RIETI Discussion Paper Series 25-J-029

専科教員配置が学力に与える効果

伊芸 研吾
慶應義塾大学

中室 牧子
経済産業研究所

村川 智哉
ハーバード大学

レ・クン・チエン
在ベトナム日本大使館

RIETI
Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA
独立行政法人経済産業研究所
https://www.rieti.go.jp/jp/

RIETI Discussion Paper Series 25-J-029
2025 年 11 月

専科教員配置が学力に与える効果[1]

伊芸研吾（慶應義塾大学）
中室牧子（慶應義塾大学・RIETI）、
村川智哉（ハーバード大学）
レ・クン・チエン（在ベトナム日本大使館）

要　旨

千葉県下の小学校に非常勤専科教員をランダムに配置することが、児童の学力等に与える因果効果を明らかにする。理科の非常勤専科教員が配置された処置群の学校では、児童の理科の学力が上昇した。ランダム化比較試験の結果、理科の専科教員の配置によって児童の理科の学力が統計的に有意に 0.153～0.162SD 上昇することが示された。これは、教育に関する介入としては、これ以外のさまざまな介入（例：少人数学級の実現）と比較してかなり大きな効果があると言ってよい。また。理科だけでなく、算数の学力も統計に有意に上昇し、0.101～0.108SD 上昇することが明らかになった。国語の学力には変化がなかった。しかし、算数の専科教員の配置は、児童の学力に統計的に有意な効果を与えないことが示された。担任教員は専科教員の配置によって、特に他の教科における授業準備時間を増やしたというエビデンスは確認できない。理科は専門性が高く、教える教員側の不安感が強く、効力感が低い教科であることが知られている。この不安感や効力感は経験年数とともに低下していくことが示されており、専科教員が比較的年齢の高いベテランの非常勤教員だったことが功を奏した可能性がある。

キーワード：クラスターランダム化比較試験、教科担任制
JEL classification: I0, I2

[1]本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「機能する EBPM の実現に向けた総合的研究」の成果の一部であると共に千葉県教育委員会からの受託研究である「小学校専科非常勤講師配置事業に係る効果検証データの分析研究事業」の成果の一部である。本稿の原案は RIETI のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。大竹文雄氏他検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。また、本稿の執筆にあたって、千葉県教育委員会から多大な支援を頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。本研究は、SFC 研究倫理審査委員会の承認を受けて実施された（承認番号:475, 2023 年 3 月 6 日承認）。

1　はじめに

近年、日本の小学校における教員のなり手不足や長時間労働は深刻な問題であり、政府は様々な取り組みによって教員の働き方改革を進めている。その中で「教科担任制」の導入が注目されている。本来、小学校では、担任教員が全教科を担当する「学級担任制」が基本であったが、2022 年度から全国の公立小学校の高学年（小学校 5–6 年生）で「教科担任制」が本格的に導入され始めた。中学校では既に教科担任制が主流であることから、中学校に進学した際に生じる「中 1 ギャップ」による学校不適応や不登校の解消にも資するのではないかとの期待もあった。

当初は小学校の高学年で導入が進められてきた教科担任制であったが、現在は小学校中学年（3・4 年生）への拡大も検討されている。文部科学省の中央教育審議会（以下、中教審）は、令和 6 年 8 月の「『令和の日本型学校教育』を担う質の高い教師の確保のための環境整備に関する総合的な方策について（答申）」において、小学校 3–4 年生にも教科担任制を推進する方向性を打ち出した。

小学校 4 年生の年間授業時間数は約 1,015 時間と高学年（5・6 年生）や中学校とほぼ同じ水準であり、学級担任制のままでは中学年担任の負担が大きいままとなる。このため、中学年にも教科担任制を導入することで教員の負担軽減を図ろうとしたのである。中教審の提言を受けて、令和 6 年 12 月 24 日には文部科学省が、まず小学校 4 年生に専科教員を拡充するための定数改善を進めることを発表し、令和 7 年度予算案を財務省と合意し、今後必要な法令改正や学習指導要領の調整を行い、教科担任制と専科教員配置を拡大する見通しである。

このように国として小学校中学年における教科担任制が推進されているにもかかわらず、教科担任制が児童の学力や非認知能力に及ぼす影響については、十分なエビデンスが得られているとは言えず、過去に行われた研究を見ても、その結果は分かれている。小学校における教科担任制の是非やより効果的な運用方法を探るためにも、小学校における教科担任制と専科教員の配置について厳密な効果検証が極めて重要である。

なお、「義務教育 9 年間を見通した教科担任制の在り方について（報告）」では、外国語、理科、算数及び体育が優先的に専科指導の対象とすべき教科と示されている。

教科担任制を支持する研究は、教員が担当する教科数を減らすことで、教材研究の時間が増え、同じ内容を繰り返し教える機会が増えるため、授業の質が向上すると主張する（Chan and Jarman, 2004）。一方で、教科担任制や専科教員の配置に対して批判的な研究も少なくない。教員が複数のクラスや学年を跨いで授業を担当することにより、従来よりも教員が担当する児童数が増え、一人一人の児童の理解度の把握が難しくなるというわけだ（Anderson, 1962）。さらに、指導に一貫性が保たれにくくなることや（McGrath and Rust, 2002）、複数の教科を横断的に扱い、それぞれの概念を関連付けながら教えることで児童の理解を深める指導ができなくなるという懸念もある（Bastian and Fortner, 2020）。

こうした懸念は実証研究の中でも証明されている。Fryer Jr., 2018は、米国のテキサス州の公立小学校で実施された教科担任制の効果を、クラスターランダム化比較試験によって検証しているが、教科担任制が導入された学校で学んだ児童は学力が低下しただけでなく、校則違反や停学、欠席の発生確率も高まることが示されている。このように、過去の研究を見ても、教科担任制が児童の教育成果に与える影響については研究の結果が分かれており、管見の限りでは、日本のデータを用いた研究は未だ存在しない。

本研究では、千葉県の公立小学校において、専科教員の配置が児童の学力や非認知能力に与える因果効果を明らかにすることを目的とする。後に詳述するが、千葉県における新たな取り組みは、単純な教科担任制とは異なり、従来の学級担任制を維持しつつ、算数と理科の 2 教科で非常勤専科教員を配置するというものである。具体的には、千葉県下で相対的に学力の低い公立小学校 60 校の小学校 4 年生のうち、20 校に算数、20 校に理科の非常勤専科教員をランダムに配置するクラスターランダム化比較試験を実施した。クラスターランダム化比較試験の結果、理科の専科教員が配置された学校では、児童の理科の学力が統計的に有意に 0.178 *s.d.* 上昇した。また理科だけでなく、算数の学力も統計的に有意に 0.127 *s.d.* 上昇し、理科の学力が上がったことで算数にも波及効果があった可能性が示唆された。また学習方略や非認知能力にも改善が見られた。ただし、算数の専科教員が配置された学校では、児童の算数、理科ともに変化がなかった。介入を行わなかった国語の学力についても波及効果は見られなかった。介入を実施しなかっ

た小学校 5 年生のデータを用いたプラセボテストの結果も、専科教員配置の効果が偶然によるものではないことを裏付けている。

この非常勤専科教員の配置は、通常の教育政策と比較してもかなり効果が大きい可能性がある。介入を実施しなかった小学校 5 年生のデータを用いて、非常勤専科教員を追加的に配置しない教科担任制を導入しても児童の学力を上昇させないことがわかった。それどころか、海外の先行研究が示す通り、算数の学力には負の影響があることが示唆された。同じく介入を実施しなかった小学校 5 年生のデータを用いて、本研究における専科教員配置の介入と少人数学級を実施することの費用対効果を比較すると、児童 1 人あたり理科の学力 1 *s.d.* 上昇にかかる費用は、今次介入の非常勤専科教員の場合 79,413 円（539 USD)、少人数学級の場合 966,446 円（6,555 USD) となり、専科教員の配置はかなりコストパフォーマンスに優れていることがわかった。費用対効果の算出根拠は付録B.2に記載している。

理科にのみ効果が表れた理由として、理科は専門性が高く、教える教員側の不安感が強く、効力感が低い教科であることが知られている。この不安感や効力感は経験年数とともに低下していくことが示されており（中嶋 and 久坂, 2020)、専科教員が比較的年齢の高いベテランの非常勤教員だったことが功を奏した可能性がある。一方、担任教員は、専科教員の配置によって、特に他の教科における授業準備時間を増やしたというエビデンスは確認できない。一方で、理科と算数の専科教員の配置によって、教員の成長マインドセットの指標が向上したことが確認された。

本稿は、次のような構成となっている。まず第 2 章で国内外の専科教員配置・教科担任制の事例について紹介した後、経済学分野の先行研究をレビューし、その後、第 3 章で専科教員の配置状況と児童と教員の調査の説明と、記述統計を報告する。第 4 章で専科教員が児童の学力と教員の働き方に与える効果について述べ、最後に第 5 章にて結論および政策的含意を述べる。本研究の結果は、千葉県の教育施策の改善に寄与するだけでなく、全国の教育行政にとっても重要な科学的根拠を提供する。千葉県のこの先進的な取り組みは、日本における教育政策の方向性を示唆し、我が国の教育の質を高めるための科学的根拠に基づく政策決定の重要性を強調するものである。

2　先行研究

海外で行われた研究の多くは、教科担任制や専科教員の配置は、理論的には教員の比較優位による生産性の向上をもたらす可能性を指摘しつつも、実証的には、特に初等教育段階での児童の学力向上はほとんど確認されず、むしろ負の効果があることを発見している（Fryer, 2018; Bastian & Fortner, 2020; Hwang & Kishida, 2022)。例えば、先行研究の中でも本研究と最も関連があるのはFryer Jr., 2018である。テキサス州ヒューストンで学力の低い公立小学校の児童を対象にしたクラスターランダム化比較試験を実施し、ランダムに選ばれた 23 校で教科担任制が導入され、残りの 23 校は従来通り学級担任制のまま授業が行われた。1 年後に教科担任制が導入された処置群の学校の児童の学力は 0.12 *s.d.* 低かったことが明らかとなった。2 年後にもこのマイナスの効果は持続した。特に特別支援学級の児童と経験の浅い教員が指導した児童にマイナスの影響が大きかった。加えて、重大な行動違反の発生率が 1.13 倍に増加し、年間の平均出席日数も 0.36 日減少した。教科担任制の導入によって、担当する科目は減っても、担当する児童数は増えるので、児童一人ひとりの習熟度に合わせた指導が難しくなったと報告されている。処置群の教員の満足度も、対照群と比べて有意に低かったという。

