



RIETI Discussion Paper Series 21-J-046

## 中学の強制的な部活動がスキルとアウトカムに与える影響

安井 健悟  
青山学院大学

佐野 晋平  
神戸大学

久米 功一  
東洋大学

鶴 光太郎  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

## 中学の強制的な部活動がスキルとアウトカムに与える影響\*

安井 健悟（青山学院大学）

佐野 晋平（神戸大学）

久米 功一（東洋大学）

鶴 光太郎（経済産業研究所 / 慶應義塾大学）

### 要 旨

本論文は中学の部活動が認知・非認知スキルや教育・労働市場・健康のアウトカムに与える短期・長期の因果的な影響を実証的に分析するものである。部活動への参加の内生性の問題に対処するために、在学した公立中学において部活動への所属や活動そのものが生徒に強制されたかという学校ごとの方針を操作変数として用いて因果的な影響を推定した。まず、OLS により部活動と様々なスキルおよびアウトカムとの偏相関を確認したところ、部活動への参加と 17 個の変数に相関があることが確認された。しかしながら、操作変数を用いて部活動の因果的な影響を推定すると、それらの関係はほとんど確認されなかった。確認された影響は、短期的には中 3 の学力を高くし、高校での遅刻・欠席を少なくし、長期的には協調性を高くするものの、外向性と賃金を低くするということである。この結果は、部活動に参加しないという生徒の合理的な意思決定に学校が介入して参加させると、生徒個人にとっての資源配分が非効率になり、獲得されるスキルや長期的なアウトカムが低下しているとも解釈できる。また、生徒にとってだけでなく、部活動の費用を負担する教員、学校や政府にとっても望ましくない影響だと考えられる。

キーワード：部活動、認知スキル、非認知スキル、教育水準、労働市場のアウトカム、健康状態

JEL classification: I21, J24, J31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

\* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「AI時代の雇用・教育改革」の成果の一部である本稿の作成にあたり、矢野誠理事長、森川正之所長、中田大悟氏、広野彩子氏をはじめとする経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の参加者から有益なコメントを頂いた。また、安井はJSPS 科研費 JP20K01711 の助成を受けた。記して感謝申し上げたい。

## 1. はじめに

学校教育における部活動は、他の教育活動と同様に消費としての側面と人的資本への投資としての側面がある。投資の側面に注目すると、例えば運動部の活動は生徒の運動能力や健康状態を高めるだけでなく、ソーシャルスキルや勤勉性などの非認知能力を高める機会になるかもしれない。また、その結果として学力、教育水準、そして成人後の賃金や昇進などの労働市場での成果を高める可能性もあろう。しかしながら、部活動にエネルギーや時間、また金銭的な費用を投入するということは、それらの資源を勉強に投入できなくなるのかもしれない、教育水準や成人後の労働市場の成果を引き下げることとも考えられる。また、部活動の影響はあるスキルやアウトカムは高めるが、他のスキルやアウトカムを引き下げるなどすべてのスキルやアウトカムに同じ影響を与えるとは限らないことも予想される。

部活動が何に対してどの程度の影響・効果をもたらすのかは生徒やその家族のみにとって重要であるだけでなく、その活動を負担する教員、学校や政府にとっても重要である。コストを負担する教員、学校、政府にとって、効果的な投資であるかどうかは、負担を判断する意思決定のための必要な情報である。

しかしながら、部活動の影響・効果を計測することは他の教育活動と同様に困難を伴う。なぜなら、部活動を行う生徒の現在と将来のスキル・アウトカムが部活動を行わない生徒のそれらよりも高かったとしても、部活動が現在と将来のスキル・アウトカムを高めているとは言えないからである。そもそも、観察されないスキルが高い生徒が部活動に参加しているという内生性の問題があるからだ。例えば、仮に外向性といった非認知スキルが高い生徒がそうでない生徒よりも部活動に参加する傾向があるとすると、部活参加者の将来のアウトカムがより高いという結果が得られたとしても、それは部活動に参加したことで得られた効果ではなく、その生徒にもともと備わっていた外向性が影響しているという問題である。そこで、既存研究は操作変数やパネル・データを用いることにより、この問題に対処してきた。

課外活動の影響を分析したものとしてはスポーツのみに焦点を当てて分析をしたものが多い。特に注意深く内生性に対処した研究としては、Stevenson (2010)や Ransom and Ransom (2018)が挙げられる。Stevenson (2010)は、政府が財政負担する学校のスポーツにおける男女差別を禁止するタイトル・ナインという法律（公民権法の教育修正法）が1972年に制定されたことによる自然実験を利用して、高校での女性の運動部参加が教育年数と労働参加率を高めたことを確認した。Ransom and Ransom (2018)は運動部参加のセレクションを考慮すると、既存研究の結果と異なり、高校での運動部経験は大学進学率、労働市場参加、賃金に影響を与えていないことが明らかにされた。

スポーツ以外の音楽や芸術などのクラブも含めた活動の影響を分析したものとしては Lipscomb (2007)や Cabane et al. (2016)が挙げられる。Lipscomb (2007)は固定効果モデルを用いて、中等教育における課外活動への参加が短期的な学習成果に与える影響を分析し、運動部やクラブ活動（文化部や生徒会活動など）への参加はそれぞれ学力などを引き上げて

いることを明らかにしている。Cabane et al. (2016)は、17歳の音楽と運動の活動の影響の比較を傾向スコアマッチングにより分析し、運動よりも音楽の活動が教育成果を高める効果が大きく、運動は音楽よりも主観的健康状態を高めることが確認された。

これらの研究成果をまとめると、10代の運動経験の長期的な影響については多くの研究がされているが、内生性に注意を払った研究でも、運動経験それ自体の因果的な影響の有無に関するコンセンサスが得られておらず、運動以外の音楽などの課外活動全般については短期的な影響についてしか分析されておらず、学力を引き上げる効果があるということである。

そこで、本論文では、日本の学校制度の特徴を利用した操作変数を用いることにより、部活動が様々なスキル・アウトカムに与える短期・長期の因果的な影響を推定する。日本では90%以上の生徒が、自分が居住する学区に一つしかない公立中学校に進学する。歴史的な経緯により、部活動は学校教育と関連して運営されているため、ほとんどの中学生は部活動に参加することが可能である。ただし、すべての中学校が同じ部活動を提供しているわけではなく、適切な指導教員や設備の有無によって提供される部活動は学校によって異なる。そして、学習指導要領では部活動への「自主的、自発的参加」が謳われている一方、その活動は「学校教育の一環」として「教育課程との連関」が図られるべきと指摘されるなど、部活動参加についてどの程度自主性に任されているかはあいまいである。そのため、部活動への参加方針には学校によるばらつきが生じており、部活動への参加が任意である学校もあれば、原則的には活動が強制される学校もある。自分が居住する学区に一つしかない公立中学校に進学し、結果としてその中学が持つ部活動の方針に従うことになる。公立中学に進学する個人からすると、部活動の強制性は外生的だといえる。

識別戦略としては、在学している公立中学の部活動が生徒に強制されているか否かが生徒にとっては外生であることから、その学校による部活参加の方針についての変数を操作変数として用いることで部活動参加の因果的な影響を推定する。部活動の参加方針の情報を利用することで、部活動を強制しない学校に行っていたとすれば部活動に参加しないような生徒でも、進学先の学校が偶然、部活動を強制する学校であれば当然部活動に参加することになる。こうした影響を捉えることで、参加した部活動自体から何が得られるのかを検証することが可能になる。また、この操作変数を用いて推定されるものは、部活動への参加が完全に任意の場合には部活動に参加しないけれども、参加を強制する学校に在学した場合には部活動に参加する生徒という遵守者 (compliers)<sup>1</sup> にとっての強制された部活動参加

---

<sup>1</sup> 操作変数としての部活動についての学校の方針への生徒の反応を考える場合、生徒を4つのタイプに整理することができる。第1のタイプは部活動を強制されるかどうかにかかわらず活動をする常時参加者 (always takers) であり、第2のタイプは、強制されるかどうかにかかわらず活動をしない常時不参加者 (never takers) である。そして、第3のタイプは強制されなければ活動しないが強制されると活動する遵守者 (compliers) であり、本論文ではこの遵守者にとっての影響を推定することになる。第4のタイプは強制されなければ活動するが強制されると活動しない反抗者 (defiers) であるが、単調性の仮定によ

の影響であり、母集団にとっての部活動参加の因果的な影響（ATE: Average Treatment Effect）や部活参加者全員にとっての部活動参加の因果的な影響（ATT: Average Treatment Effect on Treated）ではないことについては留意が必要である。

本稿は、既存研究と同様に、学力などへ短期的な影響だけではなく、長期的な影響である認知スキル・非認知スキルや教育・労働市場・健康のアウトカムへの効果を分析することに特徴がある。部活動が影響を与える対象の変数としては、短期的な影響を分析するための中学・高校におけるアウトカムの5変数（中3の学力、高校のレベル、高校でのリーダー経験ダミー、高校での遅刻・欠席の少なさ、15歳時点の肥満ダミー）と、長期的な影響を分析するための認知スキル・非認知スキルの8変数（外向性、協調性、勤勉性、情緒安定性、経験への開放性、自尊感情、統制の所在、認知的熟慮性）と教育・労働市場・健康のアウトカムの8変数（教育年数、大卒以上ダミー、難関大学進学ダミー、フルタイム雇用ダミー、対数賃金、課長以上への昇進ダミー、現在の肥満ダミー、現在の主観的な健康度）を用いる

課外活動の影響を検討した既存研究では、課外活動をスポーツと文化系の活動に分けて分析したものがほとんどであるが、本論文では両者を分けず、部活動全体の分析を行っている。なぜなら、本論文が操作変数として用いている学校の方針は部活動への参加の意思決定には影響するものの、どのような部活動を選択するかという意味決定に強く影響するものではないからである<sup>2</sup>。

そもそも、課外活動が強制されることがなければ、合理的な生徒は本人にとっての限界費用と限界便益を考慮して最適な意思決定として課外活動に参加するかどうかを決定する。しかしながら、強制という介入があることにより個人にとっての資源配分が非効率になることが考えられ、本論文は非効率な資源配分により生じる影響を検証するという目的もある。

