使用する。本章で TIMSS2003 を使用する理由は、学級規模の分析を効果的に行うためである。先に述べたように 2003 年以降、各都道府県の判断で学級編成を弾力的に運用できるようになっている。このため各地で少人数学級の導入が進み、標準に依らない学級編成も多く現れている[38]。推定学級規模を操作変数としたモデルにおいては、推定学級規模と実際の学級規模の相関が高いことが望まれる。そのため、標準学級規模に従う最も新しいデータという点を考慮して、今回の推計は TIMSS2003 のデータを使用する。また、テストスコアについては各年のデータを接続することが可能であるが、非認知能力については年ごとにアンケート項目が異なっており、異なる年のデータを同時に推計することは難しい。以上の理由から、TIMSS2003 のみを利用した推計を行うこととした。

日本においては、TIMSS2003 は、小 4・中 2 の児童・生徒を対象とし 2003 年(平成 15 年)2 月に調査が実施された。調査対象となる児童・生徒の標本抽出は、国際的なガイドラインに従って、「学校基本調査」をもとにした層化二段階抽出法がとられている。第一段階では地域類型別、学校種別に層化して学校を無作為に抽出し、第二段階として各学校で 1 学級を無作為抽出するという方法である。理論上の母集団は、国

[37] 全ての推計においてサンプルの標本抽出の影響を考慮してウェイト(Total Student Weight)をかけている。標準誤差はクラス内の誤差項の相関を許した clustering robust な標準誤差を計算している。

[38] 2001 年より、特に必要とされる場合に限って特例的に標準を下回る学級編成が可能となっている。公立小中学校いずれかにおける少人数学級の導入状況は 2002 年度(TIMSS2003 実施時)には 22 県、2006 年度(TIMSS2007 実施時)には 46 県となっており、2010 年度には全 47 都道府県で導入されている。

内全ての小・中学校の生徒が対象であるが、特別支援学校及び学級に在籍する児童・生徒は標本抽出の段階で除外されている。その結果、母集団から除外された児童・生徒は約 2%である。最終的に調査を実施した学校は、小学校 150 校、第 4 学年児童 4,690 人と中学校 146 校(公立 139 校・国私立 7 校)第 2 学年生徒 5,121 人である。

調査の種類は、児童・生徒を対象とした算数(数学)、理科の「問題」と「児童(生徒)質問紙」、教員を対象とした「教師質問紙」、学校長を対象とした「学校質問紙」からなっている。「問題」は小・中学校ともに 12 種類から成り、算数(数学)と理科両方の問題が含まれている。小学校は 72 分・中学校は 90 分の調査時間で、各児童・生徒ごとに 1 種類が割り当てられるので、児童・生徒により出題される問題は異なる。その点数としては、素点以外に 12 種類の問題の難易度を調整した数種類のテストスコアが提示されている。本稿は，Hojo(2011)と同様に，国際平均 500 点・標準偏差 100 点に換算されたスコア（Plausible Value）を使用する[39]。また、生徒の学習参加への意識を測るために、「生徒質問紙」の回答から、次節で述べる因子分析を用いて、影響を及ぼす 4 因子を取り出して数値化している。さらに、教員から見た生徒の学習参加状況として、「教師質問紙」の回答 3 項目を標準化することで数値指標として取り出した。小学校の「児童質問紙」には、設定した変数の幾つかが含まれていない点と中学の国立私立校は入学時に選抜試験が課されているため、公立校と教育生産構造が異なる可能性がある点を考慮し、本研究では、Hojo(2011)と同様に公立中学 2 年生のみを分析の対象とした。

表 3.1 に全ての被説明変数とモデルで使用した主な説明変数の記述統計量を示す。列(1)(2)は、それぞれの教科に対応した変数の平均と標準偏差である。今回の推計では全体サンプルから、欠落変数のあるサンプルを全て除き推計を行った。そのため、サンプルはそれぞれ、数学（4031)、理科（4001）となっている。

[39] Plausible Value の詳細については、TIMSS2003 User Guide 及び Technical Report を参照されたい。本章では、全て(5 つ)の Plausible Value を用いて、Stata pv コマンド(第三者提供 ado ファイル)で推計を行っている。

表3.1　記述統計（TIMSS2003　FULLサンプル）

| | (1) | (2) |
|---|---|---|
| 変数名 | 数学 | 理科 |
| テストスコア | 565.55 | 548.90 |
| | (73.08) | (64.83) |
| 高意欲（HMOTIV） | −0.0018 | −0.0051 |
| | (0.854) | (0.870) |
| 自信（CONFI） | 0.0031 | 0.0027 |
| | (0.887) | (0.878) |
| 有用性（NEED） | −0.0051 | −0.0054 |
| | (0.828) | (0.893) |
| 帰属性（BELONG） | 0.0019 | 0.0013 |
| | (0.823) | (0.820) |
| 興味（NOTINT） | −0.0293 | −0.0415 |
| | (1.042) | (1.016) |
| 意欲（LOWMORALE） | −0.0430 | −0.0251 |
| | (1.020) | (1.022) |
| 混乱（DISRUPT） | 0.0058 | −0.0364 |
| | (1.020) | (1.025) |
| 学級規模 | 35.437 | 35.452 |
| | (3.778) | (3.643) |
| 推定学級規模 | 35.703 | 35.689 |
| | (3.583) | (3.566) |
| 学年規模 | 171.999 | 172.787 |
| | (70.388) | (70.910) |
| 女子ダミー | 0.500 | 0.499 |
| | (0.500) | (0.500) |
| 教員経験年 | 17.509 | 18.032 |
| | (8.614) | (9.027) |
| 女性教員 ダミー | 0.302 | 0.213 |
| | (0.459) | (0.410) |
| 観測数 | 4031 | 4001 |
| 学級数 | 131 | 129 |

数値は全て平均を示し、()内は標準偏差を表す。

### 3.4.2. 学習参加に影響を及ぼす非認知能力変数の推定

「生徒質問紙」から生徒の学習参加への意識を数値化するために、因子分析を行う。この分析により、質問紙の各項目から共通する非認知能力の因子を取り出すことが可能となる。更に、因子得点を計算することで、その因子に対して質問項目がどれくらいの強さで影響を与えているかを数値で示すことができ、単純に質問項目の合計から数値を推計する場合よりも、各個人の非認知能力をより明確な形で取り出すことができる。推計に使用した質問項目は表 3.2-1、3.2-2 に示すとおりである。これらの質問に対して、回答は①強くそう思う、②そう思う、③そう思わない、④全くそう思わないという 4 段階の数字を選択する形式となっている。これらの回答の数値を質問内容によっては反転し、数字が大きくなるほど正の効果を示すように調整している。今回の因子分析では、質問紙 16 項目を主因子法(スクリープロットにより因子数を決定・プロマックス回転)を用いて推計した。各項目のうち、因子負荷が 0.35 に満たなかっ

た 1 項目を除外し[40]、再度因子分析を行い、主因子法を用いて因子を抽出した。因子数はスクリープロットにより判断し、4 因子としてプロマックス回転をかけ、回転後の因子負荷量を表 3.2-1、3.2-2 に示している。数学を例に説明すると、第 1 因子は「楽しい」「もっと沢山勉強したい」に負荷量が高く、「高意欲」(HMOTIV)に関する因子とし、第 2 因子は「成績はいつも良い」「すぐにわかる」などに対して負荷量が高く、「自信」(CONFI)に関する因子とする。第 3 因子は「自分の望む職業に必要」「大学にいくために必要」などで負荷量が高く、「有用性」(NEED)に関する因子とし、第 4 因子は「学校が好きだ」「先生は生徒のことを心配してくれる」等の負荷量が高く、「帰属性」(BELONG)に関する因子とする。これらの因子負荷量から因子得点を推定し、その値をそれぞれの非認知能力を測る指標としている。各因子の寄与率は教科によって差があるが、因子の内容としては、差はないと判断し、各表における変数の名前は共通にした上で、寄与率の高い因子から順にまとめている。

この 4 つの指標は主に、生徒の学習や学校環境に対する意識を示すものであり、教育心理学における先行研究、Fredricks, Blumenfeld and Paris(2004)で取り上げられた School Engagement 指標の Emotional Engagement に相当すると考えられる。また、非認知能力に対する学級規模縮小の効果を示した Dee and West(2011)では、生徒側から測った非認知能力の指標として NOTUSE（有用性)、NOLKFD（高意欲)、AFASK（自信)、TRYH(努力)を取り出している。「努力」に関する指標を引き出すことはできなかったが、他の 3 つの指標に関しては、今回の因子分析により作成した指標と内容の点から一致する。また「帰属性」(BELONG)については、Emotional Engagement において重要な指標であることから、推計に加えることとした。以上より、これらの 4 つの指標、「高意欲」(HMOTIV)、「自信」(CONFI)、「有用性」(NEED)、「帰属性」(BELONG)が非認知能力をとらえる指標として妥当であると考える。

また、日本における先行研究では、学級規模縮小は教員指導の順調度に影響を及ぼすという結果が示されていることから、教員から見た生徒の意欲を測る指標も「教師質問紙」から作成している。質問項目は、対象学級の制約としてあげられた「興味・関心のない生徒」(NOTINT)、「混乱を起こす生徒」(DISRUPT)、「生徒の意欲のなさ」(LOWMORALE)の 3 項目を取り上げる。この回答は①該当しない、②全くない、③少しある、④かなりある、⑤非常にあるという 5 段階で示されるが、①②の回答は

[40] 因子負荷が因子と関連を持つ基準ははっきりとは定まっていないが、0.3 以上とされる場合が多い。

同じと判断し、まとめている。その後、数字が大きくなれば正の効果を示すように調整した上で、各回答を標準化して推定の値とした。すなわち「興味」(NOTINT)は数値が上がるほど興味や関心の高さも上がることを示し、「混乱」(DISRUPT)は数値が上がるほどクラスに混乱が少なくなり、「意欲」(LOWMORALE)は数値が上がるほど意欲が増すことを示すことになる。ただし、これらの 3 つの指標は教員の目からみた学級の効果というものであり、実際の生徒の内面を示したものではない。又、教師一人に対して、学級の生徒全員が同じ数値を割り当てられることとなり、推計の解釈は該当学級の平均的な効果として捉えられる[41]。以上の 2 点に対して注意が必要である。

[41] すなわち、教員指標を被説明変数とした場合、同じ教員が受け持つ生徒の数値は共通となる。今回の分析では、各生徒の特性を考慮して生徒それぞれのデータを用いて推計を行っている。同時に FULL サンプルについては、各学級の生徒情報の平均値を用いたモデルで推計を行ったが、学級規模に対する効果に違いはみられなかった。

表3.2-1 数学因子分析結果

| 変数名 | 因子1 | 因子2 | 因子3 | 因子4 |
|---|---|---|---|---|
| | 高意欲(HMOTIV) | 自信(CONFI) | 有用性(NEED) | 帰属性(BELONG) |
| 数学を勉強すると、日常生活に役立つ。 | **0.4793** | -0.0597 | 0.1422 | 0.0183 |
| 他教科を勉強するために数学が必要だ。# | 0.4406 | -0.1006 | 0.1899 | 0.0053 |
| 学校で数学をもっとたくさん勉強したい。 | **0.6026** | 0.1345 | 0.0051 | 0.0096 |
| 数学の勉強は楽しい。 | **0.569** | 0.3853 | -0.1081 | 0.0463 |
| 数学の成績はいつも良い。 | -0.02 | **0.7084** | 0.07 | 0.0351 |
| 私は、クラスの友達よりも数学を難しいと感じる。* | -0.0574 | **0.582** | -0.0639 | -0.046 |
| 数学は私の得意な教科ではない。* | 0.055 | **0.7451** | 0.0108 | -0.0404 |
| 数学でならうことはすぐにわかる。 | 0.0812 | **0.6115** | 0.0567 | 0.0359 |
| 自分が行きたい大学に入るために数学で良い成績をとる必要がある。 | -0.0287 | 0.0072 | **0.6026** | 0.0373 |
| 数学を使うことが含まれる職業につきたい。 | 0.1613 | 0.2127 | **0.4536** | -0.0414 |
| 将来、自分が望む職業につくために数学で良い成績をとる必要がある。 | -0.0624 | -0.0037 | **0.7267** | 0.0009 |
| 学校にいるのが好きだ。 | 0.026 | 0.082 | -0.0382 | **0.503** |
| 私の学校の生徒は一生懸命やろうとしている。 | -0.0429 | 0.0141 | -0.0071 | **0.6062** |
| 私の学校の先生は生徒のことを心配してくれている。 | 0.0325 | -0.0154 | 0.0157 | **0.6455** |
| 私の学校の先生は生徒が一生懸命やることを望んでいる。 | 0.0334 | -0.0535 | 0.0264 | **0.5644** |
| Variance(因子負荷量の2乗和) | 2.68265 | 2.55636 | 2.12282 | 1.84495 |
| Proportion(因子の寄与率) | 0.5129 | 0.4888 | 0.4059 | 0.3528 |

注)数値は回転後の因子負荷量。プロマックス法 *2項目は回答を反転して推計している。
数学は#の項目が、回転をかけると0.45を下回る結果となった。

表3.2-2 理科因子分析結果

| 変数名 | 因子1 | 因子2 | 因子3 | 因子4 |
|---|---|---|---|---|
| | 高意欲(HMOTIV) | 有用性(NEED) | 自信(CONFI) | 帰属性(BELONG) |
| 理科を勉強すると、日常生活に役立つ。 | **0.4985** | 0.1727 | -0.0077 | 0.0335 |
| 他教科を勉強するために理科が必要だ。# | 0.4327 | 0.2626 | -0.0967 | 0.0023 |
| 学校で理科をもっとたくさん勉強したい。 | **0.6568** | -0.0056 | 0.2442 | -0.02 |
| 理科の勉強は楽しい。 | **0.6319** | -0.1039 | 0.3609 | 0.0202 |
| 自分が行きたい大学に入るために理科で良い成績をとる必要がある。 | -0.0328 | **0.7431** | 0.0019 | 0.0208 |
| 理科を使うことが含まれる職業につきたい。 | 0.0771 | **0.6133** | 0.1317 | -0.0201 |
| 将来、自分が望む職業につくために理科で良い成績をとる必要がある。 | -0.0746 | **0.8645** | -0.0114 | -0.0049 |
| 理科の成績はいつも良い。 | 0.0392 | 0.0707 | **0.6623** | 0.0557 |
| 私は、クラスの友達よりも理科を難しいと感じる。* | -0.0959 | -0.0055 | **0.6075** | -0.047 |
| 理科は私の得意な教科ではない。* | 0.0795 | 0.0061 | **0.7194** | -0.0314 |
| 理科でならうことはすぐにわかる。 | 0.1726 | 0.0394 | **0.6112** | 0.0173 |
| 学校にいるのが好きだ。 | -0.0169 | -0.0243 | 0.0676 | **0.5191** |
| 私の学校の生徒は一生懸命やろうとしている。 | -0.0782 | 0.0016 | -0.0052 | **0.6108** |
| 私の学校の先生は生徒のことを心配してくれている。 | 0.0437 | 0.0122 | 0.0084 | **0.6414** |
| 私の学校の先生は生徒が一生懸命やることを望んでいる。 | 0.0559 | 0.0019 | -0.0478 | **0.566** |
| Variance(因子負荷量の2乗和) | 3.14793 | 2.91966 | 2.78837 | 1.72494 |
| Proportion(因子の寄与率) | 0.5147 | 0.4773 | 0.4559 | 0.282 |