Hwang and Kisida, 2022においても、教科担任制の導入により、教員が担当する児童数の増加により、児童と教員の関係の希薄化によって、児童の学力に負の効果があったことが示されている。この研究においても、もともと低学力だったり低所得家庭の出身の児童など、不利な状況にある児童にマイナスの影響が大きかったことがわかっている。しかし、学校全体の学力や欠席、規律違反への影響は見られず、これは一部で教科担任制が功を奏したとしても、不利な状況にある児童へのマイナスの影響などで相殺され、全体としては変化がないという状況になっている可能性が示唆されている。

一方で、Backes et al., 2024は、教科担任制は、児童の学力に正の因果効果をもたらすことを報告している。マサチューセッツ州の小学校における 8 年間の行政データを用いた分析によれば、教科担任制を実施したことで、ELA（日本における国語）では 0.03–0.07 *s.d.*、理科では 0.04–0.06 *s.d.*、算数では 0.00–0.04 *s.d.* の学力上昇が見られたと

いう。著者らは、ここで実施された教科担任制は、教員が得意とする科目に配置されたという特徴があることに注目し、教員の比較優位に沿った再配置によって、個々の教員の生産性向上がもたらされた結果であると結論づけている。つまり、教科担任制を通して単に教員一人あたりの担当科目数を減らすことが重要なのではなく、各教員が自身の比較優位を発揮できる環境を作り出すことが重要であるといえる。しかし、学力への正の効果があったとしても、児童の適応や教員とのアタッチメントには負の影響があったことは見逃せない。児童を対象にした質問紙調査によれば、教科担任制の対象となった児童は、「児童と教師の関係性」や「学習環境の評価」が低下していた。

教科担任制の効果は、学齢や科目によって異なることを示した研究もある。例えば、ノースカロライナ州の 4・5 年生の約 66 万人分の学力テストの成績データと、約 5 万人の教員情報を用いて分析したBastian and Fortner, 2020は、教科担任制は算数および国語の学力には負の影響があったものの、理科の学力には 0.04–0.06*s.d.* の正の影響があったと報告している。更に、学齢の低い児童ほど負の影響は大きいことが確認された。その一方、マサチューセッツ州の長期追跡データを用いたBackes et al., 2025は、小学校時点の教科担任制は、中学校に入学後の学力や適応には良い影響を与えることを示した。同一小学校内で学年ごとに教科担任制の導入タイミングが異なることを利用し、小学校で教科担任制が導入されていた年数が 1 年増えるごとに、中学校における数学と ELA の成績が 0.01 *s.d.*、理科の成績が 0.02 *s.d.* 上昇することが示された。効果は中学校進学直後に最も大きく、8 年生時点 (中学校最終学年) では、算数と ELA における効果は消失する一方、理科における効果は持続していることが確認されている。

教科担任制の導入は、教員に対しても影響を与えると考えられる。Fryer Jr., 2018では、教科担任制は従来の学級担任制よりも 23%も多くの生徒を指導することとなったことがわかっている。教科ごとに複数クラスを跨いで授業を担当することになるため、一人一人の児童と十分な時間をとって向き合うことができないため、教員の満足度や指導の質が低下したことも指摘されている。一方、Bastian et al., 2023 は、教科担任制は離職

Fryer Jr., 2018の研究における設定では、教科担任制が学年内のみで行われた (1 つの学年を担当する教員間で教科ごとに専任を配置) のに対し、Backes et al., 2024では学年を跨いでの教員の再配置を行なったことも、結果の違いにつながっていると解釈している。

率を下げる効果があり、特に都市部や郊外の学校に勤める教員（2.7pp 上昇）、さらには黒人教員（5.3pp 上昇）に大きかった。

このように海外の文献は、学力への効果、その効果の持続性、科目や学年による異質性、教員への効果という点で一致していない。その理由は、教員の比較優位を活かすことの生産性の向上と、児童の適応や教員とのアタッチメントの低下に伴う負の影響が相殺し合うためだと考えられる。特に初等教育段階で教科担任制が機能するためには教科担任制の制度設計が重要である。

日本国内の教科担任制に対する評価はどうか。既に述べたように、文部科学省は 2022 年度から全国の公立小学校高学年で教科担任制を本格導入する方針を示したこともあり、既に複数の自治体で教科担任制の実践例がある（詳細は Appendix 1）。国内で行われた教科担任制の導入が、児童生徒の学力向上や教員の負担軽減にどのような効果があるかについて、いくつかの調査がある。

教科担任制は、教材研究や指導法研究に時間をかけやすくなり、授業の質向上が期待される。その結果として、児童の理解度や学習意欲の向上につながるという報告がある。例えば、大分県の調査では、教科担任制（授業交換型）を導入した科目で、児童が以前より「その教科が好き」「内容がよく分かる」と肯定的に回答する割合が増加したことが確認された（大分県教育委員会「教科担任制導入の成果と課題」(2022)）。専科教員による専門性の高い授業により、子どもたちの興味・関心が高まり、理解度も深まったことが示唆される。所 et al., 2022は、岩手県内で児童および教員に教科担任制についてアンケート調査を行い、担任間による交換授業は学力向上や異なる教員による授業の新鮮さによる学習意欲の向上に効果があると児童・教員双方が回答していることを示した。山口県の小学校で調査を行った浅田 and 中西, 2018によると、教科担任制で学んだ児童は学級担任制で学んだ児童に比べ、中学校進学時の学習や教師に対する不安が有意に低いことが示され、「中 1 ギャップ」の問題を軽減する可能性が示された。

一方で、教科担任制の効果について否定的な研究も存在する。梶田 and 道法, 2022は、ある自治体において教科担任制研究指定校として加配措置を受けた小学校の校長および教員を対象に意識調査を行った。調査結果によると、教科担任制の効果について、児童

の学習意欲向上や多様な教師との関わりによる安心感、専門性を生かした指導などについて肯定的な回答が多数を占めた。しかし、教員の負担軽減効果については否定的な回答が見られたことから、校長・教員いずれも専門性の活用には手応えを感じる一方、「働き方改革」にはつながりにくいと評価していることが分かった。所 et al., 2022は、岩手県内の教員向けの調査を通じ、調査対象の教員の半数以上が他学級での授業や生徒指導に不安を抱いていること、また理科など準備負担の大きい教科では教員に業務増加につながることが懸念されていることを明らかにした。しかし、こうした評価は、いずれも児童・生徒や教員による主観的な評価にとどまっており、教科担任制や専科教員を配置しなかった学校や学級との比較にはなっていない。何より、学力等の客観的な指標への影響を定量的に把握することはできていないという課題がある。

3　介入と研究デザイン

3.1　教科担任制の概要

本研究では、海外の先行研究と同様、Fryer Jr., 2018と同様、クラスターランダム化比較試験を実施し、千葉県が実施した学力調査と照合することで教科担任制の厳密な効果検証を実施した。

クラスターランダム化比較試験に関する詳細な説明の前に、千葉県における教科担任制の制度設計について述べる。千葉県における教科担任制は、単純に学校内あるいは学年内で教員が１つの教科を担当するというものではない。日本では人口が減少しており、教員のなり手が不足している。こうした状況下で、実現可能な形で、効果を発揮すると期待できる形で教科担任制を導入することは極めて重要である。海外の先行研究を踏まえ、教科担任制が児童の学力を高めることに資するよう、次のような２つの特徴をもった制度設計が行われた。

第一の特徴は、従来の学級担任制を維持したままで、特定の教科に非常勤専科教員を配置したということである。Fryer Jr., 2018など海外で行われた複数の研究が、単純な教科担任制は、児童一人一人に対する児童の学力に負の影響を与える可能性を指摘して

いる。特に学齢の低い児童の適応や教員とのアタッチメント、児童一人一人の習熟度にあった指導、教員の満足度を維持するために、学級担任制には意味がある。従来の学級担任制を基本としつつ、特に高い専門性が求められる教科で追加的に非常勤教員を配置することで、学級担任制の良さと教科担任制の良さを両立させることを目指した。

第二の特徴は、過去に教員として勤務経験のある、主に定年退職者を雇用したということである。過去の研究においても、経験の少ない教員が配置された教科担任制は学力に対する負の影響が大きいとか（Fryer Jr., 2018）、指導力が低い教員が多い場合に教科担任制が実施されやすいという指摘もあるため（Hwang and Kisida, 2022）、教科担任制を導入する際には、教員の質の担保は重要である。しかし、千葉県内の小学校教員採用試験の倍率は令和 6 年度で 1.9 倍とかなり低調で、専門性と経験のある教員の採用は簡単ではない。

そこで、過去に教員として勤務経験のある教員を非常勤として雇用することで、こうした懸念や問題を克服することを試みた。採用時に、理科と算数の専科教員であることを明確にし、理科や算数の科目での指導を得意とするものを採用した。この実験の間に雇用された非常勤専科教員の平均年齢は 55.76 歳であり、週当たりの平均担当授業数は 9.68 である。1 人の専科教員が複数の学校、複数の学年、複数の学級で教えることも許容した。本研究で分析の対象となった小学校 4 年生の学年に専科教員として着任したものは、のべ 38 人である。専科教員の配置によって、担任教員の負担を減らし、教員の働き方改革につなげることも期待できる。

なおこれに類似する仕組みとして、欠勤や産休などによる急な教員不足を補う仕組みが整備された英国のサプライティーチャー制度がある。 契約期間は 1 日単位から学期・学年単位まで幅広く、契約は主に民間エージェンシーを介して行われる。現在、文部科学省も、日本においても地域単位で退職教員などを非常勤講師として雇用し、一時的な教員の欠員を補充する仕組みの整備が検討されている。

英国教育省は 2024 年に制度の実態や課題をまとめたレポートを公表している。レポートによると、サプライティーチャーの 98% 以上は学士以上の学位を有し、半数以上が

https://www.yomiuri.co.jp/kyoiku/kyoiku/news/20250813-OYT1T50004/
https://www.gov.uk/government/publications/use-of-supply-teachers-in-schools

50 代で、過去に正規教員として勤務した経験を持つ者が多い。制度は、柔軟で負担の少ない働き方を希望するベテラン教師や、復職・経験蓄積を目的とする若手教師など、多様なニーズに応えている。一方で、サプライティーチャーの与える影響について校長向けに実施したアンケートでは 64% が「生徒の行動に悪影響を与える」と回答し、61% が「生徒の学習成果に悪影響を与える」とも回答しており、課題も明らかになっている。従って、千葉県や日本全体でサプライティーチャー制度に類似した仕組みを検討するにせよ、こうした取り組みが児童の教育成果や教員の働き方改革にどのような影響をもたらすのか、定量的な効果検証が重要である。

