

教員の配置等に関する教育政策の実証に関する研究
報告書

令和5(2023)年3月

研究代表者 田村 寿 浩

(国立教育政策研究所 研究企画開発部長)

はじめに

「教員の配置等に関する教育政策の実証に関する研究」 研究代表者
(文部科学省国立教育政策研究所 研究企画開発部長)

田村 寿浩

本調査研究が、文部科学省国立教育政策研究所(以下「国研」)における「プロジェクト研究」の一つとしてスタートしたのは平成28(2016)年のことである。前年の平成27(2015)年に教育政策の効果について議論となり、時を同じくして、文部科学省が教育政策のエビデンスを示すことが方針として決まり、そのための実証研究を国研で行うことになったのが、この「教員の配置等に関する教育政策の実証に関する研究」がスタートした直接の経緯である。

また、文部科学省においてこの「教育政策に関する実証研究」を効果的に進めるための「実証研究委員会」(構成員:石田 浩 東京大学特別教授, 大橋 弘 東京大学副学長, 貞広 斎子 千葉大学教育学部教授, 耳塚寛明 青山学院大学コミュニティ人間科学部特任教授)が設置され、本プロジェクト研究も同委員会における議論や委員からの指摘も反映させながら研究を進めていくこととなった。

さて、この「教員の配置等に関する教育政策の実証に関する研究」のテーマは当初以下の三つであった:①学級規模の影響・効果関係(学力班・非認知能力班), ②児童生徒支援加配の効果研究, ③授業中の教師が学習者に与えるフィードバックの学級規模による違いに関する研究。このうち②の研究については平成28-29(2016-2017)年度の2年間で終了しており、報告書を平成30(2018)年に公表済みである。また、③の研究はその後国研の初等中等教育研究部の別のプロジェクト研究の内容として統合されることとなった。

本報告書は、上記のテーマの①学級規模の影響・効果関係(学力班・非認知能力班)について調査・分析を行った結果を取りまとめたものである。すなわち、学級規模(1学級当たりの児童生徒の人数)が「学力」及び「非認知能力(=社会情緒的コンピテンス)」に与える影響について分析を行った。具体的には、学力班では、認知能力としての学力に与える影響について、計量経済学の手法を用いて因果推定を行った。また、非認知能力班では、学級規模及びそれに伴う教室での学級内の対人関係等の差異が、児童生徒の非認知能力の発達に与える影響について分析を行った。また、学力と非認知能力の相互の関係(相互補完関係)についても分析を試みることにした。

調査分析の手法として、まず自治体独自の学力や学習状況の調査(パネル)等の結果を活用し、学級規模や指導方法等が学力や学習態度の向上等に与える複数年度にわたる影響を検証した。また、平成29年度調査から、質問紙法を用いて、小1~中2までの児童生徒、学級担任と学力調査対象教科を指導する担当教員を対象に国研による追加調査(4年間又は3年間の縦断調査)を実施し、学級規模や指導方法等が非認知能力の伸び等に与える影響に

についても検証した。

本調査研究の調査期間中に新型コロナウイルス感染症の問題が発生したことから、国研による追加調査も一部中止とせざるを得ず、また関係の各自治体からの協力を継続して受けることについても様々な形で困難な展開に直面することとなったこと等により、当初本調査研究は令和 2 (2020) 年度までを研究期間としていたところであったが、令和 4 (2022) 年度まで 2 年間期間を延長して、今回最終報告書の取りまとめに至ったものである。

この調査研究期間中の令和 3 (2021) 年 3 月、「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の一部を改正する法律案」が国会で可決・成立し、小学校（義務教育学校の前期課程を含む。）の学級編制の標準を 5 年間かけて計画的に 40 人（小学校第 1 学年は 35 人）から 35 人に引き下げることとなった。教育の現場をめぐる状況は急速に変化を遂げており、Society5.0 時代の到来や子供たちの多様化の一層の進展、今般の新型コロナウイルス感染症の発生等も踏まえ、GIGA スクール構想による ICT 等を活用した個別最適な学びと協働的な学びを保障するとともに、今後どのような状況においても子供たちの学びを保障することが不可欠となっている。本調査研究の結果が、今後の更なる学級規模等に関する効果検証や、新たな効果的な教育政策の立案及びその実施に当たって参考となるところがあれば幸いである。

最後に、本調査研究の遂行に当たっては、貴重なデータを御提供いただいた関係各自治体の方々はもとより、研究チームに加わっていただき、限られた時間、また必ずしも十分ではない研究環境の中で調査分析・その結果の取りまとめに御尽力いただいた国研内外の研究者の先生方の多大な御協力に心より御礼申し上げます。

また、本調査研究の方向性について常に御指導いただいていた、文部科学省の「実証研究委員会」の委員の先生方並びに文部科学省の財務課をはじめとする関係課の方々にも深く感謝申し上げます。

令和 5 (2023) 年 3 月

研究組織

【研究代表者】

田村 寿浩	研究企画開発部長（事務局兼務）
石崎 宏明*	研究企画開発部長（2019-2020年度）
井上 示恩*	研究企画開発部長（2017-2018年度）
田口 重憲*	研究企画開発部長（2016年度）

【研究分担者（所内）】

妹尾 涉	教育政策・評価研究部 総括研究官（学力班／非認知能力班）
利根川 明子	生徒指導・進路指導研究センター 研究員／幼児教育研究センター 研究員（非認知能力班）
林 和彦	総務部研究支援課 専門職（事務局）
猪股 志野*	研究企画開発部 総括研究官（事務局，2016-2020年度）
渡邊 倫子*	研究企画開発部 総括研究官（事務局，2016年度）

【研究分担者（所外）】

（学力班）

松繁 寿和	高松大学 経営学部 教授（班代表者）
飯田 星良	追手門学院大学 地域創造学部 講師
大川 玲奈	大阪大学 大学院歯学研究科 准教授
大谷 碧	大阪大学 大学院国際公共政策研究科 招へい研究員
岡嶋 裕子	京都先端科学大学 経済経営学部 准教授
柿澤 寿信	大阪大学 国際共創大学院学位プログラム推進機構 准教授
古々本 一馬	大阪大学 歯学部附属病院医療情報室 特任助教
中瀬 悠	大阪大学 大学院国際公共政策研究科博士前期課程
仲野 和彦	大阪大学 大学院歯学研究科 教授
中村 亮介	関東学院大学 経済学部 准教授
平尾 智隆	摂南大学 経済学部 准教授
北條 雅一	駒澤大学 経済学部 教授

（非認知能力班）

遠藤 利彦	東京大学 大学院教育学研究科 教授（班代表者）
飯村 周平	創価大学 教育学部 講師
石井 佑可子	藤女子大学 文学部 准教授
大久保 圭介	東京大学 大学院教育学研究科附属発達保育実践政策学センター 特任助教
岡田 謙介	東京大学 大学院教育学研究科 准教授
川本 哲也	国土舘大学 文学部 講師
久保田（河本）愛子	宇都宮大学 共同教育学部 助教

小松 佐穂子	桃山学院大学 社会学部 准教授
榊原 良太	鹿児島大学 法文教育学域法文学系 准教授
島田 大祐	東京大学 大学院教育学研究科博士課程
野村 晴夫	大阪大学 大学院人間科学研究科 教授
武藤 世良	お茶の水女子大学 基幹研究院人間科学系 講師
箱田 裕司*	京都女子大学 発達教育学部 教授 (2017-2020 年度)
李 知苑*	東京大学 大学院教育学研究科博士課程 (2018 年度)
(学力班／非認知能力班)	
植田 和也	香川大学 大学院教育学研究科 教授
川端 弘実*	新潟大学 大学院教育実践学研究科 特任教授 (2019-2020 年度)

凡例

- 1 各班の代表者以外の研究分担者は 50 音順。ただし退任者(*)は退任時期の新しい順。
- 2 所属及び職名は 2023 年 3 月末時点。ただし退任者は退任時のもの。

目次

はじめに	1
研究組織	3
目次	5
第1部 基礎分析編	
第1章 学級規模と学力	7
1節 研究の背景・先行研究	7
2節 OLS 推定	16
第2章 学級規模と非認知能力	27
1節 研究の背景・先行研究	27
2節 非認知能力関連の概念・心理尺度と追加調査の方法	39
3節 OLS 推定	84
4節 応用分析編に向けた議論	133
補論① 分析に利用したデータの概要	137
1節 学力	137
2節 非認知能力	144
補論② 口腔内環境と社会経済状況	172
第2部 応用分析編	
●学力編	
第3章 学級規模が学力に与える影響ーパネル分析	179
1節 X県A市データのパネル分析	179
2節 Y県データのパネル分析	195
第4章 学級規模が学力に与える影響ーマルチレベル分析	202
1節 X県A市データのマルチレベル分析	202
2節 Y県データのマルチレベル分析	209
第5章 学級規模と教員の労働時間・指導方法との関係	224
第6章 学級規模, 教員配置及び授業準備時間の変化	240
第7章 相対年齢と学級規模が学力・非認知能力に与える影響	255
●非認知能力編	
第8章 学級規模と非認知能力の関連ーマルチレベルモデルによる分析	280
第9章 学級規模が非認知能力の発達に及ぼす影響	
ー潜在成長曲線モデルによる分析	300
第10章 学級規模と教師の関わり, 学級風土, 教師のウェルビーイングの関連	306
第11章 体力と非認知能力の関連ー学級規模に着目して	330

●学力&非認知能力の相互関連

第12章 学力と非認知能力の相互影響モデルによる学級規模効果	
－交差遅延効果モデルによる検討	339
1節 X県A市データの交差遅延効果モデル	339
2節 Y県5市データの交差遅延効果モデル	348
おわりに	358

第1部 基礎分析編

第1章 学級規模と学力

1節 研究の背景・先行研究

学級規模が児童・生徒の学習達成にどの程度関係するのかという課題は、長年注目を集めてきた。教員1人当たりの児童・生徒数で測ると日本の小中学校における学級規模は、他国に比べて大きい。OECDの平均は、小学校では21.3名、中学校では23.3名であるが、日本はそれぞれ27.9名、32.7名と最も数字の大きいグループに属する（Organization for Economic Co-operation and Development (2022)）。手の行き届いた教育を行うには学級規模が小さい方がよく学力の向上に資するとの意見が支持されることが多く、日本における規模の大きさは議論の的となる。

直感的には、学級規模が小さくなると児童・生徒一人にさける教員の時間や手間が増えるために、学習成果にプラスの影響が生まれると予想されるが、学級規模と学習達成度の関係は単純ではない。OECDが進めている学習到達度調査（PISA：Programme for International Student Assessment）の上位には、規模の小さなエストニアやフィンランドとともに、学級規模の大きな中国、韓国や日本も入ってくる。また、このテーマにおける統計的分析の草分けでありかつ社会的な実験を行ったデータを分析しているために代表的研究として挙げられる Krueger (1999)においても、学級規模の効果は児童全般に及ぶものではないことが示されている(注1)。

Angrist and Lavy (1999)が引き金となり学級規模の効果の測定が近年多くの国で進められてきたが、日本でも長期にわたる研究の蓄積がある。例えば、杉江修治(1996)では、20世紀後半の50年間に行われた日本における学級規模研究を広く展望している。そこでは、適正規模を20名台としつつも、効果の一貫性には留保が見られる。最近の研究を見ても学級規模が学力に与える影響に関する結果が異なる。例えば妹尾・篠崎・北條(2013)や Akabayashi and Nakamura (2014)では一部の科目に関しては効果が観察されており、伊藤他(2017)でも学級規模の拡大が学業成績を低下させることを確認している(注2)。一方、Hojo and Oshio(2010)では効果はかなり限定的である可能性が示されている。

1. 本研究の課題と貢献

このように学級規模と学習成果及び学力の間にはこれまでのところ一貫した関係が観察されない。特により適切であると思われる統計的手法を応用した最近の研究において、学級規模効果が観察されにくい。例えば、Angrist et al. (2019)では、学級規模の内生性に対処して分析した結果、Angrist and Lavy (1999)で観察された学級規模効果が観察されなくなっている。また、Ito, Nakamuro and Yamaguchi(2020)では、パネルデータに固定効果モデルを適応すると、学級規模の効果が余り観察されないという結果を得ている。

このような一貫性を欠いた結果を生み出す統計的な原因としては大きく二つのことが考えられる。一つは、本来収集されるべきあるいは分析に含まれるべき情報の欠如による推定

上のバイアスである。これは、収集されたデータの構造的不備がもたらす統計分析の限界をももたらす。もう一つは、モデルの特定化の問題である。推計に用いたモデルが真の構造をどれだけ適切に反映しているかによって、推定結果が変わる可能性がある。そこで本研究では、これらの欠点を補うような対応をとって分析を進める。特に、欠落変数バイアス、学級規模の内生性、モデル特定化、さらに学級規模が影響を及ぼす側面の拡大といった四つに焦点を当てて改善を探り、学級規模効果のより精緻な計測を試みる。

(1) 欠落変数バイアス、特にパネルデータを用いた固定効果推定の必要性

第一に、欠落変数の問題を検討する必要がある。学力に影響を与えると容易に想像できるにもかかわらず入手が困難な変数が幾つか存在する。まず、パネルデータ分析において個人効果と呼ばれる観察期間中に変化しないが推定結果に大きく影響を及ぼす変数 (α_i) の存在である。例えば、生来の才能や生まれ持った性格、あるいは幼少期環境で確立されてしまった特性である。また、家庭環境に関する情報も入手しづらい。家計所得や親の職業等、社会経済的状況に関する情報は個人情報問題もあり調査のたびごとに提出を求めることは難しい。さらに、親の教育方針や子供へのケアもデータとしては取りにくい。個人情報に関する問題であることと、仮に直接親に尋ねても正確な回答が得られるとは限らない。加えて、近年は生まれた月日の差が及ぼす影響、相対年齢効果も注目されている。学年歴の始まりを4月とする日本の教育制度においては、特に小学校低学年においては4、5、6月と早く生まれた者が同学年内での競争において有利であり、逆に1、2、3月生まれは不利であるとの研究が多く出されるようになった。

なかでも、生来の才能や生まれ持った性格を計測できないことは、これまでも個人の生産性やパフォーマンスを決定する要因分析において大きな障害となってきた問題の一つである。本研究テーマである学力の規定要因であるとともに、非認知能力とも強く関わる可能性がある(注3)。

ただし、幾期間かにわたり同一の児童・生徒を複数年追跡調査するパネルデータを構築できれば、固定効果推定を適用し観察されていない要因が推定バイアスを生じさせているかどうかを検定できるとともに、そのバイアスを排除した分析結果を得ることができる。教育の効果を測る統計分析においても、パネルデータ分析、特に固定効果推定を試みてバイアスの有無を検証することは避けては通れない作業となっている。

一見、学級規模と「生来の能力」の間には相関がなさそうに思われる。そもそも「生来の能力」は容易に測定できないわけであるから、教育の現場に置いて、生徒個人個人の才能を考慮して学級規模は決定することはできないはずである。また、制度的には生徒数の上限が決められているので、それを超えた場合は恣意が入ることなく自動的に分割が行われることになっている。

しかし、居住地を選択する際に親の職業や子供の教育環境・機会への配慮が関係するならば、子供の「生来の能力」と学級規模の間に相関が生まれる可能性がある。まず、学級分割の原則に従う限り地域の人口規模及び学年全体の児童生徒数が学級規模を上げてしまうというメカニズムになっている。例えば、学級規模の上限が35人に設定され、それを超えると学級を追加しなければならないという制度下では、地域の生徒の数が少ない僻地(へきち)では1名から35人まで学級の学級が生まれる可能性があるが、同学年の児童数が増加

するにつれて学級規模の最低人数値も高くなる。36名以上いる地域では、最低であっても学級規模は18名にとどまる。71名の地域での学級は、23, 23, 24名となる可能性が高い。同様に106名の地域は4学級に分割されるが、26, 26, 27, 27名となる可能性が高い。すなわち、地域の児童数の増加とともに学級規模の最低値が徐々に上昇する。

これに、親の居住地選択を通じて人口の多い地域の子供の学力が高くなるという傾向が重なる。まず、子供に才能を見だし高い学力の達成を望む親は、より教育環境の整った地域に居を移そうとする。美術館等の公的施設が充実した地域を選ぶこともあるだろうし、塾や習い事の環境が整っているところを好むかもしれない。このような社会的資本が整っている地域は比較的人口が集中している都市部であることが多く、そこでは児童・生徒の数も多くなる。また、学習塾も一定の生徒数を確保する必要があるために、都市部に集中しがちである。結果、教育熱心な親が多い地域と学校規模や学級規模が大きい地域が重なる可能性が生まれる。

さらに、高い所得が得られる仕事や高度な知識や技能が必要とされている仕事が比較的都市部に多いことを考えると、才能をもった人材が都市部に集まっている可能性がある。親の才能が子供に引き継がれる可能性を考えると、都市部には才能にめぐまれた子供が相対的に多く集まることになる。また、そのような家庭は学習環境も整っており家庭内の文化資本も高い。結果、学級規模が大きくなりがちな都市部において子供も学力が高くなる傾向が生まれる(注4)。

これらの観察期間中に変化しない要因、「生来の能力」、家庭環境、地域環境などの影響はパネルデータを用い個人効果推定を行うことで、排除が可能となる。言い換えれば、学級規模と相関を持つこれらの変数が欠落することにより生じる推定バイアスをまとめて回避することができる。

特に、家庭環境も学力に強い影響を持つと考えられるが、入手しづらい情報の一つである。家計所得や親の職業等の社会経済的地位(Socio-Economic Status: SES)情報は個人情報保護の関係から提出を求めることは難しい。先に議論したように、地域によって子供が背負った社会経済的環境が異なり、それが学級規模と相関する可能性がある場合、SES情報の欠落は学級規模の係数にバイアスを生む可能性がある。学級規模の大きな地域あるいは学校で高いSESが観察されるような状況で、SES情報が推定から欠落すると、学級規模の係数がSESの影響を吸収した形で推定されてしまう。たとえ学級規模が学力や非認知能力に正の影響を持つとの推定結果を得ても、その係数は過剰推定されている可能性が排除できない。

さらに、学級規模に応じて学校が教員の配置を変えるなどの対策を行ったり教員が指導方法等を変えたりしている可能性も考えられる。教員の経験や指導方法が子供の学力に影響を与えることは想像に難くない(Boonen et al. (2014), 前馬(2016))。また、平等な教育を施そうとして、学級規模が拡大しても教員が労働時間を増加させて対応しているかもしれない。教員の労働環境とも関係する問題であり、どのような対応がなされているかを検証しておく必要がある。

加えて、近年分析が進んでいる相対年齢も、学力に大きな影響を持つ可能性のある要因として欠かせない変数とみなされるようになった(Bedard and Dhuey(2006), Crawford et al.(2014), Kawaguchi (2011))。相対年齢と学級規模との間に相関が存在する可能性は低く、

生来の才能や SES のように欠落することにより学級規模の推定結果にバイアスを生じさせる可能性は低い。しかし、年長の生徒の方がリーダー的地位や職に立つ確率が高いことを示唆した論文もあり、本プロジェクト研究の研究テーマの一つである非認知能力の成長に影響を与えることも考えられる (Du et al.(2012), Muller and Page(2016), Tukiainen et al. (2017))。

(2) 学級規模の内生性

第二は、学級規模の内生性の問題である。通常、学級規模は外生的に決定され他の変数に影響を与えるものとして取り扱う。しかし、因果関係が逆の場合、すなわち生徒の学力を考慮して学級規模が決定される可能性がある。その場合、学力を決定するかく乱要因 (ϵ_{it}) も学級規模に影響を与えることとなり、学級規模は外生変数として取り扱うことができなくなる。言い換えれば、学力を決定するかく乱要因 (ϵ_{it}) は学級規模にも影響を与えることになり、両者の間にかく乱要因を通じた相関が生じ、推定された学級規模が学力に与える影響はこの相関の影響も含んで推定されバイアスが生じる。

日本、特に義務教育に携わる公立学校で頻繁に起きているとは考えられないが、学力の高い生徒を集め少数精鋭を目指したクラス編成を行っているかもしれない。あるいは、逆に学習に追加的な指導・補助が必要であるがために、特別に学級規模を小さくして個々の児童・生徒に教員が関わる密度を上げている場合もあるかもしれない。統計的には、学級規模の外生性が担保されなければ、それへの対策として、例えば操作変数法を用いるなどの処置が求められる (Angrist, et al. (2019))。

(3) 媒介変数とモデルの特定化

第三に、推定モデルの特定化を検討する必要がある。同一のデータを使用して分析を行う場合、どのようなモデルが最も適切に実態をとらえているかは重要な問題である。厳密に言う、構造を最適に捉えたモデルは一つに特定されるべきである。先述の固定効果分析の問題とも関係するが、推定から欠落した変数が存在し交絡効果を通じて推定結果にバイアスを与える可能性もある。すなわち、どの変数をどのような形で推定モデルの中に組み込むか、また、どのような構造のモデルを想定するかによって、推定された学級規模の効果が変化する可能性がある。

また、媒介変数の存在も確認しておく必要がある。学級規模が最終的に学力に影響するまでの中間プロセスに媒介変数が存在し、複数のルートを通じて結果を導いている可能性がある。例えば、学級規模が二つの媒介変数 A と B に正の影響を持ち、変数 A が学習成果に正の影響を、変数 B が学習成果に負の影響を持つとすると、最終的には双方の効果が打ち消し合い学級規模の効果が観察されないということが起きる。媒介プロセスを明確にしない限り、学級規模の変化は学習成果に影響を及ぼさないと判断してしまう恐れが生じる。

これまでの試みの多くは学力への直接的影響を捉えようとするものが多く、媒介変数を通じての間接的効果を捉えようとする試みは余りなされなかった。学力の向上や成果の継続のためには本人の意識や行動における変容が伴わなければならない。学力として顕在化する前に児童生徒における変化を観察しておくことは欠かせない作業であるといえる。

媒介変数として本研究でまず注目したのは、非認知能力である。学級規模の縮小は、個々

の児童・生徒への教員の関わりを増加させ、より細かく個別に対応する余裕を教師に与えることが期待される。それは、直接的な学習指導だけでなく、児童生徒の心情に寄り添い、ひいては精神的な側面を成長させる可能性を持つ。

個々人の成長や高い成果を生む行動における非認知能力の重要性は、日々の生活の中でも観察されることで、あえて説明する必要もない。学術的にも多くの研究がなされ、心理的側面を捉えるためにこれまで多くの尺度が開発されてきた。特に近年、Heckmanらの研究(Heckman and Rubinstein(2001), Heckman and Kautz (2012))以降、人生において成功を収める要因として非認知能力が果たす役割の大きさが注目されるようになった。この研究の影響により Big 5 などの心理尺度や非認知能力が注目され、多くの研究が行われるようになった(注 5)。

学力の決定構造を探る研究においても、非認知能力は注目をされている。まず、岡嶋・他(2017)や Ito, Nakamuro and Yamaguchi (2020)のように学級規模の変化が心理のどのような側面あるいはどの種の非認知能力に影響を与えるかを計測する必要がある。その上で、非認知能力が学力に影響を与えるプロセスも具体的に検証し、学級規模と学力の関係を描き出す必要がある。

一方、学級規模の効果を減少させる媒介変数として、教員や学校の対応を考慮しなければならない。学級規模の縮小が児童生徒の一人一人への教員の関わり具合を増やすという予想は、担当教員がクラス全体に関わる努力や時間に変更がないということが暗黙の前提の上に成り立っている。教員の全投入エネルギーが一定であれば、クラスの人数が少ないほど一人当たりには割く努力や時間は多くなる。しかし、学級規模に合わせて教員がエネルギー投入量や時間を調整するのであれば、学級規模の変化が及ぼす影響は緩和されることになる。すなわち、教員の働き方を把握しつつ、学級規模の効果を測定しなければならない。また、学校の対応も重要である。規模の大きな学級はクラス経営が難しくなることが予想される。学校は比較的経験を積んだクラス経営に長(た)けた教員を担任やクラス担当とするかもしれない。この対応も学級規模の変化が及ぼす影響を緩和する。

もう一つの問題は、学力を必ずしも常に被説明変数として取り扱うべきではないという点である。先の非認知能力に関する議論では、非認知能力の育成が学力を向上させるという方向で議論した。因果は、非認知能力から学力へと向かっている。しかし、学力の上昇は児童生徒の心理に影響し、自信を持たせたり自己効力感を持たせたりする可能性もある。このような双方向の因果の可能性を考えると、これまで学級規模が直接学力を上昇させるという効果と非認知能力の向上を通じて間接的にも学力に影響を与えるというルートを考えるだけでは単純すぎることになる。分析手法としては、相互の因果が同時発生的に起きていれば、同時方程式モデルを前提とした推定が必要になり、学力及び非認知能力の内生性をテストするプロセスを経て、推定を行わなければならない。

さらに、影響が現れるまでの時間的ラグの問題も存在する。ある変数が他の変数に与える影響が一定の時間をおいて顕在化することがある。この点は、ある程度の長期にわたる観察データが必要であるため、これまでほとんど扱われなかった。学級規模の効果を把握する場合も、それがすぐに現れるのか、あるいは、かなりの時間を要するのかを知っておく必要がある。また、変数間の双方向の因果関係や媒介変数を通じた効果にもラグが生じる可能性がある。例えば、学力と非認知能力の関係が双方向でダイナミックな場合である。非認知能

力が学力に与える因果関係の影響が顕在化するまでにある程度の時間がかかり、逆に学力から非認知能力への影響も一定の時間がかかるということがありうる。

以上の議論を網羅した推定方法としては、交差ラグモデルの適応が考えられる。学級規模が学力と非認知能力の両方に影響を与えることを推定に組み込み、さらに、学力が一定の時間を経て非認知能力に影響を与えるルートとそれと交差する形で非認知能力が一定の時間を経て学力に影響を与えるルートをモデルに組み込んだ上で、他期間にわたる追跡データを用いて推定を行う。パネルデータを構築したが故に可能となる試みである。

(4) 学級規模が影響を及ぼす対象の拡大

第四に、被説明変数となる対象を広げることにも求められる。これまでは、学力に加えて非認知能力にも学級規模が影響することを議論してきた。しかし、国立教育政策研究所(2015)や Ito, Nakamuro, and Yamaguchi (2020)などに代表されるように、学級規模が生徒に与える影響を様々な側面において検討する必要がある。

このことは、これまで分析の中心であった国語、算数・数学、理科、社会、英語以外のいわゆる非主要科目に与える影響も分析の対象となることを示している。特に音楽や美術などの芸術関係科目は、情操教育としてみなされることが多く、非認知能力とも関係が深い。また、児童・生徒の自己肯定感や効用力の育成を考えるのであれば、体育などの成果も見逃ごせない。これまで、余り注目を浴びてこなかった科目の役割を見直すことも試みられなければならない。

2. 各章の分析課題

以上のような議論をもとに、各章は以下のように構成される。まず、これ以降の第1章では、最小二乗法 (OLS 推定) などの基本的な分析を試み全体の特徴を把握する。これまで多くの先行研究で行われてきた分析から始めることで、今回の研究で使用されるデータ、言い換えれば、分析対象となる地域や学校において、学級規模の効果がどのように観察されるかをまず把握する。

第3章では、学級規模が学力に与える影響を推定する主軸となる作業を行う。先に議論した問題点を解決するために、まずパネル分析を適用し、観察されない変数の生み出すバイアスを是正した推定を試みる。また、学級規模の内生性にも対処し、結果がどの程度変更されるかも把握する。さらに、学級規模の2次項を推定に含むことで最適な学級規模も探る。また、入手できた SES に関する情報を使用し学級規模との交差項を推定に利用している。検定する仮説は、学級規模が小さくなれば、教員の手が行き届くことになるために SES に関する不利を補えるというものである。逆に、規模の大きな学級では、教員の役割が小さくなるために、SES の影響が大きく出ることが予想される。

第4章以降では、学力の規定要因を探るためにマルチレベル分析を行う。学力を規定する要因の推定式において、切片項がランダムに分布するという条件下での学級規模の係数測定となる。また、第5章は、学級規模と教員の労働時間の関係を探り、第6章では構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling: SEM) の技法を使って、学級規模、教員配置や労働時間の変更と学力の3者間の関係を推定する。

第7章では、相対年齢を説明変数として推定式に入れた場合でも、学級規模が学力に与える影響が観察されるかどうかを確認する。学級規模と相対年齢が相関する可能性は少ないが、一般に推定式に含まれない非認知能力を媒介変数として学力に影響を与える可能性があることから、非認知能力と相対年齢の関係も探り、それが推定式から欠落した場合に生じる推定バイアスの可能性を議論する。

推定式の特定化に関する検討も進める。第5章で議論される学級規模と教員の行動変化に注目し、第6章では、教員の労働時間や担当教員の属性の違い等に注目し、学級規模の効果がそれらの変化によって緩和されて推定されるのかどうかを見る。第12章では、学力と非認知能力間の交差効果がラグを伴って生じるモデルを適応し、学級規模の効果がより複雑なプロセスを通じて生じることを説明する。

追加の作業として、補論②では、齲歯(うし)データの情報が家庭の社会経済的状況(SES)を表す代理変数として使用できるかどうかの分析も行った。SESは学力や非認知能力の形成に強い影響を及ぼしているはずであるが、調査においては非常に入手しづらい情報である。しかし、歯科検診は全ての小中学校で行われておりかつ蓄積されている。これがSESや親のケアを代表する変数として有効であることが確認されれば、そのデータの価値が見直され同種の研究で広範囲に利用されるとともに、新たな文理融合研究の可能性を開く。

最後に、各章の執筆とその元となった作業への貢献を明記しておきたい。各章には分析や執筆を担当した主な者の名前のみが挙げられている。本プロジェクトを進めるに当たり、1)課題検討、2)調査設計、3)調査票作成、4)データ収集・整備及びそれらに関する議論にも多大な作業が伴っている。特に、データの収集・整備等に多くの時間とエフォートを必要とした。それらに主に関わったメンバーは以下ようになる。

1)課題検討

飯田 星良, 大谷 碧, 岡嶋 裕子, 柿澤 寿信, 妹尾 渉,
中村 亮介, 平尾 智隆, 北條 雅一, 松繁 寿和

2)調査設計, 3)調査票作成

岡嶋 裕子, 柿澤 寿信, 妹尾 渉, 中村 亮介, 平尾 智隆,
北條 雅一, 松繁 寿和

4)データ収集・整備

X 県 A 市: (2016-2022 年度) 岡嶋 裕子, 柿澤 寿信
(2018-2022 年度) 飯田 星良, 大谷 碧
Y 県: (2018-2022 年度) 飯田 星良
教員アンケート: (2017-2019 年度) 中村 亮介

松繁寿和 (高松大学)

参考文献

Angrist, J. D. and Lavy, V. (1999), "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of

- Class Size on Scholastic Achievement”, *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), pp.533-575.
- Angrist, Joshua D., V. Lavy, J. Leder-Luis and S. Adi (2019), "Maimonides' Rule Redux" *American Economic Review: Insights*, 1 (3), pp.309-24.
- Akabayashi, H. and Nakamura, R. (2014), “Can Small Class Policy Close the Gap? An Empirical Analysis of Class Size Effects in Japan”, *Japanese Economic Review*, 65, pp.253-281.
- Bedard, K. and E. Dhuey (2006), “The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-run Age Effects”, *The Quarterly Journal of Economics*, 121 (4) , pp.1437-1472.
- Boonen, T., Van Damme, J., and Onghena, P. (2014), “Teacher Effects on Student Achievement in First Grade: Which Aspects Matter Most?”, *School Effectiveness and School Improvement*, 25 (1), pp.126-152.
- Crawford, C., L. Dearden and E. Greaves (2014) , “The Drivers of Month-of-birth Differences in Children's Cognitive and Non-cognitive Skills”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A, (Statistics in Society)* , 177 (4) , pp.829-860.
- Du, Q., Gao, H., and M. D. Levi (2012), “The Relative-age Effect and Career Success: Evidence from Corporate CEOs”, *Economics Letters*, 117(3), pp.660-662.
- Heckman, J. and T. Kautz (2012), “Hard Evidence on Soft Skills”, *Labour Economics*, 19, pp.451-464.
- Heckman, J. and Y. Rubinstein (2001), “The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program”, *American Economic Review*, 91(2), pp.145-149.
- Hojo, M. and T. Oshio (2010), “What Factors Determine Student Performance in East Asia? : New Evidence from TIMSS 2007”, *PIE/CIS Discussion Paper*, No. 494.
- Ito, Hirotake, M. Nakamuro and S. Yamaguchi, (2020), “Effects of Class-size Reduction on Cognitive and Non-cognitive Skills”, *Japan and the World Economy*, (53), 100977.
- Kawaguchi, D. (2011) , “Actual Age at School Entry, Educational Outcomes, and Earnings”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 25 (2) , pp.64-80.
- Krueger, A. B. (1999), “Experimental Estimates of Education Production Functions”, *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), pp. 497-532.
- Krueger, A. B. and D. M. Whitmore (2001), “The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-test Taking and Middle School Test Results: Evidence from Project STAR”, *Economic Journal*, 111, pp.1-28.
- Muller, D. and L. Page (2016), “Born Leaders: Political Selection and the Relative Age Effect in the US Congress”, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 179(3), pp.809-829.
- Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2022), *Education at a Glance 2022: OECD indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Tukiainen, J., T. Takalo and T. Hulkkonen (2017), “Gender Specific Relative Age Effects in Politics and Football”, *Working Papers* 94, VATT Institute for Economic Research.

Wooldridge J. M. (2013) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th ed., South-Western, pp.447.

伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宜・辻井正次(2017)「クラスサイズと学業成績および情緒的・行動的問題の因果関係—自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証—」『教育心理学研究』第 65 集, 451-465 頁。

岡嶋裕子・柿澤寿信・妹尾渉・平尾智隆・松繁寿和 (2017)「公立中学校における公文式学習の効果—何が学習姿勢を変えるのか?」OSIPP Discussion Paper : DP-2017-J-001-Rev

小塩 真司 編著 (2021)『非認知能力: 概念・測定と教育の可能性』北大路書房

国立教育政策研究所 (2015)『学級規模が児童生徒の学力に与える影響とその過程』平成 25-26 年度プロジェクト研究 「少人数指導・少人数学級の効果に関する調査研究」 調査研究報告書

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

妹尾渉・篠崎武久・北條雅一 (2013)「単学級サンプルを利用した学級規模効果の推定」『国立教育政策研究所紀要』 第 142 集, 161-173 頁

前馬優策(2016)「授業改革は学力格差を縮小したか」志水宏吉・高田一宏編『マインド・ザ・ギャップ! — 現代日本の学力格差とその克服』大阪大学出版会 81-106 頁

松繁寿和 (2013)「キャリア格差の始点」平尾・梅崎・松繁 共編著『教育効果の実証: キャリア形成における有効性』第 12 章 217-236 頁 日本評論社

注

- 1 分析に使用したデータは、1980 年代に米国テネシー州で行われた STAR (Student-Teacher Achievement Ratio) プロジェクトのものである。そこでは、ランダムに一部の児童を少人数学級に振り分け、学業成績や学習態度における差を観察している。また、Krueger and Whitmore(2001)では、その後の追跡調査データを使用し、大学入試時においても差が観察されるなど長期的に効果が残留する可能性も指摘している。
- 2 松繁 (2013) では限られたデータではあるが、規模が小さい学級では小学校低学年時の児童の成績に関して親の社会経済的地位の影響力が小さい可能性を示唆している。また、小学校低学年時の成績が成長後の社会経済的地位と強く相関していることから、長期的にも学級規模の影響が残る可能性を示している。
- 3 Wooldridge (2013)のような、計量経済学の入門教科書でもパネルデータ分析が必要とされる例として、賃金の決定要因を分析する際に教育年数と観察されない「生来の能力」間の相関の問題が取り上げられることが多い。
- 4 この問題は、マルチレベル分析において児童・生徒個人の上位階層に学校あるいは地域を設定する分析でも問題になる。
- 5 非認知能力やそれに関係する心理尺度は数多くある (小塩 編著 (2021))。学級規模がいずれの非認知尺度と関係するかを調べることも重要な作業である。

2 節 OLS 推定

1. 問題と目的

学級規模の拡大や縮小が児童生徒の学力へどのような影響をもたらすのか、このような問題関心は、教育分野における古典的な問いとして今もなお残されている。古くは1960年代にアメリカで公表されたコールマン報告 (Coleman et al(1966)) に代表されるように、学校教育の効果を測定しようとする際には、学級規模と学力の問題は避けては通れない。しかしながら、前節でも指摘したように、従来の実証研究には統計的手法が抱える課題も多く残されており、学級規模が学力に与える効果については、現在もなお決定的な結論は示されていない。

もっとも近年では、前節で紹介したように Angrist and Lavy (1999) による操作変数法 (IV 法) を利用した分析を嚆矢 (こうし) として、それらの課題を克服するための新しい推計手法・実験デザインが登場し、様々な因果推計の方法が試みられるようになってきた。後に続く第2部の応用分析編では、これらの新しい推計手法を国内の学力調査データに適用した分析結果を報告していくが、まず本節では、学級規模と学力との関連を検討するために、従来の実証研究での古典的な分析手法である OLS 推定で示される学級規模と学力との相関関係を確認し、後に続く各章のベンチマークとしたい。

2. 方法

(1) 分析対象

本報告書での分析は、X 県 A 市と Y 県が独自に実施している学力調査のデータを用いる。

X 県 A 市については、2014～2018 年度の各年 12 月に市内の公立小中学校で実施された学力調査の 5 か年分のデータを用いた。この自治体では、小学 1 年生から中学 2 年生までを学力調査の対象としており、国語 (小 1～中 2)、算数 (小 1～小 6)・数学 (中 1～中 2)、理科 (小 3～中 2)、社会 (小 3～中 2)、英語 (中 1～中 2) の計 5 教科で実施している。また、学力の尺度としては、全国の平均値と標準偏差を用いて偏差値に換算したものを使用する。

Y 県については、2015～2019 年度の各年 4 月に県内の公立小中学校 (一部大都市の学校は除く。) で実施された学力調査の 5 か年分のデータを用いた。この自治体では、小学校 4 年生から中学 3 年生までを学力調査の対象としており、国語 (小 4～中 3)、算数 (小 4～小 6)・数学 (中 1～中 3)、英語 (中 2～中 3) の計 3 教科で実施している。また、学力の尺度としては、IRT 得点を使用する。IRT 得点とは、項目反応理論に基づき、各年度の試験問題の難易度を統制して経年での比較を可能にした学力スコアである。この学力調査は新学年に進級してすぐの 4 月実施のため、児童生徒が前年度までに獲得した学力を把握するものと位置づけられる。よって、学級規模については、前年度の学年人数を前年度の学級数で除した値を使用する。そのため、推計結果は、2016 年度からの 4 か年分、対象は小 5～中 3 となる点に注意が必要である。

なお、X 県 A 市と Y 県のいずれの学力調査も児童生徒一人一人に ID を紐 (ひも) 付け

ており、経年での追跡が可能となっている。

(2) 分析モデル

学級規模と学力との関連を検討するために、まずは、従来用いられてきた古典的な分析手法である OLS 推定により示される相関関係を確認する。具体的には、児童生徒単位のデータを用いて、学年規模、児童生徒の性別、学年、学校を統制した上で、OLS 推定により、学力と学級規模との関係を検討する。被説明変数を学力尺度、説明変数を学級規模として、各年度のデータごとに OLS 推定を実施した。

3. 結果

(1) X 県 A 市・小学校の OLS 推定の結果

X 県 A 市の小学校の OLS 推計の結果を表 1～4 に示す。(以下、本節では、主に有意水準 1% (***)、及び 5% (**) の結果について確認する。)

OLS 推定の結果、国語については、学級規模との間に有意な関連はみられなかった。算数については、2016 年度に負で有意な相関(学級規模が大きくなると、学力スコアが低下する関係)がみられた。理科については、2015 年度は正の相関(学級規模が大きくなると、学力スコアが上昇する。)、2016 年度と 2017 年度については、負で有意な相関となっており、年度によって正負が異なる結果となっている。社会については、2014 年度、2015 年度は正で有意、2016 年度については、負で有意な相関を示しており、年度によって正負が異なる結果が示されている。

表1 小学校・国語

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	0.011 (0.037)	0.034 (0.036)	-0.036 (0.032)	0.031 (0.030)	-0.025 (0.028)
女子ダミー	3.111*** (0.216)	3.318*** (0.207)	3.265*** (0.198)	3.126*** (0.191)	2.905*** (0.190)
小学2年生	1.437*** (0.366)	1.159*** (0.355)	0.811** (0.338)	1.030*** (0.333)	1.220*** (0.326)
小学3年生	0.729* (0.390)	1.401*** (0.434)	0.895** (0.377)	-0.625* (0.345)	0.473 (0.366)
小学4年生	-0.217 (0.401)	0.646* (0.383)	1.693*** (0.397)	0.275 (0.347)	0.949*** (0.361)
小学5年生	1.663*** (0.397)	0.353 (0.394)	0.443 (0.362)	1.342*** (0.346)	1.618*** (0.373)
小学6年生	0.203 (0.388)	3.042*** (0.392)	0.471 (0.375)	0.399 (0.354)	1.151*** (0.357)
学年規模	0.012 (0.010)	-0.008 (0.010)	0.003 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.009 (0.007)
定数項	48.705*** (1.303)	49.292*** (1.400)	52.296*** (1.274)	50.040*** (1.224)	50.934*** (1.080)
観測数	7,417	7,523	7,643	7,898	8,075
R2	0.052	0.056	0.048	0.054	0.044
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー有り					

表2 小学校・算数

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	0.040 (0.037)	-0.001 (0.039)	-0.110*** (0.033)	0.056* (0.032)	-0.032 (0.029)
女子ダミー	0.161 (0.217)	-0.203 (0.225)	0.173 (0.208)	-0.010 (0.204)	-0.047 (0.196)
小学2年生	-1.663*** (0.368)	2.072*** (0.387)	1.346*** (0.356)	1.106*** (0.356)	0.153 (0.336)
小学3年生	-0.681* (0.391)	2.798*** (0.472)	1.888*** (0.397)	-0.687* (0.369)	0.097 (0.378)
小学4年生	0.284 (0.403)	2.403*** (0.418)	1.455*** (0.418)	0.540 (0.371)	0.483 (0.373)
小学5年生	-1.313*** (0.398)	2.010*** (0.429)	1.183*** (0.382)	1.304*** (0.370)	-0.519 (0.385)
小学6年生	0.322 (0.389)	2.880*** (0.427)	2.137*** (0.395)	1.958*** (0.378)	1.679*** (0.369)
学年規模	-0.010 (0.010)	-0.008 (0.011)	-0.020** (0.009)	-0.002 (0.009)	-0.014* (0.007)
定数項	51.633*** (1.306)	51.317*** (1.528)	58.008*** (1.342)	50.381*** (1.307)	53.690*** (1.114)
観測数	7,427	7,533	7,644	7,913	8,072
R2	0.024	0.024	0.024	0.020	0.020
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー有り					

表3 小学校・理科

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	-0.029	0.174***	-0.141***	-0.109***	-0.045
	(0.046)	(0.045)	(0.043)	(0.036)	(0.034)
女子ダミー	0.479*	0.936***	0.567**	0.527**	0.632**
	(0.265)	(0.273)	(0.255)	(0.236)	(0.247)
小学4年生	-3.833***	-1.730***	0.113	-1.833***	0.906***
	(0.383)	(0.445)	(0.359)	(0.338)	(0.350)
小学5年生	0.224	1.134***	-2.941***	-1.194***	0.876**
	(0.379)	(0.411)	(0.377)	(0.333)	(0.351)
小学6年生	-0.891**	1.217***	-1.337***	-1.276***	1.609***
	(0.379)	(0.409)	(0.362)	(0.372)	(0.354)
学年規模	0.038***	0.045***	-0.033***	-0.026**	-0.042***
	(0.014)	(0.014)	(0.013)	(0.013)	(0.012)
定数項	50.479***	43.585***	60.906***	58.740***	54.096***
	(1.706)	(2.164)	(1.914)	(1.744)	(1.574)
観測数	4,830	4,898	5,004	5,205	5,257
R2	0.060	0.052	0.038	0.026	0.021
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー有り					

表4 小学校・社会

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	0.114**	0.117**	-0.085*	0.027	-0.034
	(0.050)	(0.050)	(0.043)	(0.037)	(0.035)
女子ダミー	1.457***	1.665***	1.098***	1.255***	1.084***
	(0.290)	(0.301)	(0.259)	(0.246)	(0.254)
小学4年生	-1.469***	-0.322	0.106	0.317	0.834**
	(0.419)	(0.492)	(0.364)	(0.352)	(0.360)
小学5年生	-1.723***	-0.598	0.407	0.515	1.663***
	(0.415)	(0.454)	(0.383)	(0.347)	(0.362)
小学6年生	-2.055***	-0.054	-1.301***	-0.919**	-0.508
	(0.415)	(0.451)	(0.368)	(0.388)	(0.364)
学年規模	-0.006	0.043***	0.012	-0.025*	-0.021*
	(0.016)	(0.016)	(0.013)	(0.014)	(0.013)
定数項	51.326***	45.939***	56.159***	52.314***	51.798***
	(1.868)	(2.396)	(1.941)	(1.817)	(1.620)
観測数	4,832	4,901	4,997	5,205	5,252
R2	0.028	0.024	0.023	0.018	0.025
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー有り					

(2) X 県 A 市・中学校の OLS 推定の結果

続いて、X 県 A 市の中学校の OLS 推計の結果を表 5～9 に示す。

OLS 推定の結果、国語、数学、社会、英語については、学級規模との間に統計的に有意な相関はみられなかった。理科については、2016 年度のみ負で有意な相関が示された。

表 5 中学校・国語

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	0.191	-0.077	-0.083	0.006	-0.011
	(0.136)	(0.107)	(0.088)	(0.096)	(0.109)
女子ダミー	4.393***	3.419***	3.587***	3.385***	3.921***
	(0.424)	(0.404)	(0.394)	(0.388)	(0.402)
中学 2 年生	-1.695***	0.772*	-1.501***	0.434	-0.190
	(0.443)	(0.448)	(0.394)	(0.447)	(0.459)
学年規模	-0.009	0.014	-0.043	-0.026	0.037**
	(0.048)	(0.028)	(0.031)	(0.038)	(0.018)
定数項	46.170***	51.355***	64.683***	57.803***	43.547***
	(10.746)	(7.479)	(5.685)	(7.040)	(4.619)
観測数	2,087	2,177	2,142	2,208	2,170
R2	0.080	0.046	0.058	0.065	0.060
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー有り					

表 6 中学校・数学

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	0.198	-0.108	-0.097	-0.021	-0.012
	(0.131)	(0.112)	(0.090)	(0.103)	(0.112)
女子ダミー	1.514***	0.738*	0.421	0.971**	1.184***
	(0.408)	(0.424)	(0.402)	(0.416)	(0.415)
中学 2 年生	0.022	2.751***	-1.216***	0.747	0.022
	(0.426)	(0.470)	(0.403)	(0.480)	(0.474)
学年規模	-0.007	0.047	-0.020	-0.002	0.056***
	(0.047)	(0.029)	(0.031)	(0.040)	(0.018)
定数項	47.310***	45.940***	63.419***	56.773***	41.774***
	(10.333)	(7.844)	(5.805)	(7.545)	(4.767)
観測数	2,086	2,181	2,141	2,208	2,174
R2	0.026	0.043	0.029	0.031	0.034
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー有り					

表7 中学校・理科

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	-0.087	-0.005	-0.201**	0.000	0.130
	(0.149)	(0.120)	(0.092)	(0.104)	(0.114)
女子ダミー	0.382	0.050	0.464	0.079	0.694*
	(0.463)	(0.455)	(0.414)	(0.423)	(0.420)
中学2年生	-2.054***	2.440***	0.368	1.289***	1.486***
	(0.484)	(0.503)	(0.415)	(0.487)	(0.480)
学年規模	-0.009	-0.016	-0.099***	0.051	0.061***
	(0.053)	(0.032)	(0.032)	(0.041)	(0.019)
定数項	57.835***	54.241***	80.005***	42.029***	34.298***
	(11.727)	(8.415)	(5.968)	(7.664)	(4.812)
観測数	2,078	2,188	2,136	2,209	2,177
R2	0.031	0.019	0.023	0.018	0.033
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー有り					

表8 中学校・社会

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	0.167	0.161	-0.004	0.016	0.087
	(0.144)	(0.110)	(0.092)	(0.101)	(0.115)
女子ダミー	-0.516	-0.782*	-0.630	-0.656	-0.316
	(0.449)	(0.414)	(0.411)	(0.411)	(0.423)
中学2年生	-1.117**	3.066***	-2.163***	-2.014***	-0.484
	(0.469)	(0.459)	(0.411)	(0.474)	(0.483)
学年規模	0.086*	-0.012	-0.024	0.061	0.087***
	(0.051)	(0.029)	(0.032)	(0.040)	(0.019)
定数項	29.295***	46.509***	60.783***	40.443***	32.230***
	(11.357)	(7.679)	(5.921)	(7.450)	(4.857)
観測数	2,089	2,175	2,139	2,202	2,172
R2	0.046	0.038	0.039	0.034	0.035
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー					

表9 中学校・英語

	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度
学級規模	0.010	-0.153	-0.093	-0.087	-0.058
	(0.128)	(0.109)	(0.090)	(0.101)	(0.117)
女子ダミー	2.717***	2.441***	2.704***	2.893***	3.086***
	(0.401)	(0.411)	(0.404)	(0.410)	(0.430)
中学2年生	-2.819***	1.464***	-0.707*	-1.376***	-1.027**
	(0.418)	(0.455)	(0.404)	(0.471)	(0.492)
学年規模	-0.029	0.011	-0.016	0.045	0.068***
	(0.046)	(0.028)	(0.032)	(0.040)	(0.019)
定数項	61.708***	57.930***	62.104***	50.770***	44.266***
	(10.154)	(7.601)	(5.818)	(7.423)	(4.933)
観測数	2,079	2,190	2,140	2,211	2,176
R2	0.073	0.053	0.039	0.048	0.047
Standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
学校ダミー有り					

(3) Y県・小学校のOLS推定の結果

続いて、Y県・小学校のOLS推計の結果を表10～11に示す。

OLS推定の結果、国語については、2019年度のみ正で有意な相関がみられた。算数については、2019年度に負で有意な相関が示された。

表10 小学校・国語

	2016年度	2017年度	2018年度	2019年度
学級規模	-3.51e-05	-3.09e-05	0.000124	0.00359**
	(0.00161)	(0.00179)	(0.00176)	(0.00182)
女子ダミー	0.428***	0.527***	0.552***	0.537***
	(0.00842)	(0.00958)	(0.00970)	(0.00974)
学年規模	-0.000437	-0.000795	0.00105	-6.22e-05
	(0.000623)	(0.000697)	(0.000678)	(0.000673)
小学6年生	0.422***	0.622***	0.596***	1.035***
	(0.00853)	(0.00978)	(0.00971)	(0.00982)
定数項	-0.380***	-0.572***	-0.891***	-1.145***
	(0.125)	(0.138)	(0.144)	(0.148)
観測数	96,451	97,082	98,202	97,086
R2	0.089	0.110	0.110	0.171
Robust standard errors in parentheses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				
学校ダミー有り				

表 1 1 小学校・算数

	2016年度	2017年度	2018年度	2019年度
学級規模	-0.00196	0.000211	-0.00186	-0.00265*
	(0.00163)	(0.00138)	(0.00123)	(0.00154)
女子ダミー	0.0370***	0.00910	-0.0220***	-0.0832***
	(0.00871)	(0.00747)	(0.00678)	(0.00830)
学年規模	-0.000873	-0.00180***	-0.000424	0.000192
	(0.000651)	(0.000554)	(0.000478)	(0.000582)
小学6年生	0.281***	0.414***	0.359***	0.233***
	(0.00883)	(0.00764)	(0.00680)	(0.00839)
定数項	-0.0554	0.0500	-0.0804	0.00879
	(0.125)	(0.112)	(0.111)	(0.126)
観測数	96,450	97,087	98,187	97,092
R2	0.047	0.074	0.073	0.049
Robust standard errors in parentheses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				
学校ダミー有り				

(4) Y 県・中学校の OLS 推定の結果

続いて、Y 県・中学校の OLS 推計の結果を表 1 2～1 4 に示す。

OLS 推定の結果、国語と数学については、2016～2019 年度の全ての年度において学級規模との間に負で有意な相関がみられ、学級規模が大きくなるにつれて学力スコアが低下するという一貫した結果が示された。また、英語についても、2017 年度、2018 年度は負で有意な関連性がみられた。

表 1 2 中学校・国語

	2016年度	2017年度	2018年度	2019年度
学級規模	-0.00461***	-0.00535***	-0.00326***	-0.00177*
	(0.00102)	(0.00118)	(0.00103)	(0.00107)
女子ダミー	0.349***	0.377***	0.327***	0.386***
	(0.00602)	(0.00682)	(0.00657)	(0.00682)
学年規模	0.000149	-3.76e-05	0.000334***	0.000140
	(0.000111)	(0.000130)	(0.000120)	(0.000124)
中学2年生	0.327***	0.337***	0.339***	0.338***
	(0.0107)	(0.0126)	(0.0114)	(0.0116)
中学3年生	0.863***	0.775***	0.754***	0.786***
	(0.0112)	(0.0130)	(0.0123)	(0.0120)
定数項	0.202***	0.388***	0.191***	-0.0358
	(0.0623)	(0.0647)	(0.0639)	(0.0745)
観測数	143,021	141,083	138,551	136,605
R2	0.131	0.101	0.104	0.107
Robust standard errors in parentheses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				
学校ダミー有り				

表 1 3 中学校・数学

	2016年度	2017年度	2018年度	2019年度
学級規模	-0.00565*** (0.00113)	-0.00615*** (0.00104)	-0.00588*** (0.000989)	-0.00361*** (0.00111)
女子ダミー	0.00317 (0.00692)	-0.00502 (0.00610)	-0.0171*** (0.00620)	-0.0329*** (0.00695)
学年規模	-9.06e-05 (0.000126)	0.000220* (0.000115)	0.000498*** (0.000116)	1.31e-06 (0.000132)
中学2年生	0.227*** (0.0121)	0.376*** (0.0110)	0.237*** (0.0110)	0.338*** (0.0123)
中学3年生	0.789*** (0.0128)	0.714*** (0.0114)	0.709*** (0.0118)	0.617*** (0.0123)
定数項	0.172** (0.0679)	0.242*** (0.0582)	0.199*** (0.0608)	0.0238 (0.0714)
観測数	143,004	141,062	138,530	136,590
R2	0.084	0.090	0.092	0.067
Robust standard errors in parentheses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				
学校ダミー有り				

表 1 4 中学校・英語

	2016年度	2017年度	2018年度	2019年度
学級規模	-0.00221 (0.00211)	-0.00411** (0.00200)	-0.00531** (0.00209)	-0.000641 (0.00185)
女子ダミー	0.298*** (0.00762)	0.244*** (0.00740)	0.243*** (0.00784)	0.242*** (0.00773)
学年規模	-2.19e-05 (0.000382)	0.000437 (0.000378)	0.000443 (0.000365)	0.000180 (0.000404)
中学3年生	0.583*** (0.00792)	0.762*** (0.00767)	0.825*** (0.00829)	0.474*** (0.00794)
定数項	-0.356*** (0.117)	-0.110 (0.108)	0.0146 (0.107)	0.00202 (0.112)
観測数	95,767	94,671	93,024	90,108
R2	0.118	0.154	0.153	0.100
Robust standard errors in parentheses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				
学校ダミー有り				

4. 考察

(1) 小学校の分析結果

OLS 推定の結果、X 県 A 市では、算数、理科、社会については一部の年度において、負で有意な相関がみられたが、理科と社会については、逆に正で有意な相関も示された。一方で、Y 県については、算数については、一部の年度で、負で有意な相関が示されたが、国語については、逆に正で有意な相関がみられた。

(2) 中学校の分析結果

OLS 推定の結果、X 県 A 市では、国語、数学、社会、英語については、学級規模との間に統計的に有意な相関はみられなかったが、理科については、負で有意な相関が示された。また、Y 県では、国語と数学については、全ての年度で学級規模との間に負で有意な相関がみられ、学級規模が大きくなるにつれて学力スコアが低下するという一貫した結果が示された。また、英語についても、一部の年度で負で有意な相関がみられた。

(3) 本節の分析のまとめと課題

従来の古典的な分析手法である OLS 推定の結果、小学校では、学級規模と学力に正負両方の相関が示され、一貫した結果はみられなかった。また、中学校では、学級規模と学力に負の相関が一貫して示された。本分析では、学級規模と学力との関連はみられたものの、分析の対象（地域、年度、教科）によって、かなり異なる結果が示された。この要因としては、地域・学年ごとの特性の違い、学力尺度の相違、OLS 推定による分析の偏り、など様々に考えられるが、OLS 推定による分析の偏りについては、後続の応用分析編にて解決を試みることにする。

妹尾渉（国立教育政策研究所）

参考文献

- Angrist, J. D. and Pischke, J. V. (1999), “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement”, *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), pp.533-575.
- Coleman, J. S. et al. (1966), *Equality of Educational Opportunity*, U.S. Government Printing Office.

第2章 学級規模と非認知能力

1節 研究の背景・先行研究

1. 節のはじめに

学級規模を縮小させることが、児童・生徒の学力の向上や心理社会的側面の発達につながり得るのかということに関しては、これまで国内外で大きな研究上の関心が払われ、また熱い政策的な議論がなされてきたと言える。今回のプロジェクトは、学級規模がその学級の構成員たる児童・生徒の認知・学力及び非認知的な心的機能や性質の発達にいかに関与を及ぼし得るのかに関して、二つの自治体のデータに基づきながら、実証的検討を行うものである。無論、学級規模が児童・生徒にもたらす影響に関しては、既に国内外で相当数の研究が行われてきている訳であり、本プロジェクトは、当然、こうした先行研究の方法や知見等に学びながら、新たな分析及び考究の可能性を探っていくことが必要となる。本節では、殊に、教育現場においてとみに注目度が高まっているいわゆる「非認知能力」に焦点化し、そもそもそれは何を指して言うのか、何故に現在、重要視されるに至っているのかに関して概説した上で、その発達に児童・生徒の学校や学級の中での経験がいかに関与し得るのか、そして学級規模がその影響のプロセスにどのように絡み得るのかということに関して、先行研究を概観しつつ、理論的整理を行っておくことにしたい。

2. 「非認知能力」とは何か？なぜ重要なのか？

現在、世界はいわゆる“VUCA”な時代の直中（ただなか）に在ると言われている。“VUCA”とは、Volatility（激動）、Uncertainty（不確実）、Complexity（複雑）、Ambiguity（曖昧）という四つの英単語の頭文字を並べて構成された造語である訳であるが、正に人類は今、目まぐるしく変化し、先の見通しの利かない、そして思想や価値も含め様々な要素が複雑に絡み合い、何が良くて何が悪いのかの基準も極めて曖昧な状況の中で、明確な対処の仕方をいまだ見いだせぬまま当て所（ど）なく揺曳（ようえい）していると言えるのかもしれない。その一方で、科学技術の進展は凄（すさ）まじく、殊にAIに関しては、その機能が人の脳を凌駕（りょうが）する、いわゆるシンギュラリティ（技術的特異点）に達するのにもそう遠い未来ではないことが指摘されている。

こうした中、これから先の時代をたくましく生き抜いていかななくてはならない子供たちがどのような心の力＝コンピテンシーを身につけておくべきなのだということに関わる議論も盛んになってきている。恐らく、これまでは、社会的に価値づけられた情報や知識（コンテンツ）を頭の中に豊富に蓄え（内在化させ）、さらにそれらを社会が求める既定の方向に従って活用する力が暗黙裡（あんもくり）に重視されてきたと言えるのかもしれない。かつ、学校教育の中でも、暗々裡（あんあんり）に、そうした力の養成に重点が置かれてきたのだと考えられる。しかし、高機能AIが先導する Society5.0 の社会にあって、もはや私の生活世界には、ある意味、ありとあらゆる情報や知識（コンテンツ）が外在化した形で遍在している。そして、このような状況下において、徐々に声高に言われるようになってきているの

が、何かあらかじめ決められた価値や方向に従順に従って、必要とされるコンテンツを内在化させ、それを基にただ思考し行動するのではなく、予測困難な混沌（こんとん）とした状況に柔軟に適切に対処すべく、適宜その都度、自身の頭で考え判断し、自ら目標設定する力、そしてその目標に合わせて、外在化してあるコンテンツを主体的に選択し集め有機的に組み立てる力の必要性である。それと同時に、そうした力を独り善がりではなく、様々の他者と手を携え協力し合いながら活（い）かしていく力の必要性である(白井, 2020)。

こうした力こそが、実質的に、現在、教育の世界で、とみに注目が集まっている「非認知能力」なるものの中核的な要素をなしているとも言えるのだろう。従来型のペーパーテストで測られるような、いわゆる頭の良さ、頭の出来という意味での認知能力を、たとえどんなに高水準で備えていても、もはやそれだけでは適応的に生き抜くことのできない時代が目前に迫っており、あるいは既に到来しているのかも知れず、そうした中で、認知能力以外の何か大切な要素、すなわち「非認知能力」に俄然（がぜん）、子供の教育に携わる者の関心が注がれ始めているのである。

現今の「非認知能力」なるものへの関心の高まりの嚆矢（こうし）となったのが、教育経済学者であるジェームズ・ヘックマンの論考であることは言うまでもなからう。彼の研究は、基本的に、子育てや保育なども含めた教育への投資効果、すなわち人の生涯のとりわけどの時期に、教育に対して然（しか）るべき投資がなされれば、最も費用対効果が大きくなるのかということ問うものであった。その結論は、就学前における教育への投資効果が相対的に大きいということだった訳であるが、彼は、貧困層の子供に対する介入研究（ペリー就学前計画など）を通して、大人になってからの経済的安定性や逮捕率の低さなども含めた健全な市民生活などに現れる個人差が、必ずしも IQ の違いによっては説明されないことから、IQ の値で示されない力、彼に言わせれば認知能力以外の力、すなわち「非認知能力あるいはスキル」(non-cognitive ability / skill)を特に幼少期の段階から獲得しておくことが重要であると主張するに至ったのである(Heckman et al., 2006; Heckman, 2013)。

このヘックマンの影響力には大きいものがあり、例えば OECD などは、その主張にかなり沿う形で 2015 年にこれに関わる精細なレポートをまとめ、その中で、非認知能力を、学術的により厳密な形で社会情動的スキル(social and emotional skills)と言い換えた上で、たとえ経済的には不遇な状況にあっても、子供が発達早期から然るべき養育や教育を受け、その基盤を築いておくことが、その後の一生に亘（わた）る心と身体の健康や経済的安定性なども含めた社会的適応性の一つの鍵を握っていることを説いている。OECD は「スキルがスキルを生む」という表現をとっているが、まずは幼少期に社会情動的なスキルの土台を堅固に作り上げておくと、その後の教育課程で受けることになる様々な教育の成果がその上に着実かつ効率的に積み上げられ、多様な側面に亘る、更に高水準のスキルの発達がより円滑に、かつ効率的に導かれると説くのである。また、先行して「非認知能力」＝社会情動的スキルの基盤を子供に備えさせておくことが、その後の認知能力の発達や学力の形成にも正の影響を及ぼし得ること、しかし、その逆の因果の矢印は余り想定できないことなども合わせて示唆している(OECD, 2015)。

「非認知能力」あるいは社会情動的スキルに関しては既に様々な理論的検討が行われており、OECD によるレポートは、そうした多岐にわたる理論的検討を踏まえて、「非認知能力」＝社会情動的スキルを、「長期的な目標の達成」「他者との協働」「感情を管理する能

力」の三側面から成るものとしている。もっとも、遠藤(2017, 2018)は、基本的にこれに習いながらも、発達心理学の視座から、それをよりシンプルに自己と社会性に関わる心の性質であると再定義している。

この内、自己に関わる心の性質というのは、平たく言えば、自身のことを尊重し、適度にコントロールができ、更に高めようとする心の力を指し示すものと言えよう。そして、その下くらい要素には、例えば自分を愛し自分の性質や能力に自信を持つ「自尊心」や「自己肯定感」あるいは「自己効力感」、自身で目標設定し遂行する上で必要となる意欲や内発的動機づけ、自分の衝動を抑え自分の行動をコントロールしようとする「自制心」や我慢強くやり抜く力「グリット」、自分自身の性質や状態などに対する的確な認識をなし得る「自己理解」、あるいは自分の頭で考え自分の意志で決めて自分の力で行動しようとする「自律性」や「自立心」のようなものが含まれると考えられる。

一方、社会性に関わる心の性質とは、集団の中に溶け込み、他者との関係を作り維持する力、より簡潔に言えば、他の人とうまくやっていくための力ということになる。その下位要素に関して言えば、日常生活の中で、他者と適切な関係を作り維持するためには、まず他者の心的状態が適切に理解できなければいけない訳であり、その意味では「心の理解能力」が一つの要素となり、かつ、こうした的確な心の理解を基に、他者と適切に「コミュニケーションをとる力」も重要になってくると考えられる。また、誰かが困っていたらごく自然にかわいそうと思って助けようとする力、すなわち「共感性」や「思いやり」も必要となる。さらに、集団の中で自らの居場所を見つけ、安心して生活していくためには、他者と互いに助け合いながら事を進めていく力、すなわち「協調性」や「協同性」、また社会的に何が良くて何が悪いかを判断する力としての「道徳性」及び、集団の中に潜在するルール・決まり・常識などを理解し遵守することにつながる「規範意識」なども重要な働きをなすものと言えるだろう。

ちなみに、OECDの2015年のレポートにおける定義との関連で言えば、実のところ、自己に関わる心の性質は「長期的な目標の達成」に、一方、社会性に関わる心の性質は「他者との協同」に概念的に重なるところが大きいと考えられる。また、一見、OECDレポートにおける「感情を管理する能力」が、「非認知」的な心を自己と社会性とする発想の中には見当たらないように思われるかもしれないが、感情管理あるいは感情制御は、元来、自己と社会性それぞれの中に、異なる意味で含まれていると把握し得る。それというのは、感情管理・感情制御は、私たちの日常の中で、とりわけ、異時点間の選択のジレンマの解決、そして自他間のジレンマの解決の場面で、必要になると考えられるからである。

異時点間の選択のジレンマとは、今、眼前にある利益をすぐに取りに行くことを優先するか、それとも今ここの利益を我慢して、もう少し先の自身にとってのより大きな利益をとることを重視するか、ということをめぐる感情管理・感情制御の問題であり、それを解決する力は、実質的に、それこそ自己に関わる心の性質の下位に位置づけられる、自身の衝動を抑えて行動をコントロールする力である「自制心」や、目標指向的に粘り強く努力する力である「グリット」の中に含まれてあると言える。一方、自他間の選択のジレンマとは、自身の利益を優先するか、それとも他者の利益を、あるいは他者に危害・迷惑・不利益などが及ばないことを重視するか、ということをめぐる感情管理・感情制御の問題であり、それを解決する力は、社会性に関わる心の性質の下位に位置づけられる、他者との「協調性」や「協

同性」あるいは「道徳性」や「規範意識」の中におのずと含まれていると考えられる。

3. 学校・学級における経験を通じた「非認知能力」の発達

非認知能力の発達には、子供自身が元来有している遺伝的な基盤や気質等も含め、多様な要因の関与が想定される。とりわけ、子供が生育する環境の在り方が、非認知能力の個人差を規定するものであることは半ば自明のことと言えよう。先にも述べたように、非認知能力を自己と社会性に関わる心の諸特質と換言するならば、それらが幼少期からの子供と養育者との関係性や養育者による子供への社会化や個性化の実践等と密接に結びついていることは、これまでの膨大な発達心理学の知見からして、疑念を差し挟む余地のないものと言える(Music, 2011)。加えて、子供の家庭外での経験が、殊に学校における諸経験が、自己や社会性の発達にいかに関与する特異的な影響をもたらす得るかに関しても、既に極めて分厚い研究知見の蓄積がある(Colley & Cooper, 2017)。ここでは、学校及び学級における子供の種々の経験が、非認知能力＝自己と社会性の発達にいかなる機序で関わり得るかについて理論的整理を簡単に行った上で、子供が属する学級の規模が子供の経験の質や量にいかに関わり、そして延(ひ)いては自己と社会の発達に絡み得るかに関して言及しておくことにしたい。

ある意味、自明のこととも言えるが、子供の学校における経験の質と量に関わる要因は、大きく二種に大別して考えることができる。その内の一つは、教師の子供に対する関わり、及び子供と教師の関係性であり、もう一つは、子供同士の関係性、及び集団としての活動ということになる。

4. 教師の関わり・教師－児童・生徒の関係性

教師の関わり教師－児童・生徒の関係性に関して言えば、近年、児童期以降の子供にとっての主要なアタッチメント対象として教師という存在に理論的・実践的な関心が高まってきており、学校・学級における「安全な避難所」(safe haven)及び「安心の基地」(secure base)として教師がいかに有効に機能し得るかということと、児童・生徒の心理社会的適応性や社会情動的側面の心的機能の発達との関連が実証的に問われてきている(Bergin & Bergin, 2009; Riley, 2010; Verschueren & Koomen, 2012)。子供にとっての「安全な避難所」としての大人の役割とは、子供が様々なストレスに遭遇し、種々のネガティブな感情を経験した際に、それを共感的に受け止め、子供がまた平常状態に戻れるよう支え促すことと言える。一方、「安心の基地」としての大人の役割とは、子供が自発的に探索活動に向かい、自身の可能性を拓(ひろ)げていくことができるように、心理的及び物理的に励まし後押しすることである(Bowlby, 1988; 遠藤, 2021)。

現に、これまでの児童期以降を扱った研究からは、子供が、教師との間に安定したアタッチメントを形成し、「安全な避難所」及び「安心の基地」として教師を利用できている場合に、概して、子供の感情制御や向社会性、及び挑戦への意欲などが高く、逆に問題行動や非行の程度が低くなる傾向があること、またこうしたことを通じて、学業成績にも正の効果をもたらされる可能性が高いということが実証的に示されている(Bergin & Bergin, 2009; Schuengel, 2012)。また、アタッチメントそのものではないが、子供と教師の良好な関係性

が、学校生活における子供の（生理的指標によって測定された）ストレスの低さ(Ahnert et al., 2012)や外在化及び内在化問題の傾向の低さ(O'Connor, 2012; Roorda & Koomen, 2021),あるいはまた（学業への媒介的影響が想定される）学業的自己概念(Verschueren et al., 2012)や学校生活への積極的な取組の姿勢(school engagement) (Roorda et al., 2017)に正の影響をもたらし得ることなども明らかにされているようである。加えて言えば、こうした子供と教師との良好な関係性による正の効果は、殊に種々のリスクを抱えている子供において大きいらしい(Sabol & Pianta, 2012)。

このように、子供と教師の間の安定したアタッチメントあるいは良好な関係性は、総じて、子供の非認知的な心の性質の発達に対して、正の影響をもたらす可能性が高いと言える訳であるが、児童・生徒－教師間の関係性がうまく構築・維持されているということは、子供の心身の状態や、子供が送出してくる種々の顕在的／潜在的シグナルに対して、教師の敏感性(sensitivity)が相対的に高い水準で成り立っているということと密接に関係しているものと考えられる(Riley, 2010)。アタッチメント理論において、敏感性とは、子供の状態やシグナルを的確に読み取り、迅速に応答する程度を指して言うが(Ainsworth et al., 1978),教室のような集団状況において、教師がどれだけ児童・生徒に目配りができるかは、その集団のサイズ（成員数）と少なからず関係するものと言い得る(Zhou, 2022)。一般的に、集団サイズが大きくなるほど、大人の一人一人の子供に対する敏感性（二者関係的敏感性）以上に、子供同士の関わりや集団としての活動に対する敏感性（集団的敏感性）が重要性を増してくることが指摘されてはいるが(Ahnert et al., 2006), 基本的には両種の敏感性が共に成り立っていることがより望ましい状況であり、その視座からすれば、学級規模が大きくなるほど、教師の子供一人一人への注視や配慮が、質、量ともに減じる傾向があることは否めず、それが結果的に子供の非認知的な心の性質の発達に多少とも阻害的に働くということも想定されよう。

なお、これに関連して付言しておくならば、教師－児童・生徒の関係性は、教師のウェルビーイング及びストレス等にも少なからず関係するものと言える(Split et al., 2011)。また、国立教育政策研究所が2015年と2016年に、日本の子供の非認知能力の実態を探るべく実施した、小中高生及びその保護者、担任教師、学校責任者を対象とした質問紙調査では、同時相関的分析ではあるが、小学生においては教師の抑うつ傾向の高さが児童の自尊感情、感情知性、学習態度に負の関連を、中高生においては教師のウェルビーイングの高さが生徒の自尊感情、学習態度に正の関連を示したことが報告されている(濱口, 2018)。こうしたことから推察されることは、学級規模が大きくなるほど、教師の心身にかかる負荷が高まり、それが教師－児童・生徒の関係性の質を左右することを介して、子供の非認知的な心の性質の発達に負の方向に影響し得るのではないかということである。

5. 子供同士の関係性、及び集団としての活動

学校・学級における子供の経験の中で刮目（かつもく）すべきもう一つ重要な要素は、子供同士の関わり及び集団としての活動ということになる。言うまでもないが、児童・生徒は、授業は元より、それ以外の場面でも、多様な相互作用を経験し、また、行事など、学級単位で集団活動に関わる人が多いものと言える。そして、この相互作用や集団活動が、子

供の非認知的な心の性質に少なからず影響を及ぼすことが想定される。

Harris(1995, 2009)の集団的社会化理論は、子供集団内の成員間に生じる同一化や差異化の経験が、家庭内の養育者との関係性や相互作用による影響をはるかに上回る形で、子供の個性や能力などの形成に寄与していることを仮定するものである。同一化とは、帰属集団及びその成員から意識的あるいは無意識的に受容されようと、その集団のルールや規範、あるいは慣習や暗黙の信念等に沿う形で、感情や思考を抱き、行動するようになるプロセスを指して言う。一方、差異化とは、暗々裡に集団としてのパフォーマンスを全体として高めるべく、個々の成員が次第にそれぞれの個性や適性等に応じた役割を分担するようになるプロセスを指して言う。そして、こうした集団の中での同化と差異化の経験が適切な形で持たれた場合に、個々の子供の自尊感情、自己効力感、目標志向性、自律性、あるいはまた共感性、協調性、道徳性、規範意識といった、先にふれた言葉で言えば自己と社会の発達が促される可能性が想定されるのである。

河本(2013)によれば、明治以降、日本では体育祭、文化祭、修学旅行などの学校行事が独自の発展を遂げ現在に至っており、しかも、それが「特別活動」として公的に教育課程の中に位置づけられているところに、他国では余り見られない大きな特色があるのだという。そして、同じく河本(久保田)(2014, 2021)は大学生に対する回顧調査を通じて、また中高時代の学校行事への傾倒及びその中での同化と差異化の経験が、その後の自律性や援助行動なども含めた他者や集団への積極的な関わり等に影響をもたらす可能性を実証的に示している。

言うまでもないが、学校行事は、多くの場合、学級を単位として実施されるものであり、実質的に学級内での集団活動や児童・生徒同士の相互作用が、子供の種々の心的性質の発達に関与していることが想定される。しかし、学級規模が、そのプロセスにいかに関与しているかに関してはいまだ十分な実証的検討がなされているとは言い難い。一般的に、集団サイズがより小さい場合に、集団の凝集性や成員間の相互作用の濃密さ等が多少とも高まる可能性が理論的には仮定されるが、それが学校行事における経験に正負いずれの方向に影響し得るかに関しては、いまだ不明瞭な状況にあると言わざるを得ない。

また、集団での活動及び子供同士の関わりということに関しては、そこで発生し得るネガティブな事象、とりわけいじめに着目する必要がある。そして、またいじめの被害、あるいは加害の経験が、子供の非認知的な心の性質、とりわけ自己と社会性の発達に負の影響を及ぼすことは、これまでの膨大な研究からして、半ば自明のことと言える(Smith & Norman, 2021)。先にもふれた集団社会理論(Harris, 2009)によれば、児童・生徒の集団の活動や相互作用に唯一関わり、それに影響を行使し得る存在として教師の役割の重要性が仮定されているが、その観点からすれば、学級規模が小さい方が、より一人一人の子供の様子に目が届きやすくなるため、いじめの発生には抑止的に働くことが想定される。その一方で、集団サイズが小さい場合に、その中での権力構造や役割分担も含めた人間関係の固定化や閉塞化などがより生じやすくなり、結果的にいじめの発生が多くなってしまう可能性も指摘されている(Garandau et al., 2014; Saarento et al., 2015)。そして、現に学級規模といじめの発生との関連を検討した幾つかの研究では、こうした見方を支持する知見が得られているようである(Garandau et al., 2019; Vervoort et al., 2010)。

いずれにしても、子供同士の関係性及び集団としての活動が非認知的な心の性質の発達

に影響を及ぼすプロセスにおいて、学級規模の要因がいかに絡み得るかに関しては、方向性を異にする理論的仮定が同時に成り立つ訳であり、この視座からしても、学級規模と様々な非認知的な心の性質に関わる諸変数との間の関連性を実証的に審(つまび)らかにすることには大きな意義があると言えよう。

6. 学級規模と「非認知能力」の関連性に関わる先行研究の概観

前項では、児童・生徒の学校・学級での諸経験が非認知的な心の性質の発達に対していかに影響を及ぼし得るか、またそこに学級規模がどのように関与し得るかということに関して理論的な考察を行った。ここでは、認知能力や学力との関連を問うものに比べ、まだまだ数としては少ないが、学級規模と非認知的な心の諸変数との関連を直接的に検討した国内外の代表的研究の知見について概観しておくことにしたい。

学級規模と学力や認知能力の関連性に関しては、1980年代に米国テネシー州において実施されたランダム化比較試験(RCT)デザインによる STAR(Student/Teacher Achievement Ratio)プロジェクトが、ある意味、この領域における記念碑的意味を有していると言えるかもしれない。そこで得られた、少人数学級にランダムに割り振られた児童の方が、普通学級に割り振られた児童よりも、数学や読字などの成績にすぐれ(Krueger, 1999)、しかもその効果が長期的に持続する傾向がある(Krueger & Whitmore, 2001)という結果は、世界中の教育に携わる者に相応のインパクトを与えたと言っていることができるだろう。もっとも、その後、世界の様々な地域で実施された多様な研究デザインによる調査結果は、必ずしもそれに合致するものばかりではないようである。中には学級規模と学力との間に有意な連関を認めてはいても、小学校と中学校で影響の方向性が正負逆転するという結果を得ているようなものもある(Etim et al., 2020)。また、詳細は第1章1節に委ねるが、日本においても、児童・生徒の学力を扱った比較的最近の研究としては、二木(2012)、Akabayasi & Nakamura(2014)、大杉(2015)、妹尾・北條(2016)、中室(2017)、伊藤他(2017)、Ito et al.(2019)などがあるが、その結果は、学級規模縮小の有意な正の効果を見いだしているものもあれば、見いだしていないものもあるというのが実状のようである。

先にも述べたように、学級規模と非認知的な心の性質との関連性を問うた研究は、学力との関連を見たものに比して、世界的に見てもかなり少なくはなるが、例えば、Finn(2019)は、主に米国において小学生を対象に行われた過去30年間の調査研究をレビューし、学級規模が小さい場合に、児童の反社会的行動や不品行が相対的に少なく、一方で学習への意欲や積極的態度や集団への帰属意識が高まる傾向があると結論している。また、Dee & West(2011)は、米国の大規模調査データを精細に分析する中で、中学生においても、少人数学級でより学校生活への積極的な取組の姿勢(school engagement)が高い傾向にあることを見いだしている。さらに、米国以外の調査結果に目を向けるならば、Shen & Konstantopoulos(2021)は、欧州4か国(ハンガリー、リトアニア、ルーマニア、スロベニア)のTIMSS(国際数学・理科教育動向調査)のデータの分析結果に基づき、学級規模の小ささと中学生における様々な教科を学ぶ楽しさの間に概して正の関連が認められることを報告している。加えて言えば、Fredriksson et al.(2013)も、スウェーデンのデータに分析を施す中で、小学校高学年におけるクラスサイズの小ささが、13歳時及び16歳時の学業に

対する動機づけや向上心、自信、社交性、不安傾向の低さ等に関連することを明らかにしている。

国内で過去に実施された調査研究に目を転じると、非認知的な心の性質に関わる変数を扱った研究そのものが稀少（きしょう）であることがわかる。Ito et al.(2019)の研究は、そうした変数を扱った数少ない研究の一つである。それは、いわゆる「マイモニデスの法則」に従って、学年の在籍者数が40人を1人でも越えると、生徒を20人と21人の学級に二つに分けるという学級編成の不連続性に着目し、回帰不連続デザインに基づく分析を、関東近郊のある自治体で収集されたデータに対して施している。しかし、結果は、学級規模の縮小が、児童・生徒の学力テストのスコアとは微弱ながら関連を見せたものの、いずれの非認知的変数とも関係しないというものであった。もっとも、伊藤他(2017)が、ある自治体において小学校4年生から中学校3年にかけて実施した計9回の縦断調査データの分析結果からは、学級規模と非認知的な変数との間に有意な連関が見いだされている。そこでは、学級規模が大きい場合に、教師や仲間からの社会的サポートが少なく、向社会的行動が減り、一方で抑うつ程度が高じる傾向があることが認められたのである。ちなみに、非認知的変数と言い得るかは微妙であるが、中室(2017)は、小学校・中学校におけるいじめ、暴力、不登校の発生に着目した分析を行い、学級規模の小ささが唯一、小学校段階の不登校の少なさと関連していることを見いだしている。

以上、概観してきたことからすると、国内外総じて、学級規模と非認知的変数との関連を扱った研究それ自体が少なく、またそれを扱った研究において得られた結果からしても、両者の間にいかなる因果的つながりがあるかは、いまだ安易には結論づけられない状況にあると言えよう。また、Blatchford & Russell(2020)が指摘するように、子供側の成長・発達の指標として扱われてきた変数は、研究の中においてたとえ非認知的変数として扱われてはいても、そもそも、多くの場合、意欲や動機づけ等の学力に関連したものに偏っており、広く心理社会的適応性全般に関わるものに及んでいないことにも問題があると言えよう。

7. 節の結びとして

本節では、近年、注目度の高い「非認知能力」と何か、なぜ重要視されているかということから説き起こし、それが教室の中での教師との関わり及び児童・生徒同士の相互作用の中で培われ得ることを理論的に考究した。その上で、学級規模がそのプロセスに正負様々な影響をもたらす可能性を指摘し、現に学級規模と非認知的変数との関連を分析した数少ない国内外の研究の結果を概観した。

繰り返しになるが、学力や認知面への影響も含め、学級規模が、児童・生徒への教育及び子供の心的成長・発達に及ぼす影響に関しては、いまだ知見が錯綜（さくそう）しており、何らかの結論を導出するにほど遠い状況があるのだろう。調査デザイン、サンプルやデータの性質、及び分析法等によって、結果の見え方が大なり小なり左右されるところが少なくはなく、今後はデータの収集から分析に至るまで広くその方法論に関して、より慎重かつ厳密なスタンスが臨むことが必要となるのだろう。

また、明確に結論が得られないことの背景には、学級規模が及ぼす影響プロセスに対し

て、交絡し得る要因が極めて多岐に亘り存在するという事も関与しているのだと考えられる。その中には、データが収集されたそれぞれの地域の教育に関連した歴史や文化及びそれに結びついた暗黙の信念や実践など、容易には変数化できないものが多々含まれてあるという可能性も否めない。時に、そうした変数化されにくい要因の中には、学級規模の大きさが潜在的に及ぼし得る負の影響に対して、バッファーとして働くようなものも存在しているのかもしれない。その意味からすれば、多様な特質を持った地域でのデータ収集を地道に継続して行い、それぞれの地域の特性を慎重に考慮しながら、結果の解釈を精緻に行っていくという研究姿勢が重要になってくるのかもしれない。

さて、今回のプロジェクト研究は、二つの自治体から多年に亘って縦断的に得られたデータを多角的に分析し、学級規模が児童・生徒の認知・非認知の多様な側面にいかに影響し得るのかを審らかにすることを企図している。殊に非認知的な心の性質に関しては、教師－児童・生徒の関係性に関わる変数も含め、これまでの研究には余りない形で幅広く多数、子供の心理社会的適応性に絡み得る、すなわち自己と社会性の特質に関わる変数を組み込んだ調査を実施したところに大きな特色があると言える。次節以降、扱った変数や分析方法の詳細も含め、具体的にどのような結果が得られたかに関して記していくことにしたい。

遠藤利彦（東京大学）

参考文献

- Ahnert, L., Harwardt-Heinecke, E., Kappler, G., Eckstein-Madry, T., & Milatz, A. (2012). Student-teacher relationships and classroom climate in first grade: how do they relate to students' stress regulation? *Attachment & Human Development*, 14, 249-263.
- Ahnert, L., Piquart, M., & Lamb, M. E. (2006). Security of children's relationships with nonparental care providers: A meta-analysis. *Child Development*, 74, 664-679.
- Ainsworth, M. D. S., Blehar, M. C., Waters, E., & Wall, S. (1978). *Patterns of attachment: A psychological study of the Strange Situation*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Akabayashi, H., & Nakamura, R. (2014). Can small class policy close the gap? An empirical analysis of class size effects in Japan. *Japanese Economic Review*, 65(3), 253-281.
- Bergin, C. & Bergin D. (2009). Attachment in the Classroom. *Educational Psychology Review*, 21, 141-170.
- Bowlby, J. (1988). *A secure base: Parent-child attachment and healthy human development*. New York: Basic Books.
- Blatchford, P. & Russell, A. (2020). *Rethinking Class Size: The complex story of impact on teaching and learning*. UCL Press.
- Colley, D. & Cooper, P. (2018). Attachment and Emotional Development in the

- Classroom: Theory and Practice. New York: Jessica Kingsley Publishers.
- Dee, T. S., & West, M. R. (2011). The non-cognitive returns to class size. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 33(1), 23-46.
- 遠藤利彦 (研究統括) (2017). 国立教育政策研究所・プロジェクト研究(2015～2016) 「非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究」 報告書.
- 遠藤利彦 (2018). 「学力の評価と測定をめぐって」 : 「非認知」なるものの発達と教育 : 殊に学力形成との関わりにおいて. 教育心理学年報, 57, 220-225.
- 遠藤利彦 (2021). 入門 : アタッチメント理論—臨床・実践への架け橋. 日本評論社.
- Etim, J. S., Etim, A. S., & Blizar, Z. D. (2020). Class Size and School Performance: An Analysis of Elementary and Middle Schools. *International Journal on Studies in Education*, 2, 66-77.
- Finn, J. D. (2019). Academic and non-cognitive effects of small classes. *International Journal of Educational Research*, 96, 125-135.
- Fredriksson, P., Öckert, B., & Oosterbeek, H. (2013). Long-Term Effects of Class Size. *The Quarterly Journal of Economics*, 128, 249–285.
- Garandeanu, C. F., Lee, I. A., and Salmivalli, C. (2014). Inequality matters: classroom status hierarchy and adolescents' bullying. *Journal of Youth and Adolescence*. 43, 1123–1133.
- Garandeanu, C. F., Yanagida, T., Vermande, M. M., Strohmeier, D., & Salmivalli, C. (2019). Classroom Size and the Prevalence of Bullying and Victimization: Testing Three Explanations for the Negative Association. *Frontiers in Psychology*, 20 September 2019. Sec. Educational Psychology.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02125>
- 濱口太久未 (研究代表) (2018). 「社会情緒的コンピテンス調査に係る分析結果」 報告書. 国立教育政策研究所.
- Harris, J. R. (1995). “Where is the child's environment? A group socialization theory of development. *Psychological Review*, 102, 458-489.
- Harris, J. R. (2009). *The nurture assumption: Why children turn out the way they do, revised and updated*. New York: Free Press.
- Heckman, J. J. (2013). *Giving kids a fair chance*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Heckman, J.J. Jora, S., & Sergio, U. (2006). The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. *Journal of Labor economics*, 24, 411–482.
- 伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宜・辻井正次 (2017). クラスサイズと学業成績及び情緒的・行動的問題の因果関係 : 自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証. 教育心理学研究, 65, 451-465.
- Ito, H., Nakamuro, M., & Yamaguchi, S. (2019). Effects of Class-Size Reduction on Cognitive and Non-Cognitive Skills. RIETI Discussion Paper Series 19-E-036.
- 河本愛子 (2013). 日本の学校行事に関する教育心理学的展望 : その教育的機能及び発達の意義を問う. 東京大学大学院教育学研究科紀要, 52, 375-383.

- 河本愛子 (2014). 中学・高校における学校行事体験の発達の意義：大学生の回顧的意味づけに着目して. 発達心理学研究, 25, 453-465.
- 久保田(河本)愛子. (2021). 中学・高校での学校行事体験が大学生活に及ぼす長期的効果：集団社会化理論の視座からの回顧的検討. 日本特別活動学会紀要, 29, 31-40.
- Krueger, A. B. (1999). Experimental estimates of education production functions. *Quarterly Journal of Economics*, 114, 497–532.
- Krueger, A. B., & Whitmore, D. M. (2001). The effect of attending a small class in the early grades on college-test taking and middle school test results: Evidence from Project STAR. *The Economic Journal*, 111, 1-28.
- Music, G. (2011). *Nurturing natures: Attachment and children's emotional, sociocultural and brain development*. New York: Psychology Press.
- 中室牧子 (2017). 少人数学級はいじめ・暴力・不登校を減らすのか. RIETI Discussion Paper Series 17-J-014.
- 二木美苗 (2012). 学級規模と学力が学習参加に与える影響. 経済分析, 186, 30-49.
- O'Connor, E. E., Collins, B. A., & Supplee, L. (2012). Behavior problems in late childhood: the roles of early maternal attachment and teacher–child relationship trajectories. *Attachment & Human Development*, 14, 265-288.
- OECD (2015). *Skills for Social Progress: The Power of Social and Emotional Skills: Oecd Skills Studies*. OECD Publishing.
- OECD (2018). *The future of education and Education 2030*. OECD Publishing.
- 大杉昭英 (研究代表) (2015). 学級規模が児童生徒の学力に与える影響とその過程. 国立教育政策研究所・平成 25～26 年度プロジェクト研究「少人数指導・少人数学級の効果に関する調査研究」調査研究報告書
- Riley, P. (2010). *Attachment theory and the teacher-student relationship*. New York: Routledge.
- Roorda, D. L. & Koomen, H. M. Y. (2021). Student–Teacher Relationships and Students' Externalizing and Internalizing Behaviors: A Cross-Lagged Study in Secondary Education. *Child Development*, 92, 174–188.
- Roorda, D. L., Jak, S., Zee, M., Oort, F. J., & Koomen, H. M. Y. (2017). Affective teacher–student relationships and students' engagement and achievement: A meta-analytic update and test of the mediating role of engagement. *School Psychology Review*, 46, 1-23.
- Saarento, S., Garandau, C. F., Salmivalli, C. (2015). Classroom- and School-Level Contributions to Bullying and Victimization: A Review. *Journal of community and applied social psychology*, 25, 204-218.
- Sabol, T. J. & Pianta, R. C. (2012). Recent trends in research on teacher–child relationships. *Attachment & Human Development*, 14, 213-231.
- Schuengel C. (2012). Teacher–child relationships as a developmental issue. *Attachment & Human Development*, 14, 329-336.
- 妹尾渉・北篠雅一 (2016). 学級規模の縮小は中学生の学力を向上させるのか：全国学力・

- 学習状況調査(きめ細かい調査)の結果を活用した実証分析. 国立教育政策研究所紀要, 145, 119-128.
- Shen, T. & Konstantopoulos, S. (2021). Estimating causal effects of class size in secondary education: evidence from TIMSS. *Research Papers in Education*, 36, 507-541.
- 白井俊 (2020). OECD Education2030 プロジェクトが描く教育の未来:エージェンシー, 資質・能力とカリキュラム. ミネルヴァ書房.
- Smith, P. K. & Norman, J. (2021). *The Wiley Blackwell handbook of bullying: A comprehensive and international review of research and intervention*. New York: Wiley.
- Spilt, J. L., Koomen, H. M., & Thijs, J. T. (2011). Teacher wellbeing: The importance of teacher–student relationships. *Educational Psychology Review*, 23, 457-477.
- Verschueren, K., Doumen, S., & Buyse, E. (2012). Relationships with mother, teacher, and peers: unique and joint effects on young children's self-concept. *Attachment & Human Development*, 14, 233-248.
- Verschueren, K. & Koomen, H. M. Y. (2012). Teacher–child relationships from an attachment perspective. *Attachment & Human Development*, 14, 205-211.
- Vervoort, M. H. M., Scholte, R. H. J., and Overbeek, G. J. (2010). Bullying and victimization among adolescents: the role of ethnicity and ethnic composition of school class. *Journal of Youth and Adolescence*. 39, 1–11.
- Zhou, C. (2022). A narrative review on studies of non-cognitive ability in China. *Science Insights Education Frontiers*, 12, 1675-1689.

