

区立小学校での補習の効果：足立区のケース^{*1}

別所 俊一郎^{*2}

田中 隆一^{*3}

牛島 光一^{*4}

川村 顕^{*5}

野口 晴子^{*6}

要 約

東京都足立区が小学3・4年生を対象として行っている国語と算数の補習を目的とする小学校基礎学習教室の効果を計測した。分析にあたっては、区内の公立小学校に通う全児童のパネルデータを用い、学校ごとに補習に参加する児童の学力が異なることを操作変数として用いた。補習には国語・算数ともに正答率を向上させる効果が確認された。点推定値では小学3年時に目標点に到達できなかった児童への効果が大きく推定された。また、補習を1回よりも2回受けた児童への効果のほうが大きく推定された。

キーワード：補習

JEL classification：I21, J24

I. はじめに

子どもをめぐる環境は厳しいものから脱していない。「国民生活基礎調査」に基づく2015年の子どもの貧困率（貧困状態にある17歳以下の子どもの割合）は13.9%であり、前回調査の2012年から2.4%ポイント低下したものの、

OECD諸国のなかでは高い方に属している。子どもの貧困が問題となるのは、貧困が教育や健康等のさまざまな経路を通じて成人後の人生に影響を及ぼす懸念が大きいからである¹⁾。このような問題意識のもと、政府は2009年に子

*1 本研究は文部科学省科学研究費補助金基盤研究(B)(一般)「子どもの人的資本の蓄積メカニズムに関する実証研究—足立区の挑戦から学ぶこと—」(課題番号:16H03636)の一環として行われたものである。通常の留意を持って感謝したい。なお、本稿の内容や意見は全て筆者らの個人的な見解であり、財務省および財務総合政策研究所の見解を示すものではない。

*2 東京大学大学院経済学研究科准教授/前財務省財務総合政策研究所総務研究部総括主任研究官

*3 東京大学社会科学研究所教授

*4 筑波大学システム情報系社会工学域助教

*5 早稲田大学政治経済学術院准教授

*6 早稲田大学政治経済学術院教授

ども・若者育成支援推進法、2013年に子どもの貧困対策の推進に関する法律を成立させた。後者の法に基づく大綱では当面の重点施策の第1として教育の支援が挙げられたが、従来から地方自治体の単独事業として学習支援事業が実施され、一定の支持が得られてきた（佐久間2017）。

学力の低い児童や、社会経済的環境に恵まれない児童を対象を限定した学習支援や補習（remedial education）は、最低限の学習水準を達成させるために諸外国でも実施され、関心を集めている²⁾。その効果の経済学的検証は十分に行われているとは言い難いものの、蓄積が進んでいる。途上国においては無作為割当実験による評価も行われている（e.g., Banerjee et al. 2007, Kremer et al. 2013, Saavedra et al. 2017）が、先進国については観察データに基づく分析が主流である。中等教育までの補習については、短期的な学力試験の成績向上がしばしば検出されている（García-Pérez and Hidalgo-Hidalgo 2017, Machin, McNally and Meghir 2004, Lavy and Schlosser 2005）。Lavy, Kott and Rachkovski（2018）は補習の好ましい効果が成年期にまで及ぶ長期的なものである可能性を指摘している。大学におけるおもに新生を対象とした補習についての先行研究では、Bettinger and Long（2009）が肯定的な結果を得る一方で、効果に否定的な研究もあり（Martorell and McFarlin 2011, De Paola and Scoppa 2014, Duchini 2017）、見解の一致が見られていない。

最低限の学習水準を達成させるための補習だけでなく、授業時間の増加の影響についても研究が進められてきた。総じて近年の研究は授業時間の正の影響を検出しているが、その大きさはそれほどおおきくない（e.g., Lavy 2015）。日本については、Kikuchi（2014）が中学校での授業時間の減少が高校進学率を減少させた効果を検出している。授業時間の効果は科目によ

ても異なるかもしれないし（Bellei 2009, Zimmer, Hamilton and Christina 2010, Battistin and Meroni 2016）、非線形かもしれない（Lavy 2015, García-Pérez and Hidalgo-Hidalgo 2017）、家庭や学校や教室の環境（Bellei 2009, Rivkin and Schiman 2015）や伸びた授業時間で何が教えられるか（Huebener, Kuger, and Marcus 2017）にも左右されうる。

本稿の目的は、Bessho et al.（2019）を踏まえて、東京都足立区が小学3・4年生を対象として行っている国語と算数の補習の効果を検討することである。足立区の子どもの社会経済的環境は必ずしも恵まれたものではない。たとえば就学援助率は小中学校ともに都や国の平均を大きく上回っており、2013年度では全国平均が15.7%であるのに対し、足立区では35.8%となっている。全国学力・学習状況調査の結果は、小学6年生では全国平均と同じかやや高いものの、中学3年生では全国平均を下回っている。足立区教育委員会はこのような現状に対して、さまざまな教育環境整備を進めてきた。たとえば区で採用した非常勤講師による副担任講師制、おいしい給食づくり、幼保小連携、大学連携等であり、この一環として土曜日や長期休業中を活用した民間事業者による小学生・中学生に対する補習教室や宿舎が行われている。本稿で注目する補習事業はこれら一連の施策の一つに位置づけられる。

Bessho et al.（2019）では、2014年以降の児童個人のパネルデータが分析されている。その貢献のひとつは、日本においてはあまり活用されてこなかった児童個人のパネルデータを用い、児童の経済的環境を制御しつつ、公的部門が企画する補習の効果を計測したことにある。従来から区役所内部においても補習の直前と直後の確認テストを用いて補習の効果を調べてきたが、Bessho et al.（2019）では年1回区内の全小学校を対象として実施される「足立区基礎

1) 社会経済的要因と教育達成の関係を分析した Agasisti et al.（2018）は、日本は国際的に見ればこの関係が弱く、resilienceが高いグループに属しているとしている。

2) ヨーロッパにおける補習は European Commission（2013）が概観している。

学力定着に関する総合調査」の結果を利用し、補習を受講していない児童との比較を通じて補習の効果が分析されている。前述したように、小中学生に対する補習は各地で行われているものの、国際的に見てもその効果の検証の蓄積は十分とは言えない。

補習の効果の分析には、補習の受けやすさが学校によって異なることを用いた操作変数法を用いて、付加価値モデルを推定する。推定結果によれば、足立区の補習は国語の学力試験の正答率を偏差値換算で1.3上昇させる効果があるが、算数についてはそのような効果は検出され

ない。国語についての正の効果は、3年時に目標正答率に達していなかった児童にとくに大きいということはない。また、補習は勉強の大切さの認識を強め、学校外での勉強時間を増加させる効果も持つ。

本稿の構成は以下の通りである。続く第2節では補習に関する先行研究が概観され、第3節で補習と学力試験の制度的背景について説明する。データは第4節で、推定方法は第5節で提示される。第6節で推定結果を示し、最終第7節はまとめて充てられる。

II. 先行研究

学力の低い児童や、社会経済的環境に恵まれない児童を対象を限定した学習支援や補習は、最低限の学習水準を達成させるために諸外国でも実施され、関心を集めている。Bettinger and Long (2009) がまとめているように、このような補習は好ましい影響も持つが副作用もある。補習は、通常の授業についていくために必要な学力を獲得する手助けとなるし、対象となる児童に合わせて教え方を調整できる。他方、補習では学力の高い児童からの正の外部効果がなくなるし、受講児童はステイグマや心理的負担を感じるかもしれない。