3.2　割り付け

ランダム化比較試験の対象校を選定するにあたり、まず 2022 年度の全国学力・学習状況調査の個票データをもとに県内に 5 つある地域を所管する教育事務所ごとに、成績が相対的に低い公立小学校のうち、2023 年度の新 3・4 年生の学級数が共に 4 以下である学校を抽出した。そして、抽出された学校から、算数の教員を配置する学校群（以下、「算数校」）、理科の教員を配置する学校群（以下、「理科校」）、いずれの教員も配置しないコントロール群をそれぞれ教育事務所ごとに 4 校ずつランダムに選定し、1 教育事務所あたり 12 校を選定した。最終的には、算数校 20 校、理科校 20 校、検証校 20 校が選ばれた。算数と理科の専科教員が配置されるのはそれぞれ別の学校群で、両方の科目が同時に配置された学校は存在しない。非常勤教員の配置は 4 月から開始されたが、4 月の学期開始時に配置が間に合った学校は 55.0% であり、5 月のベースライン調査時点で非常勤教員の配置が完了していた学校は算数校で 13 校（65.0%）、理科校で 15 校（75%）にとどまった。その後、年度末にかけて、算数校では 92.5%、理科校では 97.5% の学校で非常勤教員の配置が行われた。

4　データ

4.1　標準学力調査と質問紙調査

本研究では、2023 年度に小学校 4 年生であった、児童の標準学力テストおよび質問紙調査のデータおよび担任教員の質問紙調査のデータを使用する。国語、算数、理科の学力調査および質問紙調査は、千葉県教育委員会と学校が授業時間中に実施した。質問紙調査は、埼玉県が既に実施している「埼玉県学力・学習状況調査」と同じものを使用している。「埼玉県学力・学習状況調査」の特徴は、自制心などを計測する心理尺度が含まれており、児童の非認知能力を把握することができる点にある。担任教員の質問紙調査は、研究者が作成し、実施した。効果検証の対象となった 111 学級の担任教員を対象とした調査も行い、91 人の担任教員から回答を得た (回収率 81.9%)。

日本の学期は 4 月に開始される。非常勤専科教員が配置される直前の 2023 年 5 月にベースライン調査を実施し、1 年後の 2024 年 5 月にエンドライン調査を実施した。ベースライン調査とエンドライン調査に同一児童を識別できる ID を振った匿名化データを用いた。ID については千葉県教育委員会が付番し、分析に当たった研究者は個人を特定できない状態で分析を行った。

注意すべき点として、効果検証の対象となった学校の一部では、データが使用できなかった。学校内の事情により学力調査に不参加だった学校があったり、ベースライン調査とエンドライン調査で誤って異なる ID を使用してしまうなどのことがあったためである。この結果、ベースライン調査の回収率は 98.5% で、エンドライン調査の回収率は 95.2% となった。実際にデータが利用可能な学校数や非常勤専科教員実際の配置状況を表1にまとめた。ベースライン調査後に脱落した算数校および理科校それぞれ 1 校ずつの学力の平均値を残りの学校の平均値とを比較したのが付録の表A1である。これを見ると、脱落の影響はほとんどないことが確認できる。

非常勤専科教員の配置は小学校 3 年生にも行われたが、小学校 3 年生を対象とした標準学力テストとして適当なものを準備することができず、効果検証は小学校 4 年生だけを対象に行われた。なお、プラセボテストや、少人数学級など他の教育政策の効果と比較する目的で小学校 5 年生にも標準学力調査を実施した

回収率は学力調査に参加した児童を 2023 年度 4 月 2 日時点の在籍者数で除した値。

表 1: 実際の配置状況

	算数校（T1）	理科校（T2）	検証校（C）
割り付けを行った学校数	20	20	20
上記学校の学級数（＝担任教員数）	40	36	35
ベースライン調査時点で配置が行われていた学校数	13	15	20
配置が 4 月に間に合った学校数	8	14	-
ベースライン調査に回答した学校数	19	20	20
エンドライン調査に回答した学校数	18	19	20
ベースライン調査時点の在籍児童数	1,021	852	913
ベースライン調査時点でデータが利用可能な児童数	989	852	913
エンドライン調査時点でデータが利用可能な児童数	977	764	913

4.2 使用した変数

メインのアウトカム変数は学力である。学力は算数、国語、理科の 3 教科の学力テストの正答率を平均 0、分散 1 となるように標準化した値を用いる。専科教員の配置は、算数と理科の 2 科目であるにもかかわらず、国語の学力調査を実施したのは、専科教員の配置によって、担任の負担が減少し、算数・理科以外の授業準備の時間が増えることで、算数・理科以外の科目の学力が上昇するスピルオーバー効果について検証を行うためである。なお、専科教員配置実証事業は、2023 年度の 4 年生の学年のみならず 3 年生も対象となっているが、当該学年に応じた学力テストが利用可能ではなかったため、今回の効果検証では 4 年生のみを対象とした。

質問紙調査には、学習方略と非認知能力の尺度が含まれている。学習方略とは、学習の効果を高めるために子供が意図的に行う活動のことで、ここでは柔軟的方略（学習の仕方を自分の状況に合わせて柔軟に変更してする活動)、プランニング方略（計画的に学習に取り組む活動)、作業方略（ノートに書くといった「作業」を中心に学習を進める活動)、認知的方略（より自分の理解度を深めるような学習活動)、努力調整方略（「苦手」などの感情をコントロールして学習への動機を高める活動）である。この学習方略は、佐藤 and 新井, 1998によって開発された尺度であり、質問紙調査における児童の回答を集計して用いている。この尺度は数字が高ければ高いほど、その学習方略を使用している頻度が高くなることを意味する。

非認知能力は、自制心尺度（8 項目）および学習の自己効力感尺度（8 項目）で計測

している。自制心尺度は Tsukayama, Duckworth & Kim (2013) の日本語訳を、自己効力感尺度は Pintrich, P.R. Motivated Strategies for Learning Questionnaire（MSLQ）の Self-Efficacy for Learning and Performance 下位尺度の日本語訳を用いている。この尺度は数字が高ければ高いほど、自制心が低くなることを意味する。

教員への質問紙調査は、千葉県教育委員会を通じて、2024 年 2 月に実施された。この質問紙調査には、教員の性別、年齢、学歴、教員としての勤務年数、在校時間、授業準備時間、教員であることの負担感、指導方法、メンタルヘルスおよび成長マインドセットの指標の情報が含まれている。この調査は、専科教員配置後に実施されたため、在校時間以下の変数は専科教員配置の影響を受けている。

教員であることの負担感は、「学級の児童数が多すぎる」などの 8 項目について、「強くそう」から「全くそう思わない」までの 4 件法での回答を集計した。この質問は、IES が実施した 2019 年に実施された国際数学・理科教育動向調査（以下、TIMSS）の教師質問紙の日本語調査と同じものを用いている。指導方法については、「解説型」指導（教師の学習内容の説明を聞く、教師の問題の解き方の説明を聞く）、「反復型」指導（公式や解き方などを覚える、問題の解き方を児童自身で練習する）、「主体的・対話的」指導（教師の指示に従って学級全体で取り組む、授業で児童自身の答えや考えを述べる、既に習ったことを児童自身で新しい問題の状況に適用する、教室での児童どうしで議論をする）について、「いつも、または、ほとんどの授業で行う」から「まったくしない」の間の 4 件法での回答を集計した。この質問も、2019 年に実施された TIMSS の教師質問紙の日本語調査と同じものを用いている。メンタルヘルスについては、精神的健康状態表（WHO-5）を用いた。「明るく、楽しい気分で過ごした」などの 5 つの項目について、「いつもそうである」を 1、「まったくない」を 6 として、6 件法での回答を集計した。得点が高いほど精神的健康が良好であることを意味する。教員の成長マインドセットとは、知的能力は努力や適切な学習方法によって向上できるという信念のことである。これまでの研究では、Yeager et al., 2022が成長マインドセットを持つ教師のクラスでは、教育介入を受けた生徒の数学の成績が有意に向上したことが示されている。そこで、Yeager et al., 2022の中で用いられている教員の成長マインドセットを測る 2 つの質問、「理科や

算数でトップの成績を取るような生徒になるには、特別な才能が必要で、それは決して教えることで身に付くものではない」と「人間にはもともと備わったある程度の知性があり、それを大きく変えることはできない」について、6 を「強く賛同する」から 1 の「強く反対する」の 6 件法での回答を集計した。

4.3 記述統計

表2はベースラインの記述統計である。第 1 列は算数校、第 2 列は理科校、第 3 列は検証校それぞれの児童に関する変数の平均値を示しており、第 4 列は算数校と検証校の差、第 5 列は理科校と検証校の差を示している。算数校、理科校、検証校の間で理科、算数、国語の正答率には統計的に有意な差は見られない。学習方略や非認知能力についても同様であり、専科教員の配置前の状況はバランスしていると言える。

表 2: 記述統計 (児童のアウトカム・ベースライン)

	(1) 算数校		(2) 理科校		(3) 検証校		(1)-(3)	(2)-(3)
	N		N		N			
理科（正答率を標準化）	983	0.138	854	0.239	910	0.154	-0.016	0.085
算数（正答率を標準化）	988	0.002	861	0.063	914	-0.013	0.015	0.076
国語（正答率を標準化）	986	-0.037	861	0.077	913	0.002	-0.040	0.074
学習方略：柔軟的方略	975	0.033	854	0.031	897	0.038	-0.005	-0.007
学習方略：プランニング方略	974	0.029	857	0.007	896	0.022	0.007	-0.014
学習方略：作業方略	973	0.099	855	0.016	897	0.027	0.072	-0.011
学習方略：認知的方略	975	-0.000	859	0.000	902	0.014	-0.015	-0.014
学習方略：努力調整方略	975	-0.006	858	0.023	897	0.029	-0.036	-0.006
自己効力感	979	0.048	859	0.094	905	0.103	-0.055	-0.009
自制心	986	-0.032	859	0.040	901	-0.003	-0.028	0.043
性別	997	0.488	869	0.503	920	0.467	0.021	0.035
児童数	20	51.050	20	42.600	20	45.650	5.400	-3.050
第 3 学年クラス数	20	1.900	20	1.850	20	1.800	0.100	0.050
第 4 学年クラス数	20	1.950	20	1.650	20	1.650	0.300	0.000

注：(1) 列から (3) 列には変数の各校の平均値が、(1-3) 列と (2-3) 列には算数校と検証校、理科校と検証校の平均値の差がそれぞれ示されている。***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。平均値の差の検定の際には教育事務所の固定効果と各学校の学級数の効果をコントロールし、学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。

5　モデル

本研究では、専科教員の導入が児童の学力に与えた影響を推定するために、児童の学力を目的変数とする付加価値 (VA) モデルを推定した。まず、以下の式1を用いて ITT(Intend to Treat) を推定する。

$$Y_{ist} = \alpha + \beta\, Y_{ist-1} + \tau_1\, D_{ist}^{T1} + \tau_2\, D_{ist}^{T2} + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{X}_{is} + \varepsilon_{ist} \tag{1}$$