2 節 非認知能力関連の概念・心理尺度と追加調査の方法

第1節で述べた非認知能力（社会情緒的コンピテンス／社会情緒的スキル）に関する研究の背景に基づき、本プロジェクト研究では、協力自治体から提供を受けた学力調査、体力調査等の調査データを活用した分析に加え、学級規模の児童生徒らの非認知能力への効果及び教員への効果について検討する。各協力自治体における追加調査として、小学生から中学生の児童生徒を対象とする質問紙調査（以下、児童生徒調査）及び対象となった児童生徒の学級担任教師を対象とする質問紙調査（以下、教員調査）を実施した。各質問紙調査では、先行研究の中で信頼性と妥当性が確認された指標（心理尺度）や本研究で独自に作成した尺度を用いて、児童生徒らの非認知能力と担任教師から見た学級の児童生徒らの様子、担任教師自身のウェルビーイングを測定し、分析に用いることとした。本研究の追加調査において測定対象とした心理尺度を表1・表2に示す。これらの指標を含む質問紙全体の設計に当たっては、本プロジェクト研究において学力班及び非認知能力班の研究分担者として参画する複数の研究者間で協議の上、内容を決定した。

本節では、(a)本プロジェクト研究における追加調査（児童生徒調査／教員調査）で測定及び分析の対象とした心理的構成概念及びそれを測定するための心理尺度の理論と背景、(b)追加調査の手続、(c)調査項目について記述する。

表1 児童生徒調査において測定対象とした心理尺度

領域	尺度	下位尺度（項目）
教師との関係性	教師への感情的態度	すごい、偉い、好き、怖い、感謝
	教師のアタッチメント機能	安全な避難場所、安全基地
友人との関係性	友人との関係	
感情・社会性	感情知性	自己感情の制御、他者感情の認知、自己感情の表現
	向社会性	
自己	自尊心	
学習意欲（学習 動機づけ）	自律的学習動機	内的調整、同一化的調整、 取り入れ的調整、外的調整
	無気力感	
性格特性	パーソナリティ特性	外向性、協調性、勤勉性、神経症傾向、開放性

表2 教員調査において測定対象とした心理尺度

領域	尺度	下位尺度
児童生徒への関わり方・指導方針	指導方針	児童生徒主体，教師主導
	学級内の関係性の重視度	児童生徒と教師の一对一の関係性，集団（児童生徒同士）の関係性
	児童生徒へのサポート	感情的サポート，学業的サポート
教師から見た担当学級の風土	学級風土	学級活動への関与，学級内の不和，自然な自己開示，学習への志向性，学級への満足感，規律正しさ
	感情風土	ポジティブ感情（喜び，興味，誇り），ネガティブ感情（怒り，悲しみ，恐れ）
教師自身の心理的状態	ウェルビーイング	
性格特性	パーソナリティ特性	外向性，協調性，勤勉性，神経症傾向，開放性

1. 児童生徒調査で用いた心理尺度

本研究の小学4年生～中学2年生を対象とする児童生徒調査においては，非認知能力関連の指標（心理尺度）として，①担任教師への感情的態度（すごい，偉い，好き，怖い，感謝），②担任教師のアタッチメント機能（安全な避難場所，安全基地），③感情知性（自己感情の制御，他者感情の認知，自己感情の表現），④向社会性，⑤友人との関係，⑥自尊心，⑦学習動機づけ（自律的学習動機：内的調整，同一化的調整，取り入れ的調整，外的調整），⑧無気力感，⑨パーソナリティ特性（Big Five：外向性，協調性，勤勉性，神経症傾向，開放性）を測定した（表1）。

以下では，これらの非認知能力関連の指標について，順に記述する。なお，本研究で検討する非認知能力（社会情緒的コンピテンス）の多くは平成27～28年度プロジェクト研究「非認知的（社会情緒的）能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書」（国立教育政策研究所，2017）にもまとめられているため，各概念の定義や理論，測定方法，発達に影響をもちうる要因等の詳細についてはそちらも参照されたい。

（1）担任教師との関係性に関する指標

児童生徒が日々経験する学校での様々な人間関係は，非認知能力（社会情緒的コンピテンス）を育む重要な教育環境として捉えられている（e.g., 河本，2017；本島，2017）。秋田・坂本（2015）は，日本の学校での学習の特徴の一つに，児童生徒が「学年」暦に基づいて，通常は1年という一定期間を，参加メンバーが固定した同じ「学級」集団で学ぶ点を挙げ，その学級における教師と児童生徒，あるいは児童生徒同士の関係性や，その歴史性の中で学習を考える必要があると指摘している。この指摘は，児童生徒の学習や学力だけではなく，非認知能力の発達や変化を捉える上でも重要であろう。

学級規模と非認知能力の関連を考えてみると、例えば 30 名の学級では 40 名の学級に比べて、人数が少ない分、児童生徒と担任教師、あるいは児童生徒同士の関係がより身近で濃密になりやすいかもしれない。より親しい関係になれば、教師と直接話す機会が増えたり、仲間同士の一体感が高まったり友情が深まったりするなど、教師や仲間からのサポートや学級内の相互作用が量・質ともに充実することで、個人の非認知能力の発達や変化が促進されるかもしれない。また、その学級で発揮される個人の非認知能力、いわば社会情緒的な側面における「持ち味」が、より強く教師や仲間に影響するかもしれない。

年度始めごとにクラス替えが行われれば、人間関係はその都度ある程度の変動があるだろう。学校規模が大きければ、クラス替えによって、学級を構成する担任教師や児童生徒のメンバーがかなり入れ替わり、またほぼ一から教師や仲間との関係性や、学級集団をつくっていく必要があるかもしれない。一方で、学校規模が非常に小さければ、そもそもクラス替えも行われず、入学して卒業するまで学級を構成するメンバーが教師も含めてほぼ変わらないということもあるだろう。このように、学級の教師や仲間との関係性やその歴史性は、非認知能力の変化や発達に関わるとともに、学校規模・学級規模からも大きな影響を受けることが予想される。

そこで、本研究では、まず担任教師との関係性に関する指標として、児童生徒の A. 担任教師への感情的態度と I. 担任教師のアタッチメント機能の二つの観点から検討する。以降、それぞれの構成概念と本研究で用いた尺度を説明する。

A. 担任教師への感情的態度

私たちは日々、様々な物事や人物に対して様々な感情を経験するが、特定の対象に対して「好き」「嫌い」、「愛している」「憎んでいる」といった感情を長く抱くことがある。こうした意味での感情は、その時その場での一過性の感情 (emotion) や感情状態 (emotional state) とは区別され、感情的態度 (emotional attitude) や感情傾向 (sentiment) と呼ばれることがある (e.g., 遠藤, 2013; 武藤, 2018)。Ekman (1992) は、感情語 (emotion terms) の中には、愛 (love) や憎しみ (hatred) など、感情的態度とみなせるような、より長く維持され、典型的には単一の感情よりも複数の感情に関わるものがあると指摘した。また、遠藤 (2013) は、特定の関係性の中で保持される感情的態度を、「その関係性の文脈で、その時々を生じる様々な事象に対して私たちが経験することになる “emotion” の質を微妙に変質させるもの」(遠藤, 2013, p. 18) と説明している。

「憎しみ」などネガティブなものも含む感情的態度という概念全体を非認知能力の一種と捉えることには議論の余地がある。しかしながら、児童生徒の特定人物への特定の感情的態度が、授業や教室での興味や学習意欲、学習態度、様々な感情経験、仲間との関わり、ひいては授業や教室でのパフォーマンスや学力などに影響することは十分に考えられる。

例えば、自分が好きで慕っている教師が担当していると、苦手な教科の授業も楽しく受けることができ、その結果、その教科の成績が上がった、などといった経験をする児童生徒がいるかもしれない。逆に、自分の苦手な教師が担当したことで、もともと好きだった教科が嫌いになってしまった、などといった経験をする児童生徒もいるかもしれない。

このように考えると、特定の感情的態度 (あるいは特定の地位・役割にある人に対して特定の感情的態度を持てるような個人の傾向) は、非認知能力 (社会情緒的コンピテンス) の

一種とみなしてもよいのかもしれない。例えば湯川（1974, 1981）は、Kagan（1958）の同一視理論に依拠し、「学習の動機づけ要因としての同一視仮説」を独自に発展させている。この同一視仮説は、日常的に言えば、「教師が好きで尊敬していると、その教師の担当している教科も好きになり、その教師にあこがれ、近づきたいという気持ちからその科目に意欲的・積極的に取り組むようになる」現象だという（湯川, 1981, p. 159）。また、Li & Fischer（2007）は、人は尊敬（affect-respect）という自己意識的な感情を経験すると、優れた他者を役割モデルに据えて追随することが動機づけられ、ゆくゆくは自分自身もその人のように成長することができるという仮説を提唱しており（尊敬の「自己ピグマリオン過程（self-Pygmalion process）」仮説: Li & Fischer, 2007; 武藤, 2013）、こうした尊敬の感情状態や感情的態度の機能に関しては実証的にも一部検討されてきた（武藤, 2018）。

学校の授業や学級活動は一般に、特定の教師と仲間たちとともに展開されるため、ポジティブ（ネガティブ）な感情的態度は、個人が「経験することになる“emotion”の質を微妙に変質させ」（遠藤, 2013, p. 18）、結果的に様々な学習のポジティブ（ネガティブ）な効果を生むかもしれない。言い換えれば、クラスや授業の担任の教師に対して、児童生徒がふだんからどのような感情を抱いているかが、学習の態度や行動を変え、他の非認知能力の発揮やパフォーマンスにも影響を及ぼし、学力につながる可能性がある。そこではまた、学級規模が教師やクラスメイトへの感情的態度の形成や維持に影響する可能性もおのずと予想される。例えば、学級規模が大きくなるほど（1学級当たりの児童生徒の人数が増えるほど）、個々の児童生徒は担任教師と直接関わる機会が減るため、その教師へのポジティブな感情的態度が形成されにくく、ネガティブな感情的態度が形成されやすくなるかもしれない。また、本研究では詳しくは検討しないが、教師一般に対して特定の感情的態度を持ちやすい個人がいる可能性も指摘できる。

そこで本研究では、児童生徒の担任教師への感情的態度を測定するために、独自に 5 項目を作成した。本研究では、学習や学力との関連が予想される担任教師への感情的態度として、尊敬に関わる感情（尊敬関連感情：武藤, 2014, 2016, 2018）に注目した。ただし、尊敬という言葉自体や尊敬に関わる語彙が小学生にとっては難しい可能性も考慮し（e.g., 武藤, 2018）、本研究では「すごい」「偉い」「好き」「怖い」「感謝」の 5 語を使用した。「すごい」「偉い」は尊敬や称賛の意味合いが含まれた言葉であり、「怖い」は（特に目上の）人に向けられる場合には恐れや恐怖だけではなく畏怖の意味合いも含まれた言葉である。また、「好き」（好意）や「感謝」（感謝）も尊敬と関連の深い感情であることが指摘されている（武藤, 2018）。なお、社会情緒的コンピテンスとしての尊敬や感謝について詳しくは武藤（2017, 2019a）を参照されたい。

具体的には、「学校のクラスの担任の先生について、あなたはふだん以下のそれぞれのことをどのくらい思いますか。それぞれ一番あてはまる数字に○をつけてください。」という教示の下、「担任の先生はすごい」「担任の先生は偉い」「担任の先生のが好き」「担任の先生は怖い」「担任の先生に感謝している」の 5 項目について、それぞれ 1（思わない）、2（どちらかといえば、思わない）、3（どちらかといえば、思う）、4（思う）の 4 件法で回答を求めた。

イ. 担任教師のアタッチメント機能

本研究では、アタッチメント理論 (attachment theory) の観点からも、児童生徒の担任教師との関係性を捉えていくこととする。アタッチメント理論では、個人は身の危険が迫り恐れや不安、苦痛が喚起された際に、親や他の信頼できる別の個体にくっつく (attach) ことで守ってもらい、安心感を得ると考えられている (e.g., Bowlby, 1969/1982; 遠藤, 2005)。対象となる特定個体 (アタッチメント対象) との近接 (proximity) を求めて維持するアタッチメント行動には捕食者から身を守る機能があると仮定されており、他の多くの動物にも見られるが、特に、ヒトにおいてはアタッチメント行動が「ゆりかごから墓場まで」生涯に亘 (わた) って重要な役割を果たすと指摘されている (Bowlby, 1969/1982)。

これまで、実験や観察による研究を通して、子供は一般に、アタッチメント対象を安全基地あるいは安心の基地 (secure base) として用いることで、平時には安心して自信を持って周囲を探索できるが、見知らぬ場や人に接してアタッチメント対象と分離する際には苦痛や抵抗を示し、身の危険や脅威が迫り、怖くなったときなどの警戒時には、安全の避難場所 (safe haven) としてアタッチメント対象の元に素早く戻り、支援や慰み、安心感を求めることが示されてきた (e.g., Ainsworth, 1979; Bowlby, 1969/1982; 遠藤, 2005)。このように、アタッチメントの構成要素及び機能には、近接性の維持、安全基地、分離苦悩、安全の避難場所の四つ(注 1)があるとされている (e.g., Hazan & Zeifman, 1994; 小山・蒲谷, 2017; 村上・櫻井, 2014)。

また、乳幼児期に主要な養育者との相互作用を通して繰り返されるアタッチメント行動のパターンは、内的作業モデル (internal working model) という、対人相互作用場面で他者や自分はいかに振る舞うかに関わる一般的な表象 (イメージ)、具体的には、一般にアタッチメント対象や重要な他者は自分を受け入れ助けてくれる存在か、あるいは自分はアタッチメント対象や重要な他者から受け入れ助けてもらえる存在か、といった期待や予測に関わる心理的なモデルを形成し、そのモデルを用いて個人は日常の実際の対人相互作用の状況の評価したり、そこでの行動計画を立てたりすることが仮定されている (e.g., Bowlby, 1969/1982, 遠藤, 2017)。

アタッチメントや内的作業モデルは、個別具体的な関係性を通して形成されるため広範な個人差があり、その後の個人のパーソナリティ (いわゆる性格: 詳しくは後述する) や認知的・社会情緒的な発達にも大きな影響を与えることが数多くの研究を通して示されてきた (e.g., Ainsworth, 1979; Bowlby, 1969/1982; 遠藤, 2005; 国立教育政策研究所, 2017)。自他への基本的信頼感やアタッチメントは、様々な非認知能力 (社会情緒的コンピテンス) の発達に影響を及ぼす「絶対的基盤」であることも示唆されている (遠藤, 2017)。

教師は子供のアタッチメント対象となりうるだろうか。学校の教師との関係は通常、年度単位のものであり、教師と児童生徒は一对多の関係でもあるといった理由から、大半の教師との関係はアタッチメントの要素を完全には満たさないと考えられるものの、教師は、児童生徒にとって一時的でアドホック (その場限り) なアタッチメント対象として、安全基地や安全の避難場所としての役割を果たしうることが指摘されている (e.g., 大久保・山内, 2017; Verschueren, 2015; Verschueren & Koomen, 2012)。つまり、子供は教師がそばにいて安心して勉強に励むことができるかもしれないし、ストレスのあるときには教師に支援を求めたり慰めてもらったりすることで、心理的な安全・安心の感覚を得ているかもしれ

ない (Verschueren, 2015)。

しかしながら、教師のアタッチメント対象としての役割は発達期によって異なる可能性もある。Verschueren (2015) は、教師は子供に新しいことへの積極的な挑戦を促す、探索のための安全基地として児童期以降も重要であり続ける一方で、青年期前期以降には、同年代の仲間が安全な避難場所として重要となり、脳の発達の変化によって自己制御能力も向上するため、教師の安全な避難場所としての役割は児童期中期までに目立たなくなると示唆している。ただし、内在化 (抑うつや不安など)・外在化 (非行や反社会的行動など) の問題や学習困難、親からの不適切なしつけや養育、マイノリティなどの点でリスクや脆弱 (ぜいじゃく) 性を抱える子供の発達に、教師との関係性の質の高さが補償 (調整) 効果を持ちうること (Sabol & Pianta, 2012) から、リスクや脆弱性を抱える子供にとっては、教師の安全な避難場所としての機能も重要であり続ける可能性を指摘している。

このように、子供の非認知能力の発達を検討する際には、教師がアタッチメント対象としてどのようなアタッチメント機能をどの程度果たしているかを考えることも重要である。アタッチメント対象がどの程度、機能を果たしているかが問題となるため、安全基地や安全な避難場所などのアタッチメント機能自体を非認知能力 (社会情緒的コンピテンス) とみなすことは難しいものの、非認知能力 (社会情緒的コンピテンス) の発達の予測因として検討することには意義がある。

武藤 (2019a) は、国立教育政策研究所 (2017) の非認知能力 (社会情緒的コンピテンス) に関わる 2 時点 (約 1 年間隔) の質問紙調査データを分析し、対象となった日本の小学生・中学生・高校生において、担任教師と友人が安全な避難場所と安全基地の機能をそれぞれの程度果たしているか、さらには時点間で機能がどの程度安定しているかを検討した。その結果、2 時点を通じて、担任教師は友人よりも安全な避難場所や安全基地として用いられていない傾向がみられたものの、これらのアタッチメント機能を果たす可能性が否定されたわけではなかった (学年変動により、1 時点目と 2 時点目で回答者が思い浮かべた相手が異なる可能性もあるため、結果の解釈には慎重になる必要もある)。また、安全な避難場所と安全基地それぞれに関して、担任教師と友人の双方で、1 時点目のアタッチメント機能が高い (低い) ほど、2 時点目のアタッチメント機能も高い (低い) 傾向が示された。そのため、武藤 (2019a) は、児童生徒の友人関係を見守ることだけでなく、児童生徒との良好な関係を構築・維持することも教師の重要な役割である可能性を指摘している。

学級規模は、担任教師のアタッチメント機能にどのような影響を与えるのだろうか。単純に考えると、学級規模が大きくなるほど (1 学級当たりの児童生徒の人数が増えるほど)、教師は個々の児童生徒と接する機会が減るため、アタッチメント対象としての役割を果たしづらくなると予想される。

したがって、本研究でも、教師のアタッチメント機能として先行研究で重要とされてきた、安全な避難場所と安全基地の 2 機能に絞って学級規模との関連を検討することとする。

(2) 自己に関する指標

本研究では自己に関する指標として、自尊心を検討する。自尊心 (self-esteem) に関しては、これまで国内外で膨大な研究がなされ、近年では日本の学校・教育現場での関心もますます高くなってきている。自尊心や自尊感情という言葉は今や日常語のように使われるが、

学問上は様々な定義や関連する構成概念、測定尺度がある (e.g., Blascovich & Tomaka, 1991; 箕浦, 2021; 榊原, 2017)。研究者それぞれの定義は微妙に異なるものの、一般的には、自分が自身をどのくらい高く評価し、好ましく感じているかに関わる概念であると考えられる。

また、自尊心よりも広い意味を持つ学術用語として、自分はどのような人か、どのような特徴を持っているかといった、自己の様々な側面の概念や認識を表す自己概念 (self-concept) があり、自尊心はそうした自己概念や自分に関する知識を自己評価する構成要素として考えられてきた (Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003; Blascovich & Tomaka, 1991; 自己概念について詳しくは、国立教育政策研究所 (2017) を参照されたい)。

自尊心は一般に望ましいものとされ、子供の自尊心を高めることで学力や対人関係、社会的成功、心身の健康など、多くの重要な側面にポジティブな効果を与えることが期待されている。しかしながら、個人の全体的・領域一般的自尊心 (global self-esteem), すなわち、自分自身を全体として評価したときの自尊心に限ってみると、必ずしもこうした望ましい効果が得られないことも実証的に示されている (Baumeister et al., 2003)。自尊心は飽くまでも主観的な自己評価であるため、自身の実際の能力や特徴を過大・過小に見積もったり、他者評価とは大きく異なったりすることもある。そのため、「高すぎる」自尊心の功罪や、実態とはかけ離れた子供の自尊心をやみくもに親や教師が高めようとするものの危険性も議論されている (e.g., Baumeister et al., 2003; 詳しくは榊原 (2017) を参照されたい)。

このように、自尊心に関しては様々な捉え方や議論があるものの、本研究では国内外で広く受け入れられている Rosenberg (1965) の self-esteem の定義に従い、Rosenberg Self-Esteem Scale の日本語版を用いる (ただし、本尺度の日本語版は複数存在しており、本研究では比較的使用例の多い、山本・松井・山成 (1982) の版を用いる。自尊心の測定方法についても、詳しくは榊原 (2017) を参照されたい)。

Rosenberg (1965) は、self-esteem (自尊心) を自己に向けられた肯定的あるいは否定的な態度として捉えているが、その意味合いには2種類あると考えている。一つには、高い自尊心が、自分のことを “very good” (とても良い) と考えていることを意味する場合である。もう一つには、自分のことを “good enough” (十分に良い) と考えていることを意味する場合である。前者は他者と比較して優れているかどうかという意味合いが強いが、Rosenberg Self-Esteem Scale が測定しているのは後者の意味合いであり、自分のことを価値ある人間として「十分に良い」と感じている程度を問題にしている。Rosenberg (1965) はさらに、この「十分に良い」という意味で自尊心が高い人は、自分の不完全さや不十分さに気づき、自分を成長させ高めていくことで、いつかは自分の問題点を克服できるという期待や希望までも持っていると説明している (p. 31)。すなわち、自尊心が高い人は、他者と比べて「とても良い」と感じる必要は必ずしもなく、自分を一人の人間として尊重し、「十分に」価値あるものと考えのみならず、自分の限界を認識してさらに自分を成長させ高めようとする。逆に、自尊心が低い人は、自分を拒絶したり、自分に不満や軽蔑を感じて自分自身への尊重が欠けていたりする (Rosenberg, 1965)。

このように、Rosenberg (1965) の self-esteem 概念は、何かの出来事で絶えず自己評価が変動する、状態としての自尊心というよりも、個人内で安定した特性としての自尊心として捉えられている (榊原, 2017)。また、国語や数学に対する個別の有能感といった、学業

的自己概念 (academic self-concept: e.g., Marsh, 1990) のような領域特長的 (specific) な自尊心ではなく、領域一般的 (global) な自己概念の評価を意味している (Rosenberg, Schooler, Schoenbach, & Rosenberg, 1995)。

学級規模は、自尊心にどのような影響を与えるのだろうか。高い自尊心は、親の子供への関心や温かい養育スタイル、良好な友人関係など、重要な他者との温かく親密な関係性によって予測されることが示されている (e.g., 仁平, 2015; Rosenberg, 1965; 榊原, 2017)。したがって、学級規模が大きくなるほど (1 学級当たりの児童生徒の人数が増えるほど)、児童生徒は教師との間で、また児童生徒同士で親密な関係性を築くことが困難になり、好ましい自尊心は形成されにくいと予想される。

(3) 感情・社会性に関する指標

本研究では感情や社会性に関する指標として、感情知性と向社会性を検討する。

ア. 感情知性

心理学の歴史を遡れば、James J. Heckman が着目した非認知能力という概念が国内外で流行する以前にも、いわゆる IQ (Intelligence Quotient, 知能指数) や認知能力と対比される形で、非認知能力に非常に似ている概念が何度も生まれ、理論的・実証的に研究され、時には世間にも流行してきた。「IQ 神話」を疑う世論に訴え、1990 年代半ば頃から流行したいわゆる EQ あるいは感情知性は、非認知能力に非常に近い概念として、最も記憶に新しい例であると言えるかもしれない (e.g., 遠藤, 2017)。

感情知性 (emotional intelligence, EI) とは、Salovey & Mayer (1990) によれば、自分や他者の気持ちや感情をモニター (観察) し、識別し、その情報を思考や行為を導くために役立てる能力と定義されている。その後、科学ジャーナリストの Daniel Goleman がその概念を拡張して 1995 年に“Emotional Intelligence: Why it can matter more than IQ” (『EQ——こころの知能指数——』, 土屋訳, 1996) を出版すると、世界中で翻訳され、日本でも世界でもベストセラーとなり、EQ や EI という概念が脚光を浴びることとなった。この背景には、遺伝的影響の強い IQ によって貧富の差や社会的成功が決まってしまうという見方に対して、世論の大きな反感が生まれていたという当時の欧米圏の風潮があったことが指摘されており、また、EI は IQ よりも教育やしつけ、訓練次第で後天的に獲得可能な能力であることが Goleman (1995) によって主張されたことも、この概念の流行を後押ししたと考えられている (遠藤, 2013, 2017)。

言うまでもなく、当時そこかしこに存在した「IQ」対「EQ」のような対立構図は、現今の「認知」対「非認知」と趣旨を同じくしており、IQ や認知 (能力) だけでは人の適応や社会的成功は決まらず、感情知性を豊かに伸ばすことこそが、教育・発達上の重要な課題として据えられるようになったことをほのめかしている。遠藤 (2017) は、こうした EI と非認知能力における概念的類似性に着目し、特に Goleman の EI 概念が自己有能感や動機づけ、共感性、楽観性など、認知能力以外の様々な概念を含んでいることから、現今、世界中で関心の対象となっている「非認知」的な心の性質とほぼ変わらないものではないかと指摘している。

その後、EQ・EI 概念はビジネスや教育・臨床の現場で大いに注目され、いわゆる EQ 産

業が流行し、民間においても多くの測定ツールが開発されるようにもなった(遠藤, 2013)。しかしながら、遠藤(2013, 2017)も指摘しているように、EI 概念は世界中で流行する一方で、学術的には常に批判にさらされてきた。研究者の間でも様々な定義や理論モデル、測定方法が乱立し、感情知性という概念自体には余り合意のないまま今日に至っているのが現状である(Matthews, Zeidner, & Roberts, 2012; 武藤, 2022)。

EI という概念は、大きく分けると「能力モデル」「特性モデル」「混合モデル」の3種類の考え方の基に研究されてきた。ここでは最低限の説明に絞るため、それぞれの詳細や測定方法は、遠藤(2013)や箱田・遠藤(2015)、石井(2017)を参照されたい。

能力モデルとしてのEIは、EIを知的な能力(ability)として想定しているため、顔表情の認識課題など、感情や感情の概念・知識に関する実際の運用能力を問うパフォーマンス(能力)テストによって測定される。代表的なEIの4枝モデル(four-branch model)では、①感情の知覚、②感情による思考の促進、③感情の理解、④感情の管理、の順で情報処理が複雑になることが仮定されている(e.g., Mayer, Caruso, & Salovey, 2016)。

混合モデルとしてのEIは、能力だけでなく楽観性や共感性などの様々なパーソナリティ(性格)の特性(trait)も構成要素に含まれるため、能力と特性が混合した(mixed)概念とみなされている。Goleman(1995)のEI概念やそれに類するEI(EQ)概念が混合モデルに相当するが、ビジネスパーソンの成功にとって望ましい概念や要件を寄せ集めただけにすぎないという批判も受けており、学術的な妥当性は十分ではないと指摘されている(e.g., 石井, 2017)。

特性モデルとしてのEIは、EIをパーソナリティの下位特性として積極的に位置づけたモデルであり、特性感情的自己効力感(trait emotional self-efficacy)とも呼ばれる(Petrides, Mikolajczak, Mavroveli, Sanchez-Ruiz, Furnham, & Pérez-González, 2016)。他の多くのパーソナリティ特性と同様に、自己報告式の質問紙尺度によって測定される。

能力EIと特性EIは、それぞれウェルビーイング(well-being: 詳細は後述)や心身の健康、対人機能、学業達成、職場での成功など、様々な適応指標と関連することが示されてきた(Mayer et al., 2016; Petrides et al., 2016)。また、EIは概念成立当初から子供でも成人でも後天的に獲得可能なものとされていたため、SEL(Social and Emotional Learning: 社会性と感情の学習)などのEI教育も盛んであり、近年ではEIが非認知能力の一種としても検討され始めている(石井, 2017; 野崎, 2021)。EI研究には数多くの課題があるものの(遠藤, 2013; 武藤, 2022)、日本の子供たちが、家庭や学校でEIをいかに育てているのか、さらには学級規模がEIにいかに影響するのかを検討していくことは、重要な課題と言えよう。

本研究では、主に特性モデルとしてのEIに焦点を当てる。本研究で実施したEI質問紙(箱田・遠藤, 2015; 箱田・小松・中村, 2010)には、「自己感情の制御」「他者感情の認知」「自己感情の表現」の三つの下位尺度があり、自己や他者の感情に関わる個人の安定した特性EIの次元を測定していると考えられている(Kawamoto, Kubota, Sakakibara, Muto, Tonegawa, Komatsu, & Endo, 2021)。学級規模が大きくなるほど、教師も児童生徒も互いの表情・音声・姿勢などの感情表出の認知や、自身が経験した感情の表出、また自身や他者の感情制御が難しくなると考えられる。すなわち、学級規模が大きくなるほど、自己感情の制御、他者感情の認知、自己感情の表現のそれぞれの得点は低くなることが予想される。

イ. 向社会性

「非認知」ブーム以前から、人の社会情緒的側面として注目されてきた概念の一つに「思いやり」がある。日本・アメリカ・韓国の0歳から15歳までの子供を持つ父親又は母親を対象に、1994（平成6）年度に実施された「子供と家族に関する国際比較調査」（総務省青少年対策本部、1995）の結果では、日本人の親において、「他人のことを思いやる心」が「子供に望む性格特性」として最も多く回答されていた（61.9%）。また、日本の学校教育目標では、「思いやり」が目標の一つとして頻繁に掲げられている（耳塚、2003）。家庭でも学校でも、親や教師は「思いやり」を持つことを子供に期待し、しつけや教育を通して「他人のことを思いやる心」を育てようとしてきた。

心理学においては、「思いやり」に相当する様々な概念があるが、代表的なものに向社会的行動や向社会性が挙げられ、数多くの研究がなされてきた（e.g., 菊池, 1988; 武藤, 2017）。向社会的な発達に関する研究を牽引（けんいん）してきた Nancy Eisenberg らによれば、向社会的行動（prosocial behavior）とは、他者の利益となることを意図してなされる自発的行動であり、具体的には、共有や寄附、世話、慰め、手伝いなどの行動が含まれる（Eisenberg, Fabes, & Spinrad, 2006; Eisenberg, Spinrad, & Knafo-Noam, 2015）。向社会性（prosociality）は、そうした向社会的行動を行いやすい個人の傾向として定義されている（e.g., Caprara, Alessandri, & Eisenberg, 2012）。すなわち、向社会性が高い人とは、ふだんから他者を助けたり世話したりするなど、日常の向社会的行動をよく行う人のことである。なお、本研究ではこの定義に従うが、向社会的行動や向社会性の定義や、具体的にどのような行動を含めるかに関しては、研究者によって微妙に異なることも付言しておく。

Eisenberg らの向社会性は、向社会的行動の実行頻度の個人差に着目した概念であり、個人の「思いやり」の行動的特性として考えるとわかりやすいかもしれない（武藤, 2017）。大まかに言えば、先に挙げた、正に性格特性としての「他人のことを思いやる心」が実際に日常の行動にも頻繁に表れている場合に、その個人の向社会性が高いとすることができるだろう（向社会的行動や向社会性、それらに密接に関連する共感性に関して詳しくは、例えば蒲谷（2017）や武藤（2017）を参照されたい。）。

向社会的行動や向社会性と学級規模の関連に関しては、実証的知見が不足しているものの（Finn, Pannozzo, & Achilles, 2003）、国内では伊藤・浜田・村山・高柳・野村・明翫・辻井（2017）が、SDQ（Strengths and Difficulties Questionnaire: 子供の強さと困難さアンケート）（Goodman, 1997）の向社会的行動を測定する下位尺度（自己評定フォーム）を用いて検討し、学級規模が大きいほど児童生徒の向社会的行動が減少することを示している（SDQ について詳しくは、国立教育政策研究所（2017）を参照されたい。）。この結果に関して、伊藤他（2017）は、学級規模が拡大すると、個々の児童生徒間の関係が希薄化するため、助け合いの行動がとりにくくなるからではないかと考察している。しかしながら、伊藤他（2017）も指摘するように、学級規模が向社会的行動や向社会性に与える効果に関しては知見が不足しており、国内外でデータの蓄積が必要であるため、本研究でも検討することとする。

本研究では、国内で児童生徒が簡便に自己回答できる向社会性を測定する尺度が少ないことを考慮し、「児童生徒用向社会性尺度」を独自に作成して研究を行った（飯村・久保田・榎原・武藤・利根川・遠藤, 2022）。児童生徒用向社会性尺度は、Caprara & Pastorelli (1993)

と Caprara, Steca, Zelli, & Capanna (2005) で作成された向社会性尺度を参考に、本プロジェクトメンバーである発達心理学を専門とする研究者 5 名が作成したものであり、児童期・青年期の向社会的行動の典型的特徴とされている共有、手伝い、世話の三つの行動傾向を含んでいる。具体的には、「悲しんでいる友だちをなぐさめてあげますか」「周りの人に親切にしていますか」「自分のいやなことでも友だちのためならすることができますか」「自分の大切にしているものを人に貸してあげることはありますか」「思いやりのある行動をしていますか」の 5 項目で構成されている。児童生徒は、「以下のことはふだんのあなたにどのくらいあてはまりますか。順番に読んで、それぞれ一番あてはまる数字に○をつけてください。」という教示の下、この 5 項目にそれぞれ 1 (いいえ), 2 (どちらかといえば, いいえ), 3 (どちらかといえば, はい), 4 (はい) の 4 件法で回答した。本尺度が実際に児童生徒の向社会性の個人差を反映しているかに関しては、本調査において一定の妥当性と信頼性が示されている。詳細は飯村他 (2022) を参照されたい。

(4) 友人との関係性に関する指標

本研究では所属学級における友人との関係性についても検討する。学校生活においては、児童生徒は教師との関係だけではなく、むしろ多くの場合、教師との関係以上に、学級・学年・学校の仲間 (peer) や友人との関係が重要となってくる。心理学においても、これまで仲間関係や友人関係に関する研究は数多く積み重ねられてきた (e.g., Furman & Rose, 2015; Rubin, Bukowski, & Bowker, 2015; Rubin, Bukowski, & Parker, 2006)。特に近年では、友人関係あるいは友情 (friendship) に関する実証的研究も増えてきている (Hojjat & Moyer, 2017)。友人との関係は、それを取り巻くより広い集団としての仲間関係や他の人間関係に埋め込まれているが、本研究では友人関係に焦点を当てる。

友人関係 (friendship) を定義することは難しい (Hojjat & Moyer, 2017)。例えば、友人関係の定義や特徴に相手との相互性 (mutuality) を含めるかどうかをめぐっては見解が分かれており、2 者間でお互いに友人であると思っている場合が友人関係であり、どちらかのみが相手を一方的に友人と思っている場合は“would-be friendship (自称友人関係, 友人関係志望)”にすぎないと考える立場 (Rawlins, 2017) もあれば、一方的に友人と思っている場合でも発達にとっては重要である可能性があるとして、相互性を友人関係の定義から外す立場 (Wrzus & Neyer, 2016) もある。また、研究実施上の制約的な問題として、多くの研究では自己報告の指標しか用いていないため、研究対象となる友人関係が本当に相互的なものなのか、研究者が判断できないことも指摘されている (Wrzus & Neyer, 2016)。

ただし、少なくとも上記に引用した研究者の定義 (Rawlins, 2017; Wrzus, Zimmermann, Mund, & Neyer, 2017) では、友人関係 (friendship) が (a) 自発的で、(b) 個人的でインフォーマルなものであり、(c) 感情的な性質を持つ (一緒にいて気持ち良かったり、感情的な絆 (きずな) があったりする; friendship は「友情」と訳される場合も多い) という点では類似している (武藤, 2019b)。Rawlins (2017) は、これらに加えて先に挙げたとおり、友人関係は相互的な関係性であるということと、平等な関係性に向かいやすい、という計五つの典型的な特徴を挙げている。一方で、Wrzus et al. (2017) は上記 (a) — (c) の点に加えて、友人関係は互恵性に基づく仲間関係であるが、通常は性欲を伴わないものとして、血縁関係や法的拘束のある家族関係や、性欲を伴う恋愛関係とは区別している。

Wrzus ら (Wrzus & Neyer, 2016; Wrzus et al., 2017) はさらに、友人関係の重要な二次元として、感情的な親密さ (emotional closeness) と支援の互惠性 (reciprocity of support) を挙げている。感情的な親密さは、主にその友人関係において愛情や喜び、感謝など様々なポジティブ感情を経験することである。支援の互惠性は、行った支援が将来異なる手段でお返しされる可能性がある (例えば、友人の悩みを聞いてあげたら、後日お礼にお菓子をもらう、など) という点で、単純なしっぺ返し戦略 (tit-for-tat behavior : 相手の行動に対して、即座に同じ行動で応報すること) を超えたものとされている。

友人関係の発達、関係性の発達の变化 (関係性の特徴が加齢とともにどのように変化するか) と関係性内の発達 (ある特定の関係性がどのように開始・維持・解消・終結するのか) の二つに分けて考えられる (Furman & Rose, 2015)。ここではおおむね小学生・中学生・高校生の時期に相当する児童期・青年期に焦点化して論じる (友人関係の生涯発達に関しては例えば武藤 (2019b) を参照されたい)。

友人関係の発達の变化は発達期に応じて異なることが指摘されている。具体的には、幼児期には子供同士の単純な近さ (proximity) や遊び、児童期中期には互いの援助や何かを共有する活動、青年期では親密性や自己開示が重要であると強調されている (Furman & Rose, 2015)。加齢や発達とともに友人関係の量 (友人の数) と質も変化し、特に青年期・成人期前期はその前後の発達期よりも大きな友人関係ネットワークを持ち、友人関係を重視していることが明らかとなっている (Wrzus, Hänel, Wagner, & Neyer, 2013; Wrzus & Neyer, 2016; Wrzus et al., 2017)。

友人関係の質の変化を捉える視点としては、先述した感情的な親密さと支援の互惠性の二次元が重要である (Wrzus & Neyer, 2016; Wrzus et al., 2017)。一般的に、青年期は児童期よりも友人関係やその感情的な親密さが重要になり、友人は親に代わって様々な悩みや秘密の相談相手となりやすくなる。青年期前期には、親は友人よりも道具的支援 (例: 問題解決の糸口となるような手段や情報の提供) や感情的支援 (例: 慰めや励まし) を行うが、友人からの支援も徐々に増え、青年期後期には少なくとも感情的支援に関しては友人が親を上回るようになる。無論、友人関係の発達は個人差も大きく、友人関係の質が発達を通じて向上する人も、安定している人も、悪化する人もいるかもしれないことには注意が必要である (Wrzus & Neyer, 2016)。例えば、友人関係の量や質には Big Five などのパーソナリティ特性といった、個人の他の側面も影響を与えることが指摘されており、パーソナリティと友人関係は相互規定的に (相互に影響を与え合って) 共に発達することが示唆されている (e.g., Furman & Rose, 2015; Rubin et al., 2015; Wrzus & Neyer, 2016; Wrzus et al., 2017; 詳しくは武藤 (2019b) を参照されたい)。

特定の 2 者間において友人関係がいかに始まり、維持され、解消されるのかという、関係性内の発達に着目した研究は相対的に少ないものの (Furman & Rose, 2015)、これまで様々なことが明らかとなっている。まず、「類は友を呼ぶ」ように、人は自分と似た (類似性の高い) 相手を友人として選択し関係を開始することがよくあり、例えば仲間からの被害 (victimization) や人気、攻撃行動、非行、抑うつ、薬物使用の程度などが、後に友人となった青年同士の間で似ていることが示されている (武藤, 2019b; Rubin et al., 2015)。

また、多くの場合、人は一度形成された友人関係を安定して維持し、一般に加齢とともに、より安定した友人関係を維持するようになるが、青年期前期の学校内での友人関係に関し

では、年度始めから終わりまで 1 年続く友人関係は約半分にとどまることが複数の研究で示されている (Rubin et al., 2015)。この要因として Rubin et al. (2015) は、加齢とともに友人関係が排他的となるため、解消される友人関係があることや、思春期に近づくとも興味や関心が急速に変化するため、友人の選択も変化するという二点を指摘している。

さらに、友人関係が不安定な青年と比べて、安定した友人関係を持てている青年は、「朱に交われれば赤くなる」ように、活動の選択や非行といった行動側面だけでなく、自尊心や達成動機といった内的属性もその友人と互いによく似ていることも示されている (Hafen, Laursen, Burk, Kerr, & Stattin, 2011; 武藤, 2019b)。若者の友人同士の類似性は、性別や人種、民族にとどまらず、攻撃や他者からの撤退などの行動スタイル、学業達成、抑うつや不安などの内在化 (internalizing) 問題、非行や反社会的行動などの外在化 (externalizing) 問題、人気、社会的情報処理 (social information processing : 相手の行動の意図や考えの読み取り方)、宗教性、体重、身体活動傾向など多岐に亘る (Rubin et al., 2015)。

このように、自分や相手がどのような特徴を持っているかで、友人関係の開始や帰結、また発達に与える影響は正負どちらの方向にも大きく左右されることが実証的にも示唆されており、友人関係は生涯を通して個人の心身の健康や適応、ウェルビーイングに深く関わるということが明らかとなっている (武藤, 2019b)。友人関係の機能として、コンパニオンシップ (companionship : 楽しい活動と一緒に過ごすこと) や道具的援助 (instrumental aid)、信頼できる同盟 (reliable alliance)、世話 (nurturance)、友人として選ばれることによる自身の価値の増大 (enhancement of worth)、愛情 (affection)、自己開示に関わる親密性 (intimacy) といった様々なものが個人にもたらされ、児童期・青年期を通じて社会情緒的適応を促進することが示唆されている (Erdley & Day, 2017)。また、早期の友人関係は、後の恋愛関係や夫婦関係、自身の子供との関係のプロトタイプ (人間関係とは典型的にはこのようなものである、という一種のスクリプト) にもなるという (Rubin et al., 2015)。

実際に、多くの研究で、良好な友人関係にある子供や成人は自尊心が高く身体的・精神的に健康であり、学業や仕事で良い成績やパフォーマンスを収め、孤独感や抑うつ、不安が低く、仲間からいじめなどの被害を受ける可能性が低く、疾病率や死亡率も低いなど、概して友人関係が生涯発達にポジティブな帰結をもたらすことが実証的に明らかとなっている (Erdley & Day, 2017; Furman & Rose, 2015; Holt-Lunstad, 2017; Perlman, 2017; Rubin et al., 2015)。ただし、少なくとも上記で引用した研究全てが、友人関係は時にネガティブな帰結をもたらすことも同時に指摘していることには注意が必要である (詳しくは武藤 (2019b) を参照されたい)。先に述べたように、人は自分に似た人を友人に選びやすく、安定した友人関係の中でさらに互いに似てくる傾向があるため、友人同士はポジティブな性質だけでなくネガティブな性質が類似している場合もある。

友人関係と学級規模の関連に関しては、国内では伊藤他 (2017) が向社会的行動と同様に、SDQ の仲間関係の問題 (Peer Problems : 「仲間」となっているが、実際の項目では友人関係も一部測定している ; Goodman, 1997) を測定する下位尺度 (自己評定フォーム) を用いて検討している。また、この研究では村山・伊藤・大嶽・片桐・浜田・中島・上宮・野村・高柳・明翫・辻井 (2016) の小中学生用ソーシャルサポート尺度を用いて、親や教師などの周囲の大人からのサポートとともに、周囲の友人からのサポートについても検討している。分析の結果、学級規模が大きくなることで、いじめ被害などのネガティブな問題の増

加は見られなかったものの、向社会的行動とともに、友人からのソーシャルサポートが減少することが示されている。先にも述べたように、この結果に関して伊藤他 (2017) は、学級規模の拡大が個々の児童生徒間の関係を希薄化することで、関係上のトラブルは増えないが、相互の助け合いの行動は取りにくくなるのではないかと考察している。すなわち、学級規模の拡大は、友人関係の重要な二次元である感情的な親密さと支援の互恵性 (Wrzus & Neyer, 2016; Wrzus et al., 2017) の両方を減少させる可能性がある。

しかしながら、伊藤他 (2017) の知見からは、学級規模の拡大が友人関係の支援の互恵性を減少させることに関しては一定の証拠が得られているものの、感情的な親密さを低下させるかに関しては明確な証拠が得られていないと考えられる。そこで本研究では、友人関係に関して、感情的な親密さと支援の互恵性の両方を捉える尺度として、江村・大久保 (2012) で用いられている学校生活尺度 (大久保・青柳, 2004) の「教師との関係」「友人との関係」「学業」の 3 下位尺度のうち、「友人との関係」尺度を使用することとする。

「友人との関係」尺度 (江村・大久保, 2012 ; 大久保・青柳, 2004) は「友だちと一緒にいると楽しい」「気軽に話しかけられる友だちがたくさんいる」「仲のいい友だちがたくさんいる」「友だちは自分の気持ちをわかってくれる」「悩みを相談できる友だちがいる」「同じことに興味を持っている友だちがいる」「友だちに好かれている」の 7 項目で構成されている。項目内容的に、これら 7 項目を感情的な親密さと支援の互恵性のどちらか一方に明確に分けることは難しいが、感情的な親密さ (「友だちと一緒にいると楽しい」など) と支援の互恵性 (「悩みを相談できる友だちがいる」など) の両方の内容を含んでいるものとして想定することは十分に可能だろう。

また、江村・大久保 (2012) では、もともと中高生を対象に作成された学校生活尺度 (大久保・青柳, 2004) の 3 因子が、小学生においても同様に抽出されたことを報告している。したがって、本尺度は小学生でも中学生でも十分に使用できる尺度として考えられる。

(5) 学習意欲 (学習動機づけ) に関する指標

本研究では学習意欲に関する指標として、自律的学習動機づけと無気力感を検討する。

ア. 自律的学習動機づけ

学校や社会では、自ら学ぶ意欲が重要視されている。心理学では、自律的に学ぶ意欲に関わる概念に自律的動機づけ (autonomous motivation) というものがある (e.g., Deci & Ryan, 2012)。動機づけ (motivation : そのままモチベーションとも呼ばれる。) は「やる気」や「意欲」といった言葉に相当する心理学の学術用語である (やる気や意欲と動機づけ・モチベーションの厳密な意味の違いは鹿毛 (2022) を参照されたい)。心理学では一般に、動機づけは「特定の行為が発発し、持続し、方向づけられ、終結するというプロセス」 (鹿毛, 2022, p. 7) と定義されている。

動機づけには種類があり、有名なものに内発的動機づけ (intrinsic motivation) と外発的動機づけ (extrinsic motivation) がある。一般に、内発的動機づけとは、その活動をする事自体が興味深く楽しく、目的や目標、報酬となっている状態を指し、外発的動機づけとは、その活動が別の目的・目標を達成する手段になっており、賞を欲し罰を避けるためにその活動に取り組んでいる状態を指す (鹿毛, 2022; Ryan & Deci, 2000a, 2000b)。このように、

内的であれ外的であれ、人が何かをするために「動かされること (to be moved)」が「動機づけられる」ということであり (Ryan & Deci, 2000b), 動機づけは、何かを生み出すエネルギーやその方向性, 持続性など, 行為の活性化や意図のあらゆる側面に関わり (Ryan & Deci, 2000a), 目標指向的 (goal-directed) な活動や行動の内容やプロセスに関わる概念である (Deci & Ryan, 2000)。

動機づけの概念や理論には様々なものがあるが, 本研究では自律的動機づけに関わり, 1980年代以降の動機づけ研究をリードし続け今や一大理論となっている自己決定理論 (self-determination theory, SDT: e.g., Deci & Ryan, 1985, 2000, 2012; Ryan & Deci, 2000a, 2000b, 2020) に焦点を当てて論じる (自己決定理論や他の多くの動機づけの概念・理論について詳細は鹿毛 (2022) や利根川 (2017) を参照されたい)。

自己決定理論は人の動機づけとパーソナリティ発達へのアプローチの一つであり, 人は本質的に心理的な成長や統合を希求し, 学習や熟達, 他者とのつながりに向かう傾向があると仮定し, こうした積極的・能動的な傾向がいかなる支援条件によって促進されるかを検討する (Ryan & Deci, 2000a, 2020)。自己決定理論はコンピテンス (有能さ: competence) への欲求, 自律性 (autonomy) への欲求, 関係性 (relatedness) への欲求を人間の三つの基本的心理欲求 (basic psychological needs) として重視している。コンピテンスへの欲求は, 自己の内外的環境とうまく関わり, 熟達感すなわち自分は成功や成長ができるという感覚を求めることであり, 自律性への欲求は, 自身の振る舞いや生活が自律的 (自己決定的) であり, 主導権を握って自分のものにできているという感覚を求めることであり, 関係性への欲求は, 他者や集団に関わり, 帰属意識やつながりの感覚を求めることである (Deci & Ryan, 2012; Ryan & Deci, 2020)。

自己決定理論では, 人はこれら三つの基本的欲求が満たされることで自律的動機づけが促進され, 成長と統合のための本来の傾向が最適に機能するようになり, 社会的発達や個人のウェルビーイングも促進されると仮定する一方で, これらの欲求が満たされないと, 特定の行動をとるように圧力を感じる統制的動機づけ (controlled motivation) や, 行動の意図がない無動機づけ (amotivation) が助長され, 心身の健康にも悪影響が及ぶと仮定している (Deci & Ryan, 2012; Ryan & Deci, 2000a, 2020)。なお, ここでのウェルビーイングは, 古代ギリシャの哲学者アリストテレスのユーダイモニア (eudaimonia) という幸福概念にみられる, 「善く生きる」プロセスを重視するものであり, 個人がユーダイモニアを継続的に経験するために, 生涯を通じて三つの基本的欲求が満たされる必要があると考えられている (e.g., Ryan & Deci, 2000a; Ryan, Huta, & Deci, 2008)。

外発的動機づけと内発的動機づけは, しばしば二項対立的に語られ, 時には内発的動機づけのみが望ましい動機づけであると考えられてきた。しかしながら, 自己決定理論では, どの程度自己決定的 (自律的) かという次元から両者の動機づけを連続的に捉え, 内発的動機づけを最も自律的な動機づけと位置づけつつも, 外発的動機づけ概念を自律性の程度の異なる四つのサブタイプに細分化することで, 外発的動機づけの中にも相対的に自律的で, 心理的健康や学習などのパフォーマンスにポジティブに影響するものがあることを示してきた (e.g., Deci & Ryan, 2012; Ryan & Deci, 2000a, 2020)。すなわち, 自己決定理論では内発的動機づけとともに, 自律的な外発的動機づけも人が成長し社会の中で健康的に生きる上で重要な動機づけとして考えられている (Deci & Ryan, 2012; Ryan & Deci, 2000a)。内

発的動機づけは理想であるが、児童生徒一人一人は興味関心が異なっているため、あらゆる学校の教科の授業や諸活動で児童生徒を内発的に動機づけることが現実的には難しいことを踏まえると (e.g., Ryan & Deci, 2000a), 子供の内発的動機づけとともに、自律的な外発的動機づけも高めていくことの重要性が示唆される。

自己決定理論では、無動機づけ (amotivation), 外的調整 (external regulation), 取り入れ的調整 (introjected regulation), 同一化的調整 (identified regulation), 統合的調整 (integrated regulation), 内発的動機づけの順で自律性が高くなると仮定されている (e.g., Ryan & Deci, 2000a, 2020)。無動機づけは外発的動機づけとは異なり、行動に意図がない状態であり、全く活動しないか、何かをしているふりをしている状態である。無動機づけは教室環境ではよくあることとされ、実行する有能感がなかったり、価値や興味がなかったりするために生じることがあり、学習や健康などに悪影響とされている (Ryan & Deci, 2020)。

Ryan & Deci (2000a, 2020) や Deci & Ryan (2012) によれば、四つの外発的動機づけのうち、外的調整と取り入れ的調整が統制的 (他律的) 動機づけであり、同一化的調整と統合的調整が自律的動機づけである。外的調整は外から与えられる報酬や罰が駆り立てる行動に関わり、自分が外部から統制され自律的でないかのように典型的に経験される動機づけの一種であり、従来の賞罰による外発的動機づけに相当する。取り入れ的調整は、ある行動の価値が部分的に内在化されて (取り入れられて) いるものの、まだ完全には自分のものとして受け入れられていない段階の外発的動機づけであり、誇りや自尊心などの成功に伴う内的報酬を得るためや、失敗に伴う不安や恥、罪悪感を回避するために行動が調整される。同一化的調整は、ある行動が自分にとって本当に重要であると理解し受け入れ、自ら進んでその行動をしようとする外発的動機づけである。その段階よりもさらに進んだ外発的動機づけが統合的調整であり、その行動の価値を認識し自己と同一化しているだけでなく、自己の中核にある他の興味や価値観とも調和している動機づけを指す。

このように、四つの外発的動機づけの整理においては、自律性の程度とともに、社会化 (socialization) の過程で生じる内在化 (internalization) や統合 (integration) の程度も考慮されている (Deci & Ryan, 2000; Ryan & Deci, 2000a)。内在化は価値や規則を自己の内部に取り入れていくことであり、統合はさらに自分のものにして自己の感覚から発せられるようになることである (Ryan & Deci, 2000a)。外的調整では行動の価値が全く内在化されていないのに対して、取り入れ的調整、同一化的調整、統合的調整の順に内在化と統合の程度が高くなっていく。人は、例えば親などの重要な他者がしている行動の価値を自分に伝えてもらうことで、その行動の価値を内在化していきることがあり (Deci & Ryan, 2012), たとえ内発的に動機づけられなくても (興味や楽しい気持ちが湧かなくても), その行動に価値を見だし重要と考えればそれを進んで自律的に行うことができるようになる。

自己決定理論の枠組みでは、従来の内発的動機づけは内的調整 (intrinsic regulation : 西村・河村・櫻井, 2011 ; 鈴木・西村・孫, 2015) とも呼ばれ、統合的調整よりも自律的な動機づけとして仮定されている。内発的動機づけは能動的で統合的な人間本来の傾向が表現された、自律的動機づけのプロトタイプ (最も典型的な例) であり、遊びや探索、好奇心から生まれる活動が内発的動機づけによる行動の良い例であると考えられている (Ryan & Deci, 2020)。

それでは、児童生徒の学習への自律的動機づけは学級規模の影響をどのように受けるの

だろうか。自己決定理論の枠組みでは、人が健康的に発達するためにはコンピテンス、自律性、関係性の欲求を充足させるための支援が重要であり、先に述べたように、これらの基本的欲求が満たされることで自律的動機づけが促進され、阻害されることで統制的動機づけあるいは無動機づけが助長されると考えられている。Ryan & Deci (2020) によれば、コンピテンスへの欲求は、最適な挑戦やポジティブなフィードバック、成長の機会を与えるような、よく構造化された環境によって最も満たされるという。また、自律性は、興味や価値の経験によって支援されるが、報酬か罰かにかかわらず外的に統制される経験によって次第に損なわれてしまうという。さらに、関係性は敬意と思いやり (caring) を伝えることで促進されるという。一般的に、学級規模が大きくなるほど、こうしたコンピテンスや自律性、関係性に関わる教師から児童生徒一人一人への支援も、児童生徒同士の支援も難しくなると考えられる。したがって、学級規模が大きくなるほど、自律的動機づけ (内的調整, 統合的調整, 同一化的調整) は低まり、統制的 (他律的) 動機づけ (取り入れ的調整, 外的調整) あるいは無動機づけは高まる可能性がある。

本研究では、自律的学習動機づけを測定する尺度として、自律的学習動機尺度 (西村他, 2011) を使用した。この尺度は、統合的調整を除く二つの自律的動機づけ (内的調整, 同一化的調整) と、二つの統制的 (他律的) 動機づけ (取り入れ的調整, 外的調整) を測定するものである。

イ. 無気力感

本研究では、自己決定理論における無動機づけよりも広い一般的な概念として、また、心理社会的な適応やウェルビーイングに寄与する様々な非認知能力とは対極にある概念として、児童生徒の無気力感にも着目する。「三無主義」(無気力・無関心・無責任) といった言葉に代表されるように、無気力は、1970年代頃から今日に至るまで、様々な時代背景を受けつつも、青少年の一つの心理的傾向を示すものとして問題にされ続けてきた。無気力の低年齢化も叫ばれるようになって久しく、小学生や中学生の無気力感についても検討がなされてきた (e.g., 笠井・村松・保坂・三浦, 1995)。

無気力は不登校の大きな要因とも指摘されており、「無気力型」の不登校についてはこれまで度々言及されてきた (e.g., 牧, 2019; 下坂, 2001)。文部科学省の「令和3年度 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果の概要」(文部科学省, 2022b) によると、2021年度は小中学校における不登校児童生徒数は24万4,940人(前年度19万6,127人)であり、前年度から4万8,813人(24.9%)増加している。不登校児童生徒数は9年連続で増加しており、約55%の不登校児童生徒が90日以上欠席している。この結果について文部科学省は、「児童生徒の休養の必要性を明示した「義務教育の段階における普通教育に相当する教育の機会の確保等に関する法律」の趣旨の浸透の側面も考えられるが、生活環境の変化により生活リズムが乱れやすい状況や、学校生活において様々な制限がある中で交友関係を築くことなど、登校する意欲が湧きにくい状況にあったこと等も背景として考えられる」(文部科学省, 2022b, p. 3) と述べており、2020年より国内でも感染が蔓延 (まんえん) した新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の影響が大きかったことも示唆している。

しかしながら、同調査結果の詳細 (文部科学省, 2022a) では、小中学生の不登校の主な

る要因として多いものは、「無気力・不安」(12万1,796人；不登校児童生徒に占める割合：49.7%)、「生活リズムの乱れ、あそび、非行」(2万8,749人；11.7%)、「いじめを除く友人関係をめぐる問題」(2万3,741人；9.7%)、「親子の関わり方」(1万9,712人；8.0%)、「学業の不振」(1万2,759人；5.2%)の順であり、「無気力・不安」の回答が他の要因よりも極めて多いことが明らかとなっている。また、高校生においても、2021年度の不登校生徒数は5万985人(前年度4万3,051人)と前年度よりも増加しており、不登校の要因の回答では「無気力・不安」(1万9,977人；39.2%)が最も多いことが示されている。

もし学級規模が児童生徒の無気力感とも関わり、仮に学級規模の拡大が無気力感を高める傾向があるのであれば、不登校にもつながる問題であるため、不登校対策の一環としても、学級規模と無気力感の関連を検討することは喫緊の課題と言えよう。伊藤他(2017)は、学級規模の拡大が小中学生の抑うつを高めることを示し、検討した他の諸変数の結果も踏まえて、学級規模の拡大は「いじめやケンカのような外在化問題よりも、クラス内の友人・教師との関係の希薄化を介して、ストレスを内側に溜(た)め込む内在化問題につながりやすいと考えられる」(伊藤他, 2017, p. 462)と考察している。抑うつは無気力感とも関連が深いことが指摘されており(牧, 2019)、無気力感に焦点化した検討が求められる。

心理学において、無気力はスチューデント・アパシー(student apathy)の問題として長らく議論されてきた(e.g., 笠井他, 1995; 下坂, 2001)。その文脈では、精神病や神経症の症状とは異なる、「学業に対する選択的な無気力状態」(笠井他, 1995, p. 424)として、当初は大学生に特有の状態として概念化されていた。しかし、その後、小学生から社会人に至るより広い年齢層において、無気力状態が学業のみならず学校・社会生活一般における多くの場面・領域で見られることが明らかとなり、小学生・中学生・高校生・大学生など、各発達期の無気力状態を比較検討するような研究も盛んになされてきた(e.g., 笠井他, 1995; 下坂, 2001)。

一方で、無気力を動機づけの問題として捉え、学習性無力感(learned helplessness: 自分が努力をしても何度も失敗してしまうことによって、無力感を学習してしまうこと; Seligman, 1972)や、効力感(efficacy: 自分にできそうだと思い、周りの環境に積極的に働きかけていこうとする状態)の欠如が原因とみるアプローチも盛んである(波多野・稲垣, 1981)。先に見た自己決定理論における無動機づけは、こうした学習性無力感や、効力感の欠如などから発生した状態であると考えられている(Ryan & Deci, 2000a)。

このように無気力感には様々な定義があり、多様な側面を持つものとして概念化されてきたが、本研究では無気力感の一側面として、身体的な疲労感に着目する。子供においては、自分の感情や状態を言葉で表現することが難しく、身体面の症状や、身体の症状の言語化(例:「疲れた」)で表現されやすいことが指摘されている(笠井他, 1995; 牧, 2019)。また、大人や教師にとってもそうした子供の身体の症状や身体言語表現は「無気力」として最も目につきやすい側面であると指摘されている(笠井他, 1995)。

そこで本研究では、多くの尺度項目で構成された質問紙に回答する児童生徒の負担も考慮し、下坂(2001)の無気力感尺度の3下位尺度である「自己不明瞭」「他者不信・不満足」「疲労感」のうち、「疲労感」を用いて児童生徒の無気力感を測定する。下坂(2001)は、青年の生活感情の一つとして無気力感を位置づけ、無気力感を「日常生活全般で、自分をやる気がないと感じること」(p. 306)と定義している。そして、無気力の主観的な側面を捉

創性、複雑さを表す特性である。このように、日常の数多くの言葉でも表されるパーソナリティ特性を、主に因子分析という統計的手法を用いて少数にまとめようとするとおおむねこの5因子（観点）にまとまるというのがBig Five理論であるため、Big Fiveはパーソナリティを非常に広いレベルで抽象化して表現したものであり、各因子には多くの個別の特性が含まれている（e.g., Goldberg, 1981; John et al., 2008）。

OECDの社会情緒的スキル（非認知スキル）の枠組みは、特にBig Fiveと大まかに一致していると言明されており（OECD, 2015）、Big Fiveなどのパーソナリティ特性を動機づけやセルフコントロールなど他の多様な心理的特徴と並んで非認知能力や非認知スキル、ソフトスキル（soft skills）の一種として捉えようとする動きは国内外で盛んである（e.g., Heckman & Kautz, 2012; 小塩, 2021）。Big Fiveなどのパーソナリティ特性や動機づけなどのソフトスキルは、学校や労働市場で価値づけられており、人生の経済的・社会的成功を予測するため、こうしたソフトスキルを高めるプログラムは効果的な公共政策の中で重要な位置を占めることが説かれてきた（Heckman & Kautz, 2012）。

しかしながら、心理学の観点からみると、Big Fiveをスキル（skill）や能力（ability）として捉えようとするには慎重になる必要がある。これは「性格はそもそもスキルなのか、能力なのか」という問いと同じ意味を持つ。本項冒頭に述べたように、そもそもパーソナリティ特性は思考、感情、行動の比較的永続的なパターンであり、特性（trait）は状態（state）に対比され、長い間ある程度一貫して安定している、つまり短時間で簡単には変わらない・変えられないという中核的な意味が込められた概念である（e.g., Johnson, 1997; Roberts, 2009）。例えば、ふだん内向的な人が急に外向的になったり、怠惰な人が急に勤勉になったりすることは稀（まれ）である。また、Big Fiveなどのパーソナリティ特性は他の多くの心身の諸特徴と同様に、環境だけではなく遺伝の影響も大きく受けることが知られている（e.g., 安藤, 2017; 川本, 2017）。

要するに、Big Fiveなどの（パーソナリティ）特性は、スキルや能力のように教育・訓練次第でどこまでも伸ばしていくことが可能な概念でも、また高ければ高いことが望ましいとされる概念でもそもそもなく、個人の日常の「典型値」や「平均値」、あるいは個人の深層にある「ベースライン」の個人差を表す概念であり（遠藤, 2017）、特定の環境下では、例えば適度に外向性や協調性が低かったりする方がかえって適応が良く望ましいということも往々にしてある概念である（遠藤, 2017; 川本, 2019）。特定のパーソナリティ特性が高い（低い）ことは正負の両側面、すなわちメリット・デメリットを同時に抱えているため、パーソナリティ特性を意図的に変えようとする教育的介入は費用対効果の面からみても非常に現実的ではないことが指摘されている（遠藤, 2017; 川本, 2019）。したがって、仮にBig Fiveが他の多くの非認知能力概念と同様に、IQやペーパーテストで測定される学力などの認知能力以外の心理的性質全般という意味での非「認知能力」には含まれるものとしても、非「認知」能力（認知ではない能力）ではないこと（遠藤, 2017）は改めて確認しておきたい。

さらに、教育基本法第一条にみられるように、日本の学校は教育の目的として「人格の完成を目指し」てはいるものの、個性としてある個人の性格（パーソナリティ）を変えようとするのは、道徳的な問題も孕（はら）み議論のあるところだろう。パーソナリティはその人らしさを形作る重要な要素であり、その人のアイデンティティの基礎を担うものである

ことから、例えば道徳教育の文脈でも、通常の生活を送っている子供たちに対して「あえて」特定の方向に「道徳的」なパーソナリティを育もうと教育的介入を行うことよりも、一人一人のパーソナリティの違いを受容できるよう働きかけていく方がよほど「道徳的」な教育ではないかとも議論されている（川本，2019）。

したがって、Big Five を積極的に変えることを謳（うた）うような教育的介入には懐疑的になった方がよいと考えられる。Big Five などのパーソナリティ特性は、個人の「ベースライン」として、またそれこそ従来の適性処遇交互作用（Aptitude Treatment Instruction, ATI: 学習者の特徴によってどのような教育方法が効果的かが異なる現象; 秋田・坂本，2015）の研究知見や「個に応じた」「個性に応じた」教育や指導、支援の流れ、近年提唱されている「個別最適な学び」の議論が強調してきたような、尊重されてしかるべき、個人のその人らしさや持ち味を表すものとして捉えておいた方がよいだろう。

一方で、パーソナリティ特性は生涯を通じてある程度安定して一貫したものではあるものの、多かれ少なかれ変わることもあることから、パーソナリティの安定性と変化に関する熱い議論と実証的研究も続いている（e.g., Bleidorn, Schwaba, Zheng, Hopwood, Sosa, Roberts, & Briley, 2022; 川本・小塩・阿部・坪田・平島・伊藤・谷，2015; Roberts & DelVecchio, 2000; Roberts, Walton, & Viechtbauer, 2006）。近年のパーソナリティ特性に関する縦断研究のメタ分析（数多くの研究知見を統計的に統合して要約する研究）では、Big Five などのパーソナリティ特性の違いは青年期から若年成人期にかけて安定する傾向があり、成人ではかなり安定しており、パーソナリティは加齢につれてより成熟した方向に変化する傾向があるといったパターンが、依然として欧米圏の研究が圧倒的に多いものの、異なる性別や出身国、民族にもあてはまる事が明らかにされている（Bleidorn et al., 2022）。特に児童期・青年期においてはパーソナリティ特性の安定性は低く、その発達の個人差が大きいことが指摘されている（川本，2019）。

以上の研究背景より、本研究では性格特性に関する指標として、児童生徒及び教員の Big Five を測定するものの、主な検討対象とはせず、個人の「ベースライン」を示す変数として想定し、分析の際には調整変数（ある変数と他の変数の関連を調整する変数）あるいは統制変数（分析の際にその影響を取り除く変数）として検討する。ただし、Big Five が度々非認知能力の一種として仮定されていることも勘案し、Big Five と学級規模の関連について扱っている章・節もある。

Big Five を測定する尺度には様々なものがあるものの（詳しくは川本（2017, 2021）を参照されたい。）、本研究では多数の心理学的変数を扱うことから、回答者の負担を考慮し、Big Five の 5 因子を各 2 項目計 10 項目という少数項目で測定する日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J: 小塩・阿部・カトローニ，2012) を使用する。TIPI-J は Gosling, Rentfrow, & Swann (2003) が作成した TIPI の日本語版尺度である。

2. 教員調査で用いた心理尺度

教員調査では、本研究で研究対象となった児童生徒らの学級担任教師に対して質問紙調査を行った。本節では、教員調査で用いた調査項目・測定指標のうち、心理学分野における先行研究に基づいて選定（又は独自に作成）した心理尺度（表2）について説明する。具体

的には、教員調査で測定した①教師の指導方針、②学級内の関係性の重視度、③児童生徒へのサポート、④教師から見た担当学級の風土、⑤教師自身のウェルビーイング、⑥パーソナリティ特性 (Big Five) について記述する。

なお、本研究の教員調査においては、ここで取り上げる指標のほか、教師の教員歴、担当学年、勤務時間、授業時の指導方法 (指導スタイル) 等についても同時に測定したが、本節ではその背景については詳しく取り上げない。(詳しくは、各指標を分析に用いた第2部応用分析編の各章を参照されたい。)

(1) 教師の児童生徒への関わり方・指導方針に関する指標

児童生徒調査においては、児童生徒から見た担任教師への感情や関係性について尋ねているが、児童生徒と教師との間の関係性は、教師側がどのような意図や考えを持って児童生徒と関わるか、ということの影響を受けると考えられる。そこで本研究では、教師の指導方針、学級内での関係性の重視度、教師から児童生徒へのサポートの程度を教員調査における測定対象とし、分析に用いた。

ア. 担任教師の指導方針

教授学習研究においては、学習場面における児童生徒を主体とする学びの重要性がしばしば指摘され、そうした教師の姿勢が、自ら学びに取り組み続ける自律的な学習者を育む働きかけとして効果的であることが示されている (e.g., Reeve, Jang, Carrell, Jeon, & Barch, 2004)。しかし、学級規模が相対的に大きい場合、円滑な授業進行や学級運営のために、教師主導的な働きかけを取らざるを得ない場面が増えるなど、相対的に児童生徒を主体とした働きかけが行われにくくなる可能性がある。先行研究では、学級規模が授業中の教師の指導方法に及ぼす影響に関して、学級規模が変化しても教師自身が認識する指導方針はそう変わらないという知見 (e.g. Harfitt, 2012) がある一方で、学級規模が変化することで教師の教室の中での実際の指導のあり方に差異が見られることも示されている (e.g. Galton & Pell, 2012)。学級規模の大小が教師の指導方針や指導方法に少なからず影響を及ぼすことが想定されるものの、その効果の程度や範囲について十分な結論が得られているわけではない。そこで本研究では、学級規模の違いによる教師の指導方針 (児童生徒への指導においてどのような働きかけを重視するか) への影響について検討することとした。

本研究では、教師の「指導方針」として、特に、授業場面に限定されない、学級内の関係性や学級の問題への対処における教師の指導の特徴について把握する目的で、相川・高本・杉森・古屋 (2012) のチームワーク能力尺度の下位尺度「リーダーシップ能力尺度」を参考に、教師の指導方針に関する調査項目を作成して用いた。調査結果に基づく記述統計量及び探索的因子分析により、因子構造を検討し、2因子構造を採用した。尺度検討の結果得られた二つの下位尺度を「児童生徒主体」「教師主導」とそれぞれ命名し、分析に用いることとした。

このうち、「児童生徒主体」は「児童・生徒のアイデアを取り入れる」「クラスの問題に対する最良の解決方法は、児童・生徒に見つけさせる」「クラスの方針を児童・生徒にわかりやすく説明する」「児童・生徒各々に適した役割を与える」の4項目、「教師主導」は「クラスの問題に対して、児童・生徒に解決を任せるのではなく教師が主導して対処する」「ク

ラスの目標を教師がクラスを中心となって立てる」「児童・生徒の態度が悪いときは、教師から直接的に注意する」の3項目からなる。教師は、「現在、担任をされているクラスの児童・生徒に接するとき、次のことをどの程度、重視しますか。最もあてはまると思う数字一つに、○をつけてください。」という教示の下、これらの項目にそれぞれ1（まったく重視しない）、2（おおそ重視しない）、3（あまり重視しない）、4（すこし重視する）、5（まあまあ重視する）、6（とても重視する）の6件法で回答した。

イ. 学級内の関係性の重視度

本研究では、独自作成した項目を用いて、担任教師が調査時点において、「児童生徒と教師の一対一の関係性」と「集団（児童生徒同士）の関係性」のどちらを相対的に重視するかを検討した。保育者の子供との関係性における敏感性（sensitivity）が子供に及ぼす影響に関する先行研究（e.g., Ahnert, Piquart, & Lamb, 2006；野澤・淀川・高橋・遠藤・秋田, 2017）では、施設の集団規模（子供の人数）や保育者対子供の人数比率により、保育者の敏感性の効果が異なることが示されている。Ahnert et al. (2006) は、施設における保育者と子供のアタッチメントの質に関する複数の先行研究のメタ分析を行い、保育者の集団全体の関係性に対する敏感性（集団的敏感性：group-level sensitivity）が子供のアタッチメントの安定性と有意な関連をもち、その関連は集団規模や保育者対子供の人数比率によらず一貫して見られることを示している。一方で、子供との一対一の関係性における敏感性（二者関係的敏感性：dyadic-level sensitivity）は、集団の規模（子供の数）が相対的に小さい施設の場合においてのみ、アタッチメントの質と有意に関連し、相対的に規模が大きい施設の場合、その関連が弱まるという。このメタ分析は、学校ではなく施設を対象とした研究に基づくものではあるが、学校においても、担当学級の規模により、教師の子供への関係性の中で発揮される敏感性や、関わり方の効果が異なる可能性を示す点で示唆的である。つまり、教師と児童生徒の関わり方が児童生徒にもたらす効果は、学級規模により調整される（交互作用がある）可能性がある。例えば、学級規模が相対的に大きい場合、教師が児童生徒と一対一の関係性を築くことに注力する効果はそれほど小さくなく、集団全体の関係性を良好にすることに注力することによって、児童生徒が教師への安心感や安全感をもちやすくなるといったことが予想される。

本研究では、こうした先行研究の知見を踏まえ、独自作成した項目を用いて、担任教師が「児童生徒と教師の一対一の関係性」と「集団（児童生徒同士）の関係性」について、調査時点においてどの程度、重視するか尋ねた。このうち、「児童生徒と教師の一対一の関係性の重視」は、「児童・生徒と1対1で関わる時間を多く持つようになっている」「学級で何か問題が起きたときには、児童・生徒と1対1で話すようになっている」「教師と児童・生徒との1対1の関係性を重視している」「教師と児童・生徒の1対1の関係性が良くなるように、働きかけている」の4項目からなる。また、「児童生徒同士の関係性の重視」は、「学級の児童・生徒同士の関係性を重視している」「児童・生徒が主体となって行う活動を多く行わせている」「学級で何か問題が起きたときには、児童・生徒同士で考えさせたり話し合わせたりしている」「児童・生徒同士の関係性が良くなるように、働きかけている」の4項目からなる。

教師は、「現在、担任をされているクラスの児童・生徒に接するとき、次のことをどの程

度、重視しますか。最もあてはまると思う数字一つに、○をつけてください。」という教示の下、これらの項目にそれぞれ1（まったく重視しない）、2（おおよそ重視しない）、3（あまり重視しない）、4（すこし重視する）、5（まあまあ重視する）、6（とても重視する）の6件法で回答した。

また、あわせて、調査時点で児童生徒と関わる際の考え方として、児童生徒と教師の一対一の関わりと児童生徒同士の関わりのどちらを相対的に重視するかについても尋ねた。

ウ. 担任教師の児童生徒へのサポート

教師が授業中に児童生徒一人一人の様子をよく見ているかどうか、また、児童生徒の気持ちに寄り添った働きかけをしているかどうかといった、教師から児童生徒へのサポートの程度は、児童生徒が心理的な安心感を持ちながら教室で過ごし、学習を進めていく上で重要な要因となると考えられる。また、児童生徒の学習への動機づけや学業成績を促進する教師の働きかけとして、感情面でのサポート（児童生徒の気持ちに寄り添い、必要に応じ児童生徒らの感情を調整しながら関わるなど）の程度と、学業面でのサポート（授業中の一人一人の児童生徒の学習の様子を気にかけて、課題の達成状況を確認するなど）の程度の両方が重要であることが指摘されている（e.g., Patrick, Kaplan, & Ryan, 2011）。学級規模が相対的に大きい場合、感情面でも、学業面でも、一人一人の様子を十分に気にかけることが難しくなる可能性がある。

そこで、本研究では、学級規模の違いが、教師の児童生徒に対する関わり方にどのような影響を及ぼすのかについて検討するために、教師から児童生徒へのサポートの程度についても取り上げる。具体的には、Patrick et al. (2011) による「感情的サポート」と「学業的サポート」の二つの下位尺度を参考に、日本の教師に回答可能な形となるよう項目の作成を行い、調査項目として用いた。このうち、「感情的サポート」は「児童・生徒の気持ちを尊重しながら働きかけをしている」「児童・生徒の気持ちをよく理解した上で接している」「児童・生徒が悲しんだり怒ったりしたときには、その気持ちをやわらげている」「児童・生徒が必要なときには頼りになる存在となっている」の4項目からなる。また、「学業的サポート」は、「授業中にそれぞれの児童・生徒が何をしているか確認している」「授業でのそれぞれの児童・生徒の学習成果を確認している」「児童・生徒が最大限の力を発揮できるように授業内容を工夫している」「児童・生徒が勉強に打ち込めるように工夫している」の4項目からなる。

教師は、「次のことは、先生ご自身にとって、普段の生活の中で、どのくらい達成できていると感じますか。順番に読んで、それぞれ一番あてはまる数字に○をつけてください。」という教示の下、これらの項目にそれぞれ1（ほとんど達成できていない）、2（どちらかという達成できていない）、3（どちらかという達成できている）、4（よく達成できている）の4件法で回答した。

（2）教師から見た学級の風土に関する指標

ア. 社会・行動面での学級風土

学級風土（classroom climate）とは、学級の心理社会的・個別的性質を意味し、学級を個人のように扱い、学級の個性を記述する場合に用いられる概念であり、児童生徒の学業や発

達などの多様な側面に影響を与えることが指摘されている (e.g., 伊藤・松井, 2001; 伊藤・宇佐美, 2017)。また, いじめや不登校など学校における様々な問題を予防する方法の一つとしても, 学校や学級において, 肯定的な風土が形成されることの重要性が指摘されている。例えば相対的に学級規模が小さいことによって教師の目が届きやすくなることが想定され, それゆえ良好な学級風土が形成されやすいなど, 学級規模の相対的な小ささが良好な学級風土の形成において良い影響を及ぼしている可能性がある。

そこで, 本研究では, 教師から見た学級全体の風土がどのような状態であるかを把握するため, 元は子供向けに開発された, 伊藤 (2009) の小学生用短縮版学級風土質問紙を, 教師向けに一部改変して使用した(注 2)。この尺度は, 「学級活動への関与」「学級内の不和」「自然な自己開示」「学習への志向性」「学級への満足感」「規律正しさ」の六つの下位尺度からなる。

イ. 感情面での学級風土

伊藤 (2009) による学級風土質問紙は, 学級の児童生徒の社会・行動面での学級風土 (e.g., 伊藤・宇佐美, 2017) を測定するものであるのに対して, 近年の研究においては, 学級ごとの感情面での風土の存在と, その影響について検討されている。例えば, 学習の過程で児童生徒らが経験するポジティブな感情が学習動機づけを高めることや, 授業内での学習課題に関する対話の深まりに繋 (つな) がること (e.g. Zembylas, 2004), それによって学業達成を促進すること (e.g. Pekrun, Goetz, Titz, & Perry, 2002) などが示されてきた。また, 日本の小学生において, 学級全体の児童のポジティブな感情表出の多さが, ネガティブな感情表出の緩衝材となり, ネガティブな感情表出の多さによる学級適応感の低下の程度を下げる効果なども示されている (e.g. 利根川, 2016)。

前述の教師からの感情面でのサポートの程度と合わせて, 児童生徒側の感情面での風土についても学校での児童生徒の学習や社会情緒的側面を促進/阻害する要因として重要であると考えられることから, 本研究では国内の先行研究で用いられた感情語及び教示文 (坂上, 1999; 利根川, 2016) を用いて, 学級の感情風土について尋ねた。この尺度は, 「喜び」「興味」「怒り」「悲しみ」「恐れ」の五つの個別感情について, 学級全体の児童生徒の感情表出の程度を教師に尋ねるものである。また, 学業場面で経験される感情の一つ (e.g. Pekrun, Muis, Frenzel, & Goetz, 2017) とされる「誇り」についても本研究の調査項目として追加することとした。分析においては, 個別感情ごとに検討される場合もあれば, 「ポジティブ感情」(本研究においては「喜び」「興味」「誇り」の三つ) と「ネガティブ感情」(本研究においては「怒り」「悲しみ」「恐れ」の三つ) の二つの下位尺度として得点化・分析が行われる場合もある。

(3) 教師自身のウェルビーイングに関する指標

ウェルビーイング (well-being) とは, 「良好な状態」を意味する言葉であり, 健康や幸福 (幸せ) と密接に関連し, 時に健康や幸福そのものを表す概念である。世界保健機関 (World Health Organization, WHO) の WHO 憲章前文では, “Health is a state of complete physical, mental and social well-being and not merely the absence of disease or infirmity (健康とは, 病気でないとか, 弱っていないということではなく, 肉体的にも, 精神的にも,

そして社会的にも、すべてが満たされた状態にあることをいいます)”（日本 WHO 協会訳）と述べられており、健康が身体的・精神的・社会的ウェルビーイングの完全な状態として定義されている。

また、ウェルビーイングの定義や捉え方をめぐっては、心理学において文化差も含めてこれまで盛んに議論されてきた。先に紹介した、人生の意味や目的を探究し、人間的成長を求めていくようなユーダイモニア的な幸福（心理的ウェルビーイング, psychological well-being: Ryff, 1989）のほかにも、喜びや満足などのポジティブ感情を求めるヘドニア（hedonia: 快楽主義）的な幸福（主観的ウェルビーイング, subjective well-being: Diener, 1984）や、日本人に特徴的と考えられている、人並みで「ほどほど」を良しとする穏やかで協調的な幸福（協調的幸福, interdependent happiness: Hitokoto & Uchida, 2015; 内田, 2020）など、様々な概念が提唱されている。こうした様々なウェルビーイング概念や文化差についての詳細は堀毛（2019）や内田（2020）を参照されたい。

近年では、世間一般でも様々な学術分野でもウェルビーイングへの関心はますます高まっており、学校現場においても児童生徒のウェルビーイングを保障し促進していくことが重要な課題となっている。OECD ラーニング・コンパス（学びの羅針盤）2030（OECD Learning Compass 2030）では、2030年のウェルビーイング（Well-being 2030）に向けて、個人のウェルビーイングだけではなく、経済的・物質的豊かさを超え、人間以外の生物や地球環境も含めた社会や集団のウェルビーイング（societal well-being や collective well-being）も重視されており（OECD, 2019; 白井, 2020）、ウェルビーイングという概念もさらに拡張され続けている。

しかしながら、児童生徒のウェルビーイングを重視する余りに、教師の業務量が過重となり、教師自身のウェルビーイングが蔑（ないがし）ろにされるような状況は望ましいものとは言えないだろう（e.g., Cefai & Cavioni, 2014）。学校現場では教師自身のウェルビーイングも非常に重要である。教師の感情面でのウェルビーイングは、児童生徒のウェルビーイングと共存するだけではなく、教師が自身は効果的であるという感覚（sense of effectiveness）を抱きながら教育を行っていくための必要条件であり、質の高い教育や児童生徒の学習、学業達成とも密接に関連することが示唆されている（Cefai & Cavioni, 2014; Day & Qing, 2009）。

学級規模の大きさは、教師のウェルビーイングにも影響することが明らかになっている。例えば欧州教育労働組合（European Trade Union Committee for Education, ETUCE）の調査報告書によると、業務量、役割過重、教師一人当たりの学級規模の増加、許容できない児童生徒の行動、悪質な学校経営（経営陣のサポートの欠如）がヨーロッパの教師のストレス要因のトップファイブであることが示されている（Billehøj, 2007）。

また、イギリスの調査では、学級経営や教務上の観点から見ると、学級規模が大きくなるほど、担任する児童生徒の採点や成績評価、児童生徒に関する事務処理や報告書の作成、授業の計画・準備などの負担が増し、授業や教師のウェルビーイング、職務満足感にネガティブな影響をもたらしていることが明らかとなっている（Blatchford & Russell, 2020）。

同じくイギリスの調査では、教師の声の症状（voice symptoms）とウェルビーイングの関連が検討され、ウェルビーイングが高い教師は、声の症状が少ないことが明らかにされている（Sharp & Cook, 2022）。さらにこの研究では、29人以上の規模の学級で教えている

教師は、28 人以下の規模の学級で教えている教師に比べて声の症状をより抱えていたことも明らかとなった。国や文化によって教授スタイルや学校教育環境も異なるため、教師の声の問題と学級規模の関連については他国の調査では知見が一貫していないようであるが、教師の声が授業でよく聞こえないと児童生徒の学習上の問題ともなるため、声の問題は児童生徒・教師の双方にとって重要と言えよう (Sharp & Cook, 2022)。

さらに、教師のウェルビーイングに学級規模の大きさが与えるネガティブな影響は、特に新米の教師で大きくなる可能性も実験や質的研究を通して明らかにされている (Huang, Richter, Kleickmann, & Richter, 2022; Uusiautti, Harjula, Pennanen, & Määttä, 2014)。

学級規模と教師のウェルビーイングの関連は、欧米圏以外でも検討されてきた。例えば中国の地方の教師を対象とした調査によると、学級規模が大きいほど教師の主観的ウェルビーイングが低いことが示されている (Tang, 2018)。しかしながら、国内においては教師のウェルビーイングと学級規模の関連を検討した研究は不足している。

そこで本研究では、担任教師の心理的状态、特にウェルビーイングの良好さに関して、担当する学級規模との関連を検討するため、日本語版 WHO-5 精神的健康状態票 (日本語版 WHO-5 : Awata, Bech, Koizumi, Seki, Kuriyama, Hozawa, Ohmori, Nakaya, Matsuoka, & Tsuji, 2007; Awata, Bech, Yoshida, Hirai, Suzuki, Yamashita, Ohara, Hinokio, Matsuoka, & Oka, 2007; World Health Organization, Regional Office for Europe, 1998) を用いることとした。この尺度の原版は WHO が開発しており、世界各国で翻訳版が作成され研究が盛んである (<http://www.who-5.org/>)。

(4) 教師の性格特性に関する指標

教師の性格特性は、これまで記述した教師の指導方針や学級経営、学級内の関係性の重視度、児童生徒へのサポートの量や質、自身が担当する学級の特徴についての捉え方や、教師自身のウェルビーイングなど様々な変数に影響すると考えられる。そこで、教員調査においても、児童生徒調査と同様に、性格特性 (パーソナリティ特性) に関する指標として、パーソナリティ特性の 5 因子 (Big Five : 外向性, 協調性, 勤勉性, 神経症傾向, 開放性) を測定する TIPI-J を使用する。

ただし、この指標によって測定されるパーソナリティ特性に関しては、前述の児童生徒調査における方針と同様に、個人の「ベースライン」を示す変数として想定し、分析の際には調整変数あるいは統制変数として検討することとした。

3. 追加調査の方法

(1) 調査対象

本研究の協力自治体である X 県 A 市及び Y 県において、追加調査を実施した。

X 県 A 市においては、市内の全公立小中学校計 22 校 (小学校 14 校, 約 120 学級 ; 中学校 8 校, 約 70 学級) に協力を依頼し、小学校 1 年生から中学校 2 年生の児童生徒約 15,000 人 (小学校約 8,200 人 ; 中学校約 2,300 人) と、担任教師約 400 人を対象とする追加調査を実施した。なお、児童生徒調査について、本報告書では小学校 4 年生～中学校 2 年生の調査結果を報告する。

Y 県においては、県内の 5 市（B 市、C 市、D 市、E 市、F 市）の計 46 校（小学校 31 校、約 280 学級；中学校 15 校、約 150 学級）に協力を依頼し、小学校 4 年生から中学校 2 年生の児童生徒約 15,000 人（小学校約 1,000 人；中学校約 5,000 人）と、このうち 1 市（F 市）の計 18 校（小学校 12 校；中学校 6 校）の担任教師約 250 人を対象とする追加調査を実施した。

（2）調査時期

追加調査は 2017（平成 29）年度から 2019（令和元）年度にかけて、X 県 A 市及び Y 県 5 市の公立小中学校に協力を依頼し、児童生徒を対象とする質問紙調査（児童生徒調査）及び対象となった児童生徒を受け持つ教員を対象とする質問紙調査（教員調査）を実施した。追加調査はそれぞれ年 1 回、最大で 3 回実施された。

このうち、X 県 A 市においては各調査年度の 11～12 月に児童生徒調査を、10～12 月に教員調査を実施した。Y 県 5 市においては、各年度の 3 月に児童生徒調査を、10～11 月に教員調査（F 市のみ）を実施した。

追加調査の概要は、表 3 に示すとおりである。なお、新型コロナウイルス感染症の流行により、予定していた X 県 A 市の 4 回目（2020（令和 2）年度）の児童生徒調査及び教員調査、Y 県 5 市の 3 回目の児童生徒調査（2019（令和元）年度）がそれぞれ中止となった。

表 3 追加調査の概要

		2016 (平成 28) 年度	2017 (平成 29) 年度	2018 (平成 30) 年度	2019 (令和元) 年度	2020 (令和 2) 年度	
X 県 A 市	市の学力調査	12 月	12 月	12 月	12 月	12 月	
	追加 調査	児童生徒 調査	↓	↓	↓	↓	
		教員調査		10～12 月	10～12 月	10～12 月	10～12 月 (※中止)
Y 県	県の学力調査	4 月	4 月	4 月	4 月	6～7 月	
	追加 調査	児童生徒 調査 (5 市)	↗	10～ 11 月	↗	10～ 11 月	↗
		教員調査 (1 市)		3 月	↘	3 月	↘
					3 月 (※中止)		

表注) 矢印は、分析時に同一時点のデータセットとして取り扱った調査同士の対応を示す。

（3）追加調査の手続

児童生徒調査は、対象となった学級ごとに調査を実施した。教員調査は、対象となった児童生徒を担当する教師を対象に実施した。調査には、いずれも無記名・自己報告式の質問紙を用いた。質問紙への回答に要する時間は児童生徒調査、教員調査ともに 30 分程度であった。

得られた追加調査の結果について、各時点の県／市の学力調査等と紐（ひも）付けし、分析に用いた。X 県 A 市の学力調査は A 市、Y 県 5 市の学力調査は Y 県、追加調査は国立教育政策研究所がそれぞれ実施したものである。ただし、Y 県の学力調査結果については、ある時点（10～11 月）の翌年度 4 月（2020（令和 2）年度は 6～7 月に実施）の実施結果をその時点（学年）における学力の状態とみなし（表 3）、追加調査の結果との紐付けを行った上で分析を実施した。

（4）調査項目

質問紙の調査項目の設計に当たっては、本プロジェクト研究において学力班及び非認知能力班の研究分担者として参画する複数の研究者間で協議の上、内容を決定した。項目として、先述の研究の背景に基づき、心理的構成概念について測定するための心理尺度のほか、分析に際して考慮すべき情報（対象者の年齢、児童生徒調査においては通塾の有無など、教員調査においては教員歴、勤務時間など）についても回答を求めた。

なお、回答者の負担を考慮し、一部の心理尺度については、原著者の了解を得た上で、尺度を構成する一部の項目又は一部の下位尺度のみを抜粋して使用した。また、一部の項目については、回答が容易となるよう、項目文の一部に補足・改変を加えて用いたものがある。特に、児童生徒調査においては、小学生から中学生までの幅広い年代の児童生徒を対象に共通の質問項目を用いるため、児童生徒の発達段階を考慮し、一部の尺度について、児童生徒にとって理解が難しいと考えられる言葉に括弧で補足説明（よりわかりやすい言葉など）を加える形で提示した。

分析に当たっては、結果の記述において特に断りのない限り、尺度（又は下位尺度）を構成する項目群の得点の合算平均値を算出し、（下位）尺度得点とした。

ア．児童生徒調査の質問項目

追加調査（小学校 4 年生から中学校 2 年生を対象とする児童生徒調査）において、質問紙で測定した項目は以下の通りである。

①担任教師への感情的態度

担任教師への感情的態度を測定するため、本研究で作成した「担任の先生はすごい」「担任の先生は偉い」「担任の先生のことが好き」「担任の先生は怖い」「担任の先生に感謝している」の 5 項目を用いた。選択肢は「1. 思わない」～「4. 思う」の 4 件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ 1～4 点を付した。

②担任教師のアタッチメント機能

担任教師のアタッチメント機能について測定するため、村上・櫻井（2014）の児童用アタッチメント機能尺度の四つの下位尺度のうち、「安全な避難場所」（「とてもこまったとき、あなたはその人に助けてもらいに行きますか」など）と「安全基地」（「その人が見守ってくれれば、むずかしいことでもがんばろうと思えますか」など）の二つの下位尺度（各 3 項目）を用いて、教示文を担任教師について回答を求める形式に改変して尋ねた。選択肢は「1. あてはまらない」～「4. あてはまる」の 4 件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ

1～4点を付した。

③自尊心

児童生徒の自尊心について測定するため、山本他（1982）の日本語版 *Self Esteem Scale*（「だいたいにおいて、自分に満足している」など：計10項目）を用いた。なお対象となる児童生徒の発達段階を考慮し、児童生徒にとって理解が難しいと考えられる言葉については項目文に括弧で補足を入れる形で提示した。選択肢は「1. まったくあてはまらない」～「5. とてもあてはまる」の5件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～5点を付した。

④感情知性

児童生徒の感情知性について測定するため、情動的知能質問紙（EI 質問紙：トーヨーフィジカル発行；箱田・遠藤, 2015）を用いた。この尺度は「自己感情の制御」（「いやなことがあっても、すぐに気持ちをきりかえることができますか」など：4項目）、「他者感情の認知」（「話をしている友だちの気持ちがよくわかりますか」など：4項目）、「自己感情の表現」（「自分の気持ちを言葉で表せますか」など：4項目）の三つの下位尺度からなる。なお対象となる児童生徒の発達段階を考慮し、児童生徒にとって理解が難しいと考えられる言葉については項目文に括弧で補足を入れる形で提示した。選択肢は「1. いいえ」～「4. はい」の4件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～4点を付した。

⑤向社会性

児童生徒の向社会性について測定するため、本研究で作成した児童生徒用向社会性尺度（「悲しんでいる友だちをなぐさめてあげますか」など：計5項目）を用いた。この尺度の背景は本節において先述した通りである。また、尺度検討の結果については飯村他（2022）を参照されたい。選択肢は「1. いいえ」～「4. はい」の4件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～4点を付した。

⑥友人との関係性

児童生徒のクラス内の友人との関係について測定するため、大久保・青柳（2004）の中高生用学校生活尺度の三つの下位尺度のうち、「友人との関係」（「気軽に話しかけられる友だちがたくさんいる」など：計7項目）を用いた。なお、本尺度は中高生を対象に作成されたものであるが、江村・大久保（2012）において、小学生にも使用可能であることが確認されている。選択肢は「1. まったくあてはまらない」～「4. よくあてはまる」の4件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～4点を付した。

⑦自律的学習動機づけ

児童生徒の学習動機づけについて測定するため、西村他（2011）の自律的学習動機尺度を用いた。この尺度は「内的調整」（「勉強すること自体がおもしろいから」など）、「同一化的調整」（「将来の成功につながるから」など）、「取り入れ的調整」（「友だちにバカにされたくないから」など）、「外的調整」（「まわりの人から、やりなさいといわれるから」など）の四

つの下位尺度からなる。本研究では、児童生徒の回答負担を考慮し、各下位尺度を構成する項目群のうち、それぞれ3項目を抽出して使用した。項目の選出に当たっては、項目の代表性と妥当性を考慮し、原著者と相談の上で使用する項目を決定した。なお下位尺度のうち、「内的調整」、「同一化的調整」の得点が高いことは自律的な学習動機づけの強さを、「取り入れ調整」、「外的調整」の得点が高いことは統制的（他律的）な学習動機づけの強さをそれぞれ表している。選択肢は「1. まったくあてはまらない」～「4. とてもあてはまる」の4件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～4点を付した。

⑧無気力感

児童生徒の無気力感について測定するため、下坂（2001）の無気力感尺度の三つの下位尺度のうち、「疲労感」（「私は毎日の生活で疲れを感じている」など：計4項目）を用いた。なお対象となる児童生徒の発達段階を考慮し、児童生徒にとって理解が難しいと考えられる言葉については項目文に括弧で補足を入れる形で提示した。選択肢は「1. まったくあてはまらない」～「6. かなりあてはまる」の6件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～6点を付した。

⑨性格特性

児童生徒の性格特性（パーソナリティ特性）について測定するため、小塩他（2012）の日本語版 Ten Item Personality Inventory（TIPI-J：全10項目）を用いた。この尺度は「外向性」（「私は自分自身のことを、活発で、外向的だと思う」など）、「協調性」（「私は自分自身のことを、人に気をつかう、やさしい人間だと思う」など）、「勤勉性」（「私は自分自身のことを、しっかりしていて、自分に厳しいと思う」など）、「神経症傾向」（「私は自分自身のことを、心配性で、うろたえやすいと思う」など）、「開放性」（「私は自分自身のことを、新しいことが好きで、変わった考えをもつと思う」など）の五つの下位尺度（各2項目）からなる。なお、対象となる児童生徒の発達段階を考慮し、児童生徒にとって理解が難しいと考えられる言葉については項目文に括弧で補足を入れる形で提示した。選択肢は「1. 全く違うと思う」～「7. 強くそう思う」の7件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～7点を付した。

⑩その他の質問項目

上記の項目の他、通塾の有無、授業中の担任教師の声の聞こえ方、授業時間外での担任教師との関わり、教室内での座席位置、学校の課題への取組、兄弟姉妹の数、家庭の蔵書数、誕生月等についても尋ねた。（詳細は、各項目を用いた分析結果について報告する章・節を参照されたい。）

イ. 教員調査の項目

①教師の指導方針

教師の指導方針について測定するため、相川他（2012）のチームワーク能力尺度の下位尺度「リーダーシップ能力尺度」を一部改変し、教師向けの調査項目を作成した。本研究から得られた結果に基づき、尺度検討を行い、記述統計量及び探索的因子分析に基づき、因子

構造を検討し、最終的に2因子構造を採用した。また、作成した調査項目（全13項目）のうち、小学校・中学校ともに得点の天井効果が見られた5項目、探索的因子分析の結果いずれの因子への因子負荷量も低い1項目を除く計7項目をその後用いることとした。

二つの下位尺度を「児童生徒主体」「教師主導」とそれぞれ命名し、分析に用いた。このうち、「児童生徒主体」は「クラスの問題に対する最良の解決方法は、児童・生徒に見つけさせる」など4項目、「教師主導」は「クラスの問題に対して、児童・生徒に解決を任せるのではなく教師が主導して対処する」など3項目からなる。選択肢は「1. まったく重視しない」～「6. とても重視する」の6件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～6点を付した。

②学級内の関係性の重視度

学級内の関係性の重視度について測定するため、本研究で作成した「児童生徒同士の関係性の重視」（「児童・生徒同士の関係性が良くなるように、働きかけている」など：4項目）、「児童生徒と教師の一対一の関係性の重視」（「教師と児童・生徒の1対1の関係性が良くなるように、働きかけている」など：4項目）の二つの下位尺度を用いて尋ねた。選択肢は「1. まったく重視しない」～「6. とても重視する」の6件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～6点を付した。

また、調査時点で担任学級の児童生徒と関わる際、教師と児童生徒の一対一の関わりと、児童生徒同士の関わり、どちらをより重視しているかを測定するため、調査時点の教師の考えを1項目で尋ねた。選択肢は「1. 先生と児童・生徒の1対1の関わり」～「6. 児童・生徒同士の関わり」の6件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～6点を付した。なお、この得点が高いことは、調査時点で相対的に「児童生徒同士の関わり」をより重視することを、この得点が低いことは、調査時点で「教師と児童生徒の一対一の関わり」をより重視することを意味する。

③教師の児童生徒へのサポート

教師の児童生徒へのサポートについて測定するため、Patrick et al. (2011) の *Measures of Classroom Climate and Goal Structure*（学級風土と目標構造尺度）の六つの下位尺度のうち、Teacher Emotional Support（教師の感情サポート）と Teacher Academic Support（教師の学業サポート）を参考に、教師向けの調査項目を作成した（原文では、児童生徒が教師について回答する形式の尺度である。）。「感情サポート」は「児童・生徒が悲しんだり怒ったりしたときには、その気持ちをやわらげている」など4項目、「学業サポート」は「授業でのそれぞれの児童・生徒の学習成果を確認している」など4項目からなる。選択肢は「1. ほとんど達成できていない」～「4. よく達成できている」の4件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～4点を付した。

④教師から見た社会・行動面での学級風土

教師から見た社会・行動面での学級風土について測定するため、伊藤（2009）の小学生用短縮版学級風土質問紙を教師向けに一部改変して用いた。本尺度は、元は子供向けのものであるが、教師による回答を想定した教示文・項目に改変して使用した。また、担当学級のこ

とを想定した質問であることが明確になるよう、一部、項目文に言葉の補足を入れる形で提示した。

この尺度は、「学級活動への関与」（「このクラスは、クラスの活動に自分から進んで参加する」など：5項目）、「学級内の不和」（「クラス全体が、嫌な雰囲気になることがある」など：5項目）、「自然な自己開示」（「このクラスは、自分達（たち）の気持ちを気軽に言い合える」など：4項目）、「学習への志向性」（「このクラスは、勉強熱心だ」など：4項目）、「学級への満足感」（「クラスのみんなは、このクラスが気に入っている」など：4項目）、「規律正しさ」（「このクラスは先生の指示にすばやく従う」など：4項目）の六つの下位尺度からなる。選択肢は「1. そう思わない」～「5. そう思う」の5件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～5点を付した。

⑤教師から見た感情面での学級風土

教師から見た感情面での学級風土について測定するため、国内の先行研究で用いられた感情語（坂上，1999）及び教示文（利根川，2016）を使用した。この尺度は、「喜び」（「嬉（うれ）しい」など：2項目）、「興味」（「興味をもった」など：2項目）、「怒り」（「いらいらした」など：2項目）、「悲しみ」（「悲しい」など：2項目）、「恐れ」（「こわい」など：2項目）の五つの個別感情について、調査時点での担当学級全体の児童生徒の感情表出の程度を教師に尋ねるものである。また、本研究では、これらの個別感情に加え、学業場面で経験されやすい感情の一つ（e.g. Pekrun et al., 2017）である「誇り」（「誇らしい」：1項目）についても調査項目として追加した。選択肢は「1. まったく表さない」～「4. ととても表す」の4件法で尋ねた。得点化に当たっては、それぞれ1～4点を付した。

なお、本研究では、これらの個別感情を「ポジティブ感情」（「喜び」「興味」「誇り」の三つ：計5項目）と「ネガティブ感情」（「怒り」「悲しみ」「恐れ」の三つ：計6項目）の二つの下位尺度として得点化し、分析に用いた。

⑥教師のウェルビーイング

担任教師のウェルビーイングについて測定するため、日本語版 WHO-5 精神的健康状態票（日本語版 WHO-5 : e.g., Awata, Bech, Koizumi et al., 2007; Awata, Bech, Yoshida et al., 2007）を用いた。この尺度は、最近2週間の状態について尋ねるものであり、「（最近2週間、私は）明るく、楽しい気分でも過ごした」など計5項目からなる。選択肢は「1. まったくない」～「6. いつも」の6件法で尋ねた。（原文では0～5の6件法の表記が用いられているが、本研究の調査票では他項目の表記に合わせ、1～6の6件法で表記した。）得点化に当たっては、先行研究の得点化の方法に倣い、それぞれ0～5点を付した。

⑦教師の性格特性

教師の性格特性（パーソナリティ特性）について測定するため、児童生徒調査と同様に、小塩他（2012）の TIPI-J（全10項目）を用いた。

⑧その他の質問項目

上記の項目の他、勤務経験年数（通算、正規、再任用、臨時的任用、非常勤講師、行政で

の勤務年数), 学校教員以外のフルタイム職業経験の年数, 担当する教科, 教科指導の方法, 児童生徒との交流, 生活満足感, 健康状態, 職場の雰囲気, 平日の出勤退勤時間, 睡眠時間, 睡眠状態, 平日及び休日の勤務従事時間の内訳, 土曜授業の実施状況, 直近の平日の振替休業日の有無, 直近の平日の休暇取得の有無等についても尋ねた。(詳細は, 各項目を用いた分析結果について報告する章・節を参照されたい。)

武藤世良 (お茶の水女子大学)
利根川明子 (国立教育政策研究所)
石井佑可子 (藤女子大学)
川本哲也 (国士舘大学)
久保田 (河本) 愛子 (宇都宮大学)
小松佐穂子 (桃山学院大学)
箱田裕司 (京都女子大学)
遠藤利彦 (東京大学)

参考文献

- Ahnert, L., Pinquart, M., & Lamb, M. E. (2006). Security of children's relationships with nonparental care providers: A meta-analysis. *Child development, 77*(3), 664–679. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2006.00896.x>
- 相川 充・高本 真寛・杉森 伸吉・古屋 真 (2012). 個人のチームワーク能力を測定する尺度の開発と妥当性の検討 社会心理学研究, *27*(3), 139–150. <https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00008019341>
- Ainsworth, M. D. S. (1979). Infant–mother attachment. *American Psychologist, 34*(10), 932–937. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.34.10.932>
- 秋田 喜代美・坂本 篤史 (2015). 学校教育と学習の心理学 (心理学入門コース 3) 岩波書店
- 安藤 寿康 (2017). 行動の遺伝学—ふたご研究のエビデンスから— 日本生理人類学会誌, *22*(2), 107–112. https://doi.org/10.20718/jjpa.22.2_107
- Awata, S., Bech, P., Koizumi, Y., Seki, T., Kuriyama, S., Hozawa, A., Ohmori, K., Nakaya, N., Matsuoka, H., & Tsuji, I. (2007). Validity and utility of the Japanese version of the WHO-Five Well-Being Index in the context of detecting suicidal ideation in elderly community residents. *International Psychogeriatrics, 19*(1), 77–88. <https://doi.org/10.1017/S1041610206004212>
- Awata, S., Bech, P., Yoshida, S., Hirai, M., Suzuki, S., Yamashita, M., Ohara, A., Hinokio, Y., Matsuoka, H., & Oka, Y. (2007). Reliability and validity of the Japanese version of the World Health Organization-Five Well-Being Index in the context of detecting depression in diabetic patients. *Psychiatry and Clinical*

- Neurosciences*, 61(1), 112–119. <https://doi.org/10.1111/j.1440-1819.2007.01619.x>
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4(1), 1–44. <https://doi.org/10.1111/1529-1006.01431>
- Billehøj, H. (2007). *Report on the ETUCE Survey on Teachers' Work-related Stress*. European Trade Union Committee for Education. Retrieved February 28, 2023 from https://www.csee-etuce.org/images/attachments/Report_WRS_EN.pdf
- Blascovich, J., & Tomaka, J. (1991). Measures of self-esteem. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 115–160). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-590241-0.50008-3>
- Blatchford, P. & Russell, A. (2020). *Rethinking class size: The complex story of impact on teaching and learning*. UCL Press. <https://doi.org/10.14324/111.9781787358799>
- Bleidorn, W., Schwaba, T., Zheng, A., Hopwood, C. J., Sosa, S. S., Roberts, B. W., & Briley, D. A. (2022). Personality stability and change: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 148(7-8), 588–619. <https://doi.org/10.1037/bul0000365>
- Bowlby, J. (1969/1982). *Attachment and loss: Vol 1. Attachment*. Basic Books.
- Caprara, G. V., Alessandri, G., & Eisenberg, N. (2012). Prosociality: The contribution of traits, values, and self-efficacy beliefs. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(6), 1289–1303. <https://doi.org/10.1037/a0025626>
- Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (1993). Early emotional instability, prosocial behaviour, and aggression: Some methodological aspects. *European Journal of Personality*, 7(1), 19–36. <https://doi.org/10.1002/per.2410070103>
- Caprara, G. V., Steca, P., Zelli, A., & Capanna, C. (2005). A new scale for measuring adults' prosocialness. *European Journal of Psychological Assessment*, 21(2), 77–89. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.21.2.77>
- Cefai, C., & Cavioni, V. (2014). *Social and emotional education in primary school: Integrating theory and research into practice*. Springer Science + Business Media. <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-8752-4>
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1995). Domains and facets: Hierarchical personality assessment using the Revised NEO Personality Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 64(1), 21–50. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6401_2
- Day, C., & Qing, G. (2009). Teacher emotions: Well being and effectiveness. In P. A. Schutz & M. Zembylas (Eds.), *Advances in teacher emotion research*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-0564-2_2
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. Plenum Press. <https://doi.org/10.1007/978-1-4899-2271-7>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs

- and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227–268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2012). Motivation, personality, and development within embedded social contexts: An overview of self-determination theory. In R. M. Ryan (Ed.), *The Oxford handbook of human motivation* (pp. 85–107). Oxford University Press.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542–575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., & Spinrad, T. L. (2006). Prosocial Development. In N. Eisenberg (Vol. Ed.), W. Damon, & R. M. Lerner (Series Eds.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (6th ed., pp. 646–718). John Wiley & Sons, Inc..
- Eisenberg, N., Spinrad, T. L., & Knafo-Noam, A. (2015). Prosocial development. In M. E. Lamb (Vol. Ed.) & R. M. Lerner (Series Ed.), *Handbook of child psychology and developmental science: Vol. 3. Socioemotional processes* (7th ed., pp. 610–656). John Wiley & Sons, Inc.. <https://doi.org/10.1002/9781118963418.childpsy315>
- Ekman, P. (1992). An argument for basic emotions. *Cognition and Emotion*, 6(3-4), 169–200. <https://doi.org/10.1080/02699939208411068>
- 江村 早紀・大久保 智生 (2012). 小学校における児童の学級への適応感と学校生活との関連——小学生用学級適応感尺度の作成と学級別の検討—— *発達心理学研究*, 23(3), 241–251. <https://doi.org/10.11201/jjdp.23.241>
- 遠藤 利彦 (2005). アタッチメント理論の基本的枠組み 数井 みゆき・遠藤 利彦 (編著) アタッチメント——生涯にわたる絆—— (pp. 1–31) ミネルヴァ書房
- 遠藤 利彦 (2013). 「情の理」論——情動の合理性をめぐる心理学的考究—— 東京大学出版会
- 遠藤 利彦 (2017). 「非認知」なるものの発達と教育——その可能性と陥穽を探る—— 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 15–27) 国立教育政策研究所
- Erdley, C. A., & Day, H. J. (2017). Friendship in childhood and adolescence. In M. Hojjat & A. Moyer (Eds.), *The psychology of friendship* (pp. 3–19). Oxford University Press.
- Finn, J. D., Pannozzo, G. M., & Achilles, C. M. (2003). The "why's" of class size: Student behavior in small classes. *Review of Educational Research*, 73(3), 321–368. <https://doi.org/10.3102/00346543073003321>
- Furman, W., & Rose, A. J. (2015). Friendships, romantic relationships, and peer relationships. In M. E. Lamb (Vol. Ed.) & R. M. Lerner (Series Ed.), *Handbook of child psychology and developmental science: Vol. 3. Socioemotional processes* (7th ed., pp. 932–974). John Wiley & Sons, Inc.. <https://doi.org/10.1002/9781118963418.childpsy322>
- Galton, M., & Pell, T. (2012). Do class size reductions make a difference to classroom

- practice? The case of Hong Kong primary schools. *International Journal of Educational Research*, 53, 22–31. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2011.12.004>
- Goldberg, L. R. (1981). Language and individual differences: The search for universals in personality lexicons. In L. Wheeler (Ed.), *Review of personality and social psychology: Vol. 2* (pp. 141–165). Sage.
- Goleman, D. (1995). *Emotional Intelligence: Why it can matter more than IQ*. Bantam Books. (ゴールマン, D. 土屋 京子 (訳) (1996). EQ——こころの知能指数——講談社)
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A research note. *Journal of child psychology and psychiatry*, 38(5), 581–586. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x>
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B., Jr. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37(6), 504–528. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00046-1)
- Hafen, C. A., Laursen, B., Burk, W. J., Kerr, M., & Stattin, H. (2011). Homophily in stable and unstable adolescent friendships: Similarity breeds constancy. *Personality and Individual Differences*, 51(5), 607–612. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.05.027>
- 箱田 裕司・小松 佐穂子・中村 知靖 (2010). 情動的知能とは何か?——情動的知能の主観的・客観的測定法による結果とストレスコーピングの関係—— 第14回日本情報ディレクトリ学会全国大会研究報告予稿集, 7–10.
- Harfitt, G. J. (2012). An examination of teachers' perceptions and practice when teaching large and reduced-size classes: Do teachers really teach them in the same way? *Teaching and Teacher Education*, 28(1), 132–140. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2011.09.001>
- 波多野 誼余夫・稲垣 佳世子 (1981). 無気力の心理学——やりがいの条件—— 中央公論新社
- Hazan, C., & Zeifman, D. (1994). Sex and the psychological tether. In K. Bartholomew & D. Perlman (Eds.), *Advances in personal relationships. Vol. 5. Attachment processes in adulthood* (pp. 151–178). Jessica Kingsley Publishers.
- Heckman, J. J., & Kautz, T. (2012). Hard evidence on soft skills. *Labour Economics*, 19(4), 451–464. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2012.05.014>
- Hitokoto, H., & Uchida, Y. (2015). Interdependent happiness: Theoretical importance and measurement validity. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 16(1), 211–239. <https://doi.org/10.1007/s10902-014-9505-8>
- Hojjat, M., & Moyer, A. (Eds.). (2017). *The psychology of friendship*. Oxford University Press.
- Holt-Lunstad, J. (2017). Friendship and health. In M. Hojjat & A. Moyer (Eds.), *The psychology of friendship* (pp. 233–248). Oxford University Press.