本論文の構成は以下の通りである。次節において先行研究を紹介し、第3節において日本の課外活動の特徴と操作変数を記述し、第4節で使用するデータと分析手法を記述する。第5節において分析結果を示し、第6節において結論を述べる。

## 2. 先行研究

諸外国では課外活動としてのスポーツが成人後の教育水準、賃金、仕事の質に与える影響については、社会学、経済学において多くの研究がなされてきたが、その多くはスポーツ経験を外生変数と仮定して分析して正の影響を確認してきた<sup>3</sup>。しかしながら、スポーツ活動

---

り反抗者はいないものとする。

<sup>2</sup> 脚注15では、運動系、文化系に分けた場合について、OLSの、また、あえて同じ操作変数を使用した場合の推計結果について言及している。実際、weak instrumentsの問題が生じうることを指摘している。

<sup>3</sup> 学生時代のスポーツ経験を外生変数として分析したものとしては、Rehberg and Schafer (1968)、Spreitzer

に参加する人は参加しない人よりも様々なアウトカムに影響を与えるような観察されない能力が高いことが考えられるために、スポーツ経験は内生変数となりうるために操作変数を用いてこの問題に多くの研究が対処してきた。

操作変数としてよく用いられたのは身長である。身長が高いほどスポーツの経験確率が高まるが、身長そのものは教育の成果や労働市場の成果に直接的には影響を与えないという仮定の下で操作変数として用いられた<sup>4</sup>。たしかに、Persico, Postlewaite, and Silverman (2004)は、10代のときに身長が高いとその後の賃金が高くなることを実証的に示し、それは身長が高いと高校の運動部への参加確率が高く、その運動部の経験が賃金を引き上げるからだということを示している。しかし、それに続く研究では、10代の身長と運動部への参加は、いずれも社会経済的な要因と関連していることも示された。例えば、Case and Paxson (2008)によると、身長は認知能力と関連しており、恵まれた子どもほど早くに成長し、大人になってからも身長が高い。また、Stevenson (2007)は、恵まれた環境にいる子どもほどスポーツへの参加率が高いことを示している。つまり、身長は除外制約を満たしているとは言えないので、スポーツ活動の因果的な影響を推定するための操作変数として用いるのには適切ではないことがわかる。

運動部経験の内生性に注意深く対処した研究としては、Stevenson (2010)や Ransom and Ransom (2018)が挙げられる。Stevenson (2010)は、政府が財政負担する学校のスポーツにおける男女差別を禁止するタイトル・ナインという法律（公民権法の教育修正法）が1972年に制定されたことによる自然実験を利用して、高校での女性の運動部参加の影響を分析している。この法律によって各州の男性の運動部参加率と同等にするために女性の運動部参加率が引き上げられた。1972年には女性の27人に1人しか運動部に参加していなかったが、この法律の影響で1978年には4人に1人が参加するようになった。その一方で、その期間も含む長期間において、男性は安定的に2人に1人が運動部に参加している。

タイトル・ナイン制定前には、女性の競技参加の拒否などの差別があり、男性と同じように差別のない自由な環境であれば運動部に参加するという意思決定をしていたであろう女性の参加を抑制していたと言える。つまり、男性であれば個人にとっての限界費用と限界便益を考慮して最適な意思決定として課外活動に参加するかどうかを決定できるが、女性の場合は仮に男性と同じ環境であれば最適な意思決定として参加する人であっても参加できない状況に置かれていたが、差別禁止によってそのような人が望ましい状態として参加で

---

and Pugh (1973)、McCormick and Tinsley (1987)、Long and Caudill (1991)、Sabo, Melnick, and Vanfossen (1993)、Ewing (1998)、Eccles and Barber (1999)、Videon (2002)、Darling, Caldwell, and Smith (2005)、Ewing (2007)がある。

<sup>4</sup> Barron, Ewing, and Waddell (2000)、Eide and Ronan (2001)、Pfeifer and Cornelißen (2010)、Rees and Sabia (2010)、Yeung (2015)が操作変数として身長を用いて学生時代のスポーツ経験の影響を分析している。

きるようになったことによる影響を Stevenson (2010)は推定しているとも言える。その一方で、本論文では、生徒の自由な意思決定としての参加しない状態から学校の方針によって参加を強制させられる状態に変化することの影響を推定している。この意味において、参加を促す効果といっても異なる意味を持つ介入の効果の推定している点については注意が必要である。

そして、タイトル・ナインの制定前において、目標となる各州の男性の参加率に差があるため、女性の引き上げの圧力にも州によって変動があることを利用した操作変数による推定が Stevenson (2010)では行われている。推定の結果、州レベルの女性の運動部参加率が10%ポイント上昇すると、女性の教育年数が1%ポイント上昇し、労働参加率が1~2%ポイント上昇することが確認された。

Ransom and Ransom (2018)は Krauth (2016)により開発された relative correlation restriction method という手法を用いてバウンドを推定したところ、運動部参加のセレクションを考慮すると、既存研究の結果と異なり、高校での運動部経験は大学進学率、労働市場参加、賃金に影響を与えていないことが明らかにされた。また男性のみにおいては成人後の運動習慣を高めたが、肥満率を引き下げることがなかった。

スポーツ以外の音楽や芸術などのクラブも含めた活動の影響を分析したものとしては Lipscomb (2007)と Cabane et al. (2016)などがある。Lipscomb (2007)は固定効果モデルを用いて、中等教育における課外活動への参加が短期的な学習成果に与える影響を分析している。その結果、運動部への参加は数学と科学のテストスコアを2%引き上げ、クラブ活動（文化部や生徒会活動など）への参加は数学のテストスコアを1%引き上げる。また、どちらかの活動に参加していると、大学卒業の期待を5%上げることを明らかにしている。

また、Cabane et al. (2016)は17歳の音楽と運動の活動の影響の比較を傾向スコアマッチングにより分析している。その結果、運動よりも音楽の活動が教育成果を高める効果が0.1標準偏差大きく、運動は音楽よりも主観的健康状態を高めることが確認された。また、両方の活動をしていると片方の活動をしているよりも教育成果を0.2標準偏差高め、喫煙確率を10%ポイント引き下げる。また、音楽をしていると、テレビやゲームの時間が減り、読書時間を増やした。

これらの研究成果をまとめると、学生時代の運動経験の長期的な影響については多くの研究がされているが、内生性に注意を払った研究でも、その影響についてのコンセンサスが得られていない。また、我々が知る限り、運動以外の音楽などの課外活動全般については短期的な影響についてしか分析されておらず、学力を引き上げる効果があることが確認されている。

そこで、本論文では、日本の学校制度の特徴が可能にする操作変数を用いることにより、部活動への参加による幅広いスキル・アウトカムに対する短期・長期の影響を分析する。具体的には、在学している中学の課外活動が生徒に強制されているか否かを操作変数として用いる。次節では、部活の強制性を操作変数として用いることができることを示すために、

日本の中学の課外活動について詳しく説明する。

### 3. 日本の中学の部活動

日本の中学校<sup>5</sup>の修業年限は3年間であり、義務教育の一部である。『学校基本調査』（文部科学省）によると、2020年の学校数については、10142校のうち国立中学が0.6%、公立中学が91.6%、私立中学が7.7%である<sup>6</sup>。1990年の公立中学の割合は93.9%だったので、公立中学の割合は若干の低下傾向であるが、現在でも日本の多くの中学生は公立中学に通っている。

中学校に関する規定は学校教育法などの法律等で定められている。入学時点は、満12歳となった最初の4月1日に入学する年齢主義である。修業年限は3年であり、原級留置はほとんど生じない。ごく一部の公立の中高一貫校を除いては、公立中学には入学試験がない。就学者は、居住する基礎自治体内の教育委員会が指定する学校に通学する（学校教育法施行令第5条）。居住する自治体内に2校以上中学校がある場合、通学する学校は地理的状況や歴史的経緯など地域の実態を踏まえ市町村教育委員会により指定さる。なお、学校教育法施行令第8条および第9条にて就学校の変更や区域外就学が認められているが、例外的である。すなわち、1つの通学学区に1つの公立中学校が設置されており、特段の理由がない限りはその学校に通学することが規定されている。

国立教育政策研究所が英語で日本の教育制度を紹介する際に、中学校の部活動としての部活動については次のように説明している<sup>7</sup>。

たいていの生徒が部活動に参加している（その参加が必須（*required*）であることもある）。部活動が運動部と文化部の2種類に分類されており、以下のような例がある。しかしながら、すべての学校が同じ部活動を提供しているわけではなく、適切な指導教員や設備の有無によって提供される部活動は学校によって異なる。

運動部：水泳部、陸上部、体操部、新体操部、野球部、バスケットボール部、バレーボール部、柔道部、剣道部、サッカー部、卓球部、スキー部、相撲部、ハンドボール部、ソフトボール部など。

文化部：吹奏楽部、放送部、将棋部、囲碁部、コンピュータ部、合唱部、落語部、伝統芸能

---

<sup>5</sup> 国立教育政策研究所の英語版のホームページで、中学校を含む日本の教育制度が分かりやすく説明されている（<https://www.nier.go.jp/English/educationjapan>）。

<sup>6</sup> 生徒数は、3,211,219人のうち国立中学が0.9%、公立中学が91.6%、私立中学が7.5%である。

<sup>7</sup> 国立教育政策研究所の英語版ホームページにおける「Education in Japan」の「1. Education System」の「Lower Secondary School」（<https://www.nier.go.jp/English/educationjapan/pdf/201203LSJ.pdf>）のp.7を和訳した。