ここで、Y_{ist} は児童 i のエンドライン (時点 t) における児童の学力、Y_{ist-1} はベースライン (時点 t-1) における児童の学力、D_{ist}^{T1} は学校 s において算数の専科教員の割当が行われたかを示すダミー変数、D_{ist}^{T2} は学校 s において理科の専科教員の割当が行われたかを示すダミー変数、$\mathbf{X}_{is}$ 児童の性別、学級数・在籍児童数などの共変量を表している。

表1でも示す通り、実際にベースライン調査までに配置が行われた学校は算数校は 13 校、理科校は 15 校にとどまっていることから、割付を操作変数に用いた Local Average Treatment Effect（LATE) の推定も行う。推定には式2–4に沿って操作変数法を用いた。式2および3は第一段階の回帰、式4は第二段階の回帰を表している。

$$D_{is}^{T1} = \pi_1\, Z_{is}^{T1} + \pi_2\, Z_{is}^{T2} + \boldsymbol{\pi}_3\mathbf{X}_{is} + u_{is} \tag{2}$$

$$D_{is}^{T2} = \rho_1\, Z_{is}^{T1} + \rho_2\, Z_{is}^{T2} + \boldsymbol{\rho}_3\mathbf{X}_{is} + v_{is} \tag{3}$$

$$Y_{ist} = \alpha + \beta\, Y_{ist-1} + \gamma_1\, \widehat{D}_{is}^{T1} + \gamma_2\, \widehat{D}_{is}^{T2} + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{X}_{is} + \varepsilon_{ist}. \tag{4}$$

Z_i^{T1}、Z_i^{T2} はそれぞれの学校が算数または理科の専科教員の導入を受ける介入群に属していたかを示すダミー変数で、D_i^{T1}, D_i^{T2} はそれぞれ実際に専科教員の導入が行われたかを示すダミー変数を表している。

6 結果

6.1 ITT

表3はベースライン調査の学力を制御した付加価値モデル（Value Added Model）を推定したITTの結果である。教育事務所の固定効果（Strata FE)および学校の学級数をコントロールし、学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。D_{ist}^{T2} の係数を見ると、理科と算数の両方が正で統計的に有意になっており、理科校では専科教員の配置によって、児童の学力が高まったことが分かる。具体的には、理科で0.166 *s.d*、算数で0.119 *s.d* の学力向上が見られている。理科の成績が良くなったことで算数（または数学）の成績も改善したことを示す研究は複数存在しており（e.g., Judson and Sawada, 2000)、理科の専科教員の配置が理科の学力だけでなく、算数の学力を上げるという波及効果があったことがわかる。

また、学習方略のうち、柔軟的方略（学習の仕方を自分の状況に合わせて柔軟に変更してする活動）が統計的に有意に正の影響があったことがわかる。非認知能力には統計的に有意な差は確認されない。一方、算数校においては専科教員の配置によって、児童の算数・理科・国語の学力、学習方略、非認知能力に対して統計的に有意な影響を与えていないことがわかる。算数校では算数の学力にはっきりとした効果がみられていないため、理科への波及効果もみられない。加えて、理科校、算数校共に国語への波及効果はみられていない。

表 3: ITT

	学力			学習方略					非認知能力	
	理科	算数	国語	柔軟的方略	プランニング方略	作業方略	認知的方略	努力調整方略	自己効力感	自制心
D^{T1}（算数校）	-0.038	0.015	0.022	0.070	0.046	0.057	0.027	-0.063	-0.019	0.014
	(0.071)	(0.064)	(0.046)	(0.046)	(0.065)	(0.058)	(0.071)	(0.078)	(0.058)	(0.072)
D^{T2}（理科校）	0.166**	0.119*	0.052	0.103*	0.069	0.110	0.126	-0.043	0.032	-0.132
	(0.060)	(0.053)	(0.047)	(0.051)	(0.066)	(0.056)	(0.064)	(0.066)	(0.061)	(0.067)
Y_{it-1}	0.014***	0.722***	0.721***	0.421***	0.421***	0.428***	0.407***	0.449***	0.481***	0.241***
	(0.003)	(0.027)	(0.034)	(0.028)	(0.024)	(0.024)	(0.026)	(0.023)	(0.024)	(0.029)
Strata FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
共変量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	2,395	2,394	2,402	2,334	2,334	2,333	2,203	2,335	2,350	2,353
R^2	0.096	0.513	0.531	0.183	0.184	0.200	0.167	0.203	0.238	0.098

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Strata 固定効果に加え、共変量として児童性別、学級数、在籍児童数をコントロールした。

6.2 LATE

表4で LATE の結果を見ると、表3と似た結果が得られている。理科校では専科教員の配置によって、理科の学力が 0.178 *s.d.*、算数の学力が 0.127 *s.d.* の学力向上が見られている。また、理科校の児童は学習方略のうち、柔軟的方略が 0.110 *s.d.* 高まり、非認知能力のうち、自制心が 0.142 *s.d.* 高まったことも確認された。これらのいずれの効果も算数校には観察されなかった。また、理科校、算数校ともに、国語への効果は見られていない。つまり、ITT と LATE の結果は係数の統計的有意性も大きさもほとんど差はみられないが、これ以降は LATE の結果を中心に解釈を行う。

表 4: LATE

	学力			学習方略					非認知能力	
	理科	算数	国語	柔軟的方略	プランニング方略	作業方略	認知的方略	努力調整方略	自己効力感	自制心
D^{T1}（算数校）	-0.047	0.018	0.023	0.080	0.053	0.066	0.030	-0.074	-0.022	0.018
	(0.082)	(0.074)	(0.054)	(0.052)	(0.075)	(0.068)	(0.081)	(0.088)	(0.067)	(0.084)
D^{T2}（理科校）	0.178**	0.127*	0.051	0.110*	0.073	0.117	0.134	-0.045	0.034	-0.142*
	(0.059)	(0.053)	(0.050)	(0.055)	(0.071)	(0.062)	(0.071)	(0.069)	(0.064)	(0.070)
Y_{it-1}	0.274***	0.722***	0.726***	0.421***	0.421***	0.428***	0.407***	0.448***	0.481***	0.241***
	(-0.054)	(0.026)	(0.033)	(0.028)	(0.023)	(0.023)	(0.026)	(0.023)	(0.023)	(0.028)
Strata FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
共変量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
F-statistic	35.37	39.48	37.98	44.71	44.83	44.34	44.68	43.73	43.94	43.70
P-value	0.646	0.642	0.668	0.620	0.530	0.412	0.457	0.340	0.225	0.979
N	2,395	2,394	2,399	2,334	2,334	2,333	2,203	2,335	2,350	2,353
R^2	0.098	0.514	0.532	0.183	0.183	0.199	0.166	0.204	0.238	0.099

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Strata 固定効果に加え、共変量として児童性別、学級数、在籍児童数をコントロールした。

6.3 理科・領域別の正答率への影響

表5では、理科の領域別正答率への影響を分析した。基礎、応用、知識技能、試行判断表現、主体的態度という 5 つがあり、学力調査を実施する事業者によって組成されていた領域である。理科校への介入は主体的態度以外の全ての項目に対して正の効果があり、特に知識技能における改善が大きいことがわかる。

表 5: 理科の領域別正答率への影響 (LATE)

	基礎	活用	知識技能	思考判断表現	主体的態度
D^{T1}（算数校）	-0.035	-0.071	-0.039	-0.045	-0.010
	(0.084)	(0.072)	(0.085)	(0.074)	(0.072)
D^{T2}（理科校）	0.172**	0.157*	0.201***	0.131*	0.096
	(0.059)	(0.064)	(0.058)	(0.065)	(0.057)
Y_{it-1}	0.260***	0.170***	0.256***	0.214***	0.150***
	(0.050)	(0.039)	(0.048)	(0.047)	(0.036)
Strata FE	YES	YES	YES	YES	YES
共変量	YES	YES	YES	YES	YES
F-statistic	35.35	35.47	35.27	35.47	35.23
P-value	0.805	0.837	0.462	0.710	0.578
N	2,395	2,395	2,395	2,395	2,395
R^2	0.093	0.046	0.093	0.060	0.027

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Strata 固定効果に加え、共変量として児童性別、学級数、在籍児童数をコントロールした。

6.4 脱落の影響

また、付録の表A2ではベースラインまたはエンドラインにおいてサンプルから脱落した児童を 1、それ以外を 0 とした変数をアウトカムとした推定を行い、脱落の影響を確認している。一期前における学力は脱落した児童の方が低い傾向が見られたが、脱落と専科教員の配置との間に統計的に有意な相関関係は見られない。

付録の表A3では 4 月に専科教員の配置が間に合った場合は 1、間に合わなかった場合は 0 とする操作変数を用いた LATE の推定を行なっている。これをみると、理科校の D_{ist}^{T2} の係数を見ると、表3よりも大きくなっており、この差は統計的に有意である。つまり、早く配置された学校のほうが効果が大きくなっており、専科教員が配置された期間が重要であった可能性が示唆される。

6.5 プラセボテスト

本研究で介入の対象となった学年は 2023 年度の小学 4 年生だが、介入の対象とはならなかった 2023 年度の小学校 5 年生にも標準学力調査が実施されている。このデータを用いて、実際には専科教員の配置を行なっていない小学 5 年生のうち、同一学校の小学 4 年生が介入の対象になった算数校、理科校のいずれかであれば 1 を取るダミー変数の係数をみるというプラセボテストを行った結果が表6である。介入を実施していない小学 5 年生においては、理科校、算数校共に学力への効果は確認できず、本研究における結果が頑健であることが示された。

表 6: プラセボテスト（LATE)

	学力			学習方略					非認知能力	
	理科	算数	国語	柔軟的方略	プランニング方略	作業方略	認知的方略	努力調整方略	自己効力感	やりぬく力
D^{T1}（算数校）	-0.019	-0.117	-0.041	-0.072	-0.029	-0.066	-0.057	-0.122*	-0.089	-0.151**
	(0.071)	(0.094)	(0.059)	(0.062)	(0.062)	(0.061)	(0.058)	(0.057)	(0.054)	(0.055)
D^{T2}（理科校）	-0.009	-0.040	-0.032	-0.011	0.041	-0.095	-0.002	-0.091	0.032	-0.072
	(0.051)	(0.055)	(0.043)	(0.064)	(0.066)	(0.062)	(0.059)	(0.052)	(0.060)	(0.056)
Y_{it-1}	0.362***	0.771***	0.773***	0.511***	0.480***	0.505***	0.488***	0.474***	0.611***	0.517***
	(0.061)	(0.022)	(0.021)	(0.018)	(0.023)	(0.020)	(0.022)	(0.025)	(0.016)	(0.023)
Strata FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
共変量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
F-statistic	26.97	34.08	32.94	35.87	36.23	36.25	35.20	36.03	35.82	35.98
P-value	0.937	0.621	0.538	0.422	0.147	0.324	0.096	0.097	0.087	0.098
N	2,360	2,375	2,389	2,348	2,343	2,344	2,228	2,348	2,350	2,349
R^2	0.153	0.573	0.597	0.261	0.229	0.271	0.244	0.228	0.379	0.266