- 堀毛 一也 (2019). ポジティブなこころの科学——人と社会のよりよい関わりをめざして—— (セレクション社会心理学—31) サイエンス社
- Huang, Y., Richter, E., Kleickmann, T., & Richter, D. (2022). Class size affects preservice teachers' physiological and psychological stress reactions: An experiment in a virtual reality classroom. *Computers & Education, 184*, 104503. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2022.104503>
- 飯村 周平・久保田 愛子・榊原 良太・武藤 世良・利根川 明子・遠藤 利彦 (2022). 児童生徒用向社会性尺度の作成 日本心理学会第 86 回大会
- 石井 佑可子 (2017). 感情を学ぶ——Emotional Intelligence (EI; 感情知性) をめぐって—— 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 175–185) 国立教育政策研究所
- 伊藤 亜矢子 (2009). 小学生用短縮版学級風土質問紙の作成と活用 コミュニティ心理学研究, *12*(2), 155–169. https://doi.org/10.32236/jscpjjournal.12.2_155
- 伊藤 亜矢子・松井 仁 (2001). 学級風土質問紙の作成 教育心理学研究, *49*(4), 449–457. https://doi.org/10.5926/jjep1953.49.4_449
- 伊藤 亜矢子・宇佐美 慧 (2017). 新版中学生用学級風土尺度 (Classroom Climate Inventory; CCI) の作成 教育心理学研究, *65*(1), 91–105. <https://doi.org/10.5926/jjep.65.91>
- 伊藤 大幸・浜田 恵・村山 恭朗・高柳 伸哉・野村 和代・明翫 光宜・辻井 正次 (2017). クラスサイズと学業成績および情緒的・行動的問題の因果関係——自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証—— 教育心理学研究, *65*(4), 451–465. <https://doi.org/10.5926/jjep.65.451>
- John, O. P., Naumann, L. P., & Soto, C. J. (2008). Paradigm shift to the integrative Big Five trait taxonomy: History, measurement, and conceptual issues. In O. P. John, R. W. Robins, & L. A. Pervin (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (3rd ed., pp. 114–158). Guilford Press.
- Johnson, J. A. (1997). Units of analysis for the description and explanation of personality. In R. Hogan, J. A. Johnson, & S. R. Briggs (Eds.), *Handbook of personality psychology* (pp. 73–93). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-012134645-4/50004-4>
- 蒲谷 慎介 (2017). 社会情緒的発達における個人差とその要因 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 45–58) 国立教育政策研究所
- Kagan, J. (1958). The concept of identification. *Psychological Review, 65*(5), 296–305. <https://doi.org/10.1037/h0041313>
- 鹿毛 雅治 (2022). モチベーションの心理学——「やる気」と「意欲」のメカニズム—— 中央公論新社
- 笠井 孝久・村松 健司・保坂 亨・三浦 香苗 (1995). 小学生・中学生の無気力感とその関連要因 教育心理学研究, *43*(4), 424–435. https://doi.org/10.5926/jjep1953.43.4_424
- 川本 哲也 (2017). 子供の人となりとその規定因 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社

- 会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 104–117) 国立教育政策研究所
- 川本 哲也 (2019). モラルパーソナリティ 荒木 寿友・藤澤 文 (編著) 道徳教育はこうすれば〈もっと〉おもしろい——未来を拓く教育学と心理学のコラボレーション——(pp. 132–139) 北大路書房
- 川本 哲也 (2021). 誠実性——課題にしっかりと取り組むパーソナリティ—— 小塩 真司 (編著) 非認知能力——概念・測定と教育の可能性——(pp. 11–28) 北大路書房
- Kawamoto, T., Kubota, A. K., Sakakibara, R., Muto, S., Tonegawa, A., Komatsu, S., & Endo, T. (2021). The General Factor of Personality (GFP), trait emotional intelligence, and problem behaviors in Japanese teens. *Personality and Individual Differences, 171*, 110480. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110480>
- 川本 哲也・小塩 真司・阿部 晋吾・坪田 祐基・平島 太郎・伊藤 大幸・谷 伊織 (2015). ビッグ・ファイブ・パーソナリティ特性の年齢差と性差——大規模横断調査による検討—— 発達心理学研究, *26*(2), 107–122. <https://doi.org/10.11201/jjdp.26.107>
- 菊池 章夫 (1988). 思いやりを科学する——向社会的行動の心理とスキル—— 川島書店
- 国立教育政策研究所 (2017). 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 国立教育政策研究所
- 河本 愛子 (2017). コンピテンスを育む教育環境——教科指導以外の教育の営み—— 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 194–200) 国立教育政策研究所
- 小山 悠里・蒲谷 慎介 (2017). アタッチメント 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 59–67) 国立教育政策研究所
- Li, J., & Fischer, K. W. (2007). Respect as a positive self-conscious emotion in European Americans and Chinese. In J. L. Tracy, R. W. Robins, & J. P. Tangney (Eds.), *The self-conscious emotions: Theory and research* (pp. 224–242). Guilford Press.
- 牧 郁子 (2019). 保護者との情動交流が小学生の無気力感に与える影響——構造方程式モデルによる分析—— 教育心理学研究, *67*(4), 223–235. <https://doi.org/10.5926/jjep.67.223>
- Marsh, H. W. (1990). The structure of academic self-concept: The Marsh/Shavelson model. *Journal of Educational Psychology, 82*(4), 623–636. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.4.623>
- Matthews, G., Zeidner, M., & Roberts, R. D. (2012). *Emotional intelligence 101*. Springer Publishing Company.
- Mayer, J. D., Caruso, D. R., & Salovey, P. (2016). The ability model of emotional intelligence: Principles and updates. *Emotion Review, 8*(4), 290–300. <https://doi.org/10.1177/1754073916639667>
- 耳塚 寛明 (2003). 学校教育目標 ベネッセ教育総合研究所 (編) 第3回学習指導基本調査報告書——小学校・中学校を対象に【2002年実施】——(pp. 29–41) Retrieved February 26, 2023 from

- <https://www.crn.or.jp/LIBRARY/SHIDOU/PDF/S1310029.pdf>
箕浦 有希久 (2021). 自尊感情——自分自身を価値ある存在だと思う心—— 小塩 真司 (編著) 非認知能力——概念・測定と教育の可能性——(pp. 181–192) 北大路書房
- 文部科学省 (2022a). 令和3年度 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果について Retrieved February 26, 2023 from https://www.mext.go.jp/content/20221021-mxt_jidou02-100002753_1.pdf
- 文部科学省 (2022b). 令和3年度 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果の概要 Retrieved February 26, 2023 from https://www.mext.go.jp/content/20221021-mxt_jidou02-100002753_2.pdf
- 本島 優子 (2017). コンピテンスを育む教育環境——学級における営み—— 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 186–193) 国立教育政策研究所
- 村上 達也・櫻井 茂男 (2014). 児童期中・後期におけるアタッチメント・ネットワークを構成する成員の検討——児童用アタッチメント機能尺度を作成して—— 教育心理学研究, 62(1), 24–37. <https://doi.org/10.5926/jjep.62.24>
- 村山 恭朗・伊藤 大幸・大嶽 さと子・片桐 正敏・浜田 恵・中島 俊思・上宮 愛・野村 和代・高柳 伸哉・明翫 光宜・辻井 正次 (2016). 小中学生におけるメンタルヘルスに対するソーシャルサポートの横断的効果 発達心理学研究, 27(4), 395–407. <https://doi.org/10.11201/jjdp.27.395>
- 武藤 世良 (2013). 尊敬の教育的機能を探る——「自己ピグマリオン過程」の実証に向けて—— 東京大学大学院教育学研究科紀要, 52, 393–401. <https://doi.org/10.15083/00031092>
- 武藤 世良 (2014). 尊敬関連感情概念の構造——日本人大学生の場合—— 心理学研究, 85(2), 157–167. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.85.13021>
- 武藤 世良 (2016). 現代日本人における尊敬関連感情の階層的意味構造 心理学研究, 87(1), 95–101. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.87.15304>
- 武藤 世良 (2017). 社会的・道徳的感情とその感情特性 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 130–148) 国立教育政策研究所
- 武藤 世良 (2018). 尊敬関連感情の心理学 ナカニシヤ出版
- 武藤 世良 (2019a). 教師・友人との関係性 (アタッチメント機能) と向社会性, 他者への尊敬 国立教育政策研究所 (編) 質問紙調査結果に見る我が国児童生徒の意欲・態度等に関する調査研究報告書 (pp. 435–457) 国立教育政策研究所
- 武藤 世良 (2019b). 社会関係の生涯発達——社会と関わり続ける—— 西村 純一・平野 真理 (編著) 生涯発達心理学 (pp. 103–120) ナカニシヤ出版
- 武藤 世良 (2022). 感情知性 野島 一彦 (監修) 森岡 正芳・岡村 達也・坂井 誠・黒木 俊秀・津川 律子・遠藤 利彦・岩壁 茂 (編) 臨床心理学中事典 (pp. 69–70) 遠見書房
- 仁平 義明 (2015). 「自尊感情」ではなく「自尊心」が “Self-esteem” の訳として適切な理由——Morris Rosenberg が自尊心研究で言いたかったこと—— 白鷗大学教育学部

- 論集, 9(2), 357–380.
- 日本心理学会 (監修) 箱田 裕司・遠藤 利彦 (編著) (2015). 本当のかしこさとは何か——感情知性 (EI) を育む心理学—— 誠信書房
- 西村 多久磨・河村 茂雄・櫻井 茂男 (2011). 自律的な学習動機づけとメタ認知的方略が学業成績を予測するプロセス——内発的な学習動機づけは学業成績を予測することができるのか?—— 教育心理学研究, 59(1), 77–87. <https://doi.org/10.5926/jjep.59.77>
- 野崎 優樹 (2021). 情動知能——情動を賢く活用する力—— 小塩 真司 (編著) 非認知能力——概念・測定と教育の可能性—— (pp. 133–148) 北大路書房
- 野澤 祥子・淀川 裕美・高橋 翠・遠藤 利彦・秋田 喜代美 (2017). 乳児保育の質に関する研究の動向と展望 東京大学大学院教育学研究科紀要, 56, 399–419.
<https://doi.org/10.15083/00076391>
- OECD (2015). *Skills for social progress: The power of social and emotional skills*, OECD Skills Studies, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264226159-en>
- OECD (2019). *OECD Learning Compass 2030 concept note*. Retrieved February 28, 2023 from https://www.oecd.org/education/2030-project/teaching-and-learning/learning/learning-compass-2030/OECD_Learning_Compass_2030_concept_note.pdf (日本語訳 : https://www.oecd.org/education/2030-project/teaching-and-learning/learning/learning-compass-2030/OECD_LEARNING_COMPASS_2030_Concept_note_Japanese.pdf)
- 大久保 圭介・山内 勇太郎 (2017). アタッチメント 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 149–156) 国立教育政策研究所
- 大久保 智生・青柳 肇 (2004). 中高生用学校生活尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 日本福祉教育専門学校研究紀要, 12, 9–15.
- 小塩 真司 (編著) (2021). 非認知能力——概念・測定と教育の可能性—— 北大路書房
- 小塩 真司・阿部 晋吾・カトローニ ピノ (2012). 日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み パーソナリティ研究, 21(1), 40–52.
<https://doi.org/10.2132/personality.21.40>
- Patrick, H., Kaplan, A., & Ryan, A. M. (2011). Positive classroom motivational environments: Convergence between mastery goal structure and classroom social climate. *Journal of Educational Psychology*, 103(2), 367–382. <https://doi.org/10.1037/a0023311>
- Pekrun, R., Goetz, T., Titz, W., & Perry, R. P. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of qualitative and quantitative research. *Educational Psychologist*, 37(2), 91–105. https://doi.org/10.1207/S15326985EP3702_4
- Pekrun, R., Muis, K., Frenzel, A. C., & Goetz, T. (2017). *Emotion at School*. Routledge.
- Perlman, D. (2017). Conclusion: Friendship: An echo, a hurrah, and other reflections.

- In M. Hojjat & A. Moyer (Eds.), *The psychology of friendship* (pp. 283–300). Oxford University Press.
- Petrides, K. V., Mikolajczak, M., Mavroveli, S., Sanchez-Ruiz, M. J., Furnham, A., & Pérez-González, J.C. (2016). Developments in trait emotional intelligence research. *Emotion Review*, *8*(4), 335–341. <https://doi.org/10.1177/1754073916650493>
- Rawlins, W. K. (2017). Foreword. In M. Hojjat & A. Moyer (Eds.), *The psychology of friendship* (pp. ix–xiv). Oxford University Press.
- Reeve, J., Jang, H., Carrell, D., Jeon, S., & Barch, J. (2004). Enhancing students' engagement by increasing teachers' autonomy support. *Motivation and Emotion*, *28*(2), 147–169. <https://doi.org/10.1023/B:MOEM.0000032312.95499.6f>
- Roberts, B. W. (2009). Back to the future: *Personality and Assessment* and personality development. *Journal of Research in Personality*, *43*(2), 137–145. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2008.12.015>
- Roberts, B. W., & DelVecchio, W. F. (2000). The rank-order consistency of personality traits from childhood to old age: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, *126*(1), 3–25. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.126.1.3>
- Roberts, B. W., Walton, K. E., & Viechtbauer, W. (2006). Patterns of mean-level change in personality traits across the life course: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, *132*(1), 1–25. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.1.1>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rosenberg, M., Schooler, C., Schoenbach, C., & Rosenberg, F. (1995). Global self-esteem and specific self-esteem: Different concepts, different outcomes. *American Sociological Review*, *60*(1), 141–156. <https://doi.org/10.2307/2096350>
- Rubin, K. H., Bukowski, W. M., & Bowker, J. C. (2015). Children in peer groups. In M. H. Bornstein & T. Leventhal (Vol. Ed.), R. M. Lerner (Series Ed.), *Handbook of child psychology and developmental science: Vol. 4. Ecological settings and processes* (7th ed., pp. 175–222). John Wiley & Sons, Inc..
- Rubin, K. H., Bukowski, W. M., & Parker, J. G. (2006). Peer interactions, relationships, and groups. In N. Eisenberg (Vol. Ed.), W. Damon & R. M. Lerner (Series Eds.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (6th ed., pp. 571–645). John Wiley & Sons, Inc..
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000a). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, *55*(1), 68–78. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.68>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000b). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, *25*(1), 54–

67. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1020>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2020). Intrinsic and extrinsic motivation from a self-determination theory perspective: Definitions, theory, practices, and future directions. *Contemporary Educational Psychology, 61*, Article 101860. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2020.101860>
- Ryan, R. M., Huta, V., & Deci, E. L. (2008). Living well: A self-determination theory perspective on eudaimonia. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being, 9*(1), 139–170. <https://doi.org/10.1007/s10902-006-9023-4>
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 57*(6), 1069–1081. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Sabol, T. J., & Pianta, R. C. (2012). Recent trends in research on teacher–child relationships. *Attachment & Human Development, 14*(3), 213–231. <https://doi.org/10.1080/14616734.2012.672262>
- 坂上 裕子 (1999). 感情に関する認知の個人差——感情特性と曖昧刺激における感情の解釈との関連—— 教育心理学研究, 47(4), 411–420. https://doi.org/10.5926/jjep1953.47.4_411
- 榊原 良太 (2017). 子供の自己の発達 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 118–129) 国立教育政策研究所
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality, 9*(3), 185–211. <https://doi.org/10.2190/DUGG-P24E-52WK-6CDG>
- Seligman, M. E. P. (1972). Learned helplessness. *Annual Review of Medicine, 23*(1), 407–412. <https://doi.org/10.1146/annurev.me.23.020172.002203>
- Sharp, E., & Cook, R. (2022). Voice symptoms and wellbeing in school teachers in England. *Journal of Voice*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1016/j.jvoice.2022.02.005>
- 下坂 剛 (2001). 青年期の各学校段階における無気力感の検討 教育心理学研究, 49(3), 305–313. https://doi.org/10.5926/jjep1953.49.3_305
- 白井 俊 (2020). OECD Education2030 プロジェクトが描く教育の未来——エージェンシー, 資質・能力とカリキュラム—— ミネルヴァ書房
- 総務省青少年対策本部 (1995). 子供と家族に関する国際比較調査の概要 Retrieved February 26, 2023 from <https://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/kodomo/kodomo.htm>
- 鈴木 雅之・西村 多久磨・孫 媛 (2015). 中学生の学習動機づけの変化とテスト観の関係 教育心理学研究, 63(4), 372–385. <https://doi.org/10.5926/jjep.63.372>
- Tang, Y. (2018). What makes rural teachers happy? An investigation on the subjective well-being (SWB) of Chinese rural teachers. *International Journal of Educational Development, 62*, 192–200. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2018.05.001>
- 利根川 明子 (2016). 教室における児童の感情表出と学級適応感の関連 教育心理学研究,

- 64(4), 569–582. <https://doi.org/10.5926/jjep.64.569>
- 利根川 明子 (2017). 教育文脈で育まれるコンピテンス——学習意欲をめぐる議論と測定—— 国立教育政策研究所 (編) 非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書 (pp. 166–174) 国立教育政策研究所 トーヨーフィジカル発行 情動的知能質問紙 (著者: 小松 佐穂子・箱田 裕司) Retrieved February 26, 2023 from <https://www.toyophysical.co.jp/00-0103jyodo.html>
- 内田 由紀子 (2020). これからの幸福について——文化的幸福観のすすめ—— 新曜社
- Uusiautti, S., Harjula, S., Pennanen, T., & Määttä, K. (2014). Novice teachers' well-being at work. *Journal of Educational and Social Research, 4*(3), 177–186. <https://doi.org/10.5901/jesr.2014.v4n3p177>
- Verschueren, K. (2015). Middle childhood teacher–child relationships: Insights from an attachment perspective and remaining challenges. In G. Bosmans & K. A. Kerns (Eds.), *Attachment in middle childhood: Theoretical advances and new directions in an emerging field. New Directions for Child and Adolescent Development, 148*, 77–91. <https://doi.org/10.1002/cad.20097>
- Verschueren, K., & Koomen, H. M. Y. (2012). Teacher–child relationships from an attachment perspective. *Attachment & Human Development, 14*(3), 205–211. <https://doi.org/10.1080/14616734.2012.672260>
- World Health Organization. Regional Office for Europe. (1998). *Wellbeing measures in primary health care/the DepCare Project: report on a WHO meeting: Stockholm, Sweden, 12–13 February 1998*. World Health Organization. Regional Office for Europe. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/349766>
- Wrzus, C., Hänel, M., Wagner, J., & Neyer, F. J. (2013). Social network changes and life events across the life span: A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 139*(1), 53–80. <https://doi.org/10.1037/a0028601>
- Wrzus, C., & Neyer, F. J. (2016). Co-development of personality and friendships across the lifespan: An empirical review on selection and socialization. *European Psychologist, 21*(4), 254–273. <https://doi.org/10.1027/1016-9040/a000277>
- Wrzus, C., Zimmermann, J., Mund, M., & Neyer, F. J. (2017). Friendships in young and middle adulthood: Normative patterns and personality differences. In M. Hojjat & A. Moyer (Eds.), *The psychology of friendship* (pp. 21–38). Oxford University Press.
- 山本 真理子・松井 豊・山成 由紀子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, *30*(1), 64–68. https://doi.org/10.5926/jjep1953.30.1_64
- 湯川 隆子 (1974). 学習の動機づけ要因としての同一視: I——選択行動に及ぼすモデルの効果—— 教育心理学研究, *22*(1), 11–20. https://doi.org/10.5926/jjep1953.22.1_11
- 湯川 隆子 (1981). 学習の動機づけ要因としての同一視——大学生女子における回想的自由記述の分析から—— 名古屋女子大学紀要, *27*, 159–170.
- Zembylas, M. (2004). The emotional characteristics of teaching: An ethnographic study of one teacher. *Teaching and Teacher Education, 20*(2), 185–201. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2003.09.008>

注

- 1 4 機能の訳語は研究者によって異なるが，ここでは，本研究で尺度を用いた村上・櫻井（2014）の訳に従った。
- 2 学級風土は，本来，児童生徒らが学級全体の雰囲気をもどのように捉えるか，という児童生徒側の意識に基づいて測定されるものである。本来であれば，児童生徒調査において，児童生徒から見た学級風土についても測定されることが望ましいが，児童生徒の回答負担を考慮し，本研究では教員調査においてのみ，学級風土を測定した。

3節 OLS 推定

1. 問題と目的

学級規模の大きさは、非認知能力関連の変数にいかなる影響を及ぼすのだろうか。学級規模が大きくなれば、担任教師が個々の児童生徒と関わるのが困難となり、その影響は児童生徒の非認知能力関連の種々の変数にまで及ぶ可能性がある。例えば、我が国においては、小学校 4 年生から中学 3 年生を対象とした縦断的研究において、学級規模が児童生徒の向社会的行動や友人・大人からのソーシャルサポートといったポジティブな行動に対して負の効果、抑うつに対して正の効果があることが報告されており、学級規模が特に児童生徒の内化問題に関わる指標に悪影響を及ぼす可能性が示唆されている（伊藤他, 2017）。また国外においては、小学級規模の方が児童の授業でのエンゲージメントが良好であることが報告されており（e.g., Finn, Pannozzo, & Achilles, 2003）、学級規模が学習意欲にも影響を及ぼす可能性がある。上記のような知見より、学級規模は小さい方が、その学級に所属する児童生徒の非認知的能力が良好である可能性が予想される。しかし、学級規模の影響に関しては、学業面への影響を検討したものが多く、非認知能力に与える影響については実証的検討が不足している（伊藤他, 2017）。

また、日本の学級の現状は、国際的に見ても特殊な状況にあり、学級規模の効果を検討するに当たっては国内での知見を蓄積することが肝要といえる。例えば、2019 年時点で OECD 公立校の平均学級規模は小学校で 21 名、中学校で 23 名であり、ほとんどの国が平均 10~20 人代前半の学級規模にある（OECD, 2021）。同報告書において、小・中学校いずれの学級規模も平均 26 人以上であるのは日本、チリ、イスラエルの 3 か国のみであり、日本の公立学校の学級規模平均は小学校が 27 名、中学校は 32 名とされる。このことから、日本は国際的にみて学級規模が大きい国であり、欧米の状況とは異なる可能性が示唆される。また、日本の学級には、学力をはじめとした知識や技能の獲得を目指す機能体としての役割のみならず、給食や掃除といったふだんの生活を共にする共同体としての役割も見られると指摘されている（河村, 2010）。そのため、日本の学校において、殊更、児童生徒の非認知的能力に対して学級規模が与える影響は他国とは異なる可能性がある。ゆえに、国内で独自に学級規模が非認知能力関連の変数にいかなる影響を及ぼすのかを検討し、知見を蓄積していくことは非常に重要であると考えられる。

本節は、小中学生を対象とした縦断調査データから、学級規模が非認知能力関連の変数にいかなる影響を及ぼすのかを探索的に検討することを目的とする。

2. 方法

(1) 分析対象

今回のプロジェクト研究の一環として、協力自治体（X 県 A 市及び Y 県 5 市）において、2017（平成 29）年度から 2019（令和元）年度にかけ、各自自治体内の公立小・中学校に所属する児童生徒を対象として実施した質問紙調査データを用いて分析を行う（注 1）。なお、本研究では、X 県 A 市において調査に参加した児童生徒のうち、いずれの調査年度において

も通常学級に在籍した児童生徒のみを分析対象とした。Y 県 5 市においては通常学級に在籍する児童生徒のみを調査対象としており、調査対象となった全ての児童生徒を分析対象とすることとした。

X 県 A 市については、2017（平成 29）年度、2018（平成 30）年度、2019（令和元）年度の 10 月から 12 月に市内の公立小中学校で実施した計 3 回の児童生徒の調査データを分析に用いた。分析対象となったのは、2017（平成 29）年度は小学校 4～6 年生 3,867 名（男子 1,987 名、女子 1,809 名、性別不明 121 名；学級数 122 学級；学校数 14 校）、中学校 1・2 年生 2,268 名（男子 1,106 名、女子 1,065 名、性別不明 97 名；学級数 67 学級；学校数 8 校）、2018（平成 30）年度は小学校 4～6 年生 3,885 名（男子 1,996 名、女子 1,880 名、性別不明 9 名；学級数 123 学級；学校数 14 校）、中学校 1・2 年生 2,142 名（男子 1,090 名、女子 1,025 名、性別不明 27 名；学級数 67 学級；学校数 8 校）、2019（令和元）年度は小学校 4～6 年生 3,894 名（男子 2,004 名、女子 1,875 名、性別不明 15 名；学級数 123 学級；学校数 14 校）、中学校 1・2 年生 2,183 名（男子 1,075 名、女子 1,067 名、性別不明 41 名；学級数 67 学級；学校数 8 校）であった。

Y 県については、2017（平成 29）年度と 2018（平成 30）年度の年度末に県内の五つの自治体の公立小中学校で実施した計 2 回の児童生徒の調査データを分析に用いた。分析対象となったのは、2017（平成 29）年度は小学校 4～6 年生 9,141 名（男子 4,535 名、女子 4,603 名、性別不明 3 名；学級数 282 学級；学校数 31 校）、中学校 1・2 年生 5,010 名（男子 2,546 名、女子 2,464 名；学級数 151 学級、学校数 15 校）、2018（平成 30）年度は小学校 4～6 年生 9,109 名（男子 4,618 名、女子 4,484 名、性別不明 7 名；学級数 277 学級；学校数 31 校）、中学校 1・2 年生 4,973 名（男子 2,520 名、女子 2,448 名、性別不明 5 名；学級数 150 学級、学校数 15 校）であった。

（2）分析モデル

学年規模、児童生徒の性別、学年、学校を統制した上で、学級規模と非認知能力関連の変数との関連を検討するため、各自治体、各時点における非認知能力関連の変数を従属変数、学級規模、学年規模、性別ダミー変数、学年ダミー変数、学校ダミー変数を独立変数とした上で、小学校、中学校それぞれの調査結果について OLS 推定を行った。

非認知能力関連の変数としては、児童生徒の Big Five パーソナリティ特性（外向性、神経症傾向、開放性、勤勉性、協調性）の指標を除き、①担任教師への感情的態度（すごい、偉い、好き、怖い、感謝）、②担任教師のアタッチメント機能（安全な避難場所、安全基地）、③感情知性（自己感情の制御、他者感情の認知、自己感情の表現）、④向社会性、⑤友人との関係、⑥自尊心、⑦自律的学習動機（内的調整、同一化的調整、取り入れ的調整、外的調整）、⑧無気力感を分析対象とした。

3. 結果

各自治体の調査結果について、従属変数として各非認知能力関連の変数、独立変数として学級規模、学年規模、性別ダミー変数、学年ダミー変数、学校ダミー変数を投入し、OLS 推定を行った。なお、X 県 A 市は 3 回、Y 県 5 市は 2 回の調査結果について、時点ごとに、

小学校と中学校に分けて分析を行った。また、性別ダミー変数は男子を 0、女子を 1 として変数を作成し、分析に用いた。学年ダミー変数は、小学生は小 4、中学生は中 1 を基準として、その他の学年のダミー変数を作成し、分析に用いた。学校ダミー変数は、小学校と中学校の対象校のうちそれぞれ 1 校を基準として、その他の学校のダミー変数を作成し、分析に用いた。

以下、自治体ごとに、小学校、中学校それぞれの分析結果について示す。

(1) X 県 A 市・小学校の OLS 推定の結果

X 県 A 市の小学校の OLS 推定の結果を表 1～8 に示す。表内の数値は非標準化係数、0 内の数値は標準誤差を示す。性別は男子を 0、女子を 1 としたダミー変数、学年は小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を作成して投入した。なお学校ダミー変数も同時に投入したが、推定値の表示は省略した。

OLS 推定の結果、担任教師への感情的態度について、2017 年度、2018 年度、2019 年度のいずれも、学級規模と「怖い」の得点の間に有意な正の関連（いずれも $p < .01$ ）が見られた。また、2018 年度のみ、学級規模と「すごい」の得点の間に有意な負の関連（ $p < .01$ ）、2017 年度及び 2018 年度のみ、学級規模と「偉い」（2017 年度： $p < .05$ 、2018 年度： $p < .01$ ）、「好き」（2017 年度： $p < .01$ 、2018 年度： $p < .05$ ）、「感謝」（いずれも $p < .01$ ）の得点の間にそれぞれ有意な負の関連が見られた。（表 1）

担任教師のアタッチメント機能については、2017 年度、2018 年度、2019 年度のいずれも、学級規模と「安全な避難場所」の得点の間に有意な負の関連（2017 年度： $p < .01$ 、2018 年度： $p < .05$ 、2019 年度： $p < .05$ ）が見られた。また、2017 年度、2018 年度のみ、学級規模と「安全基地」の得点の間に有意な負の関連（いずれも $p < .01$ ）が見られた。（表 2）

自尊心については、2017 年度、2018 年度のみ、学級規模との間に有意な負の関連（いずれも $p < .01$ ）が見られた。（表 3）

感情知性については、2017 年度、2018 年度のみ、学級規模と「他者感情の認知」の得点の間に有意な負の関連（いずれも $p < .01$ ）が見られた。また、2017 年度のみ、学級規模と「自己感情の制御」の得点の間に有意な負の関連（ $p < .05$ ）が見られた。「自己感情の表現」については、いずれの年度においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった。（表 4）

向社会性については、2017 年度、2018 年度、2019 年度のいずれも、学級規模との間に有意な負の関連（2017 年度： $p < .01$ 、2018 年度： $p < .01$ 、2019 年度： $p < .05$ ）が見られた。（表 5）

友人との関係については、2018 年度のみ、学級規模との間に有意な負の関連（ $p < .05$ ）が見られた。（表 6）

学習動機づけ（自律的学習動機）については、いずれの年度、いずれの下位尺度得点においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった。（表 7）

無気力感については、2019 年度のみ、学級規模との間に有意な正の関連（ $p < .05$ ）が見られた。（表 8）

表1 担任教師への感情的態度を従属変数とした推定値 (X 県A市・小学校)

	すこい				偉い				好き			
	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片	3.40 (0.20)	4.07 (0.21)	2.88 (0.23)	3.32 (0.21)	3.73 (0.22)	2.61 (0.24)	3.99 (0.23)	3.70 (0.23)	3.06 (0.26)			
学級規模	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.03 (0.01)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)			
学年規模	0.00 † (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 † (0.00)	0.00 (0.00)			
性別	0.02 (0.03)	0.05 (0.03)	0.04 (0.03)	0.08 (0.03)	0.08 (0.03)	0.06 (0.03)	0.14 (0.03)	0.18 (0.03)	0.17 (0.03)			
学年 (小5)	-0.02 (0.04)	-0.10 (0.04)	-0.10 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.12 (0.04)	-0.18 (0.04)	-0.05 (0.04)	-0.12 (0.04)	-0.04 (0.04)			
学年 (小6)	-0.17 (0.04)	-0.16 (0.04)	-0.12 (0.04)	-0.17 (0.04)	-0.19 (0.04)	-0.15 (0.04)	-0.27 (0.04)	-0.21 (0.04)	-0.02 (0.04)			
R ²	0.04	0.04	0.02	0.03	0.04	0.03	0.05	0.06	0.03			
調整済み R ²	0.03	0.04	0.02	0.03	0.03	0.03	0.04	0.06	0.02			

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表1 (続き)

	怖い			感謝		
	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片	1.67 ** (0.22)	1.59 ** (0.23)	0.53 * (0.25)	3.32 ** (0.20)	3.96 ** (0.21)	3.10 ** (0.23)
学級規模	0.02 ** (0.01)	0.01 ** (0.00)	0.01 ** (0.00)	-0.01 ** (0.01)	-0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 ** (0.00)	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.04 (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.06 † (0.03)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.01 (0.03)
学年 (小5)	-0.06 † (0.04)	0.11 ** (0.04)	0.01 (0.04)	-0.07 † (0.04)	-0.08 * (0.04)	-0.12 ** (0.04)
学年 (小6)	-0.01 (0.04)	-0.08 * (0.04)	0.12 ** (0.04)	-0.21 ** (0.04)	-0.13 ** (0.04)	-0.06 † (0.04)
R ²	0.03	0.04	0.03	0.03	0.04	0.02
調整済み R ²	0.02	0.03	0.02	0.03	0.03	0.02

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表2 担任教師のアタッチメント機能を従属変数とした推定値 (X県A市・小学校)

	安全な避難場所				安全基地				
	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片	3.11 ** (0.21)	3.18 ** (0.21)	2.60 ** (0.23)	3.26 ** (0.21)	3.75 ** (0.22)	2.73 ** (0.24)			
学級規模	-0.02 ** (0.01)	-0.01 * (0.00)	-0.01 * (0.00)	-0.02 ** (0.01)	-0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)			
学年規模	0.00 (0.00)	-0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 † (0.00)	-0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)			
性別	0.03 (0.03)	0.08 ** (0.03)	0.05 † (0.03)	-0.04 (0.03)	0.01 (0.03)	-0.02 (0.03)			
学年 (小5)	-0.04 (0.04)	-0.15 ** (0.04)	-0.19 ** (0.04)	-0.19 ** (0.04)	-0.30 ** (0.04)	-0.32 ** (0.04)			
学年 (小6)	-0.23 ** (0.04)	-0.21 ** (0.04)	-0.16 ** (0.04)	-0.45 ** (0.04)	-0.46 ** (0.04)	-0.40 ** (0.04)			
R ²	0.04	0.04	0.03	0.07	0.08	0.05			
調整済みR ²	0.03	0.04	0.03	0.06	0.07	0.05			

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表3 自尊心を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・小学校)

	自尊心		
	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	3.57 ** (0.17)	4.02 ** (0.17)	3.64 ** (0.19)
学級規模	0.00 (0.00)	-0.01 ** (0.00)	-0.01 ** (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.09 ** (0.02)	-0.09 ** (0.02)	-0.12 ** (0.02)
学年 (小 5)	0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)
学年 (小 6)	-0.01 (0.03)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.03)
R ²	0.02	0.03	0.03
調整済み R ²	0.01	0.02	0.03

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表4 感情知性を従属変数とした推定値 (X県A市・小学校)

	自己感情の制御			他者感情の認知			自己感情の表現		
	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片	2.93 ** (0.16)	3.00 ** (0.17)	2.75 ** (0.18)	2.89 ** (0.15)	3.19 ** (0.15)	2.90 ** (0.16)	2.95 ** (0.19)	3.38 ** (0.19)	3.07 ** (0.21)
学級規模	-0.01 * (0.00)	-0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01 ** (0.00)	-0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01 † (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 † (0.00)
学年規模	0.00 † (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 † (0.00)	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.07 ** (0.02)	-0.04 † (0.02)	-0.07 ** (0.02)	0.26 ** (0.02)	0.23 ** (0.02)	0.19 ** (0.02)	-0.05 † (0.03)	-0.08 ** (0.03)	-0.11 ** (0.03)
学年 (小5)	0.10 ** (0.03)	0.01 (0.03)	0.00 (0.03)	0.07 ** (0.03)	0.05 † (0.03)	0.00 (0.03)	0.15 ** (0.03)	0.00 (0.03)	-0.03 (0.03)
学年 (小6)	0.11 ** (0.03)	0.08 ** (0.03)	0.09 ** (0.03)	0.09 ** (0.03)	0.08 ** (0.03)	0.08 ** (0.03)	0.15 ** (0.04)	0.13 ** (0.03)	0.08 * (0.03)
R ²	0.02	0.02	0.03	0.07	0.05	0.05	0.02	0.03	0.03
調整済み R ²	0.02	0.01	0.02	0.07	0.05	0.04	0.02	0.02	0.02

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表5 向社会性を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・小学校)

	向社会性		
	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	3.09 ** (0.14)	3.14 ** (0.14)	3.05 ** (0.15)
学級規模	-0.01 ** (0.00)	-0.01 ** (0.00)	-0.01 * (0.00)
学年規模	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.20 ** (0.02)	0.21 ** (0.02)	0.15 ** (0.02)
学年 (小 5)	0.06 * (0.03)	0.01 (0.02)	-0.04 (0.02)
学年 (小 6)	0.06 * (0.03)	-0.01 (0.02)	0.04 (0.02)
R ²	0.05	0.06	0.04
調整済み R ²	0.05	0.05	0.04

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表6 友人との関係を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・小学校)

	友人との関係		
	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	3.15 ** (0.15)	3.74 ** (0.15)	3.25 ** (0.16)
学級規模	0.00 (0.00)	-0.01 * (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 ** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 † (0.00)
性別	0.05 * (0.02)	0.03 (0.02)	-0.02 (0.02)
学年 (小 5)	0.06 * (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.04 (0.03)
学年 (小 6)	0.06 * (0.03)	0.05 † (0.03)	0.01 (0.03)
R ²	0.02	0.02	0.02
調整済み R ²	0.02	0.02	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表7 学習動機づけ（自律的学習動機）を従属変数とした推定値（X県A市・小学校）

		内的調整				同一化的調整				
		2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片		2.03 ** (0.22)	2.43 ** (0.22)	2.19 ** (0.24)	3.12 ** (0.17)	3.67 ** (0.19)	3.35 ** (0.20)	3.12 ** (0.17)	3.67 ** (0.19)	3.35 ** (0.20)
学級規模		0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模		0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別		0.08 * (0.03)	0.08 ** (0.03)	0.02 (0.03)	0.16 ** (0.03)	0.12 ** (0.03)	0.03 (0.03)	0.16 ** (0.03)	0.12 ** (0.03)	0.03 (0.03)
学年（小5）		-0.14 ** (0.04)	-0.10 * (0.04)	-0.21 ** (0.04)	0.00 (0.03)	-0.07 * (0.03)	-0.14 ** (0.03)	0.00 (0.03)	-0.07 * (0.03)	-0.14 ** (0.03)
学年（小6）		-0.24 ** (0.04)	-0.16 ** (0.04)	-0.23 ** (0.04)	-0.10 ** (0.03)	-0.09 ** (0.03)	-0.13 ** (0.03)	-0.10 ** (0.03)	-0.09 ** (0.03)	-0.13 ** (0.03)
R ²		0.03	0.02	0.03	0.03	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02
調整済みR ²		0.03	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表7 (続き)

	取り入れの調整				外的調整				
	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片	2.04 ** (0.19)	2.25 ** (0.20)	2.03 ** (0.22)	2.44 ** (0.17)	2.51 ** (0.18)	2.01 ** (0.20)			
学級規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)			
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)			
性別	-0.01 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.08 ** (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.10 ** (0.03)	-0.11 ** (0.03)			
学年 (小5)	-0.03 (0.03)	-0.15 ** (0.03)	-0.07 † (0.03)	0.03 (0.03)	-0.04 (0.03)	0.05 (0.03)			
学年 (小6)	-0.15 ** (0.04)	-0.14 ** (0.03)	-0.19 ** (0.03)	-0.07 * (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)			
R ²	0.02	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01			
調整済み R ²	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00			

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 8 無気力感を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・小学校)

	無気力感		
	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	3.29 ** (0.32)	2.70 ** (0.34)	3.30 ** (0.37)
学級規模	-0.01 (0.01)	0.01 † (0.01)	0.01 * (0.01)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.14 ** (0.05)	-0.14 ** (0.05)	-0.11 * (0.05)
学年 (小 5)	-0.09 (0.06)	0.06 (0.06)	0.17 ** (0.06)
学年 (小 6)	0.00 (0.06)	-0.10 † (0.06)	0.03 (0.06)
R ²	0.02	0.01	0.02
調整済み R ²	0.01	0.01	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

(2) X 県 A 市・中学校の OLS 推定の結果

続いて, X 県 A 市の中学校の OLS 推定の結果を表 9～16 に示す。表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。性別は男子を 0, 女子を 1 としたダミー変数, 学年は中 1 を基準とし, その他の学年のダミー変数を作成して投入した。なお学校ダミー変数も同時に投入したが, 推定値の表示は省略した。

OLS 推定の結果, 担任教師への感情的態度について, 2017 年度のみ, 学級規模と「すごい」, 「偉い」, 「好き」, 「感謝」の得点の間にそれぞれ有意な負の関連 (いずれも $p < .01$) が見られた。また, 2019 年度のみ, 学級規模と「怖い」の得点の間に有意な正の関連が見られた ($p < .01$)。(表 9)

担任教師のアタッチメント機能については, 2017 年度のみ, 学級規模と「安全な避難場所」($p < .05$), 「安全基地」($p < .01$) の得点の間にそれぞれ有意な負の関連が見られた。また, 2019 年度は学級規模との関連の正負が逆転し, 学級規模と「安全な避難場所」, 「安全基地」の得点の間にそれぞれ有意な正の関連 (いずれも $p < .01$) が見られた。(表 10)

自尊心については, いずれの年度においても, 学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 11)

感情知性については, 2019 年度のみ, 学級規模と「他者感情の認知」の得点の間に有意な正の関連 ($p < .01$) が見られた。そのほかの下尺度得点については, いずれの年度においても学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 12)

向社会性については, いずれの年度においても, 学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 13)

友人との関係については、2019年度のみ、学級規模との間に有意な正の関連が見られた ($p < .01$)。(表14)

学習動機づけ(自律的学習動機)については、2017年度においてのみ、学級規模と「内的調整」の得点の間に有意な負の関連 ($p < .05$)が見られた。また、2019年度においてのみ、学級規模と「同一化的調整」($p < .05$)、「取り入れ的調整」($p < .01$)の得点の間にそれぞれ有意な正の関連が見られた。「外的調整」については、いずれの年度においても学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表15)

無気力感については、2019年度のみ、学級規模との間に有意な負の関連 ($p < .01$)が見られた。(表16)

表9 担任教師への感情的態度を従属変数とした推定値 (X 県A市・中学校)

	すごい			偉い			好き		
	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片	6.92** (0.77)	2.21** (0.50)	1.81* (0.81)	6.36** (0.77)	1.94** (0.51)	1.09 (0.81)	5.07** (0.80)	2.57** (0.51)	2.83** (0.82)
学級規模	-0.03** (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.03** (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.04** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
学年規模	-0.02** (0.00)	0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01** (0.00)	0.01* (0.00)	0.01* (0.00)	-0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.06 (0.04)	0.03 (0.04)	-0.08† (0.04)	-0.02 (0.04)	0.03 (0.04)	0.00 (0.04)	-0.07 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.12** (0.04)
学年(中2)	-0.12* (0.05)	-0.17** (0.05)	0.05 (0.05)	-0.09† (0.05)	-0.23** (0.05)	0.09† (0.05)	-0.14** (0.05)	-0.09† (0.05)	0.15** (0.05)
R ²	0.05	0.04	0.03	0.04	0.04	0.02	0.05	0.04	0.03
調整済みR ²	0.05	0.03	0.03	0.04	0.04	0.02	0.05	0.04	0.03

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表9 (続き)

	怖い				感謝				
	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片	5.28 ** (0.74)	0.66 (0.46)	1.84 * (0.78)	5.95 ** (0.76)	2.79 ** (0.48)	1.99 * (0.78)			
学級規模	0.02 † (0.01)	0.01 (0.01)	0.03 ** (0.01)	-0.03 ** (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)			
学年規模	-0.02 ** (0.00)	0.01 ** (0.00)	-0.01 † (0.00)	-0.01 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)			
性別	-0.09 * (0.04)	-0.03 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.07 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.08 † (0.04)			
学年 (中2)	-0.03 (0.05)	-0.18 ** (0.05)	-0.01 (0.05)	-0.07 (0.05)	-0.22 ** (0.05)	0.07 (0.05)			
R ²	0.03	0.02	0.02	0.04	0.04	0.03			
調整済み R ²	0.03	0.02	0.02	0.04	0.04	0.02			

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 10 担任教師のアタッチメント機能を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・中学校)

	安全な避難場所				安全基地				
	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片	2.75 ** (0.69)	1.82 ** (0.46)	-0.06 (0.75)	3.31 ** (0.70)	2.12 ** (0.47)	0.18 (0.76)			
学級規模	-0.02 * (0.01)	-0.02 (0.01)	0.03 ** (0.01)	-0.03 ** (0.01)	-0.02 † (0.01)	0.03 ** (0.01)			
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)	0.01 † (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)			
性別	-0.07 † (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.05 (0.04)	-0.15 ** (0.04)	-0.14 ** (0.04)	-0.19 ** (0.04)			
学年 (中 2)	-0.21 ** (0.04)	-0.22 ** (0.05)	0.06 (0.04)	-0.21 ** (0.05)	-0.23 ** (0.05)	-0.01 (0.05)			
R ²	0.05	0.03	0.02	0.07	0.04	0.03			
調整済み R ²	0.05	0.02	0.01	0.07	0.03	0.02			

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 1 自尊心を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・中学校)

	自尊心		
	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	2.38 ** (0.55)	4.04 ** (0.36)	2.48 ** (0.58)
学級規模	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
学年規模	0.01 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.15 ** (0.03)	-0.15 ** (0.03)	-0.14 ** (0.03)
学年 (中 2)	-0.14 ** (0.04)	-0.08 * (0.04)	-0.05 (0.03)
R ²	0.05	0.02	0.02
調整済み R ²	0.04	0.02	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 2 感情知性を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・中学校)

	自己感情の制御				他者感情の認知				自己感情の表現			
	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	2.56 ** (0.51)	3.25 ** (0.33)	3.01 ** (0.52)	2.50 ** (0.50)	2.83 ** (0.32)	1.46 ** (0.50)	2.56 ** (0.64)	2.66 ** (0.41)	2.21 ** (0.66)			
学級規模	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.02 ** (0.01)	-0.02 † (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)			
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 † (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)			
性別	-0.13 ** (0.03)	-0.11 ** (0.03)	-0.14 ** (0.03)	0.30 ** (0.03)	0.30 ** (0.03)	0.26 ** (0.03)	-0.06 (0.04)	-0.07 † (0.04)	-0.06 † (0.04)			
学年 (中 2)	-0.03 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.11 ** (0.03)	0.04 (0.03)	0.09 * (0.04)	-0.09 * (0.04)	0.03 (0.04)			
R ²	0.02	0.02	0.02	0.07	0.07	0.06	0.01	0.01	0.01			
調整済み R ²	0.01	0.01	0.02	0.06	0.06	0.05	0.00	0.01	0.00			

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 3 向社会性を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・中学校)

	向社会性		
	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	1.73 ** (0.48)	2.81 ** (0.31)	1.97 ** (0.50)
学級規模	-0.01 † (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 † (0.01)
学年規模	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.24 ** (0.03)	0.24 ** (0.03)	0.22 ** (0.03)
学年 (中 2)	0.00 (0.03)	-0.04 (0.03)	0.07 * (0.03)
R ²	0.05	0.05	0.04
調整済み R ²	0.05	0.04	0.04

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 4 友人との関係を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・中学校)

	友人との関係		
	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	2.68 ** (0.53)	3.38 ** (0.33)	1.95 ** (0.53)
学級規模	-0.01 † (0.01)	-0.01 (0.01)	0.02 ** (0.01)
学年規模	0.01 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)
性別	0.03 (0.03)	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)
学年 (中 2)	-0.01 (0.03)	-0.07 * (0.03)	0.00 (0.03)
R ²	0.01	0.01	0.01
調整済み R ²	0.00	0.00	0.00

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 5 学習動機づけ（自律的学習動機）を従属変数とした推定値（X 県 A 市・中学校）

	内的調整				同一化的調整			
	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2017 年度	2018 年度
切片	0.44 (0.70)	1.54** (0.45)	2.32** (0.75)	2.02** (0.67)	3.01** (0.43)	2.64** (0.71)		
学級規模	-0.02* (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02* (0.01)		
学年規模	0.01** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01* (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		
性別	0.00 (0.04)	0.09* (0.04)	0.02 (0.04)	0.07* (0.04)	0.13** (0.04)	0.05 (0.04)		
学年（中 2）	0.00 (0.05)	-0.06 (0.05)	-0.01 (0.04)	-0.05 (0.04)	-0.13** (0.04)	-0.04 (0.04)		
R ²	0.01	0.02	0.01	0.02	0.02	0.01		
調整済み R ²	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00		

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 5 (続き)

		取り入れの調整				外的調整	
		2017年度	2018年度	2019年度	2017年度	2018年度	2019年度
切片		2.59 ** (0.66)	1.10 * (0.43)	0.57 (0.71)	3.69 ** (0.67)	2.57 ** (0.44)	1.12 (0.71)
学級規模		-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.03 ** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
学年規模		0.00 (0.00)	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 † (0.00)
性別		-0.01 (0.04)	0.04 (0.04)	0.01 (0.04)	0.01 (0.04)	0.03 (0.04)	0.04 (0.04)
学年 (中 2)		-0.02 (0.04)	0.07 (0.04)	0.05 (0.04)	0.06 (0.04)	0.09 * (0.04)	0.09 * (0.04)
	R ²	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
	調整済み R ²	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 6 無気力感を従属変数とした推定値 (X 県 A 市・中学校)

	無気力感		
	2017 年度	2018 年度	2019 年度
切片	3.16 ** (1.06)	2.39 ** (0.70)	5.22 ** (1.13)
学級規模	0.01 (0.01)	0.02 (0.02)	-0.04 ** (0.02)
学年規模	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.14 * (0.06)	0.01 (0.06)	0.10 † (0.06)
学年 (中 2)	-0.04 (0.07)	0.15 * (0.07)	0.08 (0.07)
R ²	0.02	0.01	0.01
調整済み R ²	0.02	0.00	0.00

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

(3) Y 県 5 市・小学校の OLS 推定の結果

続いて, Y 県 5 市の小学校の OLS 推定の結果を表 1 7～表 2 4 に示す。表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。性別は男子を 0, 女子を 1 としたダミー変数, 学年は小 4 を基準とし, その他の学年のダミー変数を作成して投入した。なお学校ダミー変数も同時に投入したが, 推定値の表示は省略した。

OLS 推定の結果, 担任教師への感情的態度について, 2017 年度のみ, 学級規模と「すごい」, 「好き」, 「感謝」の得点の間にそれぞれ有意な負の関連 (いずれも $p < .01$) が見られた。また, 2017 年度は学級規模と「怖い」の得点の間に有意な正の関連 ($p < .01$) が見られたが, 2018 年度は学級規模との関連の正負が逆転し, 学級規模と「怖い」の得点の間に有意な負の関連 ($p < .01$) が見られた。(表 1 7)

担任教師のアタッチメント機能については, 2017 年度のみ, 学級規模と「安全基地」の得点の間に有意な負の関連 ($p < .01$) が見られた。「安全な避難場所」の得点については, いずれの年度も学級規模との間に有意な関連は見られなかった。(表 1 8)

自尊心については, いずれの年度も学級規模との間に有意な関連は見られなかった。(表 1 9)

感情知性については, 2017 年度のみ, 学級規模と「自己感情の表現」の得点の間に有意な負の関連 ($p < .05$) が見られた。「自己感情の制御」及び「他者感情の認知」の得点については, いずれの年度においても, 学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 2 0)

向社会性については, いずれの年度においても, 学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 2 1)

友人との関係については, いずれの年度においても, 学級規模との間に有意な関連が見ら

れなかった。(表 2 2)

学習動機づけ(自律的学習動機)については、いずれの年度、いずれの下位尺度得点においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 2 3)

無気力感については、いずれの年度においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 2 4)

表 1 7 担任教師への感情的態度を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・小学校)

	すごい			偉い			好き			怖い		
	2017年度	2018年度	2017年度	2017年度	2018年度	2018年度	2017年度	2018年度	2018年度	2017年度	2018年度	2018年度
切片	3.12 ** (0.06)	3.21 ** (0.24)	2.63 ** (0.06)	2.63 ** (0.07)	2.63 ** (0.07)	2.70 ** (0.08)	2.55 ** (0.07)	2.70 ** (0.08)	2.12 ** (0.07)	2.12 ** (0.07)	1.94 ** (0.07)	1.94 ** (0.07)
学級規模	-0.01 ** (0.00)	0.01 (0.00)	-0.01 † (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 ** (0.00)	-0.03 ** (0.01)	0.01 (0.00)	0.02 ** (0.00)	0.02 ** (0.00)	-0.02 ** (0.00)	-0.02 ** (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 † (0.00)	0.00 † (0.00)	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.07 ** (0.02)	0.08 ** (0.02)	0.12 ** (0.02)	0.12 ** (0.02)	0.12 ** (0.02)	0.24 ** (0.02)	0.24 ** (0.02)	0.24 ** (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)
学年 (小 5)	-0.14 ** (0.02)	-0.17 ** (0.02)	-0.12 ** (0.02)	-0.12 ** (0.02)	-0.12 ** (0.02)	-0.23 ** (0.03)	-0.13 ** (0.03)	-0.23 ** (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)
学年 (小 6)	-0.20 ** (0.02)	-0.26 ** (0.02)	-0.16 ** (0.03)	-0.20 ** (0.03)	-0.20 ** (0.03)	-0.28 ** (0.03)	-0.19 ** (0.03)	-0.28 ** (0.03)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.08 ** (0.02)	0.08 ** (0.02)
R ²	0.06	0.07	0.05	0.05	0.05	0.08	0.07	0.08	0.02	0.02	0.03	0.03
調整済み R ²	0.06	0.06	0.05	0.05	0.05	0.08	0.07	0.08	0.02	0.02	0.02	0.02

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 7 (続き)

	感謝	
	2017 年度	2018 年度
切片	3.35 ** (0.06)	3.20 ** (0.07)
学級規模	-0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.06 ** (0.02)	0.07 ** (0.02)
学年 (小 5)	-0.19 ** (0.02)	-0.19 ** (0.02)
学年 (小 6)	-0.12 ** (0.02)	-0.19 ** (0.02)
R ²	0.06	0.05
調整済み R ²	0.05	0.05

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 8 担任教師のアタッチメント機能を従属変数とした推定値
(Y 県 5 市・小学校)

	安全な避難場所		安全基地	
	2017 年度	2018 年度	2017 年度	2018 年度
切片	1.72 ** (0.06)	1.76 ** (0.07)	2.60 ** (0.06)	2.67 ** (0.07)
学級規模	-0.01 † (0.00)	0.00 (0.00)	-0.02 ** (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.03 (0.02)	0.00 (0.02)
学年 (小 5)	-0.16 ** (0.02)	-0.12 ** (0.02)	-0.32 ** (0.02)	-0.39 ** (0.02)
学年 (小 6)	-0.23 ** (0.02)	-0.17 ** (0.02)	-0.53 ** (0.02)	-0.54 ** (0.02)
R ²	0.03	0.03	0.09	0.10
調整済み R ²	0.03	0.02	0.09	0.10

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 9 自尊心を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・小学校)

	自尊心	
	2017 年度	2018 年度
切片	3.34 ** (0.05)	3.36 ** (0.05)
学級規模	-0.01 (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	-0.10 ** (0.01)	-0.08 ** (0.02)
学年 (小 5)	-0.09 ** (0.02)	-0.01 (0.02)
学年 (小 6)	-0.11 ** (0.02)	-0.08 ** (0.02)
R ²	0.03	0.03
調整済み R ²	0.02	0.02

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2.0 感情知性を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・小学校)

	自己感情の制御			他者感情の認知			自己感情の表現		
	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	
切片	2.82 ** (0.05)	2.80 ** (0.05)	2.78 ** (0.04)	2.84 ** (0.05)	2.76 ** (0.05)	2.91 ** (0.06)			
学級規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01 * (0.00)	-0.01 † (0.00)			
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 † (0.00)			
性別	-0.04 ** (0.01)	-0.02 (0.01)	0.25 ** (0.01)	0.27 ** (0.01)	-0.04 * (0.02)	-0.03 † (0.02)			
学年 (小5)	0.02 (0.02)	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)	0.00 (0.02)	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)			
学年 (小6)	0.08 ** (0.02)	0.05 ** (0.02)	0.05 ** (0.02)	0.07 ** (0.02)	0.06 ** (0.02)	0.06 ** (0.02)			
R ²	0.01	0.01	0.06	0.06	0.02	0.01			
調整済み R ²	0.01	0.01	0.05	0.05	0.01	0.01			

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2 1 向社会性を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・小学校)

	向社会性	
	2017 年度	2018 年度
切片	2.85 ** (0.04)	2.80 ** (0.04)
学級規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.23 ** (0.01)	0.22 ** (0.01)
学年 (小 5)	-0.04 * (0.01)	-0.02 (0.02)
学年 (小 6)	-0.02 (0.02)	0.01 (0.02)
R ²	0.06	0.05
調整済み R ²	0.05	0.05

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2 2 友人との関係を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・小学校)

	友人との関係	
	2017 年度	2018 年度
切片	3.32 ** (0.04)	3.27 ** (0.05)
学級規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)
性別	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
学年 (小 5)	-0.04 * (0.02)	-0.03 † (0.02)
学年 (小 6)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)
R ²	0.02	0.02
調整済み R ²	0.01	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2.3 学習動機づけ（自律的学習動機）を従属変数とした推定値（Y 県 5 市・小学校）

	内的調整			同一化的調整			取り入りの調整			外的調整		
	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度
切片	2.47** (0.06)	2.35** (0.07)	3.29** (0.05)	3.47** (0.06)	2.10** (0.06)	2.16** (0.06)	2.22** (0.05)	2.34** (0.06)	2.22** (0.05)	2.16** (0.06)	2.22** (0.05)	2.34** (0.06)
学級規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01† (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01† (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00* (0.00)	0.00† (0.00)	0.00† (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.07** (0.02)	0.11** (0.02)	0.10** (0.02)	0.11** (0.02)	0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.07** (0.02)	-0.10** (0.02)	-0.07** (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.07** (0.02)	-0.10** (0.02)
学年（小5）	-0.20** (0.02)	-0.18** (0.02)	-0.09** (0.02)	-0.10** (0.02)	-0.09** (0.02)	-0.10** (0.02)	0.00 (0.02)	-0.10** (0.02)	0.00 (0.02)	-0.10** (0.02)	0.00 (0.02)	-0.10** (0.02)
学年（小6）	-0.27** (0.02)	-0.26** (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.06** (0.02)	-0.07** (0.02)	-0.07** (0.02)	0.00 (0.02)	-0.06** (0.02)	0.00 (0.02)	-0.07** (0.02)	0.00 (0.02)	-0.06** (0.02)
R ²	0.04	0.03	0.03	0.03	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02
調整済み R ²	0.03	0.03	0.02	0.03	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2 4 無気力感を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・小学校)

	無気力感	
	2017 年度	2018 年度
切片	3.08 ** (0.10)	3.09 ** (0.11)
学級規模	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)
性別	-0.07 * (0.03)	-0.07 * (0.03)
学年 (小 5)	0.15 ** (0.04)	0.09 * (0.04)
学年 (小 6)	0.12 ** (0.04)	0.08 * (0.04)
R ²	0.02	0.01
調整済み R ²	0.01	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

(4) Y 県 5 市・中学校の OLS 推定の結果

続いて, Y 県 5 市の中学校の OLS 推定の結果を表 2 5 ~ 表 3 2 に示す。表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。性別は男子を 0, 女子を 1 としたダミー変数, 学年は中 1 を基準とし, その他の学年のダミー変数を作成して投入した。なお学校ダミー変数も同時に投入したが, 推定値の表示は省略した。

OLS 推定の結果, 担任教師への感情的態度について, 2017 年度のみ, 学級規模と「すごい」($p < .05$), 「偉い」($p < .01$) の得点の間にそれぞれ有意な正の関連が見られた。また, 2018 年度のみ, 学級規模と「好き」($p < .01$), 「感謝」($p < .05$) の得点の間に有意な正の関連が見られた。「怖い」の得点については, いずれの年度においても, 学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 2 5)

担任教師のアタッチメント機能については, 2017 年度のみ, 学級規模と「安全な避難場所」の得点の間に有意な正の関連 ($p < .05$) が見られた。「安全基地」については, いずれの年度も学級規模との間に有意な関連は見られなかった。(表 2 6)

自尊心については, いずれの年度も学級規模との間に有意な関連は見られなかった。(表 2 7)

感情知性については, 2017 年度のみ, 学級規模と「自己感情の制御」の得点の間に有意な正の関連 ($p < .01$) が見られた。「他者感情の認知」及び「自己感情の表現」の得点については, いずれの年度においても, 学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 2 8)

向社会性については, 2017 年度のみ, 学級規模との間に有意な正の関連 ($p < .05$) が見

られた。(表 2 9)

友人との関係については、いずれの年度においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 3 0)

学習動機づけ(自律的学習動機)については、2017 年度のみ、学級規模と「取り入的調整」($p < .01$)、「外的調整」($p < .05$)の得点の間にそれぞれ有意な負の関連が見られた。

「内的調整」及び「同一化的調整」については、いずれの年度、いずれの下位尺度得点においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 3 1)

無気力感については、いずれの年度においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった。(表 3 2)

表 2.5 担任教師への感情的態度を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・中学校)

	すごい			偉い			好き			怖い		
	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度
切片	2.80 ** (0.07)	3.08 ** (0.08)	2.66 ** (0.07)	2.85 ** (0.08)	2.42 ** (0.07)	2.86 ** (0.08)	2.07 ** (0.07)	2.07 ** (0.07)	2.07 ** (0.07)	2.00 ** (0.07)	2.07 ** (0.07)	2.00 ** (0.07)
学級規模	0.02 * (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 ** (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 ** (0.01)	-0.01 † (0.01)	-0.01 † (0.01)	0.02 ** (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 † (0.01)	0.01 (0.01)
学年規模	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.03 (0.03)	0.01 (0.03)	0.07 ** (0.03)	0.07 * (0.03)	0.05 † (0.03)	0.03 (0.03)	-0.06 ** (0.03)	-0.06 ** (0.03)	0.03 (0.03)	0.01 (0.03)	-0.06 ** (0.03)	0.01 (0.03)
学年 (中 2)	-0.07 ** (0.03)	-0.05 † (0.03)	-0.10 ** (0.03)	0.02 (0.03)	0.01 (0.03)	0.03 (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.03 (0.03)	0.02 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.02 (0.03)
R ²	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.03	0.03	0.04	0.04	0.03	0.02
調整済み R ²	0.05	0.04	0.04	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.04	0.04	0.02	0.02

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2 5 (続き)

	感謝	
	2017 年度	2018 年度
切片	3.13 ** (0.07)	3.34 ** (0.07)
学級規模	0.01 (0.01)	0.01 * (0.01)
学年規模	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.02 (0.02)	0.00 (0.03)
学年 (中 2)	-0.08 ** (0.03)	-0.05 * (0.03)
R ²	0.04	0.04
調整済み R ²	0.03	0.03

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2 6 担任教師のアタッチメント機能を従属変数とした推定値
(Y 県 5 市・中学校)

	安全な避難場所		安全基地	
	2017 年度	2018 年度	2017 年度	2018 年度
切片	1.38 ** (0.06)	1.59 ** (0.07)	1.92 ** (0.06)	2.22 ** (0.07)
学級規模	0.02 * (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)
学年規模	0.00 ** (0.00)	0.00 † (0.00)	0.00 ** (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.04 † (0.02)	0.05 * (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.05 * (0.03)
学年 (中 2)	-0.07 ** (0.03)	0.04 † (0.03)	-0.13 ** (0.03)	-0.05 † (0.03)
R ²	0.03	0.02	0.04	0.03
調整済み R ²	0.03	0.02	0.03	0.03

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2 7 自尊心を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・中学校)

	自尊心	
	2017 年度	2018 年度
切片	3.09 ** (0.05)	3.01 ** (0.06)
学級規模	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)
性別	-0.17 ** (0.02)	-0.15 ** (0.02)
学年 (中 2)	-0.01 (0.02)	-0.04 † (0.02)
R ²	0.02	0.02
調整済み R ²	0.02	0.02

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2.8 感情知性を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・中学校)

	自己感情の制御			他者感情の認知			自己感情の表現		
	2017 年度	2018 年度	2017 年度	2018 年度	2017 年度	2018 年度	2017 年度	2018 年度	
切片	2.89 ** (0.05)	2.85 ** (0.05)	2.80 ** (0.05)	2.82 ** (0.05)	2.85 ** (0.06)	2.79 ** (0.07)			
学級規模	0.02 ** (0.01)	0.00 (0.00)	0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)			
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 ** (0.00)	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)			
性別	-0.14 ** (0.02)	-0.14 ** (0.02)	0.30 ** (0.02)	0.32 ** (0.02)	-0.05 * (0.02)	-0.05 * (0.02)			
学年 (中 2)	-0.05 * (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)			
R ²	0.02	0.02	0.07	0.09	0.01	0.01			
調整済み R ²	0.01	0.02	0.07	0.09	0.01	0.01			

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 2 9 向社会性を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・中学校)

	向社会性	
	2017 年度	2018 年度
切片	2.90 ** (0.04)	2.90 ** (0.05)
学級規模	0.01 * (0.00)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 * (0.00)
性別	0.24 ** (0.02)	0.23 ** (0.02)
学年 (中 2)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)
R ²	0.05	0.06
調整済み R ²	0.05	0.06

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 3 0 友人との関係を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・中学校)

	友人との関係	
	2017 年度	2018 年度
切片	3.16 ** (0.05)	3.33 ** (0.05)
学級規模	0.01 (0.01)	0.00 (0.00)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.00 (0.02)	-0.02 (0.02)
学年 (中 2)	-0.04 * (0.02)	-0.03 (0.02)
R ²	0.02	0.02
調整済み R ²	0.01	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表3 1 学習動機づけ（自律的学習動機）を従属変数とした推定値（Y 県5 市・中学校）

	内的調整			取り入れの調整			外的調整		
	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2017年度	2018年度	2018年度
切片	1.83 (0.06)	2.04 (0.07)	3.08 (0.06)	3.00 (0.07)	2.40 (0.06)	2.19 (0.07)	2.54 (0.06)	2.56 (0.07)	2.56 (0.07)
学級規模	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
学年規模	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.04 (0.02)	0.08 (0.02)	0.05 (0.02)	0.07 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)
学年（中2）	-0.07 (0.02)	0.02 (0.02)	0.01 (0.02)	0.04 (0.02)	-0.06 (0.02)	0.04 (0.03)	-0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)
R ²	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01
調整済み R ²	0.01	0.02	0.03	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00

注) 表内の数値は非標準化係数, 0内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表3 2 無気力感を従属変数とした推定値 (Y 県 5 市・中学校)

	無気力感	
	2017 年度	2018 年度
切片	4.02 ** (0.10)	3.71 ** (0.11)
学級規模	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
学年規模	-0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)
性別	0.02 (0.04)	0.10 * (0.04)
学年 (中 2)	0.00 (0.04)	0.13 ** (0.04)
R ²	0.02	0.02
調整済み R ²	0.02	0.01

注) 表内の数値は非標準化係数, ()内の数値は標準誤差を示す。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

4. 考察

本節では, X 県 A 市 (3 回) 及び Y 県 5 市 (2 回) の小中学生を対象とした質問紙調査の結果に基づき, 各自治体の小学校, 中学校ごと, 調査年度ごとに OLS 推定を行い, 学級規模と非認知能力関連の変数との関連を検討した。OLS 推定の結果, 小学校, 中学校ともに, 自治体及び各調査年度において, 学級規模との有意な関連が一貫して示された非認知能力関連の変数は確認されなかったが, 一部の変数についてはある程度, 調査年度や自治体によらず一貫した関連を持つことも示された。以下では, 小学校 (4~6 年生), 中学校 (1・2 年生) それぞれの分析結果について, 変数ごとの結果の一貫性について中心的に考察する。

(1) 小学校の分析結果

小学校については, 学習動機づけ (自律的学習動機) を除く各非認知能力関連の変数について, X 県 A 市と Y 県 5 市の両自治体間, 若しくは複数の調査年度間である程度一貫して, かつ先行研究の知見や理論的想定と一致する形で, 学級規模と各変数との間に関連が見られる (学級規模が小さいほど良好な状態にある) ことが確認された。以下, 変数ごとの結果について順に述べる。

ア. 担任教師への感情的態度

まず, 担任教師への児童の感情的態度について, X 県 A 市の複数の調査年度 (2017 年度, 2018 年度) 及び Y 県 5 市の一部の調査年度 (2017 年度) において, 学級規模が小さいほど, 児童から担任教師に対する「すごい」「偉い」といった尊敬関連感情 (e.g. 武藤,

2016)に相当する感情や「感謝」の感情(e.g. 藤原他, 2014),「好き」の得点が有意に高いことが確認された。つまり,小学校では,学級規模が小さいほど,児童が担任教師へのポジティブな感情を抱きやすいことが,ある程度,一貫して示された。

また,学級規模が大きいほど,児童から担任教師に対する「怖い」感情の得点が有意に高いことが,X県A市の3回の調査年度(2017年度,2018年度,2019年度)で一貫して確認され,Y県5市の一部の調査年度(2017年度)においても同様に有意な関連があることが確認された。学級規模が相対的に大きい場合,円滑な授業進行のために,教師が統制的な態度を示さざるを得ない場面が多いことが予想され,それゆえに,児童から担任教師に対する「怖い」という感情が生じやすい可能性がある。

ただし,Y県5市の2018年度調査においては,正負逆の有意な関連,すなわち,学級規模が小さいほど,児童から担任教師に対する「怖い」の得点が有意に高いことも確認された。この結果について,例えば,学級規模が小さい場合,教師との関係が密になることで,教師に対する負の感情を抱きやすくなるという可能性も考えられるものの,一部の調査年度においてのみ,こうした関連が見られる理由については整合的に説明できない。自治体や調査年度による結果の不一致については,本節の分析だけでは議論できず,より精緻なモデル分析による検討や,より多くの自治体を対象とした調査に基づく検証を行うなど,今後のさらなる検討・検証が必要であると考えられる。

イ. 担任教師のアタッチメント機能

次に,担任教師のアタッチメント機能について,学級規模が小さいほど,「安全な避難場所」の得点が有意に高いことがX県A市の小学校の3回の調査年度(2017年度,2018年度,2019年度)で一貫して確認された。また,学級規模が小さいほど,「安全基地」の得点が有意に高いことも,X県A市の一部の調査年度(2017年度,2018年度)及びY県5市の一部の調査年度(2017年度)で確認された。なお,有意な関連が見られなかった調査年度を含め,いずれの自治体・調査年度においても,学級規模と担任教師との関係性の得点の間に負の関連,つまり,学級規模が小さいほど担任教師との関係性の得点が高い傾向にあった。

安全な避難場所の指標は,「とても困ったとき,あなたはその人(担任の先生)に助けをもらいに行きますか」などの項目からなり,児童がネガティブな感情状態にあるとき,担任教師を心理的に安全と感じられる避難場所として利用できるという感覚の高さを示す。また,安全基地の指標は,「その人(担任の先生)が見守ってくれれば,むずかしいことでもがんばろうと思えますか」などの項目からなり,担任教師を安全基地として,新しいことや困難な課題に挑戦できるという感覚の高さを示している(詳しくは,村上・櫻井,2014)。学級規模が相対的に小さい場合,教師が学級の児童と個々に関わる時間を多く持ったり,信頼関係性を築いたりすることが比較的容易となることで,こうした児童の感覚の高さに結びつきやすい可能性があると考えられる。

本節の分析では,両自治体のいずれの調査年度においても,小学校における学級規模と担任との関係性の各下位尺度得点の間の関連はいずれも負であり,学級規模が小さいほど担任との関係性が良好であることが一貫して示された。このことは理論的想定とも合致するものである。

ウ. 感情知性

次に、感情知性について、X 県 A 市の小学校の一部の調査年度（2017 年度）において、学級規模が小さいほど児童の「自己感情の制御」の得点が有意に高いこと、X 県 A 市の小学校の複数の調査年度（2017 年度，2018 年度）において、学級規模が小さいほど児童の「他者感情の認知」の得点が有意に高いこと、Y 県 5 市の一部の調査年度（2017 年度）において、学級規模が小さいほど児童の「自己感情の表現」の得点が有意に高いことがそれぞれ確認された。有意な関連が見られなかったものも含め、両自治体、いずれの調査年度においても、学級規模と各下位尺度得点の間の関連は、いずれも負であり、学級規模が小さいほど児童の感情知性が高い傾向にあった。

本研究で用いた感情知性の指標は、他者との関わりの中で、相手の気持ちを理解したり、自分の気持ちをうまくコントロールしたり、相手に自分の気持ちをうまく表現したりする力についての自己評価指標である（詳しくは、第 1 部第 2 章 2 節を参照）。学級規模が相対的に小さい学級に所属している児童の場合、教員や他児童との関係性が密になりやすい可能性があることに加え、授業や教科外活動等の場面において、一人の児童当たりの発言回数やコミュニケーション量が多くなる可能性がある。また、特定の相手と繰り返し関わる機会が相対的に多くなることで、相手の気持ちを予測することが比較的容易になったり、相手に自分の気持ちをわかってもらえるという感覚を得やすくなったりすることが想定される。このため、学級規模が相対的に小さいことが、児童の感情知性の自己評価の高さにつながる可能性があると考えられる。

本節の分析では、有意な関連が見られたのは一部の自治体及び調査年度のみであったものの、両自治体、いずれの調査年度においても、学級規模と感情知性の各下位尺度得点の間の関連はいずれも負であり、概して学級規模が小さいほど児童の感情知性が高い傾向にあった。小学校におけるこうした傾向は、理論的想定とも一致するものである。

エ. 向社会性

続いて、向社会性について、学級規模が小さいほど、児童の向社会性の得点が高いことが X 県 A 市の 3 回の調査年度（2017 年度，2018 年度，2019 年度）で一貫して示された。また、Y 県 5 市の分析では、有意な関連こそ見られなかったものの、2 回の調査年度ともに学級規模と向社会性の得点の間の関連は負、つまり、X 県 A 市と同様、学級規模が小さいほど児童の向社会性が高い傾向にあった。

向社会性の指標は、「周りの人に親切にしていますか」などの項目からなり、いわゆる他者への「思いやり」に関連する自己報告の指標である。感情知性の場合と同様に、学級規模が相対的に小さい学級では、教員や児童同士の密な関係性の中で過ごすことで、クラスメイトをはじめとする周りの人への向社会性が育まれたり、発揮したりしやすくなることが想定される。実際に、縦断データを用いた国内の先行研究において、学級規模の大きさと向社会的行動との間に負の関連が見られることが報告されている（伊藤他，2017）。

向社会性に関する本節の分析結果は、こうした理論的想定及び先行研究の結果と合致するものであり、かつある程度の結果の一貫性も示されていることから、比較的頑健性の高い傾向である可能性がある。

オ. 友人との関係

さらに、友人との関係についても、学級規模が小さいほど、友人との関係の得点が有意に高いことが X 県 A 市の一部の調査年度（2017 年度）で示された。Y 県 5 市の分析では有意な関連が見られなかったものの、2 回の調査年度のいずれも学級規模と友人との関係の得点の間の関連は負、つまり、学級規模が小さいほど、友人との関係が良好な傾向にあった。感情知性や向社会性と同様に、学級規模が相対的に小さい学級では、教員や児童同士の密な関係性の中で過ごすことで、友人との良好な関係性につながりやすい可能性がある。

本節の分析で示された小学校における学級規模と友人との関係の関連は、限定的かつ弱いものではあるが、理論的な想定と一致するものであるといえる。

カ. 自尊心

次に、自尊心について、学級規模が小さいほど、自尊心の得点が有意に高いことが、X 県 A 市の一部の調査年度（2017 年度、2018 年度）において示された。Y 県 5 市の分析では有意な関連が見られなかったものの、2 回の調査年度のいずれも学級規模と自尊心の得点の間の関連は負、つまり、X 県 A 市と同様に、学級規模が小さいほど、自尊心が高い傾向にあった。

自尊心は、自己についての評価的感情であり、この得点が高いことは自分自身に対する肯定的感情の強さを表す（詳しくは、第 1 部第 2 章 2 節を参照）。先に述べたように、学級規模が相対的に小さい学級に所属する場合、担任教師や他児童との良好な関係性が構築されやすい可能性があり、このことが、自尊心の高さをもたらしている可能性がある。国内における先行研究（伊藤他, 2017）においても、学級規模の大きさが、友人・教師との関係の希薄化を通して、内在化問題（抑うつなどのメンタルヘルスの問題）につながる可能性について示唆されている。自尊心は、内在化問題とイコールではないものの、内在化問題の低さ、つまり良好なメンタルヘルスの状態を反映した指標と捉えることもできる。

小学校において、学級規模が小さいほど児童の自尊心が高い傾向にあるという本節の結果は、理論的想定及び先行研究における示唆と合致するものである。

キ. 無気力感

無気力感について、学級規模が大きいほど、無気力感の得点が有意に高いことが、X 県 A 市の一部の調査年度（2019 年度）において示された。また、Y 県 5 市の分析では有意な関連が見られなかったものの、2 回の調査年度のいずれも学級規模と無気力感の得点の間の関連は正であり、X 県 A 市における結果の傾向と同様に、学級規模が大きいほど、児童の無気力感が高い傾向にあった。

先述した、学級規模の大きさと内在化問題（メンタルヘルスの問題）の関連を指摘した先行研究（伊藤他, 2017）のとおり、学級規模の大きさが、友人・教師との関係の希薄化を通して、児童の無気力感の高さをもたらしている可能性がある。

本節の分析結果から示された、小学校における学級規模の大きさと児童の無気力感の高さとの関連は、限定的かつ弱いものではあるものの、先行研究の知見に基づく理論的想定と合致するものである。

ク. 学習動機づけ（自律的学習動機）

最後に、自律的学習動機について、X 県 A 市、Y 県 5 市ともに、いずれの調査年度においても、学級規模と各下位尺度得点との間に有意な関連が見られなかった。

本研究において学習動機づけの指標として用いた自律的学習動機は、学習への自律的な動機づけの強さ（内的調整、同一化的調整）と他律的な動機づけの強さ（取り入れ的調整、外的調整）から、児童生徒の学習動機づけの質と自律性の程度を捉える指標である（詳しくは、Deci & Ryan, 2000；西村・河村・櫻井, 2011 など）。自律的な学習動機づけが高く、他律的な学習動機づけが低いことは、学習に伴うストレス反応の低さや、学業成績の高さに結びつきやすいことが示されている（西村・櫻井, 2013b）。学級規模と児童生徒の学習動機づけについては、先行研究において小学級規模の方が児童の授業へのエンゲージメントが高いとの知見（e.g. Finn, et al., 2003）があるように、学級規模が相対的に小さい場合、教師との密な関係性や相互作用を通して、学習自体を楽しんだり、学習の価値を見いだしたりしながら学習すること、つまり、児童の自律的な学習動機づけが高い状態につながる可能性があると予想されるが、本節の小学校の分析では、そうした関連は示されなかった。その理由として、次のようなことが想定される。

一つに、児童生徒の学習動機づけは、教師の信念や指導方法（授業中の声かけの仕方など）の影響を受けることが示されている（e.g. 鹿毛・上淵・大家, 1997；Reeve & Jang, 2006；Reeve, Jang, Carrell, Jeon, & Barch, 2004）。このため、児童の学習動機づけは、学級規模そのものよりも、どのような教師が担当し、児童にどのような働きかけをしているか、ということの影響を強く受けている可能性がある。例えば、学級規模が教師の信念や指導方法に影響を及ぼし、そのことを介して間接的に児童の学習動機づけに影響を及ぼしている可能性もあるが、本節の分析では、学級の児童と関わる教師の信念や、ふだんの学習の過程でどのような声かけをしているか、といった教師側の要因については考慮していない。教師側の要因やその媒介効果を考慮することでより精緻な結果が得られる可能性もある。

もう一つは、児童生徒の発達段階の影響である。日本の児童生徒を対象とした先行研究では、各学年の学習動機づけの集団平均値について、自律的な学習動機づけ（内的調整、同一化的調整）は学年段階が上がると低下し、他律的な学習動機づけ（取り入れ的調整、外的調整）は学年段階が上がると増加する傾向にあることが示されている（西村・櫻井, 2013a）。本節の分析においても、両自治体の複数の調査年度において、内的調整と同一化的調整に対して学年（小 6）ダミーが有意な負の関連を持つこと、つまり、他学年（4 年生・5 年生）と比べ、6 年生の自律的学習動機づけの得点が低いことが示されており、学年の違いがもたらす得点への影響と比べると、学級規模からの影響は相対的に弱いものである可能性がある。

また、自律的学習動機づけに関する理論（自己決定理論：e.g. Deci & Ryan, 2000）では、学習動機づけは文脈や周囲の働きかけの影響を受け、他律的な状態から自律的な状態へと変容していくことが想定されている。本節の分析は、各調査年度における、個人間の得点変動に対する学級規模の影響を検討したものであり、時点（学年）による個人内の得点変動について考慮していないが、学級規模が学習動機づけの個人内変動（例えば、ある児童個人の自律的学習動機づけが、経年によって増加若しくは低下する程度）に対して影響力

を持つ可能性もある。時点（学年）による個人内の得点変動に対して学級規模が影響力を持つ可能性については、他の非認知能力関連の変数でも同様のことが想定される。こうした可能性については、第2部応用分析編の中で検討する。

（2）中学校の分析結果

中学校の分析結果については、X県A市の中学校、Y県5市の中学校のどちらも、複数の年度で一貫して、学級規模との間に有意な関連が見られる非認知能力関連の変数は確認されなかった。また、自治体及び調査年度によって、学級規模との関連の正負の逆転が見られるなど、概して関連が安定しないという結果であった。以下、変数ごとの結果について順に述べる。

ア．担任教師への感情的態度

まず、担任教師への感情的態度について、X県A市の中学校の一部の調査年度（2017年度）において、学級規模が小さいほど、生徒から担任教師に対する「すごい」、「偉い」、「感謝」、「好き」の得点が有意に高いことが示され、小学校の分析結果で示された傾向と同様に、学級規模が小さいほど、生徒が担任教師にポジティブな感情を抱きやすいことが確認された。

ただし、X県A市の中学校の他の調査年度ではこうした関連は見られず、また、Y県5市の中学校の一部の調査年度（2017年度）では、小学校の分析結果及びX県A市の2017年度調査とは正負逆の有意な関連が見られ、学級規模と担任教師に対する「すごい」、「偉い」、「感謝」、「好き」感情の得点の間に有意な正の関連、つまり、学級規模が大きいほど、担任教師に対する生徒のポジティブな感情の得点が高いことが示された。

また、担任教師に対する「怖い」感情については、X県A市の一部の年度（2019年度）においてのみ、小学校の分析結果と同様に学級規模と担任教師に対する生徒の「怖い」感情の得点の間に有意な正の関連、つまり、学級規模が大きいほど、生徒から担任教師に対する「怖い」感情の得点が高いことが示された。ただし、X県A市の他の調査年度、及びY県5市の中学校では、いずれも有意な関連が見られなかった。

このように、本節の分析では、中学校の学級規模と担任教師への感情的態度の関連について、一部、小学校の分析結果と一致する傾向が見られたものの、自治体や調査年度によって関連が一貫しないという結果であった。

イ．担任教師のアタッチメント機能

続いて、担任教師のアタッチメント機能について、X県A市の中学校の一部の年度（2017年度）において、小学校の分析結果から示された傾向と同様に、学級規模と「安全な避難場所」、「安全基地」の間にそれぞれ有意な負の関連が見られ、学級規模が小さいほどこれらの得点が高く、担任教師との関係性が良好であることが示された。

一方で、X県A市の一部の年度（2019年度）及びY県5市の一部の年度（2017年度）では、関連の正負が逆の有意な関連、すなわち、学級規模が大きいほど「安全な避難場所」の得点が有意に高いこと（X県A市2019年度、Y県5市2017年度）、学級規模が大きいほど「安全基地」の得点が有意に高いこと（X県A市2019年度）がそれぞれ示された。

したがって、中学校の学級規模と担任教師との関係性の関連は（教師への感情的態度に関する分析結果と同様に）、部分的には本節の小学校の分析結果と一致する傾向が見られたものの、自治体や調査年度によって関連が一貫しないという結果であった。

ウ. 感情知性

次に、感情知性について、本節の小学校の分析結果からは、学級規模が小さいほど児童の感情知性が高い傾向にあることが、ある程度、一貫して示されたのに対して、中学校では一部、関連の正負が逆の有意な関連が見られた。

例えば、Y 県 5 市の一部の年度（2017 年度）において、学級規模と生徒の「自己感情の制御」の得点の間に有意な正の関連が見られ、学級規模が大きいほど生徒の「自己感情の制御」の得点が高いことが示された。また、X 県 A 市の一部の調査年度（2019 年度）において、学級規模と生徒の「他者感情の認知」の得点の間に有意な正の関連が見られ、学級規模が大きいほど生徒の「他者感情の認知」の得点が高いことが示された。それ以外の調査年度では、有意な関連が見られず、「自己感情の表現」に関しては、いずれの自治体・調査年度においても有意な関連が確認されなかった。

したがって、学級規模と感情知性の関連について、中学校では全般的に関連が弱いことに加えて、一部自治体及び調査年度において、小学校で得られた分析結果とは反対に、学級規模が大きいほど感情知性が高い傾向にあることが確認されるなど、関連が一貫しないという結果であった。

エ. 向社会性

続いて、向社会性について、Y 県 5 市の一部の調査年度（2017 年度）においてのみ、学級規模と向社会性の得点の間に有意な正の関連が見られ、学級規模が大きいほど生徒の向社会性の得点が高いことが示された。Y 県 5 市の他の調査年度、X 県 A 市の 3 回の調査においては、いずれも有意な関連が見られなかった。

本節における小学校の分析結果では、ある程度一貫した傾向として、学級規模が小さいほど向社会性の得点が高いという関連が見られ、国内の先行研究（伊藤他，2017）とも合致する結果であったが、中学校については、上述した感情知性についての結果と同様に、総じて学級規模と向社会性の関連は弱いものであり、かつ一部、小学校で得られた分析結果とは反対に、学級規模が大きいほど向社会性が高い傾向にあることが確認されるなど、関連が一貫しないという結果であった。

オ. 友人との関係

さらに、友人との関係についても、X 県 A 市の一部の年度（2019 年度）においてのみ、学級規模と友人との関係の得点の間に有意な正の関連が見られ、学級規模が大きいほど友人との関係の得点が高いことが示された。Y 県 5 市の 2 回の調査においては、いずれも有意な関連が見られなかった。

本節における小学校の分析結果では、（弱いかつ限定的な関連ではあるものの）理論的な想定と一致して、学級規模が小さいほど、友人との関係が良好な傾向が示されたのに対して、中学校では、上述の感情知性及び向社会性の結果の傾向と同様に、総じて学級規模と

友人との関連は弱いものであり、かつ一部、小学校で得られた結果の傾向とは反対に、学級規模が大きいほど友人との関係が良好であることが確認されるなど、関連が一貫しないという結果であった。

カ. 自尊心

次に、自尊心について、X県A市、Y県5市ともに、いずれの調査年度においても、学級規模と自尊心の得点との間に有意な関連が見られなかった。

本節の小学校の分析では、理論的想定及び先行研究（伊藤他，2017）における示唆と合致して、学級規模が小さいほど児童の自尊心が高い傾向にあるという結果が得られたが、本節の中学校の分析では、そうした関連は確認されなかった。

キ. 無気力感

続いて、無気力感について、X県A市の一部の年度（2019年度）においてのみ、学級規模と無気力感の得点の間に有意な負の関連が見られ、学級規模が小さいほど無気力感の得点が高いことが示された。Y県5市の2回の調査においては、いずれも有意な関連が見られなかった。

本節の小学校の分析では、理論的想定及び先行研究（伊藤他，2017）における示唆と合致して、学級規模が小さいほど児童の無気力感が低い傾向にあるという結果が得られたが、本節の中学校の分析では、そうした関連は確認されなかった。

ク. 学習動機づけ（自律的学習動機）

最後に、自律的学習動機について、中学校では、一部の自治体、調査年度において、学級規模と各下位尺度得点の間に有意な関連が見られたが、いずれも両自治体及び複数の調査年度で一貫した関連は示されなかった。また、有意な関連が示されなかった調査年度も含め、年度によって関連の正負が一貫しないという結果であった。

まず、X県A市の一部の調査年度（2017年度）において、学級規模と「内的調整」の間に有意な負の関連が見られ、学級規模が大きいほど「内的調整」の得点が低いことが示された。「内的調整」は、楽しいから学習するなど、生徒にとって、学習すること自体が目的となって学習に取り組んでいる状態を指し、自律的な学習動機づけに該当する。学級規模が相対的に小さいほど、教師との密な関係や声掛けを通して、生徒の自律的な学習動機づけが高まることは、理論的にも想定されるものであり、また先行研究における小規模学級の学習エンゲージメントに対するポジティブな効果（e.g. Finn, et al., 2003）とも合致する。ただし、Y県5市では2回の調査ともに有意な関連が見られず（また、関連の正負も一貫しない）、X県A市の他の調査年度（2018年度，2019年度）においても、有意な関連ではないものの2017年度とは関連の正負が逆（正の関連）であるなど、一貫した結果は得られなかった。

加えて、内的調整と同様に自律的な学習動機づけに分類される「同一化的調整」について、X県A市の一部の調査年度（2019年度）において、学級規模との間に有意な負の関連が見られ、学級規模が大きいほど「同一化的調整」の得点が高いことが示された。しかし、「内的調整」の場合と同じく、「同一化的調整」についても、X県A市の他の調査年度

(2018年度)では有意な関連ではないものの関連の正負が逆(負の関連)であり、Y県5市においても2回の調査年度で関連の正負が一貫しない(共に有意な関連は見られていない)など、一貫した結果は得られなかった。

また、Y県5市の一部の調査年度(2017年度)において、学級規模と「取り入れ的調整」、「外的調整」の得点の間にそれぞれ有意な負の関連が見られ、学級規模が大きいほど「取り入れ的調整」、「外的調整」の得点が低いことが示された。「取り入れ的調整」と「外的調整」は、いずれも他律的な学習動機づけに分類され、それぞれ、他の人がやっているから学習する(取り入れ的調整)、親や先生に叱られないために学習する(外的調整)など、生徒にとって"やらされている"感覚を伴うような学習動機づけである(e.g. Deci & Ryan, 2000; 西村・櫻井, 2013b)。学級規模が小さいほど他律的な学習動機づけが高い傾向が見られた理由として、学級規模が相対的に小さい方が、(良くも悪くも)教師からの目が届きやすいがために、教師から生徒への他律的な声掛けの頻度も上がり、それゆえに生徒の他律的動機づけの高さにつながるなどが考えられるが、自治体・調査年度によって一貫した結果が得られたわけではない。例えば、Y県5市の他の調査年度においては、有意な関連ではないものの、学級規模とこれらの下位尺度得点の関連の正負が逆(負の関連)で、学級規模が大きいほどむしろ他律的な学習動機づけの得点が高い傾向にあり、また、X県A市の一部の年度では、学級規模と「取り入れ的調整」の間に有意な正の関連(Y県5市の2017年度の結果とは関連の正負が逆)が示されるなど、一貫しない結果であった。

以上のように、本節における中学校の分析では、一部の調査年度において、学級規模と下位尺度得点の間に有意な関連があることが示されたものの、いずれも、両自治体間で、あるいは複数の調査年度で一貫した結果は得られなかった。また、小学校においても、学級規模と学習動機づけの間に有意な関連が確認されていないことから、本節の分析からは、学級規模と他律的な学習動機づけの関連について結論づけるのは性急であるように思われる。小学校の分析結果にかかる考察において述べたとおり、本節の分析において考慮していない、他の要因(教師側の要因等)を介した効果や、個人内での生徒の変化・発達への影響の検討、より精緻なモデルに基づく分析に基づく議論など、今後の更なる検討が期待される。

(3) 本節の分析のまとめと課題

ここまで、自治体ごとの小学校、中学校別のOLS推定の結果に基づき、学級規模と各非認知能力関連の変数との関連の傾向について紹介してきた。本節の分析では、特に小学校(4~6年生)において、担任との関係に関わる指標(感情的態度、アタッチメント機能)、社会性に関わる指標(感情知性、向社会性、友人との関係)、内在化問題に関わる指標(自尊心、無気力感)に関して、それぞれ、おおむね理論的想定と一致する形で、かつある程度一貫して、学級規模との関連が確認された。一方で、中学校(1・2年生)については、本節の分析においては、いずれの変数についても一貫した関連を確認することができなかった。

本節の分析は、今後の研究の展開に向け、国内の小・中学校での傾向を探るという点では貴重な実証知見となると考えられるものの、本節で採用した分析モデルの限界や、分析対象となったサンプルの特徴、本節で考慮しきれていない要因の問題など、課題も残され

ている。本節を含め第2章で実施した分析の課題について、次節において述べる。また、残された課題のうちの幾つかについては、第2部応用分析編の中で追加の検討を行うこととする。

久保田（河本）愛子（宇都宮大学）
利根川明子（国立教育政策研究所）
飯村周平（創価大学）
武藤世良（お茶の水女子大学）
川本哲也（国土舘大学）
大久保圭介（東京大学）
島田大祐（東京大学）
岡田謙介（東京大学）
遠藤利彦（東京大学）

参考文献

- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “What” and “Why” of goal pursuits : Human needs and the self-determination of behavior. *Psychologist Inquiry*, 11(4), 227–268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01
- Finn, J. D., Pannozzo, G. M., & Achilles, C. M. (2003). The “Why’s” of class size: Student behavior in small classes. *Review of Educational Research*, 73(3), 321–368. <https://doi.org/10.3102/00346543073003321>
- 藤原健志・村上達也・西村多久磨・濱口佳和・櫻井茂男（2014）. 小学生における対人的感謝尺度の作成 教育心理学研究, 62(3), 187-196.
<https://doi.org/10.5926/jjep.62.187>
- 伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宜・辻井正次（2017）. 学級規模と学業成績および情緒的・行動的問題の因果関係：自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証 教育心理学研究, 65(4), 451-465.
<https://doi.org/10.5926/jjep.65.451>
- 鹿毛雅治・上淵寿・大家まゆみ（1997）. 教育方法に関する教師の自律性支援の志向性が授業過程と児童の態度に及ぼす影響 教育心理学研究, 45(2), 192–202.
https://doi.org/10.5926/jjep1953.45.2_192
- 河村 茂雄（2010）. 日本の学級集団と学級経営——集団の教育力を生かす学校システムの原理と展望—— 図書文化
- 村上達也・櫻井茂男（2014）. 児童期中・後期におけるアタッチメント・ネットワークを構成する成員の検討：児童用アタッチメント機能尺度を作成して 教育心理学研究, 62(1), 24–37. <https://doi.org/10.5926/jjep.62.24>
- 武藤世良（2016）. 現代日本人における尊敬関連感情の階層的意味構造 心理学研究,

- 87(1), 95–101. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.87.15304>
- 西村多久磨・河村茂雄・櫻井茂男 (2011). 自律的な学習動機づけとメタ認知的方略が学業成績を予測するプロセス 教育心理学研究, 59, 77–87.
<https://doi.org/10.5926/jjep.59.77>
- 西村多久磨・櫻井茂男 (2013a). 小中学生における学習動機づけの構造的変化 心理学研究, 83, 546–555. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.83.546>
- 西村多久磨・櫻井茂男 (2013b). 中学生における自律的な学習動機づけと学業適応との関連 心理学研究, 84, 365–375. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.84.365>
- OECD (2021), Education at a Glance 2021: OECD Indicators. OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/b35a14e5-en>.
- Reeve, J., & Jang, H. (2006). What teachers say and do to support students' autonomy during a learning activity. *Journal of Educational Psychology*, 98(1), 209–218.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-0663.98.1.209>
- Reeve, J., Jang, H., Carrell, D., Jeon, S., & Barch, J. (2004). Enhancing students' engagement by increasing teachers' autonomy support. *Motivational and Emotion*, 28(2), 147–169.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1023/B:MOEM.0000032312.95499.6f>

注

- 1 一部の市では小学校1年生から3年生についても質問紙調査を実施したが、本節では、小学校4年生から中学校2年生の調査結果のみを分析対象とする。

4 節 応用分析編に向けた議論

1. 第2章のまとめ

第2章では、1節において、非認知能力に関する先行研究並びにそこに含まれる変数のうち、学級規模との関連が予想されるものについて述べた。2節では、先行研究を踏まえ、本プロジェクト研究で採用された非認知能力関連の心理尺度について、それぞれの心理的概念並びに理論的背景について述べ、追加調査の設計と調査項目について解説した。また、3節では、基礎分析として、第1章における学力に関する分析と同様の分析モデルに基づき、自治体ごとの小学校、中学校別の OLS 推定を実施し、学級規模と各非認知能力関連の変数との関連の傾向を確認した。さらに、後述の補論①において、各自治体の小・中学校の児童生徒調査の結果について、記述統計量、学級ごとの得点の類似度 (ICC)、学級規模との単相関、同一尺度得点の時点間相関を確認し、これらの変数が、所属学級の影響を受けて変動する可能性について示した。

以下では、本章において実施した分析並びにそこから得られた結果に基づき、分析上の課題について述べる。またそれを踏まえた第2部応用分析編に向けた展望について述べる。

2. 本章の分析の課題

(1) 分析モデルの問題

本章における分析上の課題として、第一に、分析モデルに関する課題が挙げられる。3節では、学年規模や、学年、性別、学校の違いを統制変数として投入した OLS 推定の結果に基づき、学級規模と各非認知能力関連の変数の関連について確認した。しかし、学級規模は、学校規模の複雑な非線形の関数であるために、3節で実施した OLS 推定のように、通常の回帰モデルの共変量として学校 (学年) 規模を投入したとしても、学級規模と学校規模の交絡を完全に防ぐには難しいことが指摘されている (伊藤他, 2017)。この問題を回避するためには、伊藤他 (2017) のように、マルチレベルモデルの手法を用いて学校内効果と学校間効果を分離した形で推定を行うなど、方法論上の工夫を加え、より精緻なモデルの下での分析を行う必要がある。そこで、この点については、第2部におけるマルチレベルモデルを用いた分析の中で検討を行う。

また、本章の分析では、学級規模が各時点における児童生徒の非認知的能力の平均的な高さをどのように予測するかを検討したが、児童生徒の非認知能力関連の変数の変化・発達の程度に対する学級規模の影響については検討していない。この点については、第2部における潜在成長曲線 (直線) モデルを用いた分析の中で検討を行う。

さらに、本章の分析は、いずれも学級規模と非認知能力関連の変数の間の同時相関的な関連を検討したものであり、変数同士の相互因果関係については検討していない。例えば、ある時点の児童生徒の感情知性の高さ (低さ) を統制してもなお、次時点のその感情知性に対して学級規模が影響力を持つかどうか、といった相互因果関係については、本章の分析からは明らかにできない。相互因果関係に踏み込んだ検討をするためには、別の分析が必要であろう。この点については、第2部における交差遅延効果モデルを用いた分析の中

で検討を行う。

(2) サンプルングの問題

第二に、分析対象となった自治体・調査年度における、学級規模分布の特徴に留意する必要がある。特に中学校について、本章で分析対象とした両自治体ともに、30人台の学級規模の割合が多く、とりわけY県5市については9割以上が30人台の学級であった(注1)。日本の学校の学級規模は、諸外国と比べると平均的に大きいことが指摘されているが、そうした元からの日本の学校の特徴に加えて、分析対象となった自治体の学級規模が、比較的大きく、かつ偏りがある場合、分析結果もまた、比較的大きな規模の学級同士での比較結果を示したものとなる。本章の中学校の分析においては、30人台の学級の中で、比較的人数が少ない学級と多い学級とを比較していることになる点に、結果を解釈する上での留意が必要である。また、本章の分析では、特に中学校において一貫した関連が得られないという結果であったが、こうした学級規模分布の偏りとレンジの狭さの問題が影響している可能性もある。

なお、先行研究においても、分析対象となった日本の中学校の学級規模のレンジは、小学校と比べて狭い傾向にある(e.g. 伊藤他, 2017)。機縁法に基づいて調査対象を自治体単位で選定した場合、学級規模の分布に偏りが出てしまう可能性がある。この問題については、機縁法に基づいた自治単位の調査対象選定を行うのではなく、全国の学校からのランダムサンプリングによって調査対象学校・学級を抽出するなど、調査設計段階での、標本抽出方法の工夫と考慮が必要になるだろう。

(3) 交絡要因・その他の要因の影響の問題

第三に、本章の分析で考慮しきれていない、他の要因の影響や、学級規模と交絡して結果に影響を及ぼす可能性のある幾つかの要因が想定される。

一つに、本章の分析では、学級の指導を担当する教員側の要因について考慮していない。3節の考察においても触れたように、特に児童生徒の学習動機づけなど、教員側の影響を受けやすいと考えられる変数については、教員の信念や指導方法等、その変数に影響を及ぼしうる教員側の要因を統制したり、教員側の要因が調整効果を持つ可能性(例えば、学級規模が小さいほど、教員の信念が児童生徒の学習動機づけに対して及ぼす影響が大きくなる可能性など)も考慮する必要がある。また、学級規模から児童生徒への効果は、教員への影響を介して現れるものである可能性にも留意する必要がある。例えば、学級規模の大小によって教員の指導方法や信念、教員のメンタルヘルス等が変動し、それを介して児童生徒に影響が生じる可能性がある(教員側の要因の媒介効果)。

もう一つに、学校側の工夫として、学級規模が大きい学級には、経験やスキルの豊富な教員を配置したり、加配の教職員を割り当てたりするなど、学級規模の大きさのネガティブな影響を補正するような教職員の配置が事前に行われている可能性がある(教職員の配置による要因の交絡)。こうした教職員の配置は、学級規模が児童生徒にもたらす影響について検討する際の交絡要因となり得、本来であればそうした配置の状況についても考慮した分析を行うことが望ましいと考えられるが、本章の分析においては考慮できていない。

また、もう一つの交絡要因として、学校の立地する学区内の地域性の違いの影響も挙げ

られる（学区・地域性による要因の交絡）。例えば、各学区の社会経済的状況や、その地域に住まう保護者の教育熱意の違いは、児童生徒の学業成績や社会情緒的スキルを規定する可能性がある要因である。それと同時に、社会経済的状況が比較的良好な地域に人が集まることで、域内の学校の規模が大きくなったり、振興住宅地域に教育熱意の高い子育て世代の家庭が流入することで域内の学校の規模が大きくなったりするなど、域内の学校の学校規模、ひいては学級規模とも同時に関連する交絡要因となる可能性がある。しかし、本章の分析では、こうした地域性や学区の要因について考慮できておらず、先に触れたとおり、学校（学年）の規模を統制変数として投入しただけでは、こうした要因の交絡を防いでいない可能性がある（e.g. 伊藤他，2017）。この点について検討するためには、学区や地域性の要因を考慮するために、学区や地域性によって変動しうる変数を特定し、その情報を取得した上で、分析モデルに含めるなど、調査設計段階からの工夫が必要と考えられる。

3. 本節のまとめと展望

以上、本節では、第2章において実施した分析から得られた結果の傾向と、分析上の課題について述べた。第2章の分析は、今後の研究の発展に向け、日本国内の小・中学校の基礎的データを蓄積し、対象は限定的ではあるものの、異なる自治体間での結果の異同について確認した点では貴重な実証知見となると考えられる。しかし、本節で述べたとおり、採用した分析モデルの限界や、分析対象となったサンプルの特徴、本章で考慮しきれていない要因の問題など、幾つかの課題が残されている。上記で挙げた課題のうちの幾つかについては、第2部応用分析編の中で追加の検討を行うこととする。

久保田（河本）愛子（宇都宮大学）

利根川明子（国立教育政策研究所）

飯村周平（創価大学）

武藤世良（お茶の水女子大学）

川本哲也（国土舘大学）

大久保圭介（東京大学）

島田大祐（東京大学）

岡田謙介（東京大学）

遠藤利彦（東京大学）

参考文献

伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宜・辻井正次（2017）. 学級規模と学業成績および情緒的・行動的問題の因果関係：自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証 教育心理学研究, 65(4), 451-465.