部、郷土史部、科学実験部、美術部、創作部など。

日本の文部科学省が示す教育課程の基準である学習指導要領によって、部活動は教育課程外の活動と定められたうえで、指導計画の作成等に当たって配慮すべき事項として「生徒の自主的、自発的な参加により行われる部活動については、スポーツや文化及び科学等に親しませ、学習意欲の向上や責任感、連帯感の涵養等に資するものであり、学校教育の一環として、教育課程との関連が図られるよう留意すること」との規定がある。「自主的、自発的参加」が謳われている一方、「学校教育の一環」、「教育課程との関連」が指摘されるなど、部活動参加についてどの程度自主性に任されているかはあいまいと言わざるを得ない。実際、スポーツ庁が発表した『平成 29 年度運動部活動等に関する実態調査報告書』によると、生徒の部活動への所属方針について公立中学の学校長の 30.6%が「全員が所属し、活動も原則参加する」と回答しており、「全員が所属するが、活動への参加は生徒の意思に任せている」と回答しているのは、わずか 1.9%である。つまり、原則的に部活動に参加することになっている中学校も相当の割合で存在しているのである。

2017 年に名古屋大学の内田良ほかの研究者により実施された『中学校教職員の働き方に関する意識調査』によると、学習指導要領における部活動の位置づけを教育課程内と回答した教諭（回答者数：2818）は 23.4%にも上り、管理職（回答者数：269）も 19.7%が教育課程内と回答した。多くの場合、学校側も生徒側も、部活動の強制性についてそれほど深くは考えずに、各学校の慣行に従ってきたと言え、その結果、部活動が強制される中学校とそうでない中学校が存在すると考えられる。

つまり、上述したようにほとんどの日本人は公立中学に進学しており、自分が居住する学区に一つしかない公立中学校に進学した結果、その中学が持つ部活動の方針に従うことになる。その意味で、公立中学に進学する個人からすると、部活動の強制性は外生的だといえる。現実には、進学する中学の部活動の強制性に対する選好に基づいて転居することはないだろう。そもそも、部活動が強制される中学校とそうでない中学校が存在することはほとんど認識されてこなかったといえる。

次節で詳しく紹介するように、本論文が使用するデータには回答者が在学した中学校の部活動についての参加方針を質問している。その回答の選択肢である「生徒全員が部活動に所属し、活動にも原則参加する方針だった」を 3 とし、「生徒全員が部活動に所属したが、活動への参加は生徒の意思に任されていた」を 2 とし、「生徒が希望する場合に部活動に所属した」を 1 とする参加方針の変数を作成した。その参加方針変数を標準化したものと部活参加率のそれぞれについて、回答者が 15 歳時点の居住地の都道府県平均を散布図にしたのが図 1 である。これを見ると、部活動への参加の強制性が強いほど、部活参加率が高いことが確認される。

そこで、本論文では生徒が在籍する公立中学校の部活動への所属方針を操作変数として、部活動（運動部と文化部）が本人の短期と長期のスキル・アウトカムに与える因果的な影響

を推定する。この分析は日本の学校教育の特徴を活かして日本のデータを利用するからこそ可能になるものである。部活動への所属方針の変動が地域のその他の教育の特徴を代理する可能性を排除するために、できるだけ地域の教育の特徴についての変数をコントロールする。次節では、具体的に用いるデータと分析手法を説明する。

#### 4. データと分析手法

##### 4. 1. データ

本論文では、経済産業研究所 (RIETI) により実施された『全世代的な教育・訓練と認知・非認知能力に関するインターネット調査』による個票データを用いて分析を行う。都道府県の運動部の部活加入率 (教育基本調査並びに中高の体育連盟の調査) や運動部への参加方針に関する最近の学校調査 (スポーツ庁「平成 29 年度『運動部活動等に関する実態調査』」) はあるものの、個人レベルで部活の強制性について確認できる調査は RIETI 調査の他に存在しない。この調査は、現役世代の就業者・無業者を対象として、就学時の経験、就職後の教育訓練、認知能力、非認知能力、健康資本などに関して調査することが目的であり、就学時の経験として部活動経験や在学した中学校の部活参加についての方針なども質問している。

調査会社 (楽天インサイト株式会社) が保有するモニターを対象とするインターネット調査であり、本調査と追跡調査からなるが、本論文では本調査によるデータのみを用いる<sup>8</sup>。インターネット調査を用いる利点として、サンプルの代表性を一定程度確保した上で、オンラインならではのテストを行うことによって、認知能力を計測して、非認知能力などの他の

---

<sup>8</sup> なお、楽天インサイトのモニター登録者数は約 220 万人 (2018 年現在) であり、回答内容などから不正者を定期的にクリーニングされている。月次の全モニターチェックで、重複登録やなりすまし登録を排除し、不活発なメールアドレスを随時チェック・排除している。登録モニター (2015 年 7 月調査) は、年収 (国民生活選好度調査 (内閣府))、有配偶状況 (国勢調査 (総務省))、居住形態 (国勢調査 (総務省)) において、公的統計と近似している。また、調査においては、回答時間の異常値 (1 問あたりの平均回答時間の分布より、極端に短すぎる、あるいは、極端に長すぎる回答時間の者を異常値として判別する)、ストレートライナー (マトリクス回答について、一番左側の選択肢のみ一列で回答している人、もしくは全部同じ選択肢を回答している人等が対象) を排除しており、回答者と回答の質を担保している。

調査項目と接合した分析が可能になることが挙げられる<sup>9)</sup>。

本調査は、日本国内に在住の全国 25 歳～59 歳の男女計 6,000 人を回収目標とした。『平成 29 年就業構造基本調査』（総務省）を元に、性別（男女、2 区分）、年齢（5 歳刻み、7 区分）、地域（8 区分）、学歴（大卒以上、大卒未満の 2 区分）、就業状態（有業、無業の 2 区分）の 448 セルで割り付け回収した。スクリーニング調査では、配信数 153,538 人、回収数 9,860 人（回収率 6.4%）であった。引き続いて本調査を行い、有効回答数 6,000 人を回収したタイミングで調査を打ち切った。調査期間については、2019 年 3 月 5 日から 3 月 7 日に本調査配信・回収している。

調査事項については、本調査では、就業形態、労働時間、職種、業種、月収、学歴、婚姻状態、世帯人数、幸福度、満足度、健康状態、小中高の頃の経験、学習内容、大学入試・専攻、認知能力（認知的熟慮性テスト）、非認知能力（ビッグファイブなど）、職場の雰囲気、スキル、職務特性など、スクリーニング設問 12 問、本調査 90 問の合計 102 問である。

回答者の母集団の属性は公的統計と類似しており、『就業構造基本調査』をもとに、性別・年齢・地域・学歴・就業状態で割り付けて回収していることから、本稿の分析対象は、母集団の代表性をある程度確保できている。ただし、より細かい区分でみると、本調査の回答者

---

<sup>9)</sup> オンライン調査と訪問留置調査のいずれに利点があるかは議論のあるところである。オンライン調査には、オンライン調査ならではの実験的なフレーム（設問を randomize できるなど）を使って、真の選好、考え方、信念を計測できる利点がある。この利点を生かした論文として、Benjamin et al. 2014, Kuziemko et al., 2015 Armantier et al, 2016; Carvalho et al.2016, Alesina et al., 2018 などがある。オンライン調査は、社会的に望ましくない類の質問に対する回答が得られやすい（Kreuter, Presser, and Tourangeau 2008）という利点もあり、疫学分野では応用が進んでいる（Gelder, Bretveld, and Roeleveld 2010）。Elisabeth et al. (2018) は、オンライン、対面、対面+オンラインの調査を実施・比較した上で、オンラインの結果をウェイト修正すれば、母集団の分布に近づけられると結論づけている。また、オンライン調査は、回答者の利便性、調査者の負担軽減、コストの面から、公的統計でも導入される傾向にある（例えば、労働力調査におけるオンライン調査 [https://www.soumu.go.jp/main\\_content/000601131.pdf](https://www.soumu.go.jp/main_content/000601131.pdf)）。ただし、調査対象者が高齢者の場合、身体の可動性についての測定や問診を伴う場合、調査構造が複雑な場合は、オンライン調査の導入が見送られている。公的統計においては、無回答者からの回答を得ることが大きな課題となっており（Meyer et al. 2015）、無回答のグループに対して、訪問回数や電話回数を増やすことで、就業率（63.0%から 72.3%に）や失業率（8.1 から 6.7%に）の値が変わったという研究（Heffetz and Reeves 2019）もあることを踏まえると、一定程度の代表性を確保しつつ、認知テストのようなオンラインならではの調査を実施することには、方法論的な合理性があると考えられる。

<sup>10)</sup> 一般的には、いかなる調査方法も抽出調査である限り、偏りは避けられない。訪問留置調査（一戸建て、既婚者が多い、転居を把握できないなど）、インターネット調査（高齢者が少ない、低学歴者が少ない、インターネットにアクセスできる人に限られる）ともに、偏り（カバレッジバイアス）がある。インターネットモニター調査の場合には、確率的な調査（無作為）と比べて、セクションバイアスが生じる。また、訪問留置調査もインターネット調査も、回答による偏り（レスポンスバイアス）が生じる。Elisabeth et al. (2018) がいうように、インターネット調査の偏りは、抽出ウェイトで修正できるが、ウェイト（傾向スコア）の作成が難しい（Blasius and Brandt 2010）。このように、調査方法には、一長一短があるため、目的に応じて適切に用いることが望ましい。

は中卒 1.5%と少なく(就業構造基本調査 6.5%)、女子の大卒比率が低い 23.2%(同 35.1%)、正社員比率が 62.9%(同 66.0%)とやや低く、自営業比率 10.8%(同 6.6%)とやや高くなっている<sup>11</sup>。

本論文では、本調査によるサンプルのうち公立中学校に在籍していた人のみを対象として分析を行う。

#### 4. 2. 分析手法

我々は以下の式(1)により、部活動への参加が短期・長期の様々なスキル・アウトカムに与える影響を推定する。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{部活動参加ダミー} + X'\beta_2 + u \quad (1)$$

式(1)の Y には、短期的な影響を分析するための中学・高校におけるアウトカムの 5 変数(中 3 の学力、高校のレベル、高校でのリーダー経験ダミー<sup>12</sup>、高校での遅刻・欠席の少なさ、15 歳時点の肥満ダミー)と、長期的な影響を分析するための認知スキル・非認知スキルの 8 変数(外向性、協調性、勤勉性、情緒安定性、経験への開放性、自尊感情、統制の所在、認知的熟慮性)と教育・労働市場・健康のアウトカムの 8 変数(教育年数、大卒以上ダミー、難関大学進学ダミー、フルタイム雇用ダミー、対数賃金、課長以上への昇進ダミー、現在の肥満ダミー、現在の主観的な健康度)を個別に用いる。