注)数値は回転後の因子負荷量。プロマックス法 *2項目は回答を反転して推計している。
理科は#の項目が、回転をかけると0.45を下回る結果となった。

## 3.5. 分析結果

### 3.5.1. 学級規模が学力と非認知能力に与える効果

表 3.3-1、3.3-2 は、それぞれ数学・理科の学級規模が、学力及び学習参加行動に与える効果の推計結果である。表は全て、FULL サンプルの OLS 推定と FULL サンプルの 2SLS 推計、±5 サンプルの 2SLS 推計の結果を分けて示している。説明変数は、学級規模以外に今後の学級編成を考える上で関わりのある変数として、女子ダミー[42]、教員経験年、女性教員ダミーの 3 変数の結果を取り出してまとめている[43]。各表から読み取れる結果は以下のとおりである[44]。

#### 3.5.1.1. 認知能力（テストスコア）への効果

推計に先立って、学級規模がそもそも内生変数であるかについて確かめるために、各被説明変数に対して、Durbin-Wu-Hausman 検定を行った。「学級規模が外生変数である。」という帰無仮説を、数学・理科「NOTINT 」、数学「DISRUPT」、理科「HMOTIV」・「LOWMORALE」で棄却した[45]。以上より、操作変数による 2SLS 推計を用いることが妥当と考えられる。

テストスコアについては、数学・理科のどちらも数値の変化が見られ、±5 サンプルで数学は値が負に変化し、理科は値が縮小していることから、内生性が除去されていることがうかがえる。しかし、最終的に、テストスコアに対する有意性はなく、規模縮小が進んだ 2007 年時点のデータを用いた Hojo(2011)と同様に、学級規模の縮小が認知能力に与える影響は認められない。

---

42 一般に、学年が複数の学級から編成される場合、各学級の男女比は等しく調整される場合が多い。

43 その他の説明変数に対する推計結果の詳細は、筆者に問い合わせられたい。

44 小 4 についても、使用可能な項目を用いて、同様の推計を行ったが、学級規模効果に対して頑健な結果を得ることはできなかった。

45 検定結果は次に示すとおりである。
数学「NOTINT」12.15~$\chi^2$(1),p-value0.0005、「DISRUPT」103.32~$\chi^2$(1),p-value0.000、
理科「HMOTIV」4.46~$\chi^2$(1), p-value0.035、「NOTINT」8.46~$\chi^2$(1), p-value0.0036、
「LOWMORALE」3.71~$\chi^2$(1),p-value0.054。

### 3.5.1.2. 非認知能力への効果

生徒の非認知能力の指標に対しては、数学では、学級規模の係数が「自信」(CONFI)において全て有意に負の値を取り、学級規模縮小の効果が示唆される。それ以外の指標は、有意な値は得られていない。また、理科では、負の値を示すものも多いが、どれも有意性は示されない。すなわち、理科の非認知能力に対しては学級規模縮小の効果は見られない。さらに、教員側から見た指標においては、数学・理科ともに学級規模の係数が負の値を示すものも見られるが、どれも有意性はなく、先行研究で示されている教員指導のしやすさが学級規模縮小によって高まるという結果は、本研究においては得られなかった。

以上をまとめると、学級規模縮小の効果として、数学において生徒の「自信」(CONFI)が高まると言える。またこれは、教員側の指標からの効果が見られないことから、学級規模が直接生徒に影響した効果であると捉えることもできるだろう。その場合、競争する級友の数が減少したことにより、学力とは無関係に「自信」が高まったとも解釈できる。ただし、今回の推計は単年度での学級規模効果をみているに過ぎず、長期的に学級規模縮小から生じた「自信」がどのように生徒の学習能力を向上させるかは、現時点で推測することは難しい。また、もし教員の特性が生徒の学習に大きく影響を与えるのであれば、学級規模の差が教員の指導に影響を及ぼし、そのことによって生徒の教育効果に影響を与えたという場合もやはり考えられる。これらの経路を特定することも本研究の分析においては難しく、今後の研究課題としておきたい。

## 3.5.2. その他の変数が学力と非認知能力に与える効果

学級編成に関わると考えられる女子ダミー、教員経験年、女性教員ダミーも、生徒の学力や非認知能力に対して影響を与えるという結果が推計から示されている。女子ダミーは、数学・理科ともに多くの被説明変数に対して有意な値を示した。その値から、理科のテストスコア、数学・理科の「高意欲」(HMOTIV)、「自信」(CONFI)、「有用性」(NEED)は、女子が男子に比べて低く、反対に「帰属性」(BELONG)は高いと解釈できる。教員の経験年数に対しては、数学の±5 サンプルに対する「興味」(NOTINT)は有意に正の値を示すが、それ以外の有意な値は全て負を示した。しかし、

教員の採用は年代によってかなり状況が変化しているため[46]、経験年数の効果は教師の年代別効果の差を示すものとも捉えることができ、一概に経験年数の効果と解釈することはできない。一方、女性教員ダミーは、数学の±5 サンプルにおける「混乱」(DISRUPT)は有意に負であるが、理科の±5 サンプルの「高意欲」(HMOTIV)、「有用性」(NEED)、「興味」(NOTINT)、「意欲」(LOWMORALE)は有意に正の値を示している。そしてこれらの有意な値の係数が非常に大きいことから、理科においては、生徒の意欲を高めるという点で教育効果を上げる女性教員が特定規模のクラスに配置されている可能性がうかがえる。また、以上の結果より、教員の特性が生徒の学習に対して強く影響を及ぼすことが示唆される。

[46] 文部科学省のまとめによると 2000 年前後の中学校教員の採用倍率は、10 倍を超えており、同時期の有効求人倍率は 0.5 前後、1990 年前後は採用倍率が 5 倍程度で有効求人倍率は 1.3~1.4 である。

**表3.3-1 TIMSS2003 数学 推計結果**

| | 認知能力 | | | 非認知能力 生徒指標 | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 被説明変数 | テストスコア(plausible value) | | | CONFI | | | HMOTIV | | | NEED | | |
| 推計 | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | |
| サンプル | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 |
| 学級規模 | 0.7437 | 0.8198 | −0.6688 | −0.0099** | −0.0117** | −0.0186* | −0.00897 | −0.0131 | −0.015 | −0.0003 | 0.0010 | 0.0003 |
| | (0.642) | (0.843) | (0.984) | (0.005) | (0.006) | (0.009) | (0.007) | (0.008) | (0.014) | (0.004) | (0.005) | (0.009) |
| 女子ダミー | −3.3732 | −3.3732 | −4.1277 | −0.354*** | −0.354*** | −0.347*** | −0.143*** | −0.143*** | −0.162** | −0.205*** | −0.205*** | −0.209*** |
| | (2.262) | (2.262) | (3.320) | (0.029) | (0.029) | (0.060) | (0.034) | (0.034) | (0.067) | (0.027) | (0.027) | (0.055) |
| 教員経験年 | −0.1161 | −0.1205 | 0.1893 | −0.0004 | −0.0003 | −0.0008 | 0.0002 | 0.0005 | 0.0042 | 0.0008 | 0.0007 | −0.0009 |
| | (0.214) | (0.214) | (0.369) | (0.002) | (0.002) | (0.003) | (0.002) | (0.002) | (0.006) | (0.002) | (0.002) | (0.004) |
| 女性教員ダミー | −1.1193 | −1.1344 | 13.6906 | 0.0325 | 0.0329 | 0.105 | 0.0443 | 0.0451 | 0.125 | 0.0407 | 0.0404 | 0.0995 |
| | (3.735) | (3.731) | (8.078) | (0.040) | (0.040) | (0.102) | (0.046) | (0.046) | (0.103) | (0.035) | (0.035) | (0.072) |
| $R^2$ | 0.141 | 0.141 | 0.207 | 0.086 | 0.086 | 0.158 | 0.05 | 0.05 | 0.098 | 0.067 | 0.067 | 0.106 |
| N | 4,031 | 4,031 | 1,037 | 4,031 | 4,031 | 1,037 | 4,031 | 4,031 | 1,037 | 4,031 | 4,031 | 1,037 |

| | 非認知能力 生徒指標 | | | 非認知能力 教員指標 | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 被説明変数 | BELONG | | | NOTINT | | | LOWMORALE | | | DISRUPT | | |
| 推計 | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | |
| サンプル | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 |
| 学級規模 | −0.0117 | −0.0102 | 0.00472 | −0.0102 | −0.0001 | −0.0487 | 0.0080 | 0.0113 | −0.0310 | −0.0247 | 0.0042 | 0.0447 |
| | (0.008) | (0.010) | (0.012) | (0.022) | (0.026) | (0.044) | (0.021) | (0.025) | (0.041) | (0.022) | (0.025) | (0.057) |
| 女子ダミー | 0.0729** | 0.0729** | 0.0268 | −0.0021 | −0.0021 | 0.0019 | 0.0094 | 0.0094 | 0.0469 | 0.0006 | 0.0005 | 0.0032 |
| | (0.032) | (0.032) | (0.056) | (0.018) | (0.018) | (0.028) | (0.016) | (0.016) | (0.031) | (0.019) | (0.020) | (0.047) |
| 教員経験年 | 0.0016 | 0.0015 | −0.0027 | −0.0123 | −0.0129 | 0.0652** | −0.0221** | −0.0223** | 0.0239 | −0.0058 | −0.0075 | −0.0205 |
| | (0.003) | (0.003) | (0.005) | (0.012) | (0.012) | (0.025) | (0.010) | (0.010) | (0.020) | (0.011) | (0.011) | (0.033) |
| 女性教員ダミー | 0.0482 | 0.0479 | −0.0597 | 0.1120 | 0.1100 | −0.183 | 0.0190 | 0.0183 | −0.225 | 0.0610 | 0.0553 | −1.117** |
| | (0.050) | (0.050) | (0.094) | (0.171) | (0.171) | (0.388) | (0.183) | (0.183) | (0.374) | (0.214) | (0.215) | (0.545) |
| $R^2$ | 0.032 | 0.032 | 0.073 | 0.138 | 0.137 | 0.576 | 0.16 | 0.16 | 0.481 | 0.126 | 0.118 | 0.343 |
| N | 4,031 | 4,031 | 1,037 | 4,031 | 4,031 | 1,037 | 4,031 | 4,031 | 1,037 | 4,031 | 4,031 | 1,037 |

有意水準 ＊10% ＊＊5% ＊＊＊1% ()内は、同一クラス内での誤差項間の相関を許した頑健な標準誤差を示す
その他説明変数 ①学年規模②学年規模2乗③経済困難家庭率ダミー④学校規模⑤生まれ月ダミー⑥所在地人口ダミー⑦蔵書数ダミー⑧パソコン所持ダミー
⑨学習机所持ダミー ⑩辞書所持ダミー⑪父学歴ダミー⑫母学歴ダミー

**表3.3-2 TIMSS2003 理科 推計結果**

| | 認知能力 | | | 非認知能力 生徒指標 | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 被説明変数 | テストスコア(plausible value) | | | CONFI | | | HMOTIV | | | NEED | | |
| 推計 | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | |
| サンプル | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 |
| 学級規模 | 0.2975 | 0.3601 | 0.1233 | −0.0051 | −0.0054 | 0.0033 | −0.0034 | −0.0087 | 0.0059 | 0.0032 | 0.0010 | 0.0120 |
| | (0.560) | (0.650) | (1.222) | (0.012) | (0.013) | (0.013) | (0.009) | (0.010) | (0.010) | (0.006) | (0.007) | (0.008) |
| 女子ダミー | −9.713*** | −9.712*** | −8.805** | −0.368*** | −0.368*** | −0.389*** | −0.208*** | −0.208*** | −0.215*** | −0.233*** | −0.233*** | −0.213*** |
| | (2.182) | (2.182) | (3.677) | (0.028) | (0.028) | (0.058) | (0.031) | (0.031) | (0.070) | (0.031) | (0.031) | (0.059) |
| 教員経験年 | −0.0468 | −0.0468 | −0.7836* | −0.0055** | −0.0055** | −0.0111* | −0.0049** | −0.0049** | −0.0111** | −0.0052** | −0.0052** | −0.0083** |
| | (0.215) | (0.216) | (0.398) | (0.003) | (0.003) | (0.006) | (0.002) | (0.002) | (0.004) | (0.002) | (0.002) | (0.003) |
| 女性教員ダミー | 2.6196 | 2.6335 | 7.7563 | 0.0392 | 0.0391 | 0.148 | 0.0411 | 0.040 | 0.211*** | 0.0309 | 0.0304 | 0.123* |
| | (3.876) | (3.870) | (8.478) | (0.054) | (0.054) | (0.104) | (0.060) | (0.061) | (0.071) | (0.044) | (0.044) | (0.064) |
| $R^2$ | 0.135 | 0.135 | 0.189 | 0.086 | 0.086 | 0.128 | 0.053 | 0.053 | 0.093 | 0.061 | 0.061 | 0.083 |
| N | 4,001 | 4,001 | 1,014 | 4,001 | 4,001 | 1,014 | 4,001 | 4,001 | 1,014 | 4,001 | 4,001 | 1,014 |

| | 非認知能力 生徒指標 | | | 非認知能力 教員指標 | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 被説明変数 | BELONG | | | NOTINT | | | LOWMORALE | | | DISRUPT | | |
| 推計 | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | | OLS | 2SLS | |
| サンプル | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 | FULL | FULL | ±5 |
| 学級規模 | −0.0060 | −0.0080 | 0.0026 | −0.0010 | −0.0091 | 0.0332 | −0.0119 | −0.0172 | 0.0704 | −0.0092 | −0.0068 | 0.0026 |
| | (0.009) | (0.010) | (0.012) | (0.020) | (0.023) | (0.039) | (0.021) | (0.026) | (0.064) | (0.022) | (0.025) | (0.064) |
| 女子ダミー | 0.0889*** | 0.0888*** | 0.0507 | −0.0063 | −0.0065 | −0.0024 | 0.0155 | 0.0154 | −0.0008 | −0.0001 | −0.0001 | 0.0845* |
| | (0.031) | (0.031) | (0.054) | (0.021) | (0.021) | (0.023) | (0.018) | (0.018) | (0.028) | (0.021) | (0.021) | (0.042) |
| 教員経験年 | −0.0018 | −0.0018 | 0.0039 | 0.0007 | 0.0007 | −0.0304 | −0.0036 | −0.0036 | −0.0385 | −0.0234** | −0.0234** | −0.0278 |
| | (0.003) | (0.003) | (0.004) | (0.011) | (0.011) | (0.018) | (0.011) | (0.011) | (0.024) | (0.011) | (0.011) | (0.027) |
| 女性教員ダミー | −0.0565 | −0.0570 | 0.0017 | −0.0152 | −0.017 | 0.689** | −0.0174 | −0.0186 | 0.865** | −0.0449 | −0.0443 | 0.0696 |
| | (0.062) | (0.062) | (0.084) | (0.216) | (0.217) | (0.336) | (0.176) | (0.176) | (0.375) | (0.247) | (0.247) | (0.423) |
| $R^2$ | 0.031 | 0.031 | 0.069 | 0.131 | 0.131 | 0.442 | 0.162 | 0.162 | 0.461 | 0.119 | 0.119 | 0.203 |
| N | 4,001 | 4,001 | 1,014 | 4,001 | 4,001 | 1,014 | 4,001 | 4,001 | 1,014 | 4,001 | 4,001 | 1,014 |

有意水準 ＊10% ＊＊5% ＊＊＊1% ()内は、同一クラス内での誤差項間の相関を許した頑健な標準誤差を示す
その他説明変数 ①学年規模②学年規模2乗③経済困難家庭率ダミー④学校規模⑤生まれ月ダミー⑥所在地人口ダミー⑦蔵書数ダミー⑧パソコン所持ダミー
⑨学習机所持ダミー ⑩辞書所持ダミー⑪父学歴ダミー⑫母学歴ダミー

## 3.6. まとめ

本章では、TIMSS 2003 のデータを使用し、日本における学級規模が公立中学 2 年生の学力及び学習参加に与える影響を考察した。その結果、以下の 2 点が明らかになった。