注

- 1 Y 県の中学校に関して，分析対象の学級の学級規模は，10 人台の学級が 2 学級，29 人学級が 1 学級あったことを除いて，いずれも 30 人台の学級であった。また，Y 県の小学校に関して，分析対象の学級に 10 人台の学級がなく，最小規模の学級が 24 人学級であった。X 県 A 市と比べても，対象となった学級の学級規模のレンジ（範囲）が狭いことに，留意が必要である。

補論① 分析に利用したデータの概要

1 節 学力

1. 目的

学級規模と学力との関連を検討する際の基礎分析編に用いたデータセットの記述統計量を示す。応用分析編の分析で用いたデータセットも同じものになる。

2. 方法・結果

X 県 A 市（2014～2018 年度）及び Y 県（2015～2019 年度・一部大都市を除く）において、公立・小中学校に所属する児童・生徒を対象として両自治体で独自に実施された学力調査データを用いた。学力の尺度については、X 県 A 市では全国の平均値と標準偏差を用いて偏差値に換算したものを、Y 県では IRT 得点をそれぞれ使用している。なお、Y 県については、学級規模の尺度として前年度の学年人数を前年度の学級数で除した値を使用する。そのため、実際の分析に用いられるデータセットは 2016 年度からの 4 か年分となる点に注意が必要である。

X 県 A 市の結果については、表 1（小学校）と表 2（中学校）に、Y 県の結果については、表 3（小学校）、表 4（中学校）に、それぞれ年度ごとに示している。

【X県A市】

表1 小学校

【小学校】					
2014年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	7,672	50.081	9.806	25	68
算数	7,681	50.586	9.741	25	67
理科	4,993	48.361	9.727	25	68
社会	4,994	50.913	10.408	25	73
学級規模	7,818	31.5	4.7	18	41
学年規模	7,818	106.4	33.3	34	161
女子ダミー	7,818	0.476	0.499	0	1
小学1年生	7,818	0.176	0.381	0	1
小学2年生	7,818	0.173	0.378	0	1
小学3年生	7,818	0.160	0.366	0	1
小学4年生	7,818	0.164	0.371	0	1
小学5年生	7,818	0.163	0.370	0	1
小学6年生	7,818	0.165	0.371	0	1
2015年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	7,817	50.347	9.592	25	68
算数	7,825	50.255	10.236	25	69
理科	5,072	49.927	10.157	25	70
社会	5,072	50.674	10.919	25	72
学級規模	7,940	32.0	4.6	19	41
学年規模	7,940	106.1	30.9	35	154
女子ダミー	7,940	0.474	0.499	0	1
小学1年生	7,940	0.177	0.382	0	1
小学2年生	7,940	0.172	0.378	0	1
小学3年生	7,940	0.171	0.376	0	1
小学4年生	7,940	0.157	0.364	0	1
小学5年生	7,940	0.161	0.368	0	1
小学6年生	7,940	0.162	0.368	0	1
2016年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	7,983	52.540	9.170	25	68
算数	7,984	51.970	9.459	25	71
理科	5,193	51.284	9.463	25	71
社会	5,186	52.603	9.445	25	70
学級規模	8,090	31.9	4.5	18	41
学年規模	8,090	107.4	30.0	36	153
女子ダミー	8,090	0.470	0.499	0	1
小学1年生	8,090	0.170	0.376	0	1
小学2年生	8,090	0.178	0.382	0	1
小学3年生	8,090	0.171	0.376	0	1
小学4年生	8,090	0.169	0.374	0	1
小学5年生	8,090	0.155	0.362	0	1
小学6年生	8,090	0.158	0.365	0	1

2017年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	8,342	50.512	9.055	25	65
算数	8,360	50.706	9.474	25	69
理科	5,448	49.722	8.995	25	70
社会	5,450	50.138	9.244	25	67
学級規模	8,437	31.4	4.4	17	41
学年規模	8,470	112.8	32.7	38	203
女子ダミー	8,470	0.480	0.500	0	1
小学1年生	8,470	0.182	0.386	0	1
小学2年生	8,470	0.165	0.371	0	1
小学3年生	8,470	0.174	0.379	0	1
小学4年生	8,470	0.166	0.372	0	1
小学5年生	8,470	0.164	0.371	0	1
小学6年生	8,470	0.149	0.356	0	1
2018年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	8,551	50.765	9.142	25	66
算数	8,548	50.013	9.260	25	69
理科	5,553	49.034	9.437	25	69
社会	5,548	49.333	9.684	25	68
学級規模	8,709	31.7	4.7	17	40
学年規模	8,709	115.9	34.2	37	204
女子ダミー	8,709	0.483	0.500	0	1
小学1年生	8,709	0.172	0.377	0	1
小学2年生	8,709	0.176	0.381	0	1
小学3年生	8,709	0.162	0.368	0	1
小学4年生	8,709	0.169	0.375	0	1
小学5年生	8,709	0.162	0.368	0	1
小学6年生	8,709	0.159	0.365	0	1

表2 中学校

【中学校】 2014年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	2,135	50.638	10.374	25	68
数学	2,134	51.993	9.718	25	67
理科	2,124	49.472	10.830	25	73
社会	2,135	50.600	10.617	25	73
英語	2,125	53.785	9.677	25	68
学級規模	2,267	35.6	2.5	23	40
学年規模	2,267	175.0	46.2	25	225
女子ダミー	2,267	0.476	0.500	0	1
中学1年生	2,267	0.506	0.500	0	1
中学2年生	2,267	0.494	0.500	0	1
2015年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	2,220	52.237	9.952	25	68
数学	2,224	52.922	10.300	25	69
理科	2,231	50.246	10.886	25	71
社会	2,217	50.553	9.943	25	72
英語	2,233	55.319	10.108	25	70
学級規模	2,299	35.4	3.7	20	40
学年規模	2,299	176.1	49.5	29	226
女子ダミー	2,299	0.475	0.499	0	1
中学1年生	2,299	0.499	0.500	0	1
中学2年生	2,299	0.501	0.500	0	1
2016年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	2,228	52.736	9.953	25	71
数学	2,227	52.959	9.883	25	68
理科	2,224	50.827	9.941	25	72
社会	2,226	52.139	9.868	25	75
英語	2,226	55.485	9.989	25	71
学級規模	2,298	35.2	3.9	19	40
学年規模	2,298	174.6	48.7	34	224
女子ダミー	2,298	0.487	0.500	0	1
中学1年生	2,298	0.503	0.500	0	1
中学2年生	2,298	0.497	0.500	0	1

2017年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	2,284	52.359	9.908	25	71
数学	2,284	53.604	10.296	25	69
理科	2,282	51.095	10.190	25	72
社会	2,276	50.736	9.908	25	72
英語	2,284	55.578	10.171	25	69
学級規模	2,332	34.5	3.9	20	40
学年規模	2,332	171.1	45.9	36	221
女子ダミー	2,332	0.477	0.500	0	1
中学1年生	2,332	0.506	0.500	0	1
中学2年生	2,332	0.494	0.500	0	1
2018年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	2,229	51.516	9.966	25	69
数学	2,233	52.091	10.065	25	65
理科	2,235	51.028	10.049	25	70
社会	2,230	50.969	10.182	25	74
英語	2,234	55.611	10.491	25	70
学級規模	2,304	34.0	3.7	23	39
学年規模	2,304	166.9	47.9	49	224
女子ダミー	2,304	0.475	0.499	0	1
中学1年生	2,304	0.495	0.500	0	1
中学2年生	2,304	0.505	0.500	0	1

【Y県】

表3 小学校

【小学校】	2016年度				
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	150,055	-0.482	1.553	-5.8	5.8
算数	150,037	-0.268	1.438	-5.8	5.8
学級規模	96,474	32.6	5.2	1	44
学年規模	96,474	91.5	37.1	1	233
女子ダミー	150,098	0.489	0.500	0	1
小学4年生	150,098	0.337	0.473	0	1
小学5年生	150,098	0.328	0.469	0	1
小学6年生	150,098	0.336	0.472	0	1
2017年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	150,169	-0.519	1.758	-8.1	5.8
算数	150,189	-0.376	1.226	-5.8	5.8
学級規模	97,111	32.7	5.2	1	44
学年規模	97,111	92.3	38.0	1	263
女子ダミー	150,223	0.489	0.500	0	1
小学4年生	150,223	0.335	0.472	0	1
小学5年生	150,223	0.337	0.473	0	1
小学6年生	150,223	0.328	0.470	0	1
2018年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	150,276	-0.552	1.720	-7.2	5.8
算数	150,263	-0.385	1.169	-5.8	5.8
学級規模	98,351	33.0	5.2	3	44
学年規模	98,351	93.7	38.5	3	264
女子ダミー	150,321	0.489	0.500	0	1
小学4年生	150,413	0.330	0.470	0	1
小学5年生	150,413	0.334	0.472	0	1
小学6年生	150,413	0.336	0.472	0	1
2019年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	148,419	-0.817	1.744	-7.2	5.8
算数	148,432	-0.267	1.392	-5.8	5.8
学級規模	97,174	32.8	5.2	2	43
学年規模	97,174	93.3	37.9	2	205
女子ダミー	148,484	0.487	0.500	0	1
小学4年生	148,484	0.329	0.470	0	1
小学5年生	148,484	0.334	0.472	0	1
小学6年生	148,484	0.337	0.473	0	1

表4 中学校

【中学校】 2016年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	148,039	0.864	1.236	-5.8	5.8
数学	148,018	0.739	1.399	-5.8	5.8
英語	98,821	0.315	1.275	-5.8	5.8
学級規模	143,092	34.4	4.2	4	44
学年規模	143,092	145.7	66.7	4	375
女子ダミー	148,132	0.486	0.500	0	1
中学1年生	148,132	0.332	0.471	0	1
中学2年生	148,132	0.332	0.471	0	1
中学3年生	148,132	0.336	0.472	0	1
2017年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	145,762	0.976	1.369	-5.8	6.0
数学	145,747	0.721	1.225	-5.8	5.8
英語	97,421	0.479	1.253	-5.8	5.8
学級規模	141,153	34.3	4.3	4	42
学年規模	141,153	144.1	66.1	4	328
女子ダミー	145,857	0.488	0.500	0	1
中学1年生	145,857	0.331	0.471	0	1
中学2年生	145,857	0.334	0.471	0	1
中学3年生	145,857	0.335	0.472	0	1
2018年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	141,127	0.924	1.300	-5.8	5.8
数学	141,113	0.714	1.220	-5.8	5.8
英語	94,425	0.573	1.299	-5.8	5.8
学級規模	138,660	34.3	4.4	1	44
学年規模	138,660	141.8	65.3	1	328
女子ダミー	141,234	0.490	0.500	0	1
中学1年生	141,279	0.331	0.470	0	1
中学2年生	141,279	0.332	0.471	0	1
中学3年生	141,279	0.338	0.473	0	1
2019年度					
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語	139,516	0.948	1.343	-5.8	6.2
数学	139,498	0.797	1.337	-5.8	5.8
英語	91,698	0.597	1.220	-5.8	5.8
学級規模	137,121	34.5	4.4	3	43
学年規模	137,121	140.3	64.1	3	333
女子ダミー	139,618	0.490	0.500	0	1
中学1年生	139,618	0.342	0.474	0	1
中学2年生	139,618	0.326	0.469	0	1
中学3年生	139,618	0.331	0.471	0	1

2 節 非認知能力

1. 目的

学級規模と児童・生徒の非認知能力の関連を検討する応用分析を妥当に実施し、結果を適切に解釈するためには、各種の基礎統計量を確認することは重要である。本節では本研究において、児童生徒の非認知能力に関連する指標として取り上げた各変数（以下この節において「非認知能力関連の変数」とする。）について、各時点での記述統計量、級内相関係数（ICC）、時点間相関を示す。これによって、今後の分析結果の解釈の補足資料を提供することを旨とする。

2. 方法・結果

X 県 A 市及び Y 県 5 市において、2017（平成 29）年度から 2019（令和元）年度にかけて、これらの自治体の公立小・中学校に所属する児童・生徒を対象として実施した質問紙調査データを用いた。

分析 1.及び分析 2.においては、各時点で欠測データをリストワイズ除去した。すなわち、各時点で全ての変数のデータが記録されていない回答者のデータを分析対象外とした。分析 3.においては、いずれかの時点で欠測データのあった回答者を分析対象外とした。分析に共通して、各尺度の項目の得点の合算平均値を算出し、尺度得点とした。

（1）分析 1. 非認知能力関連の変数の記述統計量

X 県 A 市における各年度の各変数の得点の平均値と標準偏差及び各年度の対象者全体の α 係数を表 1 に示した。また、本自治体の各学年における各変数の平均値と標準偏差を表 2 から表 6 に示した。尺度の α 係数は.60～.91 の値を示し、概ね十分な内的一貫性を持つことが確認された。

Y 県 5 市における各年度の非認知能力関連の変数の得点の平均値と標準偏差及び各年度の対象者全体の α 係数を表 7 に示した。また、本自治体の各学年における各変数の平均値と標準偏差及び α 係数を表 8 から表 1 2 に示した。尺度の α 係数は.57～.89 の値を示し、概ね十分な内的一貫性を持つことが確認された。

表1. X県A市の全コーホート・両学校種における尺度得点及び学級規模の
 平均値・標準偏差と尺度の α 係数

	2017年度			2018年度		
	平均値 (標準偏差)		α	平均値 (標準偏差)		α
担任教師への感情的態度						
(担任の先生はすごい)	3.02 (0.95)	-		3.04 (0.94)	-	
(担任の先生は偉い)	2.89 (0.97)	-		2.88 (0.98)	-	
(担任の先生のが好き)	2.80 (1.03)	-		2.82 (1.03)	-	
(担任の先生は怖い)	1.92 (0.95)	-		1.97 (0.98)	-	
(担任の先生に感謝している)	3.06 (0.95)	-		3.09 (0.94)	-	
担任教師のアタッチメント機能						
(安全な避難場所)	2.08 (0.92)	.85		2.13 (0.93)	.85	
(安全基地)	2.31 (0.97)	.90		2.34 (0.98)	.90	
友人との関係	3.34 (0.65)	.89		3.36 (0.62)	.88	
自尊心	3.30 (0.71)	.80		3.32 (0.72)	.81	
無気力感	3.34 (1.42)	.89		3.37 (1.43)	.90	
向社会性	3.03 (0.63)	.78		3.04 (0.61)	.76	
自律的学習動機						
(内的調整)	2.25 (0.94)	.88		2.22 (0.95)	.88	
(同一化調整)	3.25 (0.81)	.85		3.25 (0.82)	.86	
(取り入れ的調整)	2.12 (0.84)	.74		2.10 (0.85)	.73	
(外的調整)	2.32 (0.81)	.60		2.33 (0.82)	.60	
感情知性						
(自己感情の制御)	2.82 (0.68)	.64		2.85 (0.69)	.66	
(他者感情の認知)	3.07 (0.67)	.78		3.09 (0.65)	.75	
(自己感情の表現)	2.86 (0.83)	.86		2.88 (0.82)	.86	
パーソナリティ特性						
(外向性)	4.89 (1.48)	-		4.93 (1.48)	-	
(協調性)	4.59 (1.36)	-		4.63 (1.33)	-	
(勤勉性)	3.75 (1.31)	-		3.74 (1.36)	-	
(神経症傾向)	4.03 (1.23)	-		4.01 (1.25)	-	
(開放性)	4.17 (1.23)	-		4.19 (1.23)	-	
学級規模 (人)	33.09 (4.21)	-		33.51 (4.19)	-	
	N (児童生徒)	4,586		4,833		

表1 (続き)

	2019年度		α
	平均値 (標準偏差)		
担任教師への感情的態度			
(担任の先生はすごい)	3.08 (0.93)		-
(担任の先生は偉い)	2.90 (0.96)		-
(担任の先生のが好き)	2.88 (1.00)		-
(担任の先生は怖い)	2.02 (0.96)		-
(担任の先生に感謝している)	3.10 (0.92)		-
担任教師のアタッチメント機能			
(安全な避難場所)	2.19 (0.92)		.86
(安全基地)	2.39 (0.97)		.91
友人との関係	3.39 (0.61)		.89
自尊心	3.32 (0.72)		.83
無気力感	3.40 (1.42)		.90
向社会性	3.07 (0.60)		.77
自律的学習動機			
(内的調整)	2.23 (0.94)		.89
(同一化調整)	3.25 (0.81)		.85
(取り入れ的調整)	2.10 (0.85)		.75
(外的調整)	2.31 (0.82)		.64
感情知性			
(自己感情の制御)	2.85 (0.68)		.65
(他者感情の認知)	3.14 (0.63)		.75
(自己感情の表現)	2.94 (0.80)		.87
パーソナリティ特性			
(外向性)	4.96 (1.45)		-
(協調性)	4.61 (1.32)		-
(勤勉性)	3.67 (1.34)		-
(神経症傾向)	4.06 (1.26)		-
(開放性)	4.15 (1.19)		-
学級規模 (人)	33.72 (4.12)		-
	N (児童生徒)	4,821	

表2. X県A市の小4における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017年度		2018年度		2019年度	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
担任教師への感情的態度						
(担任の先生はすごい)	3.17 (0.89)	3.22 (0.84)	3.25 (0.85)			
(担任の先生は偉い)	3.00 (0.94)	3.09 (0.89)	3.10 (0.92)			
(担任の先生のが好き)	2.97 (1.03)	3.06 (0.96)	2.99 (1.00)			
(担任の先生は怖い)	1.97 (0.97)	2.04 (1.01)	1.97 (0.98)			
(担任の先生に感謝している)	3.21 (0.88)	3.29 (0.85)	3.29 (0.88)			
担任教師のアタッチメント機能						
(安全な避難場所)	2.29 (0.91)	2.36 (0.92)	2.41 (0.91)			
(安全基地)	2.70 (0.94)	2.78 (0.93)	2.83 (0.88)			
友人との関係	3.30 (0.66)	3.37 (0.63)	3.39 (0.63)			
自尊心	3.33 (0.72)	3.40 (0.71)	3.40 (0.70)			
無気力感	3.23 (1.47)	3.20 (1.45)	3.21 (1.39)			
向社会性	2.94 (0.65)	3.05 (0.60)	3.04 (0.60)			
自律的学習動機						
(内的調整)	2.50 (0.96)	2.44 (0.96)	2.50 (0.94)			
(同一化調整)	3.37 (0.76)	3.41 (0.76)	3.43 (0.69)			
(取り入れ的調整)	2.09 (0.85)	2.14 (0.83)	2.12 (0.86)			
(外的調整)	2.23 (0.77)	2.26 (0.75)	2.18 (0.76)			
感情知性						
(自己感情の制御)	2.72 (0.71)	2.81 (0.72)	2.81 (0.71)			
(他者感情の認知)	2.99 (0.68)	3.07 (0.65)	3.10 (0.65)			
(自己感情の表現)	2.73 (0.84)	2.83 (0.82)	2.89 (0.80)			
パーソナリティ特性						
(外向性)	4.94 (1.45)	5.05 (1.46)	5.08 (1.42)			
(協調性)	4.55 (1.48)	4.62 (1.43)	4.70 (1.39)			
(勤勉性)	3.96 (1.37)	3.98 (1.44)	4.01 (1.38)			
(神経症傾向)	3.91 (1.27)	3.88 (1.29)	3.93 (1.30)			
(開放性)	4.15 (1.27)	4.17 (1.21)	4.10 (1.20)			
学級規模 (人)	32.36 (3.84)	33.44 (4.82)	33.26 (4.41)			
	<i>N</i> (児童生徒)	909	995	915		

表3. X県A市の小5における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017年度		2018年度		2019年度	
	平均値 (標準偏差)		平均値 (標準偏差)		平均値 (標準偏差)	
担任教師への感情的態度						
(担任の先生はすごい)	3.16	(0.86)	3.09	(0.90)	3.17	(0.88)
(担任の先生は偉い)	3.04	(0.90)	2.94	(0.96)	2.95	(0.93)
(担任の先生のが好き)	2.95	(0.99)	2.85	(1.06)	2.98	(0.99)
(担任の先生は怖い)	1.92	(0.92)	2.15	(1.04)	1.99	(0.96)
(担任の先生に感謝している)	3.19	(0.88)	3.18	(0.91)	3.18	(0.89)
担任教師のアタッチメント機能						
(安全な避難場所)	2.25	(0.91)	2.18	(0.92)	2.25	(0.89)
(安全基地)	2.53	(0.93)	2.46	(0.96)	2.53	(0.92)
友人との関係	3.35	(0.64)	3.33	(0.64)	3.38	(0.61)
自尊心	3.38	(0.73)	3.35	(0.73)	3.37	(0.74)
無気力感	3.12	(1.42)	3.32	(1.48)	3.35	(1.45)
向社会性	3.02	(0.62)	3.01	(0.62)	3.03	(0.59)
自律的学習動機						
(内的調整)	2.39	(0.95)	2.33	(0.95)	2.31	(0.95)
(同一化調整)	3.39	(0.75)	3.31	(0.80)	3.30	(0.78)
(取り入れ的調整)	2.06	(0.84)	1.97	(0.82)	2.07	(0.83)
(外的調整)	2.26	(0.78)	2.20	(0.76)	2.24	(0.79)
感情知性						
(自己感情の制御)	2.82	(0.71)	2.83	(0.71)	2.82	(0.71)
(他者感情の認知)	3.08	(0.67)	3.06	(0.68)	3.11	(0.63)
(自己感情の表現)	2.89	(0.84)	2.81	(0.82)	2.85	(0.81)
パーソナリティ特性						
(外向性)	4.99	(1.47)	5.04	(1.48)	5.05	(1.49)
(協調性)	4.62	(1.43)	4.61	(1.37)	4.54	(1.40)
(勤勉性)	3.86	(1.37)	3.84	(1.38)	3.75	(1.35)
(神経症傾向)	4.04	(1.28)	3.94	(1.27)	4.04	(1.30)
(開放性)	4.25	(1.25)	4.21	(1.28)	4.18	(1.18)
学級規模 (人)	33.05	(4.51)	33.72	(4.33)	32.49	(4.42)
	<i>N</i> (児童生徒)		1,002	1,030	1,009	

表4. X県A市の小6における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017年度		2018年度		2019年度	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
担任教師への感情的態度						
(担任の先生はすごい)	3.00 (0.95)	3.06 (0.94)	3.13 (0.89)			
(担任の先生は偉い)	2.89 (0.96)	2.89 (0.96)	2.94 (0.92)			
(担任の先生のが好き)	2.77 (1.03)	2.81 (1.03)	2.97 (0.97)			
(担任の先生は怖い)	2.00 (0.98)	1.94 (0.94)	2.08 (0.97)			
(担任の先生に感謝している)	3.03 (0.97)	3.14 (0.91)	3.22 (0.86)			
担任教師のアタッチメント機能						
(安全な避難場所)	2.07 (0.92)	2.15 (0.90)	2.25 (0.93)			
(安全基地)	2.30 (0.94)	2.32 (0.93)	2.42 (0.95)			
友人との関係	3.34 (0.65)	3.42 (0.59)	3.41 (0.60)			
自尊心	3.34 (0.68)	3.40 (0.72)	3.39 (0.74)			
無気力感	3.21 (1.43)	3.17 (1.40)	3.26 (1.45)			
向社会性	3.03 (0.60)	3.02 (0.58)	3.08 (0.58)			
自律的学習動機						
(内的調整)	2.26 (0.93)	2.27 (0.93)	2.27 (0.94)			
(同一化調整)	3.28 (0.79)	3.30 (0.77)	3.29 (0.80)			
(取り入れ的調整)	1.96 (0.81)	2.03 (0.83)	1.93 (0.80)			
(外的調整)	2.17 (0.76)	2.23 (0.81)	2.15 (0.78)			
感情知性						
(自己感情の制御)	2.85 (0.67)	2.86 (0.69)	2.89 (0.68)			
(他者感情の認知)	3.08 (0.65)	3.12 (0.61)	3.18 (0.61)			
(自己感情の表現)	2.89 (0.80)	2.94 (0.80)	2.95 (0.78)			
パーソナリティ特性						
(外向性)	4.99 (1.46)	5.01 (1.50)	5.03 (1.42)			
(協調性)	4.55 (1.32)	4.65 (1.36)	4.66 (1.31)			
(勤勉性)	3.83 (1.26)	3.78 (1.34)	3.72 (1.31)			
(神経症傾向)	3.96 (1.20)	4.03 (1.27)	4.00 (1.26)			
(開放性)	4.20 (1.22)	4.28 (1.23)	4.20 (1.21)			
学級規模 (人)	31.25 (3.75)	32.50 (4.04)	33.80 (4.47)			
	<i>N</i> (児童生徒)	879	1,018	1,068		

表 5. X 県 A 市の中 1 における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017 年度		2018 年度		2019 年度	
	平均値 (標準偏差)		平均値 (標準偏差)		平均値 (標準偏差)	
担任教師への感情的態度						
(担任の先生はすごい)	2.99	(0.98)	2.97	(0.97)	2.91	(0.98)
(担任の先生は偉い)	2.84	(0.99)	2.81	(0.98)	2.73	(0.98)
(担任の先生のことが好き)	2.79	(1.01)	2.69	(1.03)	2.64	(1.01)
(担任の先生は怖い)	1.88	(0.94)	1.94	(0.93)	2.00	(0.91)
(担任の先生に感謝している)	3.01	(0.97)	3.00	(0.95)	2.88	(0.94)
担任教師のアタッチメント機能						
(安全な避難場所)	2.04	(0.91)	2.05	(0.92)	1.99	(0.86)
(安全基地)	2.15	(0.93)	2.13	(0.93)	2.08	(0.91)
友人との関係	3.36	(0.63)	3.37	(0.61)	3.40	(0.61)
自尊心	3.27	(0.69)	3.25	(0.72)	3.23	(0.70)
無気力感	3.61	(1.38)	3.53	(1.39)	3.59	(1.35)
向社会性	3.08	(0.60)	3.08	(0.62)	3.08	(0.60)
自律的学習動機						
(内的調整)	2.07	(0.89)	2.04	(0.90)	2.02	(0.87)
(同一化調整)	3.13	(0.83)	3.16	(0.82)	3.13	(0.84)
(取り入れ的調整)	2.27	(0.84)	2.16	(0.85)	2.20	(0.84)
(外的調整)	2.46	(0.84)	2.46	(0.85)	2.47	(0.85)
感情知性						
(自己感情の制御)	2.86	(0.66)	2.90	(0.65)	2.85	(0.64)
(他者感情の認知)	3.12	(0.63)	3.17	(0.63)	3.13	(0.61)
(自己感情の表現)	2.88	(0.84)	2.96	(0.83)	2.98	(0.79)
パーソナリティ特性						
(外向性)	4.88	(1.53)	4.87	(1.44)	4.91	(1.43)
(協調性)	4.59	(1.26)	4.63	(1.25)	4.53	(1.29)
(勤勉性)	3.59	(1.25)	3.61	(1.30)	3.44	(1.25)
(神経症傾向)	4.07	(1.22)	4.07	(1.24)	4.21	(1.18)
(開放性)	4.15	(1.25)	4.15	(1.21)	4.10	(1.16)
学級規模 (人)	33.03	(3.55)	35.03	(3.23)	34.24	(3.01)
	N (児童生徒)	916	869	952		

表 6. X 県 A 市の中 2 における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017 年度		2018 年度		2019 年度	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
担任教師への感情的態度						
(担任の先生はすごい)	2.76 (1.03)	2.83 (1.02)	2.93 (1.02)			
(担任の先生は偉い)	2.64 (1.01)	2.63 (1.04)	2.78 (1.03)			
(担任の先生のが好き)	2.52 (1.05)	2.67 (1.02)	2.77 (1.01)			
(担任の先生は怖い)	1.86 (0.96)	1.78 (0.92)	2.06 (1.00)			
(担任の先生に感謝している)	2.84 (1.00)	2.83 (1.00)	2.94 (0.99)			
担任教師のアタッチメント機能						
(安全な避難場所)	1.75 (0.84)	1.86 (0.91)	2.04 (0.98)			
(安全基地)	1.84 (0.86)	1.95 (0.95)	2.08 (0.96)			
友人との関係	3.32 (0.68)	3.30 (0.66)	3.39 (0.62)			
自尊心	3.15 (0.70)	3.19 (0.70)	3.17 (0.71)			
無気力感	3.56 (1.35)	3.68 (1.37)	3.62 (1.39)			
向社会性	3.08 (0.64)	3.06 (0.63)	3.14 (0.61)			
自律的学習動機						
(内的調整)	2.01 (0.89)	1.99 (0.91)	2.03 (0.92)			
(同一化調整)	3.06 (0.87)	3.01 (0.88)	3.10 (0.87)			
(取り入れ的調整)	2.23 (0.83)	2.23 (0.88)	2.23 (0.89)			
(外的調整)	2.47 (0.85)	2.54 (0.87)	2.51 (0.88)			
感情知性						
(自己感情の制御)	2.83 (0.63)	2.87 (0.64)	2.87 (0.64)			
(他者感情の認知)	3.08 (0.70)	3.07 (0.65)	3.16 (0.64)			
(自己感情の表現)	2.90 (0.80)	2.85 (0.81)	3.01 (0.82)			
パーソナリティ特性						
(外向性)	4.67 (1.48)	4.66 (1.47)	4.67 (1.45)			
(協調性)	4.63 (1.31)	4.63 (1.22)	4.63 (1.20)			
(勤勉性)	3.48 (1.21)	3.48 (1.26)	3.43 (1.31)			
(神経症傾向)	4.17 (1.18)	4.13 (1.15)	4.15 (1.22)			
(開放性)	4.09 (1.13)	4.13 (1.21)	4.19 (1.17)			
学級規模 (人)	35.78 (3.99)	33.02 (3.80)	34.95 (3.55)			
	<i>N</i> (児童生徒)	880	921	877		

表7.Y県5市の全コーホート・両学校種における尺度得点及び学級規模の
 平均値・標準偏差と尺度の α 係数

	2017年度			2018年度		
	平均値 (標準偏差)	α		平均値 (標準偏差)	α	
担任教師への感情的態度						
(担任の先生はすごい)	3.02 (0.95)	-		3.04 (0.94)	-	
(担任の先生は偉い)	2.89 (0.97)	-		2.88 (0.98)	-	
(担任の先生のが好き)	2.80 (1.03)	-		2.82 (1.03)	-	
(担任の先生は怖い)	1.92 (0.95)	-		1.97 (0.98)	-	
(担任の先生に感謝している)	3.06 (0.95)	-		3.09 (0.94)	-	
担任教師のアタッチメント機能						
(安全な避難場所)	2.08 (0.92)	.80		2.13 (0.93)	.81	
(安全基地)	2.31 (0.97)	.88		2.34 (0.98)	.89	
友人との関係	3.34 (0.65)	.87		3.36 (0.62)	.87	
自尊心	3.30 (0.71)	.79		3.32 (0.72)	.81	
無気力感	3.34 (1.42)	.88		3.37 (1.43)	.88	
向社会性	3.03 (0.63)	.74		3.04 (0.61)	.74	
自律的学習動機						
(内的調整)	2.25 (0.94)	.88		2.22 (0.95)	.88	
(同一化調整)	3.25 (0.81)	.82		3.25 (0.82)	.83	
(取り入的調整)	2.12 (0.84)	.73		2.10 (0.85)	.74	
(外的調整)	2.32 (0.81)	.57		2.33 (0.82)	.61	
感情知性						
(自己感情の制御)	2.82 (0.68)	.64		2.85 (0.69)	.65	
(他者感情の認知)	3.07 (0.67)	.70		3.09 (0.65)	.72	
(自己感情の表現)	2.86 (0.83)	.82		2.88 (0.82)	.83	
パーソナリティ特性						
(外向性)	4.89 (1.48)	-		4.93 (1.48)	-	
(協調性)	4.59 (1.36)	-		4.63 (1.33)	-	
(勤勉性)	3.75 (1.31)	-		3.74 (1.36)	-	
(神経症傾向)	4.03 (1.23)	-		4.01 (1.25)	-	
(開放性)	4.17 (1.23)	-		4.19 (1.23)	-	
学級規模 (人)	33.09 (4.21)	-		33.51 (4.19)	-	
	N (児童生徒)	4,586		4,833		

表 8. Y 県 5 市の小 4 における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017 年度		2018 年度	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
担任教師への感情的態度				
(担任の先生はすごい)	3.28 (0.84)	3.27 (0.84)		
(担任の先生は偉い)	2.88 (0.95)	2.84 (0.95)		
(担任の先生のが好き)	2.88 (1.03)	2.94 (1.04)		
(担任の先生は怖い)	2.02 (1.00)	1.96 (0.96)		
(担任の先生に感謝している)	3.45 (0.81)	3.45 (0.81)		
担任教師のアタッチメント機能				
(安全な避難場所)	2.27 (0.84)	2.32 (0.84)		
(安全基地)	2.80 (0.88)	2.81 (0.88)		
友人との関係	3.31 (0.67)	3.30 (0.69)		
自尊心	2.79 (0.70)	2.79 (0.71)		
無気力感	3.04 (0.63)	3.04 (0.65)		
向社会性	2.78 (0.77)	2.80 (0.79)		
自律的学習動機				
(内的調整)	3.00 (1.40)	3.16 (1.43)		
(同一化調整)	3.08 (0.59)	3.06 (0.60)		
(取り入れ的調整)	3.40 (0.59)	3.39 (0.62)		
(外的調整)	2.56 (0.93)	2.53 (0.93)		
感情知性				
(自己感情の制御)	3.44 (0.71)	3.45 (0.70)		
(他者感情の認知)	2.19 (0.87)	2.20 (0.86)		
(自己感情の表現)	2.22 (0.74)	2.27 (0.76)		
パーソナリティ特性				
(外向性)	5.06 (1.42)	4.97 (1.42)		
(協調性)	4.60 (1.42)	4.53 (1.42)		
(勤勉性)	3.88 (1.40)	3.85 (1.39)		
(神経症傾向)	3.94 (1.31)	4.01 (1.33)		
(開放性)	4.16 (1.24)	4.16 (1.23)		
学級規模 (人)	33.65 (3.72)	34.07 (3.69)		
	<i>N</i> (児童生徒)	2,555	2,373	

表9.Y県5市の小5における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017年度		2018年度	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
担任教師への感情的態度				
(担任の先生はすごい)	3.14 (0.92)	3.10 (0.94)		
(担任の先生は偉い)	2.78 (0.98)	2.70 (0.98)		
(担任の先生のが好き)	2.71 (1.07)	2.69 (1.08)		
(担任の先生は怖い)	2.00 (0.97)	1.97 (0.94)		
(担任の先生に感謝している)	3.27 (0.92)	3.26 (0.91)		
担任教師のアタッチメント機能				
(安全な避難場所)	2.09 (0.84)	2.12 (0.87)		
(安全基地)	2.47 (0.93)	2.41 (0.96)		
友人との関係	3.21 (0.72)	3.27 (0.73)		
自尊心	2.81 (0.71)	2.80 (0.71)		
無気力感	3.04 (0.63)	3.04 (0.65)		
向社会性	2.80 (0.79)	2.81 (0.80)		
自律的学習動機				
(内的調整)	3.15 (1.41)	3.25 (1.44)		
(同一化調整)	3.03 (0.59)	3.04 (0.60)		
(取り入れ的調整)	3.35 (0.63)	3.36 (0.64)		
(外的調整)	2.35 (0.94)	2.35 (0.94)		
感情知性				
(自己感情の制御)	3.33 (0.80)	3.33 (0.80)		
(他者感情の認知)	2.10 (0.85)	2.10 (0.84)		
(自己感情の表現)	2.23 (0.77)	2.17 (0.80)		
パーソナリティ特性				
(外向性)	4.99 (1.46)	5.03 (1.46)		
(協調性)	4.44 (1.40)	4.50 (1.39)		
(勤勉性)	3.63 (1.37)	3.68 (1.36)		
(神経症傾向)	4.06 (1.27)	4.10 (1.29)		
(開放性)	4.10 (1.28)	4.14 (1.28)		
学級規模 (人)	34.16 (2.93)	33.93 (3.77)		
	<i>N</i> (児童生徒)	2,528	2,615	

表 10. Y 県 5 市の小 6 における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017 年度		2018 年度	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
担任教師への感情的態度				
(担任の先生はすごい)	3.10 (0.93)	3.03 (0.94)		
(担任の先生は偉い)	2.74 (0.97)	2.65 (0.97)		
(担任の先生のが好き)	2.69 (1.05)	2.64 (1.05)		
(担任の先生は怖い)	2.04 (0.98)	2.03 (0.96)		
(担任の先生に感謝している)	3.35 (0.90)	3.27 (0.91)		
担任教師のアタッチメント機能				
(安全な避難場所)	2.00 (0.85)	2.06 (0.86)		
(安全基地)	2.29 (0.93)	2.27 (0.92)		
友人との関係	3.20 (0.70)	3.19 (0.74)		
自尊心	2.87 (0.66)	2.83 (0.68)		
無気力感	3.07 (0.62)	3.09 (0.61)		
向社会性	2.85 (0.79)	2.85 (0.80)		
自律的学習動機				
(内的調整)	3.12 (1.36)	3.24 (1.36)		
(同一化調整)	3.06 (0.58)	3.07 (0.56)		
(取り入れ的調整)	3.37 (0.60)	3.37 (0.62)		
(外的調整)	2.29 (0.93)	2.25 (0.93)		
感情知性				
(自己感情の制御)	3.43 (0.73)	3.38 (0.74)		
(他者感情の認知)	2.13 (0.85)	2.14 (0.84)		
(自己感情の表現)	2.24 (0.79)	2.20 (0.79)		
パーソナリティ特性				
(外向性)	4.96 (1.48)	4.91 (1.47)		
(協調性)	4.56 (1.34)	4.47 (1.36)		
(勤勉性)	3.56 (1.33)	3.55 (1.31)		
(神経症傾向)	4.13 (1.30)	4.16 (1.25)		
(開放性)	4.14 (1.28)	4.12 (1.25)		
学級規模 (人)	32.56 (3.55)	34.59 (3.02)		
	<i>N</i> (児童生徒)	2,496	2,608	

表 1 1 . Y 県 5 市 の 中 1 に お け る 尺 度 得 点 及 び 学 級 規 模 の 平 均 値 ・ 標 準 偏 差

	2017 年度		2018 年度	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
担任教師への感情的態度				
(担任の先生はすごい)	3.04 (0.90)	3.03 (0.91)		
(担任の先生は偉い)	2.78 (0.95)	2.72 (0.96)		
(担任の先生のが好き)	2.67 (0.99)	2.67 (0.98)		
(担任の先生は怖い)	1.96 (0.92)	1.91 (0.89)		
(担任の先生に感謝している)	3.24 (0.87)	3.17 (0.88)		
担任教師のアタッチメント機能				
(安全な避難場所)	1.95 (0.84)	1.93 (0.85)		
(安全基地)	2.10 (0.88)	2.06 (0.90)		
友人との関係	3.03 (0.71)	3.06 (0.70)		
自尊心	2.80 (0.65)	2.81 (0.66)		
無気力感	3.02 (0.63)	3.03 (0.62)		
向社会性	2.81 (0.77)	2.82 (0.79)		
自律的学習動機				
(内的調整)	3.74 (1.29)	3.70 (1.32)		
(同一化調整)	3.02 (0.59)	3.04 (0.59)		
(取り入れ的調整)	3.31 (0.65)	3.33 (0.62)		
(外的調整)	2.01 (0.85)	1.95 (0.85)		
感情知性				
(自己感情の制御)	3.24 (0.76)	3.17 (0.82)		
(他者感情の認知)	2.37 (0.85)	2.30 (0.86)		
(自己感情の表現)	2.53 (0.81)	2.51 (0.82)		
パーソナリティ特性				
(外向性)	4.85 (1.52)	4.84 (1.46)		
(協調性)	4.43 (1.32)	4.50 (1.29)		
(勤勉性)	3.25 (1.24)	3.32 (1.23)		
(神経症傾向)	4.32 (1.19)	4.30 (1.20)		
(開放性)	4.09 (1.21)	4.08 (1.21)		
学級規模 (人)	35.29 (3.09)	35.38 (3.62)		
	<i>N</i> (児童生徒)	2,198	2,245	

表 1 2. Y 県 5 市の中 2 における尺度得点及び学級規模の平均値・標準偏差

	2017 年度		2018 年度	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
担任教師への感情的態度				
(担任の先生はすごい)	2.96 (0.93)	2.98 (0.96)		
(担任の先生は偉い)	2.68 (0.96)	2.74 (0.96)		
(担任の先生のが好き)	2.68 (0.99)	2.71 (1.00)		
(担任の先生は怖い)	1.91 (0.97)	1.93 (0.92)		
(担任の先生に感謝している)	3.15 (0.89)	3.12 (0.91)		
担任教師のアタッチメント機能				
(安全な避難場所)	1.87 (0.85)	1.95 (0.87)		
(安全基地)	1.96 (0.87)	2.01 (0.89)		
友人との関係	3.01 (0.70)	3.01 (0.72)		
自尊心	2.76 (0.68)	2.78 (0.66)		
無気力感	3.01 (0.61)	3.02 (0.64)		
向社会性	2.83 (0.78)	2.81 (0.80)		
自律的学習動機				
(内的調整)	3.74 (1.31)	3.84 (1.33)		
(同一化調整)	3.04 (0.58)	3.03 (0.59)		
(取り入れ的調整)	3.27 (0.63)	3.29 (0.65)		
(外的調整)	1.91 (0.84)	1.95 (0.86)		
感情知性				
(自己感情の制御)	3.23 (0.78)	3.21 (0.78)		
(他者感情の認知)	2.28 (0.85)	2.35 (0.86)		
(自己感情の表現)	2.51 (0.83)	2.51 (0.83)		
パーソナリティ特性				
(外向性)	4.70 (1.53)	4.63 (1.53)		
(協調性)	4.52 (1.27)	4.48 (1.25)		
(勤勉性)	3.26 (1.22)	3.25 (1.22)		
(神経症傾向)	4.30 (1.18)	4.30 (1.17)		
(開放性)	4.02 (1.20)	4.04 (1.21)		
学級規模 (人)	35.83 (3.60)	36.12 (3.27)		
	<i>N</i> (児童生徒)	2,172	2,207	

(2) 分析 2. 非認知能力関連の変数の級内相関係数 (ICC)

各年度における非認知能力関連の変数の級内相関係数 (intraclass correlation coefficients, ICC) を算出した。ICC は、集団 (学級) 内の得点の類似度の指標であり、集団内の分散 (得点の個人間変動: σ^2) と集団間の分散 (得点の学級間変動: τ_{00}) によって、次の式で求められる。

$$ICC = \tau_{00} \div (\tau_{00} + \sigma^2)$$

ここでは学級をグループ変数とした。この場合、ICC の値が高いほど学級内で各変数の値の類似性が高いことを意味する。集団 (学級) レベルの分散が大きいほど ICC は大きくなり、一般的な基準としての効果量は、ICC が .05 の場合は小、.10 の場合は中、.15 の場合は大とされる (Hox, 2010)。

X 県 A 市における各尺度得点の ICC を表 1 3 に示した。Y 県 5 市における各尺度得点の ICC を表 1 4 に示した。

表 1 3. X 県 A 市の小学校・中学校全体における尺度得点の ICC

	小 4-6			中 1-2			全体			
	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2017 年度	2018 年度	2019 年度	
担任教師への感情的態度										
(担任の先生はすごい)	.22	.19	.13	.21	.19	.19	.22	.20	.17	
(担任の先生は偉い)	.17	.15	.10	.16	.15	.16	.18	.16	.14	
(担任の先生のが好き)	.19	.21	.11	.23	.21	.20	.22	.22	.16	
(担任の先生は怖い)	.13	.17	.13	.15	.15	.20	.14	.17	.15	
(担任の先生に感謝している)	.15	.14	.09	.18	.17	.17	.17	.17	.15	
担任教師のアタッチメント機能										
(安全な避難場所)	.11	.05	.06	.12	.10	.07	.14	.09	.08	
(安全基地)	.14	.13	.08	.16	.11	.08	.21	.17	.14	
友人との関係	.01	.01	.02	-.01	.01	.00	.02	.02	.02	
自尊心	.03	.02	.02	.00	.01	.00	.02	.02	.01	
無気力感	.03	.02	.03	.01	.01	.01	.05	.04	.05	
向社会性	.02	.01	.03	.02	.02	.01	.04	.04	.04	
自律的学習動機										
(内的調整)	.02	.01	.00	.01	.00	.01	.03	.03	.04	
(同一化調整)	.02	.02	.03	.01	.02	.02	.02	.02	.02	
(取り入れ的調整)	.06	.04	.03	.02	.01	.02	.04	.03	.03	
(外的調整)	.03	.02	.02	.00	.01	.00	.02	.02	.02	
感情知性										
(自己感情の制御)	.01	.03	.03	.03	.00	.02	.03	.03	.04	
(他者感情の認知)	.03	.01	.02	.02	.00	.02	.04	.02	.03	
(自己感情の表現)	.04	.04	.05	.02	.01	.03	.04	.03	.04	
パーソナリティ特性										
(外向性)	.00	.01	.00	.00	.00	.00	.00	.01	.01	
(協調性)	.02	.01	.03	.01	.01	.01	.02	.01	.02	
(勤勉性)	.01	.01	.02	.00	.00	.01	.02	.02	.04	
(神経症傾向)	.00	.01	.02	.00	.01	.00	.01	.01	.01	
(開放性)	-.01	.01	.00	.01	.01	.00	.00	.01	.00	
	<i>N</i> (学級)	122	123	123	67	67	67	189	190	190

表 1 4. Y 県 5 市の小学校・中学校全体における尺度得点の ICC

	小 4-6		中 1-2		全体		
	2017 年度	2018 年度	2017 年度	2018 年度	2017 年度	2018 年度	
担任教師への感情的態度							
（担任の先生はすごい）	.22	.23	.21	.23	.22	.23	
（担任の先生は偉い）	.14	.13	.13	.15	.13	.14	
（担任の先生のが好き）	.22	.23	.23	.22	.23	.23	
（担任の先生は怖い）	.15	.14	.25	.21	.19	.17	
（担任の先生に感謝している）	.19	.18	.17	.19	.19	.19	
担任教師のアタッチメント機能							
（安全な避難場所）	.09	.08	.10	.07	.11	.09	
（安全基地）	.17	.17	.13	.11	.21	.19	
友人との関係	.03	.03	.02	.02	.03	.03	
自尊心	.03	.03	.02	.01	.04	.04	
無気力感	.03	.03	.03	.02	.08	.06	
向社会性	.03	.04	.03	.04	.03	.04	
自律的学習動機							
（内的調整）	.04	.04	.01	.02	.08	.08	
（同一化調整）	.03	.03	.03	.02	.04	.04	
（取り入れ的調整）	.01	.02	.02	.01	.03	.03	
（外的調整）	.01	.01	.00	.01	.04	.04	
感情知性							
（自己感情の制御）	.02	.02	.02	.02	.02	.02	
（他者感情の認知）	.03	.03	.03	.03	.03	.03	
（自己感情の表現）	.02	.02	.01	.01	.02	.01	
パーソナリティ特性							
（外向性）	.00	.01	.00	.01	.01	.01	
（協調性）	.02	.02	.01	.01	.02	.02	
（勤勉性）	.03	.02	.01	.01	.05	.04	
（神経症傾向）	.02	.02	.01	.00	.03	.02	
（開放性）	.00	.01	.00	.00	.00	.00	
	<i>N</i> (学級)	282	277	151	150	433	427

(3) 分析 3. 非認知能力関連の変数の時点間相関

児童生徒調査の非認知能力関連の変数について、時点間相関を算出した。時点間相関とは、異なる時点間における、各回答者の同一尺度得点同士の相関係数を表す。

X 県 A 市における結果を表 1 5 に、Y 県 5 市における結果を表 1 6 に示す。なお、表中の「小 4 コーホート」は 2017 年度時点で小 4 の児童、「小 5 コーホート」は 2017 年度時点で小 5 の児童、「小 6 コーホート」は 2017 年度時点で小 6 の児童、「中 1 コーホート」は 2017 年度時点で中 1 の生徒を、それぞれ表す。また、この分析では、X 県 A 市は全 3 時点の調査に参加し、全ての変数の情報が得られている児童生徒のみを、Y 県 5 市は全 2 時点の調査に参加し、全ての変数の情報が得られている児童生徒のみを、それぞれ分析対象とした。

表 1 5. X 県 A 市における尺度得点の時点間相関

	相関係数								
	小 4 コーホート			小 5 コーホート			小 6 コーホート		
	T1- T2	T1- T3	T2- T3	T1- T2	T1- T3	T2- T3	T1- T2	T1- T3	T2- T3
担任教師への感情的態度									
（担任の先生はすごい）	.21	.19	.22	.27	.15	.25	.20	.16	.26
（担任の先生は偉い）	.35	.27	.32	.30	.22	.30	.30	.21	.41
（担任の先生のが好き）	.29	.29	.32	.30	.18	.22	.20	.16	.26
（担任の先生は怖い）	.16	.07	.20	.22	.16	.18	.09	.08	.13
（担任の先生に感謝している）	.19	.17	.23	.32	.23	.29	.28	.20	.28
担任教師のアタッチメント機能									
（安全な避難場所）	.46	.33	.44	.36	.26	.34	.37	.34	.30
（安全基地）	.42	.36	.46	.42	.29	.42	.44	.37	.39
友人との関係	.53	.48	.57	.50	.54	.51	.52	.45	.55
自尊心	.63	.53	.68	.67	.52	.67	.61	.56	.68
無気力感	.52	.52	.58	.57	.43	.53	.50	.43	.53
向社会性	.54	.45	.64	.53	.50	.50	.53	.50	.55
自律的学習動機									
（内的調整）	.52	.40	.53	.63	.49	.62	.53	.45	.51
（同一化調整）	.53	.40	.56	.52	.44	.53	.51	.38	.52
（取り入れ的調整）	.42	.38	.46	.51	.39	.52	.48	.41	.53
（外的調整）	.38	.34	.49	.52	.37	.48	.41	.38	.52
感情知性									
（自己感情の制御）	.51	.43	.52	.59	.45	.54	.60	.45	.53
（他者感情の認知）	.56	.46	.60	.59	.51	.58	.58	.55	.57
（自己感情の表現）	.63	.52	.63	.61	.54	.59	.62	.51	.59
パーソナリティ特性									
（外向性）	.61	.47	.63	.63	.53	.64	.64	.56	.67
（協調性）	.50	.42	.63	.60	.45	.57	.55	.44	.57
（勤勉性）	.41	.41	.55	.49	.41	.50	.49	.42	.48
（神経症傾向）	.30	.28	.46	.41	.37	.40	.44	.36	.43
（開放性）	.30	.30	.31	.34	.26	.36	.38	.36	.40
学級規模	.77	.75	.97	.38	-.08	-.07	.39	.36	.92
<i>N</i> (児童生徒)	640	640	640	633	633	633	551	551	551

表 1 5 (続き)

	相関係数			
	全コーホート			
	T1- T2	T1- T3	T2- T3	
担任教師への感情的態度				
(担任の先生はすごい)	.23	.17	.24	
(担任の先生は偉い)	.32	.23	.34	
(担任の先生のが好き)	.27	.21	.27	
(担任の先生は怖い)	.16	.10	.18	
(担任の先生に感謝している)	.26	.21	.27	
担任教師のアタッチメント機能				
(安全な避難場所)	.40	.31	.36	
(安全基地)	.43	.35	.43	
友人との関係	.52	.49	.54	
自尊心	.64	.53	.67	
無気力感	.53	.46	.54	
向社会性	.53	.48	.57	
自律的学習動機				
(内的調整)	.57	.45	.56	
(同一化調整)	.52	.41	.53	
(取り入れ的調整)	.46	.38	.51	
(外的調整)	.43	.36	.50	
感情知性				
(自己感情の制御)	.56	.44	.53	
(他者感情の認知)	.58	.50	.58	
(自己感情の表現)	.62	.52	.60	
パーソナリティ特性				
(外向性)	.62	.52	.64	
(協調性)	.55	.44	.59	
(勤勉性)	.46	.41	.51	
(神経症傾向)	.38	.34	.43	
(開放性)	.34	.30	.35	
学級規模	.47	.36	.67	
	<i>N</i> (児童生徒)	1,824	1,824	1,824

表 1 6 . Y 県 5 市における尺度得点の時点間相関

	相関係数					
	小 4 コ ーホー ト	小 5 コ ーホー ト	小 6 コ ーホー ト	中 1 コ ーホー ト	全コー ホート	
担任教師への感情的態度						
（担任の先生はすごい）	.29	.27	.23	.26	.27	
（担任の先生は偉い）	.34	.37	.29	.29	.33	
（担任の先生のが好き）	.28	.30	.23	.27	.27	
（担任の先生は怖い）	.20	.24	.17	.15	.19	
（担任の先生に感謝している）	.29	.32	.23	.29	.29	
担任教師のアタッチメント機能						
（安全な避難場所）	.36	.39	.35	.37	.38	
（安全基地）	.41	.43	.33	.36	.41	
友人との関係	.54	.56	.56	.56	.55	
自尊心	.62	.63	.62	.67	.64	
無気力感	.51	.57	.51	.58	.55	
向社会性	.54	.53	.56	.56	.54	
自律的学習動機						
（内的調整）	.53	.58	.51	.58	.56	
（同一化調整）	.54	.54	.51	.54	.52	
（取り入れ的調整）	.48	.53	.51	.57	.52	
（外的調整）	.45	.47	.50	.54	.50	
感情知性						
（自己感情の制御）	.50	.53	.53	.59	.53	
（他者感情の認知）	.56	.53	.56	.59	.56	
（自己感情の表現）	.54	.53	.56	.56	.55	
パーソナリティ特性						
（外向性）	.58	.63	.62	.70	.63	
（協調性）	.49	.57	.55	.58	.54	
（勤勉性）	.47	.51	.52	.51	.51	
（神経症傾向）	.37	.40	.44	.50	.42	
（開放性）	.29	.37	.43	.43	.37	
学級規模	.85	.79	.18	.72	.62	
	<i>N</i> (児童生徒)	2,135	2,160	1,814	1,899	8,008

(4) 分析4. 非認知能力関連の変数と学級規模との単相関分析

児童生徒調査の非認知能力関連の変数について、時点ごとの学級規模との単相関（個人間相関／学級間相関）を算出した。

X県A市における結果を表17・表18に、Y県5市における結果を表19・表20に示す。なお、学級間相関は、各時点の各変数について学級単位での学級集計値（学級に所属する児童生徒の得点の合算平均値）を算出し、その値と学級規模との単相関を示したものである。

表 1 7. X 県 A 市における学級規模と尺度得点との単相関

	個人間相関								
	2017 年度			2018 年度			2019 年度		
	小 4-6	中 1-2	全体	小 4-6	中 1-2	全体	小 4-6	中 1-2	全体
担任教師への感情的態度									
(担任の先生はすごい)	-.01	-.15	-.09	-.02	-.01	-.02	-.02	.03	-.02
(担任の先生は偉い)	-.04	-.13	-.10	-.03	-.02	-.03	-.01	.01	-.02
(担任の先生のが好き)	-.06	-.16	-.12	.00	-.05	-.03	-.02	.01	-.03
(担任の先生は怖い)	.03	.01	.01	.06	.08	.06	.05	.03	.04
(担任の先生に感謝している)	-.01	-.15	-.09	-.01	-.01	-.02	.00	.01	-.03
担任教師のアタッチメント機能									
(安全な避難場所)	-.04	-.11	-.10	-.01	-.03	-.03	-.01	.06	-.01
(安全基地)	-.03	-.15	-.13	.00	-.01	-.03	.00	.06	-.02
友人との関係	.02	-.04	.00	-.02	-.01	-.02	.00	.05	.02
自尊心	-.01	-.04	-.04	-.04	-.05	-.05	-.05	-.03	-.06
無気力感	-.01	.07	.05	.04	.05	.05	.00	.01	.02
向社会性	-.04	-.01	-.01	-.02	.01	-.01	.00	.04	.02
自律的学習動機									
(内的調整)	.01	-.05	-.06	.02	-.02	-.01	.00	.02	-.02
(同一化調整)	.03	-.05	-.04	.00	.00	-.01	.01	.03	.00
(取り入的調整)	-.01	-.03	.01	-.01	.02	.01	.02	.05	.04
(外的調整)	.00	.00	.03	.01	-.01	.02	.01	.04	.05
感情知性									
(自己感情の制御)	-.02	-.02	-.01	-.01	-.03	-.01	.02	-.03	.01
(他者感情の認知)	-.03	-.03	-.02	-.01	.02	.00	.02	.04	.03
(自己感情の表現)	-.02	-.01	-.01	-.01	.01	.00	.00	.02	.02
パーソナリティ特性									
(外向性)	.00	-.04	-.03	.00	-.03	-.02	.00	-.02	-.02
(協調性)	.01	-.02	.00	-.03	-.05	-.03	-.04	-.03	-.04
(勤勉性)	.01	-.03	-.04	.01	-.03	-.02	.01	.00	-.01
(神経症傾向)	.03	.04	.05	.00	.00	.01	.00	.00	.01
(開放性)	.00	-.02	-.02	-.02	-.05	-.03	-.01	-.01	-.01
<i>N</i> (児童生徒)	2,911	1,856	4,767	3,214	1,845	5,059	3,169	1,909	5,078

表 18. X 県 A 市における学級規模と尺度得点との単相関

	学級間相関									
	2017 年度			2018 年度			2019 年度			
	小 4-6	中 1-2	全体	小 4-6	中 1-2	全体	小 4-6	中 1-2	全体	
担任教師への感情的態度										
(担任の先生はすごい)	.01	-.35	-.16	-.02	.03	-.03	-.04	.12	-.04	
(担任の先生は偉い)	-.06	-.33	-.20	-.04	.01	-.06	-.05	.07	-.06	
(担任の先生のが好き)	-.11	-.35	-.24	.01	-.05	-.04	-.05	.05	-.07	
(担任の先生は怖い)	.04	-.01	-.01	.11	.20	.11	.12	.12	.12	
(担任の先生に感謝している)	-.04	-.36	-.20	.00	.01	-.03	.00	.03	-.06	
担任教師のアタッチメント機能										
(安全な避難場所)	-.11	-.30	-.25	-.02	-.04	-.08	-.03	.21	-.04	
(安全基地)	-.05	-.36	-.25	-.01	.02	-.06	.01	.24	-.05	
友人との関係	.07	-.19	.02	-.09	-.06	-.09	.02	.31	.10	
自尊心	-.04	-.10	-.15	-.17	-.27	-.22	-.20	-.10	-.23	
無気力感	-.01	.30	.19	.16	.25	.21	.00	.04	.09	
向社会性	-.12	-.05	-.03	-.03	.06	.01	.01	.17	.08	
自律的学習動機										
(内的調整)	.02	-.23	-.18	.06	-.12	-.06	-.01	.11	-.09	
(同一化調整)	.12	-.17	-.11	.02	-.02	-.06	.05	.15	-.02	
(取り入的調整)	.01	-.17	.09	-.07	.13	.03	.11	.29	.21	
(外的調整)	.01	-.04	.13	.03	-.03	.08	.07	.21	.20	
感情知性										
(自己感情の制御)	-.07	-.05	-.02	-.02	-.10	-.02	.05	-.15	.01	
(他者感情の認知)	-.10	-.14	-.07	.00	.07	.04	.07	.21	.12	
(自己感情の表現)	-.10	-.05	-.06	-.02	.05	.01	.01	.13	.08	
パーソナリティ特性										
(外向性)	.01	-.16	-.12	.00	-.21	-.10	.02	-.09	-.08	
(協調性)	.12	-.09	.07	-.12	-.21	-.14	-.13	-.15	-.14	
(勤勉性)	.05	-.15	-.13	.01	-.24	-.10	.05	.04	-.06	
(神経症傾向)	.17	.14	.21	.01	.01	.04	.01	-.01	.06	
(開放性)	-.07	-.08	-.11	-.13	-.28	-.19	-.03	-.07	-.04	
	$N_{(学級)}$	122	67	189	123	67	190	123	67	190

表 19. Y 県 5 市における学級規模と尺度得点との単相関

	個人間相関						
	2017 年度			2018 年度			
	小 4-6	中 1-2	全体	小 4-6	中 1-2	全体	
担任教師への感情的態度							
(担任の先生はすごい)	-.07	-.02	-.07	-.07	-.07	-.08	
(担任の先生は偉い)	-.04	.00	-.04	-.08	-.05	-.07	
(担任の先生のが好き)	-.05	.01	-.04	-.05	-.03	-.05	
(担任の先生は怖い)	.05	-.02	.01	.00	.04	.01	
(担任の先生に感謝している)	-.08	-.01	-.07	-.06	-.04	-.07	
担任教師のアタッチメント機能							
(安全な避難場所)	-.02	-.01	-.05	-.05	-.03	-.06	
(安全基地)	-.04	.00	-.09	-.06	-.05	-.10	
友人との関係	-.03	.05	-.02	.00	.00	-.01	
自尊心	-.02	-.02	-.06	-.01	-.05	-.05	
無気力感	.02	.00	.07	.00	.04	.05	
向社会性	-.06	.02	-.04	-.03	.00	-.02	
自律的学習動機							
(内的調整)	-.04	-.04	-.10	-.04	-.02	-.08	
(同一化調整)	-.05	-.02	-.07	-.02	-.03	-.05	
(取り入れ的調整)	.00	-.07	.01	-.02	.01	.01	
(外的調整)	.00	-.03	.04	-.02	.01	.03	
感情知性							
(自己感情の制御)	-.03	.02	-.02	.00	-.03	-.01	
(他者感情の認知)	-.03	.03	-.01	-.02	.01	-.01	
(自己感情の表現)	-.04	.02	-.02	-.01	.00	.00	
パーソナリティ特性							
(外向性)	-.01	.02	-.02	-.03	-.01	-.04	
(協調性)	-.04	.03	-.02	-.03	-.02	-.03	
(勤勉性)	-.02	.00	-.05	-.01	-.05	-.05	
(神経症傾向)	.02	.00	.04	.00	.01	.02	
(開放性)	-.01	-.01	-.02	.00	.00	-.01	
	<i>N</i> (児童生徒)	7,579	4,370	11,949	7,596	4,452	12,048

表 20. Y 県 5 市における学級規模と尺度得点との単相関

	学級間相関						
	2017 年度			2018 年度			
	小 4-6	中 1-2	全体	小 4-6	中 1-2	全体	
担任教師への感情的態度							
(担任の先生はすごい)	-.15	-.08	-.16	-.16	-.16	-.18	
(担任の先生は偉い)	-.12	-.03	-.10	-.22	-.13	-.18	
(担任の先生のが好き)	-.11	.03	-.08	-.12	-.08	-.11	
(担任の先生は怖い)	.12	-.03	.03	.01	.16	.06	
(担任の先生に感謝している)	-.18	-.06	-.17	-.14	-.11	-.16	
担任教師のアタッチメント機能							
(安全な避難場所)	-.08	-.05	-.14	-.16	-.08	-.18	
(安全基地)	-.10	.01	-.17	-.16	-.17	-.22	
友人との関係	-.10	.27	-.02	-.03	.07	-.03	
自尊心	-.08	-.16	-.21	-.03	-.35	-.20	
無気力感	.06	.05	.20	.01	.30	.19	
向社会性	-.26	.12	-.14	-.11	.07	-.05	
自律的学習動機							
(内的調整)	-.15	-.21	-.27	-.16	-.12	-.21	
(同一化調整)	-.21	-.08	-.23	-.07	-.17	-.17	
(取り入れ的調整)	.02	-.26	.02	-.09	.09	.05	
(外的調整)	.04	-.05	.15	-.09	.08	.08	
感情知性							
(自己感情の制御)	-.15	.07	-.10	-.01	-.18	-.07	
(他者感情の認知)	-.11	.13	-.05	-.05	.13	.01	
(自己感情の表現)	-.18	.12	-.06	-.03	.07	.01	
パーソナリティ特性							
(外向性)	-.02	.08	-.06	-.13	-.06	-.15	
(協調性)	-.18	.13	-.09	-.12	-.08	-.11	
(勤勉性)	-.08	-.04	-.18	-.02	-.26	-.17	
(神経症傾向)	.06	.01	.13	.01	.17	.11	
(開放性)	-.09	-.05	-.10	.00	.00	-.02	
	$N_{(学級)}$	282	151	433	277	150	427

3. 考察

(1) 非認知能力関連の変数の得点変動と安定性

はじめに、時点間での非認知能力関連の変数の得点変動について、「分析 1. 非認知能力関連の変数の記述統計量」の結果から、どの非認知能力関連の変数も平均的にはそれほど大きく変動していないことが確認された。ただし、この結果は非認知能力の個人内変動が存在しないことを示すわけではない。平均的な得点変動は大きくないが、時点によって、個人による得点変動（例えば、学年が上がると得点が低下する／上昇するなど）がある可能性がある。なお、時点による得点の個人内変動とそれに対する学級規模の影響が存在する可能性については、第 2 部応用分析編第 9 章の潜在成長曲線モデルによる分析において検討する。

また、「分析 3. 非認知能力関連の変数の時点間相関」の結果から、どの変数についても時点間で中程度以上の正の相関が確認された。このうち、担任教師への感情的態度については弱い正の相関、それ以外の変数については中程度～強い正の相関を持つことが確認された。つまり、ある時点で得点が高い児童生徒は、次時点以降も得点が高い傾向にあることが示された。非認知能力関連の変数の時点間相関を考慮した上で、学級規模と非認知能力関連の変数との間の関連を検討した分析については、第 2 部応用分析編第 12 章の交差遅延効果モデルによる分析を参照されたい。

(2) 学級ごとの得点の類似性

本報告書において、学級規模と児童生徒の非認知能力関連の変数との関連を検討するに当たり、「分析 2. 非認知能力関連の変数の級内相関係数 (ICC)」において、学級ごとの得点の類似度を示す級内相関 (ICC) を確認した。

その結果、担任教師への感情的態度や担任教師のアタッチメント機能といった、担任教師との関係性に関わる指標の ICC の効果量が高く、同じ学級に所属する児童生徒が似た回答を示しやすいことが示された。学級に所属する児童生徒らに対して、一人の担任教師に関する回答を求めているために、学級内での得点が似通ったものになりやすいことが背景にあると推察される。

また、感情知性、向社会性、友人との関係、自尊心、無気力感、学習動機づけについても、ICC の効果量が小～中程度であることが確認された。一方、パーソナリティ特性 (Big Five) については、ICC の効果量は小さくに近いことから、得点の個人間変動（個人による違い）が相対的に大きいことが確認された。

ICC の効果量が小さい変数も含むものの、非認知能力関連の変数について、学級内での得点の類似性が認められることから、その背後に、学級間変動をもたらすような学級の要因が存在しうると考えられる。また、こうした ICC の傾向から見ても、本データについて、より精緻な分析を行うためには、学級の階層構造を仮定したモデルの下で分析を行うことが望ましいと考えられる。

(3) 学級規模と非認知能力関連の変数の個人／学級レベルの相関

最後に、「分析 4. 非認知能力関連の変数と学級規模との単相関分析」において、以降の

分析の予備的分析として、時点及び自治体ごとに、学級規模と各変数の単相関分析を行った。その結果、個人レベルの分析では、学級規模と非認知能力との間に有意な相関は確認されなかった。一方、各変数について、各得点の学級集計値（合算平均得点）を算出し、学級レベルの相関分析を行った結果、X 県 A 市の中学校で一部の変数に学級規模との間に弱い相関、Y 県 5 市の小学校・中学校それぞれの一部の變数に学級規模との間に弱い相関が確認された。

島田大祐（東京大学）

利根川明子（国立教育政策研究所）

久保田（河本）愛子（宇都宮大学）

飯村周平（創価大学）

武藤世良（お茶の水女子大学）

川本哲也（国士舘大学）

大久保圭介（東京大学）

岡田謙介（東京大学）

遠藤利彦（東京大学）

参考文献

Hox, J. (2010). *Multilevel analysis : Techniques and applications*(2nd ed.). New York, NY : Routledge Academic.

補論② 口腔内環境と社会経済状況

1 節 研究の意義と目的

補論②では、子供の口腔（こうくう）内環境と社会経済状況の関係について議論する。社会経済状況が健康格差を生み出す要因として注目されるようになり、口腔の健康格差については社会経済状況と齲蝕（うしょく）の関係についての研究が行われている（Costa SM et al. 2012; Schwendicke F et al. 2015）。日本においても、世帯所得と子供の齲蝕の割合に関連があることが指摘されており（藤原,2015）、相田 他（2016）は、歯科疾患実態調査のデータを利用して、幼少期を含む全年代の口腔の健康格差の実態を明らかにし、社会経済状況が低いほど口腔疾患が多いことを検証した(注 1)。さらに、貧困は虐待のハイリスク要因であるとされており（川松（2008））、虐待と口腔状況との関連が指摘される調査結果もある（社団法人東京都歯科医師会(2004)）。Asaka Y et al.(2020)においては、デンタルネグレクト（子供の虫歯の放置）と関連する家庭の特徴に、「生活のゆとりがない」「（子供の）習いごとがない」などが確認されている。

社会経済状況については、教育格差を生み出す要因としても注目されている。その一方で、教育研究において個人の家計状況を確認するような調査は、子供を対象とする場合、保護者を対象とする場合、いずれにおいても調査することは難しい内容であり、データの入手は困難な状況にある。他方、子供の口腔内環境の情報は、学校で定期的に行われる健康診断に含まれており、学校が保有・管理する入手しやすい情報である。本研究の意義の一つに、社会経済状況と口腔内環境の関係を分析することで、入手困難でありながら重要な指標である社会経済状況の代理変数として、学校内に既存の子供の口腔内環境情報を活用可能かどうか示唆することがあげられる。

先行研究のほとんどが、一定時点を断面的に切り取ったクロスセクションデータによる分析である。本研究では、社会経済状況と口腔内環境を同時に調査した大規模な時系列データセットにて同時に多数の生徒を観察する一方で、同一の対象を継続的に観察し、記録したデータである、同一主体の時系列データにて、複数の観察時点での同一の観察対象（生徒）を維持したパネルデータ分析を行った。パネルデータ分析を行うことで、観察されない異質性や個体差の統制が可能となり、クロスセクションデータに基づく先行研究よりも精確な因果推論が可能となる。

2 節 データ

1. データの概要

本研究は、X 県 A 市の公立小中学校に通う小中学生のデータを匿名化した状態で使用した。8,810 人の小中学生における口腔内環境のデータ（学校で実施される健康診断票のうち歯科検診（歯・口腔）結果データ）と社会経済状況に関するデータ（A 市で年に 2 回実施する子供の貧困の実態に関する調査データ）を利用した。1 人に対して半年に 1 度の調

査を3年間行い、合計52,860件のデータを得た。

2. 分析に使用する項目

社会経済状況の項目として、生活保護の有無、児童扶養手当（ひとり親）の有無、就学援助の有無、非課税世帯かどうか、虐待相談の有無、小学生か中学生のどちらか、性別、年度での年齢を分析に利用した。口腔内環境の項目として、歯列・咬合（こうごう）の状態（問題あり・なしに二値化）、歯垢（しこう）の状態（問題あり・なしに二値化）、「乳歯のみ」「永久歯のみ」「全ての歯」の齲蝕の有無（齲蝕あり・なしに二値化）を分析に利用した(注2)。

表1 記述統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
生活保護	52,860	0.007	0.082	0	0	1
児童扶養手当	52,860	0.058	0.233	0	0	1
就学援助	52,860	0.103	0.304	0	0	1
非課税階層	52,860	0.101	0.301	0	0	1
虐待相談	52,860	0.011	0.103	0	0	1
小中学校	52,860	0.125	0.331	0	0	1
性別名称	52,860	0.475	0.499	0	0	1
年度年齢	52,860	9.932	2.065	7	10	14
歯列・咬合	52,860	0.134	0.340	0	0	1
歯垢の状態	52,860	0.134	0.340	0	0	1
乳歯齲蝕	52,860	0.322	0.467	0	0	1
永久歯齲蝕	52,860	0.120	0.325	0	0	1
全齲蝕	52,860	0.384	0.486	0	0	1

(筆者作成)

3節 分析方法

本研究で使用したデータを全て結合して分析を行った場合、時系列性が失われてしまう。本研究で分析するデータは個人を複数時点に渡って追跡調査したものであるため、時系列性を持つパネルデータとして分析を行う方が望ましいと考えた。パネルデータ分析では、固定効果モデル、変量効果モデル、プーリング回帰モデルのいずれが適切なモデルかを比較することが多い。F検定、Hausman検定、Breusch and Pagan検定を組み合わせ、本研究に最適なモデルを求めた。求めたモデルを利用し、齲蝕の有無とその他の要素の関

連性を分析した。パネルデータ分析の結果の解釈は、一般的な重回帰分析に倣うこととした。目的変数の設定に当たり、経済状況が悪いと齲蝕になる、という因果が考えられるが、その逆が成り立つとは考えにくいことから、齲蝕の有無を目的変数とし、その他の項目を説明変数として分析を行った。統計的有意水準は全て $p < 0.05$ とした。

4 節 分析結果

1. 本研究で採用するモデルの検討

Breusch and Pagan 検定の結果 $p < 0.0001$ となり、プーリング回帰モデルよりも変量効果モデルが適切であると判断された。また、F 検定の結果 $p < 0.0001$ となり、プーリング回帰モデルよりも固定効果モデルが適切であると判断された。さらに、Hausman 検定の結果 $p < 0.0001$ となり、変量効果モデルよりも固定効果モデルが適切であると判断された。以上三つの検定結果から、本研究で用いるパネルデータでは、固定効果モデルを用いた分析が最も適切であるということが明らかになった。

2. 分析結果

固定効果モデルを用いて分析した結果、齲蝕の有無と有意に関連が認められた要素は、就学援助の有無、小学生か中学生のどちらか、調査年度での年齢、歯列咬合の状態、歯垢の状態であった。性別は共線性が認められたため、分析を行う際は除外した。

表2 乳歯齲蝕を被説明変数とした固定効果モデル推定結果（抜粋）

乳歯齲蝕	Coef.	Std. Err.	t	P>t
生活保護	0.065	0.057	1.14	0.253
児童扶養手当	0.018	0.019	0.93	0.350
就学援助	0.042	0.014	3.05	0.002 **
非課税階層	-0.009	0.010	-0.93	0.354
虐待相談	-0.014	0.031	-0.44	0.659
小中学校	-0.119	0.006	-19.26	0.000 ***
年度年齢	-0.037	0.002	-19.65	0.000 ***
歯列咬合	-0.005	0.006	-0.97	0.332
歯垢の状態	0.035	0.005	6.72	0.000 ***
_cons	0.700	0.019	37.40	0.000 ***

*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$

（筆者作成）

表3 永久歯齲蝕を被説明変数とした固定効果モデル推定結果（抜粋）

永久歯齲蝕	Coef.	Std. Err.	t	P>t
生活保護	-0.050	0.044	-1.13	0.257
児童扶養手当	0.015	0.015	0.99	0.320
就学援助	-0.017	0.011	-1.65	0.100
非課税階層	0.015	0.008	1.88	0.061
虐待相談	-0.004	0.024	-0.15	0.878
小中学校	0.051	0.005	10.67	0.000 ***
年度年齢	0.027	0.001	18.24	0.000 ***
歯列咬合	-0.016	0.004	-3.69	0.000 ***
歯垢の状態	0.042	0.004	10.46	0.000 ***
_cons	-0.158	0.015	-10.88	0.000 ***

*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$

（筆者作成）

表4 全ての歯の齲蝕を被説明変数とした固定効果モデル推定結果（抜粋）

全齲蝕	Coef.	Std. Err.	t	P>t
生活保護	-0.023	0.060	-0.38	0.701
児童扶養手当	0.031	0.020	1.50	0.134
就学援助	0.030	0.014	2.09	0.037 *
非課税階層	0.004	0.011	0.35	0.729
虐待相談	-0.006	0.033	-0.17	0.863
小中学校	-0.019	0.007	-2.97	0.003 **
年度年齢	-0.018	0.002	-8.73	0.000 ***
歯列咬合	-0.012	0.006	-2.04	0.041 *
歯垢の状態	0.058	0.006	10.47	0.000 ***
_cons	0.551	0.020	27.70	0.000 ***

*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$

(筆者作成)

5節 考察

本研究の結果から、社会経済状況を反映する就学援助の有無と、口腔内環境を反映する齲蝕の有無に有意な関連がある可能性が示された。就学援助を受け始めると将来的に齲蝕が増加する可能性があることから、当該の小中学生には歯科受診を奨励することが望ましいと考えられる。一方で、生活保護、児童扶養手当、非課税世帯は齲蝕との関連が認められなかった。これらは就学支援と比較して手厚い保護であり、保護者及び子供が歯科を受診する余裕が見込まれることから、齲蝕との関連が認められなかったのではないかと考えられる。

虐待相談と齲蝕の関連については認められなかった。原因の一つとして、分析対象となった自治体の地域特性による影響が可能性として挙げられる。また、外見的特徴（不衛生、怯（おび）え、無気力など）は今回の分析データには含まれていないことから、虐待相談の有無だけでは齲蝕との関連を分析するは困難であると考えられる。

今回は特定の地方自治体から得られたデータのみを利用して分析を行ったが、今後も継続して時系列データを蓄積していき、全国規模で分析を行うことが重要であると考えられる。就学援助の有無の代理変数として齲蝕の有無を活用可能かどうかも含め、さらなる分析が期待される。

古々本一馬（大阪大学）

大川玲奈（大阪大学）

仲野和彦（大阪大学）
松繁寿和（高松大学）
柿澤寿信（大阪大学）
岡嶋裕子（京都先端科学大学）
妹尾渉（国立教育政策研究所）

参考文献

- Aida J, Ando Y, Aoyama H et al.: An ecological study on the association of public dental health activities and sociodemographic characteristics with caries prevalence in Japanese 3-year-old children. *Caries Res* 40: 466–472, 2006.
- Asaka Y, Sekine M, Yamada M, Tatsuse T. Associations of socioeconomic status and lifestyle factors with dental neglect of elementary school children: the MEXT Super Shokuiku School Project. *Environmental Health and Preventive Medicine*, volume 25, Article number: 73, 2020
- Costa SM, Martins CC, Bonfim Mde L et al.: A systematic review of socioeconomic indicators and dental caries in adults. *Int J Environ Res Public Health* 9: 3540–3574, 2012.
- Schwendicke F, Dorfer CE, Schlattmann P et al.: Socioeconomic Inequality and Caries: A Systematic Review and Meta-Analysis. *J Dent Res* 94: 10–18, 2015.
- Soares LFB, Allen P, Bettiol S et al.: The Association of Socioeconomic Status and Dental Caries Experience in Children in Dili, Timor-Leste. *Asia Pac J Public Health*. 28(7): 620-628, 2016.
- 内閣府政策統括官（共生社会政策担当）（2020）『令和元年度 子供の貧困実態調査に関する研究 報告書』.
- 相田潤, 安藤雄一, 柳澤智仁（2016）『ライフステージによる日本人の口腔の健康格差の実態：歯科疾患実態調査と国民生活基礎調査から』口腔衛生学会雑誌, 66(5), 458-464.
- 川松亮(2008)「児童相談所から見る子どもの虐待と貧困—虐待のハイリスク要因としての貧困—」浅井春夫・松本伊知朗・湯澤直美編著『子どもの貧困—子ども時代のしあわせ平等のために—』明石書店
- 社団法人東京都歯科医師会(2004)『児童虐待防止マニュアル —かかりつけ歯科医の役割—』 一世印刷
- 社団法人 三重県歯科医師会（2006）『歯科医の立場からの児童虐待防止と子育て支援』.
- 筒井淳也, 水落正明, 保田時男（2016）『パネルデータの調査と分析・入門』ナカニシヤ出版.
- 新里法子, 番匠谷綾子, 大谷聡子, 五藤紀子, 岩本優子, 山崎健次, 香西克之（2012）『一時保護された被虐待児童の口腔内状況について』小児歯科学雑誌, 50(3), 237–242.
- 藤原武男（2015）「子どもの貧困をモニタリングできる健康指標の検討」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業（政策科学推進研究事業）『子どもの貧困の実態と

指標の構築に関する研究』平成 26 年度総括研究報告書（研究代表者 阿部彩），143-154.

松浦寿幸（2015）『Stata によるデータ分析入門 第 2 版』東京図書.

注

- 1 学齢期の永久歯齲蝕経験は，社会経済状況が低いほど多い傾向が認められたが，幼児期の解析対象者数が少ない幼児期の乳歯齲蝕経験については明確な傾向は認められなかった。他の先行研究（Aida et al(2006)）では，3 歳児の乳歯齲蝕有病状況に社会経済状況の有意な関連が認められている。
- 2 齲蝕は乳歯の脱落や永久歯の萌出に伴い，母数が変わってしまうという性質があるため，齲蝕は「乳歯のみ」「永久歯のみ」「全ての齲蝕」に分類した。歯垢の状態は歯肉の状態に影響し，高い相関が認められることから，歯肉の状態は説明変数から除外した。また，歯垢の状態，齲蝕の状態は二値化し，保護者による口腔ケアが行われているかどうかという観点で評価した。

第2部 応用分析編

●学力編

第3章 学級規模が学力に与える影響—パネル分析

1節 X県A市データのパネル分析

1. 序論

本節では、パネル分析を行うことで調査期間中に変化しないがデータとしては観察されない属性が分析結果に与える影響の有無を検証しながら学級規模の効果を把握する。また、学級規模が内生性を持つ場合に生じる推定上のバイアスを排除するために、操作変数法を用いた分析も試みる。さらに、第1章1節で議論したように、子供たちが置かれている社会経済的背景、特に家庭の経済的状態が学習成果に与える影響が、学級規模の縮小により緩和されることがあるかどうかを検証する。

学級規模が児童生徒の学力や社会的成長に及ぼす効果に関する研究、あるいは学級編制の標準（1学級当たりの生徒数の上限）が学習集団としての学級の規模として適切かどうかを問う研究については、海外はもとより、国内においても戦後期から近年に至るまで長く蓄積されてきた。その背景として、1950年代以降累次にわたる公立小・中学校、高等学校教職員の「定数改善」が、主に学級規模の縮小という形で行われてきたことが挙げられる。また、近年においては、算定された教職員定数の中で都道府県が弾力的に教職員を配置することが可能となったことにより、独自に少人数学級を実現している地域が出てきたことに加え、EBPM（Evidence-based Policy Making: 科学的根拠あるいは証拠に基づく政策立案）の重要性に対する認識が高まり、少人数学級の効果を科学的に検証した研究への関心が高まっていることも背景として挙げられる。

1950年代から90年代の日本における学級規模研究をレビューした杉江(1996)は、幅広い研究成果を検討した上で、「学級の適正規模を一律に決めることは困難であり多様な教育的条件の下では必ずしも意義のあることではない」(p.179)と指摘しつつ、「学級を単位とした学習指導法による場合は、ほとんどの科目で20～30名規模の学級が児童生徒の学習内容の習得の上で効果的である。この規模はまた、児童生徒の相互作用から得られる多様な経験の習得をも見込めるものである」(p.179-180)と結論づけている(注1)。この時期の先行研究については、研究手法の妥当性の観点から見れば必ずしも十分でないと判断せざるを得ないものも散見されるが、その後、幅広い視点から多数の実証的研究が国内で行われてきたことは、学級規模研究への長年にわたる関心の高さを示すものと言えよう(注2)。

以上のような関心を踏まえて、この節ではある地方自治体の小中学校のデータを分析する。まず、次の2. ではここで用いるデータと同様にマイクロデータを用いた先行研究を整理する。3. では本節が分析対象とするデータの概要を述べる。4. では、クロスセクションバイアスを排除するためにパネルデータ分析を応用した分析結果と学級規模が内生性を持つ可能性に対処した分析を提示する。5. で結論及び考察を述べる。

2. 先行研究

マイクロデータを用いて学級規模の効果を分析する試みの嚆矢(こうし)となったのは、Angrist and Lavy (1999)である。Angrist らは、イスラエルの公立学校の学級編制が、1 クラス 40 名を上限とするルール (Maimonides' rule) に従っていることを活用して、学級規模が生徒の学力に及ぼす因果効果を推定した。このルールに従えば、1 学年の人数が 40 人から 41 人に増えるとき、1 学年のクラス数は 1 クラスから 2 クラスに増え、平均学級規模は 40 人から 20.5 人へと減少する。この学年人数の変動による学級規模の外生的な変動を利用した Angrist らの研究によると、学級規模の縮小は第 3 学年の生徒の学力には影響を及ぼさないものの、第 4 及び第 5 学年の生徒の学力を統計的に有意に上昇させることを発見した。この研究結果は、彼らが採用した統計的分析手法が明快であったこと、そして他国にも同様の学級編制ルールが存在していたことにより、後続の研究成果を数多く生み出すこととなった(注 3)。日本にも同様のルール(学級編制の標準)が存在することは上述のとおりであり、日本のデータに Angrist らの分析手法を適用した研究成果が報告されている。

Akabayashi and Nakamura (2014)は、横浜市の学校単位の集計データを用いて、Angrist らの分析手法を適用した分析結果を報告している。学力(テストの平均点)の 2 時点間の変化を被説明変数とする分析の結果、学級規模の縮小が小学 6 年生の国語の学力を向上させることを発見している。Hojo (2013)は、国際数学・理科教育動向調査 (TIMSS: Trends in International Mathematics and Science Study) の国内調査結果のデータを用いて学級規模縮小の効果を検証し、少人数学級が小学 4 年生の算数及び理科の学力を若干向上させる効果をもつこと、その効果が小規模学校の少人数学級(おおむね 1 学級 22 名以下)によってもたらされていることが示されている。すなわち、少人数学級の学力向上効果は、現代の日本の学校事情に照らし合わせれば極めて小さいと考えられる規模の学級において明瞭に観察され、通常考える学級規模においては大きな効果は観察されない、ということである。この分析結果は、少人数学級の学力向上効果を否定するものではなく、30 名前後の現実的な学級規模においては、学級規模縮小の効果が現れにくいことを示すものと解釈することができる。

次に、学力以外の側面に与える効果を検証した研究として、Hojo (2013)と同じ TIMSS のデータを用いた二木(2013)が挙げられる。二木は、TIMSS の生徒及び教師質問紙の調査項目から、意欲や自信、興味関心などの非認知能力変数を因子分析によって作成し、これらの変数に対して学級規模縮小がもたらす因果効果を検証している。その結果、学級規模の縮小は中学 2 年生の学力を向上させる効果は確認されないものの、生徒の数学に対する自信を高める効果をもつことを報告している。また、関東地方のある県の大規模データを活用した Ito et al. (2019)は、少人数学級によってもたらされる学力向上効果が小さいこと(学級規模 10 名縮小によって偏差値 0.5 上昇)、少人数学級は、勤勉さや自制心、自己肯定感といった生徒の心理的特性に影響を与えないこと、を発見している。一方、伊藤他(2017)は、中部地方の中規模都市の児童生徒(小学 4 年から中学 3 年)を対象とした悉皆(しっかい)の縦断調査のデータを用いて少人数学級の効果を検証し、学級規模の拡大が学業成績を低下させること、教師や友人からのサポートを減少させること、抑うつを高め

ること等を報告している。

海外の先行研究では、少人数学級の効果に異質性があることが報告されている。例えば Krueger (1999)は、米国テネシー州で 1980 年代に実施された学級規模の実験 (STAR Project) のデータを用いて少人数学級の効果を検証し、少人数学級がもたらす学力向上効果は、人種的マイノリティや経済的貧困層の生徒においてより大きいことを発見している。Hojo and Senoh (2019)は「全国学力学習状況調査」のきめ細かい調査のデータを用いて、同様の検証を行い、日本においても社会経済的背景 (SES) の低い生徒が多い学校において少人数学級の学力向上効果が大きいことが発見されている。

ただし、先にも述べたように、パネルデータを用いなければ観察されない属性が推定に及ぼしているかもしれないバイアスを排除できない。また、学級規模の内生性、すなわち学力に影響を及ぼしているかく乱要因が学級規模に影響を与えている可能性にも対処した分析も求められる。先行研究の多くにおいて学級規模の効果が一貫して観察されないのは、これらの問題が処理されていないことによる可能性がある。以下では、それらに対処した分析を試みる。

3. データの概要

本研究で用いたデータについて概説する。データは X 県 A 市から提供を受けた 2014 年から 2018 年までの学力テストの児童生徒単位のデータである。学力テストは民間企業が実施している学力テストを利用しており、児童生徒の成績の経年変化が追跡可能なパネルデータとなっている。また、A 市が属する X 県の児童生徒の学力の特徴について述べると、2019 年度の全国学力・学習状況調査において小学校の全国の公立学校の国語の平均正答率が 63.8%、算数が 66.6%であったときに、X 県は平均よりやや劣る程度の正答率であった。一方、中学校の場合においては、国語の平均正答率が 72.8%、数学が 59.8%であったときに、小学校の場合と同様にやや劣る正答率であった。

本研究では児童生徒の教育成果の指標としては学力テストの結果を、全国の平均値と標準偏差を用いて偏差値に換算したものを使用する。使用する科目は小学校では国語、社会、算数、理科、中学校では国語、社会、数学、理科、英語である。本研究は教育成果を測るために主要な科目に焦点を当てている点、さらに小学校 1 年生から中学校 2 年生までの幅広い児童生徒を対象としている点に特徴がある。学力テストの結果についての記述統計は表 1 及び表 2 に示している。

4. 学級規模効果の推定

各科目の成績に対する学級規模の効果を推定する。パネルデータの特性を利用して固定効果推定とランダム効果推定を行う。また、Angrist et al. (2019) で提示されている操作変数法による推定も併せて試みる。

(1) 推定の方法

ある科目について、次の推定式を考える。

$$y_{sgit} = \beta_0 + \beta_1 C_{sgit} + \beta_2 G_{sgit} + \beta_3 E_{sgt} + \beta_4 E_{sgt}^2 + \beta_5 E_{sgt}^3 + \mu_s + \mu_g + \mu_i + \varepsilon_{sgit}$$

ここで y_{sgit} は、ある年度 t に学校 s 、学年 g に在籍している児童生徒 i の成績を表す。 C_{sgit} は児童生徒 i が在籍する学級の児童生徒数（学級規模）である。 G_{sgit} は児童生徒 i の性別、 E_{sgt} は当該年度・学校・学年の児童生徒の総数、 μ_s と μ_g はそれぞれ時点に依存しない学校及び学年の固有の効果、 μ_i は児童生徒の個人効果、 ε_{sgit} は個人ごとにクラスター化された分散共分散行列を持つ期待値 0 の誤差項である。この式について固定効果モデルとランダム効果モデルのロバスト推定を行う。なお、ロバスト推定の場合は、モデル選択について一般的なハウスマン検定を行うことができない。ただし、ランダム効果モデルでは個人効果 μ_i と他の説明変数が無相関であることが仮定される。この無相関性を帰無仮説として検定（注 4）を行い、いずれのモデルが妥当であるかを判断する。

さらに、学級規模に内生性がある可能性を考慮して、操作変数法による推定も併せて試みる。A 市では国内の他自治体と同様に、原則として 1 学級当たりの平均児童生徒数が 40 名以下（ただし小学 1、2 年生は 35 名以下）となるように学級数が決められる。この制度に基づく 1 学級当たり平均児童生徒数の予測値 Z_{sgt} は次式で求められる。

$$Z_{sgt} = \frac{E_{sgt}}{\text{int}[(E_{sgt} - 1)/40] + 1}$$

右辺分母の $\text{int}[]$ は括弧内の整数部分を取り出す演算子である。なお、小学 1 年生及び 2 年生については、括弧内の 40 を 35 に置き換えて計算する。この予測値 Z_{sgt} を操作変数として、固定効果モデルとランダム効果モデルの推定を行う。

なお、この予測値と実際の学級規模との関係は図 1 のグラフに示すとおりである。各グラフの三角のマークは実際の学級規模を示し、丸のマークは Z_{sgt} を示している。上記の計算手順から分かるとおり、例えばある学年の児童生徒総数が 40 名から 41 名になると、学級数が 1 学級から 2 学級に増え、平均学級規模は 40 名から 20.5 名へと減ることになる。グラフを見ると、実際の学級規模と予想される学級規模は似た値となっていることが分かる（注 5）。

（2）全サンプルによる推定結果

まず、表 3 に示した中学校についての推定結果を確認する。サンプルは A 市内の公立中学校 8 校の 1 年生と 2 年生である。推定対象の科目は国語、社会、数学、理科、英語の 5 科目である。被説明変数として、同じ試験を受けた全国の受験者から算出された偏差値を用いる。主要な説明変数は学級規模、すなわち生徒 i が属する学級の実際の生徒数（注 6）である。他のコントロール変数として各生徒の性別、学年の生徒総数（注 7）、学校ダミー、及び学年ダミーを用いる。なお、これらの説明変数と個人効果 μ_i の無相関性を検定したところ、いずれの科目についても帰無仮説は有意水準 0.01 で棄却された。したがって、これらの間に相関を仮定する固定効果モデルの方が妥当と判断できる。そのため、ここでは固定効果モデルの推定結果のみを示している。なお、操作変数法による推定についても、同様に固定効果モデルの結果のみを示す。以下の文中では、前者を固定効果モデルの推定結果、

後者を操作変数法の推定結果と呼ぶ。

最初に表左の固定効果モデルの推定結果を見ると、全科目において学級規模の係数推定値は負であり、国語、数学、社会、英語の4科目において有意である。つまり、学級規模が大きくなるほど、各科目の偏差値が低下する傾向がみられる。係数が有意に推定された4科目について見ると、学級規模1単位当たりの偏差値の低下幅が最も大きいのは社会(-0.137)、続いて国語(-0.111)、英語(-0.104)、数学(-0.078)の順である。

一方、表右に示した操作変数推定の結果を見ると、国語、社会、英語の係数推定値は固定効果モデルより大きくなり、社会については負、国語と英語については正で、いずれも非有意である。理科の係数推定値も同様に大きくなり、10%水準で有意に正(0.291)である。一方、数学の係数推定値のみは逆に固定効果モデルより小さくなり、有意に負(-0.215)となっている。この結果に基づけば、学級規模の拡大は数学の成績を下げる反面、理科の成績を上げることになる。また、固定効果モデルの係数推定値は数学では上方バイアス、他の4科目では下方バイアスがかかっていることになり、解釈が難しい。

次に、表4に示した小学校の推定結果を確認しよう。サンプルはA市内の公立小学校14校の全児童である。推定対象の科目は国語、社会、算数、理科の4科目である。ただし、国語と算数の試験は全児童が受験するが、社会と理科の受験者は3年生以上に限定されている。推定方法や使用する変数の内容は中学校の推定と同一である。また、モデル選択については、中学校の場合と同様に固定効果モデルが支持された。したがって、固定効果モデルの推定結果のみを示している。

表左の固定効果モデルの推定結果を見ると、4科目全てについて学級規模の係数推定値は正で、社会についてのみは有意である(0.074)。次に操作変数法による推定結果を見ると、学級規模の係数推定値は固定効果モデルより小さくなり、国語は有意に負(-0.067)である。一方、算数については逆に係数推定値が固定効果モデルよりも大きくなっており、10%水準で有意に正(0.031)である。総じて、小学校の場合はいずれの推定においても、学級規模の効果に一貫した傾向が見られるとは言い難い。

(3) コーホート別の推定結果

(2)では全サンプルを用いた推定を行い、中学校の固定効果モデルの推定で一定の傾向が観察された。他方、小学校については一貫した傾向を確認できなかった。では、特定のコーホート(学年)のみを追跡した場合はどうだろうか。ここではその点を検討する。

ア. 中学校の推定結果

中学校に関しては、本節のデータでは2014年から2017年の各年度に入学した四つの学年について、それぞれ1年生時と2年生時の2期分のデータが得られる。これらの各コーホートについて、(2)と同じ推定を行った。

学級規模効果の推定結果を表5にまとめて示している。一見して、コーホートごとに様子が異なることが分かる。まず2014年度入学生について固定効果モデルの結果を見ると、社会について学級規模の係数推定値が有意に負(-0.731)、理科については10%水準で有意に負(-0.315)、他の3科目については非有意である。これに操作変数法の推定結果を比べると、理科のみで係数推定値が大きくなり、それ以外の4科目では小さくなっている。そ

の結果、社会 (-3.029) と英語 (-1.777) の有意に負、国語も 10%水準で負である。数学と理科の係数推定値は非有意で、特に理科の値は正に転じている。

さらに次の 2015 年度入学生を見ると、固定効果モデルでは国語 (-0.132) と数学 (-0.316) について学級規模の係数推定値は有意に負、他の 3 科目は非有意である。これに操作変数法の推定結果を比べると、英語のみについて係数推定値は大きくなり、他の 4 科目については小さくなっている。数学についての係数推定値は有意に負 (-0.120) である一方、理科については 10%水準で有意に正となっている。

上記以外の 2016 年度入学生及び 2017 年度入学生については、有意な係数推定値は一つも見られない。以上より、全体サンプルの推定で観察された学級規模効果は、各コーホートに等しく見られるものではないことが分かる。

イ. 小学校の推定結果

小学校については様々なコーホートの取り方があり得るが、できるだけ長い期数のデータが得られる学年を選択する。国語と算数については全学年が受験しているので、分析の対象として 2014 年度の 1 年生と 2 年生を選んだ。1 年生は 2018 年度に 5 年生になるまでの 5 期分、2 年生は 2018 年度に 6 年生になるまでの 5 期分のデータが得られる。一方、社会と理科の試験は 3 年生以上が対象なので、得られる期数は最大 4 年である。ここでは 2014 年度の 3 年生と、2015 年度の 3 年生を選んだ。なお、後者は無論 2014 年度 2 年生と同一のコーホートである。

これらの推定結果を表 6 に示している。まず 2014 年度 1 年生及び 2 年生について見ると、算数について操作変数法による係数推定値が有意に正 (0.117) で、他は全て非有意である。次いで、4 期分のデータを用いた 2014 年度 3 年生及び 2015 年度 3 年生についての推定結果を見ると、前者の算数と後者の国語について固定効果モデルの推定結果が有意に正 (それぞれ 0.172, 0.042) だが、他は全て非有意である。総じて、コーホート及び科目を通じて、何らかの一貫した傾向を見いだすのは難しい。

(4) 就学支接受給者を考慮した推定

学級規模が児童生徒の学力に影響を与えるとすると、経済的あるいは社会的理由によって家庭学習や学校外教育に制約がかかっている児童生徒ほど、その影響は大きく表れるかもしれない。そこでここでは、各児童生徒の置かれた社会経済環境と学級規模効果の関連について検討する。

本節のデータセットでは、各児童生徒が就学支援を受給しているか否かが分かる。ここでは、5 年間のうち 3 年以上 (中学生については、小学生だった時期も含めて考える) 就学支援を受給した児童生徒を 1、それ以外を 0 とするダミー変数 (D_i) を作り、定数ダミー及び学級規模との交差項として上述の推定モデルに追加した。すなわち、次のとおりである。

$$y_{sgit} = \beta_0 + \beta_1 C_{sgit} + \beta_2 G_{sgit} + \beta_3 E_{sgt} + \beta_4 E_{sgt}^2 + \beta_5 E_{sgt}^3 \\ + \gamma_1 C_{sgit} D_i + \gamma_2 D_i + \mu_s + \mu_g + \mu_i + \varepsilon_{sgit}$$

ただし、 D_i が時間に依存しない変数なので、定数ダミーは固定効果モデルの推定からは脱落する。ここでの関心は交差項の係数 γ_1 が有意な推定値を持つか否かである。

この推定結果は表7及び表8に示されている。まず中学校(表7)について見ると、数学について学級規模の係数 β_1 と交差項の係数 γ_1 が、固定効果モデルにおいていずれも有意に負と推定されている(それぞれ-0.058及び0.264)。つまり、数学に関しては、学級規模増大による負の効果が、就学支援受給者の成績により強く表れている可能性がある。ただし、それ以外の科目については、係数推定値は全て非有意である。また、小学校については(表8)、交差項の係数 γ_1 について、有意な推定値は一つも見られない。

5. 結論と考察

本節では、ある地方自治体の公立小中学校の5年分のデータを用いて、児童生徒の成績に対する学級規模の効果を分析した。結果は、幾つかの推定において負の効果が見られるものの学年や学科によらず一貫して観察されるというわけではなかった。先行研究の間でも結果は統一的でなく、各研究においても科目や学年、あるいは生徒の背景によって異なるという点は、本研究も同様である。

まず、中学校における全サンプルを用いた固定効果モデルの推定において、理科以外の4科目の成績について学級規模の係数推定値は有意に負であった。つまり、学級規模の拡大が生徒の成績を引き下げている可能性が示唆された。ただし、この結果は全コーホートを通じて一律に見られるものではない。2014年度入学生は社会と理科、2015年度入学生は国語と数学について負の学級規模効果が見られたが、2016年度及び2017年度入学生についてはそのような効果は観察されなかった。

しかし、生徒を取り巻く社会的あるいは経済的環境によって学級規模の効果が異なる点は、教育的には重要な発見であると言える。中学生において3年以上就学支援を受給した生徒を示すダミー変数を用いた分析では、数学についてのみ学級規模拡大による負の効果が、それらの生徒により強く表れていることが見つかった。学級規模を小さくし、より手厚い対応が取れるようにすることで、家庭環境によるマイナスの影響を補える可能性が示された。

一方、小学生については、予想されたような学級規模の負の効果は観察されなかった。全サンプルを用いた固定効果モデルの推定で、社会の成績について学級規模の係数推定値はむしろ有意に正であるなど、予想される結果を得られなかった。入学年度別コーホートを取り出した分析においても一貫した傾向は見いだせず、就学支援を3年以上受給した児童についても、それ以外の児童と特段の違いは観察されなかった。

小学校は基本的に受験がない。小学校での教育は精神的発達や心身の成長に注意が向けられ、学力の向上が中学ほど重視されていない可能性がある。また、学級規模から生まれる差異を、学校現場で埋め合う、あるいは、教員同士が協力し実質的には学級を分割して授業を行うなど、今回のデータでは把握しきれない対策が講じられている可能性がある(注8)。

以上から、学級規模の効果を分析するには、学年、科目、生徒の経済社会的背景、さらには現場での補完的対応など、より多くの情報を確認しながら分析を試みる必要があるこ

とがわかる。また、学業成績だけでなく、学習意欲など、心理的側面に与える効果も考慮した分析を進めることが課題として残されている。

柿澤寿信（大阪大学）

妹尾渉（国立教育政策研究所）

中村亮介（関東学院大学）

松繁寿和（高松大学）

参考文献

- 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*, 65, pp. 253–281.
- Angrist, J. D. and V. Lavy (1999), "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), pp. 533–575.
- Angrist, J. D., V. Lavy, J. Leder-Luis, and A. Shany (2019), "Maimonides' Rule Redux." *American Economic Review: Insights*, 1(3), pp.309-24.
- Hojo, M. (2013), "Class-size Effects in Japanese Schools: A Spline Regression Approach", *Economics Letters*, 120(3), pp. 583-587.
- Hojo, M. and W. Senoh (2019), "Do the Disadvantaged Benefit More from Small Classes? Evidence from a Large-Scale Survey in Japan," *Japan and The World Economy*, 52, 100965.
- Ito, H., M. Nakamuro, S. Yamaguchi (2019), "Effects of Class-size Reduction on Cognitive and Non-Cognitive Skills." *Japan and the World Economy*, 53, March 2020, 100977.
- Krueger, A. B. (1999), "Experimental Estimates of Education Production Functions", *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), pp. 497–532.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, second edition*, The MIT Press.
- 伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宜・辻井正次(2017)「クラスサイズと学業成績及び情緒的・行動的問題の因果関係—自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証—」『教育心理学研究』65, pp. 451-465.
- 杉江修治(1996)「学級規模と教育効果」『中京大学教養論叢』37(1), pp. 147-190.
- 妹尾渉・北條雅一(2016)「学級規模の縮小は中学生の学力を向上させるのか—全国学力・学習状況調査(きめ細かい調査)の結果を活用した実証分析—」, 『国立教育政策研究所紀要』, 第145集, 2016, pp. 119-128.
- 二木美苗(2013)「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.