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。共変量として児童性別、学級数、在籍児童数をコントロールした。

6.6 教科担任制・少人数学級の効果との比較

次に、介入が行われなかった 2023 年度の小学 5 年生のデータを用いて、他の教育政策の効果との比較を行う。既に述べたように、国の方針によって、小学校 5–6 年生には先行的に教科担任制の導入が始まっている。ここで分析の対象となる 2023 年度 5 年生についても、10.3% の学校で算数、55.2% の学校で理科の教科担任制が導入されている。ただし、この教科担任制は、本研究の介入で行われたような、学級担任制を維持しながら、特定の科目に非常勤専科教員を配置するというものとは異なっている点には改めて注意が必要である。

表7は、教科担任制を実施している場合 1、実施していない場合 0 を取るダミー変数を学力等のアウトカム変数に回帰した OLS 推定である。結果をみると、学力にはほとんど影響を及ぼさないが、理科の教科担任制を導入している学校では、算数の学力には統計的に有意な負の影響（-0.135 *s.d.*）がみられている。教科担任制は音楽や体育など副教科で実施されることも多いため、主要 5 教科と副教科にわけて教科担任制の効果をみたところ、主要 5 教科で教科担任制を実施すると、むしろ算数の学力には負の効果が見られることがわかった。これは、海外の先行研究とも整合的で (Fryer Jr., 2018)、単純な教科担任制は必ずしも良い影響を与えない可能性が示唆される。

表8では、教科担任制が学習方略や非認知能力に与える影響を見てみると、算数の教科担任制はプランニング方略（計画的に学習に取り組もうとする方略）を改善していた

り、副教科の教科担任制は作業方略（参考初頭を事前にきちんと準備したり、学習内容を声に出したり、ノートに書いたりして覚えるというように、作業を中心として学習を進める方略）や GRIT が改善しているが、主要 5 教科の教科担任制は努力調整方略が低下しており、一貫した傾向は見られない。

表7で少人数学級の効果を見ると、理科の場合、1 クラスあたりの児童数を 10 人少なくすると、学力が 0.09 *s.d.* 上昇することがわかる。Ito et al., 2020によると、日本国内のある自治体で小学校 4 年生から中学校 3 年生までの学級規模の縮小の効果を調べてみると、1 クラスあたり、児童生徒数を 10 人の生徒数を減らすような学級規模の縮小の場合、学力の上昇は最大でも 0.03 *s.d.* と推定されている。問題はこの費用対効果である。

付録B.2に算出の根拠を示したが、児童 1 人あたり、理科の学力 1 *s.d.* 上昇にかかる費用は、今次介入の非常勤専科教員の場合、79,413 円（539 USD)、少人数学級の場合、966,446 円（6,555 USD) となり、専科教員の配置はかなりコストパフォーマンスに優れていることがわかる。

表 7: 教科担任制が学力に与える影響

	理科						算数	国語
		基礎	活用	知識技能	思考判断	主体的態度		
算数教科担任	0.021	0.051	-0.037	0.056	0.004	0.071	-0.019	0.036
	(0.084)	(0.080)	(0.090)	(0.054)	(0.117)	(0.051)	(0.066)	(0.054)
理科教科担任	0.065	0.075	0.038	0.096	0.043	0.034	-0.135*	-0.006
	(0.046)	(0.046)	(0.046)	(0.051)	(0.047)	(0.051)	(0.055)	(0.037)
学級規模	-0.009*	-0.009*	-0.006	-0.008	-0.010*	-0.006	-0.006	-0.003
	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.003)
Y_{it-1}	0.318***	0.297***	0.252***	0.271***	0.274***	0.147***	0.777***	0.780***
	(0.048)	(0.045)	(0.036)	(0.042)	(0.042)	(0.029)	(0.017)	(0.016)
共変量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3,451	3,451	3,451	3,451	3,451	3,451	3,591	3,601
R^2	0.130	0.121	0.080	0.105	0.100	0.045	0.606	0.621

表 8: 教科担任制が非認知能力に与える影響

	柔軟的方略	プランニング方略	作業方略	認知的方略	努力調整方略	自己効力感	GRIT
算数教科担任	0.014	0.156*	-0.045	0.006	-0.032	0.018	-0.058
	(0.061)	(0.064)	(0.050)	(0.074)	(0.050)	(0.064)	(0.058)
理科教科担任	0.064	0.041	0.056	0.024	-0.036	-0.011	-0.065
	(0.048)	(0.043)	(0.049)	(0.043)	(0.036)	(0.044)	(0.045)
学級規模	-0.003	-0.001	0.000	0.001	0.000	-0.002	-0.001
	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Y_{it-1}	0.494***	0.467***	0.499***	0.471***	0.471***	0.594***	0.502***
	(0.015)	(0.018)	(0.015)	(0.017)	(0.020)	(0.014)	(0.018)
共変量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3,555	3,552	3,551	3,376	3,560	3,560	3,559
R^2	0.261	0.232	0.280	0.246	0.235	0.376	0.265

6.7 異質性

ここからは児童の性別、児童の元々の学力、保護者の社会経済的地位（Socio-eonomic status; SES）の異質性をみていく。ベースライン調査の時点で、男女の学力差を見てみると、算数には男女間で平均的な学力に統計的に有意な差が見られないが、理科は女子のほうが高くなっている。このため、付録の表A5では、専科教員の配置が男子児童と女子児童に対して異なる効果をもたらすかについて検証している。介入の変数と性別の変数との交差項を含む LATE の結果を見てみると、男女で異なる傾向はみられない。

付録の表A6ではもともとの学力によって介入の効果に差があるかを検証している。表4からも明らかなとおり、理科は算数や国語と比較すると、ベースラインの学力を表す Y_{ist} の係数が小さい。これは、理科は過去の積み上げの影響が少なく、順位の逆転が生じやすいことを意味する。学力を top tercile（上位 33%）、middle tercile（中位 33%）、bottom tercile（下位 33%）に分けて、top tercile と middle tercile の交差項を見てみると、理科校では前年度の学力テストで上位に位置していた児童のスコアが −0.316 *s.d.* 低下しており、平均への回帰が生じている可能性が示唆される。一方、理科校への介入の有無をあらわすダミー変数とベースライン学の学力が上位であったことをあらわすダミー変数の交差項は 0.565 *s.d.* と、統計的に有意に正となっており、上位の児童の学力低下を相殺している。これは、理科がもともと得意であった生徒に対して、介入が理科の学力を維持・向上するうえで特に効果的であったことを示している。

また、付録の表A7とA8ではそれぞれ保護者の SES および担任教員の経験年数によって介入の効果に差があるかを検証している。これを見ると、理科校には SES の異質性は見られないが、算数校については、より SES が低い生徒のほうが、柔軟的方略、プランニング方略、努力調整方略が低下している。一方、自制心については SES が低い生徒の方が改善している。担任教員の経験年数については、理科の学力については担任の経験が長い方が効果が大きいという結果になっているものの、係数は大きくない。以上の分析から、特に学力上昇の効果が見られている理科校については、今後、この介入をスケールアップしていく上で注意すべき異質性はあまり見当たらなかった。

6.8　担任教員に与える効果

次に 2024 年 2 月に実施された担任教員を対象とした質問紙調査のデータを用いて、介入が担任の教員に与えた効果を推定する。介入が始まる前に決まっている変数を用いて、バランステストを行った結果が表9である。サンプルサイズが小さいこともあって、算数校と理科校は検証校と比較して、担任教員の勤続が高い。加えて理科校の担任教員は検証校と比較して大卒以上の学歴を持つ教員の割合が高い。推定においてはこれら共変量として制御する。

表 9: 記述統計 (介入前の教員の属性)

	(1) 算数校		(2) 理科校		(3) 検証校		(1)-(3)	(2)-(3)
	N		N		N			
性別（女性＝ 1）	34	0.559	22	0.409	35	0.457	0.102	-0.048
年齢	34	37.588	22	38.909	35	34.686	2.903	4.223
教員としての勤続年数	34	12.647	22	14.364	35	8.743	3.904*	5.621**
教員以外の経験の有無（あり＝ 1）	34	0.147	22	0.136	35	0.229	-0.082	-0.092
学歴（大卒以上＝ 1）	34	0.941	22	1.000	35	0.914	0.027	0.086*
免許の有無（中学校・高等学校の免許＝ 1）	34	0.353	22	0.545	35	0.514	-0.161	0.031

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。共変量は、教員の性別、年齢、学歴（大卒＝１）、教員としての勤続年数、中高の免許保有、教員以外の経験の有無、学級数、在籍児童数を含む。

表10では、担任教員へのアンケート調査をもとに、理科校または算数校の配置の効果をみたものである。まず重要なことは、専科教員の配置は在校時間、授業準備時間、教員であることの負担感には影響を及ぼしていないということである。専科教員の配置は、担任教員の負担を減らすという意味では、期待されたような効果は出ていない。一方、指導方法については、算数校で反復型指導が減少し、理科校では解説型指導が減少している。しかし、その代わりに主体的対話的指導が増加していることは確認できないため、教員の指導方法が具体的にどのように変化したのかはあまりはっきりしない。国語への波及効果がはっきりと見られないことからも、専科教員の配置が担任教員の指導方法や授業の質に影響したという証拠はみられない。一方、算数校、理科校の両方で、教員の成長マインドセットには改善がみられている。

表 10: 担任教員への影響 (LATE)

	勤務時間	授業準備時間	負担感	解説型指導	反復型指導	主体的対話的指導	メンタルヘルス（WHO-5）	成長マインドセット
D^{T1}（算数校）	0.082	-0.232	-0.047	-0.272	-0.412*	-0.066	0.995	0.836**
	(0.273)	(0.423)	(0.090)	(0.148)	(0.161)	(0.135)	(1.663)	(0.290)
D^{T2}（理科校）	0.602	0.189	0.065	-0.370*	-0.159	0.041	-0.434	0.747**
	(0.353)	(0.389)	(0.072)	(0.160)	(0.154)	(0.113)	(1.629)	(0.271)
F-statistic	43.59	43.50	40.67	92.70	43.70	43.59	42.78	42.78
P-value	0.168	0.152	0.993	0.403	0.109	0.0902	0.970	0.722
N	91	90	88	90	89	91	90	90
R^2	0.137	0.103	0.181	0.084	0.147	0.108	0.113	0.317

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。共変量は、教員の性別、年齢、学歴（大卒＝１）、教員としての勤続年数、中高の免許保有、教員以外の経験の有無、学級数、在籍児童数を含む。