第一に、学力(認知能力)に対する学級規模縮小の効果は、多くの国内先行研究と同様に示されなかった。第二に、学習参加を促す非認知能力に対しては、数学の「自信」が学級規模の縮小により高まるという結果が示された。

非認知能力に対する学級規模縮小の効果は、数学の「自信」に対して限定的であるが認められる。しかし、今回示された結果は、学級規模縮小に対する一部の効果にすぎず、教育施策を考える時には、学級規模縮小の費用に見合うだけの効果が求められる。その点からも、適切な学級規模を考察する上で、規模に応じた効果的な指導法や学習形態についてさらに議論を重ねることが望まれる。また、男女間の差も今回の推計結果で顕著に現れていることから、学級内の男女比についての考察もこれから必要とされるだろう。そして、今後の課題として、さらなるデータの蓄積と多面的な分析を通じて、どのような学級規模において教育の効果が最も発揮されるのかということを明らかにしていく必要があると考える。

# 第 4 章　教員の質が子どもの学習に与える影響

## - 都道府県パネルデータによる実証分析 -

## 4.1. はじめに

本章では、日本国内における教員の質が子どもの学習に与える効果を、認知、非認知能力両面において定量的に捉えることを目的とする。

近年、社会構造の急激な変化に伴って、教育に対する期待が多様化し、教員に対してもより高度な指導力が求められている。平成 23 年度より実施されている新学習指導要領においては、「ゆとりから学力向上へ」と教育改革の明確な転換が示され、教育現場においても、競争原理に基づいた効率性の概念が様々な教育改革を通して導入されつつある。このような教育環境の変化に対応しながら、学習指導・生活指導の両面を担う教員の役割は大きく、学校教育の質を考える上で教員の質の高さを維持することは、今後ますます重要である。特に、この先 10 年間で教員の大量退職が見込まれることから、採用倍率の低下による教員の質の低下が危惧され[47]、質の高い教員の確保と教員の資質向上は国の教育政策の喫緊の課題となっている[48]。しかし一方で、厳しい財政事情を受けて教員給与の見直しが図られ、教員給与優遇措置[49]の縮減が 2007 年から実施されている。

現在、公教育費に占める人件費の割合は 70~80%と高く、限られた財源から教育政策を考えるためには、子どもの学習に対する教員の影響を定量的に捉えることが必要である。日本において教員は、近年に至るまで、安定した雇用条件と相対的な賃金の高さから、質の高い人材を集めてきたと考えられ、日本の公教育の質の高さは教員の質の高さに負うところが大きいと評価されてきた(OECD(2012))。そして、第二次大戦後の日本の公教育は、国のどこにおいても等しく質の高い教育を提供することを目指し、学習指導要領の基準に沿った全国一律の教育システムを構築することで教育の

---

47 東京都は 2010 年度小学校教員採用試験において、教員の質の確保の観点から追加の採用試験を 30 年ぶりに行っている。(朝日新聞 2009 年 10/22 夕刊)

48 「教職生活の全体を通じた教員の資質能力の総合的な向上方策について」（平成 24 年 8 月 28 日 中央教育審議会答申）を参照されたい。

49 1974 年から義務教育教職員の人材確保の観点から給与の優位性を定めた「学校教育の水準の維持向上のための義務教育諸学校の教育職員の人材確保に関する特別措置」（以下人材確保法）が施行されている。人材確保法に対する経済理論の枠組みについては渡辺(1982)に述べられている。

平等性を保ってきた。しかし 2000 年代に入って、家庭の格差を反映した教育格差の広がりが、学力低下に対する議論と並行して指摘されるようになり(苅谷(2004))、公教育が子どもの学習に与える影響力の低下も実証的に示されている(北條(2011))。今日、その現状を踏まえた上で、公教育における教員の質と子どもの学習の関係を定量的に評価する必要が生じてきている。

ここで、教員の効果を捉えるためには、他の条件を一定にした上での効果を取り出す必要があり、その学習成果も、学力のみならず子どもの学習と関わる多面的な評価が求められる。計量経済学に基づく教育の生産関数を用いた分析では、これらの条件を満たした定量的な教育効果の推計を可能とする。一般的に、良い（質の高い）教員は、授業の工夫や適切な学習指導を通して子どもの学力を伸ばすと考えられる。しかし、先に述べたように教育の均質化を目指す学習指導要領に沿った指導は、それほど教員間の差を生み出さず、むしろ Machin and McNally (2008)で示されるように、指導方法そのものが子供の学力に対して影響しているのかもしれない。又、学力の決定要因として家庭環境の影響が大きいのであれば、子どもの学力に教員の質が関係していないことも考えられる。その一方で、子どもの学力に対する教員の影響が小さいとしても､学習の場である学級運営においては教員の質が重要である場合が想定できる。学級は、子どもの学習及び日常生活に対して重要な意味を持ち、学力（認知能力）だけでなく社会性や協調性といった非認知能力にも強く影響すると考えられるからである。Heckman, Stixrud and Urzua (2006) は、非認知能力が認知能力と同様に将来の生産性と関わることを実証的に示している。そして 10 歳程度で固まる認知能力に対し、これらの非認知能力は教育を通じた介入によって青年期まで発達する可能性が示唆されている(Heckman(2000), Cunha and Heckman(2007))。さらに Dee and West (2011) は、学校教育の質の改善(学級規模縮小)による非認知能力の向上が将来の労働生産性の上昇とつながることも確認している。これらの一連の研究から、教員の質の効果を考えるに当たっては、学力（テストスコア）と共に、非認知能力に対しても子どもの学習成果を測る必要があると考えられる。

米国を始めとした諸外国では、計量経済学の手法を用いた教育効果の推計が積極的に行われ、教員の質に関する研究も蓄積されている(Hanushek (2006))。しかし、教員の質と子どもの学習の関係を定量的に分析した研究は、筆者の知る限り国内においては未だなされていない。その大きな原因として、教育データの不足を挙げることが

できる。特に、教員に関するデータの利用が制限されているため、日本国内の教員の質を定量的にデータから捉えることは難しい。この課題に対し、本章は利用可能なデータを用いて教員の質指標を設定し、日本国内の子どもの学習に対する教員の質の効果を定量的に推計する点で、先行研究に新たな知見を加えると考える。

分析においては、教員の質指標を相対賃金と教員採用試験の倍率から作成した。教育成果を表す変数は、「全国学力・学習状況調査」公立小学校 6 年生国語・算数の標準化テストスコアと公立小学校長期欠席者率を用いた。標準化スコアは、教員の質が学力(認知能力)に与える効果を捉え、長期欠席者率は、子どもの学習参加と学校生活への適応状況を代理する変数として非認知能力に対する効果を捉える。テストスコアについては、2007-2009 年の 3 ヶ年[50]、長期欠席者率は 2006-2009 年の 4 ヶ年で都道府県パネルデータを作成して推計を行った。本来、教員の質の効果を捉えるためには、個票データを利用した推計が望ましいが、データの制約上、本章の分析は県別の集計データによる分析に限られている。そのため、推計された教員の質の効果が、バイアスを生じている可能性も否定できない。この点から、得られた結果の解釈には、集計データであることをふまえた上での注意が必要である。

本章の構成は次のとおりである。次節で、先行研究を 3 種類の教員の質指標に分けて概観する。第 3 節では、教員の質指標の作成を中心にデータの内容を説明し、分析モデルを提示する。そして、第 4 節で推計結果を示し、第 5 節でまとめと今後の課題について述べる。

## 4.2. 教員の質に関する先行研究

教員効果の分析においては、観察できない教員の質をどのような変数で捉えるかということをまず考える必要がある。米国を中心として、先行研究において使用されている教員の質の指標は、①教員給与、②教員特性、③生徒の学力変化、という 3 種類に分けることができる。本節では、この 3 種類の指標に対する教員の質と子どもの学習の関係をまず整理し、次に教員の質の経済的な効果に対する知見をまとめる。

まず、教員給与を用いた質の指標は、Roy (1951) の職業選択理論に基づき、教職への職業選択が他職の労働市場との比較で決定され、かつ教職で求められる人的資本の

[50] 2013 年「全国学力・学習状況調査」も悉皆調査であるが、東日本大震災の影響が多くの都道府県で生じていると考えられるため今回の推計では用いていない。

質が他職と共通である場合に妥当な指標と考えられる。Dolton et al. (2011) は、教員給与そのものを質の代理指標とし、OECD Education at a Glanceと国際学力調査（PISA・TIMSS）のデータによって国別のパネル推計を行っている。分析の結果、教員給与とテストスコアは高い有意性で正の関係があることが示されている。また、Bacolod(2007)、Lakdawalla(2006) は、教員と他職の給与比較に基づく相対賃金を質の指標として、技術革新による労働者の賃金上昇や女性の就業機会の上昇が、米国の教員の質の低下を招いたことを明らかにした。近年は、成果に応じた教員給与(performance pay)に対する分析も進んでいる。Rockoff(2004)、Lavy(2009)、Woessmann (2011)は、これらの給与体系の導入が教員の質を高め、子どもの成績を上昇させることを確認している。しかし、Fryer(2013)は、教員への財政的なインセンティブは、子どもの学力や行動に全く影響を与えていないという逆の結果を呈示している。

次に、教員特性を質の指標とする分析においては、テストスコアや出身大学の難易度といった教員個人の学力に基づく指標が主に使用されている。Podgursky, Monroe and Watson(2004)は、American College Test[51]のスコアを質の指標とし、教職と他職の労働者の比較や教職からの離職者の特徴を考察している。また、Angrist and Guryan(2008)は、教員の学歴と出身大学の難易度を質の指標として、米国の教員採用テスト導入の効果を分析した。更に、Rockoff et al. (2011) は、各教員の特性を認知、非認知能力でまとめた指標を作成し、これらの指標で示される教員の質が生徒のテストスコアの上昇に与える効果が大きいことを発見している。国内の研究においては、佐野(2008)が教員養成系学部の大学入試の偏差値を質の指標とし、国内の男女間賃金格差の縮小により教員の質が低下した可能性について言及している。

そして、生徒の学力変化に基づく指標では、生徒のテストスコアの変化を用いた各教員の固定効果を質の指標とする。この指標を用いた推計は、value-added approachと呼ばれ、近年、このアウトカムベースの指標を用いて、教員の効率性を測る分析が盛んに行われている(Rockoff (2004)、Rivkin, Hanushek, and Kain (2005)、Cingos and Peterson (2011)、Chetty, Friedman, and Rockoff (2014a,2014b))。また、このvalue-added に基づいた教員評価の導入が米国を中心に進みつつあるが、

51 米国の大学進学希望者を対象にした基礎学力テストで、英語、数学、読解力、科学的推論の４科目で構成される。

value-added で推計された指標が教員の質として適切であるかという点については、未だ議論が交わされている(Baker et al.(2010), Rothstein(2010))。

最後に、教員の質の経済的な効果を分析した研究を2つ取り上げる。Hanushek (2011) は、教員の質と生徒の教育達成に対する先行研究の分析結果をまとめ、20人以上の規模の学級で教員の効率性を1sd上昇させると、生徒の将来の収益は現在価値で＄400,000以上増加することを示している。また、Chetty, Friedman, and Rockoff (2014a,2014b)は、教員の効率性を4年生もしくは8年生で1sd改善すると生徒の28歳時点での賃金が約1.3%上昇することを明らかにし、優秀な教員がもたらす効果が大きいことと、教員の質の指標としてvalue-added による評価が妥当であることを述べている。

以上の結果をまとめると、海外の先行研究では、どの指標においてもおおむね教員の質の向上が子供の学力を上昇させ、その経済的な効果も将来的には非常に大きいことが明らかにされている。

## 4.3. データ

### 4.3.1. 教員の質指標の作成

先行研究で使用される教員の質指標の中で、現在日本で公開されているデータから作成可能なものは給与に基づく指標である。しかし、日本の教員給与は、各都道府県において校長、教頭、教諭、助教諭等の４級制の給料表で定められるため、教員の大多数を占める教諭は一つの級で処遇され、号俸の昇給による変化のみが示される。その点から考えると､教員給与が教員の質を適切に反映しているとは言い難い｡しかし、日本国内における教職選択の意思決定が、Royモデルで示されるように他職との比較に基づいて決まるのであれば、Bacolod (2007), Lakdawalla (2006)が用いた相対賃金による指標は適切である。そこで、日本における教職希望者が他職の労働市場に反応しているかどうかを教員採用試験の倍率から確かめることにする。

図4.1は、1980年以降の小学校教員採用試験の受験者と採用者、採用倍率の推移を示している。この図から好況時の1980-1990年の10年間は、採用者の変動に対して受験者の減少が大きいことがわかる。その後、バブル経済の崩壊によって不況に転じた1992年を境にして受験者は再び上昇している。一方、採用者は2000年代初めまで抑制

されたため、採用倍率は1990年代後半から2000年前半にかけて全国平均で常に5倍以上の水準に達している。教員採用においては、生徒数と在職職員数から採用人数が決定されるため、需要面からみると他職の労働市場の影響は受けていないと考えられる[52]。しかし、供給面から考えると、受験者はRoyモデルで示されるように、労働条件の比較に基づいて教職を選んでいる可能性がある。図4.2は、先ほどの教員採用試験倍率と有効求人倍率の関係を表している。それぞれプロットされた曲線は、ほぼ逆の動きを呈し、この図から他職への入職が厳しい状況である時に教員の採用倍率が上昇していることが示されている。

図4.1

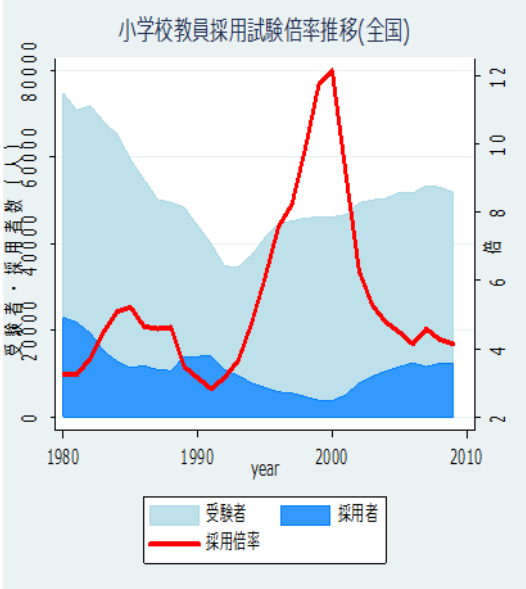
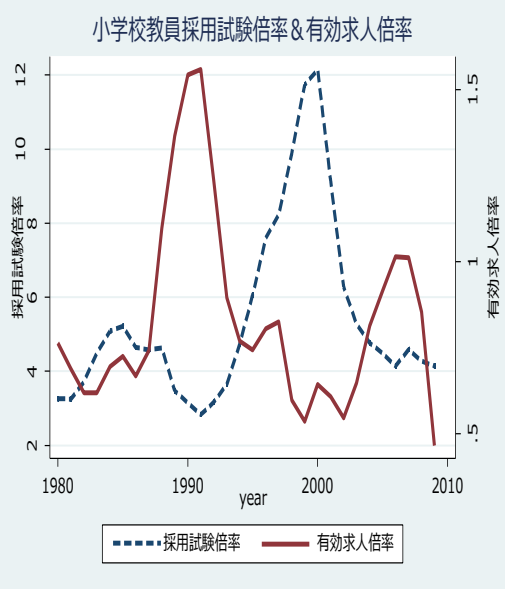