表 1 記述統計量（中学校）

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
成績（偏差値）					
国語	10784	52.366	9.627	25	71
社会	10777	51.302	9.942	25	75
数学	10790	53.146	9.731	25	69
理科	10788	50.897	10.193	25	73
英語	10796	55.579	9.787	25	71
学級規模	10922	34.957	3.633	19	40
各学年の生徒総数	10922	169.075	48.021	23	226
女子生徒ダミー	10922	0.485	0.500	0	1
学年ダミー					
1年生	10922	0.503	0.500	0	1
2年生	10922	0.497	0.500	0	1
学校ダミー					
中学校(1)	10922	0.186	0.389	0	1
中学校(2)	10922	0.036	0.187	0	1
中学校(3)	10922	0.117	0.322	0	1
中学校(4)	10922	0.161	0.368	0	1
中学校(5)	10922	0.191	0.393	0	1
中学校(6)	10922	0.129	0.335	0	1
中学校(7)	10922	0.140	0.347	0	1
中学校(8)	10922	0.040	0.196	0	1

表2 記述統計量（小学校）

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
成績（偏差値）					
国語	38556	51.334	9.028	25	68
社会	25187	51.152	9.700	25	73
算数	38589	51.161	9.313	25	71
理科	25194	50.141	9.237	25	71
学級規模	38650	31.738	4.556	17	41
学年の児童総数	38650	104.274	31.148	32	193
女子児童ダミー	38650	0.487	0.500	0	1
学年ダミー					
1年生	38650	0.174	0.379	0	1
2年生	38650	0.172	0.377	0	1
3年生	38650	0.167	0.373	0	1
4年生	38650	0.165	0.372	0	1
5年生	38650	0.162	0.369	0	1
6年生	38650	0.160	0.366	0	1
学校ダミー					
小学校(1)	38650	0.062	0.241	0	1
小学校(2)	38650	0.052	0.221	0	1
小学校(3)	38650	0.078	0.269	0	1
小学校(4)	38650	0.033	0.179	0	1
小学校(5)	38650	0.063	0.243	0	1
小学校(6)	38650	0.100	0.300	0	1
小学校(7)	38650	0.064	0.245	0	1
小学校(8)	38650	0.087	0.282	0	1
小学校(9)	38650	0.094	0.292	0	1
小学校(10)	38650	0.056	0.229	0	1
小学校(11)	38650	0.090	0.285	0	1
小学校(12)	38650	0.108	0.310	0	1
小学校(13)	38650	0.033	0.179	0	1
小学校(14)	38650	0.080	0.271	0	1

図1 学年の児童生徒総数と学級規模

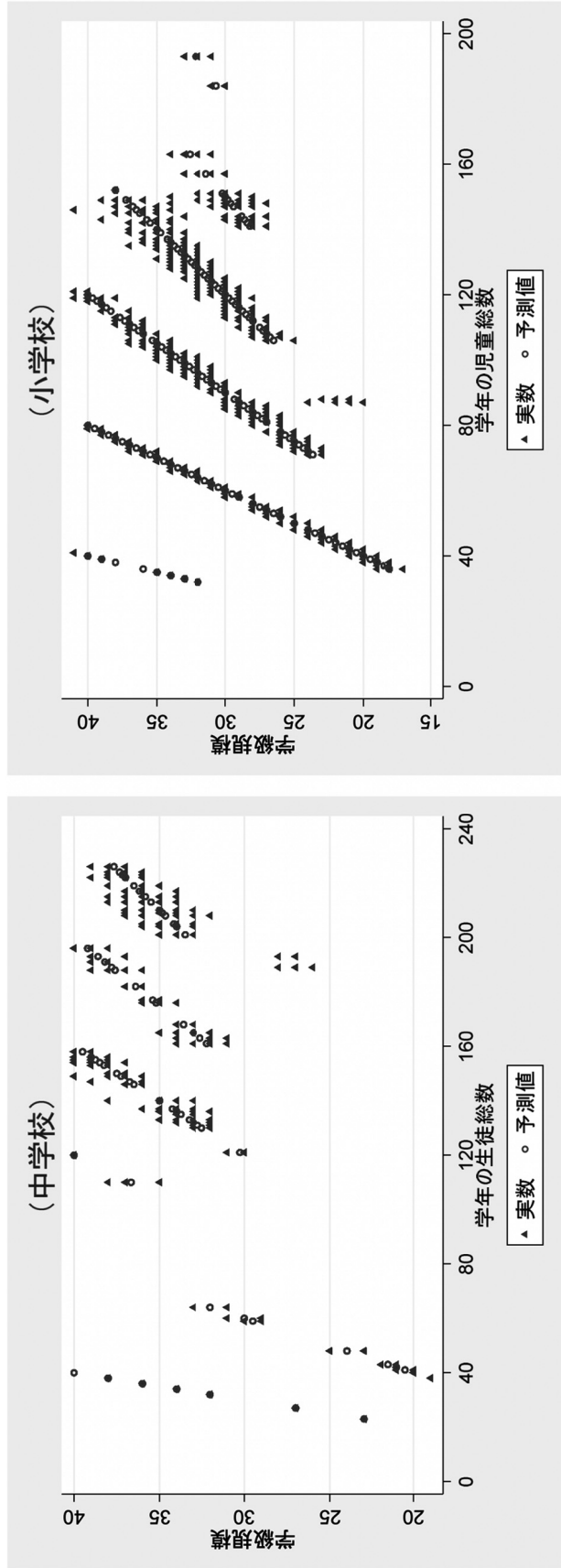


表3 全サンプルの推定結果 (中学校)

	固定効果モデル				操作変数法					
	国語	社会	数学	理科	英語	国語	社会	数学	理科	英語
学級規模	-0.111*** (0.037)	-0.137*** (0.039)	-0.078*** (0.029)	-0.004 (0.039)	-0.104*** (0.029)	0.040 (0.146)	-0.064 (0.154)	-0.215** (0.107)	0.291* (0.158)	0.123 (0.121)
Observations	10,784	10,777	10,790	10,788	10,796	10,784	10,777	10,790	10,788	10,796
Number of id	6,620	6,619	6,620	6,614	6,616	6,620	6,619	6,620	6,614	6,616

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. 括弧内の数値は頑健標準誤差である。コントロール変数として4.2節で示した変数を使用している。

表4 全サンプルの推定結果 (小学校)

	固定効果モデル				操作変数法			
	国語	社会	算数	理科	国語	社会	算数	理科
class_size	0.014 (0.011)	0.074*** (0.019)	0.018 (0.012)	0.014 (0.017)	-0.067*** (0.018)	-0.040 (0.045)	0.031* (0.018)	-0.015 (0.036)
Observations	38,556	25,187	38,589	25,194	38,556	25,187	38,589	25,194
Number of id	13,602	10,475	13,609	10,480	13,602	10,475	13,609	10,480

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. 括弧内の数値は頑健標準誤差である。コントロール変数として4.2節で示した変数を使用している。

表5 コーホート別の推定結果（中学校）

① 2014年の1年生

	固定効果モデル					操作変数法				
	国語	社会	数学	理科	英語	国語	社会	数学	理科	英語
学級規模	-0.204 (0.165)	-0.731*** (0.171)	-0.108 (0.145)	-0.315* (0.174)	-0.149 (0.139)	-1.554* (0.820)	-3.029*** (0.936)	-0.736 (0.603)	0.832 (0.868)	-1.777** (0.721)
Observations	2,056	2,052	2,060	2,064	2,066	2,056	2,052	2,060	2,064	2,066
R-squared	0.044	0.038	0.189	0.033	0.052					
Number of id	1,031	1,029	1,033	1,035	1,036	1,031	1,029	1,033	1,035	1,036

② 2015年の1年生

	固定効果モデル					操作変数法				
	国語	社会	数学	理科	英語	国語	社会	数学	理科	英語
学級規模	-0.132** (0.060)	0.025 (0.057)	-0.136*** (0.044)	0.072 (0.059)	-0.023 (0.046)	-0.095 (0.065)	0.031 (0.063)	-0.120** (0.048)	0.119* (0.064)	-0.045 (0.050)
Observations	2,059	2,059	2,065	2,077	2,081	2,059	2,059	2,065	2,077	2,081
R-squared	0.017	0.145	0.054	0.094	0.023					
Number of id	1,036	1,036	1,039	1,047	1,049	1,036	1,036	1,039	1,047	1,049

③ 2016年の1年生

	固定効果モデル					操作変数法				
	国語	社会	数学	理科	英語	国語	社会	数学	理科	英語
学級規模	-0.002 (0.206)	-0.137 (0.206)	0.189 (0.170)	-0.054 (0.195)	-0.007 (0.160)	11.477 (26.094)	22.950 (42.263)	2.540 (14.293)	78.074 (122.406)	14.389 (23.195)
Observations	2,102	2,094	2,100	2,088	2,096	2,102	2,094	2,100	2,088	2,096
R-squared	0.036	0.257	0.012	0.040	0.051					
Number of id	1,052	1,048	1,051	1,045	1,049	1,052	1,048	1,051	1,045	1,049

④ 2017年の1年生

	固定効果モデル					操作変数法				
	国語	社会	数学	理科	英語	国語	社会	数学	理科	英語
学級規模	0.065 (0.137)	-0.158 (0.137)	0.016 (0.117)	-0.067 (0.119)	-0.082 (0.103)	-10.104 (8.702)	-3.723 (4.357)	-3.788 (5.032)	-6.981 (9.136)	-12.350 (14.022)
Observations	2,140	2,139	2,143	2,153	2,151	2,140	2,139	2,143	2,153	2,151
R-squared	0.045	0.034	0.094	0.067	0.059					
Number of id	1,073	1,072	1,074	1,080	1,079	1,073	1,072	1,074	1,080	1,079

Robust standard errors in parentheses

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

括弧内の数値は頑健標準誤差である。コントロール変数として4.2節で示した変数を使用している。

表6 コーホート別の推定結果（小学校）

① 2014年の1年生（5年パネル）

	固定効果モデル		操作変数法	
	国語	算数	国語	算数
学級規模	-0.017 (0.026)	0.014 (0.028)	-0.031 (0.040)	0.117*** (0.045)
Observations	5,884	5,873	5,884	5,873
Number of id	1,191	1,191	1,191	1,191

② 2014年の2年生（5年パネル）

	固定効果モデル		操作変数法	
	国語	算数	国語	算数
学級規模	0.025 (0.018)	0.023 (0.021)	-0.027 (0.029)	0.035 (0.031)
Observations	5,778	5,771	5,778	5,771
Number of id	1,168	1,168	1,168	1,168

③ 2014年の3年生（4年パネル）

	固定効果モデル				操作変数法			
	国語	社会	算数	理科	国語	社会	算数	理科
学級規模	0.046 (0.044)	0.021 (0.059)	0.172*** (0.048)	-0.064 (0.045)	-16.141 (80.819)	-13.033 (74.398)	-82.151 (419.900)	-71.036 (353.947)
Observations	4,497	4,491	4,494	4,493	4,497	4,491	4,494	4,493
Number of id	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131

④ 2015年の3年生（4年パネル）

	固定効果モデル				操作変数法			
	国語	社会	算数	理科	国語	社会	算数	理科
学級規模	0.042** (0.019)	0.022 (0.027)	-0.016 (0.024)	-0.028 (0.024)	0.013 (0.031)	-0.042 (0.050)	-0.026 (0.039)	0.003 (0.039)
Observations	4,745	4,733	4,739	4,737	4,745	4,733	4,739	4,737
Number of id	1,195	1,195	1,195	1,195	1,195	1,195	1,195	1,195

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. 括弧内の数値は頑健標準誤差である。コントロール変数として4.2節で示した変数を使用している。

表 7 就学支援受給者に関する推定結果 (中学校)

	固定効果モデル				操作変数法					
	国語	社会	数学	理科	英語	国語	社会	数学	理科	英語
学級規模	-0.104*** (0.038)	-0.139*** (0.041)	-0.058** (0.029)	0.002 (0.041)	-0.098*** (0.030)	0.125 (0.187)	-0.066 (0.202)	-0.235* (0.133)	0.399* (0.214)	0.183 (0.156)
学級規模×就学支援ダミー	-0.094 (0.156)	0.018 (0.131)	-0.264** (0.128)	-0.078 (0.129)	-0.081 (0.107)	-0.311 (0.240)	0.004 (0.224)	0.076 (0.187)	-0.413* (0.240)	-0.222 (0.228)
Observations	10,784	10,777	10,790	10,788	10,796	10,784	10,777	10,790	10,788	10,796
Number of id	6,620	6,619	6,620	6,614	6,616	6,620	6,619	6,620	6,614	6,616

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. 括弧内の数値は頑健標準誤差である。コントロール変数として4.2節で示した変数を使用している。

表 8 就学支援受給者に関する推定 (小学校)

	固定効果モデル				操作変数法			
	国語	社会	算数	理科	国語	社会	算数	理科
学級規模	0.015 (0.012)	0.064*** (0.020)	0.016 (0.012)	0.022 (0.017)	-0.063*** (0.018)	-0.036 (0.045)	0.034* (0.018)	-0.025 (0.037)
学級規模×就学支援ダミー	-0.016 (0.037)	0.099 (0.069)	0.023 (0.038)	-0.085 (0.055)	-0.050 (0.054)	-0.042 (0.172)	-0.042 (0.054)	0.098 (0.126)
Observations	38,556	25,187	38,589	25,194	38,556	25,187	38,589	25,194
Number of id	13,602	10,475	13,609	10,480	13,602	10,475	13,609	10,480

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. 括弧内の数値は頑健標準誤差である。コントロール変数として4.2節で示した変数を使用している。

注

- 1 杉江は実証的研究が実践に生かされない当時の状況について、「わが国では教育改善の議論がしばしば実証的検討なしに行われている。(中略) 確かな根拠をもった教育的論議をおこなうという文化が、政策決定でも、また実践者の側にも、全般的に希薄だという問題を指摘したい」(p.154)としている。
- 2 海外の先行研究及び以下で紹介できなかった先行研究については、妹尾・北條(2016)を参照されたい。
- 3 Angrist, et al. (2019)は、Angrist and Lavy (1999)のデータを更新した再分析の結果を報告している。再分析では、従前の分析で外生変数として扱われてきた学年生徒数が、実際には学校関係者によって操作(manipulation)されていた可能性が検討され、何らかの操作の存在を否定できないことが発見されている。学年生徒数の外生性は、学級規模が生徒に及ぼす因果効果を識別する上で重要な条件である。再分析では、恣意的な操作の影響を受けないように分析手法が修正されている。その結果、従前の分析結果とは異なり、学級規模は生徒の学力に統計的に有意な影響を与えないことが報告されている。
- 4 Wooldridge (2010), p.332-333.
- 5 ただし、幾つかの学校では文部科学省から教員の加配を受けているため、学級規模が Z_{sgt} よりも小さくなるケースがある。
- 6 なお、本節のデータでは、各学級において特別支援を必要としている児童生徒の人数も分かる。ただし、それらの児童生徒が各科目の授業を一緒に受けているか否かは、当人に必要な支援の程度によって異なっており、特定することができない。したがって、この人数を学級規模に含めるべきか否かも一律には決定できない。そのため、本節では、特別支援を要する児童生徒を含む学級を、サンプルから除くことにした。除去された学級は中学校では5年間で延べ13学級(サンプル全体の318学級の4.09%)、学校では延べ51学級(1233学級の4.14%)である。
- 7 学年の生徒総数は3次項まで含めている。なお、1次項のみを含めた推定や、1次項と2次項の二つを含めた推定も行ったが、いずれの場合も学級規模の係数推定値に大きな違いは生じなかった。
- 8 学級規模に関して Angrist and Lavy (1999)が提案した操作変数法を用いた場合、推定結果が多少変化する。ただし、彼らが対象としたデータと異なり、日本において学級規模決定はほぼルールどおりに行われているという実態があり、図1においても予測値と実質に差が生まれにくい。学級規模が成績に対応して内生性的に決定されるなどの可能性が、実際に存在するかどうかは現場調査などにより確認する必要がある。

2節 Y県データのパネル分析

1. データの説明

本節で用いるデータは、ある都道府県(Y県)の公立小中学校の学力調査の個票データである。児童生徒の学力の伸びを測るために県内の小学4年生から中学3年生を対象に2015年度から毎年学力テストが実施されている。本データでは各生徒の国語、算数(数学)、英語(英語は中学2-3年生のみ)の学力テストの成績と各生徒が所属する学級規模を紐(ひも)づけることができる。教育に関する統計データ自体がまだ珍しく、1時点のみの分析も多い中、個人の経年変化を分析できることが特徴である。

使用するデータは2015年から2019年までの5年間のパネルデータである。県内の63市町村の特別支援学校を除く公立小中学校(小学校712校、中学校361校)に在籍する小学4年生から中学3年生の児童生徒(小学生359,395人、中学生346,632人)が対象となる。総サンプルサイズは約147.2万、必要な変数が5年分そろっているサンプルは約42.5万である。

分析に使用する変数は成績、性別、学年、入学者数、学級規模である。成績データは学力テストの点数を基に項目反応理論(IRT: Item Response Theory)を用いて得点化されている。IRTを用いた得点では、その難易度に応じて得点が付与されるため、異なるテスト問題でも学力を比較することが可能である。なおデータの都合上、学級規模は、各学校の各学年の各年度の児童生徒総数をクラス数で割ることで導出している。したがって、小数点で表されている場合があり、ある特定の児童生徒が在籍する正確な学級規模は判別できない。年ごとの記述統計量を、中学校を表1に小学校を表2に示す。

表 1 記述統計量(中学校)

2015年						2016年					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
国語の成績	96,125	0.91	1.44	-5.8	5.8	国語の成績	148,039	0.86	1.24	-5.8	5.8
数学の成績	96,118	0.45	1.22	-5.8	5.8	数学の成績	148,018	0.74	1.40	-5.8	5.8
英語の成績	48,180	0.35	1.74	-5.8	5.8	英語の成績	98,821	0.31	1.27	-5.8	5.8
性別	147,968	1.50	0.52	1	3	性別	148,132	1.49	0.51	1	3
学年	147,968	8.00	0.82	7	9	学年	148,132	8.00	0.82	7	9
生徒総数	147,565	171.53	63.23	9	375	生徒総数	146,618	170.69	62.54	10	375
学級規模	147,565	35.35	3.51	9	42	学級規模	146,618	35.32	3.45	10	41.8
2017年						2018年					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
国語の成績	145,762	0.98	1.37	-5.8	6	国語の成績	141,127	0.92	1.30	-5.8	5.8
数学の成績	145,747	0.72	1.22	-5.8	5.8	数学の成績	141,113	0.71	1.22	-5.8	5.8
英語の成績	97,421	0.48	1.25	-5.8	5.8	英語の成績	94,425	0.57	1.30	-5.8	5.8
性別	145,857	1.50	0.51	1	3	性別	141,234	1.50	0.51	1	3
学年	145,857	8.00	0.82	7	9	学年	141,234	8.01	0.82	7	9
生徒総数	144,022	168.26	61.64	5	328	生徒総数	141,132	165.81	61.61	5	333
学級規模	144,022	35.34	3.51	5	42.3	学級規模	141,132	35.42	3.70	5	42.3
2019年											
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max						
国語の成績	139,516	0.95	1.34	-5.8	6.17						
数学の成績	139,498	0.80	1.34	-5.8	5.8						
英語の成績	91,698	0.60	1.22	-5.8	5.8						
性別	139,618	1.50	0.51	1	3						
学年	139,618	7.99	0.82	7	9						
生徒総数	138,948	165.80	61.97	5	332						
学級規模	138,948	35.61	3.52	5	43						

表 2 記述統計量(小学校)

2015年						2016年					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
国語の成績	144,491	-0.59	1.89	-5.8	5.8	国語の成績	150,055	-0.48	1.55	-5.8	5.8
数学の成績	144,481	-0.37	1.25	-5.8	5.8	数学の成績	150,037	-0.27	1.44	-5.8	5.8
性別	150,367	1.51	0.52	1	3	性別	150,098	1.50	0.51	1	3
学年	150,367	5.02	0.82	4	6	学年	150,098	5.00	0.82	4	6
児童総数	150,360	92.55	37.43	1	233	児童総数	149,707	92.34	37.80	1	263
学級規模	150,360	32.75	5.16	1	44	学級規模	149,707	32.73	5.12	1	44

2017年						2018年					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
国語の成績	150,169	-0.52	1.76	-8.1	5.8	国語の成績	150,276	-0.55	1.72	-7.2	5.8
数学の成績	150,189	-0.38	1.23	-5.8	5.8	数学の成績	150,263	-0.38	1.17	-5.8	5.8
性別	150,223	1.50	0.51	1	3	性別	150,321	1.50	0.51	1	3
学年	150,223	4.99	0.81	4	6	学年	150,321	5.01	0.82	4	6
児童総数	149,833	92.80	37.97	1	264	児童総数	150,107	93.56	38.40	2	268
学級規模	149,833	32.85	5.24	1	44	学級規模	150,107	32.90	5.17	2	43

2019年					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
国語の成績	148,423	-0.82	1.74	-7.2	5.8
数学の成績	148,436	-0.27	1.39	-5.8	5.8
性別	148,488	1.50	0.51	1	3
学年	148,488	5.01	0.82	4	6
児童総数	148,182	93.20	38.05	1	227
学級規模	148,182	32.81	5.17	1	43

2. 学級規模の成績に対する推定方法と結果

本研究の目的は、学級規模の大きさが成績にもたらす影響を把握することにある。その学級規模効果を分析するために、固定効果モデル(注 1)による推定を行う。さらに、Angrist and Lavy(1999)を参考に、操作変数法を用いた推定も試みる。なお、分析手法は、柿澤ら(2022)の手法と同じものである。

(1) 推定モデル

各教科に対して、以下の推定式を考える。

$$y_{csgit} = \beta_0 + \beta_1 C_{csgit-1} + \beta_2 G_{csgit} + \beta_3 E_{csgt-1} + \beta_4 E_{csgt-1}^2 + \beta_5 E_{csgt-1}^3 + \mu_c + \mu_s + \mu_g + \mu_i + \varepsilon_{csgit}$$

添え字はそれぞれ市町村 c , 学校 s , 学年 g , 個人 i , 年度 t を示す。被説明変数 y_{csgit} は、IRT 化された成績を示し、それを学級規模 $C_{csgit-1}$, 性別 G_{csgit} , 児童生徒総数 E_{csgt-1} によって説明する。 μ_c と μ_s と μ_g はそれぞれ時点に依存しない市町村、学校、学年の固有効果、 μ_i は児童生徒の個人効果、 ε_{csgit} は誤差項である。なお、当該自治体では学力テストを毎年 4 月に実施しているので、学力は前年度の学級規模や児童生徒総数の影響を受けていると考えられる。そのため、推定では一期前のデータを用いる。

このモデルを基に、固定効果モデルによる推定、さらに、マイモニデスルールを参考にした操作変数法を用いた推定も行う。当該自治体においても、原則として学級規模の上限を40人としてクラス数が決められている。このルールでの1学級当たりの平均児童生徒数 Z_{csgt} は下の式のようにあらわされる。

$$Z_{csgt} = \frac{E_{csgt}}{\left[\text{int} \left(\frac{E_{csgt} - 1}{40} \right) + 1 \right]}$$

なお、 $\text{int}(x)$ は x の整数部分を取り出す演算子である。

(2) 全サンプルによる分析結果

まず、5年分のデータがそろっている全てのサンプルによる分析結果を、中学校の推定結果を表3に、小学校の推定結果を表4に示す。なお、推定にはコントロール変数として各生徒の性別、学年の生徒総数の一次項、二次項、学校ダミー、学年ダミーを含めているが紙面の都合上、表中には含めていない。中学校の推定結果では、英語の成績の操作変数法による推定結果を除き、学級規模が大きくなるほど成績が下がる結果を有意に得た。なお、国語と数学は中学1年生から3年生までの全員が受験しているが、英語は中学2年生と3年生のみが受験しているため、そのサンプル数が他教科と比べて少なくなっている。

各教科の成績はIRTで得点化されているため、その大きさを比較することが可能である。学級規模の効果は、国語及び数学と比べて英語の方が大きく表れた。

次に、小学校の推定結果を確認する。小学校では英語の学力テストを実施していないため、国語と算数の結果のみ示される。小学校の場合、学級規模効果は国語の成績の固定効果モデルを除き、学級規模が大きくなるほど成績が下がる結果を有意に得た。特に、操作変数法を用いたときの算数の成績が学級規模の影響を最も受けていた。

中学校、小学校どちらの結果も、学級規模が大きくなるほど成績が下がる結果を得た。教科や推定方法によって結果に少しずつ差はあるものの、結果は一貫していると考えられる。

表3 全データの推定結果(中学校)

	固定効果モデル			操作変数法(固定効果モデル)		
	国語	数学	英語	国語	数学	英語
学級規模	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.005*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.004 (0.016)
Observations	558,767	558,692	373,268	558,767	558,692	373,268
Number of id	286,324	286,331	235,752	286,324	286,331	235,752

Robust standard errors in parentheses

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

表4 全データの推定結果(小学校)

	固定効果モデル		操作変数法(固定効果モデル)	
	国語	算数	国語	算数
学級規模	-0.001 (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.007* (0.004)	-0.012*** (0.003)
Observations	388,005	388,003	388,005	388,003
Number of id	245,981	245,984	245,981	245,984

Robust standard errors in parentheses

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

(3) コーホート分析の結果

上記の全サンプルによる結果が、各学年の児童生徒に継続して当てはまることかを確認するため、コーホートでの推定を行った。中学校の推定結果を表5に、小学校の推定結果を表6に示す。全データでの分析と同様、コントロール変数として各生徒の性別、学年の生徒総数の一次項、二次項、学校ダミー、学年ダミーを含めている。

中学校の場合、入学から卒業まで3年分そろっているコーホートは2015年度から2017年度に中学校に入学した学年である。結果を見ると2015年入学生の学級規模の効果は他の年度と異なり、学級規模は国語の成績に有意に影響しなかった。固定効果モデルでは数学が正に有意の結果を示しており、学級規模が大きくなるほど数学の成績が上がるという結果となった。2016年、2017年入学生の影響は結果の正負も有意性も類似の傾向にあった。固定効果モデルでは全教科で負に有意の結果を得た。一方で、操作変数法においては、2016年、2017年入学生の英語の成績が有意な結果を示さなかった。

小学校の場合、小学校4年生から卒業まで3年分そろっているコーホートは2015年度から2017年度時点で4年生の学年である。結果を見ると、いずれのコーホートにおいても、固定効果モデルでは学級規模が大きくなるほど算数の成績が有意に下がることが分かった。一方で国語に対する学級規模の効果には一貫性が見られず、2016年度4年生の学年で国語の成績が負に有意となった。操作変数法を用いた場合は、2015年度4年生の学年で国語と算数の成績が負に有意となり、2016年度4年生の学年で算数の成績が大きく負に有意となった。ただし、2017年度4年生の学年では、国語と算数の成績ともに有意にはならなかった。

コーホート別に確認すると、全体的には負に有意な結果が示された。しかし、特に小学校では結果に大きくばらつきがあることが確認され、学年別に異なる傾向があることが伺えた。

表5 コーホート分析による中学生の成績に対する学級規模の効果

	固定効果モデル			操作変数法(固定効果モデル)		
	国語	数学	英語	国語	数学	英語
2015年度入学生	0.001 (0.002)	0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	0.049** (0.023)	-0.059*** (0.021)	-0.033* (0.018)
2016年度入学生	-0.002** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.013 (0.011)
2017年度入学生	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	0.005 (0.028)

Robust standard errors in parentheses

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

表6 コーホート分析による小学生の成績に対する学級規模の効果

	固定効果モデル		操作変数法(固定効果モデル)	
	国語	算数	国語	算数
2015年度4年生	-0.002 (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.007** (0.003)	-0.006* (0.003)
2016年度4年生	-0.005** (0.003)	-0.011*** (0.002)	0.009 (0.018)	-0.049*** (0.013)
2017年度4年生	0.001 (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.010 (0.009)	-0.008 (0.007)
Observations	93,088	93,070	93,088	93,070
R-squared	0.212	0.060		
Number of id	46,557	46,557	46,557	46,557

Robust standard errors in parentheses

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

(4) まとめ

本節では Y 県の公立小中学校の 5 年分の学力及び学級規模データを用いて、テストの成績(小学生の場合は国語と算数、中学生の場合は国語と数学と英語)における学級規模の効果を分析した。テストの成績は IRT 化されているため、年度及び教科をまたいで比較が可能であった。結果、コーホート分析において一部一貫性のない結果も得つつも、パネル分析の固定効果モデルでは学級規模が大きくなると学力が下がるという結果を得た。

例えば Angrist and Lavy(1999)及び Angrist, Lavy, Leder-Luis, and Shany (2017) で見られるように、成績に対する学級規模の効果については、先行研究の見解も必ずしも一致していない。本分析においても、小学生の国語においてはその効果が有意ではなく、コーホートで確認しても 2016 年度 4 年生のデータのみ有意に負に表れるという不安定な結果となった。この結果は先行研究と矛盾するものではないと考えられる。

本節のデータではテストの成績が IRT 得点に変換されているため、学級規模の効果を具体的な成績として示すことが難しい。しかしながら、今回有意に表れている数値はどれも小さい値である。本分析で得られた学級規模の効果が実際にはどの程度の違いとして表れる

のか, 引き続きの調査が求められる。

飯田星良 (追手門学院大学)

柿澤寿信 (大阪大学)

参考文献

Angrist, J. D., & Lavy, V. (1999). Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. *The quarterly journal of economics*, 114(2), 533-575.

Angrist, J. D., Lavy, V., Leder-Luis, J., & Shany, A. (2017). Maimonides rule redux (No. w23486). *National Bureau of Economic Research*.

柿澤寿信, 妹尾渉, 中村亮介, 松繁寿和. (2022). 初等中等教育の成績に対する学級規模の効果. 『OSIPP Discussion Paper』 DP-2022-J-004.

注

1 推定は固定効果モデル及びランダム効果モデルを用いて行った。結果の傾向に大きな違いが見られなかったため, 本節では固定効果モデルの結果のみを示す。

第4章 学級規模が学力に与える影響—マルチレベル分析

1節 X県A市データのマルチレベル分析

1. 分析データの概要

本節では、マルチレベル分析の手法を用いて学級規模が学力に与える影響を分析する。本節で使用するデータは、X県A市（以下この節において「A市」とする。）の児童・生徒を対象として実施された学力調査及びアンケート調査のデータである。A市の学力調査は各年度の1月に、アンケート調査は11月～12月にそれぞれ実施されている。本節の分析では、学力の変数として5教科（国語、算数、理科、社会、英語）の偏差値を用いることとする（学力変数の作成方法については第3章を参照）。なお、小学校1,2年生は国語と算数、小学校3～6年生は国語、算数、理科、社会、中学校1,2年生は5教科全ての偏差値がそれぞれ利用可能となっている。

分析対象は、2014（平成26）年度から2019（令和元）年度の6か年分の調査に含まれる児童・生徒のべ約70,000人弱である。分析に使用した変数の記述統計を表1に報告している。学級規模の平均値は約33名、最小値は17人、最大値は41人となっている。学級規模変数の分布は図1に示されている。SESの代理指標である就学援助受給ダミーの平均値は0.11であるので、分析サンプル全体の11%程度が就学援助受給世帯の児童ということになる。

2. 推定モデルの概要

本節の分析では、学力を被説明変数、学級規模や性別、SES尺度等を説明変数とする回帰モデルを学年ごとに推定する。本節の分析で使用するデータは、（児童・生徒）—（学級）—（学校）、という階層化されたデータであると考えられるので、こうしたデータの分析にしばしば用いられるマルチレベル分析の手法を適用する。以下では、マルチレベル分析においてランダム切片モデルと呼ばれるモデルを用いて推定を行う。推定モデルは以下のように表される。

レベル1：児童・生徒

$$S_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_1 FEMALE_{ijk} + \beta_2 SES_{ijk} + u_{ijk}$$

レベル2：学級

$$\beta_{0jk} = \gamma_{00k} + v_{0jk} + \beta_3 CS_{jk}$$

レベル3：学校

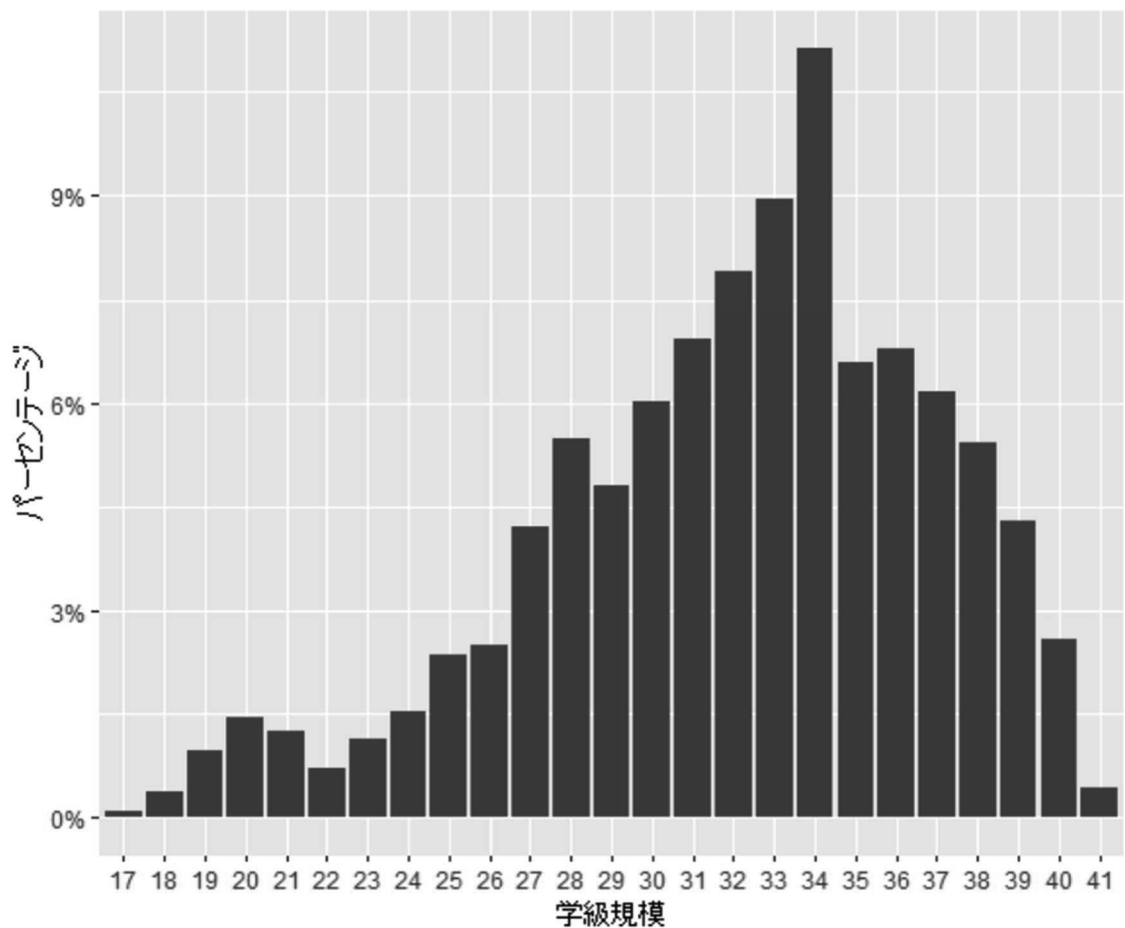
$$\gamma_{00k} = \delta_{000} + e_{00k} + \beta_4 ENROLL_k$$

ここで、 i は児童生徒、 j は学級、 k は学校、 S は学力変数、 $FEMALE$ は女子ダミー、 SES は就学援助受給ダミー、 CS は学級規模、 $ENROLL$ は学年生徒数、 u, v, e は誤差項を、それぞれ表している。推定にはR 4.2.2のlme4パッケージに含まれるlmer関数を使用した。

表1 記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
国語	51.03	9.52	25.00	71.00
算数	51.14	9.75	25.00	71.00
社会	50.65	9.95	25.00	75.00
理科	50.02	9.81	25.00	74.14
英語	55.37	10.21	25.00	71.26
学級規模	32.71	4.56	17.00	41.00
学年生徒数	123.07	46.76	23.00	227.00
女子ダミー	0.40	0.49	0.00	1.00
就学援助受給ダミー	0.11	0.31	0.00	1.00

図1 学級規模の分布



3. 分析結果

学年ごとに上記のランダム切片モデルを推定した結果を表2（小学校1, 2年生）～表8（中学校2年生）に報告している。小学校ではほぼ全ての学年・教科において、学級規模の係数推定値は統計的に有意ではない。また、中学校2年生においても同様の傾向が確認されている。唯一の例外は中学校1年生である。社会科を除く4教科において、学級規模の係数推定値は負で統計的に有意となっている。すなわち、本節で採用した分析モデルにおいては、中学1年生についてのみ、少人数学級の学力向上効果が確認されたということになる。

表2 小学校1, 2年生の推定結果

	小1国語	小1算数	小2国語	小2算数
定数項	48.98 *** (1.44)	49.21 *** (1.43)	50.45 *** (1.33)	51.34 *** (1.63)
女子ダミー	2.75 *** (0.20)	0.55 ** (0.20)	3.39 *** (0.20)	-0.59 ** (0.21)
就学援助受給ダミー	-3.67 *** (0.35)	-4.39 *** (0.35)	-4.34 *** (0.34)	-4.80 *** (0.36)
学級規模	0.05 (0.05)	0.05 (0.05)	-0.04 (0.05)	-0.00 (0.06)
学年生徒数	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)
AIC	60659.91	60672.96	60257.96	61419.41
BIC	60716.24	60729.28	60314.25	61475.70
Log Likelihood	-30321.96	-30328.48	-30120.98	-30701.71
Num. obs.	8443	8437	8395	8401
Num. groups: sch_code:csid	281	281	282	282
Num. groups: sch_code	14	14	14	14
Var: sch_code:csid (intercept)	3.46	3.27	2.32	4.77
Var: sch_code (intercept)	0.58	0.60	0.99	1.31
Var: Residual	74.66	75.25	74.61	84.33

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

表3 小学校3年生の推定結果

	国語	算数	社会	理科
定数項	49.13 *** (1.32)	52.90 *** (1.25)	49.63 *** (1.38)	50.47 *** (1.46)
女子ダミー	3.30 *** (0.21)	0.19 (0.22)	2.74 *** (0.22)	0.86 *** (0.21)
就学援助受給ダミー	-5.03 *** (0.34)	-5.41 *** (0.36)	-4.56 *** (0.35)	-4.42 *** (0.34)
学級規模	-0.02 (0.04)	-0.03 (0.04)	0.02 (0.04)	0.00 (0.05)
学年生徒数	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
AIC	59650.39	60373.36	59924.53	59387.80
BIC	59706.53	60429.50	59980.64	59443.91
Log Likelihood	-29817.20	-30178.68	-29954.26	-29685.90
Num. obs.	8242	8244	8214	8217
Num. groups: sch_code:csid	238	238	238	238
Num. groups: sch_code	14	14	14	14
Var: sch_code:csid (intercept)	2.95	1.85	3.86	5.37
Var: sch_code (intercept)	0.87	1.01	0.54	0.36
Var: Residual	79.06	86.81	83.54	77.49

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

表4 小学校4年生の推定結果

	国語	算数	社会	理科
定数項	47.67 *** (1.48)	52.26 *** (1.28)	49.09 *** (1.27)	48.48 *** (1.60)
女子ダミー	3.05 *** (0.22)	0.09 (0.22)	2.04 *** (0.23)	0.62 ** (0.22)
就学援助受給ダミー	-5.76 *** (0.35)	-6.07 *** (0.35)	-4.65 *** (0.36)	-5.22 *** (0.34)
学級規模	0.08 (0.04)	0.01 (0.04)	0.06 (0.04)	0.04 (0.05)
学年生徒数	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
AIC	58734.60	58712.64	59018.81	58370.91
BIC	58790.53	58768.57	59074.71	58426.82
Log Likelihood	-29359.30	-29348.32	-29501.40	-29177.46
Num. obs.	8030	8036	8008	8015
Num. groups: sch_code:csid	237	237	237	237
Num. groups: sch_code	14	14	14	14
Var: sch_code:csid (intercept)	3.80	1.86	2.35	6.73
Var: sch_code (intercept)	1.52	1.45	0.74	0.67
Var: Residual	85.08	85.26	90.76	81.54

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

表5 小学校5年生の推定結果

	国語	算数	社会	理科
定数項	48.26 *** (1.13)	51.04 *** (1.26)	50.59 *** (1.33)	50.28 *** (1.37)
女子ダミー	3.49 *** (0.22)	0.55 * (0.23)	1.49 *** (0.23)	1.25 *** (0.22)
就学援助受給ダミー	-5.24 *** (0.34)	-6.09 *** (0.36)	-5.54 *** (0.36)	-5.06 *** (0.34)
学級規模	0.03 (0.03)	-0.00 (0.04)	0.06 (0.04)	0.04 (0.04)
学年生徒数	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.02 * (0.01)	-0.02 (0.01)
AIC	57726.64	58745.05	58708.42	57600.04
BIC	57782.46	58800.87	58764.23	57655.85
Log Likelihood	-28855.32	-29364.53	-29346.21	-28792.02
Num. obs.	7918	7922	7908	7912
Num. groups: sch_code:csid	239	239	239	239
Num. groups: sch_code	14	14	14	14
Var: sch_code:csid (intercept)	1.10	2.08	2.66	2.77
Var: sch_code (intercept)	1.02	0.98	1.07	1.75
Var: Residual	84.40	95.15	95.66	82.54

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

表6 小学校6年生の推定結果

	国語	算数	社会	理科
定数項	47.60 *** (1.09)	50.77 *** (1.13)	48.95 *** (1.37)	50.77 *** (1.31)
女子ダミー	2.71 *** (0.21)	0.62 ** (0.22)	-0.07 (0.23)	0.20 (0.23)
就学援助受給ダミー	-4.94 *** (0.32)	-6.18 *** (0.34)	-4.72 *** (0.34)	-4.75 *** (0.34)
学級規模	0.09 ** (0.03)	0.07 (0.04)	0.06 (0.05)	0.04 (0.04)
学年生徒数	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
AIC	56036.58	56812.66	56855.58	56754.75
BIC	56092.20	56868.30	56911.19	56810.35
Log Likelihood	-28010.29	-28398.33	-28419.79	-28369.37
Num. obs.	7726	7750	7720	7712
Num. groups: sch_code:csid	236	236	236	236
Num. groups: sch_code	14	14	14	14
Var: sch_code:csid (intercept)	1.36	1.66	4.26	2.50
Var: sch_code (intercept)	1.00	0.95	0.99	1.95
Var: Residual	81.08	87.54	89.38	89.56

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

表7 中学校1年生の推定結果

	国語	算数	社会	理科	英語
定数項	54.70 *** (1.60)	54.90 *** (1.88)	55.22 *** (2.07)	53.95 *** (1.62)	57.99 *** (1.92)
女子ダミー	3.14 *** (0.23)	0.90 *** (0.25)	-0.13 (0.26)	0.17 (0.26)	2.54 *** (0.24)
就学援助受給ダミー	-4.57 *** (0.33)	-5.87 *** (0.35)	-5.16 *** (0.36)	-5.19 *** (0.37)	-6.17 *** (0.34)
学級規模	-0.12 ** (0.04)	-0.15 *** (0.05)	-0.08 (0.06)	-0.13 ** (0.05)	-0.15 ** (0.05)
学年生徒数	0.01 (0.01)	0.02 ** (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 * (0.01)	0.02 * (0.01)
AIC	49319.37	50074.46	50484.74	50739.02	49660.99
BIC	49373.90	50129.01	50539.29	50793.57	49715.52
Log Likelihood	-24651.68	-25029.23	-25234.37	-25361.51	-24822.50
Num. obs.	6750	6757	6752	6756	6746
Num. groups: sch_code:csid	197	197	197	197	197
Num. groups: sch_code	8	8	8	8	8
Var: sch_code:csid (intercept)	0.47	0.63	2.52	0.86	1.33
Var: sch_code (intercept)	1.52	3.46	2.22	0.68	2.92
Var: Residual	86.23	95.56	100.98	105.59	90.46

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

表8 中学校2年生の推定結果

	国語	算数	社会	理科	英語
定数項	49.28 *** (1.73)	47.92 *** (1.92)	43.15 *** (2.59)	49.64 *** (2.15)	55.12 *** (1.86)
女子ダミー	4.39 *** (0.26)	1.46 *** (0.25)	-0.62 * (0.25)	0.75 ** (0.26)	2.66 *** (0.26)
就学援助受給ダミー	-4.31 *** (0.36)	-5.80 *** (0.35)	-4.40 *** (0.34)	-5.26 *** (0.36)	-6.11 *** (0.35)
学級規模	0.03 (0.05)	0.04 (0.04)	0.05 (0.05)	-0.03 (0.06)	-0.06 (0.06)
学年生徒数	0.00 (0.01)	0.03 ** (0.01)	0.05 *** (0.01)	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)
AIC	49168.73	48817.23	48507.43	49213.11	49248.03
BIC	49223.06	48871.57	48561.75	49267.46	49302.38
Log Likelihood	-24576.36	-24400.62	-24245.71	-24598.56	-24616.01
Num. obs.	6582	6585	6571	6590	6599
Num. groups: sch_code:csid	195	195	195	195	195
Num. groups: sch_code	8	8	8	8	8
Var: sch_code:csid (intercept)	0.64	0.00	0.76	1.54	1.58
Var: sch_code (intercept)	2.63	8.20	25.00	6.94	2.65
Var: Residual	101.46	96.27	92.54	100.49	100.06

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

4. まとめと今後の課題

本節では、A市の学力調査データを用いて、学級規模と学力の相関を回帰分析の一種であるマルチレベル分析の手法を適用して検証した。(児童・生徒)－(学級)－(学校)、というデータの階層性を考慮したランダム切片モデルによる推定の結果、学級規模と学力の間に統計的に有意な相関が確認されたのは、中学校 1 年生のみであり、その他の学年においては全ての教科で統計的に有意な相関は確認されなかった。この結果を素直に解釈するならば、学級規模の縮小は中学校 1 年生を優先すべき、ということになる。

とはいえ、本節の分析には不十分な点も残されていると考えられる。第 1 に、本節で適用した分析手法が不十分であった可能性が挙げられる。本節で適用したランダム切片モデルは、データの階層性を考慮した分析手法ではあるものの、学級レベル、学校レベルの切片を確率変数として扱うため、これらの切片が説明変数と相関している場合には、推定結果に偏りが生じることが知られている。第 2 に、学力を被説明変数とする回帰モデルにおいて、説明変数が不足している可能性が挙げられる。ある時点の学力が小学校入学からの学習の積み重ねによって形成されと考えれば、過去の学力(あるいはその代理指標)を説明変数に含めなければ、やはり推定結果に偏りが生じることが予想される。こうした点については今後の課題としたい。

北條雅一 (駒澤大学)

2 節 Y 県データのマルチレベル分析

1. データの説明

(1) 概要

本節では、マルチレベル分析の手法を用いて学級規模が学力に与える影響を分析する。まず、使用するデータの概要を述べる。本節の分析で使用するデータは、Y 県が実施している学力・学習状況調査によって得られた情報である。学力スコアは項目反応理論に基づいて計算された数値であり、2015 年から 2019 年までの 5 年 5 期のパネルデータになっている。含まれている児童・生徒の学年は、小学校 4 年生から中学校 3 年生であり、データが 1 年分の児童・生徒から 5 年分ある児童・生徒まで含めているためアンバランスド・パネルデータとなる。観測数は非常に大きく（分析に使用するデータの観測数は約 90 万）、希有（けう）なデータである。なお、分析に使用できる学力スコアは国語、算数（数学）、英語（中学 2 年・3 年のみ実施）である。

Y 県の学力・学習状況調査は年度初めの 4 月に実施されているため、学級規模が学力に与える影響を分析するに際しては、当該年度に児童・生徒が在籍している学級の規模ではなく、現在の学力に影響を及ぼすと考えられるその前年度に児童・生徒が在籍していた学級の規模を使用する。分析に使用するデータでは、小学校 4 年生については前年度に在籍した学級の規模がわからないため分析から除外されることになる。また、データからは児童・生徒が在籍している学級が特定できないという限界がある。得られている情報は、「各学校の各学年に属する全体の生徒数」と「各学年の学級数」であり、学級規模の数値は前者を後者で割って算出している。そのため、学級をグループとしてネスト構造がつかれない。ネスト構造については、次項でマルチレベル分析の概要を説明する際に詳述するが、学級というグループによって階層構造を想定した分析ができない点は、データ特性による本節の分析の限界点であり、残された課題となる。

(2) 記述統計量

本節では大きく三つの分析、すなわち、学級規模が国語、算数・数学、英語の学力スコアに与える影響を分析することになるが、それぞれの分析で使用する標本の記述統計量を表 1～3 に示している。国語と算数・数学については観測数が約 94 万あり、英語については対象が中学 2 年生と 3 年生のため観測数が約 37 万となっている。表 3 において学級規模の最大値が 42.33 という値をとっているが、これは前述したように、データからは児童・生徒が在籍している学級が特定できず、「各学校の各学年に属する全体の生徒数」÷「各学年の学級数」という計算を行っているためである。

また、後の分析では学級規模変数と学力スコアが線形の関係であるという分析だけでなく、関数が上に凸ないし下に凸のという 2 次関数になっていることを想定した分析も行うため、学級規模を 2 乗した変数、及び学級規模から学級規模の平均を引いて中心化した変数とその 2 乗変数を作成している。

表1 記述統計量（国語）

	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
国語スコア	937,680	0.450	1.523	-7.34	6.17
小学5年	937,680	0.204	0.403	0	1
小学6年	937,680	0.206	0.404	0	1
中学1年	937,680	0.196	0.397	0	1
中学2年	937,680	0.197	0.397	0	1
中学3年	937,680	0.198	0.398	0	1
男子	937,680	0.508	0.500	0	1
学級規模	937,680	33.745	4.739	1	44
学級規模2乗	937,680	1161.154	294.942	1	1936
C学級規模	937,680	0.000	4.739	-32.74	10.26
C学級規模2乗	937,680	22.454	48.442	0.00	1072.21

出典：筆者作成。

注：「C学級規模」は学級規模変数を中心化した変数。

表2 記述統計量（算数・数学）

	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
数学スコア	937,602	0.411	1.331	-5.80	5.80
小学5年	937,602	0.204	0.403	0	1
小学6年	937,602	0.206	0.404	0	1
中学1年	937,602	0.196	0.397	0	1
中学2年	937,602	0.197	0.397	0	1
中学3年	937,602	0.198	0.398	0	1
男子	937,602	0.508	0.500	0	1
学級規模	937,602	33.745	4.739	1	44
学級規模2乗	937,602	1161.155	294.945	1	1936
C学級規模	937,602	0.000	4.739	-32.74	10.26
C学級規模2乗	937,602	22.455	48.446	0.00	1072.21

出典：筆者作成。

注：「C学級規模」は学級規模変数を中心化した変数。

表3 記述統計量（英語）

	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
英語スコア	369,799	0.489	1.255	-5.80	5.80
中学2年	369,799	0.498	0.500	0	1
中学3年	369,799	0.502	0.500	0	1
男子	369,799	0.508	0.500	0	1
学級規模	369,799	35.190	3.544	5	42.33
学級規模2乗	369,799	1250.871	233.439	25	1792.11
C学級規模	369,799	0.000	3.544	-30.19	7.14
C学級規模2乗	369,799	12.560	31.668	0.00	911.42

出典：筆者作成。

注：「C学級規模」は学級規模変数を中心化した変数。

2. 分析方法の説明

(1) マルチレベル分析の概要

マルチレベル分析の解説については、既に幾つもの良書が刊行されているので、屋上屋を架さないようにその要点だけを記載しておく。簡潔に述べれば、マルチレベル分析は、階層構造あるいは入れ子(ネスト)構造をもつデータを適切に分析するための手法である(注 1)。

本プロジェクトの研究課題にそって言えば、特定の学級や学校に所属する児童・生徒とわかるようなデータが階層構造をもつデータであり、また児童・生徒の学力を多時点で測定して得られたパネルデータは、各児童・生徒によってネスト(グループ化)されているといえる。このような階層構造や入れ子構造のあるデータを分析するに際しては、グループ内の相関を考慮しなければならない。例えば、階層構造を考慮せず通常の実験分析を行い、サンプル全体でみて学級規模と学力の間に相関がないという結果が得られても、学校や地域ごとにみれば結果は異なる可能性がある。このようにグループ内に相関があるデータについて、その相関を考慮せずに分析を行った場合、検定の過誤が起りやすいことが知られている。その意味で、マルチレベル分析は階層構造の情報をういた誤差の補正と個体ごとの変量効果の推定を行うものである。

(2) 推定モデル

ある児童・生徒 j の学力スコアを S_j とし、その児童・生徒が所属する学級の人数(学級規模)を CS_j とすれば、通常の実験分析では推定モデルは以下ようになる。なお、簡略化のために他の説明変数を省略している。

$$S_j = \beta_0 + \beta_1 CS_j + r_j$$

ここで β_0 は切片を、 β_1 は学級規模変数の係数、 r_j は誤差項をあらわす。児童・生徒のデータが階層構造や入れ子構造になっていなければ、あるいは切片や係数の誤差分散が小さく階層構造や入れ子構造を考慮する必要がなければ、この簡便な推定モデルによって分析を行うことは否定されない。

しかし、本プロジェクトで収集したデータは、児童・生徒の学力スコアが複数回観察されているパネルデータになっている。そのため、児童・生徒(個人)の違いによって学力スコアの(切片の)高さが違うという想定が可能である。児童・生徒 j の学年 i 時点での学力スコア S を被説明変数とし、学級規模 CS を説明変数として、この想定をモデル化すると次のようになる(ランダム切片モデル)。

レベル 1 :

$$S_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 \text{GRADE}_{ij} + r_{ij}$$

レベル 2 :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} + \beta_2 \text{GENDER}_j + \beta_3 CS_j$$

ここで GRADE は学年ダミー変数、 GENDER は男子ダミー変数をあらわす。 β_1 から β_3 は各

説明変数の係数であり、 r_{ij} は誤差項である。最小二乗法を用いた回帰分析では、切片は全ての児童・生徒で等しいという意味で定数 β_0 が設定されるが、マルチレベル分析では切片は児童・生徒ごとに異なることを想定するため β_{0j} と設定される。この切片 β_{0j} はグループの数だけ値をもつことになるため、切片の全体平均である γ_{00} と個人ごとの誤差 v_{0j} とに分けることができる。

さらに、本プロジェクトで収集したデータでは、時点と個人の上位グループである学校というグループによっても児童・生徒の学力スコアの平均的な高さが違うという想定も可能である。上記でレベル 1 を時点、レベル 2 を児童・生徒としたランダム切片モデルを考えたが、さらに学校を上位のレベル 3 に設定してモデル化することもできる。学校 k における児童・生徒 j の学年 i 時点での学力スコア S を被説明変数とし、児童・生徒と学校によって学力スコアの平均的な高さが違うという想定をモデル化すると次のとおりとなる。

レベル 1 :

$$S_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_1 \text{GRADE}_{ijk} + r_{ijk}$$

レベル 2 :

$$\beta_{0jk} = \gamma_{00k} + v_{0jk} + \beta_2 \text{GENDER}_{jk}$$

レベル 3 :

$$\gamma_{00k} = \delta_{000} + e_{00k} + \beta_3 \text{CS}_k$$

切片についてだけ説明を加えておくと、切片 β_{0jk} は切片の全体平均である γ_{00k} と児童・生徒ごとの誤差である v_{0jk} に分けられ、さらに切片 γ_{00k} は切片の全体平均である δ_{000} と学校ごとの誤差である e_{00k} に分けられる。このように、通常の最小二乗法では定数である切片をマルチレベル分析では確率変数として取り扱う。

加えて、マルチレベル分析では、切片だけでなく係数（傾き）もランダム化することが可能である。傾きをランダム化するとランダム化された係数も平均と誤差をもつことになる。ランダム係数を想定するという事は、学級規模の効果（学級規模変数の係数）が個人や学校によって異なることを意味する。上記に示した 3 層のランダム切片モデルを単純化して、説明変数を学級規模 CS のみ記述し、この学級規模変数の係数をランダム化すると、推定モデルは次のようになる。

レベル 1 :

$$S_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{1jk} \text{CS} + r_{ijk}$$

レベル 2 :

$$\beta_{0jk} = \gamma_{00k} + v_{0jk}$$

$$\beta_{1jk} = \gamma_{01k} + v_{1jk}$$

レベル 3 :

$$\gamma_{00k} = \delta_{000} + e_{00k}$$

$$\gamma_{01k} = \delta_{010} + e_{01k}$$

係数のランダム化についてだけ説明を加えておくと、 β_{1jk} は傾きの全体平均である γ_{01k} と

個人ごとの傾きの誤差である v_{1jk} に分けられる。同様に γ_{01k} は傾きの全体平均である δ_{010} と学校ごとの傾きの誤差である e_{01k} に分けられる。なお、先の式をまとめると次のようになる。

$$S_{ijk} = \delta_{000} + \delta_{010}CS + e_{00k} + v_{0jk} + e_{01k}CS + v_{1jk}CS + r_{ijk}$$

後の分析では、被説明変数として項目反応理論に基づいて計算された学力スコアの値を、説明変数として学年、性別、学級規模、学級規模 2 乗を用いて分析を行う。

(3) 階層構造を考慮する必要があるかどうか

前述のとおり、切片や係数の誤差分散が小さく階層構造や入れ子構造を考慮する必要性がなければ、グループ間の差異を考える必要がなくなり、通常の回帰分析を行うことで事足りることになる。階層構造や入れ子構造を考慮した方が良いかどうかはモデルの適合度を比較して決めていく必要がある。

モデルの適合度を比較していくためには、先のモデルと何かしらの処理を加えた後のモデルについて尤度（ゆうど）比カイ二乗検定を行いモデルのデータへの適合度が上昇したかどうかを確認していくことになる。そのため本節では①通常の回帰分析、②児童・生徒の違いによって学力スコアの切片の高さが違うと想定するランダム切片モデル、③児童・生徒及び学校の違いによって学力スコアの切片の高さが違うと想定するランダム切片モデル、これら三つのモデルを推定した後に①vs②、②vs③、①vs③のモデルの比較を行い、最適なモデルを見極めた上で結果の解釈を行っていく。なお、結論を先取りしておく、①vs②の検定を行った場合は全ての推定モデルで②が支持され、①vs③の検定を行った場合は全ての推定モデルで③が支持されるので、次項では①通常の回帰分析の結果は省略し、②と③の分析結果を示し、適切な推定モデルについて確認を行っていく。

3. 分析結果

(1) ランダム切片モデル (2 層)

まず、児童・生徒の違いを考慮したランダム切片モデルの推定結果を表 4（国語）、表 5（算数・数学）、表 6（英語）に示す。それぞれの表において Model 1 は学年と性別に学級規模だけを加えた推定モデル、Model 2 は Model 1 に学級規模 2 乗を加えた推定モデルである。また、Model 3 は中心化した学級規模とその 2 乗を投入した推定モデルになっている。

暫定的に結果を確認しておく、表 4 の国語の学力スコアを決定する要因としての学級規模変数は、推定によって係数の符号の向きが変わり統一的不是である。一方、表 5 の算数・数学の学力スコアを決定する要因としての学級規模変数は、一次項が負、二次項が正の値をとる。表 6 の英語の学力スコアを決定する要因としての学級規模変数は、一次項が正、二次項が負の値をとる(注 2)。

表4 学級規模が国語の学力スコアに与える影響 (2層)

	Model J1	Model J2	Model J3
レベル1：時点			
小5	ref.	ref.	ref.
小6	0.571 *** (0.003)	0.571 *** (0.003)	0.571 *** (0.003)
中1	1.114 *** (0.003)	1.115 *** (0.003)	1.115 *** (0.003)
中2	1.459 *** (0.003)	1.459 *** (0.003)	1.459 *** (0.003)
中3	1.935 *** (0.003)	1.935 *** (0.003)	1.935 *** (0.003)
レベル2：個人			
男子	-0.429 ** (0.004)	-0.429 *** (0.004)	-0.429 *** (0.004)
学級規模	0.001 + (0.000)	-0.001 (0.002)	
学級規模2乗		0.000 (0.000)	
C学級規模			0.001 * (0.000)
C学級規模2乗			0.000 (0.000)
定数項	-0.390 *** (0.010)	-0.364 *** (0.032)	-0.372 *** (0.004)
ランダム切片の分散			
個人	1.412 (0.004)	1.412 (0.004)	1.412 (0.004)
級内相関			
個人	0.741	0.741	0.741
観測数	937680	937680	937680
対数尤度	-1386184	-1386184	-1386184

出典：筆者作成。

注：ref.は基準グループ。括弧内の数値は標準誤差。+10%水準，*5%水準，**1%水準，***0.1%水準で有意。

表5 学級規模が算数・数学の学力スコアに与える影響（2層）

	Model M1	Model M2	Model M3
レベル1：時点			
小5	ref.	ref.	ref.
小6	0.347 *** (0.002)	0.347 *** (0.002)	0.347 *** (0.002)
中1	0.738 *** (0.003)	0.738 *** (0.003)	0.738 *** (0.003)
中2	1.041 *** (0.003)	1.042 *** (0.003)	1.042 *** (0.003)
中3	1.442 *** (0.003)	1.441 *** (0.003)	1.441 *** (0.003)
レベル2：個人			
男子	0.016 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)
学級規模	-0.002 *** (0.000)	-0.013 *** (0.002)	
学級規模2乗		0.000 *** (0.000)	
C学級規模			-0.001 ** (0.000)
C学級規模2乗			0.000 *** (0.000)
定数項	-0.236 *** (0.009)	-0.065 * (0.030)	-0.297 *** (0.003)
ランダム切片の分散			
個人	1.228 (0.003)	1.228 (0.003)	1.228 (0.003)
級内相関			
個人	0.752	0.752	0.752
観測数	937602	937602	937602
対数尤度	-1304713	-1304695	-1304695

出典：筆者作成。

注：ref.は基準グループ。括弧内の数値は標準誤差。+10%水準，*5%水準，**1%水準，***0.1%水準で有意。

表6 学級規模が英語の学力スコアに与える影響 (2層)

	Model E1	Model E2	Model E3
レベル1：時点			
中2	ref.	ref.	ref.
中3	0.754 *** (0.002)	0.756 *** (0.002)	0.756 *** (0.002)
レベル2：個人			
男子	-0.267 *** (0.005)	-0.267 *** (0.005)	-0.267 *** (0.005)
学級規模	0.004 *** (0.001)	0.026 *** (0.005)	
学級規模2乗		0.000 *** (0.000)	
C学級規模			0.003 *** (0.001)
C学級規模2乗			0.000 *** (0.000)
定数項	0.093 *** (0.018)	-0.266 ** (0.081)	0.243 *** (0.004)
ランダム切片の分散			
個人	1.208 (0.004)	1.208 (0.004)	1.208 (0.004)
級内相関			
個人	0.817	0.817	0.817
観測数	369799	369799	369799
対数尤度	-522224	-522214	-522214

出典：筆者作成。

注：ref.は基準グループ。括弧内の数値は標準誤差。+10%水準，*5%水準，**1%水準，***0.1%水準で有意。

(2) ランダム切片モデル (3層)

次に、児童・生徒と学校の違いを考慮したランダム切片モデルの推定結果を表7 (国語)、表8 (算数・数学)、表9 (英語) に示す。レベル3に学校のクラスター情報を使用した以外は、先と同じ推定モデルで分析を行っている。また、先の推定からモデルのデータへの適合度が上昇したかどうかを調べるため尤度比カイ二乗検定の結果を表の最下段に記載している。

表7 学級規模が国語の学力スコアに与える影響 (3層)

	Model J4	Model J5	Model J6
レベル1：時点			
小5	ref.	ref.	ref.
小6	0.583 *** (0.003)	0.583 *** (0.003)	0.583 *** (0.003)
中1	1.126 *** (0.017)	1.127 *** (0.017)	1.127 *** (0.017)
中2	1.483 *** (0.017)	1.485 *** (0.017)	1.485 *** (0.017)
中3	1.949 *** (0.017)	1.951 *** (0.017)	1.951 *** (0.017)
レベル2：個人			
男子	-0.426 *** (0.004)	-0.426 *** (0.004)	-0.426 *** (0.004)
レベル3：学校			
学級規模	-0.002 *** (0.000)	-0.007 ** (0.002)	
学級規模2乗		0.000 * (0.000)	
C学級規模			-0.002 *** (0.000)
C学級規模2乗			0.000 * (0.000)
定数項	-0.327 *** (0.014)	-0.252 *** (0.037)	-0.404 *** (0.010)
ランダム切片の分散			
学校	0.062 (0.003)	0.062 (0.003)	0.062 (0.003)
個人	1.312 (0.003)	1.312 (0.003)	1.312 (0.003)
級内相関			
学校	0.034	0.034	0.034
個人	0.744	0.744	0.744
観測数	937680	937680	937680
対数尤度	-1436781	-1436779	-1436779
LR検定	-101195	-101191	-101191

出典：筆者作成。

注：ref.は基準グループ。括弧内の数値は標準誤差。+10%水準，*5%水準，**1%水準，***0.1%水準で有意。

表8 学級規模が算数・数学の学力スコアに与える影響 (3層)

	Model M4	Model M5	Model M6
レベル1：時点			
小5	ref.	ref.	ref.
小6	0.336 *** (0.002)	0.336 *** (0.002)	0.336 *** (0.002)
中1	0.642 *** (0.015)	0.645 *** (0.015)	0.645 *** (0.015)
中2	0.976 *** (0.015)	0.981 *** (0.015)	0.981 *** (0.015)
中3	1.384 *** (0.015)	1.387 *** (0.015)	1.387 *** (0.015)
レベル2：個人			
男子	0.015 *** (0.003)	0.015 *** (0.003)	0.015 *** (0.003)
レベル3：学校			
学級規模	-0.004 *** (0.000)	-0.020 *** (0.002)	
学級規模2乗		0.000 *** (0.000)	
C学級規模			-0.003 *** (0.000)
C学級規模2乗			0.000 *** (0.000)
定数項	-0.145 *** (0.013)	0.103 ** (0.033)	-0.286 *** (0.009)
ランダム切片の分散			
学校	0.048 (0.002)	0.049 (0.002)	0.049 (0.002)
個人	1.190 (0.003)	1.190 (0.003)	1.190 (0.003)
級内相関			
学校	0.030	0.030	0.030
個人	0.769	0.769	0.769
観測数	937602	937602	937602
対数尤度	-1354086	-1354052	-1354052
LR検定	-98744	-98715	-98715

出典：筆者作成。

注：ref.は基準グループ。括弧内の数値は標準誤差。+10%水準，*5%水準，**1%水準，***0.1%水準で有意。

表9 学級規模が英語の学力スコアに与える影響 (3層)

	Model E4	Model E5	Model E6
レベル1：時点			
中2	ref.	ref.	ref.
中3	0.761 *** (0.002)	0.761 *** (0.002)	0.761 *** (0.002)
レベル2：個人			
男子	-0.263 *** (0.005)	-0.263 *** (0.005)	-0.263 *** (0.005)
レベル3：学校			
学級規模	-0.003 *** (0.001)	-0.002 (0.006)	
学級規模2乗		0.000 (0.000)	
C学級規模			-0.003 *** (0.001)
C学級規模2乗			0.000 (0.000)
定数項	0.312 *** (0.025)	0.292 ** (0.099)	0.200 *** (0.015)
ランダム切片の分散			
学校	0.072 (0.006)	0.072 (0.006)	0.072 (0.006)
個人	1.142 (0.004)	1.142 (0.004)	1.142 (0.004)
級内相関			
学校	0.049	0.049	0.049
個人	0.818	0.818	0.818
観測数	369799	369799	369799
対数尤度	-517124	-517124	-517124
LR検定	10200 ***	10180 ***	10180 ***

出典：筆者作成。

注：ref.は基準グループ。括弧内の数値は標準誤差。+10%水準，*5%水準，**1%水準，***0.1%水準で有意。

表7と表8を確認すると尤度比カイ二乗検定の結果が有意にならないことから、国語と算数・数学の推定においては学校のクラスター情報を使用した分析を行ってもデータに対するモデルの適合度は改善しないことがわかる。切片の誤差分散が小さく学校の違いを考慮した分析は特に必要ではないことから、国語と算数・数学については時点と個人の2層のマルチレベル分析の結果を解釈していく。一方、英語については、尤度比カイ二乗検定の結果が有意なので、時点、個人、学校の3層のマルチレベル分析の結果を解釈していく。分

析結果は以下のとおりである。

第 1 に、学級規模が国語の学力スコアに与える影響について、表 4 を確認すると学級規模 2 乗と C 学級規模 2 乗は共に有意ではない。学級規模と国語の学力スコアの関係は二次関数を想定しなくてもよいかもしれない。そこで Model J1 の学級規模の係数をみると正で 10%水準有意という結果を得ている。学級規模が大きくなればなるほど国語の学力スコアが上がるという関係にあるが、係数値は 0.001 と小さい。Model J2 と J3 の学級規模変数の係数値もそれぞれ-0.001 と 0.001 でゼロの近辺にあり、学級規模と国語の学力スコアの関係は無相関に近いとも言える(注 3)。

第 2 に、学級規模が算数・数学の学力スコアに与える影響について、表 5 を確認すると学級規模と C 学級規模は負で有意、学級規模 2 乗と C 学級規模 2 乗は正で有意という結果を得ている。一乗項、二乗項ともに有意で、一乗項が負、二乗項が正であるので、学級規模と算数・数学の学力スコアの関係は U 字型の二次関数になっている。Model M2 の学級規模と学級規模 2 乗の係数値から極値を計算すると 36.2 となる。すなわち、横軸の学級規模が 36.2 人まで増えていくに従って縦軸の算数・数学の学力スコアは低下していくことになる(学級規模が小さくなれば算数・数学の学力スコアが上がる関係にある)。36.2 を超えると逆に学級規模が大きくなれば算数・数学の学力スコアが上がる関係になる。

第 3 に学級規模が英語の学力スコアに与える影響について、表 9 を確認すると学級規模と C 学級規模は負、学級規模 2 乗と C 学級規模 2 乗は非有意という結果を得ている。二乗項が有意ではないので、学級規模と英語の学力スコアの関係は二次関数を想定しなくてもよいかもしれない。そこで Model E4 の学級規模の係数をみると負で 0.1%水準有意という結果を得ている。学級規模が大きく(小さく)なればなるほど英語の学力スコアが下がる(上がる)という関係にあるが、係数の絶対値は 0.003 と他の説明変数の値と比較して大きくはない。

(3) ランダム切片・係数モデル

最後に、切片だけではなく学級規模の係数をランダム化することでモデルの適合度と推定結果が変化するかを確認しておく。分析結果は表 10 に示されている。Model J7 は Model J1 の、Model M7 は Model M1 の、Model E7 は Model E4 の学級規模変数にランダム効果を加えた場合の分析結果である。

尤度比カイ二乗検定の結果をみると、Model J1 と Model J7 の検定結果は有意にならず、国語の学力スコアの分析においては、学級規模にランダム効果を加えてもデータに対するモデルの適合度は上昇しない。そのため、先に示した表 1 の説明が本節における学級規模が国語の学力スコアに与える影響の分析結果となる。Model M1 と Model M7 の検定結果は有意であり、学級規模にランダム効果を加えることでデータに対するモデルの適合度が上昇している。しかし、学級規模変数の係数値に変化はなく、ランダム係数の分散もほぼゼロであり、個人ごとに学級規模の効果が違うとは考えにくい。同様に Model E4 と Model E7 の検定結果は有意であり、学級規模にランダム効果を加えることでデータに対するモデルの適合度が上昇していることがわかるが、こちらも学級規模変数の係数値に大きな変化はなく、ランダム係数の分散もほぼゼロであり、学校ごとに学級規模の効果が違うとは考えにくい。

表10 学級規模が学力スコアに与える影響（ランダム係数）

	Model J7	Model M7	Model E7
小5	ref.	ref.	
小6	0.571 *** (0.003)	0.346 *** (0.002)	
中1	1.115 *** (0.003)	0.738 *** (0.003)	
中2	1.459 *** (0.003)	1.040 *** (0.003)	ref.
中3	1.935 *** (0.003)	1.441 *** (0.003)	0.761 *** (0.002)
男子	-0.429 *** (0.004)	0.015 *** (0.004)	-0.263 *** (0.005)
学級規模	0.001 + (0.000)	-0.002 *** (0.000)	-0.004 *** (0.001)
定数項	-0.390 *** (0.010)	-0.242 *** (0.009)	0.322 *** (0.026)
ランダム係数の分散			
学校			0.000 (0.000)
個人	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	
ランダム切片の分散			
学校			0.066 (0.009)
個人	1.400 (0.011)	1.048 (0.009)	1.142 (0.004)
級内相関			
学校			0.045
個人	0.740	0.722	0.818
観測数	937,680	937,602	369,799
対数尤度	-1386183	-1304509	-517043
LR検定	1.42	407.8 ***	161.75 ***

出典：筆者作成。

注：ref.は基準グループ。括弧内の数値は標準誤差。+10%水準，*5%水準，**1%水準，***0.1%水準で有意。

4. まとめ

本節では、マルチレベル分析の手法を用いて学級規模が学力に与える影響を分析した。結果は、算数・数学と英語については、学級規模と学力スコアの間に負の関係がみられるものの、その影響力は他の説明変数（学年、性別）よりも小さいものであった。学級規模と国語の学力スコアについては一貫した結果を得ることができなかった。算数・数学の学力スコアと学級規模の関係は下に凸の二次関数の関係にあり、極値を計算すると 36.2 という数値が得られた。1 人から 36.2 人まで学級規模が増えることによって算数・数学の学力スコアは下がっていき、36.2 人を超えてくれば、学級規模が増えることによって算数・数学の学力スコアは上がっていくという関係である。学級規模変数の係数値が他の説明変数に比して小さいこと、国語の学力スコアと学級規模の間に統計的な関係が見いだせないこと、これらのことに対する原因は明らかではない。

最後に、これら本節の分析とデータの限界について簡潔に記しておきたい。第 1 に、学級規模が学力に明確な影響を与えていなかった背景として、学級規模から生まれる学力の差異を個々の教師の努力などが埋め合わせしている可能性がある。その意味では、今後は学級規模ではない他の School Quality を考慮した分析が必要かもしれない。そのためには、個々の教師の属性、スキル、経験（教師レベルの School Quality）、教師が個々の学級で取り得る教育方法や教材の差異（学級レベルの School Quality）、そして、学校全体での指導方針や教育目標の差異（学校レベルの School Quality）のデータ化が望まれる（Mayer et al. 2000）。

第 2 に、本節で使用したデータは、児童・生徒が所属する学級が特定できないものであり、マルチレベル分析を行うに際して学級でクラスターが形成できないという重大な限界を有していた。この情報があれば本節の分析結果は変わるかもしれない。また、伊藤ほか（2017）が採用した交差分類モデルを適用した分析も可能である。個人情報保護や多忙な中でのデータ整備といった実務的な問題とも関係し困難な側面を有するが、分析に耐えうる児童・生徒データの整備・蓄積が基本的な取組として求められる。これら残された課題については、さらなる検討が必要である。

平尾智隆（摂南大学）

飯田星良（追手門学院大学）

参考文献

伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宜・辻井正次（2017）「クラスサイズと学業成績および情緒的・行動的問題の因果関係」『教育心理学研究』65(4), pp. 451-465.

Kreft, I. G., & de Leeuw, J. (1998). *Introducing multilevel modeling*. SAGE Publications, Ltd. (小野寺孝義訳『基礎から学ぶマルチレベルモデル—入り組んだ文脈から新たな理

論を創出するための統計手法』ナカニシヤ出版, 2006年)

Mayer, D. P., Mullens, J. E., & Moore, M. T. (2000). *Monitoring School Quality: An Indicators Report* (NCES 2001-030). U.S. Department of Education. National Center for Education Statist. <https://nces.ed.gov/pubs2001/2001030.pdf> (accessed 31 January 2023)

清水裕士 (2014) 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版, 2014年。

筒井淳也・不破麻紀子 (2008) 「マルチレベル・モデルの考え方と実践」『理論と方法』23(2), pp.139-149.

Twisk, J. (2006). *Applied Multilevel Analysis: A Practical Guide for Medical Researchers*. Cambridge University Press.

注

- 1 例えば, マルチレベル分析の入門書として英書では Kref and de Leeuw (1998)や Twisk(2006)などがある。また, 日本語としては Kref and de Leeuw (1998)の翻訳である小野寺 (2006), 清水 (2014), 筒井・不破 (2008) などがある。
- 2 表6の Model E2 (Model E3) において学級規模 2 乗 (C 学級規模 2 乗) は 0.000 と表記されているが, 省略せずに記せばその値は共に-0.0003259 である。
- 3 Model J5 では学級規模は負で有意, 学級規模 2 乗は正で有意である。下に凸の二次関数の関係が描けるので, 参考までにそれぞれの係数値から極値を計算すると 45.7 となる。横軸の学級規模が 45.7 人まで増えていくに従って縦軸の国語の学力スコアは低下していくことになる。45.7 を超えると逆に学級規模が大きくなれば国語の学力スコアが上がる関係になる。表1の記述統計量を確認すると学級規模の最大値は 44 なので, 45.7 人の学級は存在しない。すなわち, 現実的には学級規模が小さくなれば国語の学力スコアが上がる関係にあるといえる。

第5章 学級規模と教員の労働時間・指導方法との関係

1節 はじめに

本章では、学級規模が教員の労働時間や教科の指導方法に与える影響を考察する。本章の目的は、学級規模が児童生徒の学力に影響を与えるといったときに、どのような要因が変化して、学力などの子供のアウトカムに影響を与えるのかを部分的に明らかにすることにある。本報告書の他の章において言及されているように、学級規模が児童生徒の学力に与える影響については、様々な結果が報告されている。この章では、学級規模が教員の労働時間の業務間の配分や児童生徒への指導方法に与える影響を見ることで、学級規模によって教員の教授活動がどのように変わるのかについて考察する。

本章では、二つの市区町村に対して行われた教員調査をもとに分析を行い、その結果を報告する。教員調査は2017年から2019年にかけて3年間行われ、延べ約1,500人の教員の協力を得た。そのうち、約75%は小学校の教員であり、残りは中学校の教員であった。この調査をもとに教員の労働時間と指導方法に学級規模による違いがあるかを考察した。

分析の結果の概要は以下のとおりである。教員の総労働時間と学級規模の間には統計的に有意な関連はみられなかった。しかしながら、教員の労働時間のうち個別の業務との関連で、小学校で平日の「授業準備」「学習指導」「学年・学級経営」、休日の「成績処理」にかかる時間については学級規模と正の相関が確認されたほか、中学校でも、学級規模の拡大が平日の「成績処理」「その他の業務」の時間を増加させ、「学年・学級経営」の時間は減少させる傾向がみられた。また、本研究で扱った18項目の指導方法のうち学級規模との関連性については、学級規模が大きくなるにつれて小学校において「教室の空間的スペース」の確保が難しくなる傾向や、「児童生徒が騒いだり、暴れたりして、授業が進まない」ことが起きやすくなる傾向が示された。中学校においては、「資料や計画的な板書などによって、授業内容を視覚で印象づけられるよう準備している」「生徒に役割や作業を与えて授業に参加させ、自律的な学習を促す工夫をしている」という指導方法が学級規模が大きくなるにつれて、採用されにくくなる傾向が確認された。

本章はまず、関連する国内の先行研究について概観し、分析に使用した教員調査のデータの確認と、そこから得られた労働時間の分布などを示す。次に、これらのデータを用いた回帰分析の結果に基づいて、学級規模以外の要因を考慮した上で、学級規模が総労働時間やその配分、指導方法にどのような影響を与えているかを推定する。最後に、本章の知見をまとめ、今後の課題を述べる。

2節 先行研究

1. 学級規模と労働時間

まず、学級規模と教員の労働時間については、国内を対象とした幾つかの先行研究が存在している。1966（昭和41）年度に実施された「教職員の勤務状況調査」では、教職員一人

当たり児童生徒数によって教職員の勤務時間にどのような違いがあるかを集計している(教員給与研究会編 1971)。その結果によれば、小中学校ともに、教職員一人当たり児童生徒数が大きくなるとサービス時間外の勤務時間が増加することが示されている。また、小学校については、担任学級の規模によって勤務時間に違いがあることも示されており、担任学級の規模が大きくなるにつれてサービス時間が増加することが示されている。

2006(平成18)年度及び2016(平成28)年度に実施された「教員勤務実態調査」の報告書(国立大学法人東京大学, 2007; リベルタス・コンサルティング, 2018)においても、担任学級の規模と平均勤務時間の関係が集計されている。いずれの年度においても、担任学級の規模が大きい教員ほど勤務日の勤務時間が長くなっていることが報告されている。なお、2016年度調査の詳細な集計結果によれば、勤務時間の増大をもたらしている主たる業務は成績処理であることが示されている。また、教員の労働時間を被説明変数とする回帰分析の結果によれば、学級規模の係数推定値は正で統計的に有意であることが示されている(リベルタス・コンサルティング, 2018, 表4-5)。

神林(2021)は、学校教員の生活満足度の規定要因について回帰分析(パス解析)を行っており、その中で、担任学級の規模が小学校教員の労働時間を増加させると同時に、生活満足度を低下させることも発見している。

2. 学級規模と指導方法

次に、学級規模と教員の指導方法の関連について、国内を対象とした先行研究として以下のものが挙げられる。

山崎編(2014)では、教員調査を用いて、学習面においては、大規模学級ほど「理解不十分でも次の単元に進まざるを得ないことがある」と感じている一方で、小規模学級ほど「ひとり一人の子どもが授業をどの程度理解しているか、把握できている」、「理解できない子どもに繰り返して指導する時間がある」と教員が感じていることを指摘している。この研究では更に児童生徒調査を用いた分析から、児童側からみた教員の指導方法についても確認している。ここでは、大規模学級になるにつれて、「作文や日記などに言葉を書いてくれる」、「テストはすぐ返してくれる」、「漢字の間違いがいいか、よく見てくれる」、「テストで間違えたところのやり方を教えてくれる」に対して否定的な回答が増える傾向にあることが示されている。

山森(2015)では、教員調査の自由記述を元にしたコレスポネンス分析により、学級規模によって教員の指導方法が変化している可能性を指摘した。学級規模が20人以下の場合には、授業前の個に応じた指導の準備や、授業中に全員に発言、家庭学習については確認や補充指導などきめ細かい指導、実験の回数を増やしたりするなど活動を伴う学習で全員が体験できること、机間指導が短時間ででき個別指導評価が容易なこと、反復練習等で学習の習熟を図る時間が確保、等が実施されやすいことを示した。また、学級規模が35人以上の場合は、グループ間交流の機会の確保、児童の役割分担、児童生徒同士の相互作用、といった児童の多様性を生かした指導の工夫が実施されやすいことを示した。一方で、学級規模が25人程度の場合、学級規模に依存せず、個々の教員の指導技術や指導方法がより重要な要素となっている可能性が示された。

3節 データ

本節では、教員調査について説明する。教員調査は X 県 A 市、Y 県 B 市の両市において、2017 年、2018 年、2019 年の 3 年間行われた調査である。調査項目は教員の経験年数、学級担任かどうか、教員と生徒のかかわり方や指導方法、労働時間などを尋ねている。表 1 は、この調査に参加した教員の状況を示している。毎年約 500 名の教員が調査に協力し、そのうち約 75%が小学校の教員、約 25%が中学校の教員となっている。なお、担任である学級の学級規模と教員の労働時間や指導方法との関係を示すために、本章では教員調査に参加した者のうち、学級担任を持っている者のみにデータを限定した結果を示すことにする。

次に、図 1 は、小学校、中学校の学級規模の分布を示す。本章で用いる学級規模は学年の人数を学年の学級数によって除した数字であり、必ずしも、各教員が実際に担当している学級規模と同じではない。小学校については 35 人前後において学級規模の分布の山があることが分かる。一方、中学校については、33 人から 40 人までに一様に分布しており、25 人以下の学級を担任として受け持っている教員の数は小学校に比べて少ないことが分かる。

1. 労働時間

教員の労働時間は以下の 13 項目の活動時間を平日(月曜日から金曜日)、休日(土曜日と日曜日)ごとに何時間であるかを尋ねて回答してもらっている。労働時間の詳しい内訳は次の 13 項目である。「1. 授業」、「2. 授業準備」、「3. 学習指導」、「4. 成績処理」、「5. 生徒指導」、「6. 部活動・クラブ活動」、「7. 学校行事・児童・生徒会の指導」、「8. 学年・学級経営」、「9. 学校運営業務」、「10. 外部対応」、「11. 校外での業務(研修は除く)」、「12. 研修」、「13. その他の業務」である。これらの時間の中には、残業や就業時間外での時間も含むこととされている。なお、総労働時間は上記項目すべてで欠損値のないケースの合計である。

図 2 と図 3 は平日 5 日間と休日 2 日間のそれぞれの総労働時間を学級規模ごとにプロットした図である。ここでの学級規模とは 25 人以下を 25 人学級、26 人から 30 人以下を 30 人学級、31 人から 35 人を 35 人学級、36 人から 40 人を 40 人学級と分類した学級規模である。ただし、40 人学級については、学級規模が 40 人を超えていた教員の情報も含むこととする。

図 2 の A は小学校の教員の平日の総労働時間を示しており、学級規模の違いによらず、約 50 時間となっている。また、同図の B の休日の総労働時間は、30 人、35 人学級が約 4.9 時間となっており、25 人学級では約 4.2 時間、40 人学級では約 4.5 時間に比べて長くなっている。図 3 の A で示されている中学校教員の平日の総労働時間は約 48 時間となっている。25 人学級に分類される教員の数は他の学級規模に比べて少ないため、標準誤差は大きくなる傾向にある。また、図 3 の B の休日の総労働時間は 25 人学級の教員で約 13 時間、30 人学級の教員で約 7 時間、35 人学級以上の教員が約 10 時間となっている。

概して、小中学校の教員は平日の総労働時間は約 50 時間であり、学級規模による大きな違いはほとんど観察されなかった。一方で、休日の総労働時間は小学校よりも中学校の教員の方が長い傾向にあることが分かった。

次に、労働時間の内訳である13の業務の労働時間について概観する。表2によれば、平日の総労働時間は小学校では約50時間、中学校では約48時間となっている。また、その内訳については、「授業」、「授業準備」、「成績処理」、また中学校では特に「部活動・クラブ活動」に時間が割かれていることがわかる。休日の総労働時間は小学校では約4.8時間、中学校では約10時間となっており、主に「授業準備」や「成績処理」の時間に費やされているが、特に中学校では「部活動・クラブ活動」において約5時間となるなどその占める割合が大きい。

2. 指導方法

教員の教室での指導方法は表3に示されているように18項目に分かれている。教員調査においては、各指導方法について、「非常にあてはまる」「多少あてはまる」「あまりあてはまらない」「全くあてはまらない」の四つの選択肢の中から一つ選択肢を回答してもらっている。本章では、これらの選択肢のうち「非常にあてはまる」「多少あてはまる」を選択した場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数を作成し、分析に用いた。なお、一部の項目については2019年における調査でのみ尋ねられている。

表3では各指導方法が採用されている割合を小学校と中学校に分けて示している。ここからは「簡単なイメージで理解させるなど、分かりやすく説明している」「授業がテンポよく進むよう、各回の授業の進め方を具体的に準備している」「身近な話題などを取り込んで、授業内容への関心を抱かせるよう工夫している」がよく取り入れられていることがわかる。一方で、「各回の授業の最後に、授業内容の振り返りを行っている」や「教科の学習内容について、クラスをいくつかの集団(おおよそ3~6人の小集団)に分けて、指導することがある」については取り入れられている割合が低いことが明らかとなった。

4節 回帰分析

1. 分析概要

本節では、教員の労働時間に加えて、教員の指導方法が学級規模によってどのような影響を受けているかを、小学校と中学校に分けて推定を行う。基本的な推定式は以下のとおりである。

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{学級規模}_i + \text{誤差項}_i$$

ただし、 i は教員個人を表す。また、このデータでは同じ教員が3年の間に複数回、回答しているため、標準誤差は教員単位でクラスターリングした標準誤差を用いる。学級規模以外の他の変数としては、その教員が担任となっている学年規模(人数)、学年規模の2乗、担当学年、自治体ダミー、調査年ダミーをコントロール変数として導入した。

労働時間を被説明変数とする場合は、線形回帰モデルで推定を行い、教員の指導方法を被説明変数とする場合は、「非常に当てはまる」「多少当てはまる」と回答したものを1、それ以外を0とした2値変数を被説明変数としたLogitモデルで示す。

2. 労働時間

前述した13の労働時間の項目に加えて、これらの項目を全て足し合わせた総労働時間を被説明変数とした分析を行う。小学校の教員の結果については、表4の結果をもとに確認する。同様に中学校の教員については、表5を確認することになる。

表4に基づいて、学級規模が小学校教員の平日及び休日の働く時間に5%有意水準で統計的に有意な効果を与えている項目について考察する。平日の労働時間のうち「授業準備」「学習指導」「学年・学級経営」では学級規模の拡大がこれらの業務時間を延ばす傾向があった。一方で、休日の労働時間については、「成績処理」の時間が長くなる傾向にあることが明らかになった。

次に、表5に基づいて、学級規模が中学校教員の平日及び休日の働く時間に5%有意水準で統計的に有意な効果を与えている項目について考察する。平日の労働時間では「成績処理」「その他の業務」と学級規模が正に相関していることが示される一方で、「学年・学級経営」とは負に相関していることが示された。一方、土曜日を含めた休日の労働時間については、10%有意水準ではあるが「学校行事・児童・生徒会の指導」が正に相関していた。

ここまでの結果をまとめると、以下ようになる。学級規模と小中学校の教員の総労働時間との間には統計的に有意な関連性はみられなかったことから、これまでの先行研究の結果とは異なり、学級規模が大きくなるにつれて、教員の総労働時間が増加するという関係性は観察できなかった。ただし、その一方で、学級規模の増加は教員の労働時間の配分を変えることが分かった。小学校の教員の労働時間に与える影響については、平日では「授業準備」「学習指導」「学年・学級経営」、休日では「成績処理」などのための時間を延ばす傾向にあることが分かる。また、中学校の教員の労働時間に与える影響については、学級規模の増加が特に平日の「成績処理」「その他の業務」の時間を延ばし、「学年・学級経営」の時間を短くする傾向が分かった。

3. 指導方法

先に表3で示した18項目の指導方法のうち、「非常に当てはまる」「多少当てはまる」と回答した者を1、それ以外の者を0としたLogit分析を実施した。指導方法に学級規模が与える効果については、小学校では表6を、中学校では表7に基づいて確認する。

表6に基づいて、小学校の結果を確認する。学級規模が5%有意水準で効果を与えていた指導方法は「Q17. 授業時の教室の空間的スペース（机間指導、班別学習、その他作業、等のため）は十分とれている（2019年のみ）」であり、学級規模が拡大するほど空間的スペースが十分ではないことが示されている。また、学級規模の増大により、「Q18. 児童生徒が騒いだり、暴れたりして授業が進まないことがある（2019年のみ）」が起きやすくなるということが示された。

一方で、表7の中学校における指導法については、5%有意水準で有意に学級規模が影響を与えている指導方法として、「Q2. 資料や計画的な板書などによって、授業内容を視覚で印象づけられるよう準備している」「Q6. 生徒に役割や作業を与えて授業に参加させ、自律的な学習を促す工夫をしている」が採用しづらくなるという傾向が明らかになった。

概して、学級規模が指導方法と関連があるという結果は一部にとどまったが、この分析結果は、学級規模の拡大が教員のきめ細かな指導や工夫の一部を制限する可能性を示唆しており、これまでの先行研究の結果とも整合的であった。

5節 おわりに

本章では二つの市区町村の教員に対して行われた教員調査の結果に基づき、学級規模が教員の総労働時間やその時間配分、学級での指導方法に与える影響を考察した。

得られた結果として、第一に、教員の総労働時間と学級規模との間には統計的に有意な関係は確認できなかった。しかしながら、個別の業務時間に関する分析では、小学校においては学級規模が大きくなるに連れて、平日の「授業準備」「学習指導」「学年・学級経営」、休日の「成績処理」などのための時間は増える傾向にあることが分かった。また、中学校においても、特に平日の「成績処理」「その他の業務」の時間が増える傾向が示された一方で、「学年・学級経営」の時間は短くなる傾向が明らかになった。第二に、指導方法と学級規模との関連については、学級規模の違いが与える効果は指導方法の18項目のうち一部でのみ観察された。小学校においては、学級規模の拡大とともに教室の空間的スペースが確保しづらくなる傾向や児童が騒ぐなどして授業が進まなくなる傾向が明らかとなった。中学校についても、「資料や計画的な板書などによって、授業内容を視覚で印象づけられるよう準備している」「生徒に役割や作業を与えて授業に参加させ、自律的な学習を促す工夫をしている」といった項目に対して、学級規模の拡大によりそのような指導方法を採用しづらくなるという関係が確認された。

分析上の課題としては以下の3点を挙げるができる。まず、第一に、分析に利用したデータの限界である。本分析では、これまでの先行研究と異なり、総労働時間と学級規模との間に関連がみられなかった。その要因としては、ある特定の地域の教員を対象としたサンプル調査であったこと、個別の業務時間の合計を総労働時間と定義したことで本来の業務時間のうちで漏れが生じた可能性があること、学級規模の拡大がある業務時間の増加を促すと同時に別の業務時間を減少させ、それらが相殺されることで総労働時間の変化がみられなかった可能性があること、など様々に考えられる。よって、今後の分析では、より精度の高い教員の労働時間やその時間配分についてのデータの収集が引き続き求められる。

第二に、3時点分の教員の情報があるため、発展的なモデルとしてパネルデータの構造を考慮した推定を実施することである。この方法を採用することで、教員の観察されない属性を制御した推定をすることが可能となる。最後に、教員の労働時間や指導方法は、その受け持つ生徒の学力や家庭環境が異なれば、変わることが予想される。今後の分析では子供の学力や家庭環境などを考慮することが重要となるだろう。

中村亮介（関東学院大学）
妹尾渉（国立教育政策研究所）
北條雅一（駒澤大学）

補遺

この調査で用いられた教員の指導方法に関する質問は柿澤・岡嶋(2016), Jackson(2016), TIMSS2015 教員調査などの資料を参照して作成されている。

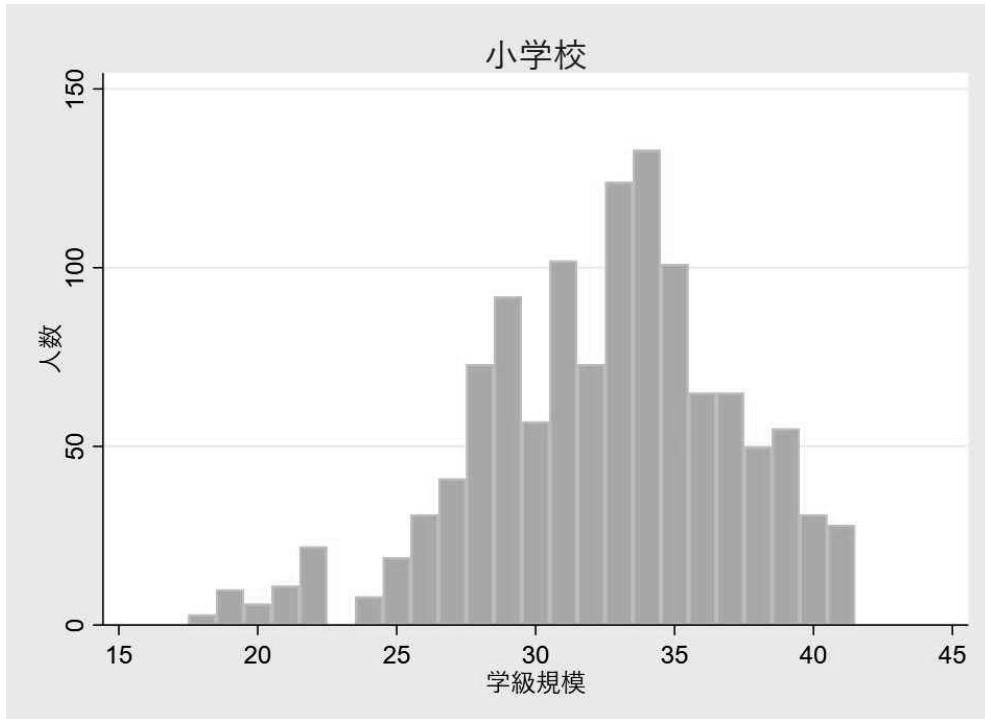
参考文献

- 神林寿幸（2021）「公立小中学校教員の生活満足度を規定する要因」,『日本労働研究雑誌』, 63(5), 81-93.
- 柿澤寿信・岡嶋裕子(2016)「中学校教員の教育行動 公立中学校における教員コンピテンシー抽出の試み」『日本教育社会学会第 68 回大会発表要旨集録』, 10-11
- 教員給与研究会編（1971）『教育職員の給与特別措置法解説』.
- 国立大学法人東京大学（2007）『教員勤務実態調査（小・中学校）報告書』.
- リベルタス・コンサルティング（2018）「公立小学校・中学校等教員勤務実態調査研究」調査研究報告書.
- 山崎博敏編（2014）『学級規模と指導方法の社会学 実態と教育効果』東信堂.
- 山森光陽（2015）「学級規模の大小による学習指導の工夫の違い（研究 5）」,『少人数指導・少人数学級の効果に関する調査研究』調査研究報告書・第 9 章, 国立教育政策研究所.
- Jackson, K. (2016) "What Do Test Scores Miss? The Importance of Teacher Effects on Non Test Score Outcomes," Working Paper No. 22226, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

図表一覧

図1 学級規模の分布

小学校



中学校

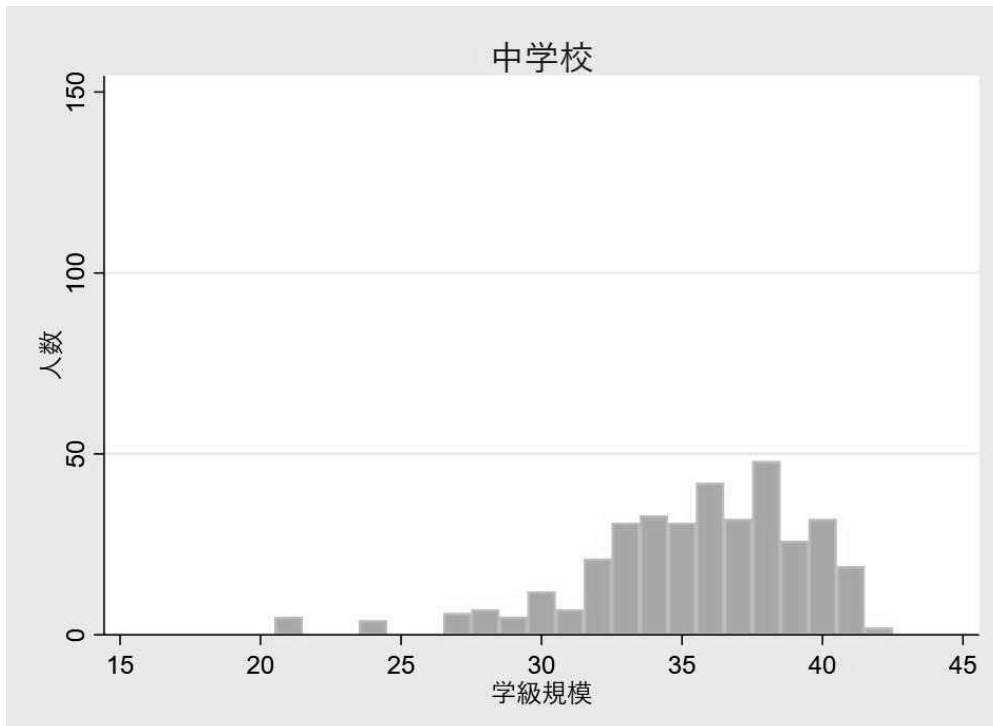
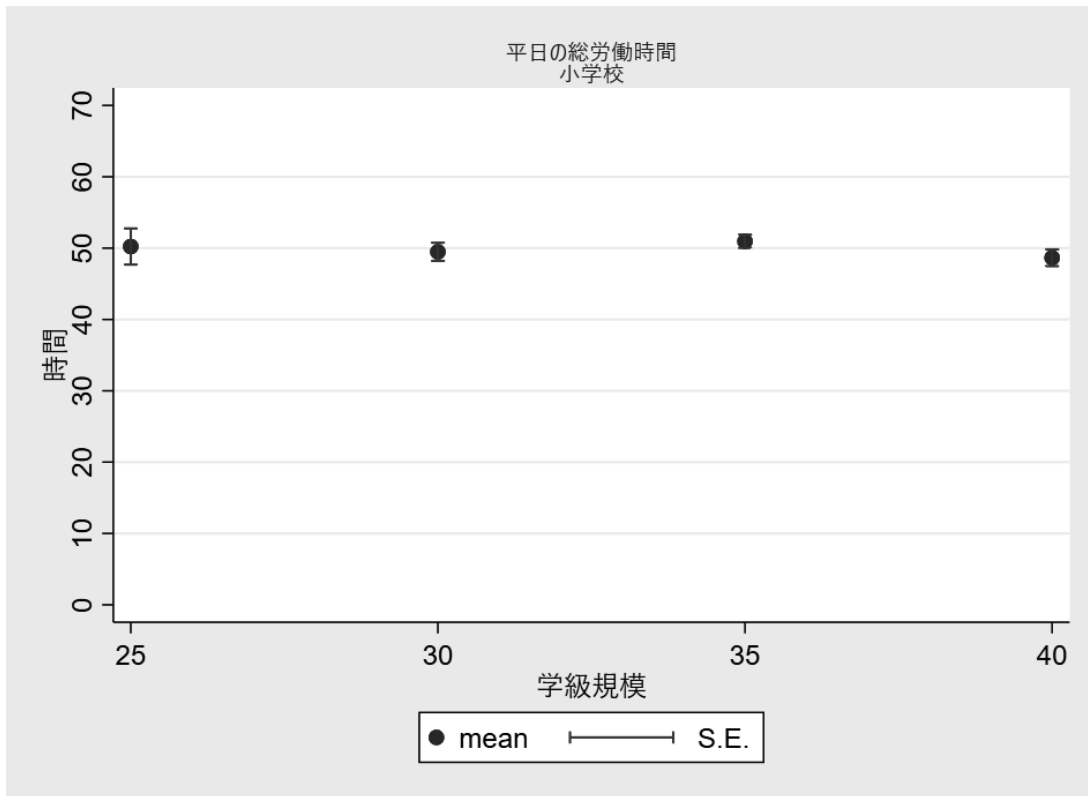


図2 学級規模と総労働時間の関係(小学校)

A. 平日



B. 休日

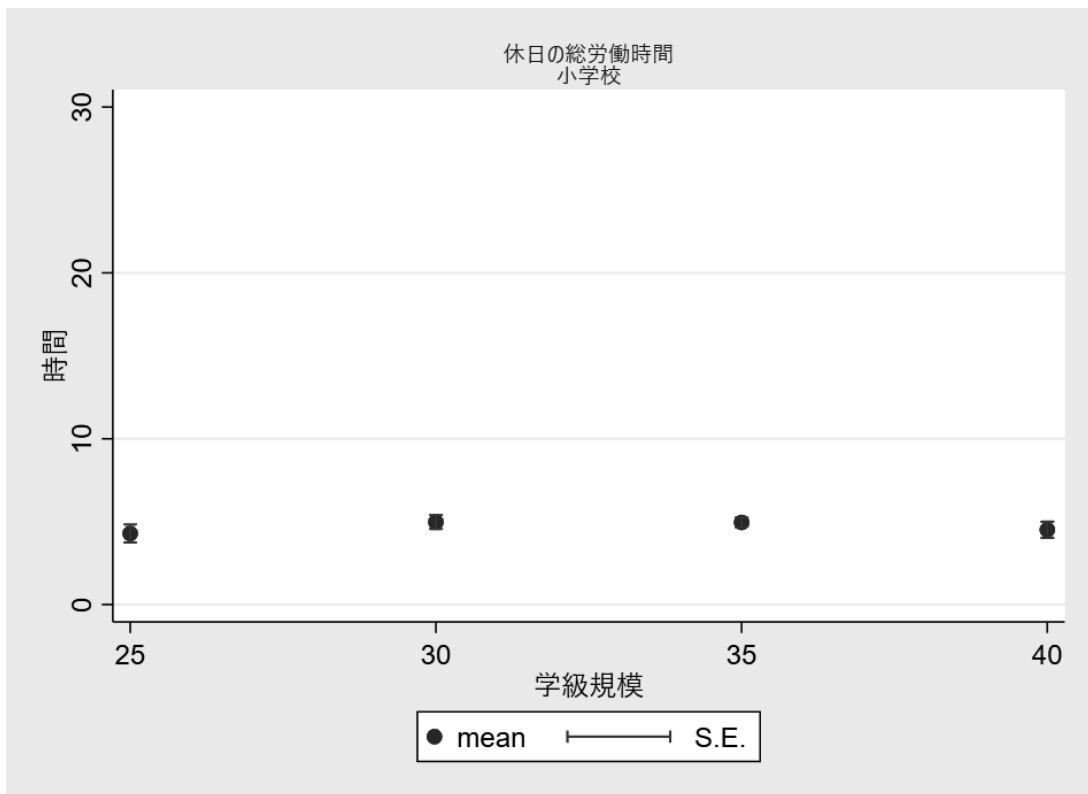
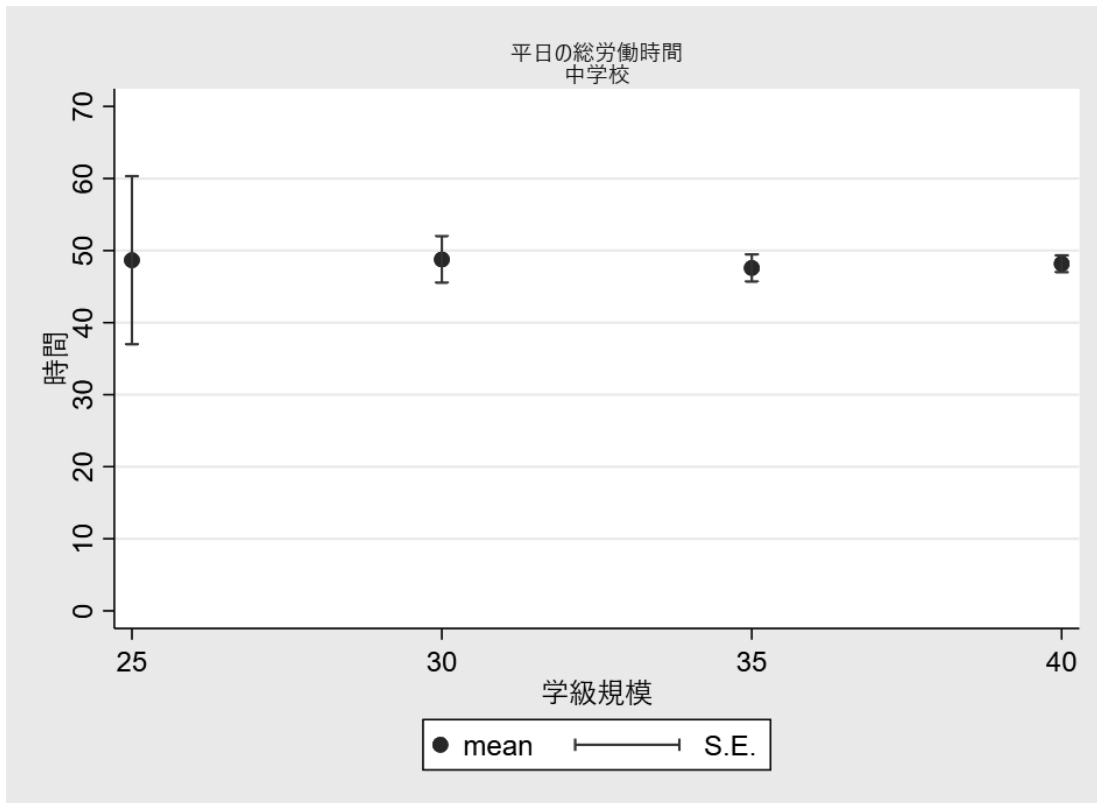


図3 学級規模と総労働時間の関係(中学校)