教育経済学の文脈では、補習が学力達成や試験の成績に及ぼす影響が検討されてきた。本稿が検討するような先進国の初等中等教育に関しては、García-Pérez and Hidalgo-Hidalgo (2017) が、PAEと呼ばれる、2005年から2012年までスペインの小中学校で行われた補習の影響を検討している。PAEは放課後に少人数クラスで週に少なくとも4時間の支援を行う事業で、彼らの分析では、読解の成績を偏差値換算で0.85から1.74上昇させる効果が検出されている。Jacob and Lefgren (2004) はシカゴの公

立学校で行われた6週間の夏季教室の効果を検討している。この事業では、進級に必要な成績を得られなかった3・6・8年生が対象である。Fuzzyな回帰不連続デザインを用いた推定によれば、この夏季教室の効果は少なくとも2年間持続しているが、高学年になるほど効果は不明瞭である。彼らは夏季教室が正の効果をもつ原因として、留年を避けるインセンティブ効果、少人数指導等を指摘している。Machin, McNally, and Meghir (2004) は1999年にロンドンで始まったExcellence in Citiesという事業の短期的効果を推定している。14歳を対象とした差の差(DID)推定の結果は、数学の試験成績が3%上昇し、欠席が減る効果を示唆している。Lavy and Schlosser (2005) はイスラエルの高校での個人指導を含む補習の効果を検討し、大学入学資格の取得確率を22%、大学進学率を6%上昇させる効果を検出している。この研究では、補習の受講者が教員によって選抜されるため、DID推定とともに傾向スコアマッチングが用いられている。Lavy, Kott and Rachkovski (2018) はこの補習の長期的な影響を評価し、高等教育への進学率が13.6%上昇し、

統計的に有意ではないものの、年間収入が4%ポイント増加する効果を確認している。

補習については大学生を対象としたものについての分析が多く行われてきた。Bettinger and Long (2009) はオハイオ州の公立大学の新入生に対する補習の効果を2段階最小2乗法を用いて推定し、6年以内に学位をとる確率を上昇させ、5年以内に退学する確率を減少させる効果を検出している。他方で、テキサスのパネル行政データを用いた Martorell and McFarlin (2011) や、イタリアのデータを用いた De Paola and Scoppa (2014) と Duchini (2017) は回帰不連続デザインを用い、補習の好ましい効果を検出していない。

学力の低い児童生徒に対する補習についての研究は、授業時間に関する研究と関係している。授業時間に関する研究は大きく2つに分けられる。一つは1日の授業時間の変化について、もう一つは年間の授業日数の変化についてである。前者の例として、Zimmer, Hamilton, and Christina (2010) を挙げることができる。この研究では、No Child Left Behind Act の下でのピッツバーグでの補習事業と、ペンシルベニアでの教育支援が検討され、補習事業が数学の学力試験の成績を偏差値換算で1.4から2.6上昇させる効果を確認する一方で、読解については効果を検出していない。Battistin and Meroni (2016) は南イタリアの中学校での授業時間の延長の効果を調べ、数学には正の効果を認めたものの、国語には効果を認めていない。デンマークのデータを用いた Jensen (2013)、イスラエルのデータを用いた Lavy (2012) でも算数への効果を検出している。他方、Meyer and van Klaveren (2013) は3か月の課外授業の案内を無作為に配ったオランダの実験の結果を検討し、この事業が数学にも国語にも有意な影響を与えなかったとしている。

年間の授業日数の影響については、国際的・国内的な制度の違いを用いた研究や、準実験的な状況を利用した研究がある。制度の違いを用いた研究ではしばしば授業日数の正の影響が確

認されている (Lavy 2015, Rivkin and Schiman 2015, Cattaneo, Oggenfuss and Wolter 2017)。たとえば、Lavy (2015) は国際的な制度の差を利用し、1時間の授業時間の延長が偏差値換算で0.6の試験成績の上昇をもたらすとした。準実験的な状況の例としては、気象条件の変化 (Marcotte and Hemelt 2008)、試験日程の違い (Carlsson, Dahl, Öckert, Rooth 2015) 等がある。Belli (2009) はチリの高校の全日制への変更を分析している。DIDを用いた分析によると、この変更は国語の成績を偏差値換算で0.5から0.7、数学の成績を0.0から1.2程度上昇させた。Huebener, Kuger, and Marcus (2017) はドイツの制度変更を分析している。この変更では11歳から15歳の制度の授業時間が週に2時間増加し、これにより成績が偏差値換算で0.5から0.6上昇したとされる。同じ制度変更を扱った Dahmann (2017) では、教育や学習から獲得される結晶性知能への効果は検出されていない。Cortes and Goodman (2014) はシカゴの公立学校で実施されたカリキュラム変更の効果を評価している。この変更は、8年生のときに数学の成績が全国の中位よりも低かった生徒に対して代数の授業時間を2倍にするというものであり、これにより対象者の数学の成績は偏差値換算で0.81上昇している。Taylor (2014) も数学の授業時間の増加が数学の試験成績の上昇につながったとの結論を得ているが、この効果は2年で1/3にまで減衰している。長期的な効果については、Pischke (2007) が西ドイツで1966年から1967年に実施された就学年数短縮の効果を研究している。彼の推定結果によれば、この年数短縮によって進学トラックに進む生徒は少なくなったものの、その後の人生での所得や雇用に負の効果は見つかっていない。Banks and Mazzonna (2012) は1947年のイングランドでの就学年数延長が、老齢期の認知機能の上昇をもたらしたとの結果を得ている。日本については、Kikuchi (2014) が中学校での授業時間短縮が高校進学率を低下させたという結果を報告している。さらに Kawaguchi

(2016)は、2002年の授業日数減少が社会経済的な差を拡大させた効果を、PISAの成績を用いて示している。

総じて、補習や授業時間についての近年の研究は正の影響を検出しているが、その大きさはそれほど大きくない。授業時間の効果は各個人の意思決定によって、あるいは家庭や学校や教室の環境(Bellei 2009, Rivkin and Schiman 2015)によって異なるし、非線形かもしれない

(Lavy 2015, García-Pérez and Hidalgo-Hidalgo 2017)。効果の違いは内容によるのかもしれない。追加的な時間が、補習でよくあるように既習内容の復習に充てられれば、成績の低い児童生徒にとって望ましいものとなろう。しかし、追加的な時間で新たな内容が教えられれば成績の高い児童生徒にとって好ましいものとなり、成績のギャップが広がることにもなりかねない(Huebener, Kuger, and Marcus 2017)。

Ⅲ. 制度的背景：補習と学力試験

Ⅲ-1. 補習

本稿では、人口約60万人の東京都足立区が行っている小学校基礎学習教室と呼ばれる補習の効果を検討する。この補習は小学3・4年生を対象とし、小学3年までに習得すべき基礎的な内容である「四則計算の基礎(算数)」と「漢字の書き取り(国語)」を身に着けさせることを目的としている。受講者は算数と国語をともに受講する。実施時間は1回90分であり、各補習は土曜日もしくは水曜日の放課後に行われる³⁾。補習は前期と後期に分けられ、それぞれ15回ずつから成る。前期は小学2年までの既習内容、後期は小学3年の既習内容をそれぞれ扱う。

この補習は足立区の単独事業である。2009年度から開始された「あだち小学生基礎計算補習教室」を引き継いで2011年度から開始され、区の事業としては2016年度に終了した。この事業の事業費は2015年度8282万円、2016年度7212万円であった。区の事業ではあるものの、所管する公立小学校69校のうち、自校対応があるため不要と申告した学校では実施されない。補習の教材は区が用意するが、運営は民間事業者2社が担い、2015年度ではそれぞれ