6.9　結果の解釈

以降では、ここまでの結果を踏まえて結果の解釈を行う。まず、どうして理科校にのみ、専科教員の配置が学力を高める効果があったのかという点である。理科は専門性が高い教科であり、小学校の教員は専門的知識の不足による不安が大きいと言われている。科学技術振興機構が実施した「平成 20 年度小学校理科教育実態調査」によると、全国の公立小学校から抽出された学級担任の約 5 割が理科全般の指導に苦手意識を持っていること、とりわけ物理や地学分野の内容が苦手であると感じており、教職経験が 10 年未満の教員の方が苦手意識が高いことが分かった (花上 et al., 2009)。また、約 7 割が理科の実験などに関する知識や技能を低いと回答しており、自由研究に関する指導力に不安を感じる教員の割合も高いことが分かった。近年の自治体で行われた調査においても、同様に小学校教員が理科の指導に苦手意識や不安感を持っていることが示されている（浪越, 2025）。488 名の理科教員に対するアンケート調査を分析した中嶋 and 久坂, 2020によれば、小学校教員の理科指導に対する不安は教員歴と共に低下する傾向があり、教師効力感についても、教員歴と共に上昇するという。小学校の学級担任の教員と理科の専科教員両方に調査を行った林 and 三崎, 2017によると、学級担任は専科教員に比べ自身が専門性が低く、教材研究や実験の準備の時間が不足していると認識しており、専科教員の専門性の高さや教材研究などの準備を評価していることを示している。

海外で行われた調査においても、小学校における理科指導の難しさが指摘されている。およそ 7,000 名の教員を対象に行われた 2018 年の全米理科・数学教育全国調査 (National Survey of Science and Mathematics Education)では、理科の授業への用意が十分にできている (Very Well Prepared) と回答した教員の割合が 31% で、国語 (77%)、算数 (73%)、社会 (42%) と比較して低い値となっている。米国で教職課程に所属する 268 名の学生に対して、課程を通じての理科指導に対する自己効力感の変化を測定したCantrell et al., 2003では、理科の指導において教育実習など実際に教える経験を積むことが自己効力感の上昇に繋がることが示されている。米国で教職志望の学生 62 名に開講した物理学の授業を通した自己効力感の変化を分析したMenon and Sadler, 2016によれば、受講

https://horizon-research.com/NSSME/wp-content/uploads/2020/04/Report_of_the_2018_NSSME.pdf

後に理科指導への自己効力感が有意に向上することが確認され、理科への知識を深めることが教員の自己効力感の向上に繋がることが示唆された。教師の自己効力感が生徒の学業成績に正の影響を与えるとすることを示す研究 (Caprara et al., 2006, Mojavezi and Tamiz, 2012) と併せて、特に理科については教科に関する知識や経験の豊富さが生徒の学習成果に与える影響が大きいと言える。

今回配置された専科教員は、定年退職後の再雇用も多いことから、総じて年齢が高く、長い経験に裏打ちされた質の高い指導が奏功した可能性がある。岡田, 2024は小学校の専科教員のグループインタビューを通じ、学級担任経験が長い教員が専科に移行した場合、授業中に学級目標や学級経営方針を意識した指導を行う傾向にあることを示している。今回の介入で配置された専科教員は、全員が在職中に担任の経験があることから、岡田, 2024が指摘するような包括的な指導が行われた可能性がある。なお、算数については同様の文献は見当たらない。

一方、理科校、算数校の両方で、教員の成長マインドセットは高まっており、専科教員の配置が担任教員の成長マインドセットにプラスの影響を与えた可能性がある。この経路ははっきりしないが、担任教員が経験のある専科教員とのコミュニケーションを通じて、成長マインドセットに変化があった可能性がある。なお、海外で行われた研究によると、担任教員の成長マインドセットの向上は児童の学力に正の効果を与えると指摘されている（Yeager et al., 2022）。

なお、千葉県教育委員会の協力を得て、著者らが、担任教員と専科教員の両方に 3 回のヒアリングを行っている。あくまでアネクドートではあるが、算数よりも理科の専科教員のほうが、「現職の時よりも教材研究や評価に時間をかけられている」との発言があった。具体的な内容を聞いてみると、例えば、「季節と生き物」の単元では屋外活動をしたり、「ものの温度と体積」の単元では実験をするなどの工夫をして、実験、映像資料、模型工作などを活用し、思考力・観察力を養う工夫をじっくり行える、とのことであった。つまり、より積極的に「探究的な学び」にシフトしている様子がうかがえた。理科は特に授業準備に時間がかかる教科であり、現職の時には十分な時間をかけて、探究的な学習活動を行うのは難しかったという。

しかし、専科教員が実施する授業時間は超過する傾向にあり、早めに授業を開始したり、休み時間が短くなることがあり、担任に調整の手間をかけてしまったという声もあった。担任からは、配置になった専科教員と担任の間で良好な人間関係が築ける場合には、経験のある専科教員の指導方法や子供への接し方からの学びが多いという。一方、評価については、担任と専科教員の間で異ならないよう、すり合わせが必要となり、そうした観点からも直ちに業務時間の削減につながらない部分もあるとのコメントがあった。こうした現場からの声は、必ずしも専科教員の配置が、担任教員の在校時間、授業準備時間、教員であることの負担感に影響していないという実証分析の結果と整合的と考えられる。

7　結論

本研究は、千葉県におけるクラスターランダム化比較試験を通じて、小学校中学年に非常勤専科教員を配置することが児童の学力および学習態度に与える因果効果を明らかにしたものである。分析の結果、理科の専科教員が配置された学校において、児童の理科の学力が統計的に有意に上昇し（約 0.18 *s.d.*）、加えて算数の学力にも正の波及効果（約 0.13 *s.d.*）が確認された。一方で、算数の専科教員配置は算数・理科いずれの学力にも有意な影響を与えなかった。国語の学力への波及効果もみられなかった。

また、理科校の児童では、学習方略のうち柔軟的方略（自らの状況に応じて学習方法を調整する力）および自制心の向上が確認された。これは、専科教員による専門性の高い授業が児童の主体的な学習行動を促した可能性を示唆している。加えて、担任教員の授業準備時間の変化や他教科への時間配分に有意な変化はみられなかったものの、教員の成長マインドセット指標が有意に改善しており、専科教員との協働が教員自身の学びや意識改革に寄与した可能性がある。

プラセボテストの結果、介入対象外の学年（5 年生）には類似の効果が確認されず、本結果が偶然によるものではないことが裏付けられた。また、配置の早かった学校ほど効果が大きい傾向がみられ、専科教員の稼働期間の長さが学習成果に重要であることが

示唆された。さらに、同一データを用いた他の教育政策との比較から、専科教員配置は少人数学級と比べて 1 標準偏差の学力向上あたりの費用が約 1/12（約 79,000 円）と、きわめて費用対効果の高い施策であることが確認された。

以上の結果は、教科担任制の効果が必ずしも一様ではなく、教科特性と教員の専門性を踏まえた制度設計が重要であることを示している。特に、理科のように専門性の高い教科において、経験豊富なベテラン教員を非常勤専科として配置することは、児童の学力向上と教員の専門性発揮の双方に資する可能性がある。今後は、専科教員と担任教員の協働のあり方や、教科横断的な学習とのバランスを含め、より持続的で実効的な教科担任制の運用モデルを検討していくことが求められる。

References

Anderson, R. C. (1962). The case for teacher specialization in the elementary school. *The Elementary School Journal*, *62*(5), 253–260.

Backes, B., Cowan, J., & Goldhaber, D. (2024). Departmentalized Instruction and Elementary School Effectiveness. Working Paper No. 298-0424. *National Center for Analysis of Longitudinal Data in Education Research (CALDER)*.

Backes, B., Cowan, J., & Goldhaber, D. (2025). Building Bridges to Middle School? Elementary School Departmentalization and Academic Achievement in the Upper Grades. Working Paper No. 315-0325. *National Center for Analysis of Longitudinal Data in Education Research (CALDER)*.

Bastian, K. C., & Fortner, C. K. (2020). Is less more? Subject-area specialization and outcomes in elementary schools. *Education Finance and Policy*, *15*(2), 357–382.

Bastian, K. C., Fortner, C. K., & Caton, K. (2023). Subject-area specialization and teacher retention: An elementary school story. *The Elementary School Journal*, *124*(2), 343–366.

Cantrell, P., Young, S., & Moore, A. (2003). Factors affecting science teaching efficacy of preservice elementary teachers. *Journal of Science Teacher Education*, *14*(3), 177–192.

Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Steca, P., & Malone, P. S. (2006). Teachers' self-efficacy beliefs as determinants of job satisfaction and students' academic achievement: A study at the school level. *Journal of school psychology*, *44*(6), 473–490.

Chan, T. C., & Jarman, D. (2004). Departmentalize Elementary Schools. *Principal*, *84*(1), 70–72.

Fryer Jr., R. G. (2018). The "pupil"factory: Specialization and the production of human capital in schools. *American Economic Review*, *108*(3), 616–656.

Hwang, N., & Kisida, B. (2022). Spread too thin: The effect of specialization on teaching effectiveness. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, *44*(4), 593–607.

Ito, H., Nakamuro, M., & Yamaguchi, S. (2020). Effects of class-size reduction on cognitive and non-cognitive skills. *Japan and the World Economy*, *53*, 100977.

Judson, E., & Sawada, D. (2000). Examining the effects of a reformed junior high school science class on students' math achievement. *School Science and Mathematics*, *100*(8), 419–425.

McGrath, C. J., & Rust, J. O. (2002). Academic Achievement and Between-Class Transition Time for Self-Contained and Departmental Upper-Elementary Classes. *Journal of Instructional Psychology*, *29*(1).

Menon, D., & Sadler, T. D. (2016). Preservice elementary teachers'science self-efficacy beliefs and science content knowledge. *Journal of Science Teacher Education*, *27*(6), 649–673.

Mojavezi, A., & Tamiz, M. P. (2012). The impact of teacher self-efficacy on the students'motivation and achievement. *Theory and Practice in Language Studies*, *2*(3), 483–491.

Yeager, D. S., Carroll, J. M., Buontempo, J., Cimpian, A., Woody, S., Crosnoe, R., Muller, C., Murray, J., Mhatre, P., Kersting, N., et al. (2022). Teacher mindsets help explain where a growth-mindset intervention does and doesn't work. *Psychological science*, *33*(1), 18–32.

岡田, 広. (2024). 小学校専科教師の学級経営に対する意識とその実際 — 小学校専科教師のグループ・インタビューから — [In Japanese]. 大和大学社会学部研究紀要, *3*, 23–34.