A. 平日



B. 休日

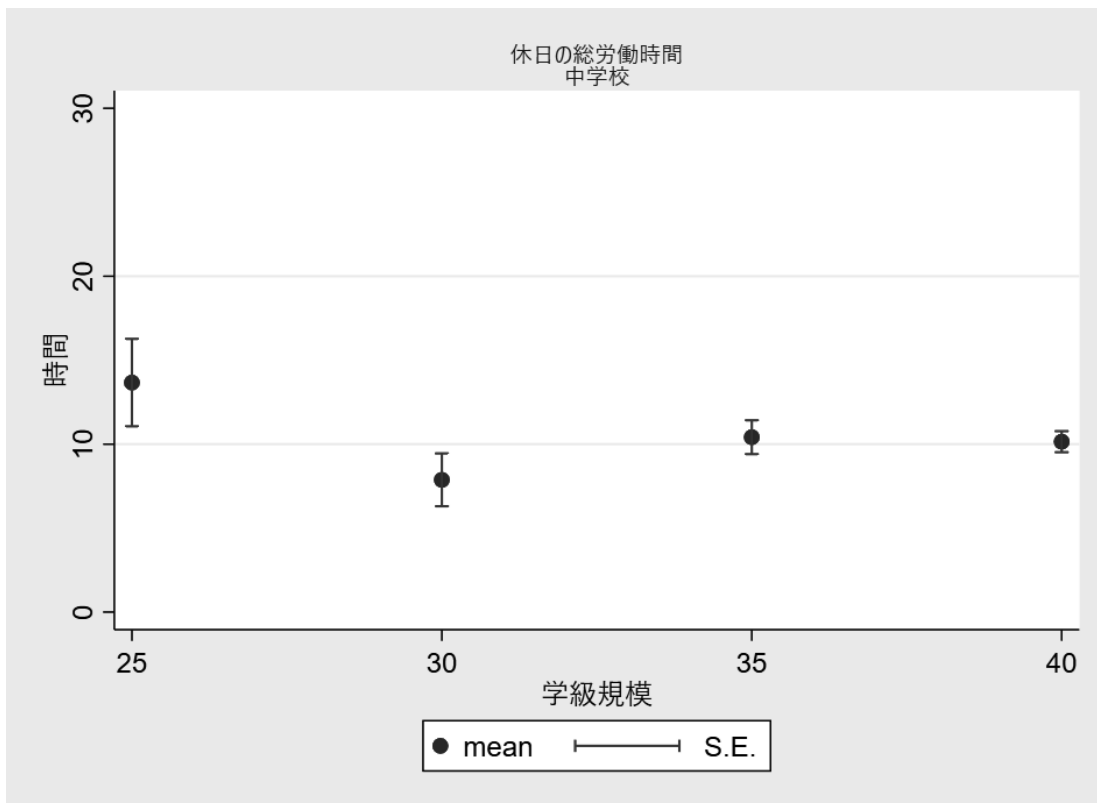


表1 教員分布

2017		人数	割合
	小学校	395	76.40
	中学校	122	23.60
2018			
	小学校	408	77.86
	中学校	116	22.14
2019			
	小学校	397	76.05
	中学校	125	23.95
合計			
	小学校	1200	76.78
	中学校	363	23.22

表2 労働時間の記述統計

平日	小学校	中学校	全体
総労働時間	49.98	48.06	49.56
授業	22.87	17.07	21.54
授業準備	8.62	8.44	8.58
学習指導	3.30	1.70	2.94
成績処理	4.71	4.68	4.70
生徒指導	2.31	3.35	2.55
部活動・クラブ活動	0.40	5.03	1.47
学校行事・児童・生徒会の指導	0.76	1.21	0.86
学年・学級経営	3.02	3.89	3.22
学校運営業務	2.50	2.28	2.45
外部対応	0.87	0.99	0.89
校外での業務（研修は除く）	0.81	1.05	0.87
研修	1.41	0.76	1.26
その他の業務	0.18	0.19	0.18

休日	小学校	中学校	全体
総労働時間	4.81	10.09	5.96
授業	0.28	0.26	0.27
授業準備	2.88	2.43	2.77
学習指導	0.26	0.16	0.24
成績処理	1.23	1.33	1.25
生徒指導	0.08	0.19	0.10
部活動・クラブ活動	0.07	5.41	1.33
学校行事・児童・生徒会の指導	0.10	0.43	0.18
学年・学級経営	0.32	0.44	0.35
学校運営業務	0.27	0.16	0.25
外部対応	0.19	0.23	0.20
校外での業務（研修は除く）	0.03	0.10	0.05
研修	0.11	0.04	0.10
その他の業務	0.07	0.09	0.07

表3 指導方法の記述統計

	小学 校	中学 校	全体
Q1. 授業がテンポよく進むよう、各回の授業の進め方を具体的に準備している	0.92	0.95	0.93
Q2. 資料や計画的な板書などによって、授業内容を視覚で印象づけられるよう準備している	0.89	0.93	0.90
Q3. 各回の授業の最初に、授業の目的と流れを明示している	0.88	0.87	0.88
Q4. 各回の授業の最後に、授業内容の振り返りを行っている	0.73	0.69	0.72
Q5. 身近な話題などを取り込んで、授業内容への関心を抱かせるよう工夫している	0.93	0.91	0.93
Q6. 生徒に役割や作業を与えて授業に参加させ、自律的な学習を促す工夫をしている	0.87	0.80	0.86
Q7. 教科の学習内容について生徒どうしでの学びあいを促すように工夫している	0.93	0.85	0.91
Q8. 教科の学習内容について、クラスをいくつかの集団(おおよそ3~6人の小集団)に分けて、指導することがある	0.73	0.77	0.74
Q9. 簡単な内容から段階的に習得させ、達成感を抱かせるよう工夫している	0.87	0.85	0.86
Q10. 基礎が定着するまで繰り返し教えている	0.84	0.76	0.82
Q11. 簡単なイメージで理解させるなど、分かりやすく説明している	0.94	0.96	0.94
Q12. 授業ごとに毎回、宿題をだすようにしている(2019年のみ)	0.56	0.32	0.51
Q13. 提出された宿題はその日のうちに確認・返却している(2019年のみ)	0.88	0.38	0.77
Q14. 返却する宿題にコメントを記入している(2019年のみ)	0.42	0.31	0.40
Q15. 授業中の児童生徒とのコミュニケーションのための時間(学習の指示、個々の児童生徒への声かけ、質疑応答など)は十分にとれている(2019年のみ)	0.71	0.75	0.72
Q16. 教室の掲示物・展示物のための空間的スペースは十分にとれている(2019年のみ)	0.65	0.73	0.67
Q17. 授業時の教室の空間的スペース(机間指導、班別学習、その他作業、等のため)は十分にとれている(2019年のみ)	0.75	0.79	0.76
Q18. 児童生徒が騒いだり、暴れたりして授業が進まないことがある(2019年のみ)	0.15	0.13	0.15

表4 労働時間に与える影響の推定(小学校)

平日	総労働時間	部活						校外での							
		授業準備	授業	授業準備	生徒指導	成績処理	生徒指導	クラブ活動	児童・生徒会の指導	学年・学級経営	学校運営	外部対応	研修	その他の業務	
学級規模	0.142 (0.181)	0.011 (0.072)	0.011 (0.072)	0.138** (0.054)	0.060** (0.027)	0.049* (0.028)	0.034* (0.020)	-0.003 (0.007)	-0.004 (0.017)	0.050** (0.022)	0.017 (0.023)	0.006 (0.012)	0.016 (0.014)	0.011 (0.016)	-0.003 (0.009)
学年規模	0.000 (0.099)	0.043 (0.040)	-0.037 (0.031)	0.006 (0.014)	0.012 (0.014)	0.008 (0.010)	0.008 (0.003)	-0.002 (0.009)	-0.014 (0.015)	-0.010 (0.012)	-0.008 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.004 (0.007)	0.011 (0.007)	0.002 (0.006)
学年規模の2乗	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
観測数	803	1166	1160	1157	1167	1159	1133	1127	1159	1157	1134	1129	1139	838	

休日	総労働時間	部活						校外での							
		授業準備	授業	授業準備	生徒指導	成績処理	生徒指導	クラブ活動	児童・生徒会の指導	学年・学級経営	学校運営	外部対応	研修	その他の業務	
学級規模	0.068 (0.064)	0.018 (0.011)	0.010 (0.027)	0.017 (0.010)	0.054** (0.021)	0.009 (0.007)	0.009 (0.004)	-0.004 (0.008)	-0.004 (0.008)	0.003 (0.008)	0.011 (0.012)	-0.000 (0.009)	0.003 (0.003)	0.008 (0.009)	0.009 (0.007)
学年規模	0.032 (0.030)	-0.001 (0.005)	0.002 (0.014)	0.005 (0.004)	0.006 (0.010)	0.003 (0.002)	-0.003 (0.005)	0.002 (0.004)	0.006 (0.004)	0.004 (0.006)	0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.002** (0.001)	0.002 (0.004)	-0.002 (0.003)
学年規模の2乗	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
観測数	745	1047	1097	1042	1066	1043	1053	1050	1050	1050	1037	1041	1046	1038	810

注：カッコ内は教員単位でクラスタリングした標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。他の変数として、学年、都市ダミー、調査年ダミーをコントロールした。

表5 労働時間に与える影響の推定(中学校)

平日	総労働時間	学校行										校外での		
		授業	授業準備	学習指導	成績処理	生徒指導	クラブ活動	部活動・児童・生徒会の指導	学年・学級経営	学校運営	業務	外部対応	研修	その他の業務
学級規模	0.133 (0.291)	0.046 (0.097)	0.015 (0.096)	-0.003 (0.037)	0.173*** (0.062)	0.058 (0.043)	-0.001 (0.065)	-0.004 (0.049)	-0.088** (0.043)	-0.024 (0.036)	0.039 (0.028)	0.055 (0.039)	-0.025 (0.020)	0.039** (0.018)
学年規模	0.018 (0.079)	-0.001 (0.025)	0.014 (0.021)	-0.009 (0.009)	-0.004 (0.013)	0.006 (0.013)	0.003 (0.015)	0.001 (0.011)	-0.002 (0.011)	-0.013 (0.014)	-0.006 (0.006)	-0.017** (0.009)	-0.003 (0.005)	0.005* (0.003)
学年規模の2乗	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)
観測数	222	345	343	336	344	342	343	326	343	339	335	329	329	235

休日	総労働時間	学校行										校外での		
		授業	授業準備	学習指導	成績処理	生徒指導	クラブ活動	部活動・児童・生徒会の指導	学年・学級経営	学校運営	業務	外部対応	研修	その他の業務
学級規模	0.243 (0.151)	-0.005 (0.009)	-0.040 (0.049)	0.003 (0.014)	0.045 (0.058)	0.001 (0.012)	0.023 (0.076)	0.037* (0.020)	0.006 (0.023)	0.002 (0.009)	0.017 (0.013)	0.000 (0.013)	-0.000 (0.003)	0.028 (0.028)
学年規模	0.012 (0.039)	-0.004 (0.006)	-0.021 (0.015)	-0.003 (0.003)	-0.030*** (0.012)	-0.001 (0.004)	0.047*** (0.017)	0.005 (0.006)	0.000 (0.004)	-0.009** (0.004)	-0.007* (0.004)	0.003 (0.003)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
学年規模の2乗	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
観測数	208	315	323	313	318	304	325	309	309	305	314	309	307	227

注：カッコ内は教員単位でクラスタリングした標準誤差。***は 1%，**は 5%，*は 10%水準で統計的に有意であることを示す。他の変数として、学年、都市ダミー、調査年ダミーをコントロールした。

表6 指導方法に与える影響の推定(小学校)

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q6	Q7	Q8	Q9	Q10	Q11	Q12	Q13	Q14	Q15	Q16	Q17	Q18
学級規模	1.076*	1.010	0.974	0.985	0.954	0.986	0.942	0.979	0.967	0.963	1.006	1.045	0.985	0.996	1.019	0.951	0.875***	1.135**
	(0.044)	(0.033)	(0.035)	(0.024)	(0.039)	(0.032)	(0.040)	(0.025)	(0.031)	(0.030)	(0.052)	(0.042)	(0.054)	(0.036)	(0.043)	(0.037)	(0.039)	(0.057)
学年規模	0.991	1.000	1.017	0.993	1.047**	1.005	0.990	0.984	1.001	1.007	0.966	0.996	0.977	1.006	0.981	0.968	1.018	1.009
	(0.021)	(0.018)	(0.017)	(0.013)	(0.020)	(0.016)	(0.022)	(0.013)	(0.018)	(0.017)	(0.025)	(0.020)	(0.029)	(0.018)	(0.023)	(0.021)	(0.024)	(0.025)
学年規模の2乗	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000***	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000*	1.000	1.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
観測数	816	815	816	816	816	815	815	816	816	816	815	274	280	277	279	280	280	280

注：カッコ内は教員単位でクラスタリングした標準誤差。***は1%，**は5%，*は10%水準で統計的に有意であることを示す。他の変数として、学年、都市ダミー、調査年ダミーをコントロールした。係数はすべてオッズ比で表示している。質問内容は表3を参照のこと。

表7 指導方法に与える影響の推定(中学校)

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q6	Q7	Q8	Q9	Q10	Q11	Q12	Q13	Q14	Q15	Q16	Q17	Q18
学級規模	0.928	0.800***	1.043	0.952	0.868*	0.890**	1.001	1.013	0.962	1.002	1.134	0.890	1.146	1.116	0.907	0.891	0.800*	1.242
	(0.103)	(0.062)	(0.062)	(0.044)	(0.068)	(0.047)	(0.055)	(0.049)	(0.051)	(0.052)	(0.125)	(0.085)	(0.100)	(0.111)	(0.100)	(0.099)	(0.100)	(0.190)
学年規模	1.043*	1.002	0.993	1.011	0.997	1.021	0.987	0.985	1.005	1.006	0.965	1.015	1.001	1.004	1.055**	1.034	1.010	0.962
	(0.025)	(0.018)	(0.017)	(0.013)	(0.020)	(0.013)	(0.017)	(0.015)	(0.016)	(0.013)	(0.032)	(0.020)	(0.022)	(0.023)	(0.026)	(0.025)	(0.025)	(0.029)
学年規模の2乗	1.000**	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000**	1.000	1.000	1.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
観測数	223	240	240	239	240	240	240	240	239	240	222	78	77	77	69	77	77	77

注：カッコ内は教員単位でクラスタリングした標準誤差。***は1%，**は5%，*は10%水準で統計的に有意であることを示す。他の変数として、学年、都市ダミー、調査年ダミーをコントロールした。係数はすべてオッズ比で表示している。質問内容は表3を参照のこと。

第6章 学級規模、教員配置及び授業準備時間の変化

1節 はじめに

本章では、学級規模、教員の経験年数、教員の授業準備時間が、生徒の学力とどのように関係しているかについて、2018年のX県A市の小学校の教員アンケート調査及び児童生徒の学力データを用いて、構造方程式モデリング（SEM）による分析を行った。学級規模と学力の関係に関する先行研究の詳細については、他章でも述べられているが、例えば、学級規模の縮小が学力に正に有意に影響すると示す先行研究（Angrist and Lavy（1999）、Krueger（1999）、Akabayashi and Nakamura（2014））がある一方で、学級規模の学力への効果はみられないと示す研究もあり（Angrist and Lavy（2019）、北條（2011））一貫した結果が示されていない。

このように一貫した結果がみられない背景の一つとして、教員が指導方法等を工夫することにより、学級規模が大きいことにより生じるデメリットを補っている可能性が考えられる。教員の指導方法や授業のスタイルが子供の学力に影響を与えることは先行研究でも指摘されており、例えば、Boonen et al.（2014）は、教員の指導方法が小学校1年生のリーディングとスペリングの学力に影響を与えることを示し、前馬（2016）は授業スタイル（生徒が自分たちで考える、意見を言い合う、ドリルや小テストを行う等）が小学生の国語と算数の学力に影響を与えていることを示している。これらの研究では、学級規模により指導方法や授業スタイルが学力に与える影響が異なるかについては検証していないが、各教員がこれまでの経験などから、学級規模により適切な指導方法や授業スタイルを理解し、実践している可能性は考えられる。

このような背景を探るため、2020年2月28日から同年の3月12日にかけて、X県A市の教育委員会委員（小学校教員）1名と、X県A市内の3校の小学校から各2名の小学校教員の合計7名に、学級規模の大小が教員の授業準備や授業方法等にどのような影響を与えているかに関して、約1時間のヒアリングを行った（章末付録の表19を参照）。ヒアリングにより、学級規模が大きいことによるデメリットが多数聴取されたが、その一方で、学級規模が大きい場合でも、そのデメリットを乗り越えるための教員配置や個々の教員の行動に変化がみられた。

まず、学級規模の大小による授業準備や授業等への影響については、「クラスサイズが小さくなり、採点などの時間が減ると、教材研究に使える時間が増える。」というように、学級規模の大小により、課題やテストの採点にかかる時間が異なるということが多くの教員より聞かれた。また、学級規模が大きい場合は、個々の生徒に目が届きにくくなる、机間指導が行いにくくなるといった内容も複数の教員より聞かれた（章末の付録の表20を参照）。一方で、学級規模が大きいことにより生じるデメリットを教員が認識し、それらを乗り越えるための工夫をしている様子も聞かれた。例えば、40人を超えるクラスを3,4度受け持った経験のある教員からは、「机の配置を工夫して3人並べたり、コの字型にしたりした。」というように、教室の配置や、声掛けの仕方を工夫したり、生徒同士のトラブルの未然防止を意識する声も聞かれた（章末の付録の表21を参照）。

また、教員の熟練度により学級規模の影響が異なるというような声も聞かれた。具体的に

は、「経験があるベテラン教員であれば、30人台のクラスでもなんとかなるが、経験が浅い若い教員だとクラス人数が多いと難しい。クラスサイズが大きいと小さいとでは教員の余裕が違う。人数が多いと手一杯になる。自分の場合は、30数年のキャリアがあるため、学級規模が大きくてもなんとかはなる。」というように、経験の浅い教員が学級規模の大きいクラスを担当することの難しさが聞かれた。また、教員の経験年数がある程度ある教員からは、授業準備の時間が十分に取れない場合でも、これまで蓄積した経験をもとに、授業を行うことができたという声も聞かれた（章末の付録の表22を参照）。

このように、学級規模が大きい場合、多数のデメリットがあるものの、教員がこれまでの経験から得た知見を生かしたり、工夫を行ったりすることで、そのデメリットを乗り越えている可能性がヒアリングの内容より示唆された。また、教員の経験年数により、どのクラスを担当するかが判断される可能性があるといった声も聞かれた。実際、学級規模が大きい場合、テストや課題の採点作業などに時間が多く取られるといったコメントが多数あったことから、経験の浅い教員が学級規模の大きいクラスを担当することはより負担が大きくなる可能性がある。そのため、教員経験の長いベテランの教員が学級規模の大きいクラスに割り当てられるということは考えられる。また、特にベテランの教員の場合は、学級規模が大きいことにより生じるデメリットを、教員の長年の知識・経験や工夫により乗り越えている可能性がある。以上のヒアリングから明らかになった点を踏まえ、本章では学級規模と担当教員の教員年数の関係に加えて、教員の授業準備時間が間接的あるいは直接的に生徒の学力にどのような影響を及ぼしているかについて分析を行う。

2節 データと推定方法

1. 使用するデータ

分析にはX県A市より提供を受けた、2018年の教員アンケート調査と生徒の学力テストの結果を用いる。教員アンケート調査では、教員の通算年数のほか、平日及び休日にかかった授業準備時間を聞いており、分析にはそれらを合計した時間を使用する。また、生徒の学力テストについては、学力テストの結果を、全国の平均値と標準偏差を用いて偏差値に換算したものを使用する。科目については、1,2年生は、国語と算数、3年生から6年生は、その2科目に加えて理科と社会を分析に使用する。教員のアンケート調査と学力の偏差値の接続については、同じくX県A市より提供を受けた、児童生徒担当教員対応表を用いた。これは、担任に加えて、教科担当が指導した科目についての対応表となっている。本章では、この対応表を用いて、教科担当の教員と担当する児童生徒のデータを接続したデータを分析に使用する。また、一つの科目に対して複数の教科担当教員が割り当てられており、チームティーチングを行っていると思われるクラスについては、分析対象から除外した。

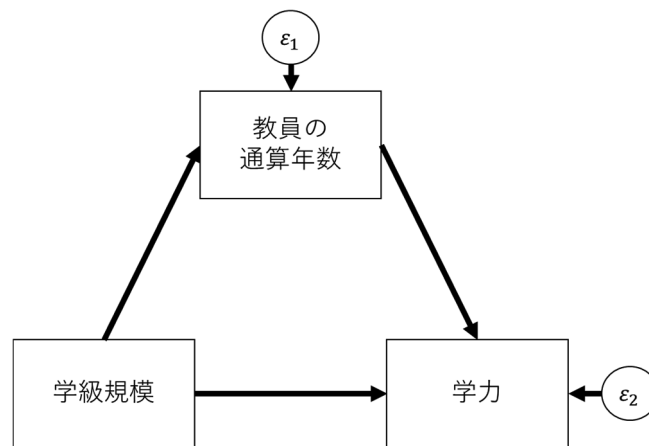
2. 推定方法

分析には、構造方程式モデリング（SEM）を使用する。OLSによる回帰分析では、複数

の媒介関係を同時に考慮した推定を行うことができないが、SEMでは複数の媒介変数を組み込むことが可能である上に、被説明変数の直接的及び間接的な関係性についても同時に検証することができる (Gunzler et al. 2013)。

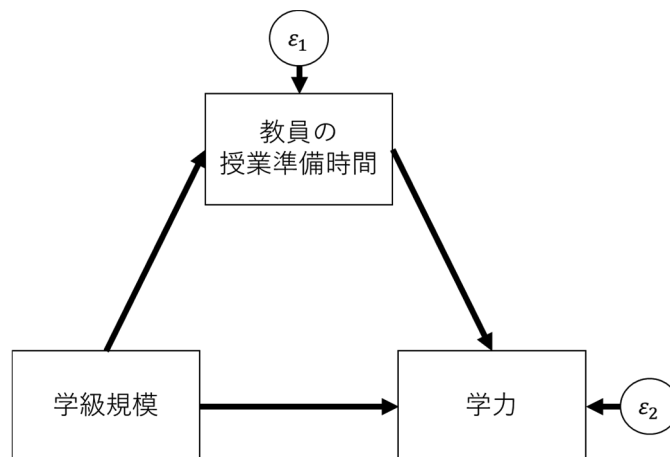
分析では、三つのモデルを推定した。まず、モデル1は、学級規模と通算教員年数が学力にどのように関係しているかを分析するモデルである (図1)。モデル2は、学級規模と授業準備時間が学力にどのように関係しているかを分析するモデルである (図2)。最後のモデル3は、全ての変数を使用し、学級規模、教員の通算年数、授業準備時間が学力にどのように関係しているかを分析するモデルである (図3)。これらの分析については、学年による違いが見られる可能性を考慮し、2学年ごとに分けた分析を行った。

図1 モデル1



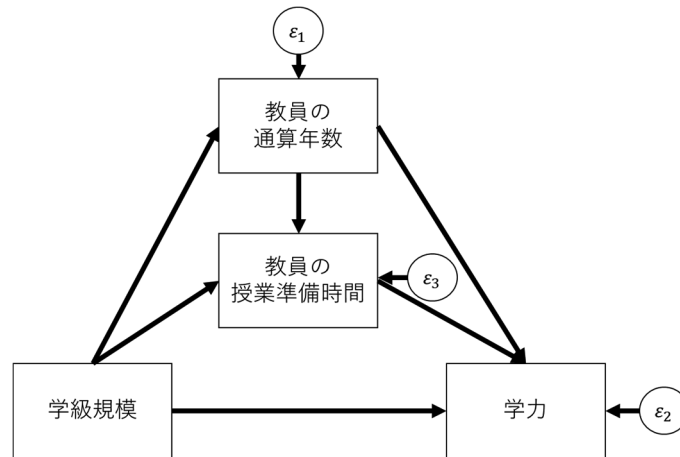
注： $\varepsilon_1, \varepsilon_2$, はかく乱項

図2 モデル2



注： $\varepsilon_1, \varepsilon_2$, はかく乱項

図3 モデル3



注： $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3$ はかく乱項

3. 記述統計量

表1から表3は、2学年ごとの記述統計量である。記述統計量からは、中学年と高学年と比較して、低学年である1,2年生において、教員の通算年数の平均が短いことが示された。各学年の記述統計量の詳細については、表1より、1,2年生の学級規模の平均は、30.0人となっており、最小人数は26人、最大人数は35人である。教員の経験年数の平均は8.6年、教員の授業準備時間の平均は16.5時間であった。各教科の偏差値の平均については、算数が49.3、国語が51.1であった。表2の3,4年生に関しては、学級規模の平均は、33.4人となっており、最小人数は18人、最大人数は40人であった。教員の経験年数の平均は15.1年、教員の授業準備時間の平均は13.6時間であった。各教科の偏差値の平均については、算数が49.1、国語が49.8、理科が49.2、社会が49.9であった。表3の5,6年生についてみると、学級規模の平均は、33.4人となっており、最小人数は20人、最大人数は40人であった。教員の経験年数の平均は14.1年、教員の授業準備時間の平均は15.3時間であった。各教科の偏差値の平均については、算数が50.4、国語が51.5、理科が49.7、社会が49.5であった。

表1 記述統計量 (1,2年生)

変数	観測値	平均	標準偏差	最小値	最大値
学級規模	640	30.0	2.89	26	35
教員の経験年数	640	8.6	11.27	2	42
教員の授業準備時間	640	16.5	6.07	6	25
算数の偏差値	419	49.3	8.62	25	63
国語の偏差値	206	51.1	8.21	25	64

表2 記述統計量 (3,4年生)

変数	観測値	平均	標準偏差	最小値	最大値
学級規模	2,514	33.4	4.31	18	40
教員の経験年数	2,514	15.1	12.25	0	44
教員の授業準備時間	2,514	13.8	6.42	5	32
算数の偏差値	1,016	49.1	9.84	25	64
国語の偏差値	365	49.8	9.58	25	66
理科の偏差値	489	49.2	9.71	25	66
社会の偏差値	579	49.9	9.41	25	68

表3 記述統計量 (5,6年生)

変数	観測値	平均	標準偏差	最小値	最大値
学級規模	3,948	33.4	3.24	20	40
教員の経験年数	3,948	14.4	11.09	2	41
教員の授業準備時間	3,948	15.3	7.99	2	38
算数の偏差値	1,354	50.4	9.62	25	69
国語の偏差値	562	51.5	8.58	25	66
理科の偏差値	723	49.7	9.76	25	68
社会の偏差値	1,203	49.5	9.60	25	69

3節 推定結果

1. モデル1の推定結果

まず、教員通算年数と学級規模の学力との関係を推定したモデル1の結果を表4から表8に示す。学級規模と教員年数の関係をみると、1, 2年生の国語, 3, 4年生の算数においては学級規模が教員通算年数に正に有意であるが、3, 4年生の理科と社会, 5, 6年生の算数及び理科と社会では負に有意となり、他は非有意であった。学級規模が大きい場合、教員の負担が増えることから、教員経験の長い教員が配属されることが想定されたが、教科担当の教員については必ずしもそうではない可能性が示唆された。

また、学力の指標となっている、各科目の偏差値との関係をみると、教員通算年数は、3, 4年生の理科においてのみ正に有意で、3, 4年生及び5, 6年生の社会には負に有意であった。学級規模については、1, 2年生の算数, 5, 6年生の国語において負に有意であるが、3, 4年生及び5, 6年生の理科と社会には正に有意となっており、一貫した結果は見られなかった。

表4 モデル1 推定結果 (1, 2年生 : 算数と国語)

変数	1, 2年生 算数		1, 2年生 国語	
	教員通算年数	算数	教員通算年数	国語
教員通算年数		-0.0306 (0.0426)		-0.0190 (0.0439)
学級規模	-0.0681 (0.159)	-0.516*** (0.139)	3.988*** (0.759)	0.816 (0.509)
切片	10.28** (4.934)	65.44*** (4.327)	-102.4*** (21.28)	28.36** (14.14)
観測数	419	419	206	206

括弧内の数値は標準誤差

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

表5 モデル1 推定結果 (3, 4年生 : 算数と国語)

変数	3, 4年生 算数		3, 4年生 国語	
	教員通算年数	算数	教員通算年数	国語
教員通算年数		0.0304 (0.0407)		-0.0155 (0.0896)
学級規模	1.137*** (0.0525)	-0.0869 (0.0824)	-0.0117 (0.113)	-0.182 (0.193)
切片	-17.40*** (1.701)	51.36*** (2.318)	7.972** (3.949)	56.32*** (6.797)
観測数	1,016	1,016	365	365

括弧内の数値は標準誤差

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

表6 モデル1 推定結果 (3, 4年生 : 理科と社会)

変数	3, 4年生 理科		3, 4年生 社会	
	教員通算年数	理科	教員通算年数	社会
教員通算年数		0.0809*** (0.0302)		-0.0447* (0.0264)
学級規模	-0.244* (0.129)	0.169* (0.0942)	-0.548*** (0.173)	0.172* (0.102)
切片	22.70*** (4.512)	42.86*** (3.349)	31.63*** (5.827)	44.06*** (3.507)
観測数	579	579	489	489

括弧内の数値は標準誤差

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

表7 モデル1 推定結果 (5, 6年生 : 算数と国語)

変数	5, 6年生 算数		5, 6年生 国語	
	教員通算年数	算数	教員通算年数	国語
教員通算年数		-0.0136 (0.0265)		0.00826 (0.0473)
学級規模	-1.082*** (0.0706)	0.0428 (0.0747)	0.0462 (0.229)	-0.664*** (0.257)
切片	54.69*** (2.391)	49.16*** (2.748)	9.501 (7.732)	73.80*** (8.685)
観測数	1,354	1,354	562	562

括弧内の数値は標準誤差

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

表8 モデル1 推定結果 (5, 6年生 : 理科と社会)

変数	5, 6年生 理科		5, 6年生 社会	
	教員通算年数	理科	教員通算年数	社会
教員通算年数		0.00577 (0.0235)		-0.136*** (0.0376)
学級規模	-1.215*** (0.111)	0.239** (0.0949)	-0.203* (0.107)	0.337*** (0.109)
切片	52.93*** (3.668)	41.58*** (3.242)	18.47*** (3.629)	39.96*** (3.735)
観測数	1,203	1,203	723	723

括弧内の数値は標準誤差

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

2. モデル2の推定結果

次に、教員の授業準備時間と学級規模の学力との関係を推定したモデル2の結果について、表9から表13に示す。学級規模と授業準備時間の関係をみると、学級規模が授業準備時間に正に有意な結果と負に有意な結果の双方がみられた。具体的には、1, 2年生の算数及び5, 6年生の理科と社会においては、学級規模が授業準備時間に正に有意な結果であったが、1, 2年生の国語、3, 4年生の4教科全ての科目、5, 6年生の算数と国語には負に有意であった。それぞれの結果の背景として、まず負に有意な場合は、ヒアリングでも聞かれたように、学級規模が大きくなると、課題やテストの採点等の業務に時間が多く費やされることになり、授業準備に十分な時間をかけられなくなると考えられる。一方で、正に有意となった背景としては、例えば、ヒアリングで、理科の授業は準備が多いという声も聞かれたが、理科のように実験を行うなどで、一人一人の生徒に教材を準備する必要がある場合などは、学級規模が大きくなることで、準備の負担が増え、授業準備時間が増す可能性がある。

次に学力との関係を見ると、3, 4年生の算数、5, 6年生の4教科全ての科目について授業準備時間が正に有意な結果となり、特に高学年において、授業準備時間が学力に正に有意な傾向が示された。また、学級規模についてはモデル1と同様に一貫した結果は見られず、1, 2年生の算数において負に有意となり、3, 4年生の社会と5, 6年生の理科と社会に正に有意な結果となった。

表9 モデル2 推定結果 (1, 2年生 : 算数と国語)

変数	1, 2年生 算数		1, 2年生 国語	
	授業準備時間	算数	授業準備時間	国語
授業準備時間		-0.112 (0.0925)		0.0595 (0.105)
学級規模	1.216*** (0.0732)	-0.377** (0.178)	-1.379*** (0.317)	0.823* (0.499)
切片	-19.67*** (2.272)	62.92*** (4.668)	52.26*** (8.904)	27.19* (14.48)
観測数	419	419	206	206

括弧内の数値は標準誤差

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

表10 モデル2 推定結果 (3, 4年生 : 算数と国語)

変数	3, 4年生 算数		3, 4年生 国語	
	授業準備時間	算数	授業準備時間	国語
授業準備時間		0.0987** (0.0489)		0.000239 (0.102)
学級規模	-0.243*** (0.0436)	-0.0283 (0.0690)	-1.656*** (0.0987)	-0.182 (0.257)
切片	22.93*** (1.414)	48.57*** (2.472)	71.97*** (3.460)	56.18*** (9.993)
観測数	1,016	1,016	365	365

括弧内の数値は標準誤差

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

表 1 1 モデル 2 推定結果 (3, 4 年生 : 理科と社会)

変数	3, 4 年生 理科		3, 4 年生 社会	
	授業準備時間	理科	授業準備時間	社会
授業準備時間		-0.0900 (0.0662)		0.0691 (0.0715)
学級規模	-0.132** (0.0592)	0.137 (0.0948)	-0.360*** (0.0640)	0.221** (0.104)
切片	17.41*** (2.066)	46.26*** (3.489)	24.05*** (2.159)	40.98*** (3.821)
観測数	579	579	489	489

括弧内の数値は標準誤差

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

表 1 2 モデル 2 推定結果 (5, 6 年生 : 算数と国語)

変数	5, 6 年生 算数		5, 6 年生 国語	
	授業準備時間	算数	授業準備時間	国語
授業準備時間		0.137*** (0.0405)		0.126* (0.0646)
学級規模	-0.141*** (0.0461)	0.0768 (0.0689)	-2.268*** (0.167)	-0.378 (0.295)
切片	17.63*** (1.560)	46.00*** (2.432)	94.37*** (5.644)	61.97*** (10.58)
観測数	1,354	1,354	562	562

括弧内の数値は標準誤差

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

表 1 3 モデル 2 推定結果 (5, 6 年生 : 理科と社会)

変数	5, 6 年生 理科		5, 6 年生 社会	
	授業準備時間	理科	授業準備時間	社会
授業準備時間		0.0823** (0.0356)		0.130*** (0.0363)
学級規模	0.860*** (0.0731)	0.161* (0.0953)	0.551*** (0.111)	0.293*** (0.110)
切片	-11.98*** (2.418)	42.87*** (3.017)	-2.225 (3.757)	37.75*** (3.671)
観測数	1,203	1,203	723	723

括弧内の数値は標準誤差

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

3. モデル3の推定結果

最後に、学級規模、教員の通算年数、授業準備時間の全ての変数を用いて、それらが学力とどのように関係しているかを推定したモデル3の結果について、表14から表18に示す。まず、教員通算年数が授業準備時間とどのように関係しているかを見ると、1, 2年生の算数, 3, 4年生の国語, 理科, 社会において、授業準備時間に負に有意な結果となった。一方で、5, 6年生の全ての科目においては、教員の通算年数が正に有意な結果が示され、低学年及び中学年では教員の通算年数が授業準備時間に負に有意で、高学年においては正に有意な傾向が見られた。教員の通算年数が授業準備時間に負に有意な結果となった背景としては、ヒアリングでも聞かれたように、教員の通算年数が増えるほど、これまで蓄積してきた教材研究や授業の経験を活用することで、授業準備時間にかかる時間が減るためと思われる。

一方で、教員の通算年数が正に有意な結果となっている高学年については、低学年や中学年と比較して、授業内容が高度になっており、授業準備に必要な時間が増すことが要因の一つとして考えられる。しかし、教員には授業準備以外にも様々な業務がある。経験の長い教員の場合、これまでの蓄積された知識・経験に基づき、それらの業務を効率的に行うことで、授業準備のための時間を捻出することができるのかもしれない。その結果、教員の通算年数が授業準備時間に正に有意になっている可能性が考えられる。

学級規模と授業準備時間については、モデル2でみたように、科目や学年により結果にばらつきがみられるが、先に述べたように、学級規模が大きいと十分な授業準備が確保できないのかもしれないし、逆に学級規模が大きいと必要な教材の数などが増えるため授業準備時間が増えてしまうというような二つの可能性が考えられる。

最後に、これらの変数と学力との関係について、まず教員の通算年数についてみると、多くの場合に非有意で、有意になった結果についても、3, 4年生の理科においては正に有意、5, 6年生の社会については負に有意と、一貫した結果は見られなかった。また、学級規模についても同様に、一貫した結果はみられず、1, 2年生の算数で負に有意となり、1, 2年生の国語, 3, 4年生の理科と社会, 5, 6年生の社会において正に有意となった。一方で、教員の授業準備時間については、3, 4年生の算数, 5, 6年生の全ての科目において正に有意となり、高学年で正に有意な傾向が見られ、教員の授業準備時間の長さが学力と関係していることが示された。

表 1 4 モデル 3 推定結果 (1, 2 年生 : 算数と国語)

変数	1, 2年生 算数			1, 2年生 国語		
	教員通算年数	授業準備時間	算数	教員通算年数	授業準備時間	国語
教員通算年数		-0.113*** (0.0218)	-0.0460 (0.0439)		-0.0308 (0.0291)	-0.0172 (0.0440)
授業準備時間			-0.137 (0.0953)			0.0564 (0.105)
学級規模	-0.0681 (0.159)	1.208*** (0.0709)	-0.350* (0.180)	3.988*** (0.759)	-1.256*** (0.337)	0.887* (0.526)
切片	10.28** (4.934)	-18.50*** (2.213)	62.91*** (4.662)	-102.4*** (21.28)	49.11*** (9.366)	25.59* (15.05)
観測数	419	419	419	206	206	206

括弧内の数値は標準誤差

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

表 1 5 モデル 3 推定結果 (3, 4 年生 : 算数と国語)

変数	3, 4年生 算数			3, 4年生 国語		
	教員通算年数	授業準備時間	算数	教員通算年数	授業準備時間	国語
教員通算年数		0.000827 (0.0261)	0.0303 (0.0406)		-0.236*** (0.0442)	-0.0167 (0.0930)
授業準備時間			0.0987** (0.0489)			-0.00489 (0.106)
学級規模	1.137*** (0.0525)	-0.244*** (0.0528)	-0.0628 (0.0830)	-0.0117 (0.113)	-1.658*** (0.0951)	-0.190 (0.261)
切片	-17.40*** (1.701)	22.94*** (1.485)	49.09*** (2.571)	7.972** (3.949)	73.85*** (3.351)	56.68*** (10.38)
観測数	1,016	1,016	1,016	365	365	365

括弧内の数値は標準誤差

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

表 1 6 モデル 3 推定結果 (3, 4 年生 : 理科と社会)

変数	3, 4年生 理科			3, 4年生 社会		
	教員通算年数	授業準備時間	理科	教員通算年数	授業準備時間	社会
教員通算年数		-0.146*** (0.0180)	0.0755** (0.0318)		-0.0791*** (0.0164)	-0.0411 (0.0270)
授業準備時間			-0.0375 (0.0695)			0.0454 (0.0730)
学級規模	-0.244* (0.129)	-0.167*** (0.0563)	0.162* (0.0949)	-0.548*** (0.173)	-0.404*** (0.0631)	0.190* (0.106)
切片	22.70*** (4.512)	20.72*** (2.001)	43.63*** (3.645)	31.63*** (5.827)	26.56*** (2.172)	42.85*** (4.006)
観測数	579	579	579	489	489	489

括弧内の数値は標準誤差

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

表 1 7 モデル 3 推定結果 (5, 6 年生 : 算数と国語)

変数	5, 6年生 算数			5, 6年生 国語		
	教員通算年数	授業準備時間	算数	教員通算年数	授業準備時間	国語
教員通算年数		0.0471*** (0.0177)	-0.0201 (0.0265)		0.225*** (0.0293)	-0.0222 (0.0496)
授業準備時間			0.139*** (0.0406)			0.135** (0.0679)
学級規模	-1.082*** (0.0706)	-0.0905* (0.0498)	0.0554 (0.0744)	0.0462 (0.229)	-2.279*** (0.159)	-0.355 (0.299)
切片	54.69*** (2.391)	15.05*** (1.832)	47.06*** (2.804)	9.501 (7.732)	92.24*** (5.377)	61.30*** (10.68)
観測数	1,354	1,354	1,354	562	562	562

括弧内の数値は標準誤差

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

表 1 8 モデル 3 推定結果 (5, 6 年生 : 理科と社会)

変数	5, 6年生 理科			5, 6年生 社会		
	教員通算年数	授業準備時間	理科	教員通算年数	授業準備時間	社会
教員通算年数		0.0794*** (0.0189)	-0.000776 (0.0237)		0.130*** (0.0382)	-0.155*** (0.0375)
授業準備時間			0.0824** (0.0359)			0.148*** (0.0362)
学級規模	-1.215*** (0.111)	0.956*** (0.0761)	0.160 (0.101)	-0.203* (0.107)	0.578*** (0.110)	0.251** (0.109)
切片	52.93*** (3.668)	-16.18*** (2.600)	42.92*** (3.287)	18.47*** (3.629)	-4.631 (3.793)	40.65*** (3.696)
観測数	1,203	1,203	1,203	723	723	723

括弧内の数値は標準誤差

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

4 節 まとめと限界及び今後の課題

本章では、小学校教員へのヒアリングにより聴取された、学級規模が大きいことによるデメリットを、教員の経験や工夫により乗り越えている可能性について検証するため、学級規模、教員の経験年数、教員の授業準備時間が、生徒の学力にどのように関係しているかについて、2018年のX県A市の小学校の教員アンケート調査及び児童生徒の学力データを用いて、SEMによる分析を行った。

分析の結果、当初想定された、学級規模が大きいクラスに教員の通算年数が長い教員が配置される傾向は確認されなかったが、授業準備時間については、特に高学年において、学力に正に有意な結果が示された。また、学級規模と授業準備時間の関係については、一貫した結果はみられなかったが、背景には、学級規模が大きいために、採点等の業務に時間が取られ、授業準備時間が確保できないというようなことがある一方で、学級規模が大きいために、必要な教材の数が増えるなどし、授業準備時間が増すということがある可能性が考えられる。また、授業準備時間には教員の通算年数が関係している可能性も示唆されたが、これらに関する詳細の分析については、授業準備時間に加えて、教員の時間の使い方に関する他の

変数なども使用した更なる分析が必要と言えよう。

最後に、本章における分析の限界として、一つの科目に対して複数の教員が割り当てられているようなチームティーチングに関する分析ができていない点があげられる。ここでは、データから判断しチームティーチングが行われていると考えられるクラスは分析から除外しているが、実際は学級担任が各教科の授業に介入している可能性も否定できない。残念ながら、今回使用したデータでは十分にそれらを識別することができず学級担任の介入を考慮した分析はできていない。また、本章の分析には教科担当の教員と担当生徒のデータのみを使用しており、担任が各教科を担当している場合についても分析できていない。今後はそれらのデータも使用した分析が必要である。また、今回は小学校のデータを使用した。中学校のデータを用いた分析についても分析の対象を広げていきたい。

大谷碧（大阪大学）

松繁寿和（高松大学）

柿澤寿信（大阪大学）

岡嶋裕子（京都先端科学大学）

平尾智隆（摂南大学）

妹尾渉（国立教育政策研究所）

参考文献

- 北條雅一（2011）「学力の決定要因」『日本労働研究雑誌』614, 16-27 頁。
- 前馬優策（2016）「授業改革は学力格差を縮小したか」志水宏吉・高田一宏編『マインド・ザ・ギャップ！ ― 現代日本の学力格差とその克服』大阪大学出版会 81- 106 頁。
- Akabayashi, H., & Nakamura, R. (2014). Can small class policy close the gap? An empirical analysis of class size effects in Japan. *The Japanese Economic Review*, 65(3), 253-281.
- Angrist, J. D., & Lavy, V. (1999). Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. *The Quarterly journal of economics*, 114 (2), 533-575.
- Angrist, J. D., Lavy, V., Leder-Luis, J., & Shany, A. (2019). Maimonides' rule redux. *American Economic Review: Insights*, 1 (3), 309-24.
- Boonen, T., Van Damme, J., & Onghena, P. (2014). Teacher effects on student achievement in first grade: which aspects matter most?. *School Effectiveness and School Improvement*, 25 (1), 126-152.
- Gunzler, D., Chen, T., Wu, P., & Zhang, H. (2013). Introduction to mediation analysis with structural equation modeling. *Shanghai Archives of Psychiatry*, 25 (6), 390.
- Krueger, A. B. (1999). Experimental estimates of education production functions. *The quarterly journal of economics*, 114 (2), 497-532.

付録

表19 ヒアリング実施者と実施日時一覧

ヒアリング対象	性別	ヒアリング実施日	時間	ヒアリング場所
教育委員会委員、A氏	-	2020年2月28日	10:00～11:30	教育委員会委員会議室
X小学校教員、B氏	男性	2020年3月4日	16:15～17:20	X小学校校長室
X小学校教員、C氏	-	2020年3月4日	16:00～17:00	X小学校会議室
Y小学校教員、D氏	女性	2020年3月10日	16:00～17:00	Y小学校校長室
Y小学校教員、E氏	男性	2020年3月10日	16:00～17:00	-
Z小学校教員、F氏	男性	2020年3月12日	16:00～17:00	Z小学校2年生の教室
Z小学校教員、G氏	女性	2020年3月12日	16:00～17:00	-

表20 学級規模の大小による影響に関するヒアリングの内容

<p>クラス人数により負担が全く異なるため、人数が少ないと担任は余裕をもって色々な取り組みができる。漢字の丸つけなど30何冊丸つけするのと、22～3冊丸つけするのとでは全く違って来る。</p>
<p>一教室に40人いると、物理的に狭すぎて机間指導に入っていけない。テストの丸付けの手間なども全然違う。評価コメントも40人だと一人につき1行ずつしか書けないところ、27人だと同じ時間で2～3行書けるなど、丁寧にみることができる。</p>
<p>クラスサイズが小さく、テストの丸つけにかかる時間が短いと、その分教材研究に使える時間になる。</p>
<p>クラス人数が少ないと、家庭訪問の回数や、保護者とのコミュニケーションも全く異なってくる。</p>
<p>人数が多いと、例えば理科の実験では虫眼鏡などの教材が足りなくなる。二人で共有させると使用時間が半分になるし、貸す貸さないでトラブルも出てくる。</p>
<p>大人数クラスの方が、問題が起きているときに発見しにくい。それだけ目が行き届かないから、子供同士のいがみ合いや、保護者も全員把握しにくくなる。</p>
<p>クラスサイズが小さいと、話しを聞く態度が違って来る。やはり40人が密集していると気が散る。27人だとしーんとしているので、話しが入りやすくなる。</p>

表 2 1 学級規模が大きい場合の教員の工夫に関するヒアリングの内容

<p>大人数クラスになると、どうしても全員に声がけできなくなるので、要所要所でポイントとなる子に声をかけるなどの工夫が必要。</p>
<p>子供の目の届き具合が40人と25人では異なる。25人だと毎時間全員に声をかけることは難しくもないが、40人だと難しいので、毎時間ポイントを決めた子たちに声かけし、あの子には声をかけなくてもみているというサインを伝えすなど工夫する。</p>
<p>40人を超えるクラスを3、4度受け持った経験がある。机の配置を工夫して3人並べたり、コの字型にしたりした。</p>
<p>学級規模が大きくなると、生徒同士のトラブルも多くなる。トラブルを未然に防ぐことが大事。</p>

表 2 2 学級規模と教員の経験に関するヒアリング内容

<p>経験があるベテラン教員であれば、30人台のクラスでもなんとかなるが、経験が浅い若い教員だとクラス人数が多いと難しい。クラスサイズが大きいと小さいとでは教員の余裕が違う。人数が多いと手一杯になる。自分の場合は、30数年のキャリアがあるため、学級規模が大きくてもなんとかはなる。</p>
<p>年数を重ねるにつれて、授業では感覚でできる部分も出てくる。最初の頃は授業案を細かく作って指導してもらったり、板書の計画を立てて練習をしたりしていたが、今はそこまで準備する時間もなかなか取れないが、そこまでしなくても、ある程度は感覚で授業ができる。</p>

第7章 相対年齢と学級規模が学力・非認知能力に与える影響

1節 はじめに

本章では、学級規模効果の推定結果に強い一貫性が見られないのは重要な説明変数の欠落によるものであるかどうかを検証する作業を続ける。ここでは、特に近年重要性が唱(とな)えられるようになった相対年齢効果に注目する。そのために、まず相対年齢がどのような方面に影響を与えているかを検証し、次に学級規模を変数として追加することで推定結果が大きく変化するかどうかを見ることで相対年齢の欠落が推定バイアスを生じさせているかどうかを検討する。

多くの国で、教育課程の1学年を区切る日が設定されており、その日の直後に生まれた人と、その日の直前に生まれた人は364日の年齢差がある。同一学年であっても誕生日の違いにより大きな場合約1年の差が生じ、それが学力、非認知能力、スポーツ、ひいては、職業や生涯所得に影響を及ぼす可能性がある。もし、相対年齢が学力等に強い影響を保つことが頑健に推定されれば、推定式全体の説明力を上げるだけでなく、他の変数の効果の大きさあるいはその重要度を測る基準として利用することもできる。

直感的には、相対年齢と学級規模との間に相関関係を想定することは難しく、推定式から欠落しても学級規模の推定結果にバイアスが生じる可能性は低いと思われる。しかし、Du et al.(2012), Muller and Page(2016), Tukiainen et al. (2017) 等の先行研究からは非認知能力に影響を与える可能性が示唆されていることから、非認知能力の決定要因を推定する際には、欠落による交絡効果が問題となる可能性がある。本研究でも、学級規模が非認知能力を媒介変数として学力に影響を与えるという間接的経路を想定しており、相対年齢はその経路の一部に関わる変数として位置付けられる。

本章の構成は以下のとおりである。2節では先行研究をレビューする。3節ではデータ、4節では推定方法に関して説明する。続く5節で分析結果を示し、6節で結果を考察する。

2節 先行研究と本研究の課題

相対年齢効果をもたらす幼少期の教育成果についても世界各国で研究がなされており、多くは同学年内で年少の児童ほど学力テストの成績が悪いことを示している。Bedard and Dhuey (2006) は、OECD19か国を対象とした国際数学理科教育動向調査を用いて、年少の生徒は年長の生徒よりも4年生では4~12%低いスコアとなっていたのに対し、8年生では2~9%とその差が縮まることを明らかにした。

各国のデータを用いた分析も多くなされている。Smith (2010) は、カナダのある州で学校入学政策が超短期的に変更を繰り返したことを利用し、相対年齢効果を試験時の年齢による効果と入学時の年齢による効果に分けて推定している。その結果、試験時年齢効果は比較的大きく、就学時年齢効果は比較的小さいことがわかった。Peña (2017) はメキシコのある州で学年の切り替わりが4か月後ろ倒しにされたことを用いて、相対年齢効果を分析した結果、同学年内では年長の生徒の方が、年少の生徒に比べて成績が良いことを明らかに

した。Tohren et al. (2016) はドイツの公立学校に通う生徒のデータを用い、読解力と数学の相対的年齢効果を調べた。その結果、2年生では読解力・数学ともに年長の生徒の方が優れていたが、その効果は学年が上がるとともに小さくなって消失することと、移民のバックグラウンドがあるか否かに影響されないことがわかった。一方、Muehlenweg and Puhani (2010) もドイツの小学校高学年と中学生のデータを用いている。6歳ではなく7歳で入学した児童は、小学校卒業時のテストのスコアが有意に高く、中等教育に進学する確率が増加することを示している。Crawford et al. (2011) はイギリスのデータを用いて、学年の切り替わり直後に生まれた児童の方が直前に生まれた児童に比べてテストの得点が高いこと、学年が上がるとつれてその差が小さくなること、及び大学への進学率が高いことを示した。Fredriksson and Ockert (2005,2014) はスウェーデンのデータを用いて、年少の生徒の方が学業成績が低く、また、高次の教育課程に進まないことを示した。イタリアの小中学生のデータを用いた Ponzio and Scoppa (2014) は、年長の生徒の方が成績が良く、進路選択時に職業訓練校よりもアカデミックな学校に進学する確率が高いことを示した。そして、成績の差は年を重ねても縮まらないという。ベルギーのフランダース地方の小中学生のデータを用いた Verachtert et al. (2010) によると、年少の生徒ほど学業成績が悪いが、その効果は成長とともに小さくなっていく。Black et al. (2011) は、ノルウェーのデータを使い、18歳の誕生日前後で測定したIQテストでは、生まれ月の効果はないと報告している。Balestra et al. (2020) はスイスのデータを用い、義務教育終了時の15歳になっても、学年内で相対的に年長の生徒の方が国語・算数の成績が良いことを示している。

日本でも、Kawaguchi (2011) は小中学生の国際数学理科教育動向調査を用い、年少の生徒の方がテストの点数が悪く、その差は必ずしも縮まらないことを示した。Yamaguchi et al. (2020) は、日本の小中学生のデータを用い、年少の生徒の方が年長の生徒に比べて学業成績が劣るが、その効果は学年が上がるとつれて小さくなることを明らかにした。また、教育年数も、年少群の方が年長群よりも短くなるとしている。

このように、少なくとも初等教育が始まってすぐの幼少のタイミングでは、いずれの国のデータを用いても、学年内で年少の生徒の方が、年長の生徒よりも学業成績が低い傾向があるという結論では一致している。一部例外はあるものの、その効果は成長とともに小さくなり、学力差は縮まるか消失するというものも多い。それにも関わらず、教育進路については、相対的に若い生徒の方が高次の学校に進みづらい(注1)。

この原因の一つとして、個人の学力の受け止め方の違いが考えられる。Crawford et al. (2014) は学力レベルを統制しても、学年の切り替わり直後に生まれた生徒の方が、直前に生まれた学生に比べて自身の学力への評価が高いことが示されている。ここからは、相対的に年長の児童の方が自身の学力を高く評価し、高等教育に進む能力があると信じる、あるいは進みたいと望む可能性が高いことが推測される。このような学力以外の要因が、進学や労働市場など児童の将来に大きく影響を与える可能性がある。実際、非認知能力が労働市場や健康に影響を与えることは既に指摘されている。Heckman et al. (2006) は、非認知能力は認知能力の向上に役立つとともに、賃金や就業率、職業選択など労働市場に対してもそれ単体で影響を与えることを示している。Carter et al. (2019) は青年期の非認知能力と50歳時点で自身で判断した健康状態を調査し、非認知能力が高かった人の方が健康状態が良いことを明らかにしている。

しかしながら、相対年齢が非認知能力に与える影響については様々な研究結果がある。Crawford et al. (2014) はイギリスの8歳の生徒を対象に検証し、相対的に年長生徒の方が自身の学力への評価が高い一方、全体的自己価値や自己肯定感、統制の所在には有意に影響がないとしている。Page et al. (2017) は、オーストラリアの学生を対象に検証し、男性に限り、学年内で生まれが遅い学生の方が生まれの早い学生よりも競争を嫌う傾向がある一方で、リスクに対する姿勢や自信に関しては相対年齢効果がないと結論づけている。Peña and Duckworth (2018) は、メキシコの9年生と12年生のやり抜く力(GRIT)を調査し、忍耐強さには相対年齢効果がないものの、興味の一貫性には相対年齢が正の効果を持つことを示した。Balestra et al. (2020) は、スイスの小中学生を調査し、相対的に年少の生徒は年長の生徒と比べ、ADHDと診断される確率には有意に差がないにも関わらず、行動上の問題を抱え、特別なサポートが必要だと判断される確率が高いことを発見した。Yamaguchi et al. (2020) は、日本の小中学生を対象にし、相対年齢は、自己効力感、自己制御、誠実性に有意に正の効果があり、その多くで効果の大きさは成長しても変わらないと主張している。また、自己効力感に限っては、家庭の経済状況が悪い学生の方が、生まれ月による効果が有意に大きいことが示された。以上に見られるように、非認知能力における相対年齢効果の影響は研究によって結果に整合性がなく、また調査されている非認知能力の項目も非常に限定的である。

本研究では、従来研究されてきた「自尊心」に加え、「感情制御」「他者感情の認知」「表現力」への効果を検討する。これらの項目は、他者との相互のコミュニケーションに関係するもので、特に表現力については文部科学省の学習指導要領でも重きが置かれているものである。この項目については、学級担任という第三者による評価も検討することで、本人の自身の非認知能力に対するバイアスを排除し、より信頼性が高い分析を行う。

相対年齢効果が顕著に表れるものに、運動能力がある。スポーツの分野では相対年齢効果に関する研究が長く行われてきた。身体的発育の程度の違いから、相対的に若い人の方が、幼少期の体力・運動能力が劣る。これによって様々な種目で学年区分の切り替わりの直後の月に生まれた人の方が、直前の月に生まれた人に比べて有利である傾向にあることが観察されている。

Helsen et al. (2005) は、欧州10か国のサッカーのユースの選手について調査したところ、15歳以下、16歳以下、17歳以下、18歳以下の全ての年代の各国の代表選手で、選考年の第一四半期である1月から3月に生まれた選手の比率が高いことを明らかにした。ホッケーではSherar et al. (2007) が、カナダのある州の選抜キャンプ参加男子を対象に研究を行い、参加者の中で最終選抜に残った選手は誕生日が上半期と相対的に年長の人に偏っていたことが明らかになった。

野球においては、Nakata and Sakamoto (2013) が1911年から1980年に生まれた日本のプロ野球選手を対象に検証し、全ての年代で学年の切り替わり直後である4月から6月生まれの選手の方が、切り替わりの直前である1月から3月生まれの選手よりも多いことを確認した。この野球に対する効果はアメリカでも確認されており、Tompson et al. (1991) は1985年と1990年時点でのアメリカのメジャーリーグを対象に研究し、プロ野球選手には当時のカットオフ直後であった8月から10月の四半期に生まれた人数が有意に多かった。

他にも、Hollings et al. (2014) は陸上のユース及びジュニアの世界チャンピオンを対象に相対年齢効果を検証し、カットオフの直後の月に生まれた選手の方がチャンピオンになりやすいことや、その効果は特に男性に強く表れることを確認した。また、スペインの陸上連盟の強化合宿に参加する 15 歳以下と 17 歳以下の選考対象となる陸上選手を対象に男女別に研究し、女性の 17 歳以下枠以外では相対年齢効果があることを明らかにした。このように、スポーツの分野では程度に差はあるものの、多くの競技で相対年齢効果が認められている。

最後に、相対年齢効果の存在を日本のデータを用いて検証することの意義も強調しておきたい。第一に、制度の遵守によるデータの信頼性である。日本の教育制度では、アメリカなど諸外国と違い、どのタイミングで入学するか選ぶことができない。学校教育基本法及び学校教育法施行規則によって、4 月 2 日時点で 6 歳の者は小学校 1 年生として入学しなければならないことが決められている。したがって、本人や保護者の選択によって学年内で相対的に若くなることを回避することができない。このような制度的背景から、相対年齢効果の検証に日本は適切であると考えられる。

第二に、非認知能力に関しては、表現方法や感じ方など、国の文化に影響される要素も大きい。日本は自己形成が周囲との関連の中で形成するセルフディペンデントな面が強いといわれ、人との関わりも含んで評価される非認知能力については、海外の研究とは異なる結果が観察される可能性がある。

第三は、教育政策との関係である。本研究では、表現力や対話に対する相対年齢効果についても検証する。文部科学省による 2020 年度の学習指導要領の改訂では、「生きる力」を育む要素として表現力が強調され、その涵養（かんよう）に向け「対話的な学び」が推奨されている。しかし、現在のところ表現力について相対年齢効果を明らかにした研究は筆者の知るところ存在しない。今後、教育現場でより一層表現力や対話的な学びが重要視される中で、それらの能力について、生まれるタイミングが影響を与えているとすれば、同一学年あるいは同一学級内で、相対年齢による差が生じている可能性がある。

3 節 データ

同学年内の相対的に年少な児童と相対的に年長な児童の能力の差を、X 県 A 市の公立小学校 14 校に通う小学生のうち、特別支援学級に通級する生徒及び障害者向け医療費助成対象者を除いたデータを使用する。メインのデータセットは、標準学力調査の結果、非認知能力の測定結果、小学校の通信簿データ、体力テストの結果、及び行政データを合成したパネルデータである。この学力調査の受験、非認知能力の測定は本研究の対象である X 県 A 市立の小学校に通うほぼ全ての対象学年の生徒が行っている。日本では、ほとんどの子供が公立小学校に通っている。例えば、文部科学省の「学校基本調査 平成 28 年」によると、2016 年度に大阪府に在住する小学生のうち、約 98% が公立小学校に通っている。このことから、私立あるいは国立の小学校に通っていたために本研究の対象外となっている生徒の人数はわずかであるといえる。

被説明変数には、運動能力、主要科目の偏差値、非認知能力の指標、非主要科目の成績評

価を用いる。第一に運動能力として、新体力テストの 50M 走、ソフトボール投げの記録を用いる。新体力テストは文部科学省が国民の体力・運動能力の現状を明らかにするために毎年行っている調査で、本研究の対象の市町村の公立学校では毎年、小学校 1 年生から 6 年生までのほぼ全員が受けている。

主要科目の偏差値は、東京書籍が開催し、年に 1 度生徒が各学校で受ける標準学力調査の国語・算数・理科・社会の 4 教科の偏差値を用いる。国語・算数は小学校 1 年生から 6 年生まで、理科・社会は小学校 3 年生から 6 年生までが受験している。この学力調査は全国の小学生が受験可能なため、本研究で扱うデータセットの偏差値の中央値が 50 にならない可能性がある。体力テスト、主要科目ともに入手可能であったデータは 2014 年から 2019 年までの 6 年分である。

非認知能力の指標としては、「自尊心」「感情制御」「他者感情の認知」「表現力」の 4 項目の評価を用いる。2017 年から 2019 年の毎年 9 月、小学 1 年生から中学 3 年生を対象に調査が行われた。そのうち、質問項目が共通している小学 4 年生から 6 年生のデータを用いる。全 49 問の質問項目から構成され、児童の回答パターンから、「自尊心」は最小 1.00 から最大 5.00、「感情制御」「他者感情の認知」「表現力」能力を最小 1.00 から最大 4.00 の数値で表す。

非主要科目の成績評価は、他者が測る非認知能力の代替指標として用いる。学級担任が年に 3 回、学期末に学習指導要領に基づき、各科目を評価する。3=よくできる、2=できる、1=がんばろう、の 3 段階で評価される。データは、2017 年・2018 年のみに限定される。非認知能力の調査と同じく、小学校 4 年生から 6 年生のものを用いる。この評価には、各科目の総合成績の他に、詳細項目別の成績があり、詳細項目の第 2 項目は表現力に関わる。図工の第 2 項目は「思いやひらめきをもとにして、構成や用途を考えて表す」、音楽の第 2 項目は「歌詞や曲想を感じ取って、歌い方や演奏の仕方を工夫する」である。これらの指標のうち、1 学期の評価を利用して、第三者による調査対象の非認知能力の評価を確認する。

その他のコントロール変数として、性別や学級規模に加え、社会経済状況を表す指標である生活保護の受給と就学援助の受給状況及び非課税階層の情報を用いる。これらは全て、調査対象の市町村の行政データを用い、2014 年から 2019 年のそれぞれの時点で小学校 1 年生から 6 年生であった児童のデータが存在する。いずれも調査年の 4 月の段階での状況を表す。それぞれの認定要件は表 1 に示す。

4 節 推定モデル

まず、上記の被説明変数に相対年齢が効果を持つかどうかを確認し、続いて学級規模を追加して学級規模効果が観察されるかどうかを確認する。

相対年齢効果を推定するために二つの分析枠組みを用いる。まず、生まれ月を連続変数とし最小二乗推定量を用いるスペシフィケーションである。次に、学年期間は 4 月 1 日から翌年 3 月 31 日であるのに対して、学年内で最年長の児童は 4 月 2 日生まれ、最年少の児童は 4 月 1 日生まれとなる制度を利用した準実験的アプローチによる推定である。この制度的バリエーションにより、回帰不連続デザイン (Regression Discontinuity Design,

RDD) を応用することが可能となる。生まれ月を連続変数として扱う回帰モデルは、以下のように表される。

$$\begin{aligned} \text{被説明変数}_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \text{生まれ月}_i + \beta_2 \text{性別ダミー}_i + \beta_3 \text{生活保護ダミー}_{it} \\ & + \beta_4 \text{就学援助ダミー}_{it} + \beta_5 \text{非課税階層ダミー}_{it} + \beta_6 \text{調査年の固定効果}_t \\ & + \beta_7 \text{学校の固定効果}_{ji} + \beta_8 \text{学年の固定効果}_{jt} + u_{ijt} \end{aligned}$$

被説明変数 ijt は、 t 年に j 年生の生徒 i の各能力指標を表す。このスペシフィケーションにおいては、説明変数の生まれ月 i は、各生徒の生まれ月は 4 月生まれの 1 を最小、翌年 3 月並びに 4 月 1 日生まれの 12 を最大とする。調査年固定効果と学年固定効果を含めることで、全生徒に共通するマクロショック、さらには、生徒が所属する学校、学年の特徴をコントロールし、内生性に対処する。学年固定効果を含めることで、同じ学年内において相対的に生まれが遅い生徒と早い生徒の比較が可能となる。

さらに、コントロール変数には、性別ダミー、生活保護ダミー、就学援助ダミー、非課税階層ダミー、調査年ダミーと学級ダミーを用いる。性別ダミー i は生徒が男性であれば 0、女性であれば 1 をとる変数である。生活保護ダミー it と就学援助ダミー it はそれぞれ受給している場合は 1、受給していなければ 0 をとり、非課税階層ダミー it は生徒の家庭が非課税世帯であれば 1、そうでなければ 0 をとる。これらは、生徒の家庭の社会経済状況をコントロールする変数である。RDD モデルは、以下のようになる。

$$\begin{aligned} \text{被説明変数}_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \text{処置ダミー}_i + \beta_2 \text{日数}_i + \beta_3 \text{日数}_i \times \text{処置ダミー}_i \\ & + \beta_4 \text{性別ダミー}_i + \beta_5 \text{生活保護ダミー}_{it} + \beta_6 \text{就学援助ダミー}_{it} \\ & + \beta_7 \text{非課税階層ダミー}_{it} + \beta_8 \text{調査年の固定効果}_t + \beta_9 \text{学校の固定効果}_i \\ & + \beta_{10} \text{学年の固定効果}_{jt} + u_{ijt} \end{aligned}$$

このモデルでは、調査対象を 3 月生まれと 4 月生まれの生徒に絞り、4 月 1 日以前に生まれた生徒を対照群、4 月 2 日以降に生まれた生徒を処置群とする。処置ダミー i は生徒 i が対照群であれば 0、処置群であれば 1 をとるダミー変数である。日数 i は 4 月 2 日を 0 日として、誕生日が 4 月 1 日の何日後かを表し、例えば 4 月 5 日生まれであれば 3、3 月 3 日生まれであれば -27 になる。

全てのモデルにおいて標準誤差は不均一分散に対処するために、ロバスト標準誤差を用いている。

5 節 分析結果

1. 記述統計量

研究に用いる変数の記述統計量を表 2 に示す。主要科目の国語・算数・社会・理科は、前述の理由で平均が 50.00 ではないもののおおよそ 50 に近づいている。したがって、調査

対象の児童の成績が全国レベルで見ても大きく偏っていないことがわかる。ただし、国が実施した令和元年度全国学力・学習状況調査結果では、X 県 A 市は X 県平均及び全国平均・中央値を上回っている。このことから、当該学力テストを受験している市町村や学校が、教育熱心なところに偏っている可能性がある。国語・算数、社会・理科で大きく観測数が異なるのは、前者は 1・2 年生も受験しているのに対し、後者は 3 年生以上のみの受験で 1・2 年生は受験していないためである。国語・算数間、理科・社会間でも観測数がわずかに異なるが、これは一部の児童が体調不良などの理由によっていずれかの科目のテストを受けなかったことが原因であると考えられる。図工と音楽の成績では、総合・詳細項目（表現）どちらでもわずかに図工の方が平均は高く、音楽の総合成績は目立って散らばりが小さいことがわかる。女性が 1、男性が 0 をとる性別では平均が 0.49 と 2 パーcentageポイントほど男性の方が多い。社会経済変数では、生活保護受給ダミーの平均値が 0.00 と極めて小さく、全体の 1% に満たない児童の家庭のみが受給していることがわかる。

なお、データの観測数は、最大で 44,519 であるが、一部の児童が観測されていない、あるいは観測できる調査年や学年が限られているため、多くの変数でそれ以下になっている。各変数の観測調査年・学年は 3 節「データ」で述べたとおりである。さらに、RDD モデルについては、分析対象を 3 月と 4 月に限定しているため、全ての変数で観測数が約 6 分の 1 となっている。

2. 運動能力を対象とした分析

まず、主要な運動能力を被説明変数として、生まれ月を連続変数として扱う回帰モデルを推定し、この結果を表 3 に表す。調査年と学年のみをコントロールした結果では、生まれ月が 1 か月遅くなると、50M 走は 0.039 秒遅くなり、ソフトボール投げは 22cm 短くなる。これらは、いずれも 0.1% で有意であった。これに、性別や社会経済状況を統制する変数を追加しても効果量はほとんど変わらず、有意水準にも変化がなかった。学年別での推定でも、50M 走・ソフトボール投げともに、全ての学年で有意に差があった。50M 走は 1 年生から 4 年生までは生まれ月の係数が小さくなるが、それ以降はほとんど変化がなかった。一方、ソフトボール投げでは 3 年生から 4 年生の間を除き、学年が上がるにつれて係数の絶対値は大きくなった。

そこで、最低学年で 0 をとり、以降 1 学年上がることに 1 大きな値をとる、学年の連続変数を作成し、これと生まれ月の交差項を加えた以下のモデルでも推定を行った。例えば 4 年生の場合、運動能力の調査対象のうち最低学年は 1 年生であるので、学年の連続変数は 3 の値をとる。

推定する交差項モデルは、以下のようになる。

$$\begin{aligned} \text{被説明変数}_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \text{生まれ月}_i + \beta_2 \text{学年の連続変数}_{jt} \\ & + \beta_3 \text{学年の連続変数}_{jt} \times \text{生まれ月}_i + \beta_4 \text{性別ダミー}_i + \beta_5 \text{生活保護ダミー}_{it} \\ & + \beta_6 \text{就学援助ダミー}_{it} + \beta_7 \text{非課税階層ダミー}_{it} + \beta_8 \text{調査年の固定効果}_t \\ & + \beta_9 \text{学校の固定効果}_{ji} + \beta_{10} \text{学年の固定効果}_{jt} + u_{ijt} \end{aligned}$$

この交差項のモデルでも 0.1%で有意に、学年が上がるにつれて生まれ月による効果が、50M 走では縮小し、ソフトボール投げでは拡大することが示された。

次に、RDD モデルで分析し、表 4 に示す。ここで、RDD モデルでは、4 月 1 日以前生まれが対照群、4 月 2 日以降が処置群となっているため、同じような結果を表しているも、生まれ月を連続変数として扱う回帰モデルの係数と符号が逆転することに注意されたい。例えば、50M 走の処置ダミーの係数が負であることは、学年内で相対的に年長の 4 月 2 日以降生まれの児童の方が、年少の 4 月 1 日以前生まれの児童に比べて、タイムが短いことを意味する。調査年と学年のみをコントロールした結果では、4 月 1 日以前生まれに比べて 4 月 2 日以降生まれの児童の方が、50M 走は 0.27 秒早く、ソフトボール投げは 40.9cm 長い。この結果は、50M 走では 0.01%で有意であるが、ソフトボール投げは 5%水準でも有意でなかった。そこで、性別と社会経済状況を統制して分析を行った。すると、4 月 2 日以降と 4 月 1 日以前の生まれの差は、50M 走は 0.352 秒、ソフトボール投げは 1.939m と拡大し、どちらも 0.01%水準で有意となった。学年別での分析では、50M 走では 1 年生で特にその差が大きく、0.566 秒であった。ソフトボール投げでは、1 年生から 3 年生まではいずれも 0.1%で有意で、その差は拡大しており、その後 6 年生まではその差は縮小し 5 年生では 1%で有意、6 年生では 5%で有意となっている。

以上の結果から、50M 走、ソフトボール投げの運動能力は、いずれも相対的に年長の児童の方が年少の児童よりも優れるという相対年齢効果が確認され、これは先の研究に整合する。

3. 主要科目を対象とした分析

次に、国語・算数・理科・社会の主要 4 科目を被説明変数として生まれ月を連続変数として扱う回帰モデル、RDD モデルで推定する。この結果を表 5、6 に示す。まず、生まれ月と調査年、学年の固定効果をとった連続変数のモデル 1 では全ての教科で係数が -0.28 から -0.25 で負となり、いずれも 0.1%水準で有意であった。つまり、生まれ月が 1 月遅いと、偏差値が 0.28 から 0.25 程度下がることを示している。RDD のモデル 1 でも同様にコントロール変数は学年と調査年の固定効果だけである。このモデルで注目すべき処置ダミーの係数は、全ての教科で係数が 3.0 から 3.8 で正となり、0.1%水準で有意であった。つまり、4 月 2 日以降に生まれた児童は 4 月 1 日に生まれた児童よりも偏差値が高い。なお、生まれ月を連続変数とするモデルから係数の符号が逆転することに注意されたい。

これら二つのモデルにその他の社会経済変数や、性別ダミー、学級の固定効果を統制しても、結果にほとんど変わりはない。したがって、生まれ月を連続変数とするモデル、RDD モデルいずれの場合も、帰無仮説は 0.1%水準で棄却され、相対的に若い児童の方が学習成績が低くなることを示す結果となった。これは、先行研究で明らかにされている結果と整合的である。学年別の分析では、生まれ月を連続変数として扱うモデルの学校・学年の固定効果、性別・社会経済状況を統制したスペシフィケーションにおいて、全ての科目・学年で 0.1%で有意な差があるものの、学年が上がるにつれてその差が縮小することが分かった。さらに、学年と生まれ月の交差項を加えたモデルでも、この傾向は有意であった。

一方 RDD のモデルでは、学年ごとの係数の大きさの変化に一貫した傾向はなかった。し

かし、1 から 3 年生では全ての科目において 0.1%水準で有意であったものが、6 年生では理科が 5%水準で有意なのを除き、いずれの科目も有意に棄却できなかった。

4. 非認知指標を対象とした分析

次に、自尊心・感情制御・他者感情の認知・表現力の 4 項目の非認知指標を被説明変数として、推定する。表 7 に示すように、調査年と学年のみを統制した生まれ月を連続変数として扱う回帰モデルでは、自尊心は-0.012、感情制御は-0.007、表現力は-0.005、他者感情の認知は-0.002 と全ての非認知項目で係数が負となり、生まれ月が遅くなることは各非認知能力を下げる結果となった。これらは、感情制御と自尊心は 0.1%、表現力は 5%で有意であったが、他者感情の認知は 5%の有意水準で棄却できなかった。これらは、性別と社会経済状況を統制しても、ほとんど変わらなかった。これらの結果は、生まれ月が遅いことは自尊心・感情制御・表現力の三つの非認知能力を有意に下げていることを示している。

学年別の分析では、自尊心は 4 年生・5 年生では共に 0.1%で有意で係数の大きさもそれぞれ-0.014、-0.013 とほとんど変わらないが、6 年生では 5%で有意になり係数も-0.009 となっている。感情制御では、係数も学年が上がるにつれて小さくなり、4 年生では 1%で有意であったが、5 年生・6 年生では 5%でも有意ではなくなった。表現力は 5 年生の係数が大きく 5%水準で有意であった。他者感情の認知では、いずれの学年でも 5%水準で有意でなく、5 年生・6 年生では係数もほぼ 0 であった。一方で、学年の固定効果を加えているスペシフィケーションに対しては、生まれ月と学年の交差項を加えたモデルでも推定を行ったが、いずれの項目も有意な結果は得られなかった。

一方で、RDD モデルは頑健性に欠ける結果であることが表 8 に示唆されている。まず、感情制御において係数はどのスペシフィケーションでも正であり、感情制御は社会経済変数・性別を統制したスペシフィケーション二つでは 5%で有意であった。他者感情の認知では社会経済変数と性別ダミーを追加しない場合は係数が正かつ 5%水準で有意であったものの、それらを統制したスペシフィケーションでは 5%の水準で有意に帰無仮説を棄却できなかった。また、表現力においては調査年固定効果と学校固定効果、学年固定効果を含めたスペシフィケーションでは、係数は-0.052 と負であるが、その他の統制変数を含めた場合、係数は正になる。しかし、いずれの場合においても 5%の水準で有意に棄却できない。自尊心は、いずれのモデルも係数は正だったが、有意に棄却できなかった。学年別の分析でも、有意であったのは 4 年生の感情制御のみであった。

以上のとおり、非認知指標を対象とした分析では、生まれ月を連続変数として扱う回帰モデルでは整合的に負の相対年齢効果を示したのに対し、RDD モデルでは余り整合的な結果が得られなかった。この原因として、客観的な指標で測定されている教育成果と異なり、非認知能力はその性質から本人の回答から測っていることから、正確に検証できていない可能性がある。子供自身の実際の非認知能力とは関係なく、子供の回答傾向と相対年齢に相関があった場合、推定値はバイアスされる。そこで以下では、特に表現力に限定し、担任の先生という子供の能力をある一定期間観察できる第三者の評価から、相対年齢と子供の非認知能力の関係に迫る。

5. 担任の評価を対象とした分析

小学校の学級担任は、子供が触れ合う大人の中で、接触時間・期間が長くよく観察でき、さらには学級内の他の児童との比較ができる。本研究では、図工と音楽という表現力が必要とされる科目における、担任の成績評価を、子供の非認知能力の代理指標として用いる。

表9に示されるように、連続変数モデルでは、図工は学年と調査年のみを統制したモデルにおいて、総合評価・詳細項目ともに負で相対年齢効果が有意にみられた。これは、社会経済状況・性別・学級の効果を統制しても変化しなかった。一方、音楽の総合評価は全てのスペシフィケーションで一貫して負の効果を示したが、いずれも有意ではなかった。さらに、音楽の詳細項目ではいずれのスペシフィケーションでも正で、5%で有意であった。学年別では、図工総合は学年が上がるにつれてその効果は小さくなり、4・5年生では0.1%で有意であったものが、6年生では5%で有意になった。音楽は総合・詳細項目いずれにおいても、ほぼ全ての学年・スペシフィケーションで有意に棄却できなかった。

RDDの結果は、表10に示してある。図工総合と図工表現に関しては、処置ダミーの係数は正であった。しかし、有意であったのは図工総合で全体を対象に分析したモデル1、すなわち調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果のみを使用したもので、それらに性別と社会経済変数を加えたモデル2では有意ではなかった。音楽に関しては、モデル1とモデル2のどちらのスペシフィケーションにおいても有意ではない。

6. 学級規模を統制した分析

以上のように、生まれ月を連続変数として扱うモデルでは、相対年齢効果が観察される場合が多い。そこで、生まれ月を連続変数として扱うモデルに、学級規模のその平均からの差（以下、学級規模）、及びその2乗項（以後学級規模2とする）を加えて分析を行ってみる。2乗項を加えたのは、学級規模の最適値が求められる可能性を考えたからである。ただし、学級規模とその2乗項をそのまま使用すると両者間の相関のために多重共線性が生まれる可能性がある。この問題を避けるために、平均からの差とその2乗項を使うこととした。本研究の分析対象において、学級規模の平均は31.9である。

$$\begin{aligned} \text{被説明変数}_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \text{生まれ月}_{it} + \beta_2 \text{性別ダミー}_{it} + \beta_3 \text{生活保護ダミー}_{it} \\ & + \beta_4 \text{就学援助ダミー}_{it} + \beta_5 \text{非課税階層ダミー}_{it} + \beta_6 \text{調査年の固定効果}_{it} \\ & + \beta_7 \text{学校の固定効果}_{ji} + \beta_8 \text{学年の固定効果}_{jt} + \beta_9 \text{学級規模}_{ijt} \\ & + \beta_{10} \text{学級規模}^2_{ijt} + u_{ijt} \end{aligned}$$

この分析結果を表11に示す。運動能力・主要科目・非認知能力・非主要科目全ての項目で、これまでの学級規模を加えていない分析と比較して、生まれ月の係数はほとんど変化がなかった。すなわち、生まれ月と学級規模の間には、推定結果を大きく変化させるほどの影響はないことが確認された。

学級規模の係数を見てみると、50m走では学級規模との関係は観察されない。ソフトボール投げは1次項が-0.019で5%水準で有意、2次項は0.005で有意であることから、ピー

クは $3.7(=-0.037/2 \times 0.005)$ 逆 U 字型を示す。ただし、平均 31.9 からの差をとっているの
で学級規模では $35.6(=3.7+31.9)$ がピークとなり、それまでは増加しそれ以降は減少すること
になる。

主要科目に関しては、国語と算数は学級規模との関係が観察されない。社会は 2 次項の
みが負で有意である。学級規模に換算すると学級規模の平均値 31.9 がピークになる。

理科は 1 次項が -0.037 で 1% 水準で有意、かつ 2 次項が -0.005 で 1% で有意であること
から、ピークが $3.7(=-0.037/2 \times 0.005)$ の逆 U 字を描く。学級規模に換算すると
 $35.6(=3.7+31.9)$ となり、そこまでは理科の学力が上昇しそれ以降は減少することになる。

測れた四つの非認知能力のうち三つで学級規模と負の関係が見られた。自尊心は 1 次項
のみが -0.08 で 0.1% 水準で有意であることから、学級規模の増加は自尊心を下げることに
わかる。感情制御に関しては 1 次項が -0.004 で 5% 水準で有意、かつ 2 次項が 0.001 で
1% 水準で有意なことから、U 字型を示しボトムが $2(=-0.004/2 \times 0.001)$ である。学級規模に
換算すると 33.9 が最大値をもたらす値、すなわち最適水準となる。表現力は 1 次項のみが
-0.05 で 5% で有意、他者感情も 1 次項のみが -0.004 で 1% 水準で有意であることから、学
級規模が大きいかほど非認知能力が有意に低下することが分かった。

非主要科目では、図工総合は 1 次項 0.003 で 5% 水準で有意であることから、規模とと
もに上昇する。音楽創造では、学級規模に関しては有意でない。図工表現は 0.1% で有意で
0.012 と正であったが、2 次項が 0.001 で 5% 水準で有意となることから、U 字型を示しボ
トムが $6.0(=-0.012/2 \times 0.001)$ である。よって、37.9 が最小値をもたらす学級規模となる。そ
こまでは学習成果が下がり、そこを超えると増加する。音楽は 5% でも有意に棄却できな
かった。音楽表現でも、学級規模に関しては有意でない。

6 節 結論と考察

本章では、学級規模効果の推定における説明変数の欠落による効果の有無を検証する作
業の一環として、相対年齢効果の存在に注目した。まず、相対年齢がどのような方面に影響
を与えているかを検証し、次に学級規模を説明変数として追加することで推定結果が大き
く変化するかどうかを観察した。

まず、相対年齢効果は、運動能力や主要科目の偏差値にかなりはっきりとした影響を持
っていることが明らかになった。同学年内での相対年齢効果を測定したところ、運動能力で
は、生まれ月が 1 か月遅くなると全て有意で、50M 走が 0.039 秒遅くなり、ソフトボール
投げが 21.5cm 短くなるなどの結果を得た。また、認知能力では、全て有意で主要科目の偏
差値が生まれ月が 1 か月遅くなると、0.25 から 0.28 低くなり、4 月 2 日以降に生まれた年
長の児童は、4 月 1 日以前に生まれた年少の児童よりも 2.7 から 3.2 低くなることを確認さ
れた。非認知能力に関しては、先の二つほどの強い一貫性は見られなかったが、生まれ月を
連続変数として扱うモデルでは、いずれの非認知指標においても年少者の方が年長者より
も低いという相対年齢効果が有意に見受けられた。誕生が 1 か月遅れると非認知指標が、
自尊心で約 0.017 標準偏差、感情制御で約 0.001 標準偏差、表現力で 0.006 標準偏差、他者
感情の認知で 0.003 標準偏差小さくなり、この効果は学年が上がっても変わらないことが

わかった。

加えて、本研究では第三者評価の表現力も検証した。生まれ月を連続変数とするモデルでは、図工では誕生が1か月遅れると総合成績が0.023標準偏差、表現に関する詳細項目が0.018標準偏差とわずかだが1%で有意に下がることが分かった一方で、音楽は総合成績は1か月ごとに-0.003標準偏差の低下と非常に効果が小さく、詳細項目では効果量自体が0.003と正になり、いずれも有意にならないなどの結果を得た。

以上の結果を元に、それぞれの推定式に学級規模を加えて再推定を行い、推定値がどのように変化するかを確認した。学級規模と生まれ月の間に交絡効果が存在すれば、生まれ月を含めない推定には、学級規模効果の推定結果に欠落変数バイアスが生じる可能性がある。分析の結果は、学級規模の影響に関しても生まれ月の影響に関しても、本報告書におけるこれまでの結果を大きく変更するものではなかった。

しかし、本章で検証が試みられたように、相対年齢効果は様々な局面で生じていると思われる。特に、生まれ月は非認知能力と認知能力の両方に影響を与えている可能性がある。非認知能力が認知能力に影響する、あるいは、その逆の因果関係が存在する場合、生まれ月が交絡変数となり、それを含まない推定には欠落変数バイアスが生じる。すなわち、認知能力の単独な分析においても非認知能力の単独な分析においても、さらに、双方のより複雑な関係を想定した分析においても、生まれ月を考慮して検証を進める必要性があることが示された。

中瀬悠（大阪大学）
柿澤寿信（大阪大学）
松繁寿和（高松大学）

表 1 : 社会経済状況を表す変数の説明

生活保護	収入が厚生労働大臣の定める最低生活費に満たない場合、最低生活費と収入の差額が支給される。 世帯構成によって定める最低生活費は変化する。
就学援助	当該市町村立小中学校で、一定の所得制限額を超えない場合に、学用品費や学校で必要な費用を援助する。
非課税階層	前年の合計所得金額又は総所得金額等の合計額及び、控除対象配偶者又は扶養親族の人数に応じて、個人市・府民税（均等割・所得割）が非課税となる。

表 2 : 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
国語	51.35	8.99	25	68	43961
算数	51.2	9.26	25	71	43995
社会	50.9	9.56	25	73	28950
理科	50.21	9.19	25	71	28955
50M 走	10.2	1.33	7	66	43855
ソフトボール投げ	13.49	7.97	0	65	43898
自尊心	3.36	0.71	1	5	9999
感情制御	2.81	0.71	1	4	10636
他者感情の認知	3.06	0.65	1	4	10630
表現力	2.85	0.81	1	4	10701
図工総合	2.22	0.44	1	3	10149
図工表現	2.48	0.5	1	3	14859
音楽総合	2.16	0.39	1	3	10133
音楽表現	2.46	0.5	1	3	14834
生まれ月	6.55	3.44	1	12	44518
性別	0.49	0.5	0	1	44519
生活保護	0	0.07	0	1	44519
就学援助	0.09	0.29	0	1	44519
非課税階層	0.09	0.29	0	1	44519

表3：相対年齢効果の運動能力への影響（連続変数モデル）

		係数 (頑健な標準誤差)			
		50M走		ボール投げ	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
全体	定数項	11.484 *** (0.025)	11.295 *** (0.025)	9.184 *** (0.152)	12.349 *** (0.135)
	生まれ月	0.039 *** (0.001)	0.039 *** (0.001)	-0.220 *** (0.009)	-0.215 *** (0.008)
	観測数	43855	43855	43898	43898
	R2	0.484	0.504	0.379	0.552
1年生	定数項	11.329 *** (0.061)	11.149 *** (0.062)	8.318 *** (0.176)	9.485 *** (0.164)
	生まれ月	0.063 *** (0.004)	0.063 *** (0.004)	-0.155 *** (0.010)	-0.156 *** (0.009)
	観測数	7488	7488	7498	7498
	R2	0.046	0.081	0.049	0.249
2年生	定数項	10.450 *** (0.054)	10.241 *** (0.055)	11.184 *** (0.243)	13.188 *** (0.215)
	生まれ月	0.044 *** (0.004)	0.044 *** (0.004)	-0.193 *** (0.014)	-0.195 *** (0.012)
	観測数	7450	7450	7460	7460
	R2	0.034	0.066	0.048	0.303
3年生	定数項	9.849 *** (0.054)	9.656 *** (0.053)	15.109 *** (0.322)	17.933 *** (0.277)
	生まれ月	0.037 *** (0.003)	0.037 *** (0.003)	-0.227 *** (0.019)	-0.224 *** (0.016)
	観測数	7343	7343	7385	7385
	R2	0.040	0.086	0.046	0.341
4年生	定数項	9.631 *** (0.048)	9.454 *** (0.047)	18.098 *** (0.384)	21.584 *** (0.323)
	生まれ月	0.029 *** (0.003)	0.028 *** (0.003)	-0.236 *** (0.023)	-0.215 *** (0.018)
	観測数	7224	7224	7217	7217
	R2	0.037	0.082	0.038	0.360
5年生	定数項	9.306 *** (0.050)	9.127 *** (0.050)	20.664 *** (0.468)	25.087 *** (0.397)
	生まれ月	0.031 *** (0.003)	0.030 *** (0.003)	-0.256 *** (0.027)	-0.242 *** (0.022)
	観測数	7234	7234	7225	7225
	R2	0.029	0.068	0.026	0.357
6年生	定数項	8.936 *** (0.060)	8.757 *** (0.057)	23.091 *** (0.540)	28.350 *** (0.460)
	生まれ月	0.031 *** (0.003)	0.031 *** (0.003)	-0.265 *** (0.031)	-0.260 *** (0.025)
	観測数	7116	7116	7113	7113
	R2	0.030	0.070	0.026	0.364
交差項	定数項	11.389 *** (0.029)	11.197 *** (0.028)	8.839 *** (0.159)	12.041 *** (0.142)
	生まれ月	0.054 *** (0.003)	0.054 *** (0.003)	-0.167 *** (0.011)	-0.167 *** (0.010)
	学年(連続変数)	-0.501 *** (0.006)	-0.499 *** (0.006)	2.905 *** (0.043)	2.876 *** (0.037)
	生まれ月×学年	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.022 *** (0.005)	-0.019 *** (0.005)
	観測数	43855	43855	43898	43898
	R2	0.485	0.505	0.379	0.553

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05.

モデル1、2はそれぞれ以下の変数を加えたスペシフィケーションである。

- ・モデル1:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果
- ・モデル2:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数

表4：相対年齢効果の運動能力への影響（RDDモデル）

		係数 (頑健な標準誤差)			
		50M走		ボール投げ	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
全体	定数項	11.874 *** (0.060)	11.682 *** (0.061)	7.686 *** (0.396)	10.957 *** (0.347)
	処置ダミー	-0.271 *** (0.040)	-0.352 *** (0.040)	0.409 (0.305)	1.939 *** (0.261)
	観測数	7291	7291	7296	7296
	R2	0.509	0.531	0.366	0.550
	<hr/>				
1年生	定数項	11.994 *** (0.158)	11.793 *** (0.165)	6.886 *** (0.466)	8.012 *** (0.425)
	処置ダミー	-0.473 *** (0.121)	-0.566 *** (0.119)	0.741 * (0.369)	1.321 *** (0.337)
	観測数	1205	1205	1207	1207
	R2	0.089	0.123	0.099	0.274
	<hr/>				
2年生	定数項	10.844 *** (0.133)	10.633 *** (0.133)	8.957 *** (0.601)	11.556 *** (0.524)
	処置ダミー	-0.263 * (0.109)	-0.327 ** (0.108)	1.055 * (0.525)	1.728 *** (0.445)
	観測数	1220	1220	1221	1221
	R2	0.110	0.147	0.085	0.350
	<hr/>				
3年生	定数項	10.074 *** (0.114)	9.870 *** (0.117)	12.401 *** (0.787)	15.688 *** (0.682)
	処置ダミー	-0.306 ** (0.093)	-0.380 *** (0.090)	1.601 * (0.668)	2.764 *** (0.556)
	観測数	1240	1240	1245	1245
	R2	0.088	0.140	0.086	0.369
	<hr/>				
4年生	定数項	9.800 *** (0.109)	9.601 *** (0.108)	16.391 *** (0.951)	19.910 *** (0.735)
	処置ダミー	-0.198 * (0.086)	-0.285 *** (0.083)	0.694 (0.761)	2.436 *** (0.619)
	観測数	1212	1212	1215	1215
	R2	0.078	0.140	0.072	0.400
	<hr/>				
5年生	定数項	9.647 *** (0.134)	9.439 *** (0.137)	16.391 *** (0.951)	22.749 *** (1.057)
	処置ダミー	-0.178 (0.099)	-0.263 ** (0.096)	0.694 (0.761)	2.122 ** (0.747)
	観測数	1220	1220	1215	1214
	R2	0.066	0.112	0.072	0.379
	<hr/>				
6年生	定数項	9.188 *** (0.111)	9.047 *** (0.113)	16.391 *** (0.951)	28.385 *** (1.156)
	処置ダミー	-0.224 * (0.088)	-0.322 *** (0.087)	0.694 (0.761)	2.091 * (0.831)
	観測数	1194	1194	1215	1194
	R2	0.057	0.095	0.072	0.392

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05.

モデル1、2はそれぞれ以下の変数を加えたスペシフィケーションである。

- ・モデル1:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果
- ・モデル2:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数

表5：相対年齢効果の主要科目への影響（連続変数モデル）

		係数 (頑健な標準誤差)							
		国語		算数		社会		理科	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
全体	定数項	52.581 ***	51.770 ***	53.305 ***	54.075 ***	55.052 ***	55.180 ***	52.760 ***	53.148 ***
		(0.228)	(0.226)	(0.234)	(0.236)	(0.286)	(0.288)	(0.271)	(0.276)
	生まれ月	-0.271 ***	-0.275 ***	-0.277 ***	-0.279 ***	-0.260 ***	-0.263 ***	-0.251 ***	-0.252 ***
		(0.012)	(0.012)	(0.013)	(0.013)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.015)
	観測数	43961	43961	43995	43995	28950	28950	28955	28955
	R2	0.030	0.085	0.029	0.059	0.033	0.058	0.034	0.059
1年生	定数項	52.672 ***	51.903 ***	54.708 ***	55.120 ***				
		(0.495)	(0.493)	(0.488)	(0.495)				
	生まれ月	-0.355 ***	-0.355 ***	-0.373 ***	-0.374 ***				
		(0.029)	(0.028)	(0.029)	(0.029)				
	観測数	7510	7510	7508	7508				
	R2	0.038	0.079	0.042	0.062				
2年生	定数項	54.420 ***	53.427 ***	54.176 ***	55.216 ***				
		(0.473)	(0.474)	(0.507)	(0.514)				
	生まれ月	-0.281 ***	-0.286 ***	-0.308 ***	-0.313 ***				
		(0.029)	(0.028)	(0.031)	(0.031)				
	観測数	7490	7490	7495	7495				
	R2	0.041	0.094	0.042	0.066				
3年生	定数項	53.760 ***	52.911 ***	54.996 ***	55.835 ***	56.597 ***	55.954 ***	54.203 ***	54.420 ***
		(0.527)	(0.525)	(0.500)	(0.510)	(0.519)	(0.524)	(0.490)	(0.503)
	生まれ月	-0.259 ***	-0.264 ***	-0.285 ***	-0.289 ***	-0.312 ***	-0.317 ***	-0.276 ***	-0.280 ***
		(0.030)	(0.029)	(0.031)	(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.029)
	観測数	7386	7386	7388	7388	7371	7371	7374	7374
	R2	0.034	0.093	0.033	0.059	0.040	0.076	0.037	0.061
4年生	定数項	52.694 ***	52.054 ***	56.161 ***	56.964 ***	55.001 ***	54.790 ***	50.438 ***	50.848 ***
		(0.516)	(0.512)	(0.527)	(0.530)	(0.566)	(0.570)	(0.520)	(0.524)
	生まれ月	-0.268 ***	-0.274 ***	-0.271 ***	-0.269 ***	-0.287 ***	-0.291 ***	-0.284 ***	-0.283 ***
		(0.031)	(0.030)	(0.031)	(0.031)	(0.032)	(0.032)	(0.031)	(0.030)
	観測数	7231	7231	7238	7238	7227	7227	7232	7232
	R2	0.053	0.115	0.037	0.076	0.033	0.061	0.071	0.098
5年生	定数項	54.028 ***	53.180 ***	52.128 ***	52.877 ***	53.715 ***	54.076 ***	51.672 ***	51.860 ***
		(0.520)	(0.515)	(0.565)	(0.569)	(0.550)	(0.552)	(0.520)	(0.526)
	生まれ月	-0.227 ***	-0.233 ***	-0.255 ***	-0.257 ***	-0.262 ***	-0.265 ***	-0.242 ***	-0.245 ***
		(0.031)	(0.030)	(0.033)	(0.033)	(0.033)	(0.033)	(0.031)	(0.031)
	観測数	7227	7227	7227	7227	7227	7227	7232	7232
	R2	0.031	0.096	0.031	0.065	0.035	0.066	0.028	0.059
6年生	定数項	51.715 ***	51.289 ***	53.009 ***	54.015 ***	53.018 ***	54.244 ***	52.001 ***	52.868 ***
		(0.540)	(0.539)	(0.569)	(0.572)	(0.525)	(0.530)	(0.519)	(0.537)
	生まれ月	-0.223 ***	-0.223 ***	-0.155 ***	-0.154 ***	-0.176 ***	-0.175 ***	-0.196 ***	-0.195 ***
		(0.031)	(0.030)	(0.032)	(0.032)	(0.033)	(0.032)	(0.032)	(0.032)
	観測数	7117	7117	7139	7139	7125	7125	7117	7117
	R2	0.034	0.086	0.023	0.065	0.035	0.059	0.037	0.059
交差項	定数項	52.988 ***	52.178 ***	53.878 ***	54.666 ***	56.885 ***	56.998 ***	53.671 ***	54.045 ***
		(0.252)	(0.249)	(0.258)	(0.259)	(0.448)	(0.447)	(0.435)	(0.435)
	生まれ月	-0.334 ***	-0.337 ***	-0.366 ***	-0.370 ***	-0.408 ***	-0.415 ***	-0.361 ***	-0.367 ***
		(0.021)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.051)	(0.051)	(0.050)	(0.050)
	学年(連続変数)	0.026 (0.053)	0.049 (0.052)	0.142 * (0.056)	0.153 ** (0.055)	-0.714 *** (0.103)	-0.701 *** (0.102)	-0.305 ** (0.102)	-0.291 ** (0.101)
	生まれ月×学年	0.025 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.036 *** (0.007)	0.037 *** (0.007)	0.042 ** (0.014)	0.044 ** (0.014)	0.032 * (0.014)	0.033 * (0.014)
	観測数	43961	43961	43995	43995	28950	28950	28955	28955
	R2	0.030	0.085	0.030	0.060	0.033	0.059	0.034	0.059

***p<0.001; **p<0.01; *p<0.05.

モデル1、2はそれぞれ以下の変数を加えたスペシフィケーションである。

- ・モデル1:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果
- ・モデル2:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数

表6：相対年齢効果の主要科目への影響（RDDモデル）

		係数 (頑健な標準誤差)							
		国語		算数		社会		理科	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
全体	定数項	51.064 ***	50.827 ***	52.312 ***	53.228 ***	51.065 ***	52.304 ***	51.055 ***	52.196 ***
		(1.219)	(1.221)	(1.430)	(1.435)	(1.231)	(1.242)	(1.307)	(1.325)
	処置ダミー	1.335	0.420	0.230	0.067	1.479	1.630	2.013 *	2.064 *
		(0.873)	(0.877)	(0.994)	(0.994)	(0.989)	(0.997)	(0.966)	(0.957)
	観測数	1199	1199	1204	1204	1202	1202	1199	1199
	R2	0.054	0.097	0.027	0.059	0.042	0.066	0.054	0.080
1年生	定数項	49.701 ***	49.306 ***	52.613 ***	53.416 ***				
		(1.177)	(1.181)	(1.217)	(1.230)				
	処置ダミー	3.610 ***	3.252 ***	3.088 ***	3.140 ***				
		(0.900)	(0.905)	(0.873)	(0.872)				
	観測数	1211	1211	1209	1209				
	R2	0.079	0.102	0.088	0.107				
2年生	定数項	51.325 ***	50.115 ***	50.394 ***	52.036 ***				
		(1.139)	(1.125)	(1.330)	(1.332)				
	処置ダミー	4.440 ***	3.875 ***	3.735 ***	3.842 ***				
		(0.926)	(0.904)	(0.989)	(0.974)				
	観測数	1228	1228	1228	1228				
	R2	0.088	0.146	0.085	0.121				
3年生	定数項	52.291 ***	51.020 ***	51.239 ***	51.886 ***	53.085 ***	52.081 ***	50.583 ***	50.733 ***
		(1.283)	(1.304)	(1.249)	(1.309)	(1.215)	(1.273)	(1.270)	(1.312)
	処置ダミー	3.510 ***	2.730 **	4.650 ***	4.434 ***	3.917 ***	3.269 ***	3.611 ***	3.110 ***
		(0.955)	(0.932)	(0.968)	(0.967)	(0.906)	(0.907)	(0.931)	(0.927)
	観測数	1240	1240	1241	1241	1237	1237	1239	1239
	R2	0.076	0.124	0.061	0.077	0.086	0.116	0.063	0.084
4年生	定数項	48.964 ***	48.268 ***	52.575 ***	53.286 ***	51.289 ***	50.907 ***	46.916 ***	47.300 ***
		(1.332)	(1.317)	(1.387)	(1.416)	(1.423)	(1.446)	(1.349)	(1.361)
	処置ダミー	3.015 **	2.087 *	2.059 *	1.815	2.862 **	2.203 *	1.672	1.336
		(0.926)	(0.919)	(0.959)	(0.949)	(0.946)	(0.949)	(0.964)	(0.964)
	観測数	1211	1211	1213	1213	1213	1213	1212	1212
	R2	0.086	0.143	0.052	0.079	0.067	0.097	0.087	0.110
5年生	定数項	50.787 ***	50.244 ***	48.771 ***	49.777 ***	49.202 ***	49.856 ***	47.447 ***	47.789 ***
		(1.337)	(1.303)	(1.439)	(1.442)	(1.462)	(1.461)	(1.411)	(1.401)
	処置ダミー	2.842 **	1.965 *	3.398 **	3.174 **	3.984 ***	3.741 ***	3.156 **	2.711 **
		(0.962)	(0.919)	(1.038)	(1.023)	(1.015)	(0.996)	(0.961)	(0.952)
	観測数	1222	1222	1223	1223	1222	1222	1223	1223
	R2	0.074	0.150	0.059	0.100	0.082	0.117	0.050	0.087
6年生	定数項	51.064 ***	50.827 ***	52.312 ***	53.228 ***	51.065 ***	52.304 ***	51.055 ***	52.196 ***
		(1.219)	(1.221)	(1.430)	(1.435)	(1.231)	(1.242)	(1.307)	(1.325)
	処置ダミー	1.335	0.420	0.230	0.067	1.479	1.630	2.013 *	2.064 *
		(0.873)	(0.877)	(0.994)	(0.994)	(0.989)	(0.997)	(0.966)	(0.957)
	観測数	1199	1199	1204	1204	1202	1202	1199	1199
	R2	0.054	0.097	0.027	0.059	0.042	0.066	0.054	0.080

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05.

モデル1、2はそれぞれ以下の変数を加えたスペシフィケーションである。

- ・モデル1:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果
- ・モデル2:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数

表7：相対年齢効果の非認知能力への影響（連続変数モデル）

		係数 (頑健な標準誤差)							
		自尊心		感情制御		表現力		他者感情の認知	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
全体	定数項	3.432 ***	3.489 ***	2.754 ***	2.790 ***	2.825 ***	2.876 ***	2.972 ***	2.884 ***
		(0.035)	(0.035)	(0.034)	(0.035)	(0.038)	(0.038)	(0.032)	(0.032)
	生まれ月	-0.012 ***	-0.012 ***	-0.007 ***	-0.006 **	-0.005 *	-0.005 *	-0.002	-0.002
		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
	観測数	9999	9999	10636	10636	10701	10701	10630	10630
	R2	0.017	0.026	0.015	0.019	0.016	0.023	0.018	0.054
4年生	定数項	3.388 ***	3.438 ***	2.732 ***	2.766 ***	2.728 ***	2.786 ***	2.970 ***	2.899 ***
		(0.057)	(0.058)	(0.059)	(0.060)	(0.064)	(0.064)	(0.054)	(0.054)
	生まれ月	-0.014 ***	-0.013 ***	-0.010 **	-0.009 **	-0.003	-0.003	-0.006	-0.006
		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
	観測数	3225	3225	3530	3530	3560	3560	3539	3539
	R2	0.015	0.025	0.020	0.025	0.017	0.027	0.019	0.049
5年生	定数項	3.508 ***	3.566 ***	2.814 ***	2.839 ***	2.945 ***	2.992 ***	2.981 ***	2.889 ***
		(0.058)	(0.059)	(0.055)	(0.056)	(0.064)	(0.065)	(0.052)	(0.052)
	生まれ月	-0.013 ***	-0.013 ***	-0.005	-0.005	-0.008 *	-0.008 *	0.000	-0.001
		(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
	観測数	3421	3421	3622	3622	3639	3639	3615	3615
	R2	0.019	0.027	0.017	0.020	0.015	0.020	0.018	0.051
6年生	定数項	3.398 ***	3.463 ***	2.855 ***	2.907 ***	2.972 ***	3.025 ***	3.096 ***	2.993 ***
		(0.059)	(0.060)	(0.054)	(0.056)	(0.059)	(0.060)	(0.050)	(0.051)
	生まれ月	-0.009 *	-0.008 *	-0.004	-0.004	-0.004	-0.003	0.000	0.000
		(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
	観測数	3353	3353	3484	3484	3502	3502	3476	3476
	R2	0.027	0.037	0.013	0.018	0.018	0.025	0.021	0.068
交差項	定数項	3.446 ***	3.503 ***	2.770 ***	2.805 ***	2.822 ***	2.874 ***	2.989 ***	2.901 ***
		(0.038)	(0.039)	(0.037)	(0.038)	(0.042)	(0.042)	(0.034)	(0.034)
	生まれ月	-0.014 ***	-0.014 ***	-0.009 **	-0.009 **	-0.005	-0.004	-0.005	-0.005
		(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
	学年(連続変数)	-0.012	-0.012	0.033	0.033	0.064 **	0.065 **	0.027	0.027
		(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.020)	(0.020)	(0.016)	(0.016)
	生まれ月×学年	0.002	0.002	0.002	0.002	0.000	0.000	0.003	0.003
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	
	観測数	9999	9999	10636	10636	10701	10701	10630	10630
	R2	0.017	0.026	0.015	0.020	0.016	0.023	0.018	0.054

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05.