部活動参加ダミーは、中学校の時に運動系の部活動、もしくは文化系の部活動に参加していた場合に 1 を取るダミー変数である。

その他の説明変数の X には年齢、年齢の 2 乗、父親大卒以上ダミー、母親大卒以上ダミー、社会経済的地位 (SES)、中 3 時点の居住都道府県ダミー、中 3 時点の居住都道府県の生徒一人当たり教育費、中 3 時点の居住都道府県の生徒教師比率である。これらにより、家庭環境が与える影響や地域の教育の特徴をコントロールしている。変数の作成方法の詳細については次項で説明する。

しかしながら、式(1)を OLS で推定した場合、部活動参加ダミーには内生性の問題が生じる。観察されないスキルが高い生徒の方が部活動に参加しやすいことが考えられるためである。そのため、操作変数を用いて式(2)を 1 段階目とする操作変数法を用いることにする。

---

<sup>11</sup> 詳細は、鶴ほか (2019) を参照されたい。

<sup>12</sup> 高校でのリーダー経験はアウトカムの変数とは言えないかもしれない。しかしながら、高校の運動部やクラブのリーダー経験が賃金に正の影響を与えることが Kuhn & Weinberger (2005) や Weinberger (2014) によって示されているように、長期的なアウトカムに影響する重要な経験だと考えて、本論文の分析に用いることとした。

$$\text{部活動参加ダミー} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{原則所属ダミー} + \alpha_2 \text{原則活動ダミー} + X' \alpha_3 + e \quad (2)$$

2段階目の式(1)の部活動参加ダミーが式(2)の被説明変数となる。その他の説明変数  $X$  は式(1)の変数の組み合わせと同じである。操作変数としては部活動に対する学校の方針を示す原則所属ダミーと原則活動ダミーを用いる。在籍する公立中学校の生徒全員が部活動に所属することが求められるが、活動への参加は生徒の意思に任せられていた場合には、原則所属ダミーが 1 を取ることになる。そして、在籍する公立中学校の生徒全員が部活動に所属することが求められるだけでなく、原則的に活動への参加も求められる場合には、原則活動ダミーが 1 を取ることになる。

これらの部活動に対する方針は次の理由で操作変数として適切だと考える。第一に、図 1 で示したように、所属する学校の部活動方針は生徒の部活動への参加確率に強く影響すると考えられる。第二に、学校の部活動方針は、生徒の部活動参加の経路のみにより様々なスキル・アウトカムに影響を与えると考えられる。後者が満たされない 1 つ目の理由は、移動の可能性である。公立中学に進学する際に、部活動への所属や活動を求められるのかによって、居住地を移して他の地区の公立中学に進学するということは考えにくいだろう。2 つ目の理由は、出身学校の部活動の方針が地域の教育の質と相関している可能性である。そのため、1 段階目推定において、できるだけ地域の教育の特徴についての変数をコントロールした。具体的には、中 3 時点の居住都道府県の生徒一人当たり教育費、および、中 3 時点の居住都道府県の生徒教師比率である。これらの変数で捉えられない要因は中 3 時点の居住都道府県ダミーで制御した。また、「暮らし向きはよかった」などの 10 項目から作成された社会経済的地位 (SES) や両親の学歴も制御している。

仮に、「悪い (良い)」学校が部活動への参加を強制させる方針をもつことで操作変数が式(1)の誤差項と相関しているとすれば、操作変数を用いた推定値は OLS 推定値よりも一貫して悪い (良い) 影響の方向に修正することになるが、5 節で示す操作変数を用いた推定値が OLS 推定値を修正する方向は被説明変数により異なるので、結果からも単純に「悪い (良い)」学校が部活動への参加を強制させる方針をもつとは言えないことが分かるだろう。

また、この識別戦略で推定されるものは、部活動への参加が完全に任意の場合には部活動に参加しないけれども、参加を強制される場合には部活動に参加する生徒個人という遵守者にとっての強制された部活動参加の影響であり、参加を強制する学校全体にとっての部活動の影響ではない。

#### 4. 3. 変数の作成方法

分析に用いる各変数については前項で紹介したが、その作成方法についての説明が必要であるものについて、以下に詳述する。

中 3 の学力は、中学 3 年生の時の 5 科目 (英語、国語、数学、社会、理科) についての主

観的な 5 段階評価（「上の方」、「やや上の方」、「真ん中あたり」、「やや下の方」、「下の方」）の平均値を標準化したものである。高校のレベルは、在籍した高校の同級生が大学・短大に進学した割合（5 段階のカテゴリの級中値）を用いた。高校でのリーダー経験ダミーとしては、高校で部活動の部長・生徒会長・文化祭の委員長の経験があると 1 を取るダミー変数を用いた。高校での遅刻・欠席の少なさは、高校の遅刻・欠席について「ほとんどない（1 つの学期に 0~2 回程度）」を 4、「少しあった（1 つの学期に 3~5 回程度）」を 3、「どちらかというとも多い方（1 つの学期に 10 回以上）」を 2、「卒業に差し支える可能性があった（回数が多く、学校から警告を受けた）」を 1 とする 4 段階の数値をそのまま用いた。15 歳時点の肥満ダミーはローレル指数（体重(kg)÷身長(m)<sup>3</sup>×10）が 145 以上の場合に 1 を取るダミー変数である。

非認知能力についての変数としては、性格 5 因子の 5 変数（外向性、協調性、勤勉性、情緒安定性、経験への開放性<sup>13</sup>）、自尊感情、統制の所在をそれぞれ標準化した変数を用いる<sup>14</sup>。自尊感情は自己の承認の程度を計測するものであり、統制の所在は自発性や自己決定を通じて自分の人生をコントロールしていると信じる程度を計測するものである。

性格 5 因子については、10 の質問項目（小塩ほか 2012）から 5 つの性質に該当する 2 つずつの質問項目により変数を作成している。各質問項目は 7 段階の選択式であり、それぞれの性質が強いほど数値が大きくなるように変換したうえで、2 つの項目の数値についての個人の平均値を用いている。自尊感情については 10 項目（梅垣 2002）から、統制の所在については 18 項目（鎌原ほか 1982）から作成している。自尊感情の各項目は 5 段階で、統制の所在の各項目は 4 段階の選択式であり、それぞれの性質が強いほど数値が大きくなるように変換したうえで、自尊感情は 10 の項目の数値についての個人の平均値を、統制の所在は 18 の項目の数値についての個人の平均値を用いている。

認知能力としては Frederick (2005) により提案された CRT (Cognitive Reflection Test: 認知的熟慮性テスト) の正答率を標準化した変数を用いる<sup>15</sup>。CRT は直感的な誤った反応を覆して、正しい反応に到達するために熟考する能力を計測するものであり、IQ と正の相関を持つことが知られている。

難関大学ダミーは進学した大学に一般入試で合格する可能性が 50% である学力偏差値が 65 以上だと回答した場合に 1 となるダミー変数である。現在の肥満ダミーは BMI（体重

---

<sup>13</sup> 外向性は関心やエネルギーが外的な人々や物事の世界に向いている性質である。協調性は利己的ではなく協調的に行動する傾向を持つ性質であり、勤勉性はまめで責任感があり、よく働く傾向を持つ性質である。情緒安定性は気分屋ではなく、感情的な反応が予測可能で一貫している傾向を持つ性質である。情緒安定性の代わりに神経症的傾向を用いる場合もあるが、神経症傾向が強いということは情緒安定性が低いということを意味する。経験への開放性は新たな美的、文化的、知的経験に対して開放的な傾向を持つ性質である。

<sup>14</sup> 非認知能力の計測方法については鶴ほか (2019) を参考にされたい。

<sup>15</sup> CRT の計測方法については鶴ほか (2019) を参考にされたい。

(kg)÷身長(m)<sup>2</sup>) が 30 以上の場合に 1 をとるダミー変数である。現在の主観的な健康度については現在の自身の健康状態について 5 「とてもよい」から 1 「よくない」の 5 段階のカテゴリの数値をそのまま用いている。

社会経済的地位 (SES) については、中学 3 年生の時に「暮らし向きはよかった」、「両親は共働きしていた」、「家にたくさんの本 (漫画や雑誌以外) があった」、「家に絵画や芸術作品 (画家や芸術家によるもの) がたくさんあった」、「美術館や博物館によく連れて行ってもらった」、「コンサートによく連れて行ってもらった」、「アウトドアや自然体験の機会がよくあった」、「国内旅行によく連れて行ってもらった」、「海外旅行によく連れて行ってもらった」という 10 項目のそれぞれについての「非常に当てはまる」から「まったく当てはまらない」の 5 段階評価での回答を各項目について標準化したものの平均値を用いている。数値が大きいと SES が高いことを意味する。

表 1 は分析対象者による部活の参加・不参加の割合と在学した中学校の 3 種類の部活動方針の割合を示している。サンプル全体の 5142 人のなかで部活動に参加していた人は 4368 人であり、全体の 85% と高い割合を示している。3 種類の部活動への参加方針は、任意 (生徒が希望する場合に部活動に所属)、原則所属 (生徒全員が部活動に所属したが、活動への参加は生徒の意思に任された)、原則活動 (生徒全員が部活動に所属し、活動にも原則参加) である。原則活動という方針が最も強制性が強い方針となる。それぞれの方針のもとでの実際の部活動への参加割合は、任意が 76.4%、原則所属が 85.5%、原則活動が 94.7% であり、強制性が強い方針であるほど部活動への参加割合が高いことが分かる。また、部活動に参加した 4368 人のなかでは、原則活動の方針の学校に在学した人の割合が 43.0% と最も高く、参加しなかった 774 人の中では任意の方針の学校に在学した人の割合が 70.9% と最も高い。