区内の北半分24校と南半分23校を担当した。補習での指導方法は2社で異なる。補習を受ける児童は区内統一の数量的基準ではなく、各小学校の教員によって選抜され、1校あたり小学3・4年合わせて20名が上限とされた。

足立区では、この補習以外にも、放課後子ども教室や副担任講師の配置等、公立小学校における学力定着のためのさまざまな取り組みを進めており、各校でも独自の取り組みを進めている場合がある。本稿で検討の対象とする補習を実施していない小学校でも独自に学力定着のための取り組みを行っているため、後述するように、補習を実施していない学校は本稿の標本から除外している。

Ⅲ-2. 学力試験

足立区では、文部科学省が全国的に実施している「全国学力・学習状況調査(全国学テ)」や、東京都が実施している学力調査に加えて、児童・生徒の基本的な学力の定着状況・生活習慣・学習習慣等の実態把握のため、「足立区基礎学力定着に関する総合調査」という独自の調査を年1回実施している。この調査では学力試験のほか、学習や生活についてのアンケートを行って

3) 2007年度に文部科学省が創設した「放課後子ども教室推進事業」による事業ではない。

いる。この独自調査は年度初めの4月に実施され、対象は小学2年生から中学3年生までである。出題範囲は前学年までの学習内容とされており、試験科目は小学2年から中学1年までは国語と算数・数学、中学2年・3年については国語・数学・英語である。

この学力試験では、正答数と出題数の比である正答率について、全学年までの基本的な学習内容が理解できていれば到達できると期待できる目標正答率が設定されている。目標正答率の値は年度・教科によって異なっているが、60%後半から70%台に設定されていることが多い。

IV. データ

Bessho et al. (2019) で用いられているデータは、小学校の補習を行っている足立区の児童生徒のデータベースから抽出したものである。このデータベースは公立小学校の児童・公立中学校のすべての生徒のパネルデータを含んでいる。

データベースには、前節で述べた国語、算数・数学、英語の学力試験の結果が含まれている。この学力試験は年度初めに行われるため、前年度の学力到達度を表すと考えられる。学力試験の結果以外には、検討の対象となっている補習への出席状況と就学支援制度の適用状況の情報が利用可能である。補習への出席状況としては、小学3・4年生時の前期・後期の補習を北半分・南半分のいずれで受けたかの情報が利用可能である。ただし、15回の補習のうち出席回数情報は含まれていない。就学支援制度の適用状況は、申請せず、申請したが否認定、準要保護、要保護の4段階に分けられる。要保護とは保護

者が生活保護制度における教育扶助を受けていることを表し、準要保護とは保護者が要保護者に準ずる程度に困窮していると市区町村教育委員会が認めたことを表す。

このデータベースは2009年から2017年までをカバーしているが、小学3・4年生の補習への出席状況のデータは2014年から2016年までしか利用可能ではない。2016年の補習の効果は2017年の学力試験の結果で計測されるから、本稿では2014年と2015年に小学3・4年生として補習を受講した児童を検討対象とする。すなわち、本稿の標本は、2014年の3年生（2015年の4年生）、2015年の3年生（2016年の4年生）の2学年から構成される。また前述したように、小学校によっては学校独自の対応を行い、補習を受けさせていないところもあるから、そのような小学校に通う児童は標本から除外している。

V. 推定方法

V-1. 推定式

習得すべき基礎的な学習内容を教える「補習」の効果を計測の方法はいくつかある。もし補習を受けるかどうかで学力試験の正答率のような明確な単一の数値的基準によってのみ決

まっていれば、その基準を閾値として閾値近傍の児童のデータを用いる回帰非連続デザイン（RDD：Regression Discontinuity Design）を用いることができる（e.g., Jacob and Lefgren 2004）。補習の有無がさまざまな要因を考慮した

教員や学校によって決められており、補習前後の学力達成度のデータが利用可能であれば、傾向スコアマッチングや差の差推定(DID: Difference-In-Differences)が用いられる(e.g., Lavy and Schlosser 2005, García-Pérez and Hidalgo-Hidalgo 2017)。ここでは児童のパネルデータが利用可能だから、以下の推定式を用いる。

$$Y_{i,t+1} = \beta D_{i,t} + \delta X_{i,t} + a_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、 $Y_{i,t}$ は児童*i*の*t*年における学力試験の結果、 $D_{i,t}$ は児童*i*の補習の受講状況、 $X_{i,t}$ はその他の説明変数、 a_i は児童*i*の通時的に一定の観測できない固定効果、 τ_t は*t*年における観測できない固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項である。推定すべきパラメータは β と δ である。前述したように、学力試験は年度初めに行われるから、被説明変数が2015年の学力試験の結果の変化であれば、主たる説明変数は2014年の補習の受講状況である。

学力試験の結果としては正答率の2種類を用いる。正答率は各年度・各学年で平均50、標準偏差10になるように基準化され、いわゆる日本で言う「偏差値」となる。標本は小学生であるので、国語と算数の2科目について別々に推定を行う。

受講状況を表す変数としては以下の3種類を用意した。第1は、補習を受講したか否かを表す2値変数である。第2は、受講回数1回と2回のそれぞれを表す2値変数2個である。補習は前期と後期に分かれており、それぞれの受講状況の情報からこの変数を作成した。第3は、北半分・南半分のどちらの小学校に属しているか、すなわち2社の業者のどちらの補習を受けたかを表す2個の2値変数である。1校を除き同じ学校に属する児童は同じ業者の補習を受けており、北から南・南から北への切り替えは標本期間内では発生していない。この変数を用いているときには、この1校に属した児童を標本から除外している。

その他の説明変数として、就学援助の否認定・準要保護・要保護の3種類の2値変数、*t*年度に通った小学校を表す変数、前年度の国語と算

数の正答率の2次式を用いた。

V-2. 操作変数

(1)式を児童のパネルデータを用いて推定するとき、通常の固定効果モデルを用いると児童の観測できない通時的に一定の異質性を制御することができる。しかし、通常の固定効果モデルでは、補習の効果を表す係数 β の一致性のある推定量を得られるとは限らない。前述したように、補習は既習の学習内容を十分には理解していない児童を対象としており、各校の教員が児童の状況を考慮して受講する児童を選抜しているからである。もし学力試験の点数の上がりにくい児童を選抜して受講させているとすれば、通常の固定効果モデルによる推定では補習の効果 β は過小に推定されやすくなるだろう。逆に、何らかの理由で補習の効果が出やすい児童を選抜していれば、補習の効果 β は過大に推定されやすくなると考えられる。いずれにせよ、逆の因果や省略変数が存在するために、通常の固定効果モデルでは一致推定量が得られるとは限らない。

説明変数に内生性が疑われるときの標準的な対処方法のひとつは、操作変数の利用である。Bessho et al. (2019)では、各校で補習の受けやすさが異なることを操作変数として用いている。前述したように、教員が補習を受ける児童を選抜しているが、各校あたりの受講者数には20名という上限が設定されている。したがって、既習の内容を十分に理解していない児童であっても、同じ学校に同じような児童が多くいれば、補習を受けないかもしれない。逆に、学習内容があるていど理解していても、同じ学校の理解していない児童の数がそれほど多くなければ、補習を受けるようになるかもしれない。

表1は、補習を受けた年度の年度初めに受けた学力試験の成績が、補習を受講した児童と受講しなかった児童で重なっていることの例示である。表1は2015年の小学3年の国語の結果を示しており、補習を受講した児童の正答率の分布は、非受講児童の分布よりも下に偏ってい