花上, 和., 松本, 誠., 下条, 徹., 田中, 基., 木庭, 治., 進藤, 明., 長谷川, 仁., 佐藤, 明., 渡辺, 怜., & 小倉, 康. (2009). 2G3-E3 小・中学校理科教育実態調査報告 I: 理科に対する教員

の意識等について (科学教育人材養成 (3), 一般研究発表, 次世代の科学力を育てる) [In Japanese]. 日本科学教育学会年会論文集 *33*, 443–444.
梶田, 英., & 道法, 亜. (2022). 小学校における教科担任制導入に向けての今後—実践校における意識調査から— [In Japanese]. 比治山大学・比治山大学短期大学部教職課程研究, *8*, 24–33.
佐藤, 純., & 新井, 邦. (1998). The relation between the use of learning strategies learning goals and causal attributions [In Japanese]. *Tsukuba Psychological Research*, *20*, 115–124. https://cir.nii.ac.jp/crid/1050282677523203456
所, 慎., 鈴木, 久., 田村, 忠., & 加藤, 孔. (2022). 小学校教科担任制の運用に関する一提案: 岩手県における教科担任制の現状把握と課題解決の手立ての探索から [Doctoral dissertation, Iwate University] [In Japanese].
浅田, 栄., & 中西, 紘. (2018). 「中 *1* ギャップ」の解消に向けた小学校における教科担任制の効果の検討 ― 学級担任制で学ぶ児童との意識調査の比較を通して ― [Doctoral dissertation, International Pacific University] [In Japanese].
中嶋, 彩., & 久坂, 哲. (2020). 小学校教員の理科指導に対する不安, 教師効力感, 学習動機の検討 [In Japanese]. 日本教育工学会論文誌, *44*(1), 1–9.
林, 康., & 三崎, 隆. (2017). 学級担任と理科専科の理科授業に対する意識 [Doctoral dissertation, Shinshu University Library] [In Japanese].
浪越, 一. (2025). 小学校理科教育充実のための持続可能な体制の構築 : 理科授業づくりサポートサイトの作成と活用に向けて [In Japanese]. 研究紀要 / 奈良県立教育研究所 *[*編*]*, (7), 18–40.

A 図表

表 A1: サンプルからの脱落の影響

		非脱落 (a)	脱落 (b)	(a)-(b)
算数校（T1）	算数	-0.022	0.140	-0.162
	N	977	11	
	理科	-0.045	0.340	-0.385
	N	970	11	
	国語	-0.049	-0.071	0.022
	N	975	11	
理科校（T2）	算数	0.064	-0.149	0.214
	N	777	84	
	理科			
	N			
	国語	0.088	-0.149	0.238*
	N	777	84	

表 A2: サンプルからの脱落と専科教員配置の関係

	理科	算数	国語
D^{T1}（算数校）	-0.107	-0.125	-0.124
	(0.080)	(0.082)	(0.082)
D^{T2}（理科校）	-0.137	-0.034	-0.034
	(0.085)	(0.114)	(0.114)
Y_{it-1}	-0.010	-0.026***	-0.020**
	(0.005)	(0.007)	(0.007)
Strata FE	YES	YES	YES
共変量	YES	YES	YES
N	2,631	2,732	2,732
R^2	0.109	0.126	0.123

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Strata FE は 5 つある地域を所管する教育事務所を表す。共変量は学級数、児童数。Strata FE（5 つある地域を所管する教育事務所）、学級数、児童数は全て統計的に有意ではない。

表 A3: 専科教員の配置の効果 (操作変数: 配置が 4 月に間に合ったか否か)

	理科	算数	国語
D^{T1}（算数校）	-0.083	0.028	0.041
	(0.149)	(0.130)	(0.095)
D^{T2}（理科校）	0.247*	0.177*	0.071
	(0.098)	(0.077)	(0.068)
Y_{it-1}	0.274***	0.724***	0.727***
	(0.053)	(0.026)	(0.033)
F-statistic	8.911	8.617	8.435
P-value	0.221	0.766	0.917
Strata FE	YES	YES	YES
共変量	YES	YES	YES
N	2,395	2,394	2,399
R^2	0.093	0.514	0.532

注）. ***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Strata FE は 5 つある地域を所管する教育事務所を表す。共変量は学級数、児童数。

表 A4: 専科教員の配置の効果 (IRT で算出された学力スコア)

	算数	国語
D^{T1}（算数校）	0.002	0.021
	(0.068)	(0.049)
D^{T2}（理科校）	0.111*	0.050
	(0.049)	(0.046)
Y_{it-1}	0.717***	0.713***
	(0.028)	(0.034)
Strata FE	YES	YES
共変量	YES	YES
F-statistic (Weak instrument)	35.96	36.03
P-value (Exogeneity)	0.578	0.560
N	2,445	2,418
R^2	0.513	0.524

注）. ***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Strata FE は 5 つある地域を所管する教育事務所を表す。共変量は学級数、児童数。Strata FE（5 つある地域を所管する教育事務所）、学級数、児童数は全て統計的に有意ではない。

表 A5: 専科教員の配置の効果 (異質性: 性別)

	学力			学習方略					非認知能力	
	理科	算数	国語	柔軟的方略	プランニング方略	作業方略	認知的方略	努力調整方略	自己効力感	自制心
D^{T1}（算数校）	-0.066	0.020	0.078	0.048	-0.008	0.064	0.005	-0.036	-0.064	0.011
	(0.091)	(0.067)	(0.075)	(0.068)	(0.098)	(0.078)	(0.106)	(0.104)	(0.080)	(0.097)
D^{T2}（理科校）	0.180**	0.117*	0.070	0.074	0.037	0.148*	0.135	-0.080	-0.046	-0.176
	(0.064)	(0.058)	(0.067)	(0.066)	(0.095)	(0.072)	(0.096)	(0.087)	(0.072)	(0.098)
女性	-0.026	-0.020	0.048	-0.159**	-0.161**	0.108	-0.136	0.022	-0.190***	0.242***
	(0.045)	(0.046)	(0.044)	(0.052)	(0.062)	(0.061)	(0.072)	(0.057)	(0.051)	(0.065)
$D^{T1}\times$ 女性	0.040	-0.005	-0.112	0.067	0.126	0.002	0.051	-0.078	0.087	0.013
	(0.132)	(0.085)	(0.085)	(0.094)	(0.087)	(0.092)	(0.113)	(0.103)	(0.082)	(0.109)
$D^{T2}\times$ 女性	-0.003	0.018	-0.038	0.071	0.071	-0.060	-0.000	0.066	0.157*	0.066
	(0.084)	(0.059)	(0.064)	(0.077)	(0.094)	(0.101)	(0.102)	(0.101)	(0.080)	(0.117)
F-statistic	15.01	17.74	16.41	21.12	21.45	21.16	23.53	20.29	20.33	19.78
P-value	0.645	0.637	0.649	0.628	0.534	0.415	0.459	0.335	0.229	0.983
N	2,395	2,394	2,399	2,334	2,334	2,333	2,203	2,335	2,350	2,353
R^2	0.098	0.514	0.532	0.183	0.185	0.199	0.166	0.204	0.240	0.099

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Baseline の学力、Strata FE（5 つある地域を所管する教育事務所）、学級数、在籍児童数をコントロールした。

表 A6: 専科教員の配置の効果 (異質性: もともとの学力)

	学力			学習方略					非認知能力	
	理科	算数	国語	柔軟的方略	プランニング方略	作業方略	認知的方略	努力調整方略	自己効力感	自制心
D^{T1}（算数校）	-0.034	0.109	0.155	0.190	0.114	0.178	0.054	-0.063	-0.007	0.112
	(0.177)	(0.127)	(0.134)	(0.116)	(0.128)	(0.109)	(0.130)	(0.150)	(0.109)	(0.130)
D^{T2}（理科校）	-0.036	0.056	0.069	0.159	0.071	0.110	0.083	-0.043	-0.015	-0.194
	(0.139)	(0.061)	(0.061)	(0.092)	(0.110)	(0.087)	(0.111)	(0.123)	(0.093)	(0.129)
Bottom tercile	-0.125	-0.177*	-0.202**	0.011	0.005	-0.173	0.059	-0.010	-0.055	-0.468***
	(0.141)	(0.074)	(0.068)	(0.121)	(0.093)	(0.096)	(0.099)	(0.098)	(0.075)	(0.088)
Middle tercile	-0.209	-0.207*	-0.059	0.153	-0.022	-0.198*	-0.002	-0.021	-0.104	-0.331***
	(0.147)	(0.088)	(0.073)	(0.100)	(0.073)	(0.101)	(0.109)	(0.085)	(0.078)	(0.082)
Top tercile	-0.316*	0.168	0.062	0.052	-0.105	-0.163	0.207	0.080	-0.021	0.163
	(0.154)	(0.110)	(0.098)	(0.109)	(0.086)	(0.116)	(0.109)	(0.083)	(0.098)	(0.096)
$D^{T1}\times$ middle tercile	-0.021	-0.097	-0.187	-0.224	-0.085	-0.176	0.090	0.017	-0.004	-0.152
	(0.198)	(0.129)	(0.143)	(0.161)	(0.120)	(0.117)	(0.127)	(0.143)	(0.094)	(0.127)
$D^{T1}\times$ top tercile	-0.016	-0.229	-0.251	-0.123	-0.109	-0.205	-0.190	-0.064	-0.052	-0.177
	(0.289)	(0.192)	(0.247)	(0.210)	(0.163)	(0.161)	(0.172)	(0.153)	(0.153)	(0.156)
$D^{T2}\times$ middle tercile	0.157	0.127	-0.067	-0.134	-0.030	-0.038	0.180	-0.037	0.072	0.058
	(0.200)	(0.082)	(0.080)	(0.110)	(0.098)	(0.115)	(0.126)	(0.119)	(0.082)	(0.152)
$D^{T2}\times$ top tercile	0.565*	0.122	0.051	-0.007	0.053	0.085	-0.032	0.035	0.083	0.153
	(0.270)	(0.080)	(0.077)	(0.138)	(0.106)	(0.112)	(0.139)	(0.146)	(0.080)	(0.157)
F-statistic	10.46	11.85	9.602	11.85	14.06	16.14	16.02	14.24	14.91	15.56
P-value	0.639	0.659	0.734	0.608	0.545	0.411	0.466	0.329	0.220	0.996
N	2,395	2,394	2,399	2,334	2,334	2,333	2,203	2,335	2,350	2,353
R^2	0.111	0.527	0.532	0.183	0.184	0.202	0.165	0.205	0.239	0.134

注）***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Baseline の学力、Strata FE（5 つある地域を所管する教育事務所）、性別、学級数、在籍児童数をコントロールした。

表 A7: 専科教員の配置の効果 (異質性: 保護者の SES)