図4.2




市川・菊池・矢野(1982)は、不況になると教育学部以外の学部から教職に就く者が増加することを発見し、猪木・勇上(2001)においても、国家公務員の競争率が官民の給与較差に反応することが示されている。更に、佐野(2008)は、男女雇用機会均等法の施行による男女間賃金格差の縮小が、教員養成系学部の選択に影響を及ぼしていることを明らかにしている。これらの結果から、日本においても他職の労働市場の状況が教職の選択に影響を及ぼしていると考えられる。

52 教職から他職へ労働条件の改善を求めて離職する者の変動が採用人数に影響を与える場合も想定できるが、学校教員統計調査によると 1998 年以降の小中学校教員離職者のうち転職を理由とする割合は 10%程度である。

以上より、相対賃金を教員の質の指標と設定することは妥当であると考えた。相対賃金による指標は、各教員の入職時点の給与較差が教職選択の要因[53]と考え、その差が大きいほど当該地域の求職者の中で質の高い人材を集めるという考えに基づく。ここから、この指標は、一般的に労働市場で求められる人的資本の質を反映していると捉えられる。更に、図4.1、4.2に示されるとおり教員採用試験の倍率の高さも教職の相対的な優位性の上昇を意味して、教職選択における人的資本の質を反映すると考えられるため、教員採用試験の倍率も教員の質指標に加えることとした。教員採用試験倍率指標は、受験者に優秀な人材が増加することで採用ラインが上昇し、教員の質も上昇するという考えに基づく。ただし、採用試験においては、教員免許の取得という採用基準が設定されているが、その倍率の高さに応じて人的資本の質が上昇するとは限らない点には注意が必要である。また、どちらの指標においても教員経験年の効果は、初期時点の人的資本の質に依存して一律に決定されると仮定している。

#### 4.3.1.1. 相対賃金による指標の作成

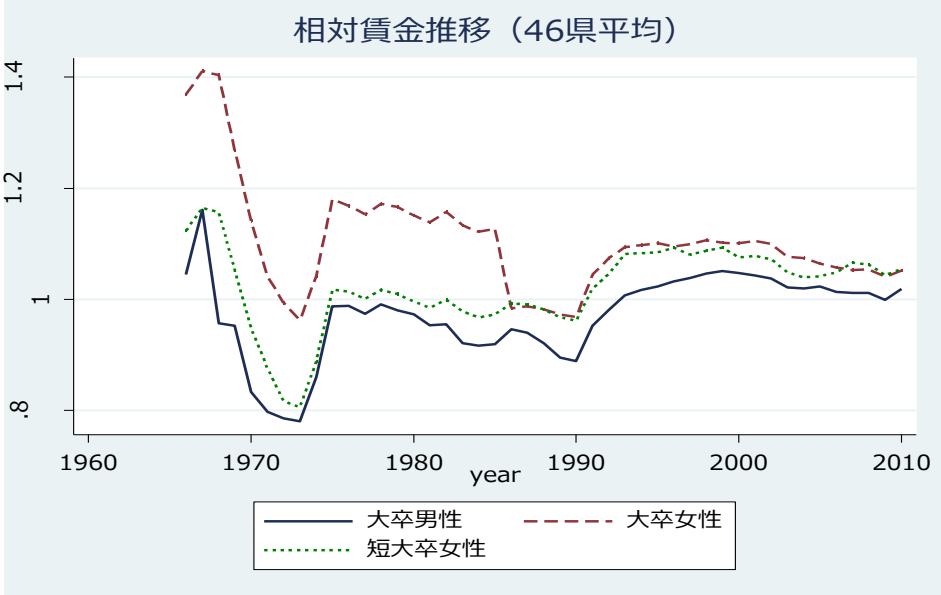
相対賃金の指標を作成する際には、①入職時に直面している労働市場、②各都道府県で直面している労働市場、③性別によって直面している労働市場の3点が各個人で異なると考えられ、教員および他職の労働者の都道府県別、男女別、学歴別、経験年別の給与データが必要である。利用可能なデータの中では、初任給の変動が職業選択時の労働市場の状況を最もよく反映していると考え、本章の相対賃金は各初任給データから算出している。教員データは、1966-2009年[54]「地方公務員給与実態調査」小中学校教職員の都道府県別学歴別初任給データを利用している。教職以外の労働者のデータは、「賃金構造基本統計調査」1976-2009年の産業計学歴別初任給データを用いて、データが欠損している1966-1975年全学歴初任給と1986-1997年(男女雇用機会均

[53] 日本においては、教職に就くためには教員免許を取得する必要があり、大学選択時に教職選択の意思決定が一度なされている。そのため、本章の教員の質は教員免許を取得した上での入職時の選択状況から捉えられた指標と言える。教職への入職は、企業の新卒一括採用と異なり新卒者の割合は高いとは言えない。2000 年代の小学校教員採用者のうち新卒者の割合は、25-55%で推移している。そのため、教員免許を取得した者が、就職時にもう一度職業選択を考えるというモデルは妥当であると考える。一方、各個人の大学入学時の情報はデータから得られないため、採用者の大学進学時点の労働市場の状況を把握することは難しい。即ち、大学進学時点での意思決定モデルを推計するためには、個人の詳細な情報を含む個票データを使用する必要がある。

[54] 学習成果を捉える 2007 年時点で 40 年の経験年数を最大と考え、その教員の採用時の労働市場を 1966 年と設定している。

等法以後)の大卒女性初任給[55]に関しては、年齢階級別データの19才以下と20-24才の所定内給与の平均で代理している。沖縄県は、1972年以前のデータが欠落しているため、今回の分析では除外し、46県のパネルデータで推計を行った。上記のデータから作成した大卒男性、大卒女性、短大卒女性の46県平均初任給相対賃金の推移は図4.3に示すとおりである。

図4.3

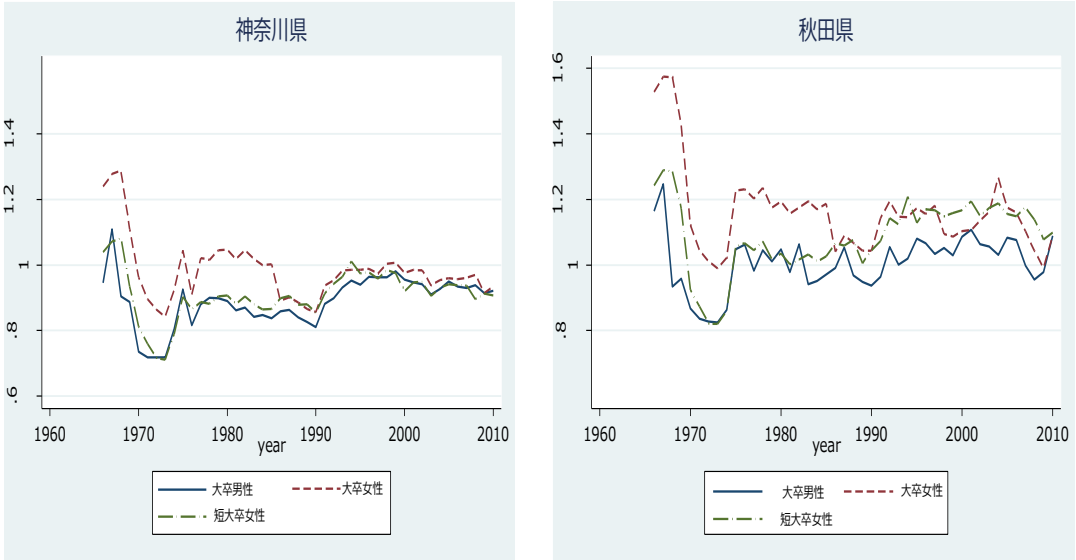



図から、入職年によって教職の相対賃金が異なり、男女や学歴による違いも少なからず生じていることが示されている。特に、1974年の人材確保法、1984年の男女雇用機会均等法、1992年以後のバブル崩壊による長期不況の影響は、3本の相対賃金の変化によって明らかである。都道府県別に描いたグラフでもこの3時点の変化は全ての地域において観察されるが、その影響の大きさは大都市圏と地方とで差が生じている。図4.4は、大都市圏と地方の比較として神奈川県と秋田県の相対賃金の変化を示している。先ほどの3点の変化はどちらの県においても示されるが、神奈川県では1990年以降の学歴、性別による相対賃金差が縮小しているのに対し、秋田県では女性の職業として依然として教員の優位性が示されている。また、大卒男性の相対賃金は、神奈川県では1970年以降は一貫して1.0を下回っているが、秋田県では人材確保法施行以後

[55] 1986 年以前の大卒女性については短大卒女性の初任給と比較して相対賃金を計算している。

は大卒男性でも1.0以上の年が多く観察される。ここから大都市圏に比較して地方における教職の優位性が高いことが示唆されている。

図4.4



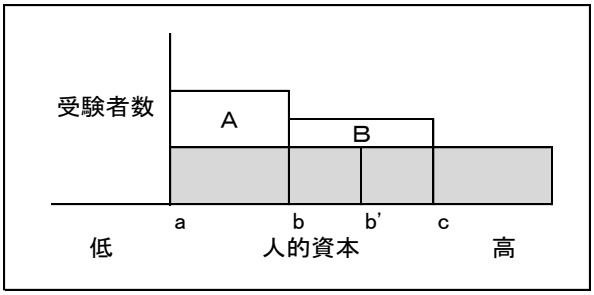

以上のデータを用いて、2006-2009年、4ヶ年の各都道府県別の教員の質を計算する。各都道府県の教員の質指標は、当該年の在職教員の経験年(5年ごと)、学歴、性別に分けたコホートデータを作成し、入職時に直面した各コホート別初任給平均相対賃金をそれぞれのコホート人数で重み付けて合計した値を用いている。推計時には、求めた相対賃金指標の値を100倍し、パーセント換算で指標化している。教員コホートデータの作成には、「地方公務員給与実態調査」を用いているが、このデータは県費負担小中学校教職員の経験年別人数のみが利用可能な値であることから、いくつかの仮定をおいてコホートデータを作成している[56]。

56　データが大学卒短大卒に分けられていることを利用し、各経験年においては小中学校教員の大卒（短大卒）比率は一定と仮定し、「学校教員統計調査」からその比率を求めることで、経験年ごとの小中学校の各教員人数を計算した。更に、男女別の人数についても、各経験年において男女比は一定で短大卒は全て女性と仮定し、「学校基本調査」の各都道府県男女教員比から各経験年別男女人数を計算した。また、県費負担教職員(各県によって若干の差はあるが全教職員の約 9 割を占める)が当該地域教職員と同じコホート割合を持つという仮定もおいている。

### 4.3.1.2. 教員採用試験倍率による指標の作成

教員採用試験倍率の指標を作成するにあたり、倍率の上昇が質の上昇を示すかどうかについて整理する。図4.5は、人的資本の質で測った教員採用試験受験者の分布を示している。

図4.5

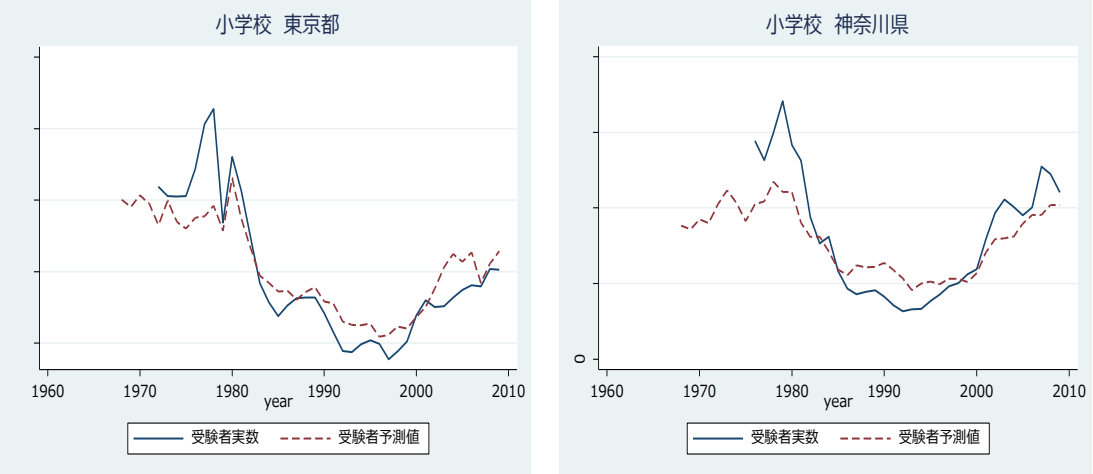



今、他職の労働市場と無関係に教員を志望する人が、灰色部分のように一様に分布していると仮定する。教員免許取得ラインをaとし、採用ラインをb(>a)とする。受験者に変化がなく採用者の縮小により倍率が上昇した場合、採用ラインはc(>b)となり、採用者の質は上昇しその上昇幅は倍率と比例する。次に採用人数は変わらないが、他職から教職希望へ選択を変化させた層の出現で受験者が増加し、採用倍率が上昇する場合を考える。b未満のライン上に位置するA部分の受験者が増加した場合は、どれだけ倍率が上昇しても採用ラインはbから変化することはない。ただし、b未満の受験者のみが増加すると想定することは、職業の相対的な魅力の上昇がより優秀な人材を集めるとするRoyモデルに矛盾する。一方、bラインを上回るB部分における受験者が増加すると、採用ラインはbからb'に変化し採用者の質は上昇する。しかし、この上昇幅はb以上の受験者がどれだけ増加するかに依存するため、同じ倍率であっても入職者の人的資本の質が異なる場合が想定され、倍率の高さと質の上昇が線形で対応しているわけではない。図4.1では、教員採用試験の倍率は受験者と採用者の人数が同時に変化する中で変動していることが示されている。即ち、倍率そのものの上昇幅が教員の質の上昇幅と1対1で対応しているとは限らない。実際、2000年前後はどの県においても採用倍率が急激に上昇し、30倍以上の倍率が数年間続いた県もあるため、そのままの数値で教員の質指標を作ると、指標の値と質との乖離が大きくなる可能性が高いと

考える。このため本章では、倍率そのものの指標に加えて、倍率を対数化した指標と、全体倍率の10,25,50,75,90パーセンタイル点で5段階に分けた指標においても推計を行い、結果の頑健性を確認する。

教員採用試験のデータは、2001-2009年度データを文部科学省のホームページ[57]から、1980-2000年度データを「教育委員会月報」から得ている。1980年度以前のデータは、各都道府県にデータの公開を依頼し、回答のあった県についてはそのデータを用いている[58]。欠損データについては、「教育委員会月報」の人事異動データから各県の採用者数を得て、1966-2009年データで推計したパラメータから予測受験者数を求めて欠損部分を補っている[59]。図4.6は、1980年度以前のデータがある4県(東京都、神奈川県、三重県、鳥取県)について、小学校教員採用試験受験者の予測値と実数値の比較である。この図より、実数値と予測値に若干の乖離はあるが、受験者の人数予測として妥当な推計であると考える。受験者の欠損部分を補った後、各年の採用倍率を計算し、相対賃金指標と同様に教員コホートデータで重み付けをして各県の教員採用試験倍率による教員の質指標を作成している。