るものの、受講児童にも正答率の高い児童が存在し、逆に、非受講児童にも正答率が50%に達しなかったものが含まれていることがわかる。なお、この試験について教育委員会が設定した目標点は73.6点であり、目標点に達しなかった児童でも補習を受けなかった児童が存在

している。

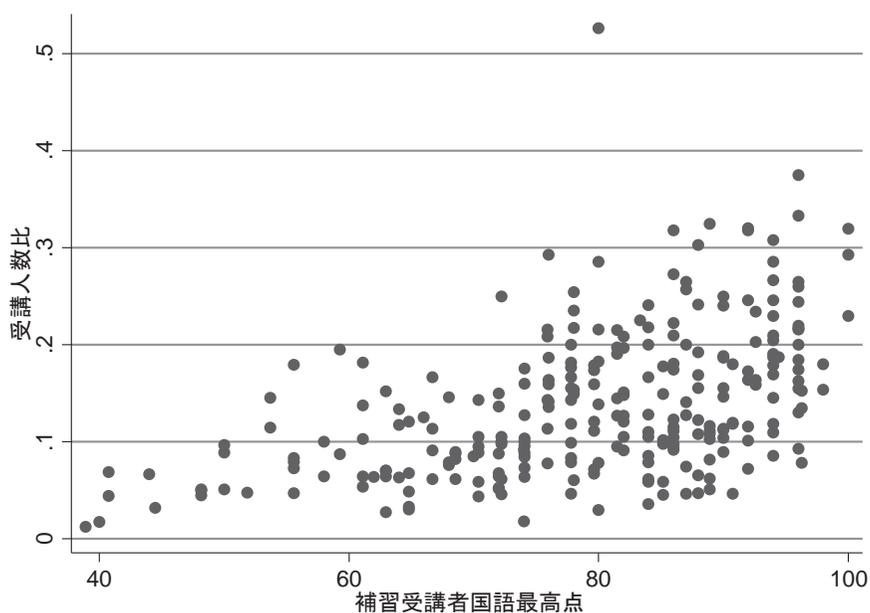
補習の受けやすさが学校によって異なることは、図1に示されている。この図は、2014年から2016年の小学3年の国語について、受講児童のうちの年度初めの試験での正答率の最高値と、補習受講児童数の学年人数に対する比率

表1 補習受講者と非受講者の当年度試験の国語正答率の分布（人）

正答率	非受講者	受講者
<50	57	118
50-55	39	22
55-60	92	44
60-65	86	25
65-70	220	55
70-75	205	36
75-80	440	49
80-85	388	23
85-90	625	35
90-95	390	16
95-100	356	4
合計	2,898	427

(注) 2015年の小学3年、国語の分布。このときの目標点は73.6点。自校対応した小学校の児童を除く。

図1 補習受講者の最高点と受講者の学年人数に対する比率の分布



(注) 2014～2016年度の小学3年。自校対応した小学校を除く。

を学校ごとにプロットしたものである。学校によって受講児童の最高正答率は40%以下から100%近いところまで分布している。また、受講児童の比率も学校によるばらつきが大きく、40%近い児童が受講している学校から、ほとんど受講者がいない学校までである。このような状況では、同じ正答率であっても学校によって受講したかどうかには差があることは十分にありうると推測される。

このような状況を踏まえて、Bessho et al. (2019)では各校での補習の受けやすさを操作変数として用いる。具体的には、Wooldridge (2010, p. 939, Procedure 21.1) と Bettinger and Long (2009) にしたがって、各年・各学年での補習の受けやすさを Probit 推定したあてはめ値を操作変数とする。 $D_{i,t}$ は補習を受講したか否かを表す2値変数であるとき、1段階目の推定式は

$$P(D_{i,t} = 1 | X_{i,t}, Z_{i,t}) = \Phi(\pi_t X_{i,t} + \rho_t Z_{i,t}) \quad (2)$$

である。ここで F は標準正規分布の分布関数であり、 $Z_{i,t}$ が2段階目で除外される操作変数

である。除外操作変数としては、各学校・各学年での順位から作成した2値変数を利用した。すなわち、補習を受ける直前の学力試験の結果が低いほうから5番目までに入っていれば1となる2値変数と、6番目から10番目までに入っていれば1となる2値変数を作成した。(2)式を推定し、得られた係数推定値を用いたあてはめ値を操作変数とした。 $D_{i,t}$ が2値変数のベクトルであるときには、各要素について Probit 推定を行ってあてはめ値を作成した。

この操作変数の妥当性と外生性については以下のように考えられる。前述したように、各学校で補習を受ける児童数には上限があるから、補習を受けるか否かは学校内での順位に依存する。すなわち、成績が低くても学校内順位が高ければ、補習を受けていないかもしれない。したがって、本稿の操作変数は妥当性を満たすと考えられる。他方、学校内順位は翌年の学力試験の点数に直接に影響するとは考えにくいから、外生性も満たされると考えられる。

VI. 推定結果

VI-1. 標本統計

表2では、補習の受講別・年度別の標本統計量を小学3年・4年のそれぞれについて示している。ここで示した学力試験の結果は補習を受ける前の年度初めのものである。補習を受講していない児童では、国語・算数の基準化された正答率が51から54であるのに対し、補習を受講した児童では正答率は37から45にとどまっている。補習を受けた後の受講児童の正答率は非受講児童に比べると低い。しかし、受講前後の正答率の伸びは、非受講児童よりも受講児童のほうが大きい。たとえば、4年生と5年生を比較したパネルBの国語の成績を見ると、受講児童の平均正答率は37.97から38.63へと0.66上昇しているのに対し、非受講児童の平均

正答率は51.35から51.39へと0.04しか上昇していない。同様の傾向は3年生と4年生を比較したパネルAにもみられる。ただし、この違いは大きくないし、統計的にも有意ではない。

正答率以外の変数についてみてみよう。性別については、補習を受けた児童では男児の比率がやや多い。就学援助の受給状況についてみると、受講児童では準要保護や要保護の保護者を持つ比率が高い。たとえば小学3年生では、非受講児童のうち準要保護または要保護の保護者を持つ比率は28%であるのに対し、受講児童ではこの比率は46%に達している。

児童の意識について5つの変数を用意した。これらは、(1)学校は楽しいですか、(2)勉強は好きですか、(3)勉強は大切だと思います

表2 標本統計

A. 3年→4年

	非受講者		受講者	
	3年生	4年生	3年生	4年生
試験点数（国語）	54.81 (6.961)	51.72 (8.637)	45.18 (10.17)	40.54 (11.19)
試験点数（算数）	51.83 (8.110)	51.89 (7.967)	39.05 (11.92)	40.41 (12.94)
女兒*	0.500 (0.500)		0.433 (0.496)	
就学支援非認定*	0.0523 (0.223)	0.0566 (0.231)	0.0586 (0.235)	0.0706 (0.256)
準要保護*	0.263 (0.440)	0.258 (0.437)	0.409 (0.492)	0.395 (0.489)
要保護*	0.0183 (0.134)	0.0188 (0.136)	0.0478 (0.213)	0.0489 (0.216)
学校は楽しい*	0.940 (0.238)	0.656 (0.475)	0.896 (0.306)	0.568 (0.496)
勉強は好きだ*	0.830 (0.376)	0.417 (0.493)	0.745 (0.436)	0.261 (0.439)
勉強は大切だと思う*	0.984 (0.125)	0.881 (0.324)	0.946 (0.227)	0.807 (0.395)
授業は楽しい*	0.920 (0.271)	0.512 (0.500)	0.870 (0.337)	0.398 (0.490)
授業はよくわかる*	0.920 (0.271)	0.608 (0.488)	0.789 (0.408)	0.434 (0.496)
勉強時間（平日）2時間以上*		0.174 (0.379)		0.151 (0.358)
勉強時間（平日）1時間以上*	0.163 (0.369)	0.481 (0.500)	0.161 (0.367)	0.384 (0.487)
勉強時間（休日）2時間以上*		0.111 (0.314)		0.0923 (0.290)
勉強時間（休日）1時間以上*	0.150 (0.357)	0.308 (0.462)	0.197 (0.398)	0.277 (0.448)
ビデオゲーム（平日）30分以下*	0.520 (0.500)	0.510 (0.500)	0.496 (0.500)	0.481 (0.500)
ビデオゲーム（平日）1時間以下*	0.711 (0.453)	0.698 (0.459)	0.672 (0.470)	0.644 (0.479)