モデル1、2はそれぞれ以下の変数を加えたスペシフィケーションである。

- ・モデル1:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果
- ・モデル2:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数

表 8 : 相対年齢効果の非認知能力への影響 (RDD モデル)

		係数 (頑健な標準誤差)							
		自尊心		感情制御		表現力		他者感情の認知	
		モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2
全体	定数項	3.430 ***	3.479 ***	2.738 ***	2.788 ***	2.824 ***	2.894 ***	2.984 ***	2.942 ***
		(0.086)	(0.086)	(0.083)	(0.084)	(0.094)	(0.095)	(0.077)	(0.078)
	処置ダミー	0.017	0.083	0.099	0.128 *	-0.052	0.018	0.117 *	0.028
		(0.056)	(0.057)	(0.055)	(0.056)	(0.063)	(0.066)	(0.049)	(0.052)
	観測数	1700	1700	1808	1808	1821	1821	1798	1798
	R2	0.039	0.054	0.044	0.052	0.035	0.051	0.043	0.063
4年生	定数項	3.350 ***	3.384 ***	2.735 ***	2.806 ***	2.644 ***	2.771 ***	3.028 ***	3.016 ***
		(0.156)	(0.158)	(0.151)	(0.154)	(0.180)	(0.180)	(0.151)	(0.151)
	処置ダミー	0.061	0.089	0.253 *	0.266 *	0.081	0.176	0.163	0.062
		(0.099)	(0.101)	(0.103)	(0.106)	(0.116)	(0.120)	(0.096)	(0.100)
	観測数	537	537	589	589	598	598	589	589
	R2	0.049	0.067	0.069	0.080	0.053	0.086	0.052	0.081
5年生	定数項	3.674 ***	3.755 ***	2.830 ***	2.888 ***	3.038 ***	3.073 ***	3.196 ***	3.156 ***
		(0.138)	(0.138)	(0.128)	(0.132)	(0.150)	(0.154)	(0.108)	(0.110)
	処置ダミー	0.071	0.150	0.047	0.079	-0.070	-0.011	0.079	0.005
		(0.105)	(0.106)	(0.094)	(0.096)	(0.115)	(0.119)	(0.083)	(0.089)
	観測数	577	577	613	613	618	618	606	606
	R2	0.066	0.084	0.061	0.071	0.048	0.064	0.053	0.068
6年生	定数項	3.394 ***	3.430 ***	2.887 ***	2.915 ***	3.056 ***	3.100 ***	2.982 ***	2.914 ***
		(0.144)	(0.141)	(0.131)	(0.133)	(0.132)	(0.130)	(0.122)	(0.125)
	処置ダミー	-0.086	-0.012	-0.002	0.032	-0.150	-0.105	0.101	0.004
		(0.090)	(0.094)	(0.091)	(0.093)	(0.098)	(0.103)	(0.081)	(0.084)
	観測数	586	586	606	606	605	605	603	603
	R2	0.043	0.061	0.042	0.052	0.033	0.044	0.046	0.071

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05.

モデル1、2はそれぞれ以下の変数を加えたスペシフィケーションである。

- ・モデル1:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果
- ・モデル2:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数

表9：相対年齢効果の非主要科目の成績への影響（連続変数モデル）

		係数 (頑健な標準誤差)							
		図工総合		音楽総合		図工表現		音楽表現	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
全体	定数項	2.056 ***	1.977 ***	2.005 ***	1.940 ***	2.272 ***	2.214 ***	2.485 ***	2.434 ***
		(0.014)	(0.015)	(0.012)	(0.013)	(0.024)	(0.024)	(0.026)	(0.026)
	生まれ月	-0.009 ***	-0.010 ***	-0.001	-0.001	-0.008 ***	-0.009 ***	0.004 *	0.003 *
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)
	観測数	7416	7416	7404	7404	7417	7417	7401	7401
	R2	0.111	0.161	0.178	0.223	0.041	0.062	0.158	0.179
4年生	定数項	2.075 ***	2.002 ***	2.006 ***	1.948 ***	2.212 ***	2.157 ***	2.681 ***	2.644 ***
		(0.023)	(0.023)	(0.017)	(0.019)	(0.036)	(0.036)	(0.042)	(0.042)
	生まれ月	-0.012 ***	-0.012 ***	-0.003	-0.004	-0.006 *	-0.007 *	0.003	0.003
		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
	観測数	2523	2523	2519	2519	2523	2523	2518	2518
	R2	0.146	0.198	0.184	0.221	0.039	0.062	0.150	0.163
5年生	定数項	2.089 ***	2.021 ***	2.026 ***	1.962 ***	2.542 ***	2.246 ***	2.331 ***	2.272 ***
		(0.020)	(0.022)	(0.022)	(0.023)	(0.042)	(0.038)	(0.043)	(0.043)
	生まれ月	-0.010 ***	-0.010 ***	0.002	0.002	-0.009 ***	-0.011 ***	0.005 *	0.005
		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
	観測数	2497	2497	2493	2493	2482	2498	2493	2493
	R2	0.147	0.188	0.173	0.220	0.077	0.101	0.181	0.207
6年生	定数項	2.003 ***	1.899 ***	2.006 ***	1.925 ***	2.343 ***	2.254 ***	2.346 ***	2.283 ***
		(0.019)	(0.022)	(0.017)	(0.020)	(0.043)	(0.042)	(0.043)	(0.043)
	生まれ月	-0.005 *	-0.005 *	-0.001	-0.001	-0.007 *	-0.008 **	0.003	0.003
		(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
	観測数	2396	2396	2392	2392	2396	2396	2390	2390
	R2	0.120	0.181	0.191	0.242	0.072	0.104	0.196	0.222
交差項	定数項	2.078 ***	1.999 ***	2.013 ***	1.947 ***	2.266 ***	2.208 ***	2.481 ***	2.429 ***
		(0.018)	(0.018)	(0.015)	(0.015)	(0.027)	(0.027)	(0.029)	(0.029)
	生まれ月	-0.013 ***	-0.013 ***	-0.002	-0.002	-0.007 **	-0.008 **	0.004	0.004
		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
	学年(連続変数)	-0.010	-0.012	0.004	0.003	0.036 *	0.035 *	-0.005	-0.005
		(0.013)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.014)
	生まれ月×学年	0.003 *	0.004 *	0.001	0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	
	観測数	7416	7416	7404	7404	7417	7417	7401	7401
	R2	0.112	0.162	0.178	0.223	0.041	0.062	0.158	0.179

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05.

モデル1、2はそれぞれ以下の変数を加えたスペシフィケーションである。

- ・モデル1:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果
- ・モデル2:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数

表 10 : 相対年齢効果の非主要科目の成績への影響 (RDD モデル)

		係数 (頑健な標準誤差)							
		図工総合		音楽総合		図工表現		音楽表現	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
全体	定数項	1.933 ***	1.854 ***	2.018 ***	1.950 ***	2.101 ***	2.042 ***	2.548 ***	2.480 ***
		(0.042)	(0.043)	(0.033)	(0.034)	(0.063)	(0.062)	(0.070)	(0.070)
	処置ダミー	0.088 *	0.079	0.007	0.007	0.087	0.086	-0.053	-0.052
		(0.044)	(0.042)	(0.041)	(0.040)	(0.053)	(0.052)	(0.051)	(0.050)
	観測数	1276	1276	1274	1274	1277	1277	1274	1274
	R2	0.136	0.189	0.232	0.264	0.070	0.092	0.188	0.209
4年生	定数項	1.896 ***	1.844 ***	1.963 ***	1.894 ***	2.067 ***	2.056 ***	2.810 ***	2.761 ***
		(0.068)	(0.070)	(0.056)	(0.056)	(0.104)	(0.107)	(0.115)	(0.117)
	処置ダミー	0.083	0.085	0.062	0.068	0.038	0.043	-0.029	-0.027
		(0.069)	(0.067)	(0.067)	(0.065)	(0.090)	(0.091)	(0.086)	(0.086)
	観測数	437	437	436	436	437	437	436	436
	R2	0.154	0.189	0.288	0.319	0.060	0.065	0.184	0.206
5年生	定数項	2.017 ***	1.940 ***	2.093 ***	2.029 ***	2.574 ***	2.023 ***	2.378 ***	2.297 ***
		(0.054)	(0.060)	(0.056)	(0.059)	(0.113)	(0.091)	(0.124)	(0.124)
	処置ダミー	0.023	0.002	-0.078	-0.086	-0.007	0.078	-0.149	-0.165
		(0.074)	(0.072)	(0.074)	(0.073)	(0.098)	(0.091)	(0.090)	(0.088)
	観測数	433	433	433	433	404	434	433	433
	R2	0.216	0.270	0.254	0.278	0.088	0.139	0.235	0.269
6年生	定数項	1.978 ***	1.845 ***	2.009 ***	1.918 ***	2.237 ***	2.084 ***	2.359 ***	2.264 ***
		(0.082)	(0.081)	(0.057)	(0.059)	(0.120)	(0.114)	(0.107)	(0.111)
	処置ダミー	0.115	0.113	0.000	0.009	0.101	0.118	0.006	0.026
		(0.083)	(0.079)	(0.073)	(0.073)	(0.094)	(0.093)	(0.088)	(0.089)
	観測数	406	406	405	405	406	406	405	405
	R2	0.155	0.230	0.197	0.239	0.116	0.177	0.219	0.246

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05.

モデル1、2はそれぞれ以下の変数を加えたスペシフィケーションである。

- ・モデル1:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果
- ・モデル2:調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数

表 1 1 : 学級規模を統制した分析

	係数 (頑健な標準誤差)					
	50M走	ボール投げ	国語	算数	社会	理科
定数項	11.297 *** (0.025)	12.405 *** (0.136)	51.765 *** (0.229)	54.083 *** (0.238)	55.292 *** (0.294)	53.369 *** (0.282)
生まれ月	0.039 *** (0.001)	-0.215 *** (0.008)	-0.274 *** (0.012)	-0.279 *** (0.013)	-0.262 *** (0.016)	-0.253 *** (0.015)
学級規模	-0.001 (0.001)	-0.019 * (0.008)	0.010 (0.011)	-0.016 (0.012)	0.004 (0.015)	-0.037 ** (0.014)
学級規模2	0.000 (0.000)	-0.005 *** (0.001)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.006 * (0.003)	-0.005 * (0.002)
観測数	43824	43867	43930	43964	28950	28955
R2	0.504	0.552	0.085	0.060	0.059	0.060

	自尊心	感情制御	表現力	他者感情	図工総合	音楽総合	図工表現	音楽表現
	定数項	3.489 *** (0.036)	2.782 *** (0.035)	2.874 *** (0.039)	2.888 *** (0.032)	1.976 *** (0.015)	1.945 *** (0.014)	2.185 *** (0.024)
生まれ月	-0.012 *** (0.002)	-0.006 ** (0.002)	-0.005 * (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.010 *** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.009 *** (0.002)	0.003 * (0.001)
学級規模	-0.008 *** (0.002)	-0.004 * (0.002)	-0.005 * (0.002)	-0.004 * (0.002)	0.003 * (0.001)	-0.001 (0.001)	0.012 *** (0.002)	0.000 (0.001)
学級規模2	0.001 (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 * (0.000)	0.000 (0.000)
観測数	9999	10636	10701	10630	7416	7404	7417	7401
R2	0.028	0.021	0.024	0.054	0.162	0.223	0.070	0.179

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05.

調査年固定効果、学年固定効果、学校固定効果、性別、社会経済変数、クラスサイズ、クラスサイズ2を加えたスペシフィケーション

参考文献

- Balestra, S., B. Eugster and H. Liebert (2020) , “Summer - born Struggle: The Effect of School Starting Age on Health, Education, and Work”, *Health Economics*, 29 (5) , pp.591-607.
- Bedard, K. and E. Dhuey (2006), “The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-run Age Effects” , *The Quarterly Journal of Economics*, 121 (4) ,pp.1437–1472
- Black, S. E., P. J. Devereux and K. G. Salvanes (2011) , “Too Young to Leave the Nest? The Effects of School Starting Age” , *The Review of Economics and Statistics*, 93 (2) , pp.455-467.
- Brazo-Sayavera, J., M. A. Martínez-Valencia, L. Müller, G. Andronikos and R. J. Martindale (2017) , “Identifying Talented Track and Field Athletes: The Impact of Relative Age Effect on Selection to the Spanish National Athletics Federation Training Camps” , *Journal of Sports Sciences*, 35 (22) , pp.2172-2178.
- Carter, J. L., M. Richards, M. Hotopf and S. L. Hatch (2019) , “The Roles of Non-cognitive and Cognitive Skills in the Life Course Development of Adult Health Inequalities” , *Social Science and Medicine*, 232, pp.190-198.
- Crawford, C., L. Dearden and E. Greaves (2011) , “Does When You Are Born Matter? The Impact of Month of Birth on Children's Cognitive and Non-cognitive Skills in England”
- Crawford, C., L. Dearden and E. Greaves (2014) , “The Drivers of Month-of-birth Differences in Children's Cognitive and Non-cognitive Skills” , *Journal of the Royal Statistical Society. Series A, (Statistics in Society)* , 177 (4) , pp.829–860.
- Dhuey, E., D. Figlio, K. Karbownik and J. Roth (2019) , “School Starting Age and Cognitive Development” , *Journal of Policy Analysis and Management*, 38 (3) , pp.538-578.
- Dhuey, E. and S. Lipscomb (2008) , “What Makes a Leader? Relative Age and High School Leadership” , *Economics of Education Review*, 27 (2) , pp.173-183.
- Dobkin, C. and F. Ferreira (2010) , “Do School Entry Laws Affect Educational Attainment and Labor Market Outcomes?” , *Economics of Education Review*, 29 (1) , pp.40-54.
- Du, Q., H. Gao and M. D. Levi (2012), “The Relative-age Effect and Career Success: Evidence from Corporate CEOs” , *Economic Letter*, 117(3), pp.660-662
- Fredriksson, P. and B. Ockert (2005) , “Is Early Learning Really More Productive? The Effect of School Starting Age on School and Labor Market Performance”
- Fredriksson, P. and B. Öckert (2014) , “Life-cycle Effects of Age at School Start” , *The Economic Journal*, 124 (579) , pp.977-1004.
- 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*, 24, pp.411-482
- Helsen, W. F., J. Van Winckel and A. M. Williams (2005) , “The Relative Age Effect in Youth Soccer across Europe”, *Journal of Sports Sciences*, 23 (6) , pp.629-636.
- Hollings, S. C., P. A. Hume and W. G. Hopkins (2014) , “Relative-age Effect on Competition Outcomes at the World Youth and World Junior Athletics Championships” *European Journal of Sport Science*, 14 (1) , pp.456-461.
- Kawaguchi, D. (2011) , “Actual Age at School Entry, Educational Outcomes, and Earnings”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 25 (2) , pp.64-80.
- Martin, R. P., P. Foels, G. Clanton and K. Moon (2004) , “Season of Birth Is Related to Child Retention Rates, Achievement, and Rate of Diagnosis of Specific LD”, *Journal of Learning Disabilities*, 37 (4) , pp.307-317.
- Matsubayashi, T. and M. Ueda (2015) , “Relative Age in School and Suicide among Young Individuals in Japan: A Regression Discontinuity Approach”, *PloS one*, 10 (8) , e0135349.
- Muehlenweg, A. and P. A. Puhani, (2010), “Persistence of the School Entry Age Effect in a System of Flexible Tracking”, *Journal of Human Resources*, 45 (2), pp.407-438.
- Muller, D. and L. Page (2016), “Born Leaders: Political Selection and the Relative Age Effect in the US Congress: D Muller and L. page”, *Journal Series A (Statistics in Society)*, 179(3), pp809-829
- Nakata, H and K. Sakamoto (2014), "Relative Age Effects in Japanese Baseball: An Historical Analysis", *Perceptual and Motor Skills*, 117(1), pp.1318-31
- Page, L., Dipanwita S. and Juliana S.-G. (2017), “The Older the Bolder: Does Relative Age among Peers Influence Children, Äôs Preference for Competition?”, *Journal of Economic Psychology* , 63, pp.43–81
- Peña, P. A. (2017), “Creating Winners and Losers: Date of Birth, Relative Age in School, and Outcomes in Childhood and Adulthood”, *Economics of Education Review*, 56, pp.152–176.
- Peña, P. A. and A. L. Duckworth (2018) , “The Effects of Relative and Absolute Age in the Measurement of Grit from 9th to 12th Grade”, *Economics of Education Review*, 66, pp.183-190.
- Ponzo, M. and V. Scoppa (2014) , “The Long-lasting Effects of School Entry Age: Evidence from Italian Students”, *Journal of Policy Modeling*, 36 (3) , pp.578-599.
- Sherar, L. B., A. D. Baxter-Jones, R. A. Faulkner and K. W. Russell (2007) , “Do Physical Maturity and Birth Date Predict Talent in Male Youth Ice Hockey Players?”, *Journal of Sports Sciences*, 25 (8) , pp.879-886.
- Smith, J. (2010), “How Valuable is the Gift of Time? The Factors That Drive the Birth Date Effect in Education”, *Education Finance and Policy*, 5 (3), pp.247-277.
- Thompson, A. H., R. H. Barnsley and R. J. Dyck (1999) , “A New Factor in Youth Suicide: The Relative Age Affect”, *The Canadian Journal of Psychiatry*, 44 (1) , pp. 82-85.
- Thompson, A. H., R. H. Barnsley and G. Stebelsky (1991) , ““Born to Play Ball” The

Relative Age Effect and Major League Baseball”, *Sociology of Sport Journal*, 8 (2) , pp.146-151.

Thoren, K., E. Heinig and M. Brunner (2016), “Relative Age Effects in Mathematics and Reading: Investigating the Generalizability across Students, Time and Classes”, *Frontiers in Psychology*, 7, pp.679.

Tukiainen, J., T. Takalo and T. Hulkkonen (2017), “Gender Specific Relative Age Effects in Politics and Football”, *Working Papers*, 94, *VATT Institute for Economic Research*.

Verachtert, P., B. De Fraine, P. Onghena and P. Ghesquière (2010) , “Season of Birth and School Success in the Early Years of Primary Education”, *Oxford Review of Education*, 36 (3) , pp.285-306.

Yamaguchi, S., H. Ito and M. Nakamuro (2020) , “Month-of-birth Effects on Skills and Skill Formation”

注

- 1 他にも、相対年齢効果の長期効果に関して、自殺率が高い (Thompson et al., 1999, Matsubayashi and Ueda, 2015) という研究結果があり。また、労働市場に出た後の影響も分析されており、相対的年齢が若い人の方が労働収入が少なくなるというもの (Kawaguchi, 2011, Fredriksson and Öckert, 2014) や、逆に労働市場では効果がないとするものもある (Dobkin and Ferreira, 2010, Balestra et al., 2020) 。

●非認知能力編

第8章 学級規模と非認知能力の関連—マルチレベルモデルによる分析

1節 はじめに

本章では、学級規模と児童生徒の非認知能力（社会情緒的コンピテンス）関連の変数について、マルチレベルモデルによる分析を行い、両者の関連について検討する。分析には、X県A市の児童生徒調査の3か年の縦断データを用いる。

近年、経済学の分野における実証研究（e.g. Heckman, 2006）などを皮切りに、急速に注目を集めるようになった非認知能力（non-cognitive skills）は、社会情緒的能力（又は社会情緒的コンピテンス：social and emotional competence）とも呼ばれる。社会情緒的能力（コンピテンス）の具体的な中身としては、従来、教育心理学や発達心理学の分野において中心的に検討されてきた、社会性や感情の問題、自己に関する信念、他者との関係性、学習動機づけといった様々な心理的な特性や行動傾向を、広く含むものであることが指摘されている（e.g. Gutman & Schoon, 2013；国立教育政策研究所, 2017；OECD, 2015）（詳しくは本報告書第1部第2章1節を参照されたい）。

学級規模が、そうした児童生徒の社会性や感情の問題、他者との関係性、メンタルヘルスなどの社会情緒的な側面に対してどのような影響を及ぼすのかについて、伊藤ら（2017）は、標準化テストの開発が進んでいる学力への影響に関する検討とは異なり、情緒や行動面への影響を検討した先行研究では、研究によって扱う内容や測定の方法が共通していないために比較可能な形での実証的知見が不足していることや、信頼性・妥当性の確認された尺度が用いられていない研究が多く、心理測定学的な課題を抱えていることなどを指摘している。本章では、学級規模の影響に関するこうした先行研究の指摘や、本報告書第1部基礎分析編において述べた方法論上の課題をふまえ、データの階層性を考慮したマルチレベルモデル（multi-level model）による分析を行い、学級規模と児童生徒の非認知能力（社会情緒的コンピテンス）関連の指標の関連について検討する。

具体的には、マルチレベルモデルの1種である、交差分類モデル（又はクロス分類モデル：cross-classified model；e.g. Murayama, Sakaki, Yan, & Smith, 2014）による分析を行う。交差分類モデルは、本章で分析対象とするデータのように、同一の個人に複数回にわたる調査・測定を行い（個人にネストされたデータ）、かつ、調査時点ごとに、個人が異なる学級に所属する（学級にネストされたデータ）といった、完全な階層関係が保たれない二つの属性（本研究においては「個人」と「学級」）を、並列的に取り扱うことが可能なモデルである（本章で分析対象とするデータの階層構造については、図1を参照されたい）。

交差分類モデルに基づくマルチレベルモデルによる分析は、近年の国内の教育心理学分野における先行研究においても採用されている（e.g. 伊藤他, 2017；小野田・鈴木, 2017）。本章では、こうした先行研究を参考としながら、X県A市の児童生徒調査の3か年のパネルデータを用いて、交差分類モデルに基づくマルチレベルモデルによる分析を行い、学級規模と非認知能力関連の変数の関連について検討を行う。

2節 方法

1. 分析対象

本プロジェクト研究の一環として協力自治体内の公立小・中学校に所属する児童生徒を対象として実施した質問紙調査データのうち、調査開始年度（2017（平成29）年度）に小学校4年生のX県A市の児童の3年分の調査データを分析に用いた。

X県A市については、2017（平成29）年度、2018（平成30）年度、2019（令和元）年度にかけて年1回、10月から12月に、市内の公立小中学校で計3回の児童生徒調査が実施された。本章では、このうち、同じ学校種（小学校）の中で3時点分の調査データが得られている、2017（平成29）年度に小学校4年生の児童を分析対象とした（注1）。

本章では、3回の調査のうち少なくとも1回の調査に参加し、データが紐（ひも）付けられた計1,317名の児童生徒のデータを分析に用いた。分析対象となった児童数は2017年度1,317名（男子700名、女子594名、性別不明23名；41学級）、2018年度1,269名（男子680名、女子584名、性別不明5名；40学級）、2019年度1,243名（男子670名、女子568名、性別不明5名；40学級）、分析対象となった学級数は計121学級であった。

2. 分析モデル

（1）従属変数

非認知能力関連の変数として、パーソナリティ特性（外向性、神経症傾向、開放性、勤勉性、協調性）を除く、担任教師への感情的態度（すごい、偉い、好き、怖い、感謝）、担任教師のアタッチメント機能（安全な避難場所、安全基地）、感情知性（自己感情の制御、他者感情の認知、自己感情の表現）、向社会性、友人との関係、自尊心、無気力感、学習動機づけ（自律的学習動機：内的調整、同一化的調整、取り入れの調整、外的調整）を分析対象とした。

（2）データの構造と分析モデル

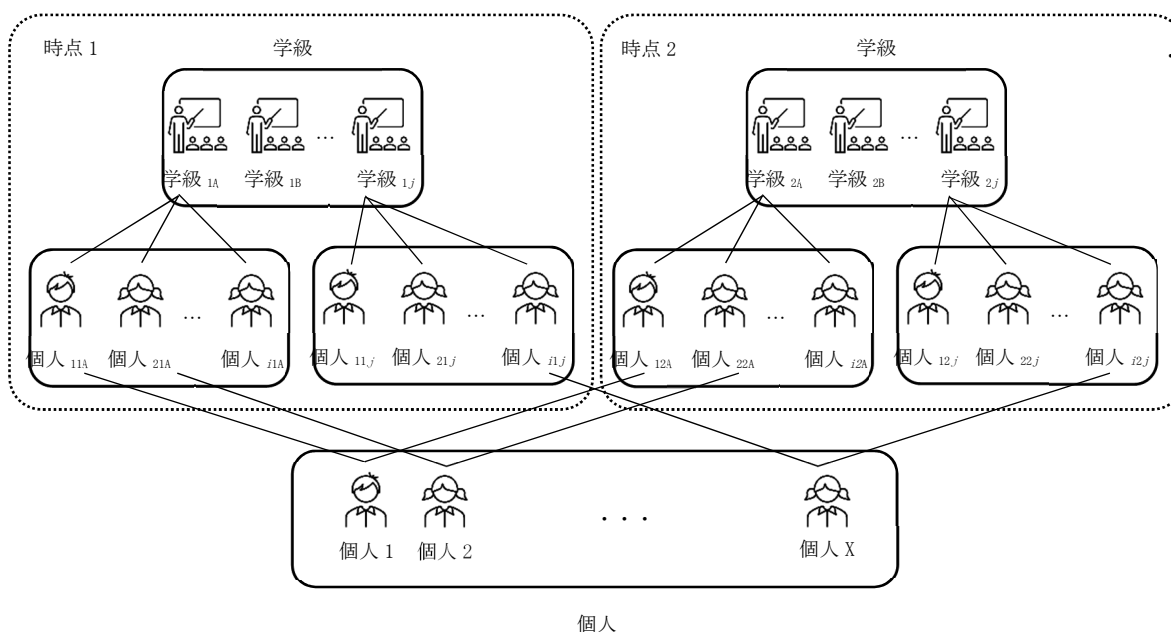
図1に示すように、本章で分析対象とする児童生徒調査のデータは、複数の時点で同一の児童生徒に対して実施した調査結果に基づくという点で「個人」にネストされた（組み込まれた）データである。また、学級単位で実施された調査に基づくデータである点で、「学級」にネストされたデータでもある。さらに、図上に表現していないが、各学級は「学校」という、より上位の単位にネストされている。

こうした階層性をもつデータは、マルチレベルデータとも呼ばれる。階層性を持つデータを分析する際、通常の重回帰分析（OLS推定）など、階層性を何ら考慮しない分析手法を用いると、相関の希薄化が生じるなど適切な推定ができないことが指摘されている。この問題を回避するために、変数同士の関連を検討する際、変数のレベルごとに分けて検討を行う必要がある。階層的な構造をもつデータを分析の対象とする教育・発達分野の研究では、マルチレベルモデルによる分析を行うことが推奨されている（e.g. Raudenbush & Bryk, 2002）。マルチレベルモデルによる分析は、異なるレベルの変数同士の関連を同時に検討

することを可能とする分析手法である。例えば、学校及び学級を単位として収集されたデータの場合、個人レベル（レベル1）、学級レベル（レベル2）、学校レベル（レベル3）の三つのレベルを同時に仮定したマルチレベルモデルによる分析を行うといったことが考えられる。

しかし、本研究で分析対象とするデータは、複数回にわたり、同一の個人を対象として測定を行ったものであるため、個人レベルの階層の下に、時点レベルを設定する必要がある。加えて、年度をまたいで調査を実施しているため、進級や学級編成に伴って、時点（調査年度）により児童生徒が異なる学級に所属している可能性がある。このため、通常マルチレベルモデルによる分析のように、個人レベルの階層の上に、学級レベルを設定することができない。そこで本章では、完全な階層関係が保たれない二つの属性（本研究においては「個人」と「学級」）を並列的に取り扱うことが可能なモデルとして、交差分類モデルに基づくマルチレベルモデルによる分析（e.g. 伊藤他, 2017；小野田・鈴木, 2017）を採用する。

図1 本研究におけるデータの階層構造



図注) 児童生徒 X が、調査時点 k において、 j 番目の学級 kj に所属する i 番目の児童生徒を個人 ikj として表現している。

また、本報告書第1部基礎分析編において課題として述べたとおり、学級規模は、学校規模など、他の学校レベルの要因の影響を受けて変動しうるものである。したがって、学級規模が児童生徒に及ぼす効果についてより精確な推定を行うためには、学校レベルの要因を考慮した形で分析を行う必要がある。本章では、伊藤他（2017）の分析手法を参考とし、交差分類モデルに基づくマルチレベルモデルの手法を用いた上で、各変数について学校内中心化を行うことで、学校間変動の影響を除外した形での推定を行う。

(3) 分析モデルの概要

本章における分析モデルについて、個人を i 、学級を j 、時点（学年）を k としたとき、時点（学年） k において、 j 番目の学級の i 番目の児童生徒の非認知能力関連の尺度得点 Y に対する学級規模の効果について、以下のように回帰式を設定した。

$$Y_{ijk} = \gamma_{00} + \mu_{0i} + \mu_{0j} + \gamma_{01} \times (\text{学級規模})_{jk} + \gamma_{02} \times (\text{性別ダミー})_{1i} + \gamma_{03} \times (\text{学年ダミー：小5})_{2i} + \gamma_{04} \times (\text{学年ダミー：小6})_{3i} + \varepsilon_{ijk} \dots (1)$$

ただし、

$$\mu_{0i} \sim N(0, \tau_{i00}) \dots (2)$$

$$\mu_{0j} \sim N(0, \tau_{j00}) \dots (3)$$

$$\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2) \dots (4)$$

ここで、

γ_{00} ：切片（全体平均）

μ_{0i} ：個人間変動（個人 i の切片のランダム効果）

μ_{0j} ：学級間変動（学級 j の切片のランダム効果）

γ_{01} ：傾き（時点（学年） k における学級 j の学級規模の効果）

γ_{02} ：傾き（個人 i の性別（ダミー変数）の効果）

γ_{03} ・ γ_{04} ：傾き（個人 i の学年（ダミー変数）の効果）

ε_{ijk} ：残差

をそれぞれ表す。

また、 τ_{i00} は μ_{0i} （得点 Y の個人間差）の分散、 τ_{j00} は μ_{0j} （得点 Y の学級間差）の分散、 σ^2 は残差の分散をそれぞれ表す。これらの分散（ τ_{i00} 及び τ_{j00} ）が大きいほど、得点 Y の値が、個人又は学級によって異なることを示している。

なお、本章の分析では、伊藤他（2017）の分析手法にならい、学校間変動を除外するため、学級規模と各従属変数については、あらかじめ学校内で中心化（個々のデータから、各年度の学校内の平均値を減算）した。

また、性別ダミー変数は男子を 0、女子を 1 として変数を作成し、分析に用いた。学年ダミー変数は、小 4 を基準として、その他の学年のダミー変数を作成し、分析に用いた。

3節 結果

本章の分析には、ソフトウェア R version 4.2.2 を用いた。級内相関（ICC）の算出には、ICC パッケージの関数 `ICCest()` を、マルチレベルモデルによる分析には、`lmerTest` パッケージの関数 `lmer()` を、それぞれ利用した。

1. 記述統計量と級内相関 (ICC)

分析に当たり、本章で分析対象とした各変数について、記述統計量及び級内相関 (ICC) を確認した。記述統計量を表 1 に、級内相関 (ICC) を表 2 に示す。

級内相関 (ICC) は、階層構造をもつデータにおいて、得点の分散に占める学級 (又は個人) の得点の分散の割合を示す。ICC の値が大きいことは、学級 (又は個人) によって、得点の類似度が高いことを表している。

τ_{i00} : 時点間の分散 (得点の時点間変動)

τ_{j00} : 集団間の分散 (得点の学級間変動)

σ^2 : 残差の分散 (得点の個人間変動)

としたとき、個人の級内相関 (ICC) 及び学級の級内相関 (ICC) は、次の式で求められる。

$$\text{ICC (個人)} = \tau_{i00} \div (\tau_{i00} + \tau_{j00} + \sigma^2)$$

$$\text{ICC (学級)} = \tau_{j00} \div (\tau_{i00} + \tau_{j00} + \sigma^2)$$

個人の ICC について、表 2 より、個人の ICC の値はいずれも大きく、時点によらず、個人の得点の類似度が高い、つまりある時点で高い得点を示す児童は、他の時点においても高い得点を示しやすいことを表している。また、相対的に見ると、担任教師への感情的態度や、担任教師との関係性の ICC は、他の指標と比べるとやや低い傾向にあるが、いずれも、高い効果量を示した。なお、一般的な基準として、ICC の効果量は、.05 (小) , .10 (中) , .15 (大) とされている (Hox, 2010) 。

学級の ICC について、表 2 より、第 1 部基礎分析編においても確認したとおり、学級の ICC は小～中程度の効果量を示した。つまり、同じ学級に所属する児童同士は、ある程度得点の類似性を示し、ある児童が高い得点を示す場合、同じ学級内の他の児童も高い得点を示しやすい傾向にある。また、相対的に見ると、担任教師への感情的態度や、担任教師のタッチメント機能の ICC が他の指標と比べるとやや高い傾向にある。

表1 記述統計量

	2017年度 (時点1)				2018年度 (時点2)			
	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	レンジ	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	レンジ
【個人】								
担任教師への感情的態度								
(すごい)	1288	3.17	0.88	1-4	1262	3.09	0.90	1-4
(偉い)	1279	3.03	0.92	1-4	1260	2.93	0.97	1-4
(好き)	1267	2.98	1.02	1-4	1256	2.86	1.05	1-4
(怖い)	1285	1.99	0.99	1-4	1261	2.15	1.03	1-4
(感謝)	1286	3.24	0.87	1-4	1260	3.16	0.93	1-4
担任教師のアタッチメント機能								
(安全な避難場所)	1223	2.27	0.90	1-4	1248	2.18	0.91	1-4
(安全基地)	1241	2.70	0.95	1-4	1251	2.46	0.96	1-4
感情知性								
(自己感情の制御)	1254	2.73	0.73	1-4	1247	2.80	0.72	1-4
(他者感情の認知)	1254	2.99	0.68	1-4	1244	3.07	0.68	1-4
(自己感情の表現)	1256	2.73	0.84	1-4	1251	2.81	0.82	1-4
向社会性	1225	2.95	0.64	1-4	1231	3.01	0.62	1-4
友人との関係	1185	3.29	0.66	1-4	1173	3.33	0.64	1-4
自尊心	1116	3.34	0.71	1-5	1188	3.34	0.72	1-5
無気力感	1267	3.23	1.46	1-6	1255	3.33	1.49	1-6
自律的学習動機								
(内的調整)	1231	2.50	0.97	1-4	1245	2.29	0.95	1-4
(同一化的調整)	1231	3.36	0.76	1-4	1240	3.30	0.81	1-4
(取り入的調整)	1239	2.10	0.86	1-4	1243	1.99	0.82	1-4
(外的調整)	1246	2.23	0.77	1-4	1251	2.21	0.76	1-4
【学級】								
学級規模	41	32.12	3.98	24-39	40	33.23	4.42	25-40

表1 (続き)

	2019年度 (時点3)			
	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	レンジ
【個人】				
担任教師への感情的態度				
(すごい)	1235	3.09	0.90	1-4
(偉い)	1228	2.91	0.93	1-4
(好き)	1229	2.93	1.00	1-4
(怖い)	1236	2.09	0.97	1-4
(感謝)	1237	3.17	0.89	1-4
担任教師のアタッチメント機能				
(安全な避難場所)	1229	2.22	0.93	1-4
(安全基地)	1231	2.40	0.95	1-4
感情知性				
(自己感情の制御)	1226	2.87	0.68	1-4
(他者感情の認知)	1227	3.15	0.62	1-4
(自己感情の表現)	1235	2.94	0.79	1-4
向社会性	1212	3.06	0.57	1-4
友人との関係	1163	3.41	0.60	1-4
自尊心	1193	3.38	0.73	1-5
無気力感	1236	3.29	1.45	1-6
自律的学習動機				
(内的調整)	1234	2.23	0.94	1-4
(同一化的調整)	1216	3.27	0.80	1-4
(取り入的調整)	1229	1.93	0.82	1-4
(外的調整)	1230	2.16	0.80	1-4
【学級】				
学級規模	40	33.15	4.57	25-41

表2 級内相関 (ICC)

	(個人)				(学級)			
	ICC	95%信頼区間		N _(人数)	ICC	95%信頼区間		N _(学級数)
		下限	上限			下限	上限	
担任教師への感情的態度								
(すごい)	0.23	0.19	0.26	1309	0.18	0.14	0.23	121
(偉い)	0.33	0.29	0.36	1309	0.15	0.11	0.18	121
(好き)	0.29	0.26	0.33	1309	0.19	0.15	0.24	121
(怖い)	0.17	0.13	0.21	1309	0.14	0.10	0.18	121
(感謝)	0.23	0.20	0.27	1309	0.13	0.10	0.17	121
担任教師のアタッチメント機能								
(安全な避難場所)	0.41	0.37	0.44	1308	0.06	0.04	0.08	121
(安全基地)	0.40	0.36	0.43	1309	0.13	0.09	0.16	121
感情知性								
(自己感情の制御)	0.48	0.44	0.51	1309	0.03	0.02	0.05	121
(他者感情の認知)	0.52	0.49	0.55	1307	0.05	0.03	0.07	121
(自己感情の表現)	0.56	0.53	0.59	1309	0.03	0.01	0.04	121
向社会性	0.52	0.49	0.55	1307	0.04	0.02	0.05	121
友人との関係	0.50	0.47	0.54	1298	0.03	0.01	0.04	121
自尊心	0.59	0.56	0.62	1301	0.03	0.02	0.05	121
無気力感	0.50	0.46	0.53	1308	0.03	0.01	0.04	121
自律的学習動機								
(内的調整)	0.50	0.47	0.53	1308	0.05	0.03	0.06	121
(同一化的調整)	0.47	0.44	0.50	1309	0.03	0.01	0.04	121
(取り入的調整)	0.43	0.39	0.46	1308	0.01	0.00	0.03	121
(外的調整)	0.42	0.39	0.46	1308	0.01	0.00	0.02	121

2. 交差分類モデルに基づく分析

先述の分析モデルの概要に沿って、交差分類モデルに基づくマルチレベルモデルによる分析を行った。結果を表3～表10に示す。なお、表3～表10の表中の推定値は非標準化係数を表す。以下、表に示す結果に基づき、学級規模からの固定効果、並びに各変数の変量効果について述べる。

(1) 固定効果

まず、担任教師への感情的態度について、学級規模と「怖い」の得点の間に有意な正の関連 ($p < .05$) が見られた。また、学級規模と「すごい」、「偉い」、「好き」の得点の間にそれぞれ有意な負の関連 (いずれも $p < .05$)、「感謝」の得点の間に有意傾向の負の関連 ($p < .10$) が見られた (表3)。

担任教師のアタッチメント機能についても、学級規模と「安全な避難場所」 ($p < .01$)、「安全基地」 ($p < .05$) の得点の間にそれぞれ有意な負の関連が見られた (表4)。

次に、感情知性については、学級規模と「自己感情の制御」 ($p < .05$)、「自己感情の表現」 ($p < .05$) の得点の間にそれぞれ有意な負の関連が見られた。「他者感情の認知」の得点については、有意な関連が確認されなかった (表5)。

向社会性については、学級規模との間に有意な負の関連 ($p < .01$) が見られた (表6)。

友人との関係については、本章の分析では有意な関連は確認されなかった (表7)。

自尊心については、学級規模との間に有意な負の関連 ($p < .01$) が見られた (表8)。

無気力感については、本章の分析では有意な関連は確認されなかった (表9)。

学習動機づけ (自律的学習動機) については、いずれの下位尺度得点においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった (表10)。

(2) 変量効果

続いて、各変数の変量効果 (個人及び学級による得点の分散) について、表3～表10下段に示す結果に基づき、確認した。その結果、本章で分析対象としたいずれの変数についても、学級間分散と比べると個人間分散の方が相対的に大きいことが確認された。このことは、いずれの変数についても、学級ごとの児童生徒の得点変動 (学級間変動: 学級によって、その学級に所属する児童生徒らの回答傾向が変動する程度) よりも、個人ごとの得点変動 (個人間変動: 児童生徒によって、回答傾向が変動する程度) の方が相対的に大きいことを示す。

また、担任教師への感情的態度 (表3) 及び担任教師のアタッチメント機能のうち特に安全基地 (表4) については、他の変数と比べ相対的に学級間分散の値が大きいことが確認された。つまり、これらの変数は、学級によって、その学級に所属する児童生徒らの回答傾向が変動する程度が大きい (学級毎に、似た回答を示しやすい) と解釈できる。

表3 交差分類モデルにおけるパラメータ推定値：担任教師への感情的態度

	すごい		偉い		好き	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
固定効果						
γ_{00} ：切片	0.04	0.06	0.02	0.05	0.00	0.06
γ_{01} ：学級規模	-0.02 *	0.01	-0.02 *	0.01	-0.02 *	0.01
γ_{02} ：性別	0.05	0.03	0.09 *	0.04	0.22 **	0.04
γ_{03} ：学年（小5）	-0.07	0.08	-0.07	0.07	-0.11	0.08
γ_{04} ：学年（小6）	-0.11	0.08	-0.10	0.07	-0.11	0.08
変量効果						
$\tau_{\lambda 00}$ ：個人	0.16		0.27		0.25	
$\tau_{\lambda 00}$ ：学級	0.10		0.09		0.12	

表3（続き）

	怖い		感謝	
	推定値	SE	推定値	SE
固定効果				
γ_{00} ：切片	0.05	0.06	0.06	0.05
γ_{01} ：学級規模	0.02 *	0.01	-0.01 †	0.01
γ_{02} ：性別	-0.06	0.04	0.07 *	0.03
γ_{03} ：学年（小5）	0.07	0.08	-0.10	0.07
γ_{04} ：学年（小6）	0.03	0.08	-0.09	0.07
変量効果				
$\tau_{\lambda 00}$ ：個人	0.17		0.17	
$\tau_{\lambda 00}$ ：学級	0.11		0.07	

表注) 表内の推定値は非標準化係数，SEは標準誤差を示す。性別は男子を0，女子を1としたダミー変数，学年は小4を基準とし，その他の学年のダミー変数を作成して投入した。** $p < .01$ ，* $p < .05$ ，† $p < .10$ 。

表4 交差分類モデルにおけるパラメータ推定値：担任教師のアタッチメント機能

	安全な避難場所		安全基地	
	推定値	SE	推定値	SE
固定効果				
γ_{00} ：切片	0.05	0.04	0.18 **	0.05
γ_{01} ：学級規模	-0.01 **	0.01	-0.01 *	0.01
γ_{02} ：性別	0.09 *	0.04	0.06	0.04
γ_{03} ：学年（小5）	-0.11 **	0.04	-0.25 **	0.05
γ_{04} ：学年（小6）	-0.13 **	0.04	-0.36 **	0.05
変量効果				
τ_{i00} ：個人	0.31		0.33	
τ_{j00} ：学級	0.01		0.04	

表5 マルチレベルモデルによる分析：感情知性

	自己感情の制御		他者感情の認知		自己感情の表現	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
固定効果						
γ_{00} ：切片	-0.01	0.03	-0.16 **	0.02	-0.05	0.03
γ_{01} ：学級規模	-0.01 *	0.00	0.00	0.00	-0.01 *	0.00
γ_{02} ：性別	-0.12 **	0.03	0.22 **	0.03	-0.11 **	0.04
γ_{03} ：学年（小5）	0.05 *	0.02	0.06 *	0.02	0.07 **	0.02
γ_{04} ：学年（小6）	0.12 **	0.02	0.12 **	0.02	0.17 **	0.02
変量効果						
τ_{i00} ：個人	0.23		0.21		0.37	
τ_{j00} ：学級	0.00		0.00		0.00	

表注) 表内の推定値は非標準化係数，SEは標準誤差を示す。性別は男子を0，女子を1としたダミー変数，学年は小4を基準とし，その他の学年のダミー変数を作成して投入した。** $p < .01$ ，* $p < .05$ ，† $p < .10$ 。

表 6 交差分類モデルにおけるパラメータ推定値：向社会性

	向社会性		
	推定値		SE
固定効果			
γ_{00} ：切片	-0.12	**	0.02
γ_{01} ：学級規模	-0.01	**	0.00
γ_{02} ：性別	0.17	**	0.03
γ_{03} ：学年（小 5）	0.04	†	0.02
γ_{04} ：学年（小 6）	0.07	**	0.02
変量効果			
τ_{i00} ：個人	0.18		
τ_{j00} ：学級	0.00		

表 7 交差分類モデルにおけるパラメータ推定値：友人との関係

	友人との関係		
	推定値		SE
固定効果			
γ_{00} ：切片	-0.05	*	0.02
γ_{01} ：学級規模	0.00		0.00
γ_{02} ：性別	0.02		0.03
γ_{03} ：学年（小 5）	0.00		0.02
γ_{04} ：学年（小 6）	0.05	**	0.02
変量効果			
τ_{i00} ：個人	0.20		
τ_{j00} ：学級	0.00		

表注) 表内の推定値は非標準化係数, SE は標準誤差を示す。性別は男子を 0, 女子を 1 としたダミー変数, 学年は小 4 を基準とし, その他の学年のダミー変数を作成して投入した。** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 8 交差分類モデルにおけるパラメータ推定値：自尊心

	自尊心	
	推定値	SE
固定効果		
γ_{00} ：切片	0.03	0.03
γ_{01} ：学級規模	-0.01 **	0.00
γ_{02} ：性別	-0.08 *	0.03
γ_{03} ：学年（小 5）	-0.01	0.02
γ_{04} ：学年（小 6）	0.01	0.02
変量効果		
τ_{i00} ：個人	0.29	
τ_{j00} ：学級	0.00	

表 9 交差分類モデルにおけるパラメータ推定値：無気力感

	無気力感	
	推定値	SE
固定効果		
γ_{00} ：切片	0.09	0.06
γ_{01} ：学級規模	0.01	0.01
γ_{02} ：性別	-0.14 *	0.07
γ_{03} ：学年（小 5）	0.05	0.06
γ_{04} ：学年（小 6）	-0.07	0.06
変量効果		
τ_{i00} ：個人	1.04	
τ_{j00} ：学級	0.04	

表注) 表内の推定値は非標準化係数，SE は標準誤差を示す。性別は男子を 0，女子を 1 としたダミー変数，学年は小 4 を基準とし，その他の学年のダミー変数を作成して投入した。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

表 1 0 交差分類モデルにおけるパラメータ推定値：自律的学習動機

	内的調整		同一化的調整	
	推定値	SE	推定値	SE
固定効果				
γ_{00} ：切片	0.12 **	0.04	0.00	0.03
γ_{01} ：学級規模	0.00	0.01	-0.01	0.00
γ_{02} ：性別	-0.01	0.04	0.05	0.04
γ_{03} ：学年（小 5）	-0.14 **	0.03	-0.04	0.03
γ_{04} ：学年（小 6）	-0.20 **	0.03	-0.06 *	0.03
変量効果				
τ_{i00} ：個人	0.44		0.28	
τ_{j00} ：学級	0.01		0.01	

表 1 0 （続き）

	取り入的調整		外的調整	
	推定値	SE	推定値	SE
固定効果				
γ_{00} ：切片	0.06 *	0.03	0.04	0.03
γ_{01} ：学級規模	0.00	0.00	0.00	0.00
γ_{02} ：性別	-0.02	0.04	-0.07 *	0.03
γ_{03} ：学年（小 5）	-0.10 **	0.03	-0.02	0.03
γ_{04} ：学年（小 6）	-0.15 **	0.03	-0.04 †	0.03
変量効果				
τ_{i00} ：個人	0.30		0.25	
τ_{j00} ：学級	0.00		0.00	

表注) 表内の推定値は非標準化係数，SE は標準誤差を示す。性別は男子を 0，女子を 1 としたダミー変数，学年は小 4 を基準とし，その他の学年のダミー変数を作成して投入した。 ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。

4 節 考察

1. 学級規模と各変数の関連

本章では、X 県 A 市の小学生のうち、調査開始時に小学校 4 年生の児童の計 3 回（3 年間）の縦断調査データについて、データの階層構造を考慮した交差分類モデルに基づくマルチレベルモデルによる分析を行い、学級規模と非認知能力関連の変数との関連を検討した。また、分析時に変数の学校内中心化を行うことで、学校間変動の効果を除外する形で推定を行った。分析の結果、学級規模の固定効果について、第 1 部第 2 章 3 節における、X 県 A 市の小学校の OLS 推定の結果とおおむね同様の傾向が示された。

また、各変数の変量効果について、各得点の学級間分散は個人間分散と比べるといずれも相対的に小さいことから、個人による回答の変動の大きさと比べると、学級による回答の変動の大きさは小さいものであることが確認された。ただし、担任教師への感情的態度の各変数及び担任教師との関係性（アタッチメント機能）については、他の変数と比べると、得点の学級間分散が大きく、学級によって児童生徒の得点の変動が認められることと、その背後には、児童生徒の回答を変動させる学級単位の要因が存在することも確認された。

以下、各変数について、分析結果から示される学級規模との関連について述べる。

（1）担任教師への感情的態度

学級規模から担任教師への感情的態度に対する固定効果について、OLS 推定の結果と同様に、相対的に小さい学級規模の学級に所属する児童ほど、担任教師に対する「すごい」「偉い」といった尊敬関連感情（e.g. 武藤, 2016）に相当する感情や、「感謝」の感情（e.g. 藤原他, 2014）、「好き」の得点が有意に高いことが確認された。つまり、学級規模が小さいほど、児童が担任教師へのポジティブな感情を抱きやすいことが示された。また、学級規模が大きいほど、児童から担任教師に対する「怖い」感情の得点が有意に高いことが確認された。

また、担任への感情的態度の変量効果について、いずれの下位尺度得点も、他の変数と比べて学級間変動が大きく、学級ごとに、その学級に所属する児童生徒の回答傾向が変動する程度が大きいことも確認された。この担任への感情的態度に関する質問項目は、学級内の児童生徒に対し、一人の担任教師に対する感情について回答を求めているため、学級単位での得点の類似度が高くなりやすく、学級ごとの得点変動の大きさにつながったと考えられる（児童生徒らが一人の担任教師について評定する尺度について、同様の傾向が伊藤他(2017)においても確認されている）。

このように得点の学級間変動が大きいことは、背後に、回答を左右する学級単位の要因が存在しうることを意味する。具体的な要因として、一つには、もちろん、担任教師自身の児童生徒との関わり方や働きかけの影響が考えられる。実際に、本章の分析において、学級規模から担任教師への感情的態度への有意な固定効果があることも確認された。担任教師への感情的態度は、学級規模を含む学級単位の要因の影響を受け変動する可能性が高い変数であると解釈することができるだろう。

(2) 担任教師との関係性（アタッチメント機能）

学級規模から担任教師との関係性（アタッチメント機能）に対する固定効果について、OLS 推定の結果と同様に、学級規模が小さいほど、「安全な避難場所」、「安全基地」の得点が有意に高いことが確認され、学級規模が小さいほどこれらの指標で示されるような担任教師との関係性が良好な状態にあることが示された。

また、変量効果について、担任への感情的態度と同様に、他の変数と比べて得点の学級間変動が大きいこと（特に安全基地の得点の学級間変動が大きいこと）が示された。このことは、学級ごとにその学級に所属する児童生徒の回答傾向が変動する程度が大きいことを表し、背後に、回答を左右する学級単位の要因が存在しうることを意味する。

第2章で示したとおり、安全基地の指標は「(担任の)先生が見守ってくれると頑張れる」といった項目群からなり、担任教師を心理的な安全性を感じられる基地として、学級での学習や活動に安心感を持って取り組んでいる感覚の強さを示す。また、安全な避難場所の指標は、「困ったときには(担任の)先生を頼れる」といった項目群からなり、学級内で困り事があったりつらい思いをしたりとき、いざとなれば担任教師を頼ることができる、という感覚の強さを示す。担任教師への感情的態度の指標と同様に、児童生徒らが一人の担任教師に対する感覚を回答しているため、学級内での得点の類似度が高くなったものと解釈できる。

本章の分析における学級の固定効果の検討からは、学級規模が小さいほど、これらの感覚を得やすいことが示されたわけであるが、変量効果の分析結果から、特に安全な避難場所については、得点の個人間変動が大きく、児童生徒ごとの感覚の程度の違いもそれなりにある（児童生徒によって先生を頼ろうとする感覚の個人差がある）ことが示された。安全基地は、相対的に得点の学級間変動が大きく、学級の担任教師の様子や、本節で取り上げた学級規模など学級単位の要因の影響を比較的受けやすい変数であることが確認されているが、個人間変動（個人ごとの感覚の強さの違い）も確認されている。本章の分析から、得点の個人間変動を考慮してもなお、学級規模から安全な避難場所、安全基地の両変数との間に有意な関連が示されたことは注目に値するだろう。

(3) 感情知性

学級規模から感情知性に対する固定効果について、OLS 推定の結果と同様に、学級規模が小さいほど、「自己感情の制御」、「自己感情の表現」の得点が有意に高いことが確認された。「他者感情の認知」の得点については、OLS 推定においては、一部の年度で学級規模との間に有意な負の関連が見られるという結果であったが、本章の分析では有意な関連は確認されなかった。

また、変量効果の検討から、感情知性の得点については、いずれも得点の個人間変動が学級間変動よりも相対的に大きいことが確認されており、学級規模を含む学級単位の要因から受ける影響よりも、個人差による影響の方が相対的に大きい変数であると解釈される。そうした個人間変動の存在を考慮してもなお、「自己感情の制御」、「自己感情の表現」に対する学級規模の有意な効果が示されたことは注目に値するだろう。

(4) 向社会性

学級規模から向社会性に対する固定効果について、OLS 推定の結果と同様に、学級規模が小さいほど、向社会性の得点が有意に高いことが確認され、学級規模が小さいほど児童の向社会性が高い傾向にあった。

また、変量効果の検討から、他の変数と同様に、向社会性についても、得点の個人間変動が学級間変動よりも相対的に大きいことが確認された。そうした個人間変動の存在を考慮してもなお、学級規模の有意な効果が示されたことは注目に値するだろう。

さらに、学級規模の小ささが、学級に所属する児童生徒の向社会性の高さに対して効果をもつという本章の結果は、日本の児童生徒を対象とした先行研究（伊藤他，2017）とも一致するものであり、比較的頑健な傾向である可能性がある。

(5) 友人との関係

学級規模から友人との関係に対する固定効果について、本章の分析では有意な関連は確認されなかった。また、変量効果の検討から、他の変数と同様に、友人との関係についても得点の個人間変動が学級間変動よりも相対的に大きいことが確認された。

第2章においても記述したとおり、本章で調査した友人との関係の指標は、「(クラスの)友だちと一緒にいると楽しい」など、学級内のクラスメイトとの関係性について尋ねる項目群からなる。このため、先述の担任教師への感情的態度や関係性に関する指標と同様に、学級ごとの得点の類似度が高くなることが想定され、また、学級規模を含む学級単位の要因によって影響を受けることが予想された。

こうした予想に反し、本章の分析では、友人との関係の得点の学級間変動は相対的に小さく、個人間変動が大きいことが示された。つまり、同じ学級に所属していても、クラス内の友人との関係性の認識は、必ずしも同じ学級内の児童生徒間で似通ったものとはならず、認識の個人差が相対的に大きいことが確認されたと言える。本章におけるマルチレベルモデルによる分析は、こうした得点の個人間変動（児童生徒による認識の個人差）を考慮した上で、学級規模の効果を検討したものであるが、学級規模の固定効果は有意ではなかった。また、OLS 推定では学級規模と友人との関係の間に部分的に有意な関連が見られたが、一部自治体及び一部調査年度での結果で、かつ関連の程度は弱いものであった。こうしたことから、両者の関連は弱い又は限定的なものである可能性がある。

また、担任教師に対する感情や関係性の得点については学級ごとの得点の類似度が高い（得点の学級間変動が大きい）という結果が示されたのに対して、友人関係については、同じ学級に所属している児童生徒同士の得点の類似度がそう高くない（得点の学級間変動が小さい）ことが示されたことについて、今後同テーマについて取り扱う際に留意が必要であると考えられる。クラスの友人との関係性の得点の個人間変動が大きいことは、この認識が必ずしも学級単位で一意に決まる性質のものではないことを意味する。背景として、例えば、学級全体の雰囲気と個々の児童生徒との相性や組合せによって異なった認識が生まれている可能性などが考えられる。このため、児童生徒の個々の認識の学級単位の集計値が必ずしも全体の様子を反映したものとならない可能性がある。この点を考慮するために、例えば、児童生徒のみをインフォーマントとするのではなく、教師や第三者から見た学級全体の様子など、複数のインフォーマントから得た情報と組み合わせて結果を検討することで、より

精緻な検証がかなう可能性がある。なお、教師から見た学級全体の児童生徒の様子を従属変数とした分析については、本報告書第2部第10章において取り扱う。

(6) 自尊心

学級規模から自尊心に対する固定効果について、OLS 推定の結果と同様に、学級規模が小さいほど、自尊心の得点が有意に高いことが示された。

また、変数効果の検討から、自尊心の得点については、感情知性の得点などと同様に、いずれも得点の個人間変動が学級間変動よりも相対的に大きいことが確認されており、学級規模を含む学級単位の要因から受ける影響よりも、個人差による影響の方が相対的に大きい変数であると解釈される。そうした個人間変動の存在を考慮してもなお、学級規模の有意な効果が示されたことは注目に値するだろう。

(7) 無気力感

学級規模から無気力感に対する固定効果について、本章の分析では有意な関連は確認されなかった。

OLS 推定においては、一部の年度で学級規模と無気力感の間に有意な正の関連が示されたが、有意な関連が見られたのは一部かつ弱い関連であった。本章の分析のように学校間変動を除外した場合には、有意な関連が見られないことから、両者の関連は弱い又は限定的なものである可能性がある。

(8) 学習動機づけ（自律的学習動機）

学級規模から学習動機づけ（自律的学習動機）に対する固定効果について、OLS 推定の結果と同様に、いずれの下位尺度得点においても、学級規模との間に有意な関連が見られなかった。

学習動機づけに関しては、第1部第2章3節の考察においても記述したとおり、先行研究において小学級規模の方が児童の授業へのエンゲージメントが高いとの知見（e.g. Finn, et al., 2003）があるように、学級規模が相対的に小さい場合、児童生徒が、教師との密な関係性や相互作用を通して、学習自体を楽しんだり、学習の価値を見いだしたりしながら学習すること、つまり、自律的な学習動機づけが高い状態につながる可能性があると予想されたが、本章の小学校の分析では、そうした関連は示されなかった。教師の信念や指導方法（授業中の声かけの仕方など）を介した効果や、発達段階の影響などを考慮した検討など、他の要因を考慮したより精緻な知見の蓄積が期待される。

2. 本章のまとめと課題

以上のように、本章では、学級規模と児童の非認知能力関連の変数との関連について、交差分類モデルに基づくマルチレベルモデルによる分析に基づき、小学校4年生から小学校6年生にかけての3時点の縦断データを用いて検討した。

その結果、交差分類モデルに基づく分析によってデータの階層性を考慮し、また、学校間変動を除外し学校の要因の交絡を考慮してもなお、学級規模が小さい学級に所属する児童

ほど、担任教師との関係性が良好であること、児童の感情知性のうち、自己感情の制御・表出に関する自己評価が高いこと、向社会性が高いこと、自尊心が高いことが確認された。こうした傾向は、理論的想定及び先行研究の結果とも一致するものである。一方、児童の感情知性のうち、他者感情の認知、友人関係、無気力感、学習動機づけについては、理論的想定及び先行研究の結果から学級規模からの影響を受けて変動することが予想されるものの、本章の分析では有意な関連が確認されなかった。

本章の課題として、調査の設計上、中学校については小学校と同様のモデルを当てはめた分析を行うことができなかったことが挙げられる。また、他の自治体・コーホートにおいても同様の傾向が示されるかどうかについての検討は十分ではない。加えて、教員の配置方法や、各学級を担当する教師から児童生徒への影響など、学級規模とともに児童生徒の状況に影響しうる他の要因について、本章の分析モデルでは考慮できていない。他の要因を考慮した場合に、より精緻な知見が得られる可能性がある。今後のさらなる研究の蓄積に期待したい。

利根川明子（国立教育政策研究所）

島田大祐（東京大学）

久保田（河本）愛子（宇都宮大学）

飯村周平（創価大学）

武藤世良（お茶の水女子大学）

川本哲也（国士舘大学）

大久保圭介（東京大学）

岡田謙介（東京大学）

遠藤利彦（東京大学）

参考文献

Gutman, L.M., & Schoon, I. (2013). The impact of non-cognitive skills on outcomes for young people. London: Institute of Education, University of London.

Heckman, J. J. (2006). Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children. *Science*, 312, 1900-1902.

伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宜・辻井正次 (2017). 学級規模と学業成績および情緒的・行動的問題の因果関係：自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証 *教育心理学研究*, 65(4), 451-465.

<https://doi.org/10.5926/jjep.65.451>

国立教育政策研究所 (2017). 平成 27 年度プロジェクト研究報告書：非認知的（社会情緒的）能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書.

Murayama, K., Sakaki, M., Yan, V. X., & Smith, G. M. (2014). Type-1 error inflation in the traditional by-participant analysis to metamemory accuracy: A generalized

mixed-effects model perspective. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 40, 1287-1306. doi:10.1037/a0036914

OECD (2015). *Skills for social progress: The power of social and emotional skills*.

小野田亮介・鈴木雅之 (2017). アーギュメント構造が説得力評価に与える影響：論題と評価方法に着目して *教育心理学研究*, 65(4), 433-450.

Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

注

- 1 他に児童生徒調査の対象となった X 県 A 市の中学校は、調査設計上、中学校 1・2 年生のみを対象としたため、2 時点分のデータしか得られておらず、Y 県 5 市については、新型コロナウイルス感染症の影響により予定されていた第三次調査の実施が中止となったことから、小学校・中学校ともに 2 時点分のデータのみしか得られていない。このため、本章では、同じ学校種（小学校）の中で 3 時点分の縦断データが得られている 2017（平成 29）年度に小学校 4 年生の児童のみを分析対象として結果を報告した。

第9章 学級規模が非認知能力の発達に及ぼす影響—潜在成長曲線モデルによる分析

1節 問題と目的

学級規模と非認知能力の関連を問う上で、時間的あるいは発達的な視点を含めなければ、ある時点の学級規模が児童生徒の数年後の非認知能力にどのような影響を及ぼすのかを真に議論することはできない。教育政策の提言に向けて学級規模と非認知能力の関係を議論するには、横断的な調査データでは、参照するエビデンスとしては弱いと言わざるを得ないだろう。

本邦における縦断的なデータ（小学4年生～中学3年生）を用いた数少ない先行研究では、学級規模が大きいほど、児童生徒の向社会的行動、友人サポート、大人サポートに対して負の効果、また抑うつに対して正の効果があったことが報告されている（伊藤他, 2017）。一方で、やはり知見が限られているが、7年生～12年生のデータを用いた海外の縦断研究では、学級規模の大きさは直接的に生徒が自己評定した「学校とのつながり感」と関連しないことも報告されている（McNeely et al., 2002）。学級規模が、どの変数の非認知能力の発達に影響を及ぼすのか、一貫した知見は得られていない。

残念ながら、その背景には、学級規模と非認知能力の発達的な変化の関連を調べた知見が、これまで国内外においてほとんど得られていないことが挙げられる。そこで本章では、この限界点、すなわち学級規模と非認知能力の発達との関連を探索的に調べ、新たな知見を追加することを目的とした。

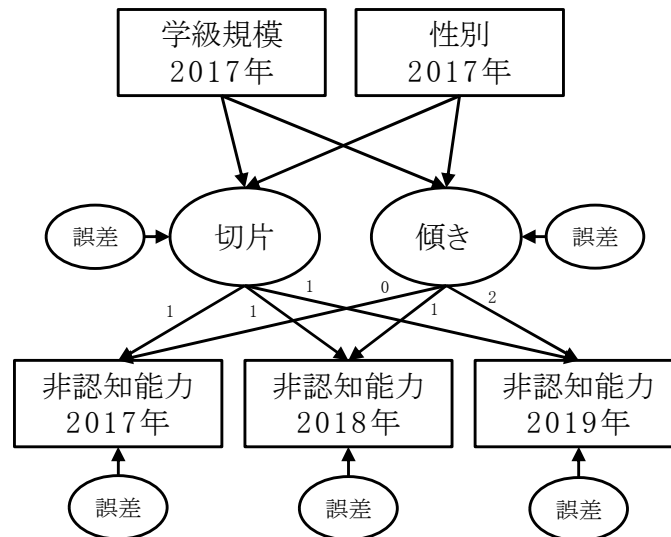
2節 方法

分析には、X県A市の2017（平成29）年～2019（令和元）年に収集された児童生徒調査データのうち、2017（平成29）年に小学4年生であった児童1,406名の3か年縦断データ（男子759名、女子613名、不明34名）を用いた。分析対象となった変数は、パーソナリティ特性（外向性、神経症傾向、開放性、勤勉性、協調性）を除く、担任教師への感情的態度（すごい、偉い、好き、怖い、感謝）、担任教師のアタッチメント機能（安全な避難場所、安全基地）、自尊心、感情知性（自己感情の制御、他者感情の認知、自己感情の表現）、無気力感、向社会的性、友人との関係、学習動機づけ（内的調整、同一化的調整、取り入れ的調整、外的調整）であった。

以下の図1は、学級規模と非認知能力の発達との関連を分析するために用いた潜在成長曲線モデルである。このモデルを用いて、非認知能力の変数ごとに分析を行った。切片は、2017年時点の当該の非認知能力の得点を表す。傾きは、1年経るごとに当該の非認知能力が平均的に何点変化することが期待できるかを表している。この分析における主眼は、この切片と傾きが学級規模とどのように関連するかである。性別は統計的な統制変数として分析に使用した。このモデルがデータと当てはまっているかどうかを評価するために指標として、Comparative Fit Index（以下、CFI）、Root Mean Square Error of Approximation（以下、RMSEA）、Standardized Root Mean Square Residuals（以下、SRMR）を用いた。

CFIは.90以上、RMSEAとSRMRは.08以下であれば、モデルとデータが適合していると判断した。

図1 本研究で用いた潜在成長曲線モデル



3節 結果

潜在成長曲線モデルを用いて、学級規模と非認知能力の発達の関連を分析した結果、統計的に性別の影響を統制した上でも、教師への感情（偉い）、自尊感情、自己感情の制御、他者感情の認知、自己感情の表現、向社会的性、友人との関係、内的調整、同一化的調整の発達に学級規模が関連することが示された。いずれのモデルもデータとの適合度は良好であった（CFI>.90, RMSEA<.08, SRMR<.08）。先に結果の全体像を論じると、学級規模と関連がみられた上記の各非認知能力は、学級規模が大きいほど、望ましくない方向に発達的に変化することが示唆された。結果の詳細は以下のとおりである。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの教師に対する「偉い」感情の増加量が小さかった（表1）。具体的には、平均的には3年間にわたる「偉い」感情の変化はみられなかったが、学級規模が1人増えると、1年当たりの教師に対する「偉い」感情の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの自尊感情の増加量が小さかった（表1）。具体的には、平均的には1年ごとに自尊感情は0.49点増加することが示されたが、学級規模が1人増えると、1年当たりの自尊感情の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの自己感情の制御の増加量が小さかった（表2）。具体的には、平均的には1年ごとに自己感情の制御は0.35点増加することが示されたが、学級規模が1人増えると、1年当たりの自己感情の制御の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの他者感情の認知の増加量が小さかった（表2）。具体的には、平均的には1年ごとに他者感情の認知は0.33点増加することが示されたが、学級規模が1人増えると、1年当たりの他者感情の認知の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの自己感情の表現の増加量が小さかった（表3）。具体的には、平均的には1年ごとに自己感情の表現は0.53点増加することが示されたが、学級規模が1人増えると、1年当たりの自己感情の表現の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの向社会性の増加量が小さかった（表3）。具体的には、平均的には1年ごとに向社会性は0.41点増加することが示されたが、学級規模が1人増えると、1年当たりの向社会性の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの友人との関係の増加量が小さかった（表4）。具体的には、平均的には1年ごとに友人との関係は0.41点増加することが示されたが、学級規模が1人増えると、1年当たりの友人との関係の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの内的調整の増加量が小さかった（表4）。具体的には、平均的には1年ごとに内的調整は0.29点増加することが示されたが、学級規模が1人増えると、1年当たりの内的調整の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

学級規模が大きいほど、1年間当たりの同一化的調整の増加量が小さかった（表5）。具体的には、平均的には1年ごとに同一化的調整は0.32点増加することが示されたが、学級規模が1人増えると、1年当たりの同一化的調整の増分が0.01点ほど平均的に小さくなることが期待された。

表1 教師への感情（偉い）と自尊感情の推定値

パラメータ	教師への感情（偉い）		自尊感情	
	推定値	p 値	推定値	p 値
切片（固定効果）	3.31	<.001	3.16	<.001
傾き（固定効果）	0.24	.100	0.49	<.001
切片の分散（変量効果）	0.34	<.001	0.30	<.001
傾きの分散（変量効果）	0.07	.004	0.08	<.001
切片と傾きの共分散	-0.05	.068	-0.06	<.001
学級規模→切片（ <i>b</i> ）	-0.02	.023	0.01	.232
学級規模→傾き（ <i>b</i> ）	-0.01	.033	-0.01	.001
性別→切片（ <i>b</i> ）	0.12	.001	-0.03	.467
性別→傾き（ <i>b</i> ）	-0.01	.883	-0.05	.039

表2 自己感情の制御と他者感情の認知の推定値

パラメータ	自己感情の制御		他者感情の認知	
	推定値	<i>p</i> 値	推定値	<i>p</i> 値
切片 (固定効果)	2.54	<.001	2.35	<.001
傾き (固定効果)	0.35	<.001	0.33	<.001
切片の分散 (変量効果)	0.34	<.001	0.28	<.001
傾きの分散 (変量効果)	0.06	<.001	0.05	<.001
切片と傾きの共分散	-0.07	<.001	-0.05	<.001
学級規模→切片 (<i>b</i>)	0.01	.078	0.01	.127
学級規模→傾き (<i>b</i>)	-0.01	.004	-0.01	.008
性別→切片 (<i>b</i>)	-0.09	.033	0.26	<.001
性別→傾き (<i>b</i>)	-0.01	.678	-0.02	.341

表3 自己感情の表現と向社会性の推定値

パラメータ	自己感情の表現		向社会性	
	推定値	<i>p</i> 値	推定値	<i>p</i> 値
切片 (固定効果)	2.27	<.001	2.54	<.001
傾き (固定効果)	0.53	<.001	0.41	<.001
切片の分散 (変量効果)	0.51	<.001	0.24	<.001
傾きの分散 (変量効果)	0.08	<.001	0.05	<.001
切片と傾きの共分散	-0.09	<.001	-0.04	<.001
学級規模→切片 (<i>b</i>)	0.02	.007	0.00	.482
学級規模→傾き (<i>b</i>)	-0.01	<.001	-0.01	<.001
性別→切片 (<i>b</i>)	-0.07	.122	0.20	<.001
性別→傾き (<i>b</i>)	-0.02	.512	-0.02	.306

表4 友人との関係と内的調整の推定値

パラメータ	友人との関係		内的調整	
	推定値	p 値	推定値	p 値
切片 (固定効果)	2.96	<.001	2.17	<.001
傾き (固定効果)	0.41	<.001	0.29	.028
切片の分散 (変量効果)	0.28	<.001	0.62	<.001
傾きの分散 (変量効果)	0.05	<.001	0.10	<.001
切片と傾きの共分散	-0.05	<.001	-0.11	<.001
学級規模→切片 (<i>b</i>)	0.01	.303	0.01	.290
学級規模→傾き (<i>b</i>)	-0.01	.003	-0.01	.004
性別→切片 (<i>b</i>)	0.10	.011	0.03	.536
性別→傾き (<i>b</i>)	-0.06	.009	-0.04	.227

表5 同一化的調整の推定値

パラメータ	同一化的調整	
	推定値	p 値
切片 (固定効果)	2.97	<.001
傾き (固定効果)	0.32	.006
切片の分散 (変量効果)	0.40	<.001
傾きの分散 (変量効果)	0.10	<.001
切片と傾きの共分散	-0.09	<.001
学級規模→切片 (<i>b</i>)	0.01	.424
学級規模→傾き (<i>b</i>)	-0.01	.022
性別→切片 (<i>b</i>)	0.15	.001
性別→傾き (<i>b</i>)	-0.07	.006

4節 考察

本調査は、非認知能力の指標を広範囲に測定し、その発達的变化と学級規模との関連についての実証的証拠を報告した、国内外でも初めての取組を行った。分析の結果、比較的多くの非認知能力の各変数において、その発達的变化と学級規模が関連することが明らかになった。具体的には、学級規模が大きくなるほど、一般的に望ましいとされる方向の非認知能力の発達的变化を小さくさせるというものであった。これまで縦断的なデータを用いた研究では、学級規模の大きさと幾つかの非認知能力との間に負の関連が報告されてきたが(伊藤ほか, 2017)、本章の分析結果においても、そのような負の関連が認められた。

ただし、今回示された学級規模の大きさによる否定的な影響を、過大評価あるいは過小評

価することには慎重になる必要があるだろう。なぜなら、学級規模と関連がみられた非認知能力の変数は、いずれも学級規模が 1 人多い場合に、1 年間当りにその増分が平均的に 0.01 点小さくなるというものであり、その効果は決して大きくないと思われるからである。

また、結果の解釈についてもう一点注意したい点は、本研究で論じた結果が飽くまで「平均的な」関連であるということである。学級規模との関連がみられた非認知能力のうち、教師への感情（えらい）以外は、平均的に望ましい方向に発達していた。しかし、統計的にみるとその変化には個人差が確認されており、言い換えれば、大きく良い方向に変化する児童もいれば、その逆の児童もいるということである。これと同様に、学級規模の影響についても個人差を想定するのが自然かもしれない。つまり、ある児童は学級規模が増えることによって、大きく学級規模の影響を受ける一方で、別の児童はむしろプラスの影響を受けたり、影響自体を余り受けなかったりする、といった想定である。

なぜ、学級規模が大きいことは非認知能力の発達に対して平均的に望ましくない影響を与えたのだろうか？本調査のデータだけではその直接的な背景を特定することはできないが、この問いに取り組むためにも、発達的な変化を視座に含めた学級規模研究の蓄積が今後期待される。知見の蓄積がほぼない現状において、本章の取組はその第一歩となるだろう。

飯村周平（創価大学）

久保田愛子（宇都宮大学）

武藤世良（お茶の水女子大学）

川本哲也（国士舘大学）

利根川明子（国立教育政策研究所）

大久保圭介（東京大学）

島田大祐（東京大学）

岡田謙介（東京大学）

遠藤利彦（東京大学）

参考文献

伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宜・辻井正次（2017）. クラスサイズと学業成績および情緒的・行動的問題の因果関係—自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証— 教育心理学研究, 65(4), 451-465.

McNeely, C. A., Nonnemaker, J. M., & Blum, R. W. (2002). Promoting school connectedness: Evidence from the national longitudinal study of adolescent health. *Journal of School Health*, 72(4), 138-146.

第10章 学級規模と教師の関わり、学級風土、教師のウェルビーイングの関連

1節 問題と目的

学級規模が児童生徒の非認知能力（社会情緒的コンピテンス）に関連する変数にどのような影響を及ぼすのか、という問題に取り組む上で教師側の要因についての検討は欠かせないだろう。なぜなら、児童生徒の能力や心理的状态は、児童生徒が所属する学級を担当する教師の信念や心理的状态、関わり方の違いによる影響を受けると考えられるためである（詳しくは、第2章2節を参照されたい）。このため、学級規模による児童生徒への効果だけでなく、学級規模の大小がその学級を受け持つ教師に対しどのような影響を及ぼすか、という点について示唆を得ることは重要な課題の一つである。

具体的には、学級規模の違いが、教師の児童生徒に対する関わり方にどのような影響を及ぼすのかという点が挙げられる。例えば、教師が授業中に児童生徒一人一人の様子をよく見ているかどうか、また、児童生徒の気持ちに寄り添った働きかけをしているかどうかといった、教師から児童生徒へのサポートの程度（e.g., Patrick, Kaplan, & Ryan, 2011）は、児童生徒が心理的な安心感を持ちながら教室で過ごし、学習を進めていく上で重要な要因となると考えられる。しかし、学級規模が相対的に大きい場合、一人一人の様子を十分に気にかけることが難しくなる可能性がある。

また、学級規模が相対的に大きい場合、教師は児童生徒と1対1の関係性を構築することよりも、学級全体の児童生徒同士の関係性を良好なものとすることに力を入れるなど、教師側が学級規模に応じて意図的に関係性づくりの在り方の力点を変えている可能性がある。さらに、学習場面における児童生徒主体の学びの重要性がしばしば指摘され、そうした教師の姿勢が自律的な学習者を育む働きかけとしても効果的であることが示されている（e.g., Reeve, Jang, Carrell, Jeon, & Barch, 2004）。しかし、学級規模が相対的に大きい場合、児童生徒を主体とした授業の進め方ではなく、相対的に教師主導的な授業の進め方をとらざるを得ない場面が多くなる可能性があるなど、教師の児童生徒に対する関わり方だけでなく学習場面での教師の指導方針に対しても、学級規模が影響力を持つ可能性がある。

加えて、教師から見た学級全体の風土がどのような状態であるか、という点も重要である。学級風土とは、学級の心理社会的・個別的性質を意味し、児童生徒の学業や発達などの多様な側面に影響を与えることが指摘されている（e.g., 伊藤・宇佐美, 2017）。また、いじめや不登校など学校における様々な問題を予防する方法の一つとしても、学校や学級において、肯定的な風土が形成されることの重要性が指摘されている。例えば相対的に学級規模が小さいことによって教師の目が届きやすくなることが想定され、それゆえ良好な学級風土が形成されやすいなど、学級規模の相対的な小ささが良好な学級風土の形成において良い影響を及ぼしている可能性がある。

さらには、教師自身の心理的状态、特にウェルビーイングなどメンタルヘルスの良好さに対して、担当する学級規模によって影響を受けるかどうかという点も重要である。教師自身のウェルビーイングの向上やメンタルヘルスの問題は、極めて重要な政策課題の一つであり、労働時間や業務量など、物理・環境面での労働量の過小の問題についての議論と同様に、教師の働きやすさを検討する上で不可欠な論点である。

このように、学級規模が教師に及ぼす影響について検討することは重要な課題の一つであると考えられる。それにもかかわらず、本邦において学級規模と教師側の要因との関連、特に、教師の信念や、教師から見た担当学級の風土、教師の児童生徒への関わり方、教師自身の心理的状态といった、直接的に児童生徒に影響を及ぼしうる教師側の要因について検討した先行研究はほとんどない。一方で、国外の調査研究の中には、少人数学級は教師のモチベーションを向上させる(Laitsch et al., 2021) など、担当教師の心理状態に対して肯定的影響を持つことを示す研究もある。ただし、先行研究の中で検討されている教師の変数は限定的なものであるため、より広範な変数と学級規模の関連を検討することが望まれる。

また、学級規模の縮小に掛かる費用に対してメリットが小さいと主張する研究者もいる(Nandrup, 2016)。少なくとも日本国内においては、こうした議論に対して妥当な結論に至るだけの十分な実証的知見が得られているとは言い難い。政策に対する適切な評価を行うためには、多様な観点から、また複数のインフォーマントから情報を得た上で、実証的知見に基づいた議論が行われることが望ましい。さらに、本邦における学級規模研究においては、教師側の要因の関連を直接的に示した研究は少ないため、この点に関する実証的な知見を蓄積することには今後の議論を深める上で大きな意義があるものと考えられる。

これらの点を踏まえ、本章では、教師を対象とした縦断調査データを用いて、学級規模と教師の要因との関連を明らかにすることを目的とする。具体的には、学級規模と、教師の指導方針、児童生徒への関わり方、児童生徒へのサポート、教師から見た担当学級の風土、教師自身のウェルビーイングとの関連について検討する。

2 節 方法

1. 分析対象者

X 県 A 市及び Y 県 F 市において、本自治体の公立小学校で勤務していた教師を対象として実施した質問紙調査データを用いた。X 県 A 市については 2017 (平成 29) 年度と 2018 (平成 30) 年度、2019 (令和元) 年度において調査が実施された。Y 県 F 市については 2017 (平成 29) 年度と 2018 (平成 30) 年度において調査が実施された。X 県 A 市において少なくとも一つの調査時点で調査に参加した教師は 670 名で、Y 県 F 市においては 468 名であった。これらのうち、分析対象の変数に関して 1 時点以上の回答が得られた教師の回答データを分析した。

2. 分析対象の変数

分析対象とした変数は、従属変数として、教師評定による①児童生徒との関わり(注 1)、②教師の指導方針 (児童主体、教師主導)、③担当学級の児童生徒へのサポート (感情、学業)、担当学級の④学級風土 (学級活動への関与、学級内の不和、自己開示、学習への志向性、学級への満足感、規律正しさ)、⑤感情風土(注 2) (ポジティブ、ネガティブ)、⑥教師自身のウェルビーイングの各尺度得点であった。また、分析時の統制変数として、Big Five

パーソナリティ特性（外向性，協調性，勤勉性，神経症傾向，開放性），教師の勤続年数，担当学年を分析対象とした。

なお，各尺度についての詳細は第 1 部第 2 章 2 節を参照されたい。

3 節 結果

1. 記述統計量

X 県 A 市の各年度における教師の変数及び学級規模の記述統計量を表 1 に示した。Y 県 F 市の各年度における教師の変数及び学級規模の記述統計量を表 2 に示した。

表1. 各年度における各変数の記述統計量 (X 県 A 市)

	2017年度		2018年度		2019年度	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
児童生徒との関わり	4.52	1.03	4.59	0.98	4.52	0.86
指導方針						
(児童生徒主体)	4.97	0.64	5.05	0.64	5.13	0.59
(教師主導)	4.21	0.86	4.12	0.68	4.11	0.83
児童へのサポート						
(感情)	3.15	0.38	3.11	0.41	3.17	0.44
(学業)	3.00	0.48	3.05	0.49	3.09	0.48
学級風土						
(学級活動への関与)	3.61	0.66	3.65	0.67	3.74	0.64
(学級内の不和)	2.60	0.71	2.59	0.64	2.60	0.81
(自己開示)	3.78	0.59	3.63	0.68	3.78	0.69
(学習への志向性)	3.54	0.70	3.58	0.77	3.57	0.79
(学級への満足感)	3.92	0.55	3.91	0.58	3.95	0.59
(規律正しさ)	3.81	0.68	3.77	0.73	3.83	0.71
感情風土						
(ポジティブ)	4.38	0.53	4.32	0.61	4.33	0.56
(ネガティブ)	2.68	0.63	2.66	0.62	2.76	0.60
ウェルビーイング	3.67	1.10	3.60	1.18	3.73	1.20
パーソナリティ						
(外向性)	4.71	1.32	4.69	1.27	4.79	1.33
(協調性)	4.94	1.08	4.91	1.03	4.94	1.05
(勤勉性)	3.56	1.35	3.68	1.34	3.66	1.36
(神経症傾向)	3.89	1.34	3.82	1.29	3.84	1.32
(開放性)	4.16	1.27	4.10	1.18	4.25	1.18
勤続年数	7.13	7.81	8.11	7.58	9.40	8.10
担当学級の学級規模	32.00	4.40	32.80	4.20	32.82	4.47

表2. 各年度における各変数の記述統計量 (Y 県 F 市)

	2017 年度		2018 年度	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
児童生徒との関わり	4.55	0.83	4.56	0.77
指導方針				
(児童生徒主体)	5.09	0.51	5.08	0.55
(教師主導)	4.34	0.79	4.23	0.70
児童へのサポート				
(感情)	3.11	0.36	3.14	0.39
(学業)	3.02	0.44	3.10	0.41
学級風土				
(学級活動への関与)	3.63	0.64	3.57	0.66
(学級内の不和)	2.47	0.70	2.64	0.67
(自己開示)	3.80	0.55	3.66	0.54
(学習への志向性)	3.52	0.76	3.42	0.75
(学級への満足感)	4.00	0.51	3.93	0.54
(規律正しさ)	3.87	0.58	3.80	0.54
感情風土				
(ポジティブ)	4.31	0.53	4.24	0.54
(ネガティブ)	2.59	0.64	2.53	0.54
ウェルビーイング	3.79	1.10	3.82	1.03
パーソナリティ				
(外向性)	5.06	1.25	4.86	1.31
(協調性)	4.84	1.13	4.87	1.08
(勤勉性)	3.65	1.24	3.58	1.10
(神経症傾向)	3.80	1.19	3.81	1.31
(開放性)	4.09	1.21	4.08	1.24
勤続年数	10.23	8.24	11.80	8.90
担当学級の学級規模	33.62	3.51	33.67	3.61

2. 教師の変数と学級規模の相関係数

教師側の変数と学級の規模の関連を検討するため、教師の変数と担当学級の学級規模の相関係数を算出した。X 県 A 市における相関係数表を表 3 に、Y 県 F 市における相関係数表を表 4 に示す。X 県 A 市において、学級規模と、児童生徒への学業サポート($r = -.15, p < .05$)、学級風土のうち学習への志向性 ($r = -.17, p < .05$)及び規律正しさ($r = -.21, p < .01$)、教師自身のウェルビーイング($r = -.14, p < .05$) との間にそれぞれ有意な負の相関が見られた。つまり、学級規模が大きいほど、これらの得点が低いことが確認された。また、学級規模と学級風土のうち学級内の不和($r = .16, p < .05$)の間に有意な正の相関が見られた。つまり、学級規模が大きいほど、学級内の不和の得点が高いという関連があることが確認された。学級規模とその他の変数の相関係数は有意ではなかった ($ps > .05$)。

また、本分析においてはパーソナリティ変数を統制変数として取り扱うため、参考値ではあるものの、Y 県 F 市において、学級規模と教師のパーソナリティのうち協調性($r = -.20, p < .05$)との間に有意な負の相関が見られた。学級規模とその他の変数の相関係数は有意ではなかった ($ps > .05$)。

表 3. 教師の変数と担当学級の学級規模の相関 (X 県 A 市)

	相関係数(<i>r</i>)	<i>p</i> 値
児童生徒との関わり	.06	
指導方針	.04	
(児童生徒主体)		
(教師主導)	-.05	
児童へのサポート		
(感情)	-.11	
(学業)	-.15	<i>p</i> < .05
学級風土		
(学級活動への関与)	-.10	
(学級内の不和)	.16	<i>p</i> < .05
(自己開示)	-.12	
(学習への志向性)	-.17	<i>p</i> < .05
(学級への満足感)	-.09	
(規律正しさ)	-.21	<i>p</i> < .01
感情風土		
(ポジティブ)	-.04	
(ネガティブ)	-.06	
ウェルビーイング	-.14	<i>p</i> < .05
パーソナリティ		
(外向性)	.06	
(協調性)	-.07	
(勤勉性)	-.02	
(神経症傾向)	-.03	
(開放性)	.01	
勤続年数	.07	

表 4. 教師の変数と担当学級の学級規模の相関 (Y 県 F 市)

	相関係数(<i>r</i>)	<i>p</i> 値
児童生徒との関わり	-.11	
指導方針		
(児童生徒主体)	.09	
(教師主導)	-.13	
児童へのサポート		
(感情)	-.10	
(学業)	-.03	
学級風土		
(学級活動への関与)	-.02	
(学級内の不和)	.07	
(自己開示)	-.08	
(学習への志向性)	.06	
(学級への満足感)	-.02	
(規律正しさ)	.03	
感情風土		
(ポジティブ)	-.08	
(ネガティブ)	-.02	
ウェルビーイング	-.16	
パーソナリティ		
(外向性)	-.05	
(協調性)	-.20	<i>p</i> < .05
(勤勉性)	-.06	
(神経症傾向)	.05	
(開放性)	-.15	
勤続年数	.08	

3. 学級規模が教師の変数に及ぼす効果

学級の規模が教師側の変数に及ぼす効果を検討するため、重回帰分析を行った。ここでは各種の教師側の各変数を従属変数とし、学級規模を独立変数とした。また、勤続年数、担当学年、パーソナリティの五つの下位尺度得点を統制変数として同時にモデルに投入した。

(1) X県A市における重回帰分析の結果

X県A市における児童生徒との関わりを従属変数とした回帰分析の結果を表5に示した。児童生徒との関わりに関して、学級規模の主効果は有意でなかった。

表5. 児童生徒との関わりに関する重回帰分析の結果 (X県A市)

回帰係数	推定値
切片	3.38 ***
学級規模	0.01
勤続年数	0.43 *
担当学年 (小5)	0.20
担当学年 (小6)	0.00
パーソナリティ (外向性)	0.02
パーソナリティ (協調性)	0.01
パーソナリティ (勤勉性)	0.02
パーソナリティ (神経症傾向)	0.05
パーソナリティ (開放性)	0.05

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小4を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

X 県 A 市における教師の指導方針を従属変数とした重回帰分析の結果を表 6 に示した。教師の指導方針（児童生徒主体）及び教師の指導方針（教師主導）に関して、学級規模の主効果は有意でなかった。

表 6. 教師の指導方針に関する重回帰分析の結果（X 県 A 市）

回帰係数	推定値	
	児童生徒主体	教師主導
切片	3.99 ***	3.02 ***
学級規模	0.00	-0.01
勤続年数	0.00	-0.21
担当学年（小 5）	-0.07	-0.06
担当学年（小 6）	0.01 *	0.01
パーソナリティ（外向性）	0.10 **	0.02
パーソナリティ（協調性）	0.02	0.13 *
パーソナリティ（勤勉性）	0.00	0.12 **
パーソナリティ（神経症傾向）	0.02	0.06
パーソナリティ（開放性）	0.05	-0.02

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

教師の児童生徒へのサポート（感情・学業）を従属変数とした重回帰分析の結果を表7に示した。児童生徒への学業に関するサポートに関して学級規模の主効果が有意に負であった一方で、児童生徒への感情に関するサポートに関して学級規模の主効果は有意でなかった。

表7. 児童生徒へのサポートに関する重回帰分析の結果（X県A市）

回帰係数	推定値	
	感情	学業
切片	2.66 ***	2.54 ***
学級規模	-0.01	-0.02 *
勤続年数	0.02	0.00
担当学年（小5）	-0.06	-0.04
担当学年（小6）	0.00	0.01
パーソナリティ（外向性）	0.03	0.01
パーソナリティ（協調性）	0.09 **	0.06
パーソナリティ（勤勉性）	0.04 *	0.12 ***
パーソナリティ（神経症傾向）	-0.04	-0.03
パーソナリティ（開放性）	0.05 *	0.07 **

表注）表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小4を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

X 県 A 市における学級風土を従属変数とした重回帰分析の結果を表 8 及び表 9 に示した。学級内の不和に対する学級規模の主効果は有意に正であった。また、学級における学習への志向性及び規律正しさに対する学級規模の主効果は有意に負であった。一方で、学級活動への関与、自己開示、学級への満足感に対する学級規模の主効果は有意でなかった。

表 8. 学級風土に関する重回帰分析の結果 (X 県 A 市)

回帰係数	推定値		
	学級活動への関与	学級内の不和	自己開示
切片	3.11 ***	2.79 ***	3.28 ***
学級規模	-0.02	0.02 *	-0.02 *
勤続年数	-0.18	0.04	-0.21 *
担当学年 (小 5)	-0.17	-0.04	-0.25 *
担当学年 (小 6)	-0.01	0.00	-0.01
パーソナリティ (外向性)	0.08 *	-0.02	0.03
パーソナリティ (協調性)	0.05	-0.12 *	0.10 *
パーソナリティ (勤勉性)	0.04	-0.08 *	0.03
パーソナリティ (神経症傾向)	-0.02	0.06	-0.05
パーソナリティ (開放性)	0.11 **	-0.03	0.15 ***

表 9. 学級風土に関する重回帰分析の結果 (X 県 A 市) (続き)

回帰係数	推定値		
	学習への志向性	学級への満足感	規律正しさ
切片	3.67 ***	3.30 ***	4.11 ***
学級規模	-0.03 *	-0.01	-0.03 **
勤続年数	0.07	-0.08	-0.06
担当学年 (小 5)	0.16	-0.21 *	-0.05
担当学年 (小 6)	-0.01	0.00	0.00
パーソナリティ (外向性)	-0.02	0.07 *	-0.03
パーソナリティ (協調性)	0.06	0.09 *	0.02
パーソナリティ (勤勉性)	0.10 **	0.04	0.14 ***
パーソナリティ (神経症傾向)	-0.08	-0.04	-0.02
パーソナリティ (開放性)	0.09	0.09 *	0.05

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

学級の感情風土（ポジティブ・ネガティブ）を従属変数とした重回帰分析の結果を表10に示した。ポジティブ感情、ネガティブ感情の両方について、学級規模の主効果は有意でなかった。

表10. 感情風土に関する重回帰分析の結果（X県A市）

回帰係数	推定値	
	ポジティブ	ネガティブ
切片	4.24 ***	3.40 ***
学級規模	-0.01	-0.01
勤続年数	-0.22 *	-0.26 **
担当学年（小5）	-0.32 ***	-0.32 **
担当学年（小6）	0.00	0.00
パーソナリティ（外向性）	0.09 **	0.05
パーソナリティ（協調性）	0.00	-0.10 *
パーソナリティ（勤勉性）	-0.02	-0.04
パーソナリティ（神経症傾向）	-0.04	-0.02
パーソナリティ（開放性）	0.09 **	0.06

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小4を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

X 県 A 市における教師のウェルビーイングを従属変数とした重回帰分析の結果を表 1 1 に示した。教師のウェルビーイングに対する学級規模の主効果は有意に負であった。

表 1 1. ウェルビーイングに関する重回帰分析の結果 (X 県 A 市)

回帰係数	推定値
切片	3.94 ***
学級規模	-0.04 **
勤続年数	-0.02
担当学年 (小 5)	-0.11
担当学年 (小 6)	-0.02
パーソナリティ (外向性)	0.32 ***
パーソナリティ (協調性)	0.12
パーソナリティ (勤勉性)	0.06
パーソナリティ (神経症傾向)	-0.31 ***
パーソナリティ (開放性)	0.06

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

(2) Y 県 F 市における重回帰分析の結果

Y 県 F 市における児童生徒との関わりを従属変数とした重回帰分析の結果を表 1 2 に示した。児童生徒との関わりに関して、学級規模の主効果は有意でなかった。

表 1 2. 児童生徒との関わりに関する重回帰分析の結果 (Y 県 F 市)

回帰係数	推定値
切片	6.66 ***
学級規模	-0.04
勤続年数	-0.38 *
担当学年 (小 5)	-0.05
担当学年 (小 6)	0.00
パーソナリティ (外向性)	0.01
パーソナリティ (協調性)	-0.11
パーソナリティ (勤勉性)	-0.01
パーソナリティ (神経症傾向)	-0.08
パーソナリティ (開放性)	0.00

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

Y 県 F 市における教師の指導方針を従属変数とした重回帰分析の結果を表 1 3 に示した。教師の指導方針（児童生徒主体）及び教師の指導方針（教師主導）に関して、学級規模の主効果は有意でなかった。

表 1 3. 教師の指導方針に関する重回帰分析の結果（Y 県 F 市）

回帰係数	推定値	
	児童生徒主体	教師主導
切片	3.37 ***	5.37 ***
学級規模	0.02	-0.03
勤続年数	0.00	-0.30
担当学年（小 5）	-0.02	-0.30
担当学年（小 6）	0.02 **	-0.01
パーソナリティ（外向性）	0.04	-0.05
パーソナリティ（協調性）	0.05	0.00
パーソナリティ（勤勉性）	-0.02	0.06
パーソナリティ（神経症傾向）	0.07	0.02
パーソナリティ（開放性）	0.09	0.01

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

Y 県 F 市における教師の児童生徒へのサポート（感情・学業）を従属変数とした重回帰分析の結果を表 1 4 に示した。児童生徒への学業サポートと、児童生徒への感情サポートの両方に関して、学級規模の主効果は有意でなかった。

表 1 4. 児童生徒へのサポートに関する重回帰分析の結果（Y 県 F 市）

回帰係数	推定値	
	感情	学業
切片	3.62 ***	3.36 ***
学級規模	-0.01	-0.01
勤続年数	0.00	-0.05
担当学年（小 5）	-0.19	-0.04
担当学年（小 6）	0.01	0.01
パーソナリティ（外向性）	0.09 *	-0.05
パーソナリティ（協調性）	0.02	-0.09 *
パーソナリティ（勤勉性）	0.01	0.11 **
パーソナリティ（神経症傾向）	0.03	-0.04
パーソナリティ（開放性）	0.07	0.07

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

Y 県 F 市における学級風土を従属変数とした重回帰分析の結果を表 1 5 及び表 1 6 に示した。どの従属変数についても学級規模の主効果は有意でなかった。

表 1 5. 学級風土に関する重回帰分析の結果 (Y 県 F 市)

回帰係数	推定値		
	学級活動への 関与	学級内の不和	自己開示
切片	2.71 ***	2.39 **	2.91 ***
学級規模	0.00	0.01	-0.01
勤続年数	0.01	-0.16	-0.01
担当学年 (小 5)	-0.21	0.04	-0.09
担当学年 (小 6)	0.01	-0.01	0.01
パーソナリティ (外向性)	0.01	-0.04	0.08
パーソナリティ (協調性)	-0.05	-0.01	0.04
パーソナリティ (勤勉性)	0.13 *	-0.13 *	0.07
パーソナリティ (神経症傾向)	0.00	0.10	0.01
パーソナリティ (開放性)	0.13 *	0.08	0.03

表 1 6. 学級風土に関する重回帰分析の結果 (Y 県 F 市) (続き)

回帰係数	推定値		
	学習への志向 性	学級への満足 感	規律正しさ
切片	2.18 ***	3.37 ***	3.50 ***
学級規模	0.02	0.00	0.00
勤続年数	-0.01	0.08	-0.07
担当学年 (小 5)	-0.12	-0.07	-0.25 *
担当学年 (小 6)	0.02 *	0.00	0.01
パーソナリティ (外向性)	0.05	0.00	0.03
パーソナリティ (協調性)	-0.06	0.01	-0.01
パーソナリティ (勤勉性)	0.08	0.07	0.06
パーソナリティ (神経症傾向)	-0.06	-0.03	-0.04
パーソナリティ (開放性)	0.13	0.08	0.03

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

Y 県 F 市における学級の感情風土（ポジティブ・ネガティブ）を従属変数とした重回帰分析の結果を表 1 7 に示した。学級風土（ポジティブ）と学級風土（ネガティブ）の両方について学級規模の主効果は有意でなかった。

表 1 7. 感情風土に関する重回帰分析の結果（Y 県 F 市）

回帰係数	推定値	
	ポジティブ	ネガティブ
切片	2.95 ***	2.66 ***
学級規模	-0.01	-0.01
勤続年数	-0.02	0.02
担当学年（小 5）	-0.17	-0.18
担当学年（小 6）	0.00	0.00
パーソナリティ（外向性）	0.05	0.09
パーソナリティ（協調性）	0.05	-0.10
パーソナリティ（勤勉性）	0.00	0.00
パーソナリティ（神経症傾向）	0.03	0.08
パーソナリティ（開放性）	0.05	0.01

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

Y 県 F 市における教師のウェルビーイングを従属変数とした重回帰分析の結果を表 1 8 に示した。教師のウェルビーイングに対して学級規模の主効果は有意でなかった。

表 1 8. ウェルビーイングに関する重回帰分析の結果 (Y 県 F 市)

回帰係数	推定値
切片	3.94 **
学級規模	-0.04
勤続年数	-0.02
担当学年 (小 5)	-0.11
担当学年 (小 6)	-0.02
パーソナリティ (外向性)	0.32
パーソナリティ (協調性)	0.12
パーソナリティ (勤勉性)	0.06
パーソナリティ (神経症傾向)	-0.31 **
パーソナリティ (開放性)	0.06 ***

表注) 表内の推定値は非標準化回帰係数を示す。担当学年については小 4 を基準とし、その他の学年のダミー変数を説明変数に投入した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

4 節 考察

本章では、X 県 A 市及び Y 県 F 市の教員調査の結果に基づき、本研究の調査実施期間を通じて各自治体の公立小学校に勤務していた教師を対象として分析を行い、学級規模と教師の児童生徒への関わり方、指導方針、児童生徒へのサポート、教師から見た担当学級の風土、教師自身のウェルビーイングとの関連について検討した。相関分析及び重回帰分析の結果、特に X 県 A 市において、一部の変数に関してではあるが、想定されたとおり学級規模との間に関連があることが確認された。以下、得られた結果について述べる。

1. 学級規模と児童生徒に対する教師の関わり、指導方針、サポート

児童生徒への教師の関わり、指導方針については、学級規模の影響を受けて変動することが想定されたものの、本章の分析では、X 県 A 市、Y 県 F 市ともに、学級規模との間に有意な関連は確認されなかった。

一方、児童生徒へのサポートについては、重回帰分析の結果、X 県 A 市において、学級規模と児童生徒への学業サポートの間に有意な負の関連があることが確認された。学業サポートの指標は、「授業でのそれぞれの児童・生徒の学習成果を確認している」といった項目群からなる。本章の分析結果からは、学級規模が大きいほど、担任教師が児童生徒に対し

てそうした学業面でのサポートを十分に行えていないと認識しやすいことが示された。相対的に規模が大きい学級を担当する場合、児童生徒の数の多さにより、物理的にも全ての児童生徒の学習の状況や成果を十分に確認することが難しくなることが予想される。本章の結果はこうした理論的想定と一致するものである。

2. 学級規模と教師から見た学級風土

本章では、教師から見た担当学級の風土について、児童生徒の社会・行動面での学級風土（e.g., 伊藤・宇佐美, 2017）と、感情面の学級風土（感情風土：e.g., 利根川, 2006）の両面から検討した。本章の分析では、感情風土については、X県A市、Y県F市ともに、学級規模との間に有意な関連は確認されなかった。一方、学級風土については、重回帰分析の結果、X県A市において、学級規模と自己開示、学習への志向性、規律正しさの間にそれぞれ有意な負の関連、学級内の不和との間に有意な正の関連があることが確認された。すなわち、学級規模が小さいほど、担任教師から見て児童生徒の自己開示が多く、学習への志向性が高く、規律正しさがあると認識されやすいこと、また、学級規模が小さいほど、学級内の不和が少ないと認識されやすいことが示された。

こうした学級風土についての教師調査の分析結果は、X県A市の児童生徒調査の分析から示された結果と、ある程度、整合するものである。例えば、自己開示の多さや規律正しさとの関連が見られたことについて、児童生徒調査においては、学級規模が小さいほど、児童生徒が担任教師に対してポジティブな感情を持ちやすく、担任教師を安全基地・安全な避難場所として利用しやすいことが示されている。こうした児童生徒と教師の良好な関係性は、肯定的な風土の形成と両輪のものであると考えられ、そういった関係性を土台として、自己開示の多さや規律正しさが生まれている可能性がある。

また、学級規模が小さいほど教師から見た学級内の不和が少ないという結果については、児童生徒調査において示された、学級規模が小さいほど学級の児童生徒らの向社会性が高い（他者に親切にしようとしたり気遣ったりする傾向が強い）という結果とも整合するものである。異なるインフォーマント（児童生徒による評定と担任教師による評定）から得られた情報に基づく分析から示された結果の傾向が整合することは、この結果の頑健性を示す一つの証左となると考えられる。

さらに、児童生徒調査では学級規模と児童生徒の学習動機づけとの間に有意な関連が確認されなかったが、本章の分析において、学級風土と教師から見た学習への志向性の高さとの間の関連が示された点も、注目に値する。教師調査の学習への志向性の指標は「このクラスは、授業中よく集中している」などの項目群からなる。児童生徒調査で用いた自律的学習動機づけの指標とは観点が異なることに留意が必要であるものの、教師から見た学級全体の様子という点では、学級規模から児童生徒の学習への取組の様子への効果が確認されたことになる。背景として、一つに、先述のとおり、本章の分析では、学級規模が小さいほど教師の児童生徒への学業サポートの得点が高いことが示されている。このため、学級規模が小さいほど、教師が児童生徒ら一人一人の学習の様子や成果を確認しながら授業を進めやすく、学級全体として学習への志向性高まりやすい可能性が考えられる。もう一つに、学級規模が小さいほど教師側が児童生徒ら一人一人の学習の様子を見取りやすくなり、同時に、