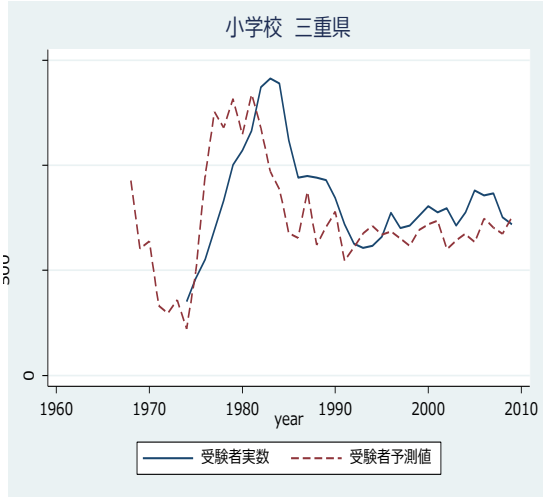
図4.6

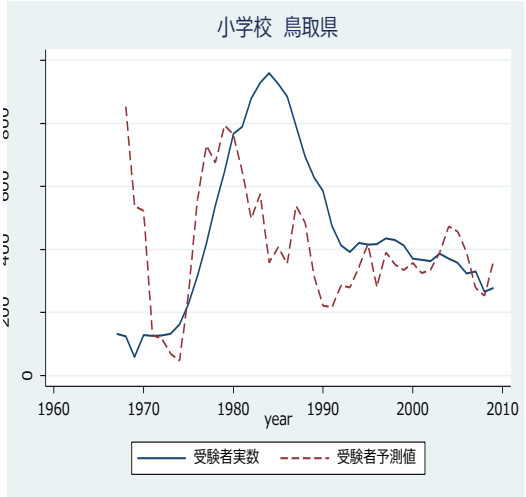



57 http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/senkou/1243159.htm (2014/5/11 閲覧)

58 46 県中 27 県から回答を得て，そのうち青森・埼玉・東京・神奈川・三重・滋賀・大阪・兵庫・鳥取・広島・佐賀・宮崎の各県から 1980 年度以前のデータ提供を受けている。

59 パラメータによる受験者の推計モデルは、$y_i = \theta + \pi_1 TN_i + \pi_2 SN_i + \pi_3 L_i + \pi_4 R_i + \varepsilon_i$ である。ここで、i は各都道府県、y は受験者数、TN は教員採用人数、SN は小学校全児童数、L は有効求人倍率(1 期ラグ)、R は学歴別性別相対賃金(1 期ラグ)を示す。




### 4.3.2. 推計モデル

本章では、以下の2つのモデルを用いて、教員の質の効果を推計した。

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 T_{it-1} + \mathbf{X_{it}}\delta + d_t + v_i + u_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 T_{it} + \mathbf{X_{it}}\xi + \eta_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、添え字の i は各都道府県、t は、(1)式では 2007-2009 年、(2)式では 2006-2009 年の各年を示す。y は子どもの学習成果を示し、(1)式では「全国学力・学習状況調査」の小 6 国語、算数の県別平均テストスコア、(2)式では公立小学校の長期欠席者率を用いている。即ち、テストスコアに対しては公立小学 6 年生のみを分析対象とし、長期欠席者率に対しては公立全小学生を分析対象としている。

ここで使用した国語、算数のテストはどちらも a、b に分かれていて、a は主に「知識」に関する問題であり、b は主に「活用」に関する問題である。これらのテストスコアは、子どもの認知能力に対する学習成果の変数であるが、各年でテストの内容が異なるため推計では標準化した値を用いている。このため、推計で示される効果はテストスコアの相対的な位置変化に対する効果であり、国内全体の学力変化の上昇や低下を捉えることはできていない点に注意する必要がある。また、長期欠席者率は、定量化することが難しい子どもの非認知能力を代理する指標として用いている。この変

数は、子どもの学習参加状況と学校（学級）への適応状況を集計されたレベルにおいて捉えているものと考える。

説明変数 T は、先に説明した教員の質を各県の公立小学校教員を対象として作成している。また、「全国学力・学習状況調査」が毎年 4 月に実施されていることから、テストスコアデータから作成した被説明変数に対しては、前年の教員の質指標を用いている。推計においては、このパラメータ$\alpha_2, \beta_2$の値に最も着目する。X は、個人家庭要因と学校地域要因による説明変数をまとめて示している。具体的には、「学校基本調査」から全児童数、公立教員一人当たり児童数、「県民経済計算」から一人当たり県民所得、「労働力調査」から完全失業率[60]を設定した。また、(1)式には、「全国学力・学習状況調査」から公立生徒週合計学習時間(分)、公立生徒通塾率も説明変数として推計に加えている。本章の分析は集計データを用いているため、説明変数間の相関が高く多重共線性の問題が発生しやすい。そのため、子どもの学習に最も影響を与える変数に絞って説明変数を決定している[61]。d,η,は、各年のトレンドを、ν,γは各都道府県の固定効果を表し、u,εは誤差項である。本章は、パネルデータによる分析であるため、地域性から生じる教育に対する意識の差異といった県固有の効果(ν,γ)を取り除くことが可能である。

本来、教員の質の効果を正確に捉えるためには、個票パネルデータを利用した詳細な分析を行うことが望ましいが、データの制約上、本章では集計データによる分析に限定されている。しかし、小学校では、算数・国語のどちらの科目に対しても教員全員の関与を想定でき、集計データにおいても教員の質の影響を取り出すことが可能と考えた。また、コホートでウェイト付けて作成した質の指標によって、小学 6 年生時点での質の効果を捉えることで、児童の学力に関与した過去の教員の影響も合わせて捉えることができると考える。更に、集計データを使用することで、観察できない教員と特定生徒の結びつきから生じる内生性(Leigh(2010))に対処できる利点[62]を得てい

60 子どもの家計の経済状況を示す指標として「就学援助率」が考えられるが、就学援助の受給に対しては家庭からの申請が必要であるため、地域や家庭の状況によってバイアスが生じている可能性がある。そのため、家計の経済的困窮度を代理する指標として完全失業率を設定している。就学援助率と完全失業率の相関係数は 0.476 である。

61 教員特性を示す女性教員比率と講師比率は、教員の質指標の中に含まれる情報と考えられるため説明変数から除いている。分析ではこれらの変数を加えた推計も行っているが、得られた結果に大きな違いは示されなかった。

62 教員又は生徒が、よりよい教育環境を求めて県レベルでの転出入や異動（もしくは採用都道府県の選択）を行っている場合は、集計データであっても内生性が残る。しかし、「全国学力・学習状況調査」開始の 2007 年まで、県レベルの学力や生徒の学習状況を比較できる調査が実施されていない点、そして教員が自らの意思

る。

一方で、各教員の質が都道府県間ではそれほど差異がない時、集計されたデータにおいては十分な変動が生じず、質の効果を推計で捉えられない場合も考えられる。また、各県レベルで教員の質をまとめて捉えるために、地域性や教育環境が大きく異なる地区も同一地域として扱い、推計にバイアスが生じている可能性もある。更に、生徒の転居等による県内外への転出入や県をまたいだ教員の異動も推計では考慮できていない。これらは、集計データを用いた本章の推計の限界であり、その点をふまえた上で推計の解釈を行う必要がある。

データの記述統計量は表4.1に示している。相対賃金から作成された教員の質は、92-112の中に収まり、各都道府県の教員の質にそれほど大きな差があるとは言えない。又、採用倍率から作成された指標からも、教員の質の地域差が、集計されたレベルでは大きくはないことが示されている。これは、OECD（2012）において日本の教育の特徴として挙げられている教員の質の高さへの評価と整合的である。

学習成果の指標に注目すると、標準化テストスコアでは、国語より算数が最小値と最大値の差は大きい。また、非認知能力を代理する公立長期欠席者率については、平均は約0.8%で、標準偏差は0.21である。ここから小学校段階でおよそ125人に1人の割合で長期欠席者がいることが示されている。

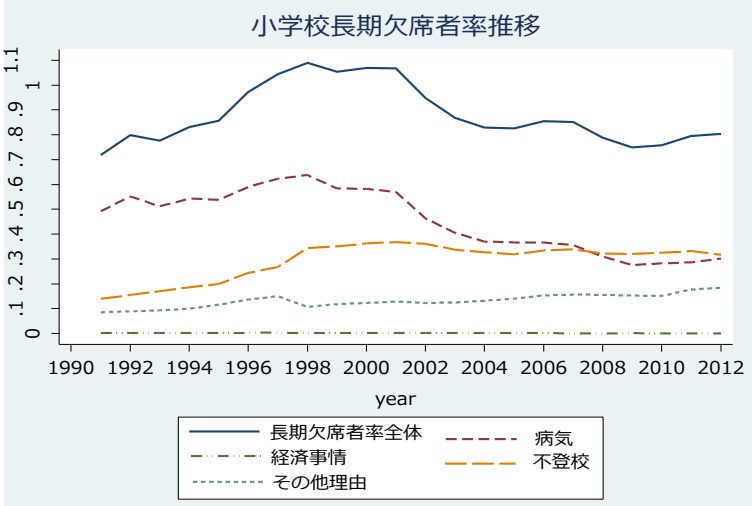
表4.1　記述統計量

| | 観測数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---|---|---|---|---|---|
| 教員質(相対賃金指標) | 184 | 102.83 | 4.22 | 92.98 | 111.05 |
| 教員質(採用倍率指標) | 184 | 5.23 | 1.42 | 3.41 | 13.53 |
| 教員質(採用倍率対数指標) | 184 | 1.42 | 0.16 | 0.99 | 1.92 |
| 教員質(採用倍率バーセンタイル指標) | 184 | 2.09 | 0.36 | 1.36 | 2.96 |
| 国語a(標準化スコア) | 138 | 0 | 1 | −2.27 | 3.36 |
| 国語b(標準化スコア) | 138 | 0 | 1 | −1.95 | 3.86 |
| 算数a(標準化スコア) | 138 | 0 | 1 | −2.90 | 3.36 |
| 算数b(標準化スコア) | 138 | 0 | 1 | −2.29 | 3.97 |
| 公立小学校6年通塾率(%) | 138 | 43.0 | 8.7 | 20.1 | 58.4 |
| 公立小学校6年週学習時間合計(分) | 138 | 162.1 | 14.3 | 124.0 | 212.1 |
| 公立小学校長期欠席者率(%) | 184 | 0.76 | 0.21 | 0.32 | 1.29 |
| 小学校全児童数 | 184 | 152708 | 137873 | 32762 | 594326 |
| 公立小学校教員1人当たり児童数 | 184 | 15.78 | 2.14 | 11.13 | 20.57 |
| 1人当たり県民所得(千円) | 184 | 2715 | 402 | 2017 | 4634 |
| 完全失業率(%) | 184 | 4.00 | 0.89 | 2.20 | 6.70 |

では勤務校を選択できない点から、県レベルでのセレクションが起こっている可能性はないと考えられる。

長期欠席は、学校教育における重要な課題の一つである。図4.7は、過去20年間の小学校における長期欠席者率の推移を示している。実線は、全体の推移を示し、各点線は理由別の内訳を示している[63]。この図から、1990年代から2000年にかけて長期欠席率は一度大きく上昇しその後は下降に転じていることが読み取れる。ただし、2010年以降は再び上昇傾向が認められ、特に、不登校理由による欠席は緩やかながらも一貫して上昇傾向にある。

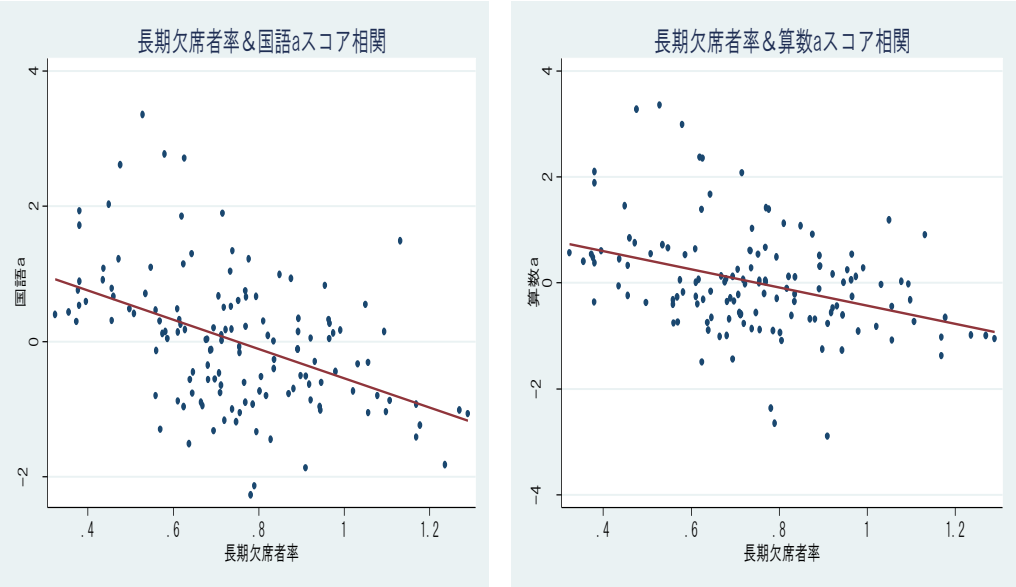
図4.7




一般に、長期欠席は子どもの将来の学業不振や社会生活への不適応と関連すると考えられているが、その影響は現在のところ定量的に示されてはいない。ただし、本章で用いている「全国学力・学習状況調査」の各科目標準化スコアと長期欠席者率の相関係数を計算すると、どの科目に対してもマイナス（国語a,-0.46、国語b,-0.37、算数a,-0.36、算数b,-0.25）の相関が認められる。図4.8は、教科の基本的な知識を問うa科目における国語・算数の標準化スコアと長期欠席者率との関係を示している。この図からも明らかな負の相関が認められ、長期欠席が将来の学業不振とつながっていくことを想定した対応が必要であると考えられる。

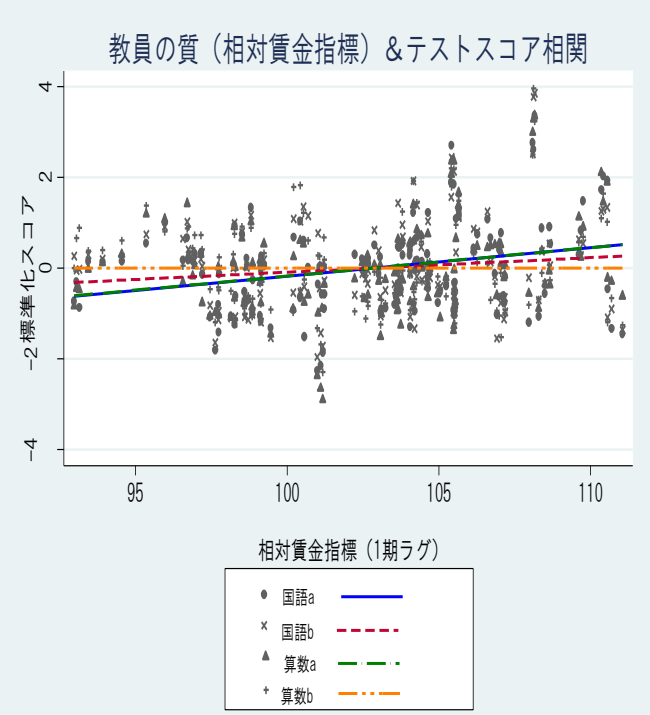
[63]本章で非認知能力の代理指標として、不登校率ではなく全体の長期欠席者率を用いる理由は、不登校の解釈が各学校・個人において異なると考えるためである。図 4.7 では、2000 年以後に病気による理由が減少し、不登校やその他の理由が上昇していることが示されている。これは、不登校による長期欠席という理由を家庭や学校が受け入れやすくなってきたためと解釈することもできる。一方、子供が入院等の理由で欠席する比率は各地域で大きな違いはないと考えられるので、全体の長期欠席者率で子供の学習参加状況を捉えることが、不登校率のみを用いた指標よりも適切であると判断した。

図4.8




最後に教員の質指標と子どもの教育成果との関係を図で確認する。図4.9は、教員の質指標と各テストスコアをプロットし、fitted valueを示している。相対賃金指標、採用倍率指標（対数）と国語a・算数aのスコアは緩やかな正の関係が示されているが、明確な関係があるとは言えない。図4.10は、教員の質指標と長期欠席者率の関係のプロットである。長期欠席者率に対しては、相対賃金指標において明らかに負の相関が確認されるが、採用試験倍率指標で示される関係は明確ではない。ただし、これらの相関図では他の変数の影響を制御することはできていないため、パネル回帰分析による推計によって教員の質の真の効果を捉えることを試みる。