(注) カッコ内は標準偏差。*は2値変数。

すか、(4) 授業は楽しいですか、(5) 授業はよくわかりますか、の5つの質問から作成した。これらの質問に対し3年生は2個、4・5年生は5個の選択肢から一つ選んで答えており、ここでは最も強く同意する選択肢を選んだ時に1となる2値変数を作成した。表2からは、これ

ら5つの質問のすべてについて、同意する比率は非受講児童のほうが受講児童よりも低い。たとえば、3年生の受講児童では「授業はよくわかる」と答えた比率は80%に満たないのに対し、非受講児童ではこの比率は90%を越える。これらの比率は、「勉強は大切だと思いますか」

B. 4年→5年

	非受講者		受講者	
	4年生	5年生	4年生	5年生
試験点数（国語）	51.35 (8.856)	51.39 (8.708)	37.97 (10.79)	38.63 (11.38)
試験点数（算数）	51.53 (8.374)	51.28 (8.838)	37.10 (13.16)	37.64 (11.99)
女兒*	0.498 (0.500)		0.426 (0.495)	
就学支援非認定*	0.0553 (0.229)	0.0628 (0.243)	0.0654 (0.247)	0.0654 (0.247)
準要保護*	0.262 (0.440)	0.252 (0.434)	0.407 (0.492)	0.388 (0.488)
要保護*	0.0201 (0.140)	0.0170 (0.129)	0.0443 (0.206)	0.0570 (0.232)
学校は楽しい*	0.653 (0.476)	0.319 (0.466)	0.572 (0.495)	0.272 (0.446)
勉強は好きだ*	0.409 (0.492)	0.169 (0.375)	0.262 (0.440)	0.0949 (0.293)
勉強は大切だと思う*	0.878 (0.328)	0.850 (0.357)	0.791 (0.407)	0.793 (0.405)
授業は楽しい*	0.506 (0.500)	0.238 (0.426)	0.420 (0.494)	0.213 (0.410)
授業はよくわかる*	0.600 (0.490)	0.314 (0.464)	0.407 (0.492)	0.262 (0.440)
勉強時間（平日）2時間以上*	0.175 (0.380)	0.237 (0.425)	0.139 (0.347)	0.135 (0.342)
勉強時間（平日）1時間以上*	0.487 (0.500)	0.547 (0.498)	0.359 (0.480)	0.344 (0.476)
勉強時間（休日）2時間以上*	0.112 (0.316)	0.147 (0.354)	0.108 (0.310)	0.0738 (0.262)
勉強時間（休日）1時間以上*	0.312 (0.463)	0.286 (0.452)	0.243 (0.429)	0.196 (0.398)
ビデオゲーム（平日）30分以下*	0.507 (0.500)	0.447 (0.497)	0.508 (0.500)	0.418 (0.494)
ビデオゲーム（平日）1時間以下*	0.694 (0.461)	0.639 (0.480)	0.656 (0.476)	0.576 (0.495)

（注）カッコ内は標準偏差。*は2値変数。

という質問以外では、学年が上がるにしたがって低下傾向にある。

家庭での時間の使い方については、平日・休日の勉強時間、ビデオゲーム（携帯電話やスマートフォンでのゲームを含む）の時間を多岐選択式で答えさせている。総じて、受講児童の勉強時間は非受講児童よりも短く、ビデオゲー

ムの時間は受講児童のほうが長い。パネルBで見られるように、4年生から5年生にかけて、非受講児童は家庭での勉強時間を増やしているのに対し、受講児童では減らしていることがみとれる。

ただし、これらの表の結果は補習の受講の有無以外の要因を制御しておらず、より詳細な検

討が必要である。そこで次に、回帰分析を用いた推定結果を示す。

VI-2. 基本ケース

表3は、基本ケースの推定結果を示している。第1列と第2列はOLSによる結果、第3列と第4列は固定効果モデルによる結果、第5列と第6列は操作変数を用いた結果を示しており、第7列は操作変数法を用いたときの第1段階の推定結果を示している。また、第1・3・5列は国語に、第2・4・6列は算数に関する推定結果を示している。

OLSによる推定結果では、補習の係数はマイナスに推定されている（第1・2列）。OLS推定では児童の観測されない固定効果を制御していないから、負の係数は、受講児童が非受講児童よりも平均的に正答率が低いことを反映している。固定効果を制御すると、補習の係数は国語では正であり（第3列）、算数では統計的にゼロと異なる（第4列）。この結果は、補習が受講児童の国語の正答率を偏差値換算で0.66上昇させると解釈できる。

操作変数法を用いるときの第1段階の推定結果（第7列）は、操作変数が受講の有無を十分

表3 推定結果：基本ケース

	国語	算数	国語	算数	国語	算数	1段階目
推定方法	OLS	OLS	FE	FE	FE-IV	FE-IV	
補習	-2.225*** [0.257]	-2.367*** [0.278]	0.663** [0.325]	-0.105 [0.365]	1.296* [0.725]	0.059 [0.793]	
補習の受けやすさ							0.825*** [0.021]
就学支援 (非認定)	-0.505* [0.276]	-0.016 [0.262]	0.252 [0.401]	0.617 [0.392]	0.248 [0.398]	0.616 [0.391]	-0.0110 [0.019]
就学支援 (準要保護)	-0.994*** [0.146]	-0.970*** [0.147]	-0.296 [0.460]	-0.053 [0.455]	-0.314 [0.461]	-0.058 [0.455]	0.0090 [0.020]
就学支援 (要保護)	-1.214*** [0.448]	-1.118** [0.457]	-4.140*** [1.501]	1.136 [2.225]	-4.123*** [1.505]	1.140 [2.236]	-0.0940 [0.060]
前年成績 (国語)	0.676*** [0.067]	0.294*** [0.075]	-0.653*** [0.083]	-0.021 [0.088]	-0.660*** [0.083]	-0.023 [0.087]	0.007** [0.003]
前年成績 (算数)	0.060 [0.049]	0.555*** [0.058]	0.272*** [0.069]	-0.683*** [0.080]	0.275*** [0.069]	-0.682*** [0.081]	0.0010 [0.002]
前年成績 (国語 x 算数)	-0.001 [0.002]	-0.007*** [0.002]	-0.010*** [0.002]	0.007*** [0.002]	-0.010*** [0.002]	0.007*** [0.002]	0.0000 [0.000]
前年成績 (国語) ²	-0.001 [0.001]	0.003*** [0.001]	0.007*** [0.001]	-0.003** [0.001]	0.007*** [0.001]	-0.003** [0.001]	0.0000 [0.000]
前年成績 (算数) ²	0.003*** [0.001]	0.003*** [0.001]	0.003*** [0.001]	-0.001 [0.001]	0.003*** [0.001]	-0.001 [0.001]	0.000** [0.000]
学校 FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年度 x 学年 FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Cragg-Donald F					643.5	643.5	
観測値数	11,962	11,976	11,962	11,976	10,286	10,290	
R2	0.581	0.592	0.258	0.217	0.257	0.217	
児童数	6,819	6,831	6,819	6,831	5,143	5,145	