成長や頑張りを認めやすいことが結果に反映されている可能性もある。

3. 学級規模と教師のウェルビーイング

教師のウェルビーイングについて、重回帰分析の結果、X 県 A 市において、学級規模と負の関連を持つことが確認された。すなわち、学級規模が大きい学級の担任教師ほど、ウェルビーイングが低いことが示された。

本章で用いたウェルビーイングの指標は、最近 2 週間の自身の気持ちの状況についてたずねるものであり、「明るく、楽しい気分で過ごした」などの項目群からなる。年間を通した傾向ではなく、直近の様子を尋ねている点に留意が必要であるが、本章における理論的想定とおり、学級規模が教師の心理的状态と関連を持つことが示された点は、注目に値する。

4. 本章のまとめと課題

以上のように、本章の分析では、特に X 県 A 市において、学級規模が担任教師の児童生徒への学業面でのサポートの程度、教師からみた肯定的な学級風土、教師自身のウェルビーイングに対して正の関連を持つことが示された。これらの結果は、教師が担当する学級の規模が小さいほど、児童生徒へのサポートが促進されたり、教師から見て学級内の不和が少なく、児童生徒の自己開示が多く、学習への志向性や規律正しさがあると感じられやすくなったり、教師自身のウェルビーイングが高くなりやすいといった、望ましい効果が生じる可能性を示している。ただし、Y 県 F 市においては、学級規模と各変数の関連は確認されなかった。

本章において、自治体により一貫した結果が得られなかった理由については、以下の二点から解釈することができる。第一に、サンプルサイズの小ささである。X 県 A 市に関しては 2017 年度から 2019 年度までの計 3 時点のデータを分析したが、Y 県 F 市においては 2017 年度と 2018 年度の計 2 時点のデータのみを分析対象としたため、Y 県 F 市のサンプルサイズは比較的小さい。したがって、学級規模が持つ本来の効果を検出することができなかった可能性がある。これについて検証するために、より大きなサンプルによる分析を行うことが必要だと考えられる。

第二に、自治体によって学級規模が教師の変数に及ぼす効果が異なるために、X 県 A 市においてみられた学級規模の効果が Y 県 F 市では得られなかった可能性がある。この可能性について検討するためには、自治体ごとにおける学級規模の効果の異質性を詳細に検証することが望まれる。

また、本章の一連の分析に共通する課題として、児童生徒調査データに比べて教員調査データのサンプル数が少ないことが挙げられる。加えて、本章の分析は、本プロジェクトで調査対象とした変数のみを対象としたものであり、学級規模の効果の推定において重要な剰余変数を見逃している可能性がある。したがって、上記のような学級規模の効果がどの程度、信頼に足るものかは不明である。よって、これらの点を解決するためには、より多くの参加者から多変数の変数を測定するような質問紙調査を実施し、より詳細な検討を行う必要がある。

先述したとおり、学級規模が児童生徒の非認知能力や学力に与える影響を考える上で、児童生徒だけでなく教師の認識を検討することは重要である。なぜなら、児童生徒の学力や非認知能力は学級規模そのものからだけでなく、教師の働きかけや教師の心理的状态からの影響も受けると考えられるためである。また、学級風土に関する本章の分析結果の考察の中で示したとおり、異なるインフォーマントから得られた情報に基づき、その整合性についても検討することで、知見の頑健性を確認することも可能となる。さらに、本章で扱った教師のウェルビーイングをはじめとして、教師自身の心理的状态が良好な状態にあるかどうかという点は、それ自体が教育政策において重要な検討課題の一つでもある。本章の分析は、サンプルサイズやデータの限定性といった方法上の限界点もあり、また残された課題もあるものの、学級規模が教育現場に与える影響に関する重要な視点を与えるものであると考えられる。

島田大祐（東京大学）

利根川明子（国立教育政策研究所）

久保田（河本）愛子（宇都宮大学）

飯村周平（創価大学）

武藤世良（お茶の水女子大学）

川本哲也（国士舘大学）

大久保圭介（東京大学）

岡田謙介（東京大学）

遠藤利彦（東京大学）

参考文献

- 伊藤亜矢子・宇佐美慧（2017）新版中学生用学級風土尺度（Classroom Climate Inventory；CCI）の作成 教育心理学研究, 65, 91-105.
- Laitsch, D., Nguyen, H.N., & Youngusband, C.H. (2021). Class Size and Teacher Work: Research Provided to the BCTF in their Struggle to Negotiate Teacher Working Conditions.
- Nandrup, A. B. (2016). Do class size effects differ across grades? *Education Economics*, 24(1), 83-95.
- Patrick, H., Kaplan, A., & Ryan, A. M. (2011). Positive classroom motivational environments- Convergence between mastery goal structure and classroom social climate. *Journal of Educational Psychology*, 103(2), 367-382.
- Reeve, J., Jang, H., Carrell, D., Jeon, S., & Barch, J. (2004). Enhancing students' engagement by increasing teachers' autonomy support. *Motivational and Emotion*, 28, 147-169.
- 利根川明子（2016）. 教室における児童の感情表出と学級適応感の関連 教育心理学研究,

注

- 1 ここで、児童生徒との関わりとは、調査時点での担任教師の児童生徒との関係性に関する考え方を問う項目の回答に基づくものである。選択肢は、「1：児童生徒-教師の一对一の関わり」～「6：児童生徒同士の関わり」の6件法であり、それぞれ1～6点として得点化した。この得点が高いことは、担任教師が調査実施時点で相対的に「児童生徒同士の関わり」を重視することを意味し、この得点が低いことは、相対的に「児童生徒-教師の一对一の関わり」を重視することを意味する。
- 2 ここで、感情風土とは、教師から見た学級の児童生徒全体の雰囲気として、ネガティブ／ポジティブな感情表出がどの程度あるかを指す。得点が高いほど、教師から見てこれらの感情表出が多いと認識されていることを示す。

第 11 章 体力と非認知能力の関連—学級規模に着目して

1 節 問題と目的

体操やスポーツは身体的な価値よりも道徳的な価値の方がはるかに高い (Plato, 1920), と言われるように, 子供にとって運動することは, 身体的に健康的な生活を送るためだけでなく, やる気や我慢強さ, 社会性のような子供の社会情緒的な側面の向上に寄与することも期待されている (文部科学省, 2012)。運動への参加量が自尊心やリーダーシップなどと関連することを示唆する研究はあるものの, その関連の正負の向きや強さは一貫していないようである (例えば, Gould & Carson, 2008)。

小学生以上の場合, 運動ないし体力と社会情緒的発達の間には学級の学級規模によって異なる可能性が考えられる。例えば, 運動能力が高い子供は, 担任教員や友人に褒められることで自信ややる気につながると考えるのであれば, 学級規模が小さい方がそうした経験は増えるだろう。また, 集団の一体感 (cohesion) という観点からも (Carron et al., 2002), 学級規模が小さい方が, 学級の一体感が強まり, 運動面における子供の高いパフォーマンス, そしてそれが結果的に子供の自信や有能感と関連する可能性も考えられる。そうした可能性があることも踏まえ, 本章では, 学級規模の大きさによる, 子供の運動能力と社会情緒的側面の関連の大きさの違いを検討する。運動能力ないし体力と社会情緒的能力 (非認知能力) の関連について検討したものは, 主に体育教育系の分野において学会などで幾つか報告されているようであるが (夏原・加藤, 2017), その関連が学級規模によって異なるか否かを検討することは, 運動と社会情緒的能力の関連をより正確に理解することにつながると考えられる。

2 節 方法

分析には, X 県 A 市の 2017 (平成 29) 年～2019 (令和元) 年に収集された児童生徒調査データのうち, 2017 年度-2019 年度の間で 1 年度以上において小学 4 年生から中学 2 年生であった児童生徒のデータを分析対象とした。分析ごとに, 利用できるサンプルを全て分析に用いた。年度ごとの横断的な分析では, 学級規模, 学年, 性別等の情報がある約 6,400 名のデータが分析に用いられた。縦断的な分析においては, これらの外生変数が全てそろっているもののみが分析対象となったため, 分析対象者は 3,062 名となった。

分析対象となった変数について, 児童生徒の体力は新体力テストの 8 種目 (握力, 上体起こし, 長座体前屈, 反復横とび, 20m シャトルラン, 50m 走, 立ち幅とび, ソフトボール [ハンドボール] 投げ) の偏差値データを使用した。体力得点の算出に当たって, 上記 8 種目の偏差値得点を確認的因子分析モデルにあてはめ (図 1 参照), 潜在変数化された体力得点を回帰法によって求めた。

非認知能力関連の変数 (以下, 非認知能力) については, 担任教師のアタッチメント機能 (安全な避難場所, 安全基地), 自尊心, 感情知性 (自己感情の制御, 他者感情の認知, 自己感情の表現), 無気力感, 向社会性, 友人との関係, 学習動機づけ (内的調整, 同一化的

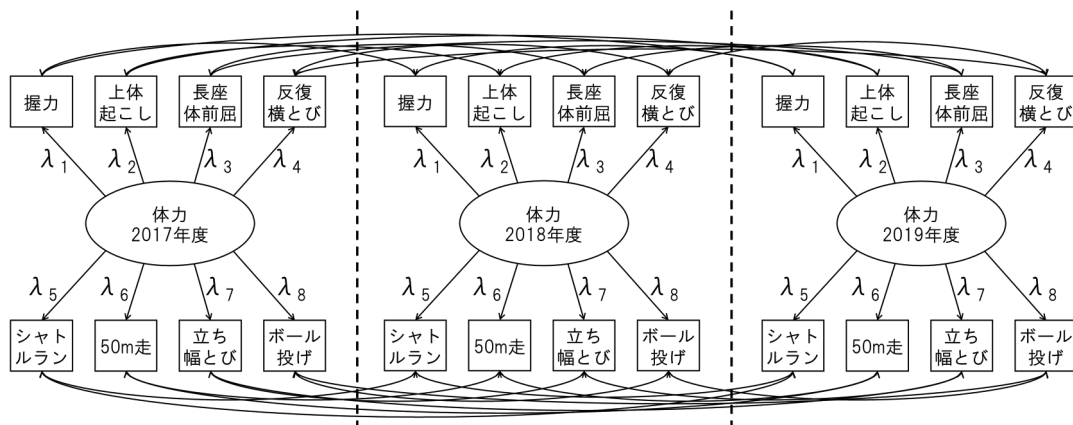
調整, 取り入的調整, 外的調整), Big Five パーソナリティ特性 (外向性, 神経症傾向, 開放性, 勤勉性, 協調性) であった。

分析の手順は以下のとおりである。まず, 体力テストのデータについて, 並行分析の結果や MAP 基準の値を参考に, 1 因子構造が妥当であることを確認した。1 因子構造を仮定した確認的因子分析モデルを 3 時点分の新体力テストデータにあてはめ, 測定不変性を確認した (図 1 参照)。結果, 因子負荷にまで等値制約を課せる弱測定不変モデルが支持されたため, 3 時点それぞれの体力を潜在変数化された得点として算出した。続いて, 体力得点と非認知能力の得点をそれぞれの時点内で全サンプルの平均値・標準偏差を用い, 標準化した ($Mean=0, SD=1$)。また, 学級規模については各時点の学級規模の全体の平均値を用い, センタリングをした。

非認知能力と体力の関連性を学級規模に着目して検証するために, 各非認知能力関連の尺度得点を目的変数とし, 性別・学年を統制した上で, 体力と学級規模, 及び両変数の交互作用を説明変数とした重回帰分析を行った。この重回帰分析については, 年度ごとに横断分析の観点から行い, 結果が年度を超えて一貫しているかを確認した。さらに, 非認知能力の中でも体力との関連性が一貫して確認できた自尊心及び感情知性の下位尺度である自己感情の表現との間で, 縦断的な関連性を検討するために, 交差遅延効果モデルを用いた分析を行った。

分析には統計ソフト R を使用し, 共分散構造分析には *lavaan* パッケージを使用した。学級規模以外の欠測値については分析の際に, 完全情報最尤 (さいゆう) 推定法によって処理した。

図 1 本章における体力の確認的因子分析モデル



3 節 結果

非認知能力と体力の関連性を学級規模に着目して検証するため, 各非認知能力関連の尺度得点を目的変数とし, 体力と学級規模, 及び両変数の交互作用を説明変数とした重回帰分析を行った。2017 年度から 2019 年度までの年度ごとの分析の結果を表 1 - 3 に示した。なお, 全ての年度について, その年度の児童生徒の学年と性別は統制した。

表1 非認知能力を予測する重回帰分析（2017年度）

目的変数	説明変数	B	B SE	p
アタッチメント_安全な避難場所	学級規模	-0.015	0.003	<0.001
	体力	-0.012	0.012	0.327
	体力×学級規模	0.001	0.003	0.833
アタッチメント_安全基地	学級規模	-0.013	0.003	<0.001
	体力	0.002	0.012	0.898
	体力×学級規模	-0.003	0.003	0.353
自尊心	学級規模	-0.004	0.003	0.153
	体力	0.228	0.013	<0.001
	体力×学級規模	0.000	0.003	0.958
感情知性_制御	学級規模	-0.005	0.003	0.079
	体力	0.102	0.013	<0.001
	体力×学級規模	0.001	0.003	0.664
感情知性_認知	学級規模	-0.003	0.003	0.322
	体力	0.118	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.003	0.003	0.340
感情知性_表現	学級規模	-0.003	0.003	0.318
	体力	0.190	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.003	0.003	0.224
無気力感	学級規模	0.007	0.003	0.032
	体力	-0.102	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.001	0.003	0.603
向社会性	学級規模	-0.004	0.003	0.201
	体力	0.114	0.012	<0.001
	体力×学級規模	0.000	0.003	0.986
友人関係	学級規模	-0.001	0.003	0.829
	体力	0.191	0.013	<0.001
	体力×学級規模	0.000	0.003	0.893
学習動機づけ_内的調整	学級規模	0.000	0.003	0.937
	体力	0.054	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.389
学習動機づけ_同一化調整	学級規模	-0.001	0.003	0.645
	体力	0.110	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.001	0.003	0.841
学習動機づけ_取り入的調整	学級規模	0.003	0.003	0.289
	体力	0.004	0.013	0.746
	体力×学級規模	0.002	0.003	0.544
学習動機づけ_外的調整	学級規模	0.004	0.003	0.212
	体力	-0.064	0.013	<0.001
	体力×学級規模	0.003	0.003	0.379
パーソナリティ_外向性	学級規模	-0.003	0.003	0.365
	体力	0.269	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.001	0.003	0.624
パーソナリティ_協調性	学級規模	0.000	0.003	0.943
	体力	0.056	0.013	<0.001
	体力×学級規模	0.001	0.003	0.649
パーソナリティ_勤勉性	学級規模	0.002	0.003	0.547
	体力	0.149	0.012	<0.001
	体力×学級規模	0.000	0.003	0.877
パーソナリティ_神経症傾向	学級規模	0.007	0.003	0.034
	体力	-0.102	0.013	<0.001
	体力×学級規模	0.002	0.003	0.522
パーソナリティ_開放性	学級規模	-0.004	0.003	0.196
	体力	0.070	0.013	<0.001
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.550

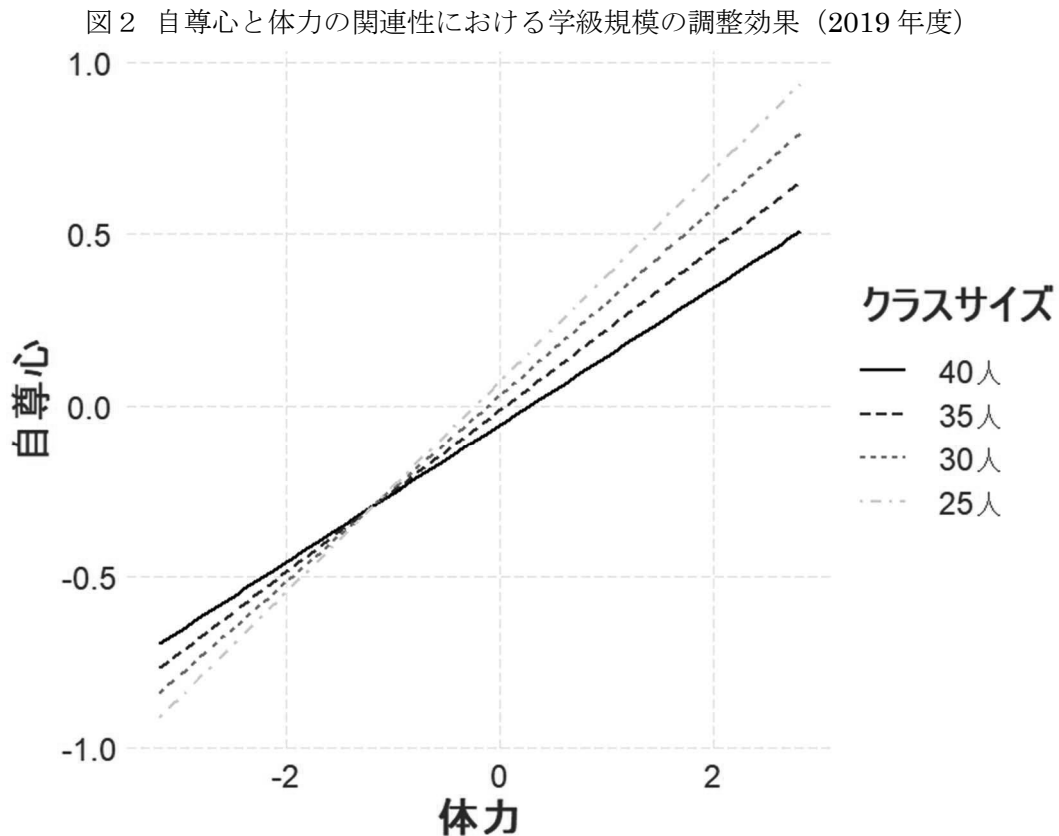
表2 非認知能力を予測する重回帰分析（2018年度）

目的変数	説明変数	B	B SE	p
アタッチメント_安全な避難場所	学級規模	-0.005	0.003	0.086
	体力	-0.012	0.012	0.334
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.500
アタッチメント_安全基地	学級規模	-0.006	0.003	0.044
	体力	0.027	0.012	0.023
	体力×学級規模	-0.005	0.003	0.060
自尊心	学級規模	-0.010	0.003	0.001
	体力	0.239	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.006	0.003	0.035
感情知性_制御	学級規模	-0.001	0.003	0.636
	体力	0.075	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.003	0.003	0.337
感情知性_認知	学級規模	0.003	0.003	0.328
	体力	0.115	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.003	0.003	0.333
感情知性_表現	学級規模	0.002	0.003	0.543
	体力	0.199	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.469
無気力感	学級規模	0.008	0.003	0.006
	体力	-0.086	0.012	<0.001
	体力×学級規模	0.005	0.003	0.088
向社会性	学級規模	0.002	0.003	0.604
	体力	0.115	0.012	<0.001
	体力×学級規模	0.001	0.003	0.623
友人関係	学級規模	-0.005	0.003	0.115
	体力	0.183	0.013	<0.001
	体力×学級規模	-0.001	0.003	0.731
学習動機づけ_内的調整	学級規模	-0.001	0.003	0.784
	体力	0.055	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.006	0.003	0.044
学習動機づけ_同一化調整	学級規模	0.001	0.003	0.860
	体力	0.078	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.003	0.003	0.356
学習動機づけ_取り入れ的調整	学級規模	0.001	0.003	0.846
	体力	-0.013	0.013	0.302
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.551
学習動機づけ_外的調整	学級規模	0.002	0.003	0.427
	体力	-0.041	0.012	0.001
	体力×学級規模	0.000	0.003	0.959
パーソナリティ_外向性	学級規模	0.001	0.003	0.766
	体力	0.272	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.007	0.003	0.011
パーソナリティ_協調性	学級規模	-0.006	0.003	0.056
	体力	0.071	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.005	0.003	0.091
パーソナリティ_勤勉性	学級規模	-0.001	0.003	0.716
	体力	0.187	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.004	0.003	0.133
パーソナリティ_神経症傾向	学級規模	0.001	0.003	0.724
	体力	-0.096	0.012	<0.001
	体力×学級規模	0.005	0.003	0.080
パーソナリティ_開放性	学級規模	-0.006	0.003	0.055
	体力	0.084	0.013	<0.001
	体力×学級規模	-0.006	0.003	0.045

表3 非認知能力を予測する重回帰分析（2019年度）

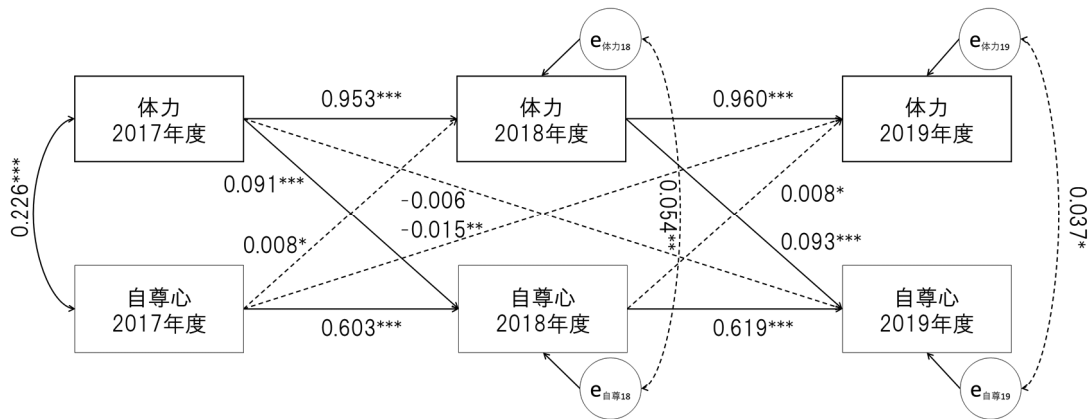
目的変数	説明変数	B	B SE	p
アタッチメント_安全な避難場所	学級規模	0.005	0.003	0.083
	体力	-0.012	0.012	0.338
	体力×学級規模	-0.001	0.003	0.731
アタッチメント_安全基地	学級規模	0.010	0.003	0.001
	体力	0.013	0.012	0.294
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.595
自尊心	学級規模	-0.009	0.003	0.005
	体力	0.246	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.007	0.003	0.016
感情知性_制御	学級規模	0.001	0.003	0.802
	体力	0.079	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.540
感情知性_認知	学級規模	0.006	0.003	0.031
	体力	0.157	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.534
感情知性_表現	学級規模	0.002	0.003	0.444
	体力	0.219	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.007	0.003	0.015
無気力感	学級規模	0.000	0.003	0.956
	体力	-0.097	0.012	<0.001
	体力×学級規模	0.003	0.003	0.282
向社会性	学級規模	0.004	0.003	0.198
	体力	0.149	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.001	0.003	0.727
友人関係	学級規模	0.005	0.003	0.091
	体力	0.208	0.013	<0.001
	体力×学級規模	-0.004	0.003	0.190
学習動機づけ_内的調整	学級規模	0.003	0.003	0.260
	体力	0.065	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.004	0.003	0.173
学習動機づけ_同一化調整	学級規模	0.004	0.003	0.147
	体力	0.092	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.004	0.003	0.134
学習動機づけ_取り入的調整	学級規模	0.009	0.003	0.002
	体力	-0.003	0.013	0.806
	体力×学級規模	0.006	0.003	0.050
学習動機づけ_外的調整	学級規模	0.005	0.003	0.103
	体力	-0.071	0.012	<0.001
	体力×学級規模	0.002	0.003	0.430
パーソナリティ_外向性	学級規模	-0.001	0.003	0.645
	体力	0.287	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.008	0.003	0.008
パーソナリティ_協調性	学級規模	-0.006	0.003	0.042
	体力	0.065	0.013	<0.001
	体力×学級規模	-0.002	0.003	0.538
パーソナリティ_勤勉性	学級規模	0.002	0.003	0.472
	体力	0.172	0.012	<0.001
	体力×学級規模	-0.004	0.003	0.126
パーソナリティ_神経症傾向	学級規模	0.000	0.003	0.985
	体力	-0.106	0.013	<0.001
	体力×学級規模	0.008	0.003	0.005
パーソナリティ_開放性	学級規模	-0.002	0.003	0.493
	体力	0.068	0.013	<0.001
	体力×学級規模	-0.010	0.003	<0.001

分析の結果、学級規模による、非認知能力と体力の関連性に対する一貫した調整効果は確認できなかった。しかし一部で、学級規模が小さい方がポジティブな（ネガティブな）非認知能力と体力との正の（負の）関連性が強まる傾向が認められた。例として、自尊心と体力との関連性に対する学級規模の調整効果について、単純傾斜を図示したものを、図2に示した。



続いて、非認知能力と体力との縦断的な関連性を検討するために、交差遅延効果モデルを用いた分析を行った。非認知能力の中でも、自尊心は、体力との間で2017-2019年度を通じて一貫した正の関連性を示していた。そこで本章では、自尊心と体力との縦断的な関連性について着目した。それぞれの得点については、重回帰分析の際と同様に、各年度の児童生徒の学年・性別・学級規模を年度ごとに統制した。また、体力は児童生徒の体格との関連もみられるため、児童生徒の身長と体重も統制した。あてはめた交差遅延効果モデルは、データに対し良好なあてはまりを見せた（CFI = 0.988, TLI = 0.981, RMSEA = 0.057, SRMR = 0.010）。得られた標準化推定値は図3に示した。また、共変量として統制した学級規模と体力との関連性については、2018年度に限り、学級規模の大きい児童生徒の方が体力の推定値が高い傾向が認められた（標準化推定値 = 0.021, $p < 0.001$ ）。また自尊心との関連性については、2018年度（標準化推定値 = -0.043, $p = 0.004$ ）と2019年度（標準化推定値 = -0.050, $p < 0.001$ ）に関し、学級規模の大きい児童生徒の方が自尊心の推定値が低い傾向が認められた。

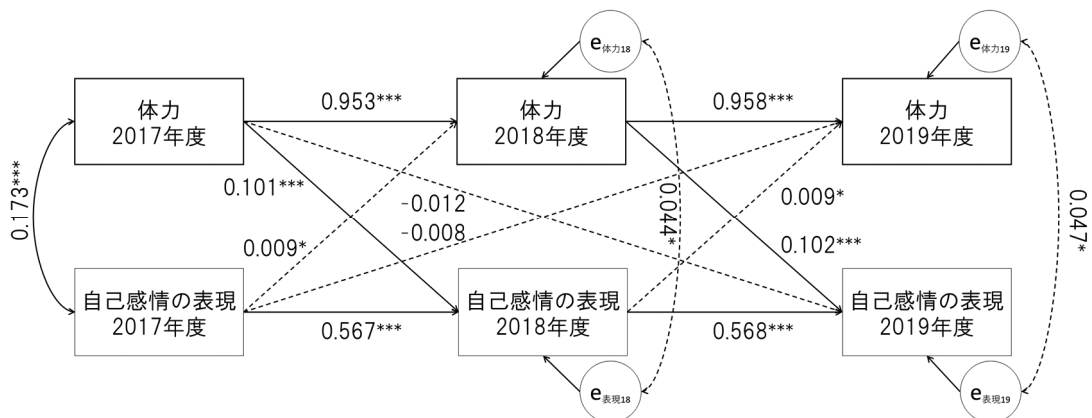
図3 自尊心と体力の縦断的な関連性



注. $n = 3062$. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. $p < 0.001$ で統計的に有意になったもののみ、実線でパスを示した。

また感情知性の下位尺度である自己感情の表現も、体力との間で 2017-2019 年度を通じて一貫した正の関連性を示していたため、両変数間の縦断的な関連性を検討した。自尊心と同様の交差遅延効果モデルをあてはめたところデータに対し良好なあてはまりを見せた (CFI = 0.988, TLI = 0.980, RMSEA = 0.059, SRMR = 0.012)。得られた標準化推定値は図 4 に示した。また、共変量として統制した学級規模と体力との関連性については、2018 年度に限り、学級規模の大きい児童生徒の方が体力の推定値が高い傾向が認められた (標準化推定値 = 0.021, $p < 0.001$)。また自己感情の表現との関連性については、全ての年度で学級規模との統計的に有意な関連は確認できなかった。

図4 自己感情の表現と体力の縦断的な関連性



注. $n = 3062$. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. $p < 0.001$ で統計的に有意になったもののみ、実線でパスを示した。

4 節 考察

潜在変数化された体力の得点と、非認知能力関連の尺度得点との間の関連性について、一部で学級規模による有意な調整効果が見られた。得点が高いほど社会的に望ましい非認知能力については、学級規模が小さいほど体力との正の関連性が強くなる傾向が一部で認められた。例えば 2018 年度及び 2019 年度の外向性、開放性、自尊心といった非認知能力と体力の間の正の関連性は、学級規模が小さいほどその関連性が強くなるような調整効果が 2 年度とも一貫して確認された。一方で、例えば 2019 年度の神経症傾向については、学級規模が小さいほど体力との負の関連が強くなるような調整効果が確認されている。ゆえに、学級規模による調整効果が統計的に有意となっている箇所に関しては、その調整効果の方向性は一貫したものとなっているといえる。運動能力が高い児童生徒の場合、友人から賞賛を得られ、それが友人からの受容感や自信につながるというプロセスを通して、結果的に良好な友人関係を形成しやすいことが示唆されているが（例えば、Moran & Weiss, 2006）、学級規模が小さく、学級の友人との距離が近いことで、その関連が強くなるということが一つの可能性として考えられる。ただし、2017 年度の体力と非認知能力については、学級規模の調整効果が一切統計的に有意になっておらず、3 時点全てで一貫した結果が得られていない点には注意が必要である。また、確認された学級規模の調整効果も、その効果の大きさは小さく、非常に弱い効果しか示していない点にも注意が必要である。

縦断的な分析に関しては、体力と 3 時点で一貫した有意な正の関連性を示していた自尊心と感情知性の下位尺度である自己感情の表現を取り上げ、その縦断的な相互の関連性を確認した。分析の結果、各年度の学級規模は自尊心に関しては 2 時点目と 3 時点目（2018-2019 年度）において、その大きさが小さい方が自尊心の得点が高い傾向を示していた。自己感情の表現に関しては、あてはめた交差遅延効果モデル内では 3 時点ともに統計的に有意な関連性は確認できなかった。そして 1 時点前の体力が次の時点の自尊心や自己感情の表現の得点の高さを予測するという、興味深い結果が確認された。この交差遅延効果に関しては、学級規模との交互作用を追加で検討したものの、統計的に有意な値とならなかった。しかし、運動面での児童生徒のパフォーマンスが、その後の児童生徒の自分自身に対する肯定的な評価や、自身の感情の適切な表出スキルにつながる可能性を示した点は、重要といえる。

以上のことから、学級規模が体力と非認知能力の横断的な関連性を調整する可能性が示唆された。その方向性は、社会的に望ましいコンピテンスと体力の間の正の関連性が、学級規模が小さい場合においてより強くなるというものであった。ただし、結果が年度を通じて一貫して確認されなかった点は注意する必要がある。今後、さらなる追試が求められる。また、体力テストと非認知能力の縦断的な関連は、学級規模の調整効果による影響を受けないようであった。両変数の時点間をまたいだ関連性としては、一貫して体力得点とその後の非認知能力を予測するというもので、非認知能力の教育における運動の影響を示唆するものといえる。ただし、本分析では実際の運動習慣などを考慮しておらず、結果の安易な解釈には慎重であるべきである。

大久保圭介 (東京大学)
川本哲也 (国士舘大学)
武藤世良 (お茶の水女子大学)
久保田 (河本) 愛子 (宇都宮大学)
飯村周平 (創価大学)
利根川明子 (国立教育政策研究所)
島田大祐 (東京大学)
岡田謙介 (東京大学)
遠藤利彦 (東京大学)

参考文献

- Carron, A. V., Colman, M. M., Wheeler, J., & Stevens, D. (2002). Cohesion and performance in sport: A meta analysis. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 24(2), 168–188.
- Gould, D., & Carson, S. (2008). Life skills development through sport: Current status and future directions. *International Review of Sport and Exercise Psychology*, 1(1), 58-78.
- Le Menestrel, S., & Perkins, D. F. (2007). An overview of how sports, out-of-school time, and youth well-being can and do intersect. *New Directions for Youth Development*, 115, 13–5.
- 文部科学省 (2012). 第2章 幼児における身体活動の課題と運動の意義
https://www.mext.go.jp/component/a_menu/sports/detail/_icsFiles/afieldfile/2012/05/11/1319748_5_1.pdf
- Moran, M. M., & Weiss, M. R. (2006) Peer leadership in sport: Links with friendship, peer acceptance, psychological characteristics, and athletic ability. *Journal of Applied Sport Psychology*, 18(2).
- 夏原隆之・加藤貴昭 (2017). 児童期及び青年期の子どもにおける非認知スキルの発達とスポーツ活動との関連性に関する研究——スポーツの何が非認知スキルの獲得に寄与しているのか?—— 笹川スポーツ研究助成研究成果報告書, 293-299.
- Plato. (1920). Protagoras. In A. Cubberly (Ed.), *Readings in the history of education* (p. 46). New York:

●学力&非認知能力の相互関連

第12章 学力と非認知能力の相互影響モデルにおける学級規模効果

—交差遅延効果モデルによる検討

1節 X県A市データの交差遅延効果モデル

1. はじめに

本節では、学力と非認知能力が相互に影響を与えることを想定して推定モデルを定式化し、その推定モデルにおいて学級規模が学力と非認知能力のそれぞれに対してどのような影響を及ぼすかを検証する。

学力や知能指数 (IQ) といった認知能力と、パーソナリティ特性を始めとする非認知能力の間の関連性を指摘する研究成果は、心理学を中心に数多く報告されている。Poropat (2009) は、Five Factor Model (FFM) によって計測されるパーソナリティ特性と学力の関係についてメタ分析を行い、協調性、誠実性 (勤勉性)、開放性の三つのパーソナリティ特性が学力と相関していることを報告している。Borghans et al. (2016) は、パーソナリティ特性と知能指数が成績や学力テストの点数に影響を与えることを指摘しつつ、パーソナリティ特性は成績に対する影響が大きく、知能指数は学力テストの点数に対する影響が大きいことを報告している。MacCann et al. (2020) は、感情知性 (Emotional Intelligence) と学力の関係性についてメタ分析を実施しており、知能指数やパーソナリティ特性を統制した上で、感情知性が学力に影響を及ぼすことを示している。Cunha and Heckman (2007) は、認知能力と非認知能力が相互に影響して人的資本が形成される動学的な理論モデルを構築した上で推計を行い、非認知能力の向上が認知能力の形成に寄与する一方で、認知能力の向上は非認知能力の形成に余り寄与しないことを報告している。

本節では、学力と非認知能力が相互に影響し合うことを明示的に取り入れた推定モデルを構築し、そのモデルにおいて学級規模が双方に及ぼす影響を検証する。具体的には、心理学の分野で用いられることの多い交差遅延効果モデル (Cross-lagged effect model, 交差遅れ効果モデルとも呼ばれる) を用いて分析を行う。分析の結果、学級規模は学力・非認知能力の双方と負の相関を持つことが多くの推定式において確認されたが、特定の学年において学力と学級規模の間の相関が弱まることも明らかとなった。また、幾つかの非認知能力指標については、学力と相互に影響し合うことも確認された。

以下、2. では交差遅延効果モデルの概要を解説し、同モデルを用いた先行研究を概観する。3. では、具体的な推定モデルと使用したデータについて説明する。4. では交差遅延効果モデルの推定結果を報告する。5. は、本節の分析結果を踏まえた考察及び今後の課題について述べる。

2. 交差遅延効果モデルの概要

交差遅延効果モデルは、2波 (2時点) 以上のパネルデータを用いて、複数の変数間の因果関係を推定するモデルであり、心理学分野を中心に多く用いられている (Finkel, 1995)。

もっとも単純な 2 波のパネルデータを用いた交差遅延効果モデルは図 1 で示されるようなものである。数式で表現すれば、

$$Y_2 = \beta_1 X_1 + \beta_2 Y_1 + e_1$$

$$X_2 = \beta_3 Y_1 + \beta_4 X_1 + e_2$$

と表される。 e は誤差項であり、 X と Y の添え字は時点を示している。近江ほか (2005) は中学生を対象とした 3 波のパネルデータを用いて、インターネット使用量 (X) と情報活用の実践力 (Y) の関係性を検証している。高比良ほか (2006) は 2 波のパネルデータを用いて、インターネット使用量と攻撃性の関係性を検証している。西田ほか (2014) は 3 波のパネルデータを用いて、高齢者における知能と抑うつとの相互関係を検証している。中須賀ほか (2018) は 5 波のパネルデータを用いて、体育学習に関連する四つの変数 (動機づけ雰囲気、課題志向性、自我志向性、生きる力) の関係性を検証している。数美 (2017) は、4 波のパネルデータを用いて学力と学習態度の関係性を推定し、学年が上がるにつれて学力の時点間の相関が強まること、学力と学習態度の間に双方向の因果関係があることを報告している。これらの先行研究がいずれも 2 波以上のパネルデータを用いていることから示されるように、交差遅延効果モデルにおいて想定される因果関係は、(1 期前の変数) → (当期の変数) という時間の前後に基づくものであり、経済学では時系列分析でなじみのある「グレンジャー因果性」の考え方に対応するものであると言える。

3. 推定モデルとデータ

(1) 推定モデル

本節で分析に用いる交差遅延効果モデルは、図 2 で示されるような 3 波のパネルデータを用いるものである。このモデルでは、学力の代理指標である学力テストの得点と非認知能力が相互に影響し合うこと、そして、そうした相互関係の中で学級規模が学力と非認知能力の双方に影響を与えることを想定している。本節の分析目的は学級規模が学力と非認知能力に与える効果であるので、それらを $\beta_1 \sim \beta_4$ で示している。

図 2 で示されているモデルでは、各期の学級規模が生徒のその期の学力及び非認知能力に影響を及ぼすことを想定しているが、学級規模がそれぞれに及ぼす影響が各期で等しいと仮定することもできる。具体的に言えば、 $\beta_1 = \beta_2$, $\beta_3 = \beta_4$ という制約を置いて推定するということである。制約を置く場合、学級規模の効果が学年によって変わらないことを仮定することになるが、この仮定が妥当であるかどうかは先見的には不明であると言わざるを得ない。そこで以下の分析においては、制約を置かない場合と置いた場合の両方の推定を行う。

モデルの推定には構造方程式モデリング (SEM) を用いる (Stata 17.0 の `sem` コマンド)。なお、全ての変数を標準化した上で、学校固有の効果を除外するために学校内中心化したのちに推定を行っている。

図1 2波の交差遅延効果モデル

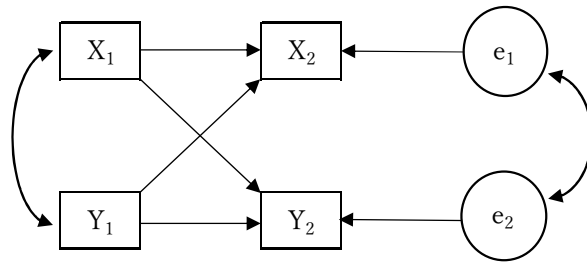
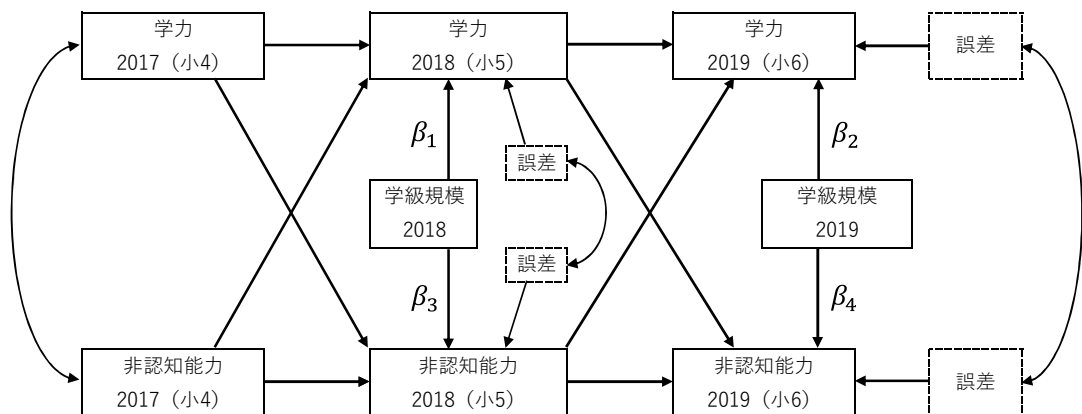


図2 3波の交差遅延効果モデル



(2) データ

本節で使用するデータは、X 県 A 市（以下この節において「A 市」とする。）の児童・生徒を対象として実施された学力調査及びアンケート調査のデータである。A 市の学力調査は各年度の 1 月に、アンケート調査は 11 月～12 月にそれぞれ実施されている。本節の分析では、学力の変数として 4 教科（国語、算数、理科、社会）の偏差値の平均値を用いることとする。非認知能力の変数としては、アンケート調査の設問項目から作成された 18 の尺度（表 1）を使用する。

分析対象となるのは、2017 年度に小学校 4 年生だった学年の児童約 1,350 名である。図 2 で示されているように、本節の分析では主に 3 波（2017, 2018, 2019 年度）のパネルデータを使用するため、分析対象は小学校後半の 3 年間で過ごした児童ということになる。学力及び非認知能力の尺度に欠損値がある場合はその児童を除外している（アンバランスド・パネルデータとなる）ので、推定式によって観測値数は若干変動する。分析に使用した変数の記述統計（標準化及び学校内中心化前）を表 2 に報告している。

表 2 によると、学級規模の平均値は約 33 名、最小値は 24 人、最大値は 41 人となっている。SES の代理指標である就学援助受給ダミーの平均値は 0.1 程度であるので、分析サンプル全体の 10%程度が就学援助受給世帯の児童ということになる。学力（4 教科の偏差値の平均値）の最小値は 25、最大値は 67 となっている。

表1 本章で非認知能力として取り扱った尺度

分類	尺度
担任教諭との関連性	安全な避難場所, 安全基地
自己	自尊感情
社会性・感情	自己感情の制御, 他者感情の認知, 自己感情の表現, 向社会的行動
友人との関係性	友人との関係
学習意欲	内的調整, 同一化的調整, 取り入れ的調整, 外的調整, 無気力感
パーソナリティ	外向性, 協調性, 勤勉性, 神経症傾向, 開放性

表2 分析に使用した変数の記述統計

変数名	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
学力	4,167	50.133	8.356	25	67
学級規模	4,217	33.355	4.240	24	41
SES尺度	4,217	0.103	0.304	0	1
女子ダミー	4,214	0.448	0.497	0	1
自己感情の制御	4,099	2.788	0.715	1	4
他者感情の認知	4,103	3.040	0.680	1	4
自己感情の表現	4,097	2.802	0.824	1	4
安全な避難場所	4,074	2.234	0.918	1	4
安全基地	4,081	2.527	0.958	1	4
自尊感情	4,095	3.333	0.719	1	5
無気力感	4,088	3.289	1.466	1	6
向社会的行動	4,094	2.991	0.621	1	4
友人との関係	4,092	3.323	0.642	1	4
内的調整	4,070	2.340	0.958	1	4
同一化的調整	4,081	3.291	0.800	1	4
取り入れ的調整	4,075	2.014	0.844	1	4
外的調整	4,083	2.216	0.783	1	4
外向性	4,075	4.985	1.449	1	7
協調性	4,078	4.566	1.391	1	7
勤勉性	4,070	3.790	1.361	1	7
神経症傾向	4,075	3.966	1.288	1	7
開放性	4,071	4.166	1.260	1	7

注：2017年度に小学校4年生だった学年を対象としている。

図3 学力変数の分布

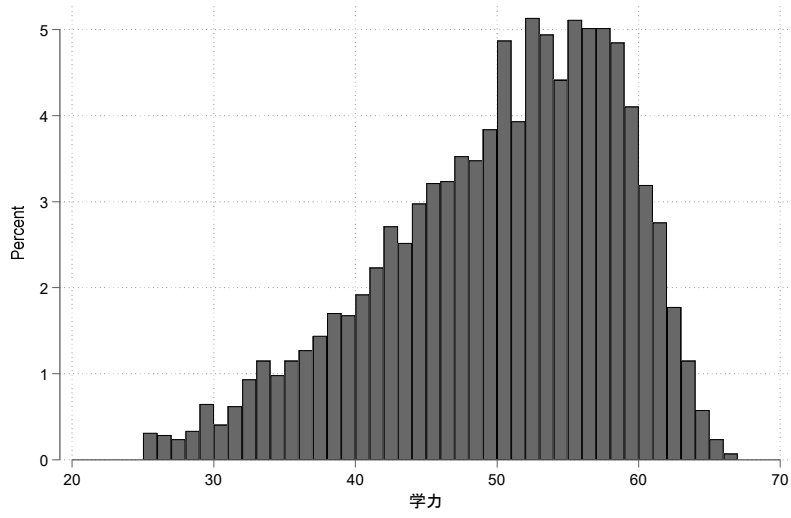


図4 学級規模の分布

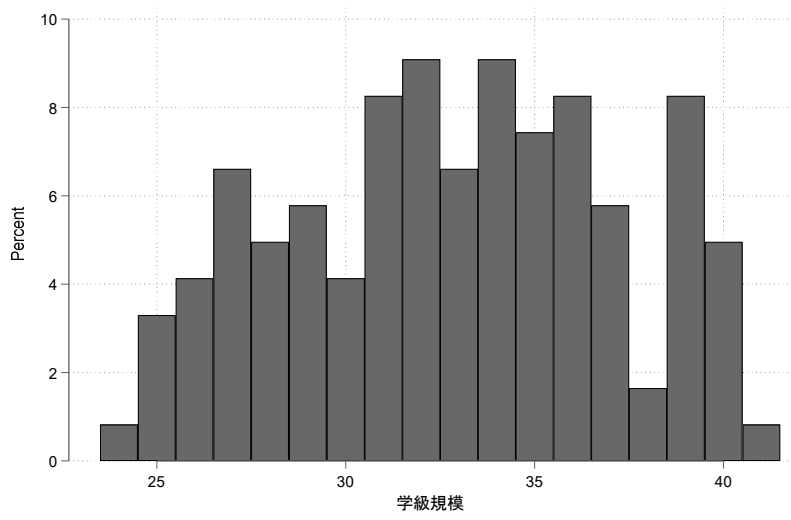


表3 交差遅延効果モデルの推定結果

	制約なし				制約あり	
	β_1	β_2	β_3	β_4	$\beta_1 = \beta_2$	$\beta_3 = \beta_4$
自己感情の制御	-0.060**	-0.018	-0.002	-0.002	-0.037**	-0.037**
他者感情の認知	-0.066**	-0.020	-0.016***	-0.001	-0.041**	-0.041**
自己感情の表現	-0.062**	-0.018	-0.009**	-0.008**	-0.038**	-0.038**
安全な避難場所	-0.055*	-0.028	-0.022***	-0.002	-0.041**	-0.041**
安全基地	-0.056*	-0.032	-0.027***	0.002	-0.043**	-0.043**
自尊感情	-0.060**	-0.022	-0.009**	-0.012***	-0.039**	-0.039**
無気力感	-0.059**	-0.018	0.011	0.018**	-0.036**	-0.036**
向社会的行動	-0.057*	-0.017	-0.010***	-0.007**	-0.035*	-0.035*
友人との関係	-0.061**	-0.021	-0.006*	-0.008**	-0.038**	-0.038**
内的調整	-0.055*	-0.020	-0.016***	-0.010**	-0.036**	-0.036**
同一化的調整	-0.057*	-0.021	-0.011**	-0.010**	-0.037**	-0.037**
取り入的調整	-0.051*	-0.018	-0.012**	0.003	-0.032*	-0.032*
外的調整	-0.054*	-0.016	-0.008*	0.001	-0.033*	-0.033*
外向性	-0.058*	-0.014	0.008	-0.013*	-0.034*	-0.034*
協調性	-0.058**	-0.014	-0.014*	-0.029***	-0.033*	-0.033*
勤勉性	-0.056*	-0.014	-0.015*	-0.017**	-0.033*	-0.033*
神経症傾向	-0.060**	-0.011	0.007	0.011	-0.033*	-0.033*
開放性	-0.052*	-0.017	-0.010	-0.006	-0.033*	-0.033*

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

4. 推定結果

(1) 3波の交差遅延効果モデル

図2で示される交差遅延効果モデルにおいて、非認知能力変数として上述の18の非認知能力尺度を一つずつ用いて推定した結果が表3にまとめられている。学級規模の効果が学年によって異なることを許すモデル(制約なし)と、学級規模の効果が学年を通じて一定であると想定したモデル(制約あり)の推定結果を示している。まず、制約なしの推定結果をみると、小学5年生において学級規模と学力の相関(β_1)がおおむね負で統計的に有意となっているのに対して、小学6年生(β_2)においては統計的有意性が失われていることが確認される。他方、非認知能力に関しては、学年を問わず多くの尺度が学級規模と負の相関をもっていることが確認される。5年生、6年生の両学年で学級規模との相関が統計的に有意となっているのは、自己感情の表現、自尊感情、向社会的行動、友人との関係、内的調整、同一化的調整、協調性、勤勉性、の八つの尺度である。

制約ありモデルの推定結果を見ると、全ての推定モデルにおいて学力及び非認知能力尺度と学級規模の相関は統計的に有意となっており、明瞭に学級規模の効果が示される結果となっている。とはいえ、制約なしモデルの推定結果が示すように、学級規模と学力の間の有意な相関については、小学5年生時点で観察される相関によってもたらされていることが推察される。これらの結果から以下の2点を指摘することができよう。

- ① 学力と学級規模の間の負の相関関係は、小学5年生時点では頑健に確認されるが、6年生になると減衰する
- ② 18 の非認知尺度の多くは学級規模と有意な相関関係をもち、この相関関係は学年を問わず観察される

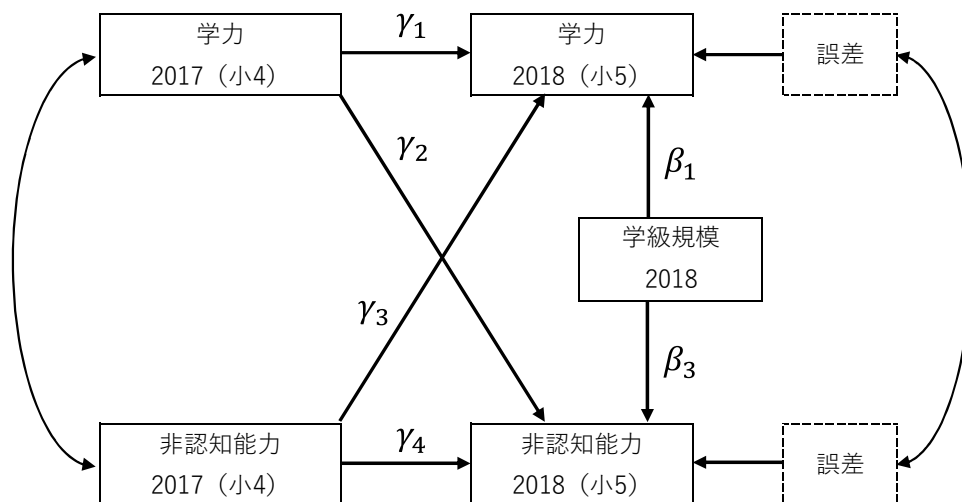
このうち①については、対象自治体の特徴が反映されている可能性を指摘しておきたい。図3に示されているように、本節の分析対象であるA市は、全国平均から見て中～高学力層が相対的に多い自治体であり、かつ就学援助受給率は1割程度にとどまっている。言い換えれば、経済的に裕福な家庭が比較的多い地域、ということになる。A市のターミナル駅周辺には学習塾が数多く存在し、国立・私立中学を受験する児童も少なくない。こうした特徴を考慮すると、小学5年生時点で確認される学級規模と学力の間の有意な負の相関関係が6年生になると消滅し、他方で非認知能力については学年を問わず有意な相関関係が確認されるという上述の分析結果は、分析対象自治体において、6年生になると受験を見据えて学習塾など学校外学習の時間を増やす児童が多くなり、結果的に学級規模を含む学校要因が学力に与える影響が縮小する（学習塾は非認知能力にはそれほど影響しない）、というようなメカニズムが働いていることを反映している可能性があると考えられる。

表4 2波の交差遅延効果モデルの推定結果

	学級規模との相関		自己ラグおよび交差ラグとの相関			
	β_1	β_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
自己感情の制御	-0.054*	-0.003	0.881***	0.000	0.234	0.507***
他者感情の認知	-0.060**	-0.017***	0.876***	0.003	0.449**	0.524***
自己感情の表現	-0.058**	-0.010**	0.877***	0.009***	0.229	0.564***
安全な避難場所	-0.050*	-0.023***	0.882***	-0.005*	-0.090	0.415***
安全基地	-0.051*	-0.030***	0.883***	-0.005*	-0.128	0.378***
自尊感情	-0.053*	-0.009**	0.872***	0.004*	0.437**	0.583***
無気力感	-0.056*	0.012	0.882***	0.008*	-0.051	0.486***
向社会的行動	-0.054*	-0.009***	0.879***	0.000	0.245	0.497***
友人との関係	-0.055*	-0.007*	0.879***	-0.002	0.163	0.517***
内的調整	-0.053*	-0.017***	0.878***	0.011***	0.224*	0.509***
同一化的調整	-0.055*	-0.012***	0.876***	0.005	0.306*	0.504***
取り入りの調整	-0.049*	-0.011**	0.883***	0.001	0.017	0.379***
外的調整	-0.050*	-0.007	0.882***	-0.005*	-0.076	0.385***
外向性	-0.052*	0.006	0.878***	-0.005	-0.027	0.560***
協調性	-0.055*	-0.017**	0.882***	0.001	0.039	0.447***
勤勉性	-0.053*	-0.016*	0.881***	0.010**	0.165*	0.382***
神経症傾向	-0.055*	0.009	0.881***	-0.004	-0.023	0.287***
開放性	-0.048	-0.010	0.877***	0.008**	0.210**	0.227***

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

図5 2波の交差遅延効果モデル



(2) 2波の交差遅延効果モデル

(1) で報告した小学校 4 年生から 6 年生の 3 波のパネルデータを用いた交差遅延効果モデルの推定結果は、小学 6 年生になると学級規模が学力に与える影響が縮小する可能性を示唆するものであった。そこで以下では、小学 4 年生及び 5 年生に限定した 2 波のパネルデータを用いて、交差遅延効果モデルを推定することとする。分析対象は、2017 年度に小学 4 年生だった児童約 1,350 名である。推定モデルは図 5 に示されている。学力及び非認知能力と学級規模の相関はそれぞれ β_1 及び β_3 で示される。これらに加えて、交差遅延効果モデルの特徴である影響経路、すなわち学力→非認知能力のパス (γ_2) 及び非認知能力→学力へのパス (γ_3)、並びに自己ラグからのパス (γ_1, γ_4) についても推定結果を報告することとする。

表 4 は 2 波の交差遅延効果モデルの推定結果をまとめたものである。多くの推定式において学力と学級規模の間に統計的に有意な相関関係を確認することができる。また、非認知能力尺度と学力の相関も統計的に有意となっているものが多い。この結果は、学級規模が学力と非認知能力の双方と相関していることを示すものであると解釈できよう。

自己ラグ及び交差ラグとの相関についても確認しておく。学力、非認知能力尺度ともに自己ラグとの相関は頑健に統計的に有意となっている。18 の非認知能力尺度については自己ラグとの相関の程度に違いが見られ、例えば担任教諭との関係性の尺度である「安全な避難場所」や「安全基地」は自己ラグとの相関が比較的小さくなっている。担任教諭が学年をまたいで変わることの影響を反映しているものと考えられる。また、パーソナリティを構成する「勤勉性」や「神経症傾向」、「開放性」についても自己ラグとの相関が比較的小さくなっていることが確認される。小学校高学年ではパーソナリティに不安定性が残っているのかもしれない。

学力→非認知能力へのパス (γ_2) については、18 の非認知能力尺度の半数において統計的に有意な推定値となっているが、符号はまちまちである。正の相関がみられるのは、自己感情の表現、自尊感情、無気力感、内的調整、パーソナリティの中の勤勉性と開放性、の六

つの尺度となっている。他方、安全な避難場所、安全基地、外的調整、の三つの尺度については負の相関が確認されている。これらの符号は先見的に予測できるものではないが、おおむね想定されるものであると言えよう。

非認知能力→学力へのパス (γ_3) については、統計的に有意な推定値となっているのは六つの尺度（他者感情の認知、自尊感情、内的調整、同一化的調整、勤勉性、開放性）であり、いずれも正の相関を示すものとなっている。これらについてもおおむね想定される符号と一致していると考えることができよう。

5. まとめ

本節では、学力と非認知能力が相互に影響を与えることを想定した交差遅延効果モデルにおいて、学級規模が学力と非認知能力のそれぞれに対してどのような影響を及ぼすかを検証した。A市の小学校4年生から6年生のデータを用いた統計分析の結果、学力と非認知能力が相互に影響を及ぼしあうモデルにおいて、学級規模が学力と非認知能力の双方と相関をもつことがおおむね確認された。心理学を中心とする先行研究において、認知能力と非認知能力が相互に影響していることが報告されていることを踏まえれば、そうした相互関連性を明示的に取り入れた推定モデルを用いることによって、精度の高い統計分析を行うことができる可能性があると考えられる。

本節の分析は、学力と非認知能力の相互関連性を取り入れたモデルの中で学級規模の効果を検証する一つの試みと位置づけられるが、データの階層性を考慮していない点など、推定モデルには不十分な点も残っている。また、3波データを用いた分析結果で報告したように、小学校6年生になると、通塾等の影響が増大することによって学校要因が学力に及ぼす影響が縮小する可能性も確認された。仮に、小学校6年生を分析対象から除外する場合、分析対象となる学年は大幅に限定される。まず、小学校と中学校をまたいだパネルデータを使用することが不可能となる。また、小学校低学年の児童に対しては、高学年と同等の非認知能力尺度を作成するための調査を実施することは難しい。そうすると、分析可能な対象は①小学校4年生と5年生、②小学校低学年の3学年、③中学1、2年生（3年生は高校受験のために学校外学習が増える可能性がある）、の3種類に限定されることになる。こうした点を含め、残された問題は今後の研究課題としたい。

北條雅一（駒澤大学）

参考文献

2節の参考文献と共通のため、2節の末尾にまとめて掲載する。

2 節 Y 県 5 市データの交差遅延効果モデル

1. 分析の全体像

本節の主要な目的は、Y 県 5 市データを用いて学級規模の効果を踏まえ、学力と非認知能力の関連を明らかにするとともに、これらの変数間に推測される因果関係の方向を検証することである。これまで非認知能力が学力に与える影響については多くの研究によって検討されてきたが、それらの研究は 1 時点の横断データによる分析が多く、関連がみられたとしても変数間の因果関係、時間的順序について十分に説明するものではなかった。

本章では、同一個人 of 学力データと非認知能力データを複数期追跡したパネルデータを得ることで、非認知能力が学力に影響を与えるのか、あるいは、学力が非認知能力に影響を与えるのか、双方向の因果関係を分析モデルに含めて両者の関係の検証をしてきた。1 節と同様に、2 節でも引き続き分析モデルとして、学力と非認知能力がお互いに影響しあうモデルを検討し、時間の前後関係を明示的にモデルに組み込み、ある程度因果関係の推測が行うことのできる交差遅延効果モデル (Cross-lagged Model) を採用して、分析を行う(注 1)。

以下、2. ではデータの概要について説明する。3. で詳しくは確認するが、Y 県 5 市のデータは、2 時点分しか入手できなかった。そのため、本節の交差遅延効果モデルは、1 時点目の学力・非認知能力という 2 変数のそれぞれの値が 1 時点目から 2 時点目における両変数の変化に与える影響を検証するものである。この 2 時点の交差遅延効果モデルについて、3. で詳しく説明する。2 時点の学力と非認知能力の関係分析をする中で、2 時点目の学級規模の影響についても検証する。4. で推定結果について議論し、5. はその考察及びまとめである。

2. データの概要

(1) データの説明

分析には、Y 県学力調査のスコア (IRT)、児童生徒調査 (児童生徒の非認知能力を測定するための質問紙調査) の回答データ、学級規模データを使用する。Y 県において、児童生徒調査を実施したのは 5 市のみであるため、本報告書で Y 県学力データを使用している他の章とは異なり、対象となる児童生徒が 5 市に限定される点に注意が必要である。さらに、前項で述べたとおり、Y 県 5 市において、児童生徒調査を行った時期は 2 期 2 時点のみであるため、X 県 A 市分析のように、3 期にわたっての交差遅延効果モデル分析は行えない。

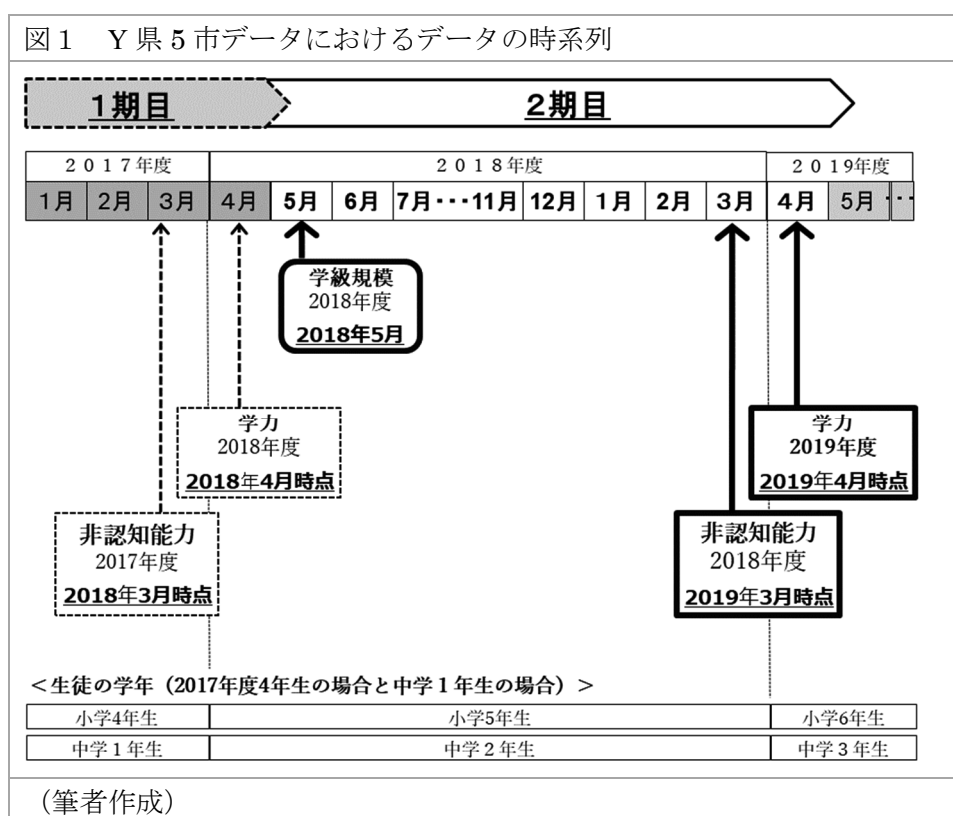
分析対象となったのは、非認知能力を測定するための児童生徒調査を行った 5 市 (B 市、C 市、D 市、E 市、F 市) の 2017 年と 2018 年データである。同じ内容の児童生徒調査を行っている小学校 4 年生から中学校 3 年生のデータのうち、小中学をまたがない 2 期分の児童生徒の個人パネルデータを作成した。具体的には、①2017 年度に小学 4 年生の児童のデータ、②2017 年度に中学 1 年生の生徒のデータと、その追跡データとして、①に後続する 2018 年度に進級して小学 5 年生となった児童のデータ、②に後続する 2018 年度に進級して中学 3 年生となった生徒のデータを、児童生徒の ID で接続して作成した 2 期のパネルデータである(注 2)。学力と非認知能力の関連を明らかにするために、非認知能力の児童生

徒データに、さらに、同じ頃に行った学力調査データについても、児童生徒 ID で突き合わせ、一つのデータセットを作成した。データ数(id 数) は、2017 年度に小学 4 年生の児童 1,519 人、2017 年度に中学 1 年生の生徒 1,206 人分である。

Y 県データの特性上、学力に影響を与える児童生徒調査(非認知能力)と学級規模は学年が異なる前年度のものとなる。学力テストを毎年 4 月に実施しており、児童生徒調査を毎年 3 月に実施しているため、ある学年の児童生徒の非認知能力や所属する学級の規模の影響は、次の学年となつてすぐの 4 月の学力と相互に影響しあっていると考える。

本節では、1 期目の学力・非認知能力のそれぞれの値が 1 期目から 2 期目における両変数の変化に与える影響を検証するが、学級規模が 2 期目における学力・非認知能力の変化にどれだけ影響を与えるかについても確認する。具体的には、2 期目の 2019 年 3 月の非認知能力と 2019 年 4 月の学力に対して、2018 年 5 月の学級規模が与える影響についても検証する。

異なる学年で実施される学力テストと児童生徒調査のデータについて、その時系列関係を整理したものが図 1 である。これらの時系列データを、具体的にどのように 2 時点の交差遅延効果モデルとしたかについては、次項「3. 推定モデル」にて説明する。



例えば、1 期目の 2017 年度に小学校 4 年生の児童のデータとは、2018 年 3 月の小学 4 年生終盤の時に回答した児童生徒調査データと、それに一番近い時期として 2018 年 4 月に小学 5 年生になってから受けた学力テストスコアを有し、さらに追跡データとして 2 期目は、2019 年 3 月、小学 5 年生終盤に回答した児童生徒調査のデータと、2019 年 4 月、小学 6 年生に進級してすぐに受験した学力テストスコアを有する内容となる。

本分析においては、図1で示すように、他の章で「XX年度のデータを用いた分析」と表されるデータの年度とは時点の整理の仕方が異なっている点に注意が必要である。具体的には、学年をまたいで児童生徒調査と学力テストを行っているため、1期目の分析を行う際、児童生徒の学年は二つ存在することになる。しかしながら、児童生徒の学年にこだわってデータを捉えると、学力テストを行う4月から11か月後の3月に受けた児童生徒調査で測定した非認知能力を同じ期のデータとして扱うことになり、両者の間に時間の差がありすぎるため、交差遅延効果モデルのモデル設定が歪（ゆが）んでしまう。本データにおいては、年度（学年）として終盤に児童生徒調査で得たデータと、翌年度の進級した学年で受験した学力データとを同じ期のデータセットとして把握する。

（2）使用する変数の説明

学力の変数は、小学4～6年生は国語と算数の2科目、中学1年生は国語と数学、中学2、3年生は国語・数学・英語の3科目の成績データを偏差値化して平均した得点である。成績データは、学力テストの点数を項目反応理論（IRT：Item Response Theory）で標準化された得点である。IRTの特徴として、テスト問題の難易度に応じて得点が付与されるため、異なるテスト問題においても学力の比較が可能となる点があげられる。

非認知能力の変数は、児童生徒調査における質問項目から合成変数を作成したものであり、全部で18項目ある。非認知能力の18項目については、後掲する記述統計量（表1，2）にあるように、感情知性、担任教諭との関係性、自尊感情、無気力感、向社会的行動、友人との関係、自律的学習動機、パーソナリティ（Big Five）に区分される。感情知性の三つの下位尺度として、自己感情の制御、他者感情の認知、自己感情の表現がある。担任教諭との関係性の二つの下位尺度には、安全な避難場所、安全基地がある。自尊感情、無気力感、向社会的行動、友人との関係については下位尺度はない。自律的学習動機の四つの下位尺度には、内的調整、同一化的調整、取り入れ的調整、外的調整がある。パーソナリティの五つの下位尺度は、外向性、協調性、勤勉性、神経症傾向、開放性である。非認知能力を測定するこれらの項目の詳細については、第2章2節「非認知能力関連の概念・尺度」の説明を参照されたい。

学級規模については、2018年度児童生徒調査データと併せて入手したもので、2018年5月時点の学級規模である。2期目の学力データは2019年4月に受験したものであり、非認知能力データは2019年3月に実施した調査であることから、入手できた学級規模データは2期目の学力と非認知能力の取得タイミングより前で最も近い時期の学級規模データとなる。2018年5月時点の学級規模は、2017年度小学4年生のデータと中学2年生のデータの双方において、最小値が24人、最大値が40人となっている。コントロール変数としては、女子ダミーを用いる。

以上の使用する変数の記述統計量については、表1，表2のとおりである。全ての変数は学校内中心化した数値となっている。

表1 記述統計量（1）

	1期目：2017年度小学4年生					2期目：2018年度小学5年生					
	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
学力（国語・数学・英語の平均(IR)	1,502	0.033	1.208	-3.414	5.653	1,471	0.014	1.221	-4.170	4.958	
非認知能力											
感情知性	自己感情の制御	1,502	0.000	0.696	-1.924	1.422	1,457	-0.016	0.707	-2.071	1.431
	他者感情の認知	1,500	0.000	0.628	-2.180	1.240	1,454	-0.003	0.643	-2.198	1.234
	自己感情の表現	1,501	0.000	0.770	-2.048	1.474	1,454	-0.002	0.785	-2.160	1.512
担任教諭との関係性	安全な避難場所	1,501	0.000	0.827	-1.821	2.117	1,452	-0.013	0.851	-1.640	2.167
	安全基地	1,504	0.000	0.859	-2.282	1.794	1,456	-0.017	0.924	-1.846	2.124
自尊感情	自尊感情	1,442	0.000	0.664	-2.196	1.834	1,418	-0.017	0.697	-2.314	1.686
無気力感	無気力感	1,504	0.000	1.389	-2.598	3.466	1,461	0.041	1.417	-3.002	3.170
向社会的行動	向社会的行動	1,489	0.000	0.593	-2.232	1.143	1,446	0.002	0.597	-2.093	1.209
友人との関係	友人との関係	1,468	0.000	0.606	-2.370	0.906	1,405	0.002	0.623	-2.541	0.933
自律的学習動機	内的調整	1,496	0.000	0.912	-2.022	1.949	1,457	-0.020	0.917	-1.833	1.972
	同一化的調整	1,488	0.000	0.714	-2.656	0.872	1,437	-0.047	0.818	-2.526	1.057
	取り入れ的調整	1,485	0.000	0.889	-1.538	2.091	1,453	-0.017	0.836	-1.375	2.116
	外的調整	1,498	0.000	0.745	-1.565	2.036	1,458	0.004	0.802	-1.444	1.994
パーソナリティ	外向性	1,506	0.000	1.405	-4.161	2.319	1,457	-0.032	1.457	-4.270	2.600
	協調性	1,499	0.000	1.406	-3.989	2.963	1,453	-0.026	1.335	-3.783	3.071
	勤勉性	1,505	0.000	1.388	-3.167	3.426	1,451	-0.031	1.324	-3.560	3.560
	神経症傾向	1,498	0.000	1.284	-3.382	3.565	1,449	0.045	1.274	-3.473	3.250
	開放性	1,493	0.000	1.201	-3.291	3.156	1,449	-0.020	1.226	-3.380	3.143
学級規模（2018年5月時点）						1,470	33.899	3.738	24.000	40.000	
女子ダミー	1,517	0.498	0.500	0.000	1.000	1,496	0.493	0.500	0.000	1.000	

（筆者作成）

表2 記述統計量（2）

	1期目：2017年度中学1年生					2期目：2018年度中学2年生					
	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
学力（国語・数学・英語の平均(IR)	1,192	0.001	1.006	-5.070	3.933	1,169	0.002	1.158	-6.079	4.129	
非認知能力											
感情知性	自己感情の制御	1,200	0.000	0.653	-1.806	1.325	1,125	0.000	0.657	-1.953	1.310
	他者感情の認知	1,199	0.000	0.629	-2.243	1.107	1,124	-0.003	0.651	-2.064	1.115
	自己感情の表現	1,199	0.000	0.759	-2.029	1.428	1,126	-0.040	0.828	-1.935	1.442
担任教諭との関係性	安全な避難場所	1,200	0.000	0.824	-1.319	2.304	1,124	-0.030	0.871	-1.377	2.430
	安全基地	1,195	0.000	0.861	-1.614	2.162	1,122	-0.041	0.865	-1.475	2.414
自尊感情	自尊感情	1,179	0.000	0.672	-2.030	1.770	1,116	0.009	0.712	-1.996	2.022
無気力感	無気力感	1,202	0.000	1.290	-3.054	2.833	1,129	0.001	1.336	-3.137	2.610
向社会的行動	向社会的行動	1,185	0.000	0.580	-2.094	1.143	1,119	0.008	0.604	-2.098	1.098
友人との関係	友人との関係	1,133	0.000	0.654	-2.394	0.867	1,092	-0.006	0.651	-2.372	0.960
自律的学習動機	内的調整	1,194	0.000	0.833	-1.329	2.188	1,116	0.015	0.871	-1.249	2.373
	同一化的調整	1,198	0.000	0.750	-2.315	1.212	1,112	-0.019	0.779	-2.429	1.155
	取り入れ的調整	1,198	0.000	0.844	-1.671	1.953	1,120	-0.030	0.868	-1.537	1.893
	外的調整	1,200	0.000	0.810	-1.653	1.800	1,120	0.025	0.832	-1.631	1.697
パーソナリティ	外向性	1,195	0.000	1.481	-4.160	2.600	1,124	0.021	1.538	-3.821	2.608
	協調性	1,191	0.000	1.268	-3.538	2.758	1,120	0.007	1.238	-3.727	2.690
	勤勉性	1,194	0.000	1.208	-2.474	3.944	1,119	-0.015	1.221	-2.438	4.023
	神経症傾向	1,189	0.000	1.156	-3.456	2.868	1,120	0.055	1.173	-3.444	3.000
	開放性	1,193	0.000	1.170	-3.220	3.170	1,119	0.000	1.233	-3.219	3.061
学級規模（2018年5月時点）						1,470	33.899	3.738	24.000	40.000	
女子ダミー	1,205	0.500	0.500	0.000	1.000	1,190	0.502	0.500	0.000	1.000	

（筆者作成）

3. 推定モデル

データの説明で述べたように、Y 県データ分析においては 2 期分の分析に限定される。前節に引き続き、2 時点以上のパネルデータを用いて複数の変数間の因果関係を推定できる交差遅延効果モデルを採用する。本章 1 節「2. 交差遅延効果モデルの概要」にて、交差遅延効果モデルについては既に説明がされているため、詳しい説明は割愛するが、時間の前後関係を明示的にモデルに組み込み、ある程度因果関係の推測が行うことができる分析モデルである。

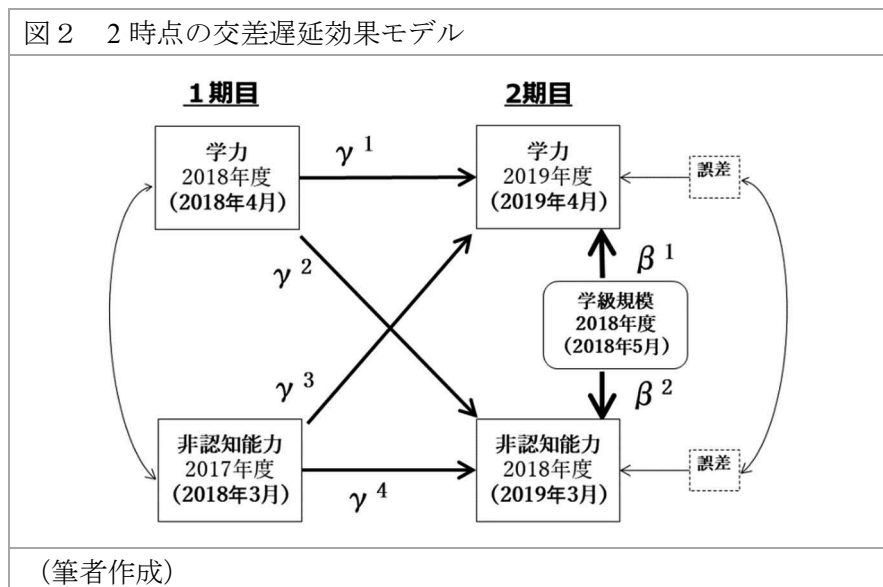
交差遅延（ラグ）効果モデルは、時間の前後関係をラグによって表現する。因果関係というとき、そこには原因→結果という時間の前後関係が想定されている。数式で表現すると、以下の推定式となる（前節より再掲）。

$$Y_2 = \beta_1 X_1 + \beta_2 Y_1 + e_1$$

$$X_2 = \beta_3 Y_1 + \beta_4 X_1 + e_2$$

e は誤差項であり、 X と Y の添え字は時点を示している。

前項で説明した、異なる学年で実施される学力テストと児童生徒調査のデータについて、その時系列関係について整理し、2 期の交差遅延効果モデルに整理したものを図 2 に示す。



交差遅延効果モデルにおいて想定される因果関係は、(1 期前の変数) → (当期の変数) という時間の前後に基づくものであることは、前節にて前掲の近江ほか (2005)、高比良ほか (2006)、西田ほか (2014)、中須賀ほか (2018)、数美 (2017) などの先行研究において、2 波以上のパネルデータを用て分析がなされている点からも明らかである。

図 2 の分析モデルでは、学力の代理指標である学力テスト得点と非認知能力が相互に影響し合うことを想定している。さらに、学力と非認知能力が相互関係にあると想定される中で、学級規模が学力及び非認知能力に影響を与えることをモデルで示したものである。

γ^1 は、1期目の学力（2018年4月時点）が2期目の学力（2019年4月時点）に与える効果を、 γ^2 は、1期目の学力（2018年4月時点）が2期目の非認知能力（2019年3月時点）に与える効果を表している。 γ^3 は、1期目の非認知能力（2018年3月時点）が2期目の学力（2019年4月時点）に与える効果を、 γ^4 は、1期目の非認知能力（2018年3月時点）が2期目の非認知能力（2019年3月時点）に与える効果をそれぞれ表している。

β^1 は2期目の学級規模（2018年5月時点）が2期目の学力（2019年4月）に与える効果を示しており、 β^2 は2期目の学級規模（2018年5月時点）が2期目の非認知能力（2019年3月時点）に与える効果を示している。

4. 推定結果

図2で示した2時点の交差遅延効果モデルを用いて、2017年度に小学4年生の児童のデータ、2017年度に中学1年生の生徒のデータを1期目として、その追跡データをそれぞれに2期目データとして結合した三つのデータセットにて推定した結果を表3、表4に示す。推定する際、非認知能力には18の非認知能力変数を一ずつ投入した18の分析モデルにて、それぞれ推定を行った。

(1) 2017年度に小学4年生の児童のデータと追跡データのデータセット

まず、2017年度に小学4年生の児童のデータにおいては、学級規模と学力、学級規模と非認知能力の間の有意な相関関係はほとんど確認されなかった。唯一、パーソナリティの解釈度「協調性」への正の学級規模効果が確認されたが、有意水準は10%にとどまるものであった。

交差遅延効果については、1期目の学力から2期目の学力への効果、1期目の非認知能力から2期目の非認知能力への効果について、18の非認知能力を説明変数を一ずつ投入して推定した全ての分析モデルにおいて1%有意水準にてその正の効果が確認された。1期目の学力から2期目の非認知能力への効果については、感情知性の過半の変数、自尊感情、自律的学習動機の一部の変数とパーソナリティの過半の変数を非認知能力項目として投入した分析モデルにおいて、1期目の学力から2期目の非認知能力への正の効果が統計的に有意として確認された。他方、担任教諭との関係性の変数と一部の自律的学習動機の変数への負の効果が確認された。1期目の非認知能力から2期目の学力への効果としては、自律的学習動機の全ての変数からの効果が統計的に有意に確認された（取り入れ調整と外的調整については負の効果であった）。

(2) 2017年度に中学1年生の生徒のデータと追跡データのデータセット

2017年度に中学1年生の生徒のデータにおいても、学級規模と学力、学級規模と非認知能力の間の有意な相関関係はほとんど確認されなかった。唯一、自律的学習動機の下位尺度「取り入れ調整」への正の学級規模効果が1%有意水準にて確認された。

小学生のデータセットと同様に、交差遅延効果については、1期目の学力から2期目の学力への効果、1期目の非認知能力から2期目の非認知能力への効果について、ほとんどの分析モデルにおいて1%有意水準で確認された。1期目の学力から2期目の非認知能力への効

果については、自律的学習動機の過半の変数への正の効果を確認された。1期目の非認知能力から2期目の学力への効果としては、感情知性の2変数と自律的学習動機の内的調整からの正の効果が統計的有意水準にて確認された。

表3 推定結果(1) 2017年度に小学4年生の児童のデータと追跡データのデータセット

		学級規模との相関		自己ラグおよび交差ラグとの相関			
		β_1 学力	β_3 非認知	γ_1 学力→学力	γ_2 学力→非認知	γ_3 非認知→学力	γ_4 非認知→非認知
感情知性	自己感情の制御	-0.016	0.022	0.837 ***	0.030	0.011	0.503 ***
	他者感情の認知	-0.020	0.008	0.833 ***	0.051 **	0.012	0.531 ***
	自己感情の表現	-0.017	0.010	0.831 ***	0.066 ***	0.019	0.491 ***
担任教諭との 関係性	安全な避難場所	-0.018	0.016	0.837 ***	-0.046 *	-0.011	0.341 ***
	安全基地	-0.018	-0.010	0.835 ***	-0.095 ***	-0.012	0.379 ***
自尊感情	自尊感情	-0.016	0.021	0.830 ***	0.063 ***	0.019	0.578 ***
無気力感	無気力感	-0.015	-0.009	0.835 ***	0.004	-0.013	0.497 ***
向社会的行動	向社会的行動	-0.016	-0.004	0.835 ***	-0.020	0.007	0.513 ***
友人との関係	友人との関係	-0.010	-0.019	0.842 ***	0.035	0.009	0.520 ***
自律的学習動機	内的調整	-0.018	0.001	0.832 ***	0.129 ***	0.034 **	0.466 ***
	同一化的調整	-0.014	-0.018	0.830 ***	0.019	0.040 ***	0.529 ***
	取り入れ的調整	-0.016	0.015	0.832 ***	0.040 *	-0.033 **	0.501 ***
	外的調整	-0.019	0.005	0.832 ***	-0.045 *	-0.026 *	0.419 ***
パーソナリティ	外向性	-0.017	-0.004	0.834 ***	-0.018	0.010	0.576 ***
	協調性	-0.016	0.041 *	0.835 ***	0.041 *	0.009	0.465 ***
	勤勉性	-0.018	0.030	0.836 ***	0.087 ***	0.000	0.415 ***
	神経症傾向	-0.017	-0.004	0.834 ***	-0.018	0.010	0.576 ***
	開放性	-0.015	0.015	0.838 ***	0.059 **	-0.013	0.261 ***

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

(筆者作成)

表4 推定結果（2）2017年度に中学1年生の生徒のデータと追跡データのデータセット

		学級規模との相関		自己ラグおよび交差ラグとの相関			
		β_1 学力	β_3 非認知	γ_1 学力→学力	γ_2 学力→非認知	γ_3 非認知→学力	γ_4 非認知→非認知
感情知性	自己感情の制御	0.016	0.005	0.892 ***	-0.014	0.025 *	0.572 ***
	他者感情の認知	0.032	-0.016	0.828 ***	0.033	0.004 *	0.477 ***
	自己感情の表現	0.015	-0.013	0.891 ***	-0.015	0.009	0.541 ***
担任教諭との関係性	安全な避難場所	0.015	0.034	0.892 ***	-0.012	-0.001	0.335 ***
	安全基地	0.016	0.044	0.892 ***	-0.011	-0.002	0.358 ***
自尊感情	自尊感情	0.015	0.016	0.015 ***	0.015	0.000	0.015 ***
無気力感	無気力感	0.015	0.002	0.892 ***	-0.023	0.011	0.575 ***
向社会的行動	向社会的行動	0.015	0.002	0.893 ***	-0.036	0.008	0.533 ***
友人との関係	友人との関係	0.024	-0.016	0.887 ***	-0.027	0.001	0.552 ***
自律的学習動機	内的調整	0.013	-0.004	0.882 ***	0.105 ***	0.034 **	0.531 ***
	同一化的調整	0.015	0.010	0.889 ***	0.059 **	0.011	0.498 ***
	取り入れの調整	0.015	0.066 ***	0.890 ***	0.100 ***	0.011	0.552 ***
	外的調整	0.016	0.007	0.891 ***	0.040	0.000	0.536 ***
パーソナリティ	外向性	0.015	-0.017	0.892 ***	-0.031	0.011	0.680 ***
	協調性	0.016	0.023	0.891 ***	0.034	0.003	0.546 ***
	勤勉性	0.017	-0.004	0.891 ***	-0.021	0.006	0.502 ***
	神経症傾向	0.016	-0.023	0.891 ***	-0.004	-0.017	0.481 ***
	開放性	0.017	-0.019	0.891 ***	0.002	0.009	0.403 ***

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

(筆者作成)

5. まとめ

本節では、2時点の交差遅延効果モデルを用いて、学力と非認知能力が相互に影響を与える分析モデルの中で、学級規模が学力と非認知能力それぞれに与える影響についての検証を試みた。

試行的な分析であることを踏まえつつ、Y県5市にて2017年に小学校4年生の児童の2時点の追跡データと中学校1年生の生徒の2時点の追跡データによる交差遅延効果モデルの分析結果を概観する。まず、学級規模効果については、いずれのデータセットを用いた分析においても、学級規模から学力への効果は認められず、学級規模から非認知能力への効果もそれぞれ1変数で確認されたのみで、そのほとんどが確認されなかった。

交差遅延効果については、いずれのデータセットにおいても1期目の学力から2期目の学力への効果、1期目の非認知能力から2期目の非認知能力への効果について、そのほとんどが1%有意水準にて統計的に確認された。これらの結果については安定している結果であるので、今後、学力と非認知能力の相互関係を研究する際には、既に獲得した能力と今の能力との因果関係を考慮した検証が求められるであろう。一部のデータセットでは、担任教諭との関係性（安全な避難場所、安全基地）や一部の自律的学習動機の非認知能力尺度と学力の互いの交差遅延効果を確認できたもののあったため、今後とも学力や非認知能力の研究

を進めていくに当たっては、学力と非認知能力の相互作用についても注視していく必要があるだろう。

本分析は限られたデータセットでの試行的分析のため、その結果の解釈には慎重を期するものである。データの制約上、2時点の交差遅延効果モデルであり、3時点の分析モデルと比較するとその情報量と精度に劣る点、学校と学級の階層的な構造を踏まえた分析には至っていない点等、問題は残るが、それらは今後の課題としたい。今後も継続して学力・非認知能力の両データを、個人を追跡できる形で蓄積していくことは重要であり、さらなる精度のデータセットの構築とその分析が待たれる。

岡嶋裕子（京都先端科学大学）

飯田星良（追手門学院大学）

参考文献（1，2節共通）

- Borghans, L., Golsteyn, B. H., Heckman, J. J., & Humphries, J. E. (2016). What grades and achievement tests measure. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(47), 13354-13359.
- Cunha, F., & Heckman, J. (2007). The technology of skill formation. *American economic review*, 97(2), 31-47.
- Finkel, S. E. (1995). *Causal analysis with panel data* (No. 105). Sage.
- MacCann, C., Jiang, Y., Brown, L. E., Double, K. S., Bucich, M., & Minbashian, A. (2020). Emotional intelligence predicts academic performance: A meta-analysis. *Psychological bulletin*, 146(2), 150.
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the five-factor model of personality and academic performance. *Psychological bulletin*, 135(2), 322.
- 近江玲, 坂元章, 安藤玲子, 秋山久美子, 木村文香, 櫃淵めぐみ, 内藤まゆみ, 高比良美詠子, 坂元桂, 足立にれか, 鈴木佳苗, 加藤祥吾, 坂元昂, 坂元昂. (2005). インターネット使用と情報活用の実践力の因果関係: 中学生に対する3波パネル研究. *日本教育工学会論文誌*, 29(1), 11-21.
- 数実浩佑. (2017). 学力格差の維持・拡大メカニズムに関する実証的研究——学力と学習態度の双方向因果に着目して——. *教育社会学研究*, 101, 49-68.
- 高比良美詠子, 安藤玲子, 坂元章. (2006). 縦断調査による因果関係の推定——インターネット使用と攻撃性の関係. *パーソナリティ研究*, 15(1), 87-102.
- 中須賀巧, 阪田俊輔, 杉山佳生. (2018). 体育学習における動機づけ雰囲気, 目標志向性, 生きる力の因果関係の推定. *体育学研究*, 17104.
- 西田裕紀子, 丹下智香子, 富田真紀子, 安藤富士子, 下方浩史. (2014). 高齢者における知能と抑うつとの相互関係: 交差遅延効果モデルによる検討. *発達心理学研究*, 25(1), 76-86.

注

- 1 因果関係というとき，そこには原因→結果という時間の前後関係（ラグ／遅延）が想定される。
- 2 2017年度に小学5年生の児童のデータと，追跡データとして2018年度に進級して小学6年生となった児童のデータについては，2019年4月の学力データが中学での学力テストデータとなり，小中学校をまたぐため，分析対象から外した。

おわりに

1. まとめと残された課題（学力班）

本プロジェクトは学級規模が子供の非認知能力や学力にどのような影響を与えるかを把握することを目的とし、学力班は主に学級規模と学力との関係を明らかにする役割を受け持った。直感的には、学級規模を小さくすれば子供一人一人に教員が割ける時間とエフォートが増加し、非認知能力の開発・育成を助け学力も上げることになると予想される。しかし、単純な国際比較においてもあるいは国内外の精緻な統計分析を行った多くの研究においても、十分な統計的頑健性を持ってそれを指示する結果が得られてきたわけではない。

そこで、学力班は先行研究では十分な対応がなされていない部分をできるだけ補う形で研究を進めることとした。まず、データの質である。できるだけ環境にバラツキや変化がない状況で追跡できること、十分に代表する数の観測対象を確保できること、収集に偏りがないうこと、学力に影響を与えると思われる重要な要因の情報が欠落しないことなどである。今回、分析に使用した二つのデータセットは、それぞれ特定の自治体から得たもので、児童生徒が置かれている環境がある程度同一であり観察期間中も教育環境に関する大きな変化は起きていない。また、ほぼ全員の児童生徒を含み、かつ、アンケート調査を行うことで多くの追加的情報を得たという点でも優れている。

また、何よりも児童生徒を複数年間縦断的に追跡しパネルデータを作成したことで精度の高い分析が可能となった。観察期間前までに形成されかつ期間中にはほぼ変更がない学力に影響を及ぼす幾つかの要因が存在する。生来の能力（才能）、親の教育へのコミットメントや子供への関心、家庭及び地域の文化資本などである。これらの要因は、学力を説明する他の変数と相関を持つ可能性が高く、個人効果推定、場合によっては固定効果推定を行わなければ推定値にバイアスをもたらす。

第3章では、その対策を講じた分析を行ったが、学級規模効果に関する結果が一貫して観察されるということにはなかった。第4章では、マルチレベル分析を適応し複数階層を考慮した推定を行ったが、そこでも学級規模効果が全ての科目で観察できるというわけではなかった。

さらに、交絡効果をもつ変数が欠落することによって生じる推定バイアスの問題も検討した。まず考慮したのは、学力の分析においては欠かせないと言われている家庭の社会経済的地位（SES）である。第3章では、学級規模を小さくすれば、教員がより手厚い対応が取

れるようになることで、生徒が背負った家庭環境のハンディを軽減できる可能性が示された。

なお、本研究では齲歯（うし）の状況と家庭の社会経済的状況との関係进行分析し、両者の間に強い関係が見られることを確認した。歯の状況は、SES だけでなく親の子供への関わりを反映していると言われている。齲歯の検査は全国小中高等学校で行われており、これらの通常入手できない情報の有望な代理変数となりうる。

次に検討したのは生まれ月の効果、相対年齢効果、である。多くの先行研究では、学力の決定要因としてその重要性が確認されている。本研究でも、その効果の存在を確認し、学級規模が非認知能力を媒介変数として学力に影響を与えるようなモデルを考える場合は、生まれ月を含まなければ欠落変数バイアスが生じる可能性があることを示した。

加えて、これまでの研究よりも拡張されたより複雑なモデルを当てはめる可能性も検討した。学級規模が学力に影響を及ぼす過程は複雑で単純な推定式だけでは捉えられないかもしれない。そう思わせる原因の一つは、学校や教員の対応の変化である。学級規模の変更に対応して教員の配置が変わったり教員の教育方法や負荷が変化したりする可能性が高い。第5章と第6章では、そのような周囲の反応を考慮する必要性を示した。さらに、学級規模は非認知能力と学力の両方に影響を与え、かつ後者の二つは時間を経て影響しあうという交差ラグモデルを適用し、学級規模が長期的にかつ多方面に与える影響を把握した。しかし、以上のような分析を試みても、学級規模が学力に与える効果が全ての側面で観察されたわけではない。

以上の結果に基づいて、今後に残された課題を議論したい。まず、学級規模の効果が非連続的に生じる可能性である。本研究では、全ての推定において学級規模の1次項あるいは2次項を用いているが、学級規模はある水準までは効果がないがそれを越えて小さくなると飛躍的に効果を現すようなものなのかもしれない。北欧諸国での学級規模が日本と比して極端に小さいことを考えると、規模の縮小とともに徐々に効果が現れるというのではなく、一挙に、例えば15人規模に落とした場合に初めて顕著な変化が現れる可能性がある。

また、この規模に関する非連続性は、先に議論したように教員の教育方法の変化を伴って初めて効果を発するようなものかもしれない。規模が大きい場合はそれに適した教育方法を採用し、規模がかなり小さくなれば教育方法を大きく変更して効果を上げるというふうに、規模に適した教育が行われない限り効果が限定的なのかもしれない。第7章に示した学級規模の2乗項を含んだ推定式の幾つかでは、推定された最適規模がほぼ現在の平均値に等しいという結果となった。このことは、現状の規模に応じた教育方法が定着しており、そこからの突然の変更は教育方法の不適合を引き起こしている可能性があることを示している。

もう一つの課題は、本研究で使用された学力の指標である。ここでは、主に知識獲得量や習得水準を測った試験の結果を使用している。そのような学習は比較的規模の経済性が働きやすく規模の大きな学級でも成果が期待できる可能性がある。小規模学級がより効果

を発揮するのは、近年重視され始めている課題探求学習における課題発見や課題解決あるいはコミュニケーション能力やプレゼンテーション能力などを育成する場合かもしれない。

さらに議論を進めれば、教育はより多くの知識を習得することのみを目的として行われているのではないことも強調しておく必要がある。児童・生徒の日々の学校生活におけるウェルビーイングや生涯を通じて幸福に貢献するものでなければならない。今回の学力班の研究は、残念ながらそれらを捕捉することを目的としていない。今後は、ウェルビーイングを捕捉する指標と適切に把握分析する手段の開発が求められる。また、生涯を通じた幸福への貢献を計測するには長期的な追跡調査も強く求められている。

最後に今回のプロジェクトでも経験したことを紹介し、今後の調査の在り方に関する一つの提言を行いたい。本調査で使用した齶歯のデータだけでなく、学校には子供の健康や体力測定の手帳データが存在する。また、教師の属性や経験に関する資料も残っているはずである。さらに、学校基本調査や市町村の社会経済状況に関する統計もマッチングすることが可能である。それらのデータを繋（つな）ぎ合わせることで、これまでアンケート等では入手できなかった正確な情報を含んだデータセットが構築できれば、子供の成長に影響を与える要因やその構造を明らかにしようとする研究がこれまでにない広がりを持つ可能性が存在する。

令和 5 (2023) 年 3 月

「教員の配置等に関する教育政策の実証に関する研究」

学力班代表者 松繁 寿和 (高松大学)

2. まとめと残された課題（非認知能力班）

今回の調査結果からは、小学校 4～6 年の児童において、学級規模が小さいほど、各種非認知能力の発達が正の方向に促進される傾向があることが認められたと概括できよう。とりわけ、X 県 A 市の 3 か年にわたる時系列的データに対する潜在成長曲線モデル分析から、学級規模が小さいほど、児童の担任教師への感情的態度、友人との関係、感情知性、向社会性、自尊感情、学習動機づけ等における経年的な伸び（上昇）の程度が大きくなる傾向が見られたことは、刮目（かつもく）に値するものと言える。

第 2 章 1 節でふれたように、子供の学校生活において、その非認知能力の発達は、主に教師からの関わりや教師－児童・生徒の関係性、及び子供同士の関係性や集団としての活動を通してもたらされることが理論的に想定されるが、それらの効果は、基本的に学級担任制で教育を受ける小学校児童においてより大きいと言えるのかもしれない。一方、教科担任制の中学校においては、その効果が多少とも減殺されてしまうということがあるのだろう。学校に在籍するほぼ全時間を児童が同一教師の下で生活する小学校の学級運営においては、学級規模の小ささが、教師と児童との関係性及びその教師の下での子供集団の活動等により促進的な影響をもたらし、結果的にそれが種々の非認知能力の発達に寄与するという因果の道筋が推察される。

いささかスペキュレーションということにはなるが、これらのことから考え得るのは、教師－児童の関係性がより濃密なものとしてあることが想定される小学校低学年において、学級規模の効果がより大きいのではないかということである。現在、架け橋プログラムの構築等、幼保小接続の在り方が盛んに問われているが、（無論、児童本人に対する質問紙調査が必ずしも容易ではない小学校低学年段階において方法論上の工夫は必要になるだろうが）今後は、より低年齢の子供を対象にした学級規模の影響に関わる調査を実施していくことも求められよう。

また、今回、十分に分析できたとは言い難いが、X 県 A 市の小学校教員から提供されたデータから、学級規模が小さいほど、教師のウェルビーイングの程度が高い傾向が認められた点にも着目すべきであろう。そもそも、学級規模に関わる議論は、規模の大小が、児童・生徒の認知・非認知の諸能力にいかに関与を及ぼし得るかということのみならず、教師の労務上の負担、心身の健康、ワーク・ライフバランス等にいかに関与を及ぼし得るかという視点からもなされてきたことを再確認しておいてしかるべきであろう。学級規模の大きさが、教師の過重な負担につながり、それが心身の健康等を脅かし、また職務に対する動機づけを低下させるというようなことがあれば、そうした視点からも、適正な学級規模がいかほどのものか、精緻に検討される必要がある。

そして、このことは実のところ、児童・生徒の非認知能力の発達との絡みでも重要だと言える。第 2 章 1 節でふれたとおり、国立教育政策研究所が以前実施した、非認知能力に関する大規模調査の結果からは、教師の抑うつ傾向の低さやウェルビーイングの高さが子供の

各種非認知能力の指標と正の関連を示したことが報告されている(濱口, 2018)。こうしたことから想定されるのは、学級規模の大小が、教師のメンタルヘルスやウェルビーイングを介して、子供の非認知能力の発達に影響をもたらすというプロセスである。教師のメンタルヘルスやウェルビーイングは、教師と子供との関係性や学級の感情風土を左右することが理論的に強く想定されるだけに、今後は、こうしたプロセスの実証的検討も詳細に進めていく必要があるだろう。

今回の調査結果から、もう一つ付言しておかなくてはならないのは、小学校高学年児童において、相対的に多く学級規模と非認知能力の各種指標との間に関連性が認められたとは言っても、その関連性の具体的な中身に関しては、サンプルによってかなり異なるものであったということである。X県A市とY県5市との間の違いということは元より、(今回、分析結果は示していないが)Y県5市の間にも少なからず違いがあったと言える。こうしたことから当然、考えなくてはならないことは、調査の中では変数化されていない、それぞれの地域の教育に関わる特殊な事情が、学級規模がもたらす影響に複雑に調整効果をもたらしているという可能性である。保護者の教育アスピレーションや必ずしも金銭面の投資に反映されないような教育的関わり、あるいは学習塾等に限定されない家庭外・学校外での学習機会の多さなど、学級規模の大きさから一般的に生じ得る負の効果を緩和・減殺するような特殊な要因が、それぞれの地域に特異な形で存在しているのかもしれない。

その意味では、具体的にどのような要因の関与が考えられるのか、それを明らかにするための、地域の特色に目を向けた精緻な質的アプローチも本来、あってしかるべきなのだろう。そして、そうした質的検討から浮かび上がってきた幾つかの要因を、今後、量的研究における調査の中に具体的に盛り込んでいくという方途が考えられる。あるいはまた、地域の特異性として関与し得る要因がある程度、絞り込まれたとすれば、その知見に基づきつつ理論的サンプリングを行い、それぞれに特色のある複数地域をターゲットとする調査を計画的に実施していくことも構想してよいところであろう。ただ、その際、それぞれの調査において異なる調査項目が設定されているのは、当然、分析結果の意義が半減してしまうわけであり、その意味からすれば、今後、行われる調査においては、認知・非認知にかかわらず、可能な限り、共通の調査項目が用いられることが必要であると考えられる。

もっとも、本来、こうした教育の効果検証においては、RCT(ランダム化比較試験)デザインに基づく人為的な介入実験が理想的であることは言うまでもない。しかし、人為的にランダムに児童生徒を小学級と大学級に振り分けての効果検証は、少なくとも日本においては、倫理的視座からしても非常に困難であると言わざるを得ない。そうした意味では、いわゆる「マイモニデスの法則」に従った自然実験、すなわち学級の在籍者数が一定数を越えた段階で学級が2分割された事例をデータとする分析等が功を奏するのだろう。もちろん、こうした研究は既に日本でも行われており、貴重な知見を少なからず提供しているわけであるが、現状として、日本全体で組織的にそうした事例を即時的かつ網羅的に把握し、それを調査に確実に結びつけていくような体制は存在していない。その意味では、文部科学省及

び国立教育政策研究所等が中心となって、そうした組織的・体系的な調査を可能ならしめる体制を構築していくということが今後の有望な選択肢の一つとしてあるのだろう。

無論、学級規模に限らず、様々な教育的な施策あるいは環境等の影響を長期的につまびらかにするための大規模な長期縦断コーホート調査が慎重に検討され、国家規模で実現されることが本来、最も真摯に検討されるべき課題であることは言うを俟（ま）たない。幼少期からの種々の教育に関わる変数を盛り込んだ体系的な縦断研究が、現在、文部科学省によって展開されている 21 世紀出生時縦断調査に匹敵するくらいの規模で、近い未来に展開されることが切に望まれるところである。

最後に、今回、殊に小学校 4～6 年において学級規模の小ささが児童の各種非認知能力の発達に促進的な影響をもたらし得る可能性を見て取ったわけであるが、それがそのまま、非認知能力の発達において学級規模を小さくすることが望ましいという政策提言につながるわけではないのだろう。先にもふれたように、子供の非認知能力の発達を支え促す、学校内でのより本質的な要因が、教師からの関わりや教師－児童・生徒の関係性、及び子供同士の関係性や集団としての活動等であるならば、それらの質をもっと直接的に引き上げ得るような方途の方が、費用対効果の点で、学級規模を小さくするという政策よりもすぐれるという可能性も当然、否めない。あるいはまた、教師のウェルビーイングを高めるということにしても、教師が担当する学級規模を小さくすること以上に、効果的な方法があるかもしれない。その意味においては、学級規模が大きい状況でありながら、子供の認知・非認知に関わる種々の力が高水準で育成されているような事例、あるいは教師のメンタルヘルスやウェルビーイングが良好な状態に維持されている事例等に着目し、観察や面接などの方法も駆使しながら、そこに関わる要因を精細に検討していくことも必要なのだろう。その上で、時にはアクション・リサーチなども行いながら、学級規模の操作による効果と、それらの要因により直接に働きかけていく施策による効果を、慎重に比較検討していくことが求められよう。

現状として、学級規模が、子供に対する教育及び子供の心身発達にいかに関与するか、未解明なことは極めて多い。しかし、なぜ解明できないのか、その阻害要因は少しずつではあるが確実に見えてきているとも言える。今後は、その阻害要因を一つずつクリアすべく方法上の改善を重ね、中長期的視座を持って、地道に着実に調査データを蓄積し、多角的に解析し続けていくことが必要であろう。

令和 5（2023）年 3 月

「教員の配置等に関する教育政策の実証に関する研究」

非認知能力班代表者 遠藤 利彦（東京大学）

教員の配置等に関する教育政策の実証に関する研究 報告書

令和 5 (2023) 年 3 月

発行者 国立教育政策研究所
住 所 〒100-8951 東京都千代田区霞が関 3-2-2
電 話 03-6733-6833 (代)
印 刷 株式会社ブルーホップ