図4.9


教員の質（相対賃金指標）&テストスコア相関
−2標準化スコア
−4
0
2
4
95
100
105
110
相対賃金指標（1期ラグ）
国語a
国語b
算数a
算数b

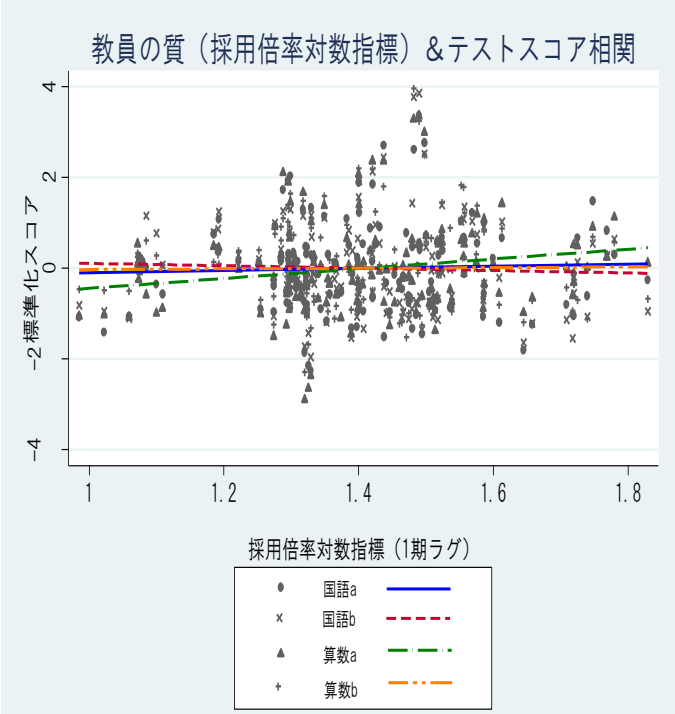
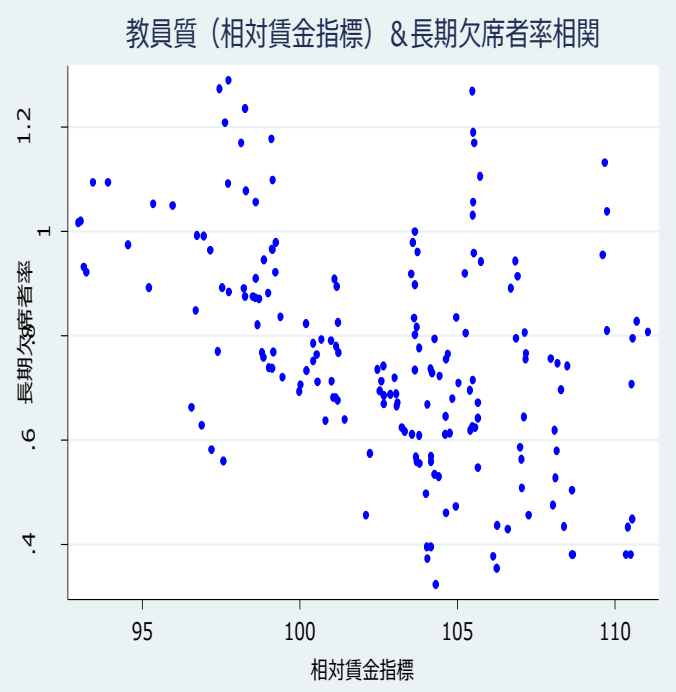
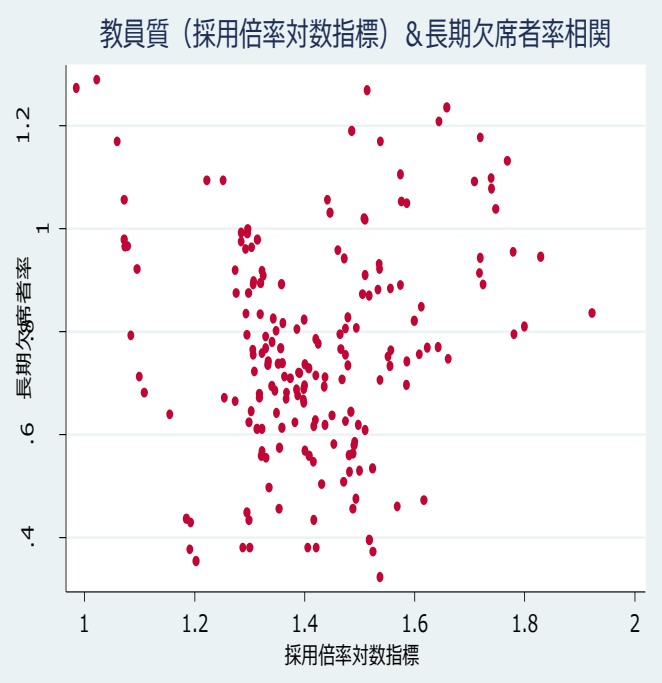

教員の質（採用倍率対数指標）&テストスコア相関
−2標準化スコア
−4
0
2
4
1
1.2
1.4
1.6
1.8
採用倍率対数指標（1期ラグ）
国語a
国語b
算数a
算数b

図4.10


教員質（相対賃金指標）&長期欠席者率相関
長期欠席者率
.4
.6
1
1.2
95
100
105
110
相対賃金指標


教員質（採用倍率対数指標）&長期欠席者率相関
長期欠席者率
.4
.6
1
1.2
1
1.2
1.4
1.6
1.8
2
採用倍率対数指標

## 4.4. 推計結果

### 4.4.1. 教員の質の効果

表4.2、4.3は、テストスコアに対する教員の質の推計結果である。表4.2の各奇数列は相対賃金指標、各偶数列は教員採用試験倍率指標による結果を示している。教員採用試験倍率の指標は、基本の倍率指標に加えて、対数指標、パーセンタイル指標においても推計を行っている。しかし、各推計結果に大きな違いは生じていなかったため、対数指標とパーセンタイル指標については教員の質の係数のみを表4.3に示す。表4.4は、長期欠席者率を被説明変数とした各教員の質指標の推計結果をまとめて示している。全ての推計に対して、OLSも行っているが、検定の結果、全推計で固定効果モデルが採択されたため、各検定統計量を下段に記し、表では固定効果モデルの推計結果のみを示している。

まず、表4.2、4.3に示される推計結果は、以下のとおりにまとめられる。テストスコアに対しては、教員の質の係数の符号は、採用対数倍率指標の国語a、算数a以外はすべて正の値を取り、教員の質の効果が示されている。ただし有意な推計値は、表4.2における初任給相対賃金指標の算数bが、10%水準で有意に正の値(0.27)を示すのみである。他の推計値に対しては、有意性は示されず、テストスコアに対する教員の質の効果は限定的である。

次に、表4.4の非認知能力の指標である長期欠席者率に対する結果を見る。教員の質の係数は、初任給相対賃金指標は有意水準10%で-0.036と負の値を示し、図4.10で示される関係が説明変数をコントロールした後でも認められる。また、採用試験倍率指標においても、全指標に対し5%、10%有意水準で負の値(-0.068,-0.41,-0.21)を示している。ここから、教員の質の上昇が長期欠席者率を有意に減少させることが確認できる。

表4.2　教員質指標の2007-2009学力指標に対する効果

| 被説明変数 | 国語a | | 国語b | | 算数a | | 算数b | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 固定効果 | | 固定効果 | | 固定効果 | | 固定効果 | |
| 説明変数 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 教員質(1期ラグ初任給相対賃金指標) | 0.125 | | 0.208 | | 0.208 | | 0.266* | |
| | (0.156) | | (0.169) | | (0.139) | | (0.136) | |
| 教員質(1期ラグ教員採用試験倍率指標) | | 0.269 | | 0.361 | | 0.359 | | 0.277 |
| | | (0.290) | | (0.316) | | (0.245) | | (0.278) |
| 小学校全児童数 | 3.45e-05 | 3.69e-05 | -1.14e-06 | 1.83e-06 | 1.21e-05 | 1.50e-05 | -1.79e-05 | -1.63e-05 |
| | (3.43e-05) | (3.56e-05) | (4.26e-05) | (4.46e-05) | (2.94e-05) | (2.95e-05) | (5.25e-05) | (5.25e-05) |
| 公立教員1人当たり児童数(1期ラグ) | -1.270*** | -1.373*** | -0.485 | -0.647* | -0.599 | -0.760* | -0.116 | -0.305 |
| | (0.416) | (0.361) | (0.367) | (0.372) | (0.407) | (0.385) | (0.336) | (0.401) |
| 公立通塾率 | -0.0309 | -0.0423 | -0.104 | -0.122* | -0.0297 | -0.0482 | -0.133** | -0.155** |
| | (0.0446) | (0.0398) | (0.0701) | (0.0674) | (0.0581) | (0.0529) | (0.0628) | (0.0627) |
| 公立週学習時間合計 | 0.00397 | 0.000237 | 0.0443*** | 0.0380** | 0.0243 | 0.0181 | 0.0543*** | 0.0462*** |
| | (0.0144) | (0.0146) | (0.0149) | (0.0152) | (0.0157) | (0.0150) | (0.0150) | (0.0155) |
| 一人当たり県民所得 | -0.000706 | -0.000572 | 0.000610 | 0.000797 | 0.000412 | 0.000598 | -0.000166 | -2.07e-06 |
| | (0.000529) | (0.000574) | (0.000516) | (0.000543) | (0.000526) | (0.000514) | (0.000525) | (0.000528) |
| 失業率 | -0.408*** | -0.387*** | -0.318** | -0.281* | -0.292** | -0.255** | -0.228 | -0.178 |
| | (0.134) | (0.134) | (0.143) | (0.146) | (0.126) | (0.120) | (0.147) | (0.151) |
| 2008年ダミー | -0.0785 | -0.0442 | 0.561* | 0.614** | 0.195 | 0.248 | 0.592* | 0.652** |
| | (0.198) | (0.191) | (0.310) | (0.303) | (0.266) | (0.254) | (0.295) | (0.293) |
| 2009年ダミー | 0.146 | 0.161 | 0.698** | 0.720** | 0.400 | 0.422* | 0.508 | 0.531 |
| | (0.249) | (0.244) | (0.296) | (0.294) | (0.243) | (0.241) | (0.353) | (0.372) |
| 定数項 | 6.242 | 19.59** | -17.02 | 5.735 | -16.51 | 6.242 | -24.87 | 5.394 |
| | (21.63) | (8.620) | (22.71) | (10.31) | (19.98) | (7.594) | (17.22) | (10.76) |
| F検定 | F(45,83)=20.45 | F(45,83)=20.27 | F(45,83)=19.18 | F(45,83)=19.17 | F(45,83)=16.75 | F(45,83)=15.00 | F(45,83)=25.59 | F(45,83)=24.7 |
| | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 |
| 観測数 | 138 | 138 | 138 | 138 | 138 | 138 | 138 | 138 |
| 決定係数 | 0.271 | 0.271 | 0.199 | 0.194 | 0.117 | 0.112 | 0.219 | 0.195 |

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表4.3 教員採用倍率指標（対数・パーセンタイル）の2007-2009学力指標に対する効果

| 被説明変数 | 国語a | 国語b | 算数a | 算数b |
|---|---|---|---|---|
| | 固定効果 | 固定効果 | 固定効果 | 固定効果 |
| 説明変数 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 教員質(1期ラグ対数指標) | -0.0715 | 1.827 | -0.734 | 0.459 |
| | (1.990) | (2.049) | (2.001) | (1.913) |
| F検定 | F(45,83)=19.32 | F(45,83)=18.94 | F(45,83)=13.81 | F(45,83)=23.97 |
| | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 |
| 観測数 | 138 | 138 | 138 | 138 |
| 決定係数 | 0.271 | 0.194 | 0.112 | 0.195 |
| 教員質(1期ラグパーセンタイル指標) | 0.142 | 1.468 | 0.599 | 0.865 |
| | (1.031) | (1.053) | (0.795) | (0.835) |
| F検定 | F(45,83)=19.40 | F(45,83)=19/13 | F(45,83)=14.31 | F(45,83)=23.94 |
| | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 |
| 観測数 | 138 | 138 | 138 | 138 |
| 決定係数 | 0.264 | 0.202 | 0.103 | 0.194 |

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表4.4　教員質指標の2006-2009長期欠席者率に対する効果

| 被説明変数 | 長期欠席者率 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 固定効果 | 固定効果 | 固定効果 | 固定効果 |
| 説明変数 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 教員の質(初任給相対賃金指標) | -0.0360* | | | |
| | (0.0195) | | | |
| 教員の質（教員採用試験倍率指標） | | -0.0682** | | |
| | | (0.0275) | | |
| 教員の質(教員採用試験倍率対数指標) | | | -0.412** | |
| | | | (0.180) | |
| 教員の質（教員採用試験倍率パーセンタイル指標） | | | | -0.213* |
| | | | | (0.110) |
| 小学校全児童数 | -1.96e-06 | -2.77e-06 | -2.10e-06 | -2.24e-06 |
| | (2.31e-06) | (2.48e-06) | (2.24e-06) | (2.21e-06) |
| 公立教員一人当たり児童数 | 0.0113 | 0.0367 | 0.0298 | 0.0276 |
| | (0.0337) | (0.0319) | (0.0322) | (0.0306) |
| 一人当たり県民所得 | -4.94e-05 | -7.62e-05 | -6.96e-05 | -6.61e-05 |
| | (5.33e-05) | (5.57e-05) | (5.34e-05) | (5.22e-05) |
| 失業率 | 0.0165 | 0.0136 | 0.0178 | 0.0191 |
| | (0.0182) | (0.0176) | (0.0169) | (0.0176) |
| 2007年ダミー | 0.00252 | 0.00633 | 0.00836 | 0.00809 |
| | (0.00819) | (0.00779) | (0.00804) | (0.00827) |
| 2008年ダミー | -0.0726*** | -0.0690*** | -0.0655*** | -0.0663*** |
| | (0.0146) | (0.0148) | (0.0148) | (0.0146) |
| 2009年ダミー | -0.133*** | -0.127*** | -0.124*** | -0.126*** |
| | (0.0297) | (0.0280) | (0.0283) | (0.0280) |
| 定数項 | 4.707** | 1.165* | 1.362* | 1.265* |
| | (2.238) | (0.630) | (0.688) | (0.686) |
| F検定 | F(45,130)=83.66 | F(45,130)=95.65 | F(45,130)=99.90 | F(45,130)=99.74 |
| | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 | Prob>F=0.00 |
| 観測数 | 184 | 184 | 184 | 184 |
| 決定係数 | 0.703 | 0.700 | 0.701 | 0.700 |

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

### 4.4.2. ディスカッション

本章の推計では、テストスコアに対する教員の質の影響は、算数bのみに限定的に示される。算数bは知識の活用を問うテストであり、スコアの分散がa科目に比べて大きい。もし、基本的な知識を教えることに関しては、教員間でそれほど差がなかったとしても、生徒の応用力（知識の活用）を伸ばす授業（指導）に対しては、教員の質によって差が生じる場合が想定できる。その時、分散の大きい算数bは、教員の質と関連する教科指導の取り組みの差がスコアに影響しやすい科目と考えられ、他科目で示されない教員の質の効果が捉えられていると考えることも可能である。