(注) カッコ内は頑健な標準誤差。***, **, *は係数の推定値がそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準でゼロと統計的に異なることを示している。テストの成績は、各学年と年度で平均50、標準偏差10になるように基準化している。

に予測できていることがわかる。また、Cragg-DonaldのF統計量も十分に大きい。第2段階での補習の係数推定値（第5・6列）は固定効果モデルによる推定結果よりも大きく、国語については補習が正答率を偏差値換算で1.3上昇させると解釈でき、統計的に有意に正である。操作変数法を用いると固定効果モデルよりも係数推定値が大きいことは、固定効果モデルの結果が下方バイアスをもつことを示唆しているかもしれない。その原因としては、教員が、学習により時間を要する児童やテストの正答率が上がりにくい児童を選抜して補習を受けるように勧めていることが考えられる。このような選抜は本稿のケースでは十分にありうるから、以下では操作変数法を用いた固定効果モデルを用いた推定結果を示す。

ここで検出された補習の効果の大きさは海外の既存研究とも大きくは変わらない。たとえば、García-Pérez and Hidalgo-Hidalgo (2017)は放課後の補習がテストの成績を偏差値換算で0.85から1.74上昇させるとしている。授業時間についての先行研究でも偏差値換算で2かそれ以下の正の効果を確認されている（e.g., Belli 2009, Zimmer, Hamilton and Christina 2010, Lavy 2015, Huebener, Kuger and Marcus 2017）。

VI-3. 効果の異質性

前小節で示された結果は、平均すれば補習のもつ学力試験の結果を改善する効果を示唆しているが、その効果は児童や補習のあり方によって異なるかもしれない。そこで本小節では、補習の受講を示す2値変数と、児童と補習についての変数との交差項を用いたり、標本を限定したりして、どのような児童や補習で効果が高いのかを検討する。

VI-3-1. 3年時に目標未達成の児童

本稿で検討している「基礎学習教室」は、既習内容を十分に理解していない児童を対象としているが、小学3年の年度初めの学力試験の成績がよかった児童でも補習を受けている一方で、成績が悪かった児童でも補習を受けていないことがある。そこで、3年時の学力試験で目標正答率に到達しなかった児童に限定した推定を行った。

結果は表4に示されている。表上段では、全標本を用いた結果とともに、コーホートごとに推定した結果も示している。基本ケースと同じく、全体でもコーホートごとでも、3年時に目標正答率に達していない児童に限定しても、算数の正答率への補習の効果は統計的には検出されない。他方、国語への影響はおおむね正に推定されており、2015年に3年生だったコーホートに限定したケース以外では統計的にも有意で

表4 推定結果：3年時の成績の低い児童

	全体		2015年に3年生		2014年に3年生	
	国語	算数	国語	算数	国語	算数
全体						
補習	1.296*	0.059	0.825	-1.451	1.852*	1.374
	[0.725]	[0.793]	[1.026]	[1.168]	[1.008]	[1.072]
3年時に目標点に達していなかった児童						
補習	1.770**	0.646	1.413	-1.060	2.191*	1.914
	[0.816]	[0.909]	[1.139]	[1.312]	[1.149]	[1.221]

(注) カッコ内は頑健な標準誤差。***, **, *は係数の推定値がそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準でゼロと統計的に異なることを示している。テストの成績は、各学年と年度で平均50、標準偏差10になるように基準化している。推定方法は固定効果を考慮した操作変数法で、他の制御変数は表3に同じ。

ある。

目標未達成の児童に標本を限定すると補習の係数推定値はやや大きく推定されるものの、標準誤差も大きくなっている。したがって、3年次のはじめの学力試験で成績がよくなかった児童にとくに補習の効果があったとは言えないと考えられる。

VI-3-2. 補習の受講回数

「基礎学習教室」は前期と後期に分けられているが、受講した児童の全員が前期と後期の両方を受講したわけではなく、片方しか受けていない児童も存在する。そこで、受講回数が多いほど効果が大きいのか否かを確認する。

表5は受講回数別に2値変数を作成して説明変数としたときの推定結果を示している。補習を1回受けたことを示す2値変数の係数推定値はゼロに近く、統計的には有意にゼロとは異なる。2回受けたことを表す2値変数の係数との大小は定まらないが、2回受けたことを示す変数の係数は、全標本の国語と、2014年に3年生の標本の国語で統計的に有意に推定されている。係数が負に推定されている場合もあるが、それらについては統計的に有意にゼロとは異なる。それゆえ、補習を1回受けた児童には

効果は検出されないものの、2回受けた児童には効果が認められると言えよう。

VI-3-3. 補習の場所あるいは事業者

前述したように、民間事業者2社が「基礎学習教室」を実施し、それぞれが区内の北半分と南半分の小学校に通う児童を対象とした。教材は区教育委員会によって準備され、2社間で同一のものを用いているが、事業者によって効果が異なったかもしれない。そこで、どちらの事業者から受講したかを示す2値変数を用いた推定を行った。

結果は表6に示されている。全体の標本を用いた第1・2列をみると、北と南で係数推定値は大きくは異ならず、事業者による差異は全体としては認められない。コーホートごとに推定しても国語については同様の結果が得られる(第3・5列)。算数については様相が異なる(第4・6列)。南半分に関しては係数推定値は正である一方、北半分に関しては2015年に3年生だったコーホートでは統計的に負に有意、2014年に3年生だったコーホートでは統計的に正に有意となっている。このような差異がもたらされた原因は明らかではない。教材は共通だから、算数を担当した講師、あるいは講師と

表5 推定結果：受講回数

	全体		2015年に3年生		2014年に3年生	
	国語	算数	国語	算数	国語	算数
全体						
補習	-0.023	-1.076	0.715	-2.312	-0.886	0.639
(1回)	[1.021]	[1.150]	[1.336]	[1.536]	[1.514]	[1.698]
補習	2.961***	0.123	1.241	-1.617	3.781***	1.002
(2回)	[1.063]	[1.270]	[1.715]	[1.921]	[1.383]	[1.662]
3年時に目標点に達していなかった児童						
補習	0.284	-0.238	1.358	-1.612	-1.207	0.957
(1回)	[1.175]	[1.323]	[1.638]	[1.801]	[1.656]	[1.873]
補習	3.137***	0.770	2.081	-0.548	3.641**	1.315
(2回)	[1.210]	[1.467]	[1.901]	[2.102]	[1.596]	[1.959]

(注) カッコ内は頑健な標準誤差。***, **, *は係数の推定値がそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準でゼロと統計的に異なることを示している。テストの成績は、各学年と年度で平均50、標準偏差10になるように基準化している。推定方法は固定効果を考慮した操作変数法で、他の制御変数は表3に同じ。

表6 推定結果：事業者による違い

	全体		2015年に3年生		2014年に3年生	
	国語	算数	国語	算数	国語	算数
全体						
補習	2.570**	0.332	1.724	0.562	3.227**	0.042
(南)	[1.174]	[1.297]	[1.589]	[1.872]	[1.643]	[1.775]
補習	2.478*	0.46	1.899	-5.920***	3.021*	5.175**
(北)	[1.331]	[1.524]	[2.133]	[2.276]	[1.753]	[2.221]
3年時に目標点に達していなかった児童						
補習	3.641***	1.204	2.839	0.572	3.974**	1.414
(南)	[1.367]	[1.517]	[1.867]	[2.143]	[1.887]	[2.068]
補習	2.425	1.397	2.775	-4.132	2.285	4.980**
(北)	[1.496]	[1.738]	[2.514]	[2.590]	[1.931]	[2.446]