表 2 は部活動に参加した人と参加しなかった人による各変数の平均値とその差の検定結果を示している。男女比に差はないものの、家庭環境 (両親の学歴や社会経済的地位 (SES)) や地域の教育の資源 (教育費、生徒教員比率) は部活に参加した人の方が良い。

短期的な影響を分析するための中学・高校におけるアウトカムの 5 変数 (中 3 の学力、高校のレベル、高校でのリーダー経験ダミー、高校での遅刻・欠席の少なさ、15 歳時点の肥満ダミー) と、長期的な影響を分析するための認知スキル・非認知スキルのうちの 5 変数 (外向性、情緒安定性、経験への開放性、自尊感情、統制の所在) と教育・労働市場・健康のアウトカムのうちの 6 変数 (教育年数、大卒以上ダミー、フルタイム雇用ダミー、対数賃金、現在の肥満ダミー、現在の主観的な健康度) についても部活に参加した人の方が良好であり<sup>16</sup>、差がない変数は協調性、勤勉性、認知的熟慮性、難関大学入学ダミー、課長以上昇進ダミーである。

---

<sup>16</sup> 15 歳の肥満ダミー、現在の肥満ダミーは数値が低い状況を、それ以外の変数は数値が高い場合を良好と呼んでいる。

## 5. 推定結果

本節では、まず全体サンプルを用いて、1) 短期的な影響（中学・高校におけるアウトカムへの影響）、2) 認知スキル・非認知スキルへの長期的な影響、3) 教育・労働市場・健康のアウトカムへの長期的な影響の順番に OLS 推定と IV 推定の結果を示し、最後にサンプルを男女で分けた場合の推定結果を示す。

### 5-1. 短期的な影響

表3は中学・高校のときのアウトカムに部活動が与える短期的な影響を示している。OLSの推定結果によると、部活動に参加していると、中3の学力が0.325標準偏差高く、進学した高校の大学進学率（高校のレベル）が4.46%ポイント高く、高校でリーダー経験をしている確率が6.85%ポイント高く、高校での遅刻・欠席が少なく、15歳の肥満確率が5.93%ポイント低く、すべて統計的に有意である。

次に、IVの推定結果を確認しよう。まず、1段階目の結果によるとF値は85.92から102.2と大きく、部活動についての学校の方針が部活動参加確率に強く影響していることが分かる。そして、2段階目の結果が示す因果的な影響を確認すると、有意な影響があるのは中3の学力、高校での遅刻・欠席の少なさのみであり、高校のレベル、高校でのリーダー経験確率、15歳の肥満確率には影響を与えていないことが分かる。つまり、そもそも自主的に部活動に参加する人は、高いレベルの高校に行くような能力がある傾向があり、リーダーになるような性質を持つ傾向にあり、15歳時点で肥満でない傾向にあったということである。

また、中3の学力が高くなることは、部活動に時間を割くことによる負の効果よりも、部活動による正のピア効果の方が大きいことを示唆する。この結果は、Lipscomb (2007)などが中等教育における課外活動（運動・文化活動・生徒会活動など）への参加が短期的に学力を引き上げていることを明らかにしていることと整合的である。高校の遅刻・欠席を少なくすることは、中学で課外活動することにより規則正しく生活することが身につくと解釈できるかもしれない。

### 5-2. 認知スキル・非認知スキルへの影響（長期的な影響）

表4は現在の認知スキル・非認知スキルに中学の部活動が与える長期的な影響を示している。OLSの推定結果によると、中学の部活動に参加した人は外向性が0.259標準偏差高く、協調性が0.0733高く、情緒安定性が0.146標準偏差高く、自尊感情が0.140標準偏差高く、統制の所在が0.177高く、これらは統計的に有意である。その一方で、勤勉性、経験への開放性、認知的熟慮性（認知能力）とは関係がない。

IV推定の1段階目を確認すると、F値はすべての認知・非認知スキルの推定において102.2と大きい。2段階目を確認すると、OLSでは部活動の参加と有意な関係があった情緒安定性、自尊感情、統制の所在は有意ではなくなる。IV推定で部活動が有意な影響を与え

ているのは外向性と協調性である。OLS では部活動と外向性は正の関係だったが、IV では部活動の経験は外向性を 0.465 標準偏差引き下げている。その一方で、協調性については OLS よりも IV において係数が大きくなり、部活動への参加は協調性を 0.358 標準偏差高める。

### 5-3. 教育・労働市場・健康のアウトカムへの影響（長期的な影響）

表 5 は教育・労働市場・健康のアウトカムに中学の部活動が与える長期的な影響を示している。教育のアウトカムについての OLS の推定結果によると、部活動に参加している人は教育年数が 0.338 年長く、大卒以上である確率が 3.22%ポイント高い。ただし、難関大学に進学している確率とは関係しない。労働市場での成果については、部活動に参加していると、現在のフルタイム雇用確率が 9.93%ポイント高く、賃金が 11.5%高く、課長以上への昇進確率が 4.91%ポイント高い。健康のアウトカムについては、部活動に参加していると、現在の肥満確率が 1.82%ポイント低く、現在の主観的な健康度(5 段階評価)が 0.198 高い。

IV 推定の 1 段階目を確認すると、F 値は 59.67 から 102.2 と大きい。2 段階目を確認すると、OLS では有意だった影響がほとんどなくなり、現在の賃金(列(5))のみに対して有意な影響を与えている。そして、OLS では部活動と賃金は正の関係だったが、IV では部活動の経験は賃金を 39.8%引き下げている<sup>17</sup>。

賃金に対する影響が OLS では正だったものが IV では負になるような修正がなされたことについて、そもそも部活動を強制する学校の学区の生活水準や教育水準が低いという可能性も考えられる。しかしながら、その可能性が正しいとすると、賃金以外の被説明変数を用いた推定においても、OLS よりも IV の推定値の方が望ましくないものになるはずであるが、中3の学力、高校での欠席・遅刻の多さ、協調性、教育年数、現在の肥満確率は IV 推定値の方が望ましい結果になっている。このことから、単純に部活動の方針と学区の観察されない要因の相関があるとは言えず、学校ごとの部活動参加の方針のばらつきは学校ごとの歴史的偶然性が関与しているのではないかと考えられる。

また、OLS では部活動参加と有意な関係があった様々なアウトカムが、IV だと有意でなくなるということは、そもそも自主的に部活動に参加する人は長期的な教育の成果、労働市場の成果、健康状態が高くなうような観察されない性質を持つ傾向がある人であり、因果的な意味で強制的な部活動がそれらを育てているわけではないということである。

既存研究は運動系の部活動のみ、もしくは文化系の部活動のみの影響を分析しているのに対して、本論文では運動系と文化系を合わせた部活動の影響を分析している。前述のように本論文が操作変数として用いている学校の方針は部活動への参加の意思決定には影響するものの、どのような部活動を選択するか意思決定に強く影響するものではないため、運

---

<sup>17</sup> 中学の部活動への参加が現在の外向性を低くし、協調性は高めるものの、賃金を低くすることは、外向性が高いと賃金が高く、協調性が高いと賃金が低くなることを示す安井ほか(2020)と整合的である。

動部への参加のみの影響を推定できないことがその理由である<sup>18</sup>。

#### 5-4. 男女別の分析

本項では男女別の分析結果を示す<sup>19</sup>。前項までで示したように、男女全体サンプルを用いて OLS で推定した場合には、部活動参加と有意な関係があったのは、短期と長期の様々なスキル・アウトカムの 21 変数のうちの 17 変数であった。それに対して、男女別に推定すると、女性の場合は 21 変数のうちの 10 変数のみが有意となり、男性の場合は 18 変数が有意となった。男女全体サンプルで有意だったけれども、女性において有意でなくなった変数は、高校のレベル、協調性、自尊感情、大卒以上確率、フルタイム雇用確率、賃金、課長以上昇進確率の 7 変数である。男性の場合は、現在の肥満確率が有意でなくなるが、勤勉性と経験への開放性は有意になった。

次にサンプルを男女に分けて IV 推定した結果を表 6 に示す。短期的な影響 ((1)~(5)) については、女性の場合、部活動参加が影響を与える変数はない。男性の場合は、中 3 の学力と高校でのリーダー経験確率を引き上げる。男女全体サンプルでは、中 3 の学力と高校の遅刻・欠席の少なさに正の影響を与えていたが、男女ともに高校の遅刻・欠席の少なさへの影響がなくなり、男性特有の効果としてリーダー経験確率に影響があることが分かった。

現在の認知スキル・非認知スキルに対する長期的な影響 ((6)~(13)) を確認すると、男女全体サンプルでは部活動参加は外向性を低くし、協調性を高くしていたが、男女別の場合、外向性に対する影響は男性のみで確認され、協調性への影響は女性のみで確認された。

最後に、教育・労働市場・健康のアウトカムに対する長期的な影響 ((6)~(13)) を確認する。男女全体サンプルでは賃金に対してのみ影響を与えて、部活動参加は賃金を引き下げていることが確認されたが、女性の場合、その影響は確認されない。それに対して、男性の

---

<sup>18</sup> 本論文の式(1)の部活動参加ダミーのかわりに文化部参加ダミーと運動部参加ダミーを加えて、OLS 推定と IV 推定をした結果を Appendix の表 A1~表 A3 に示している。OLS 推定の結果、部活動に参加していない人に対して文化部に参加している人は、高校のレベルが低く、15 歳時点の肥満確率が高い。また、文化部参加者は協調性、自尊感情、統制の所在、認知的熟慮性、大卒以上確率、現在肥満の確率、現在の主観的健康度が低い。部活動に参加していない人に対して運動部に参加している人は、中 3 の学力、高校でのリーダー経験確率が高く、高校での遅刻・欠席が少なく、15 歳時点の肥満確率が低い。また、運動部参加者は外向性、勤勉性、情緒安定性、自尊感情、統制の所在が高く、認知的熟慮性が低い。さらに、教育年数が長く、フルタイム雇用確率や賃金が高いものの、難関大学入学確率は低く、現在肥満確率が低く、現在の主観的健康度は高い。IV 推定の際には、文化部参加ダミーと運動部参加ダミーの 2 つの内生変数に対して、式(2)の原則所属ダミーと原則活動ダミーの 2 つの操作変数を用いて推定したところ、やはり 1 段階目の Sanderson and Windmeijer (2016) の F statistic と Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic が低いために weak instruments の問題が生じうる。この推定の 2 段階目の結果で部活への参加が有意な影響を与えるものは、運動部の場合は中 3 の学力と高校の遅刻・欠席の少なさに正の影響があり、文化部の場合は難関大学への進学確率に負の影響があるのみである。