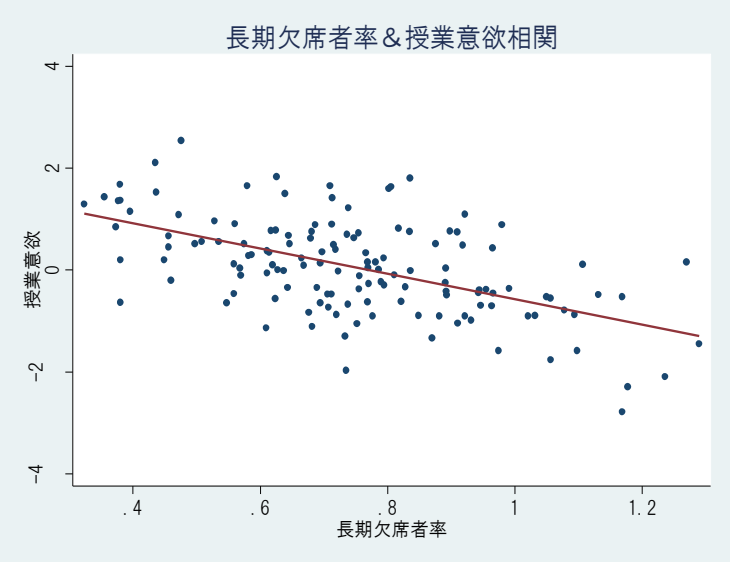
また、そのような教科の特性とは別に、他科目で教員の質と学力の関係が示されない理由としては、集計データによる分析である点が考えられる。記述統計量で示されるように教員の質の都道府県レベルでの変動は大きいとは言えず、むしろ日本の教員が都道府県レベルにおいては均質化していることが示されている。川口(2009)において、日本国内の公立小学校が高い平等性を有している可能性が示唆されるように、今回用いた「全国学力・学習状況調査」の平均テストスコアにおける地域差も大きいとは言い難い。そのため、それぞれの小さな変動では、算数b以外の科目については個々の教員の質の効果を捉えきれなかった可能性がある。

一方、長期欠席者率に対する効果は、教員の質の両指標で明確に示されている。ここで、長期欠席者率に対する教員の効果の意味についても考えておきたい。Yamamura(2011)は日本のJGSSデータを用いて、地域の信頼感の上昇が長期欠席者率を引き下げることを発見している。また、Hallinan (2008)は、教育心理学に基づく定量的な分析により子どもが学校を好きになる要因として教員の影響が非常に大きいことを示している。子どもが長期欠席に至る理由としては、様々な要因が考えられるが、図4.7からは、不登校と定義される心理的理由による欠席が小学校においても増加していることが確認できる。もし、学校（学級）生活におけるストレスが不登校を引き起こしているのであれば、それは子どもの非認知能力と大きく関わりがあるであろう。

図4.11は、「全国学力・学習状況調査」の生徒・教員アンケートから作成した「授業意欲」スコアと長期欠席者率の関係を示している。「授業意欲」スコアは、アンケート

から授業への意欲と関連する項目を取り出して数値化している[64]。この変数は、主観的なアンケート項目の数値化であり、かつ各年度においての集計値を用いているため、非認知能力の指標として直接推計で使用することは難しいと考える。しかしそれでも、生徒の学習に対する意欲の一部は捉えているものと思われる。図4.11では、テストスコアとの相関図（図4.8）と同様に、長期欠席者率が上昇すると授業意欲スコアが減少するという負の相関（相関係数-0.55）が明らかに確認できる。

図4.11




以上の点から、教員の質の上昇によって、子供の教員に対する信頼度や授業の意欲が上昇し、また、教員自身の教育上の諸問題への対応力が上昇することで、円滑な学級運営がなされることが考えられる。そしてそのことが、子どもの非認知能力に作用し、長期欠席者率が低下するというメカニズムを考えることもできる。

しかし、上記の推測される経路を通じて、教員の質が子どもの非認知能力に影響しているかについては、本章の分析では捉えることはできない。その点を確認するためには、パネル個票データに基づいたより詳細な分析が必要であり、今後の課題としたい。

最後に、それぞれの教員の質の効果の大きさを確認する。テストスコアに対しては

[64]生徒質問紙「好きな授業がある。」、教員質問紙「児童は授業中の私語が少なく落ち着いている。」の各回答項目を授業意欲が高いと考えられるほど高得点になるように 5 段階に分けて点数化した。その各スコアを足し合わせて標準化し、変数を作成している。

初任給相対賃金1%の上昇が、算数bの標準化スコアを約0.27ポイント上昇させている。記述統計量から示される各教員の質指標の最小値と最大値の差から計算すると教員の質の差で算数bの標準化スコアに約5ポイントの差が生じていると考えられる。

また、長期欠席者率に対しては、初任給相対賃金指標1%の上昇が約0.036%、教員採用倍率指標1単位の上昇が約0.068%長期欠席者率を低下させることが示されている。ここから、教員の質の違いによって、公立小学校長期欠席者率の差が最大で約0.7%生じていると言える。記述統計量で示される長期欠席者の平均が0.76%であることから考えると、教員の質の非認知能力に与える影響は大きいと捉えることができる。しかし、これらの教育効果が、実際に子どもの将来や社会にどのくらいの利益をもたらすのかという点については、現在のところ明らかになっていない。そのため、今回示された効果の大きさを子どもへの長期的な効果として測ることができない点は本章の分析の限界である。しかし今後、効率性の観点から子どもの学習成果を多面的に評価する重要性は増すものと考えられ、教員の質の効果を経済的な側面から分析することも、更なる課題としておきたい。

## 4.5. おわりに

本章では、都道府県パネルデータを用いて、日本における教員の質が子どもの学習に与える影響を分析した。推計においては、教員の質の代理変数として初任給相対賃金指標と教員採用試験倍率指標を設定した。子どもの認知能力の学習成果指標としては、「全国学力・学習状況調査」公立小学6年生の国語・算数の標準化スコアを、非認知能力の指標としては、公立小学校の長期欠席者率を用いた。分析では、パネル集計データを利用することで、観察できない教員生徒間の結びつきや地域特有の固定効果から生じる内生性に対処している。

推計の結果、教員の質の上昇が、公立小学校の長期欠席者率を有意に低下させることが示されている。しかし、テストスコアに対する効果は限定的で、初任給相対賃金指標で測った教員の質の上昇が、公立小学6年生の算数bの標準化スコアを上昇させることのみが確認された。以上から、子どもの非認知能力に対して教員の質が強く影響していることが示唆される。

また、本章の分析から日本の教員の質の地域間格差が小さい可能性も示されている。

そのため、正しく教員の効果を捉えるためには、今後、個票パネルデータを用いたより詳細な分析が必要である。更に、教員の質が学力以外の子どもの学習成果にも影響していることが、明らかになったことから、多面的な指標によって教員の効果を捉えることも今後の重要な分析課題である。これらの分析が進むことで、教員の質と子供の学習を結びつけた教育評価の推定が可能になり、子どもの将来に対してより有効な教育政策を考えていくことができるであろう。

# 終章　学校教育の力

「学校教育は子どもの学習にどのように影響しているのか。」この問いに対する答えを捉えるために、本論文では、計量経済学の手法を用いて、授業・学級・教員の効果を中心に、実証的に学校教育の効果を検証した。第 1 章から第 4 章までの分析により得られた知見は以下のとおりにまとめられる。

第 1 章では、1990 年以降の学校教育の変化と子どもの学習成果の関係をデータの記述統計量から概観した。学校教育の変数としては、特に政策的に変動が可能な変数に焦点を当て、標準授業時数、一人当たり学校教育費と生徒教員比、年齢別教員構成の変化をグラフによって示した。教育成果の変数としては、学力に対しては国際学力調査の TIMSS、PISA のスコアを用い、非認知能力に対しては長期欠席者率を用いている。それぞれの変化を確認すると、2002 年学習指導要領の改正後に TIMSS、PISA の両スコアで学力の低下が示された。しかし、長期欠席者率は、その時期（2002 年前後）を境として改善（減少）していることも明らかになった。一方、これらの変化と標準授業時数や学校教育費の増減といった学校への投入資源との明確な相関は示されず、学校教育の要素の単純な変化で子どもの学習の変化を説明できないことが確認できた。

第 2 章では、2002 年度学習指導要領の標準授業時数削減の影響を分析した。TIMSS1999、2003 年のデータを用いて推計した結果、公立中 2 数学において授業時数の削減が量的な面から学力を低下させる要因であることが示された。また、教員経験年の係数効果の変化も学力を下げる要因となり、これは学習指導要領改正の間接的な影響を表している可能性がある。しかし、全体の学力変化のうちこれら 2 つの要因で説明される部分がそれほど大きくないことも確認されている。更に、分位点回帰による推計から、授業時数削減の影響は、10,50-80 パーセンタイル層の生徒に最も影響していることが示され、授業の効果が、子どもの学力によって異なることが認められた。

第 3 章では、学級規模が公立中学 2 年生の認知・非認知能力に与える影響を分析した。TIMSS2003 年のデータを使用して、認知能力の指標としてテストスコアを、非認知能力の指標としてアンケート項目から因子分析によって抽出した 4 因子（高意欲、有用性、自信、帰属性）を用いた。更に、教員アンケートから作成した生徒の学習状

況の指標も推計に用いている。推計の結果、学級規模の縮小が数学の「自信」を高めることが明らかになった。しかし、テストスコアに対する効果は数学・理科のどちらにおいても示されず、教員から見た生徒の学習状況に関しても規模縮小の効果は認められなかった。

第4章では、都道府県パネルデータを用いて、教員と子どもの学習の関係を教員の質指標を用いて分析した。推計においては、教員の質の代理変数として初任給相対賃金指標と教員採用試験倍率指標を設定した。子どもの認知能力の学習成果指標としては、「全国学力・学習状況調査」公立小学6年生の国語・算数の標準化スコアを、非認知能力の指標としては、公立小学校の長期欠席者率を用いた。推計の結果、教員の質の上昇が、公立小学校の長期欠席者率を有意に低下させることが示された。一方、テストスコアに対する効果は限定的で、初任給相対賃金指標で測った教員の質の上昇が、公立小学6年生の算数bの標準化スコアを上昇させることのみが確認された。

以上の分析から、学校教育が子どもの学習に多様な面で影響していることが明確に示されている。特に、子どもの学習と直接に結びつく授業と教員の影響は学力の向上に寄与していることが示された。そして、非認知能力に対しても、学級・教員効果の分析で正の影響が確認されている。すなわち、家庭や他の要因の影響をコントロールしても学校教育が子どもの学習に力を持つと考えられ、適切な教育政策を学校教育に対して実施することで、子どもの学習の向上が期待できる。ただし、2 章で示された授業と教員効果の関係のように、学校教育の各投入資源は複雑に絡み合っていて、Hanushek(1997)が指摘する通り、教育政策の単純な変化で子どもの学習を向上させることは難しいであろう。また、実際の教育施策においては、無尽蔵に教育資源を投入することはできず、費用対効果を念頭においた制度設計が求められている。

最後に、学校教育効果の研究における今後の課題を 3 点指摘する。

第 1 の課題として、教育データの整備と研究利用の促進を挙げる。教育評価を定量的に行うためには、教育成果と子どもの学習に関連する投入資源の変数を含むデータが必要である。現在、日本において各学校単位で保存されている子どもの学習に関するデータは非常に多いと考えられる。それらのデータを収集し、一元化して個票データとして整備するだけでも詳細な分析が十分可能になるであろう。そのためのデータ集約機関とシステム作りが今後、教育評価を正しく行うためには必要である。

第 2 に分析における課題として、子どもの異質性を考慮した分析と学習成果の多様

な評価指標の設定を挙げる。本論文の結果に示されるように、日本の子どもにおいても、対象とする子どもの学力によって教育効果が異なる場合がある。教育格差が議論される現在、個々の子どもの異質性を考慮した分析を更に進めていく必要があるだろう。また、学校教育が学力以外の能力に与える影響を定量的に示していくことも重要である。なぜなら、学習指導要領で掲げられる「生きる力」という教育目標こそ、多様な子どもの力を想定していると考えられ、その評価は多面的に行われることが求められるからである。

最後の課題としては、長期的な視点に基づく研究の必要性を挙げる。教育の効果は、長期的に人的資本の蓄積に貢献することが示されている(Chetty et al.(2011), Fredriksson, Öckert and Oosterbeek.(2013), Chetty, Friedman, and Rockoff.(2014b))。そして、学校教育効果の分析を教育政策と結びつけるためには、最終的に費用対効果に踏み込んだ分析が必要である。個人の将来的な労働生産性や幸福と学校教育がどのように関わるかを捉えていくことが、今後の分析においては求められるであろう。

以上の課題を克服して、学校教育の力を正確に捉えることで、教育改革をはじめとした学校教育に対する議論を具体的に進めることが可能になると考える。

## 参考文献


Acemoglu, D., and J. D. Angrist. (2000) “How Large are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory-Schooling Laws,” *NBER Macroeconomics Annual 2000*, Vol.15, pp.9-74.

Akabayashi, H., and R. Nakamura. (2014) “Can Small Class Policy Close the Gap? An Empirical Analysis of Class Size Effects in Japan,” *Japanese Economic Review*, Vol.65, No.3, pp.253–281.

Ando, M. (2004) “Division of a contest with identical prizes,” *Journal of Japanese and International Economies*, Vol.18, pp.282-297.

Angrist, J .D., and V. Lavy. (1999) “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114, No.2, pp.533-575.

Angrist, J. D., and J. Guryan. (2008) “Does Teacher Testing Raise Teacher Quality? Evidence from State Certification Requirements,” *Economics of Education Review*, Vol.27, No.5, pp.483-503.

Bacolod, M. P. (2007) “Do Alternative Opportunities Matter? The Role of Female Labor Markets in the Decline of Teacher Quality,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.89, No.4, pp.737-751.

Baker, E. L., P. E. Barton, L. Darling-Hammond, E. Haertel, H. F. Ladd, R. L. Linn, D. Ravitch, R. Rothstein, R. J. Shavelson, and L. A. Shepard. (2010) “Problem with the Use of Student Test Scores to Evaluate Teachers,” *Economic Policy Institute Briefing Paper #278.*

Becker, G. (1975) “Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education,” *2nd Ed. University of Chicago Press*.

Blinder, A. S. (1973) “ Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates,” *The Journal of Human Resources*, Vol.8, No.4, pp.436-455.

Browning, M., and E. Heinesen. (2007) “Class Size, Teacher Hours and Educational Attainment,” *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.109, No.2, pp.415-438.

Chetty, R., J. N. Friedman, N. Hilger, E. Saez, D. W. Schanzenbach, and D. Yagan.

(2011) “How Does Your Kindergarten Classroom Affect Your Earnings? Evidence from Project Star,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.126, No.4, pp.1593-1660.

Chetty, R., J. N. Friedman, and J. E. Rockoff. (2014a) “Measuring the Impacts of Teachers I: Evaluating Bias in Teacher Value-Added Estimates,” *American Economic Review*, Vol.104, No.9, pp.2593-2632.

Chetty, R., J. N. Friedman, and J. E. Rockoff. (2014b) “Measuring the Impacts of Teachers II: Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood,” *American Economic Review*, Vol.104, No.9, pp. 2633-2679.

Chingos, M. M., and P. E. Peterson. (2011) “It's Easier to Pick a Good Teacher Than to Train One: Familiar and New Results on the Correlates of Teacher Effectiveness,” *Economics of Education Review*, Vol.30, No.3, pp.449-465.

Coleman, J. S., E. R. Campbell, C. J. Hobson, J. McPartland, A. M. Mood,

F. D. Wernfield, and R. L. York. (1966) “Equality of Educational opportunity,” *U.S. Government Printing Office.*

Cunha, F., and J. J. Heckman. (2007) “The Technology of Skill Formation,” *American Economic Review*, Vol.97, No.2, pp.31-47.

Dee, T. S., and M. R. West. (2011) “The Non-Cognitive Returns to Class Size,” *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Vol.33, No.1, pp.23-46.