(注) カッコ内は頑健な標準誤差。***, **, *は係数の推定値がそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準でゼロと統計的に異なることを示している。テストの成績は、各学年と年度で平均50、標準偏差10になるように基準化している。推定方法は固定効果を考慮した操作変数法で、他の制御変数は表3に同じ。

児童の相性が原因かもしれない。

Ⅵ-4. 意識や時間の使い方への効果

Ⅵ-4-1. 全体標本

補習は学力試験の正答率だけではなく、児童の意識や時間の使い方にも影響しているかもしれない。これらの効果を検討することは、補習が児童に与える影響のメカニズムの理解に役立つかもしれない。

児童の意識については、前述したように、(1) 学校は楽しいですか、(2) 勉強は好きですか、(3) 勉強は大切だと思いますか、(4) 授業は楽しいですか、(5) 授業はよくわかりますか、の5つの質問から2値変数を作成した。表7は、これらの変数を被説明変数としたときの推定結果である。全体の標本を用いたとき補習の係数が正に推定されたのは「勉強は大切だと思いますか」という質問に関してである。これは、補習が児童の勉強に対する意識を高めたためと考えられる。他方で、「授業は楽しいですか」と「授業はよくわかりますか」の質問に対する肯定的な回答には負の効果がみられる。これは、本稿が対象としている補習が国語と算数に関してのみであるために、理科や社会等の他の科目の勉強をクラウドアウトしたため (Taylor 2014)

かもしれない。

時間の使い方に関する推定結果は表8に示されている。全体の標本を用いた結果からは、補習が休日の勉強時間を統計的に有意に増加させ、平日の勉強時間にも、統計的に有意ではないが、正の影響を及ぼしたことが示唆される。このような勉強時間の伸びが正答率の上昇につながっているのかもしれない。ただし、この質問で尋ねている勉強時間には補習の時間も含まれている。ビデオゲームに費やす時間は補習によって変化していないから、補習が家庭での勉強時間を代替・相殺している可能性はある。

Ⅵ-4-2. 学年による異質性

表7・8の下段に示されているように、児童の意識や時間の使い方への影響はコーホートによって異なる。2015年に3年生だった学年では、補習は統計的に有意に「学校は楽しい」「勉強が好きだ」「授業は楽しい」「授業が分かる」の4つの質問に対する肯定的な回答を減らしている。他方、2014年に3年生だった学年では、補習はこのような否定的な効果を持たず、勉強の大切さについて肯定的な回答を増加させている。また、2015年に3年生だった学年では補習は勉強時間に影響を与えていないが、2014

表7 推定結果：意識

	学校は 楽しい	勉強が 好きだ	勉強は 大切だ	授業は 楽しい	授業は 分かる
全体					
補習	-0.048 [0.037]	-0.045 [0.037]	0.077* [0.039]	-0.070* [0.041]	-0.093** [0.043]
3年時に目標点に達していなかった児童					
補習	-0.023 [0.041]	-0.015 [0.039]	0.059 [0.044]	-0.053 [0.045]	-0.085* [0.048]
2015年に3年生					
補習	-0.070** [0.032]	-0.101** [0.049]	0.042 [0.056]	-0.078* [0.042]	-0.139*** [0.047]
2014年に3年生					
補習	-0.042 [0.061]	-0.008 [0.053]	0.101* [0.055]	-0.064 [0.065]	-0.058 [0.067]

(注) カッコ内は頑健な標準誤差。***, **, *は係数の推定値がそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準でゼロと統計的に異なることを示している。推定方法は固定効果を考慮した操作変数法で、他の制御変数は表3に同じ。

表8 推定結果：時間の使い方

	勉強時間 (平日) 1時間以上	勉強時間 (平日) 30分以上	勉強時間 (休日) 1時間以上	勉強時間 (休日) 30分以上	ビデオゲーム (平日) 30分以下	ビデオゲーム (平日) 1時間以下
全体						
補習	0.011 [0.046]	0.060 [0.042]	0.041* [0.025]	0.101** [0.039]	0.018 [0.046]	0.015 [0.046]
2015年に3年生						
補習	-0.072 [0.067]	0.077 [0.060]	0.046 [0.045]	0.076 [0.066]	0.054 [0.065]	-0.010 [0.064]
2014年に3年生						
補習	0.074 [0.065]	0.038 [0.058]	0.039 [0.025]	0.122** [0.048]	-0.019 [0.064]	0.033 [0.064]

(注) カッコ内は頑健な標準誤差。***, **, *は係数の推定値がそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準でゼロと統計的に異なることを示している。推定方法は固定効果を考慮した操作変数法で、他の制御変数は表3に同じ。

年に3年生だった学年では補習は休日の勉強時間を統計的に有意に増加させている。ただし、標準誤差が大きいので、2つの学年で効果の大きさは統計的に有意には異なる。

表4から表6に示されたように、補習が正答率に与える効果がコーホートによって異なる。正答率への影響の違いは、意識や時間の使い方への影響の違いと関連しているのかもしれない。すなわち、2015年に3年生だった学年では、

補習は学校や授業に対する児童の意識に否定的な影響を及ぼし、家庭での勉強時間を変化させず、学力試験の正答率にも影響を与えなかった。他方、2014年に3年生だった学年では、補習は勉強の大切さを認識させ、学校外での勉強時間を増加させ、学力試験の正答率を上昇させた。

コーホートによって補習の効果が異なった理由は明らかではない。区役所は補習についての仕組みを変化させていないから、事業者や講師

の教え方等の変化や、講師と児童との相互作用が原因かもしれない。原因がなんであるにせよ、

本稿の結果は、補習がつねにどの児童に対しても有効であるとは限らないことを示唆している。

Ⅶ. おわりに

子どもの貧困が社会問題として認知され、その解決手段の一つとしての公教育のありかたが議論されていることを踏まえ、本稿では Bessho et al. (2019) を踏まえて公立小学校が提供する補習の効果の定量的な評価を試みた。評価にあたっては足立区内の公立小学校の児童すべてについてのパネルデータを用いた。

本稿の検討対象とした補習は、小学3・4年の児童を対象とし、国語と算数をあつかうものであった。補習の受講は教員によって指定されるため、推定にあたっては通常の固定効果モデルに加えて、各児童の補習の受けやすさを操作変数とした推定も行った。その結果、補習が国語の学力試験の結果を偏差値換算で1.3程度向上させる効果を持つ一方で、算数については統計的に有意な影響がないことが示唆された。この効果の大きさは先行研究と比べても妥当なものである (García-Pérez and Hidalgo-Hidalgo 2017)。また、3年次のはじめの学力試験で成績がよくなかった児童にとくに補習の効果が

あったとは言えないこと、補習を1回受けた児童には効果は検出されず2回受けた児童に効果が認められること、事業者による補習の効果の差は認められないことが確認された。さらに、勉強の大切さについての意識や学校外での勉強時間にも肯定的な影響が検出されたが、どのグループに対しても常に効果があるわけではないことも確認された。

本稿は日本の地方自治体・公立学校が保有する学力試験や就学援助の受給状況といったデータを用いたという点で意義があると思われるが、補習の受講という割当に関する内生性の問題に十分には対処できていないかもしれない。また、授業時間に関する先行研究ではしばしば読解よりも算数に影響がみられる (Marcotte 2007, Zimmer et al. 2010, Jensen 2013, Battistin and Meroni 2016) が、本稿の結果では国語のみに効果が検出されている。また、補習はより長期的な影響を持つかもしれない。これらは将来の課題である。

参 考 文 献

佐久間邦友 (2017) 「制度化される学習支援」末富芳編著『子どもの貧困対策と教育支援』明石書店、第7章。
Agasisti, T., Avvisati, F., Borgonovi, F., & Longobardi, S. (2018), *Academic Resilience*. OECD iLibrary.
Banerjee, A.V., Cole, S., Duflo, E., & Linden, L. (2007), "Remedying education: Evidence from two randomized experiments in India",

Quarterly Journal of Economics, vol. 122 no. 3, pp. 1235-1264.