<sup>19</sup> 詳細については Appendix の表 A4~表 A9 を参考にされたい。

場合、現在の賃金を引き下げるものの、現在の肥満確率を低くするという望ましい影響があることが確認された<sup>20</sup>。

## 6. 結論

本論文では、日本の学校制度の特徴が可能にする操作変数を用いることにより、公立中学の部活動が生徒の様々なスキル・アウトカムに与える短期・長期の影響を推定した。具体的には、在学している公立中学の部活動が生徒に強制されているか否かが生徒にとっては外生であると考えられることから、その強制性についての学校の方針を操作変数として用いた。この識別戦略により推定されるものは、学校が部活動への参加について完全に任意の方針の場合には部活動に参加しないような生徒が、参加を強制する方針の学校に在学した場合に部活動に参加したとすることによる影響であり、母集団全体や部活参加者全員にとっての部活動参加の因果的な影響ではないことについては留意が必要である。

分析に用いたデータは、RIETIの『全世代的な教育・訓練と認知・非認知能力に関するインターネット調査』による個票データであり、部活動が影響を与える対象のスキル・アウトカムとして用いる変数は、短期的な影響を分析するための中学・高校におけるアウトカムの5変数と、長期的な影響を分析するための認知スキル・非認知スキルの8変数と教育・労働市場・健康のアウトカムの8変数である。

既存研究では、学生時代の運動経験の長期的な影響については多くの研究がされているが、内生性に注意を払った研究でも、運動経験自体の因果的な影響についてのコンセンサスは得られておらず、我々が知る限り運動以外の音楽などを含む課外活動全般については短期的な影響についてしか分析されてこなかった。

本論文において男女全体サンプルを用いて、短期・長期のスキル・アウトカムについての21種類の被説明変数と部活動参加との偏相関の存在をOLSで確認すると、その多くで統計的に有意な偏相関が確認される。OLSで部活動参加と有意な関係を持たないのは、勤勉性、経験への開放性、認知的熟慮性（認知能力）、難関大学への進学確率のみである。つまり、部活動をしている生徒はしていない生徒よりも、中学・高校でのアウトカムが高く、様々な非認知スキルが高く、長期の教育・労働市場・健康についてのアウトカムが高い。しかしながら、操作変数法を用いて部活動の因果的な影響を推定すると、そのほとんどにおいて因果的な影響はないことが確認された。統計的に有意な正の影響があったのは中3の学力、高校での欠席の少なさ、現在の協調性の3変数のみであり、有意に負の影響があったのは現在の外向性と賃金である。

まず、短期的な影響として、中3の学力を引き上げ、高校での欠席を少なくしていても、

---

<sup>20</sup> Ransom and Ransom (2018)は、男性のみにおいて、高校での運動部経験が成人後の運動習慣を高めたことが、肥満率を引き下げることはなかったことを確認しているが、日本では肥満確率を引き下げているということである。

長期的な教育・労働市場のアウトカムには結びついていないことが確認された。そして、短期的に学力を引き上げている点については、Lipscomb (2007)などの既存研究の結果と整合的である。また、長期的な影響についての本論文の分析結果をまとめると、部活動参加は教育・労働市場・健康についてのほとんどのアウトカムに対して良い影響を与えておらず、協調性は高めるものの、外向性と賃金を低くしている。長期的にほとんどのアウトカムに影響を与えていないことについては、高校での運動部経験は教育及び労働市場の成果に影響を与えていないという Ransom and Ransom (2018)の結果と整合的である。

サンプルを男女で分けて IV 推定をすると、女性の場合、部活動経験が有意な影響を与えているのは現在の協調性のみであり、男性の場合、短期的には中 3 の学力と高校でのリーダー経験確率を引き上げ、長期的には賃金と外向性を低くするものの、現在の肥満確率を引き下げていることが分かった。

これまで確認したように、本稿の分析の結果、学校の方針によって中学の部活動への参加を強制させることによる因果的な影響として、短期的には中 3 の学力を高めたり、高校での遅刻・欠席を少なくしたりするという良い影響もあるが、そのことは長期的に教育・労働市場・健康のアウトカムの向上につながるということはないことが明らかにされた。むしろ、長期的には強制的な部活動への参加によって外向性や賃金を低くするという分析結果が得られた。これは、部活動に参加しないという生徒の合理的な意思決定に学校が介入して参加させると、生徒個人にとっての資源配分が非効率になり、獲得されるスキルや長期的なアウトカムが低下しているとも解釈できる。また、生徒にとってだけでなく、部活動の費用を負担する教員、学校や政府にとっても望ましくない影響だと考えられる。

日本の学校教育の現場では、所定労働時間外に教員本人の希望とは反するかたちで部活動の指導という業務に多くの教員が従事しているという問題がしばしば指摘されている。その結果、授業準備などの本来の業務に十分な時間が割けなかったり、長時間労働が強いられたりするという実態がある。部活動にどのような価値があるかを知ることは教員の資源配分の問題にとっても重要な情報になると考えられ、本稿の分析結果は部活動への参加方針を考える際の材料になると言えるだろう。

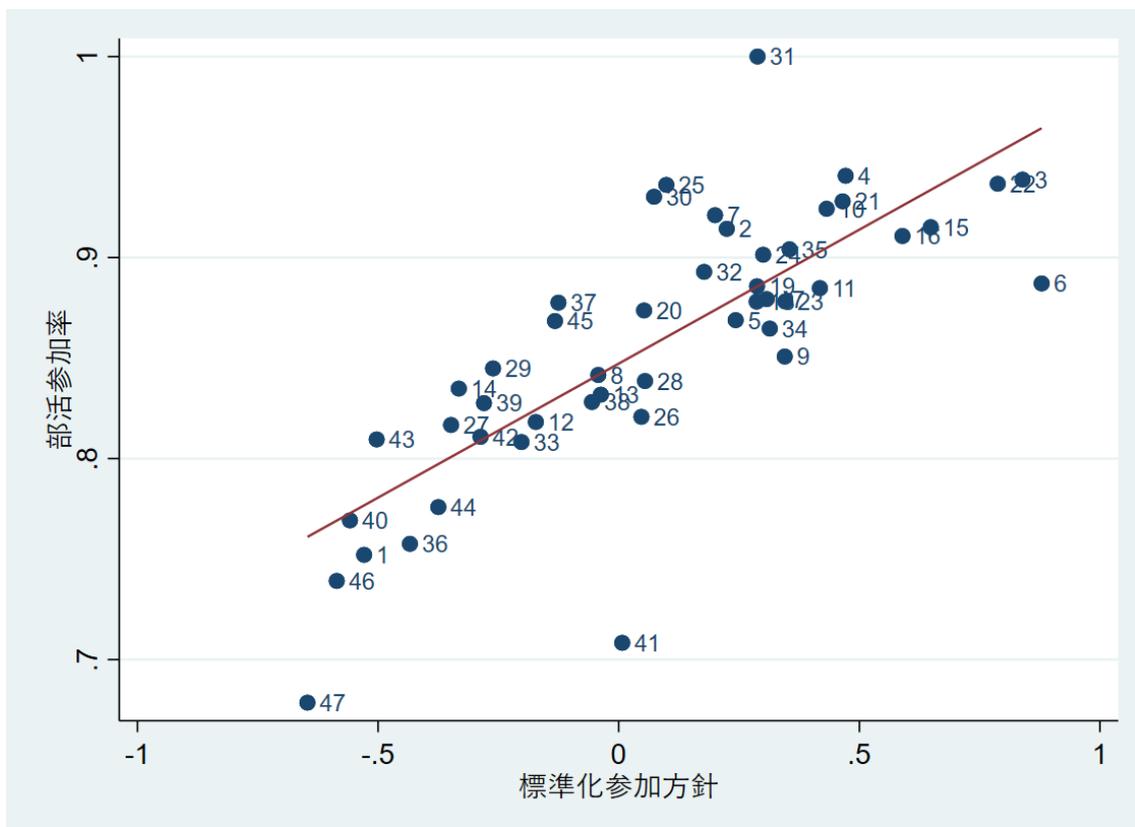
#### 参考文献

- Barron, John M., Bradley T. Ewing, and Glen R. Waddell. 2000. "The Effects of High School Athletic Participation on Education and Labor Market Outcomes." *Review of Economics and Statistics* 82 (3):409-421.
- Cabane, C., Hille, A., & Lechner, M. 2016. "Mozart or Pele? The effects of adolescents' participation in music and sports." *Labour Economics* 41: 90-103.
- Case, Anneand Christina Paxson. 2008. "Stature and Status: Height, Ability, and Labor Market Outcomes." *Journal of Political Economy*, 116:3, 499-532.