	学力			学習方略					非認知能力	
	理科	算数	国語	柔軟的方略	プランニング方略	作業方略	認知的方略	努力調整方略	自己効力感	自制心
D^{T1}（算数校）	-0.044	-0.090	0.123	0.399*	0.466*	0.329	0.221	0.255	0.069	0.442**
	(0.224)	(0.197)	(0.141)	(0.185)	(0.196)	(0.177)	(0.173)	(0.158)	(0.171)	(0.153)
D^{T2}（理科校）	0.083	-0.100	-0.046	0.181	0.239	0.179	0.188	-0.092	-0.072	0.002
	(0.207)	(0.138)	(0.123)	(0.193)	(0.211)	(0.203)	(0.191)	(0.186)	(0.158)	(0.181)
Low SES	0.000	0.001	0.036	0.011	0.051	0.011	0.031	0.052	0.007	0.064***
	(0.029)	(0.029)	(0.042)	(0.022)	(0.027)	(0.024)	(0.021)	(0.029)	(0.021)	(0.017)
$D^{T1}\times$ low SES	0.002	0.036	-0.030	-0.105	-0.126*	-0.086	-0.057	-0.092	-0.027	-0.125**
	(0.068)	(0.059)	(0.042)	(0.054)	(0.056)	(0.054)	(0.051)	(0.047)	(0.049)	(0.044)
$D^{T2}\times$ low SES	0.030	0.074	0.012	-0.024	-0.048	-0.021	-0.016	0.026	0.036	-0.034
	(0.061)	(0.042)	(0.017)	(0.054)	(0.063)	(0.058)	(0.054)	(0.061)	(0.050)	(0.054)
F-statistic	16.49	20.30	17.55	30.73	31.46	30.51	35.92	30.24	30.22	27.67
P-value	0.392	0.344	0.494	0.357	0.237	0.228	0.208	0.280	0.280	0.374
N	2,395	2,394	2,402	2,334	2,334	2,333	2,203	2,335	2,350	2,353
R^2	0.097	0.515	0.532	0.185	0.187	0.202	0.168	0.207	0.239	0.103

注) ***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Baseline の学力、Strata FE（5 つある地域を所管する教育事務所）、学級数、児童数をコントロールした。low SES は通っている学校の就学援助率。

表 A8: 専科教員の配置の効果 (異質性: 担任教員の経験年数)

	学力			学習方略					非認知能力	
	理科	算数	国語	柔軟的方略	プランニング方略	作業方略	認知的方略	努力調整方略	自己効力感	自制心
D^{T1}（算数校）	-0.005	-0.007	-0.002	0.146	0.087	0.194	0.089	-0.067	-0.013	0.099
	(0.155)	(0.107)	(0.097)	(0.123)	(0.163)	(0.146)	(0.159)	(0.156)	(0.141)	(0.147)
D^{T2}（理科校）	-0.023	0.172*	0.119	0.250*	0.188	0.168	0.314*	-0.036	-0.067	-0.255
	(0.102)	(0.085)	(0.086)	(0.107)	(0.151)	(0.125)	(0.133)	(0.144)	(0.141)	(0.180)
Year	-0.009	-0.006	-0.008	-0.004	-0.003	0.003	0.012	-0.006	-0.002	-0.010
	(0.007)	(0.009)	(0.007)	(0.007)	(0.013)	(0.010)	(0.011)	(0.012)	(0.009)	(0.011)
$D^{T1} \times year$	-0.000	0.004	0.004	-0.006	-0.004	-0.015	-0.011	-0.001	-0.002	-0.006
	(0.014)	(0.011)	(0.010)	(0.012)	(0.014)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.011)
$D^{T2} \times year$	0.025**	0.002	0.001	-0.007	-0.008	-0.007	-0.021	0.002	0.008	0.016
	(0.009)	(0.010)	(0.009)	(0.010)	(0.013)	(0.011)	(0.013)	(0.013)	(0.012)	(0.014)
F-statistic	11.46	13.10	12.06	16.80	16.93	16.59	17.75	16.60	16.49	15.96
P-value	0.607	0.992	0.451	0.558	0.493	0.614	0.472	0.358	0.0752	0.658
N	2,180	2,168	2,173	2,114	2,113	2,112	1,994	2,115	2,129	2,133
R^2	0.104	0.504	0.527	0.179	0.176	0.205	0.160	0.202	0.240	0.107

注) ***、**、* はそれぞれ 0.1%、1%、5% 水準で統計的に有意であることを指す。学校レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いた。Baseline の学力、Strata FE（5 つある地域を所管する教育事務所)、性別、学級数、在籍児童数をコントロールした。year は担任教員の教員としての経験年数。

B Appendix

B.1 国内における教科担任制の事例

例えば、茨城県は 2020 年度に一部の公立小学校に試験的に教科担任制を導入した後、2021 年度より県内全ての公立小学校（義務教育学校含む）469 校で、高学年の算数・理科・英語を中心に教科担任制を導入した（茨城県教育委員会「小学校高学年からの教科担任制の導入について」）。具体的には、中学校教員免許を持つ教員を小学校に配置し、各クラスあたり週 3〜5 コマの算数・理科・英語の授業をその専科教員が受け持つ形を取っている。これにより、例えば算数であれば中学校数学の免許を持つ教員が小学校算数を担当するといった専門性の高い指導体制を敷いている。

小中一貫教育を推進するさいたま市では、2021 年度に市内 10 校のモデル校で先行的に教科担任制を導入し、2023 年度より市立小学校 104 校全てに拡大した。さらに、2027 年度から対象を中学校に拡大する計画を発表した（さいたま市「（令和 7 年 5 月 26 日発表）令和 9 年度から小学校教科担任制「さいたまモデル」を中学年でも全校実施します」）。小中一貫の利点を生かし、中学校教員が小学校高学年の授業を担当するケースも見られる。大分県は 2020 年度から県内 27 小学校で教科担任制を実施している。当初は理科や外国語などで専科指導を行い、2022 年度以降は学級担任同士が国語・社会・算数・理科・外国語を交換授業する形（担任間の教科交換）で主要教科の担任制を進めている（大分県教育委員会「小学校教科担任制に係る手引き」）。つまり、一部の教科でクラスの担任を入れ替えて専門性を発揮する方法である。鳥取県では 2016 年度からモデル校で始め、学校規模に応じた導入形態を確立している（鳥取県「小学校高学年における教科担任制について」）。例えば 1 学年 1 学級規模の学校では 5・6 年担任同士の授業交換、1 学年 2 学級では学年内で担任同士が教科交換、1 学年 3 学級以上では学級担任に加えて専科教員や級外担当を組み合わせるといった工夫をしている。宮崎県でも 2020 年度に 19 のモデル校で教科担任制を導入し、2022 年度には 43 校に対象を拡大させた（宮崎県「小学校教科担任制」）。基本は校内の担任同士の交換型だが、学校や教科によって専科教員を加配する「追加型」と組み合わせるなどの運用も行っている。

以上のように、自治体ごとに専科教員の配置方法や対象教科は様々である。文部科学省が作成した事例集でも、専科教員を新規配置する方法、担任同士の授業交換、中学校教員の活用といった手法により、国・社・算・理・英の 5 教科それぞれ別の教師が指導に当たったケースが紹介されている（文部科学省「小学校高学年における教科担任制

https://kyoiku.pref.ibaraki.jp/wp-content/uploads/2023/02/210222-2.pdf
https://www.city.saitama.lg.jp/006/014/008/003/014/002/p121335.html
https://www.pref.oita.jp/site/kyoiku/kyoukatanninsei2.html
https://www.pref.tottori.lg.jp/273629.htm
https://sites.google.com/g.miyazaki-c.ed.jp/gimu/小学校教科担任制

に関する事例集」)。特に導入初期には英語・理科・算数・体育などが「優先教科」と位置づけられ重点的に専科化が進められたものの、最近では自治体によっては国語や社会まで含めた主要 5 教科すべてで教科担任制を実現している例もある。なお、小中一貫校では、中学校の専門教員が小学校の授業を兼務する例も見られる。これにより小学校段階から専門的な指導を行うと同時に、中学校進学へのスムーズな接続（いわゆる「中 1 ギャップ」の軽減）も図られている。

B.2　費用対効果の算出根拠

本節では、理科の専科教員導入および学級規模縮小の費用対効果の算出根拠を示している。

理科専科教員配置の費用対効果算出　理科専科教員の配置に要する年間総費用を、「専科教員が担当した学校数 × 学級数 × 標準授業時数 × 教員の時数単価」として計算した。この際、学校数は実際に理科の専科教員が配置された学校数 (15 校) を用い、学級数はこれらの学校の小学 4 年における平均値 (1.85 学級) を用いた。標準授業時数と教員の時数単価には、文部科学省の定める理科の授業標準時数 (105 時間/年)および千葉県の定める 1 時数あたりの給与単価 (3,100 円)を用いている。これにより、計 15 校における理科専科教員の配置に要した総費用は 903 万 2625 円と算出された。

これらの学校における小学 4 年生の平均生徒数が 42.6 人であるため、専科教員配置の対象となった総学生数は 639 名となり、生徒一人当たりの費用は 1 万 4135.56 円と算出される。理科の専科教員の配置により理科のテストスコアが 0.178 SD(表4: LATE の推定値) 上がったため、1 SD のテストスコア上昇に必要な費用は 7 万 9413.28 円として計算できる。

少人数学級の費用対効果算出　少人数学級の費用算出には、現状から教師あたりの生徒数を一人減らす上でかかる費用を用いる。学級規模を 1 人減らすにあたって係るコストは学級規模が小さくなるにつれ上昇することから、実際の少人数学級制度の導入にかかる費用よりも保守的な値を計算していることになる。

まず、小学 5 年生の平均学級数は 1.65 学級、学級あたりの平均生徒数は 26.6 人であることから、小学 5 年の学級規模を 1 人減らすためには各学校において追加で 0.064 人教員を雇用する必要があると算出できる。千葉県における教員の平均給与が 592 万 3000 円であることから、学級規模を 1 人減らすためにかかる費用は 1 校あたり 38 万 1755.86

https://www.mext.go.jp/content/20230310-mext_zaimu-000027939_1.pdf
https://www.mext.go.jp/content/20210629-mxt_kyoiku01-000016453_4.pdf
https://www.pref.chiba.lg.jp/kyouiku/syokuin/saiyou/koushi/taiguu.html
https://www.pref.chiba.lg.jp/kouhou/kenmindayori/r4/r4-12/tayori-4.html

円となる。各学校における小学 5 年生の平均生徒数は 43.9 人であることから、導入にかかる費用は生徒一人あたり 8698.01 円となる。学級規模が 1 人減るごとにテストスコアが 0.009 SD(表7) 上昇することから、1 SD のテストスコア上昇にかかる費用を 96 万 6446.06 円として計算できる。

以上のことから、理科の専科教員の配置は少人数学級の導入と比較し、非常に費用対効果に優れることが示された。今回の千葉県における推定値を用いると、実に 12.2 倍近い費用対効果の差があることが確認された。少人数学級の費用の算出にあたっては保守的なアプローチをとっていることを考慮に入れると、実際の費用対効果の開きはさらに大きいと考えることができる。