Dinardo, J., N. M. Fortin, and T. Lemieux. (1996) “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach,” *Econometrica*, Vol.64, No.5, pp.1001-1044.

Dolton, P., O. D. Marcenaro-Gutierrez, L. Pistaferri, and Y. Algan. (2011) “If You Pay Peanuts Do You Get Monkeys? A Cross-Country Analysis of Teacher Pay and Pupil Performance,” *Economic Policy*, Vol.26, No.65, pp.5-55.

Falch, T., and S. S. Massih. (2011) “The Effect of Education on Cognitive Ability,” *Economic Inquiry*, Vol.49, No.3, pp.838–856.

Firpo, S., N. M. Fortin, and T. Lemieux. (2009) “Unconditional Quantile Regressions,” *Econometrica*, Vol.77, No.3, pp.953-973.

Fredricks, J. A., P. C. Blumenfeld, and A. H. Paris, (2004) “School Engagement:

Potential of the Concept, State of the Evidence," *Review of Educational Research*, Vol.74, No.1, pp.59-109.

Fredriksson, P., B. Öckert, and H. Oosterbeek. (2013) "Long-Term Effects of Class Size," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.128, No.1, pp.249-285.

Fryer, R. G. (2013) "Teacher Incentives and Student Achievement: Evidence from New York City Public Schools," *Journal of Labor Economics,* Vol.31, No.2, pp.373-407.

Grenet, J. (2013) "Is Extending Compulsory Schooling Alone Enough to Raise Earnings? Evidence from French and British Compulsory Schooling Laws," *Scandinavian Journal of Economics,* Vol.115, No.1, pp.176-210.

Hallinan, M. T. (2008) "Teacher Influences on Students' Attachment to School," *Sociology of Education,* Vol.81, No.3, pp.271-283.

Hanushek, E. A. (1997) "Assessing the Effects of School Resources on. Student Performance: An Update," *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Vol.19, No.2, pp.141-164.

Hanushek, E. A. (1998) "The Evidence on Class Size," *W.Allen Wallis Institute of Political Economy, Occasional Paper 98-1, University of Rochester.*

Hanushek, E. A. (1999) " Some Findings From an Independent Investigation of the Tennessee STAR Experiment and From Other Investigations of Class Size Effects," *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Vol.21, No.2, pp.143-163.

Hanushek, E. A. (2006) "Teacher Quality," *Handbook of the Economics of Education*, Vol.2, Ch18.

Hanushek, E. A. (2011) "The Economic Value of Higher Teacher Quality," *Economics of Education Review*, Vol.30, No.3, pp.466-479.

Heckman, J. J. (2000) "Policies to foster human capital," *Research in Economics*, Vol.54, No.1, pp.3-56.

Heckman, J. J., and Y. Rubinstein. (2001) "The importance of noncognitive skills: Lessons from the GED testing program," *American Economic Review,* Vol.91, No.2, pp.145-149.

Heckman, J. J., J. Stixrud, and S. Urzua. (2006) "The Effects of Cognitive and

Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior," *Journal of Labor Economics*, Vol.24, No.3, pp.411-482.

Hojo, M. (2011) "Education Production Function and Class-Size Effects in Japanese Public Schools," *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 194, Hitotsubashi University.*

Hojo, M., and T. Oshio. (2012) "What Factors Determine Student Performance in East Asia? New Evidence from the 2007 Trends in International Mathematics and Science Study," *Asian Economic Journal*, Vol.26, No.4, pp.333–357.

Hojo, M. (2013) "Class-size effects in Japanese schools: A spline regression approach," *Economics Letters*, Vol.120, No.3, pp.583–587.

Hoxby, C. M. (2000) "The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.4, pp.1239-1285.

Kikuchi, N. (2014) "The effect of instructional time reduction on educational attainment: Evidence from the Japanese curriculum standards revision," *Journal of The Japanese and International Economies,* Vol.32, pp.17-41.

Klaveren, C. V. (2011) "Lecturing style teaching and student performance," *Economics of Education Review,* Vol.30, No.4, pp.729–739.

Krueger, A. B. (1999) "Experimental Estimates of Education Production Functions," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114, No.2, pp.497-532.

Krueger, A. B. (2003) "Economic Considerations and Class Size," *Economic Journal*, Vol.113, pp.F34-F63.

Lakdawalla, D. (2006) "The Economics of Teacher Quality," *Journal of Law & Economics*, Vol.49, No1, pp.285-329.

Lavy, V. (2009) "Performance Pay and Teachers' Effort, Productivity, and Grading Ethics," *American Economic Review*, Vol.99, No.5, pp.1979-2011.

Lazear, E. P. (2001) "Educational Production," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.116, No.3, pp.777-803.

Leigh, A. (2010) "Estimating Teacher Effectiveness from Two-Year Changes in Students' Test Scores," *Economics of Education Review*, Vol.29, No.3,

pp.480-488.

Machado, J. A. F., and Mata, J. (2005) “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol.20, No.4, pp.445-465.

Machin, S., and McNally, S. (2008) “The literacy hour,” *Journal of Public Economics*, Vol.92, No.5-6, pp.1141-1462.

McMullen, S. C., and Rouse, K. E. (2012) “The Impact of Year-Round Schooling on Academic Achievement: Evidence from Mandatory School Calendar Conversions,” *Economic Policy*, Vol.4, No.4, pp.230–252.

Melly, B. (2005) “Decomposition of differences in distribution using quantile regression,” *Labour Economics*, Vol.12, No.4, pp.577-590.

Oaxaca, R. (1973) “ Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, Vol.14, No.3, pp.693-709.

OECD (2012) “Strong Performers and Successful Reformers in Education : Lessons from PISA for Japan.”

Oshio, T., and W. Seno. (2007) “The Economics of Education in Japan :A survey of empirical studies and unresolved issues,” *Japanese Economy*, Vol.35, No.1, pp.46-81.

Pischke, J. (2007) “The Impact of Length of the School Year on Student Performance and Earnings: Evidence From the German Short School Years,” *The Economic Journal*, Vol.117, No.523, pp.1216–1242.

Podgursky, M., R. Monroe, and D. Watson. (2004) “The Academic Quality of Public School Teachers: An Analysis of Entry and Exit Behavior,” *Economics of Education Review*, Vol.23, No.5, pp.507-518.

Rivkin, S. G., E. A. Hanushek, and J. F. Kain. (2005) “Teachers, Schools, and Academic Achievement,” *Econometrica*, Vol.73, No.2, pp.417-458.

Rockoff, J. E. (2004) “The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data,” *American Economic Review,* Vol.94, No.2, pp.247-252.

Rockoff, J. E., B. A. Jacob, T. J. Kane, and D. O. Stalger. (2011) “Can You Recognize

an Effective Teacher When You Recruit One?," *Education Finance and Policy*, Vol.6, No.1, pp.43-74.

Rothstein, J. (2010) "Teacher Quality in Educational Production: Tracking, Decay, and Student Achievement," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.125, No.1, pp.175-214.

Roy, A. D. (1951) "Some Thoughts on the Distribution of Earnings," O*xford Economic Papers-New Series*, Vol.3, No.2, pp.135-146.

Sakellariou, C. (2012) "Decomposing the increase in TIMSS Scores in Ghana：2003-2007," *Policy Research Working Paper Series 6084 The World Bank.*

Schwerdt, G., and A. C. Wuppermann. (2011) "Is traditional teaching really all that bad? A within-student between-subject approach," *Economics of Education Review*, Vol.30, No.2, pp.365–379.

Urquiola, M. (2006) "Identifying Class Size Effects in Developing Countries: Evidence from Rural Bolivia," *Review of Economics and Statistics* , Vol.88, No.1, pp.171-177.

Urquiola, M., and E. Verhoogen. (2009) "Class-Size Caps, Sorting, and the Regression -Discontinuity Design," *American Economic Review*, Vol.99, No.1, pp.179–215.

Webbink, D. (2005) "Causal Effects in Education," *Journal of Economic Surveys*, Vol.19, No.4, pp.535-560.

Woessmann, L. (2011) "Cross-Country Evidence on Teacher Performance Pay," *Economics of Education Review*, Vol.30, No.3, pp.404-418.

Yamamura, E. (2011) "The Role of Social Trust in Reducing Long-Term Truancy and Forming Human Capital in Japan," *Economics of Education Review*, Vol.30, No.2, pp.380-389.

Yoshida, A., K. Kogure, and K. Ushijima. (2009) "School Choice and Student Sorting: Evidence from Adachi Ward in Japan," *Japanese Economic Review*, Vol.60, No.4, pp.444-472.

秋田喜代美（2009）「質の時代における学力形成」『基礎学力を問う 21 世紀日本教育への展望』東京大学 学校教育高度化センター編 東京大学出版会，第 7 章，

pp.193-233.
安藤至大（2010）「学習者のインセンティブと教育政策の経済分析」福井秀夫・戸田忠雄・浅見泰司編著 『教育の失敗 法と経済学で考える教育改革』第 3 章 日本評論社, pp.87-112.
飯嶋香織（2007）「学級規模が児童に与える影響に関する一考察－公立小学校 5 年生への質問紙調査の分析から－」『早稲田大学大学院教育学研究科紀要』, 別冊 14 号-2, pp.25-35.
市川昭午・菊池城司・矢野眞和（1982）『教育の経済学』第一法規.
市川伸一（2002）『学力低下論争』ちくま新書.
伊藤隆敏・西村和雄編（2003）『教育改革の経済学』日本経済新聞社 .
猪木武徳・勇上和史（2001）「国家公務員への入職行動の経済分析」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, pp.75-103.
沖裕貴（2011）「『学力低下論争』を振り返って－『現代教育』の講義と受講生との議論から－」『立命館高等教育研究』 Vol.11, pp.131-150.
小塩隆士（2002）『教育の経済分析』日本評論社.
小塩隆士・田中康秀（2008）「教育サービスの『準市場』化の意義と課題－英国での経験と日本へのインプリケーション - 」『季刊社会保障研究』 Vol.44, No.1, pp.59-69.
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』182 号, pp.48-69."
金子真理子（2004）「学力の規定要因－家庭背景と個人の努力は、どう影響するか」『学力の社会学:調査が示す学力の変化と学習の課題』7 章, pp.153-172, 岩波書店.
苅谷剛彦・志水宏吉・清水睦美・諸田裕子（2002）『「学力低下」の実態 ： 調査報告 』岩波ブックレット No.578, 岩波書店.
苅谷剛彦（2004）「『学力』の階層差は拡大したか」苅谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学 ― 調査が示す学力の変化と学習の課題 ― 』岩波書店, 第 6 章, pp.127-151.
川口俊明（2009）「マルチレベルモデルを用いた「学校の効果」の分析:「効果的な学校」に社会的不平等の救済はできるのか」『教育社会学研究』 第 84 集, pp.165-184.
川口俊明（2010）「日本における『学校教育の効果』に関する研究の展開と課題」大阪大学大学院人間科学研究科紀要 36, pp157-177.

国立教育政策研究所（2001）「学級規模に関する調査研究」『国立教育政策研究所紀要』第 131 集, pp.3-96.

国立教育政策研究所（2010）「平成 20 年度全国学力・学習状況調査追加分析結果、習熟度別少人数指導について（その 2)」『平成 19・20 年度全国学力・学習状況調査追加分析報告書』Ⅱ.3, pp.112-123.

佐野晋平（2008）「教師の質は低下したか？」Working Paper, mimeo.

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

志水宏吉編（2009）『「力のある学校」の探究』大阪大学出版会.

清水睦美・須藤康介（2008）「学力の規定要因の地域間比較―地域に応じた行政施策・教育実践を探る―」千葉県検証改善委員会『平成 19 年度「全国学力・学習状況調査」分析報告書』第 3 章, pp.31-40.

杉江修治（1996）「学級規模と教育効果」『中京大学教養論叢』第 37 巻, 第 1 号, pp.147-190.

須藤康介（2008）「学校環境と教育活動が学力に与える影響―通塾者と非通塾者の比較分析から―」千葉県検証改善委員会『平成 19 年度「全国学力・学習状況調査」分析報告書』第 5 章, pp.52-61.

須藤康介（2013）『学校の教育効果と階層-中学生の理数系学力の計量分析』東洋館出版社.

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数の効果についての分析」『季刊家計経済研究』 No.95, pp.65-74.

鍋島祥郎（2003）『効果のある学校－学力不平等を乗り越える教育－』部落解放・人権研究所.

西本裕輝（2007）「学級規模が授業に与える影響に関する実証的研究－小学校における教員調査を中心に－」『琉球大学法文学部人間科学科紀要』人間科学第 19 号, pp.67-82.

野崎祐子・平木耕平・篠崎武久・妹尾渉（2011）「学力の生産関数の推定 －底上げをどう図るか－」*Faculty of Economics Hiroshima University Discussion Paper Series No. 2011-03.*

藤井宣彰・水野考・山崎博敏（2006）「学校・学級規模と授業方法が授業に与える影

響－中学校教員の教科別分析－」『広島大学大学院教育学研究科紀要』第三部第 55 号, pp.93-98.
北條雅一（2011）「学力の決定要因－経済学の視点から」『日本労働研究雑誌』No.614, pp.16-27.
耳塚寛明（2004）「教育課程行政と学力低下－関東調査による検討」『学力の社会学: 調査が示す学力の変化と学習の課題 』1 章, pp.21-36, 岩波書店.
耳塚寛明（2007）「学力と家庭的背景－保護者調査を用いた小 6 算数学力の分析」『JELS 第 10 集 細分析論文集(2) C エリア国語学力調査報告書』 pp.1-15.
山崎博敏・藤井宣彰・水野考（2009）「学級規模と指導方法が小学生の学力に及ぼす影響：共分散構造分析とマルチレベルモデル分析の適用」『広島大学大学院教育学研究科紀要』 第三部第 58 号, pp.9-16.
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.13-22.
渡辺行郎（1982）『教育経済学の展開』黎明書房.

# 謝辞

本論文の結びにあたり、これまでにご指導いただいた多くの先生方と、筆者の研究を支えてくださった方々へ感謝とお礼を申し上げます。

指導教官の田中康秀先生には、常に熱心なご指導と温かい励ましのお言葉をいただきました。社会人学生である筆者が、仕事を続けながらも論文をこのような形でまとめることができたのは、ひとえに先生のお力によるものと心から感謝申し上げます。

修士論文をご指導いただいた佐野晋平先生（千葉大学）には、実証分析の面白さと研究の厳しさを教えていただきました。そのご指導を受けて、経済学をより深く学び、さらに研究を続けたいと思うに至りました。博士後期課程進学後も、ことあるごとに叱咤激励と研究のご助言をいただいたことに深く感謝いたします。

拙論文の審査の労をとっていただいた羽森茂之先生、中村保先生、KUMA 研究会の勇上和史先生、宇南山卓先生（財務総合政策研究所）、計量勉強会の野村友和先生（愛知学院大学）、また、三谷直紀先生（岡山商科大学）、小葉武史先生（熊本学園大学）からは、ご指導並びに本研究への有益なコメントをいただきました。心より厚く御礼申し上げます。

筆者の勤務校である兵庫県立尼崎北高等学校の職員の皆様には、3 年に亘る長期の研修にこころよく送り出していただき、研究生活を支えていただきました。そのおかげで、研究に打ち込む大変幸せな時間を過ごすことができたと思います。また、これまでに筆者が出会った全ての生徒達は、筆者の研究を進める原動力であり、その力を得ることで未知の学問であった経済学と向かい合うことができました。勉強や研究に行き詰まった時には、神戸大学大学院本科課程の学生の皆様に何度も助けていただきました。これら全ての皆様に感謝の意を表したいと思います。

最後に、筆者の研究に理解を示し、いつも温かく見守ってくれる家族に深く感謝いたします。