- Darling, Nancy, Linda L. Caldwell, and Robert Smith. 2005. "Participation in School based Extracurricular Activities and Adolescent Adjustment." *Journal of Leisure Research* 37 (1):51.
- Eccles, Jacquelynne S. and Bonnie L. Barber. 1999. "Student Council, Volunteering, Basketball, or Marching Band: What Kind of Extracurricular Involvement Matters?" *Journal of Adolescent Research* 14 (1):10–43.
- Eide, Eric R. and Nick Ronan. 2001. "Is Participation In High School Athletics an Investment or a Consumption Good?: Evidence from High School and Beyond." *Economics of Education Review* 20 (5):431–442.
- Ewing, Bradley T. 1998. "Athletes and Work." *Economics Letters* 59 (1):113–117.
- Ewing, Bradley T. 2007. "The Labor Market Effects of High School Athletic Participation: Evidence From Wage and Fringe Benefit Differentials." *Journal of Sports Economics* 8 (3):255–265.
- Kleinbergen, Frank, and Richard Paap. 2006. "Generalized Reduced Rank Tests using the Singular Value Decomposition." *Journal of Econometrics*, 133(1): 97–126.
- Krauth, Brian. 2016. "Bounding a Linear Causal Effect Using Relative Correlation Restrictions." *Journal of Econometric Methods* 5 (1):117–141.
- Kuhn, P., & Weinberger, C. 2005. "Leadership skills and wages." *Journal of Labor Economics* 23(3): 395-436.
- Leeds, Michael A. 2015. "Youth Sports and the Accumulation of Human Capital." *IZA World of Labor* 129:1–10.
- Leeds, Michael A., Cristen Miller, and Judith Stull. 2007. "Interscholastic Athletics and Investment in Human Capital." *Social Science Quarterly* 88 (3):729–744.
- Lipscomb, Stephen. 2007. "Secondary School Extracurricular Involvement and Academic Achievement: A Fixed Effects Approach." *Economics of Education Review* 26 (4):463–472.
- Long, James E., and Steven B. Caudill. 1991. "The Impact of Participation in Intercollegiate Athletics on Income and Graduation," *Review of Economics and Statistics* 73(3): 525-531.
- McCormick, Robert E., and Maurice Tinsley. 1987. "Athletics versus Academics? Evidence from SAT Scores." *Journal of Political Economy*. Vol. 95, Iss. 5 (Oct): 1103-1116.
- Pfeifer, Christian and Thomas Cornelißen. 2010. "The Impact of Participation in Sports on Educational Attainment—New Evidence from Germany." *Economics of Education Review* 29 (1):94–103.
- Postlewaite, Andrew and Dan Silverman. 2005. "Social Isolation and Inequality," *Journal of Economic Inequality* 3(3): 243 – 262.

- Ransom, M. R., & Ransom, T. 2018. "Do high school sports build or reveal character? Bounding causal estimates of sports participation." *Economics of Education Review* 64: 75-89.
- Rees, Daniel I. and Joseph J. Sabia. 2010. "Sports Participation and Academic Performance: Evidence from the National Longitudinal Study of Adolescent Health." *Economics of Education Review* 29 (5):751-759.
- Rehberg, Richard A. and Walter E. Schafer. 1968. "Participation in Interscholastic Athletics and College Expectations." *American Journal of Sociology* 73 (6):732-740.
- Sabo, Donald, Merrill J. Melnick, and Beth E. Vanfossen. 1993. "High School Athletic Participation and Postsecondary Educational and Occupational Mobility: A Focus on Race and Gender." *Sociology of Sport Journal* 10 (1):44-56.
- Sanderson, Eleanor, and Frank Windmeijer. 2016. "A Weak Instrument F-test in Linear IV Models with Multiple Endogenous Variables." *Journal of Econometrics*, 190(2): 212-221.
- Spreitzer, Elmer and Meredith Pugh. 1973. "Interscholastic Athletics and Educational Expectations." *Sociology of Education* 46 (2):171-182.
- Stevenson, Betsey. 2007. "Title IX and the Evolution of High School Sports," *Contemporary Economic Policy* 25(4): 486-505.
- Stevenson, Betsey. 2010. "Beyond the Classroom: Using Title IX to Measure the Return to High School Sports." *Review of Economics and Statistics* 92 (2):284-301.
- Videon, Tami M. 2002. "Who Plays and Who Benefits: Gender, Interscholastic Athletics, and Academic Outcomes." *Sociological Perspectives* 45 (4):415-444.
- Weinberger, C. J. 2014. The increasing complementarity between cognitive and social skills. *Review of Economics and Statistics*. 96(4): 849-861.
- スポーツ庁 (2018) 『平成 29 年度運動部活動の在り方に関する調査研究報告』
- 鶴光太郎、久米功一、佐野晋平、安井健悟 (2019) 「学校や職場での教育訓練、スキルの実態に関する研究—RIETI 「全世代的な教育・訓練と認知・非認知能力に関するインターネット調査」 から」、RIETI Policy Discussion Paper Series 19-P-035
- 安井健悟、佐野晋平、久米功一、鶴光太郎 (2020) 「認知能力及び非認知能力が賃金に与える影響について」、RIETI Discussion Paper Series 20-J-024

図 1. 部活動への参加方針と部活参加率の関係



注：縦軸に中学校での部活参加、横軸に部活の強制度を標準化したものを、それぞれ出身都道府県単位で集計したものである。各点の数値は都道府県番号、実線は回帰線をそれぞれ示す。

表 1. 部活の参加・不参加の割合と在学した中学校の 3 種類の部活動方針の割合

部活参加の方針	部活参加		部活不参加		行合計
	N	行シェア	N	行シェア	N
任意	1,780	76.4%	549	23.6%	2,329
列シェア	40.8%		70.9%		45.3%
原則所属	708	85.5%	120	14.5%	828
列シェア	16.2%		15.5%		16.1%
原則活動	1,880	94.7%	105	5.3%	1,985
列シェア	43.0%		13.6%		38.6%
列合計	4,368	84.9%	774	15.1%	5,142

表 2. 記述統計

男女計N=5142	部活参加	部活不参加	部活参加-部活不参加			部活参加	部活不参加	部活参加-部活不参加	
観測数	4368	774	t値	p値	観測数	4368	774	t値	p値
男女比	0.50	0.50	-0.10	0.92	外向性	0.03	-0.26	7.55	0.00
年齢	42.60	45.28	-7.31	0.00	協調性	0.02	-0.02	0.91	0.36
年齢 <sup>2</sup> /100	19.03	21.39	-7.57	0.00	勤勉性	0.00	-0.04	1.05	0.29
父大卒	0.27	0.20	4.28	0.00	情緒安定性	0.02	-0.12	3.59	0.00
母大卒	0.09	0.07	1.97	0.05	経験への開放性	0.00	-0.09	2.40	0.02
SES	0.01	-0.24	10.66	0.00	自尊感情	0.01	-0.14	3.88	0.00
対数教育費	13.48	13.40	6.16	0.00	統制の所在	0.03	-0.17	4.93	0.00
生徒/教員比	18.39	18.98	-4.98	0.00	認知的熟慮性	0.00	0.03	-0.77	0.44
原則所属	0.16	0.16	0.49	0.62	教育年数	14.12	13.59	7.19	0.00
原則活動	0.43	0.14	15.90	0.00	大卒以上	0.32	0.25	3.88	0.00
					難関大学入学（偏差値65大学）	0.04	0.04	0.60	0.55
中3の学力	0.09	-0.27	9.39	0.00	フルタイム雇用	0.55	0.43	6.13	0.00
高校レベル（大学進学率）	0.58	0.51	5.28	0.00	対数賃金	7.36	7.26	2.83	0.00
高校リーダー経験	0.14	0.07	6.14	0.00	課長昇進	0.17	0.14	1.48	0.14
高校での遅刻・欠席の少なさ	3.41	3.18	6.66	0.00	現在肥満	0.04	0.06	-2.42	0.02
15歳肥満	0.14	0.20	-3.75	0.00	主観的健康	3.20	2.94	6.52	0.00

表 3. 短期的な影響（中学・高校におけるアウトカムへの影響）の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	中3学力	高校レベル	リーダー 経験	欠席・遅刻 少ない	15歳肥満
OLS	0.325*** (0.0441)	0.0446*** (0.0141)	0.0685*** (0.00944)	0.210*** (0.0388)	-0.0593*** (0.0156)
IV(2段階目)	0.591*** (0.210)	-0.0678 (0.0748)	0.0337 (0.0689)	0.419** (0.190)	-0.0433 (0.0761)
IV(1段階目)					
原則所属	0.0743*** (0.0151)	0.0761*** (0.0155)	0.0717*** (0.0151)	0.0743*** (0.0151)	0.0743*** (0.0151)
原則活動	0.155*** (0.0110)	0.148*** (0.0114)	0.154*** (0.0109)	0.155*** (0.0110)	0.155*** (0.0110)
Observations	5,142	4,503	5,082	5,142	5,142
Wald rk F	102.2	85.92	102.2	102.2	102.2
Hansen	0.993	1.220	0.263	1.173	0.333
Hp	0.319	0.269	0.608	0.279	0.564

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。

表 4. 認知スキル・非認知スキルへの影響（長期的な影響）の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	外向性	協調性	勤勉性	情緒安定性	経験への 開放性	自尊感情	統制の所在	認知的 熟慮性
OLS	0.259*** (0.0395)	0.0733* (0.0421)	0.0646 (0.0414)	0.146*** (0.0412)	0.0534 (0.0403)	0.140*** (0.0410)	0.177*** (0.0421)	-0.0208 (0.0388)
IV(2段階目)	-0.465** (0.217)	0.358* (0.217)	-0.268 (0.214)	-0.198 (0.212)	0.0275 (0.213)	-0.137 (0.208)	-0.121 (0.213)	-0.0466 (0.212)
IV(1段階目)								
原則所属	0.0743*** (0.0151)							
原則活動	0.155*** (0.0110)							
Observations	5,142	5,142	5,142	5,142	5,142	5,142	5,142	5,142
Wald rk F	102.2	102.2	102.2	102.2	102.2	102.2	102.2	102.2
Hansen	0.422	0.673	0.368	0.203	1.920	0.229	0.100	3.438
Hp	0.516	0.412	0.544	0.653	0.166	0.632	0.751	0.0637

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。1段階目の説明変数である年齢、年齢2乗、父大卒、母大卒、

SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中3時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。