Banks, J., & Mazzonna, F. (2012), "The effect of education on old age cognitive abilities: Evidence from a regression discontinuity design", *Economic Journal*, vol. 122 no. 560, pp. 418-448.

Battistin, E., & Meroni, E.C. (2016), "Should we increase instruction time in low

- achieving schools? Evidence from Southern Italy”, *Economics of Education Review*, vol. 55, pp. 39-56.
- Bellei, C. (2009), “Does lengthening the school day increase students’ academic achievement? Results from a natural experiment in Chile”, *Economics of Education Review*, vol. 28 no. 5, pp. 629-640.
- Bessho, S., Noguchi, H., Kawamura, A., Tanaka, R., Ushijima, K.. (2019), “Evaluating remedial education in elementary schools: Administrative data from a municipality in Japan”, *Japan and the World Economy*, vol. 50, pp. 36-46.
- Bettinger, E.P., & Long, B.T. (2009), “Addressing the needs of underprepared students in higher education: Does college remediation work?”, *Journal of Human Resources*, vol. 44 no. 3, pp. 736-771.
- Carlsson, M., Dahl, G.B., Öckert, B., & Rooth, D.-O. (2015), “The effect of schooling on cognitive skills”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 97 no. 3, pp. 533-547.
- Cattaneo, M.A., Oggenfuss, C., & Wolter, S.C. (2017), “The more, the better? The impact of instructional time on student performance”, *Education Economics*, vol. 25 no. 5, pp. 433-445.
- Cortes, K.E., & Goodman, J.S. (2014), “Ability-tracking, instructional time, and better pedagogy: The effect of double-dose algebra on student achievement”, *American Economic Review*, vol. 104 no. 5, pp. 400-405.
- Dahmann, S.C. (2017), “How does education improve cognitive skills? Instructional time versus timing of instruction”, *Labour Economics*, vol. 47, pp. 35-47.
- De Paola, M., & Scoppa, V. (2014), “The effectiveness of remedial courses in Italy: a fuzzy regression discontinuity design”, *Journal of Population Economics*, vol. 27 no. 2, pp. 365-386.
- Duchini, E. (2017), “Is college remedial education a worthy investment? New evidence from a sharp regression discontinuity design”, *Economics of Education Review*, vol. 60, pp. 36-53.
- European Commission (2013) *Education and Training in Europe 2020: Responses from the EU member states*. Eurydice Report.
- García-Pérez, J.I., & Hidalgo-Hidalgo, M. (2017), “No student left behind? Evidence from the programme for school guidance in Spain”, *Economics of Education Review*, vol. 60, pp. 97-111.
- Huebener, M., Kuger, S., & Marcus, J. (2017), “Increased instruction hours and the widening gap in student performance”, *Labour Economics*, vol. 47, pp. 15-34.
- Jacob, B.A., & Lefgren, L. (2004), “Remedial education and student achievement: A regression-discontinuity analysis”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 86 no. 1, pp. 226-244.
- Jensen, V.M. (2013), “Working longer makes students stronger? The effects of ninth grade classroom hours on ninth grade student performance”, *Educational Research*, vol. 55 no. 2, 180-194.
- Kawaguchi, D. (2016), “Fewer school days, more inequality”, *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 39, pp. 35-52.
- 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.
- Kremer, M., Brannen, C., & Glennerster, R. (2013), “The challenge of education and learning in the developing world”, *Science*,

- vol. 340 no. 6130, pp. 297-300.
- Lavy, V. (2015), "Do differences in schools' instruction time explain international achievement gaps? Evidence from developed and developing countries", *Economic Journal*, vol. 125 no. 588, pp. F397-F424.
- Lavy, V., Kott, A., & Rachkovski, G. (2018), "Does remedial education at late childhood pays off after all? Long-run consequences for university schooling, labor market outcomes and inter-generational mobility", *NBER Working Paper* 25332.
- Lavy, V., & Schlosser, A. (2005), "Targeted remedial education for underperforming teenagers: Costs and benefits", *Journal of Labor Economics*, vol. 23 no. 4, pp. 839-874.
- Machin, S., McNally, S., & Meghir, C. (2004), "Improving pupil performance in English secondary schools: Excellence in Cities", *Journal of the European Economic Association*, vol. 2 no. 2-3, pp. 396-405.
- Marcotte, D.E. (2007), "Schooling and test scores: A mother-natural experiment", *Economics of Education Review*, vol. 26, pp. 629-640.
- Marcotte, D.E., & Hemelt, S.W. (2008), "Unscheduled school closings and student performance", *Education Finance and Policy*, vol. 3 no.3, pp. 316-338.
- Martorell, P., & McFarlin, I. (2011), "Help or hindrance? The effects of college remediation on academic and labor market outcomes", *Review of Economics and Statistics*, vol. 93 no. 2, pp. 436-454.
- Meyer, E., & Van Klaveren, C. (2013), "The effectiveness of extended day programs: Evidence from a randomized field experiment in the Netherlands", *Economics of Education Review*, vol. 36, pp. 1-11.
- Pischke, J. (2007), "The impact of length of the school year on student performance and earnings: Evidence from the German short school years", *Economic Journal*, vol. 117 no. 523, pp. 1216-1242.
- Rivkin, S.G., & Schiman, J.C. (2015), "Instruction time, classroom quality, and academic achievement", *Economic Journal*, vol. 125 no. 588, pp. F425-F448.
- Saavedra, J., Näslund-Hadley, E., & Alfonso, M. (2017), "Targeted remedial education: experimental evidence from Peru", *NBER Working Paper* 23050.
- Sawada, Y., Mahmud, M., Seki, M., Le, A., & Kawarazaki, H. (2017), "Individualized self-learning program to improve primary education: Evidence from a randomized field experiment in Bangladesh", *JICA-RI Working Paper* 156.
- Scott-Clayton, J., & Rodriguez, O. (2015), "Development, discouragement, or diversion? New evidence on the effects of college remediation policy", *Education Finance and Policy*, vol. 10 no. 1, pp. 4-45.
- Tanaka, R., Bessho, S., Kawamura, A., Noguchi, H., Ushijima, K. (2018), "Do teachers matter for academic achievement of students? Evidence from administrative panel data", *Paper presented at JEA Fall meeting*, Gakushuin University.
- Taylor, E. (2014), "Spending more of the school day in math class: Evidence from a regression discontinuity in middle school", *Journal of Public Economics*, vol. 117, pp. 162-181.
- Zimmer, R., Hamilton, L., & Christina, R. (2010), "After-school tutoring in the context of No Child Left Behind: Effectiveness of two programs in the Pittsburgh Public Schools", *Economics of Education Review*, vol. 29, no. 1, pp. 18-28.