表 5. 教育・労働市場・健康のアウトカムへの影響（長期的な影響）の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	教育年数	大卒以上	難関大学	フルタイム 雇用	ln賃金	課長以上	現在肥満	現在健康
OLS	0.338*** (0.0729)	0.0322** (0.0164)	-0.00223 (0.00744)	0.0993*** (0.0190)	0.115*** (0.0360)	0.0491*** (0.0147)	-0.0182* (0.00934)	0.198*** (0.0411)
IV(2段階目)	0.449 (0.386)	-0.0170 (0.0934)	-0.0673 (0.0446)	-0.135 (0.0999)	-0.398* (0.218)	-0.0808 (0.0893)	-0.0519 (0.0420)	-0.0273 (0.215)
IV(1段階目)								
原則所属	0.0743*** (0.0151)	0.0743*** (0.0151)	0.0743*** (0.0151)	0.0743*** (0.0151)	0.0675*** (0.0167)	0.0721*** (0.0159)	0.0743*** (0.0151)	0.0748*** (0.0150)
原則活動	0.155*** (0.0110)	0.155*** (0.0110)	0.155*** (0.0110)	0.155*** (0.0110)	0.133*** (0.0123)	0.138*** (0.0117)	0.155*** (0.0110)	0.154*** (0.0110)
Observations	5,142	5,142	5,142	5,142	3,759	4,323	5,142	5,108
Wald rk F	102.2	102.2	102.2	102.2	59.67	70.61	102.2	102.1
Hansen	1.539	2.029	4.438	0.197	0.794	2.677	0.000131	0.0804
Hp	0.215	0.154	0.0351	0.657	0.373	0.102	0.991	0.777

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。

表 6. 男女別サンプルによる推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)			
短期的な影響	中3学力	高校レベル	リーダー 経験	欠席・遅刻 少ない	15歳肥満			
女性	0.253 (0.291)	-0.0866 (0.0968)	-0.0979 (0.0904)	0.297 (0.251)	0.0367 (0.102)			
男性	0.953*** (0.305)	-0.00696 (0.112)	0.188* (0.105)	0.465 (0.286)	-0.130 (0.113)			
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
認知・非認知スキル (長期的な影響)	外向性	協調性	勤勉性	情緒安定性	経験への 開放性	自尊感情	統制の所在	CRT
女性	-0.387 (0.310)	0.526* (0.307)	-0.505 (0.309)	-0.188 (0.301)	-0.296 (0.303)	-0.129 (0.303)	0.0770 (0.285)	-0.340 (0.230)
男性	-0.561* (0.305)	0.158 (0.307)	-0.0522 (0.300)	-0.236 (0.295)	0.360 (0.300)	-0.152 (0.283)	-0.374 (0.319)	0.249 (0.357)
	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
教育・労働市場・健康のアウトカム (長期的な影響)	教育年数	大卒以上	難関大学	フルタイム 雇用	ln賃金	課長以上	現在肥満	現在健康
女性	0.180 (0.450)	-0.111 (0.119)	-0.0507 (0.0455)	-0.203 (0.141)	-0.181 (0.344)	-0.0310 (0.0806)	0.0408 (0.0429)	-0.145 (0.295)
男性	0.840 (0.627)	0.110 (0.144)	-0.0857 (0.0764)	-0.0257 (0.139)	-0.502* (0.278)	-0.0799 (0.142)	-0.155** (0.0746)	0.0878 (0.311)

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。

## Appendix.

表 A1. 文化部と運動部の短期的な影響

	(1) 中3学力	(2) 高校レベル	(3) リーダー 経験	(4) 欠席・遅刻 少ない	(5) 15歳肥満
OLS					
文化部	-0.0416 (0.0283)	-0.0190* (0.00981)	0.00176 (0.00914)	0.0259 (0.0258)	0.0190* (0.0109)
運動部	0.112*** (0.0329)	0.00252 (0.0108)	0.0343*** (0.00882)	0.137*** (0.0291)	-0.0613*** (0.0119)
IV (2段階目)					
文化部	-0.340 (0.664)	-0.207 (0.171)	-0.0868 (0.201)	-0.443 (0.637)	0.118 (0.245)
運動部	0.864** (0.426)	0.0638 (0.129)	0.0864 (0.129)	0.729* (0.402)	-0.117 (0.153)
IV (1段階目：文化部)					
原則所属	0.0823*** (0.0198)	0.103*** (0.0211)	0.0823*** (0.0198)	0.0823*** (0.0198)	0.0823*** (0.0198)
原則活動	0.0783*** (0.0160)	0.0883*** (0.0170)	0.0763*** (0.0162)	0.0783*** (0.0160)	0.0783*** (0.0160)
SW F	7.22	10.14	7.53	7.22	7.22
IV (1段階目：運動部)					
原則所属	0.0433** (0.0187)	0.0424** (0.0197)	0.0423** (0.0187)	0.0433** (0.0187)	0.0433** (0.0187)
原則活動	0.138*** (0.0145)	0.138*** (0.0153)	0.137*** (0.0146)	0.138*** (0.0145)	0.138*** (0.0145)
SW F	8.16	11.50	8.66	8.16	8.16
Wald rk F	3.462	4.752	3.612	3.462	3.462
Observations	5,142	4,503	5,082	5,142	5,142

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLSの説明変数であり、IVの1段階目と2段階目の説明変数でもある年齢、年齢2乗、父大卒、母大卒、SES、ln生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中3時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。SW FはSanderson and Windmeijer (2016)のF statisticであり、Wald rk FはKleibergen and Paap (2006)のWald rk F statisticである。

表 A 2. 文化部と運動部の認知スキル・非認知スキルへの影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	外向性	協調性	勤勉性	情緒安定性	経験への 開放性	自尊感情	統制の所在	認知的 熟慮性
OLS								
文化部	-0.0162 (0.0281)	-0.182*** (0.0287)	0.0181 (0.0288)	-0.00990 (0.0285)	0.0307 (0.0285)	-0.0659** (0.0281)	-0.0916*** (0.0285)	-0.0923*** (0.0277)
運動部	0.345*** (0.0313)	-0.0255 (0.0326)	0.124*** (0.0325)	0.132*** (0.0323)	0.0498 (0.0321)	0.172*** (0.0321)	0.174*** (0.0323)	-0.115*** (0.0307)
IV (2段階目)								
文化部	0.218 (0.709)	-0.356 (0.660)	-0.513 (0.678)	-0.374 (0.650)	0.912 (0.732)	0.242 (0.654)	-0.257 (0.646)	-1.168 (0.746)
運動部	-0.652 (0.457)	0.610 (0.431)	-0.00628 (0.438)	-0.00819 (0.418)	-0.495 (0.473)	-0.294 (0.423)	0.0110 (0.416)	0.622 (0.487)
IV (1段階目：文化部)								
原則所属	0.0823*** (0.0198)	0.0823*** (0.0198)						
原則活動	0.0783*** (0.0160)	0.0783*** (0.0160)						
SW F	7.22	7.22	7.22	7.22	7.22	7.22	7.22	7.22
IV (1段階目：運動部)								
原則所属	0.0433** (0.0187)	0.0433** (0.0187)						
原則活動	0.138*** (0.0145)	0.138*** (0.0145)						
SW F	8.16	8.16	8.16	8.16	8.16	8.16	8.16	8.16
Wald rk F	3.462	3.462	3.462	3.462	3.462	3.462	3.462	3.462
Observations	5,142	5,142	5,142	5,142	5,142	5,142	5,142	5,142

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLSの説明変数であり、IVの1段階目と2段階目の説明変数でもある年齢、年齢2乗、父大卒、母大卒、SES、ln生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中3時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。SW FはSanderson and Windmeijer (2016)のF statisticであり、Wald rk FはKleinbergen and Paap (2006)のWald rk F statisticである。

表 A3. 文化部と運動部の教育・労働市場・健康のアウトカムへの影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	教育年数	大卒以上	難関大学	フルタイム 雇用	ln賃金	課長以上	現在肥満	現在健康
OLS								
文化部	-0.0667 (0.0520)	-0.0329*** (0.0126)	-0.00940 (0.00580)	0.00543 (0.0135)	-0.0323 (0.0244)	0.00256 (0.0108)	-0.0102* (0.00611)	-0.0524* (0.0291)
運動部	0.114** (0.0560)	0.00634 (0.0133)	-0.0104* (0.00617)	0.0879*** (0.0150)	0.0922*** (0.0280)	0.0456*** (0.0112)	-0.0230*** (0.00695)	0.202*** (0.0325)
IV (2段階目)								
文化部	-1.242 (1.278)	-0.404 (0.313)	-0.282* (0.153)	0.0747 (0.315)	-0.817 (0.752)	0.410 (0.354)	-0.0245 (0.135)	0.159 (0.617)
運動部	1.225 (0.821)	0.214 (0.202)	0.0871 (0.0986)	-0.196 (0.201)	-0.0170 (0.399)	-0.335 (0.222)	-0.0445 (0.0861)	-0.124 (0.403)
IV (1段階目：文化部)								
原則所属	0.0823*** (0.0198)	0.0823*** (0.0198)	0.0823*** (0.0198)	0.0823*** (0.0198)	0.0652*** (0.0233)	0.0748*** (0.0217)	0.0823*** (0.0198)	0.0850*** (0.0198)
原則活動	0.0783*** (0.0160)	0.0783*** (0.0160)	0.0783*** (0.0160)	0.0783*** (0.0160)	0.0604*** (0.0188)	0.0725*** (0.0175)	0.0783*** (0.0160)	0.0784*** (0.0161)
SW F	7.22	7.22	7.22	7.22	3.65	4.84	7.22	7.86
IV (1段階目：運動部)								
原則所属	0.0433** (0.0187)	0.0433** (0.0187)	0.0433** (0.0187)	0.0433** (0.0187)	0.0385* (0.0213)	0.0397** (0.0199)	0.0433** (0.0187)	0.0430** (0.0187)
原則活動	0.138*** (0.0145)	0.138*** (0.0145)	0.138*** (0.0145)	0.138*** (0.0145)	0.128*** (0.0164)	0.126*** (0.0154)	0.138*** (0.0145)	0.137*** (0.0145)
SW F	8.16	8.16	8.16	8.16	4.52	5.51	8.16	8.96
Wald rk F	3.462	3.462	3.462	3.462	1.779	2.335	3.462	3.757
Observations	5,142	5,142	5,142	5,142	3,759	4,323	5,142	5,108

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLSの説明変数であり、IVの1段階目と2段階目の説明変数でもある年齢、年齢2乗、父大卒、母大卒、SES、ln生徒一人あたり教育費、生徒教師比率の係数は割愛している。SW FはSanderson and Windmeijer (2016)のF statisticであり、Wald rk FはKleinbergen and Paap (2006)のWald rk F statisticである。

表 A4. 短期的な影響（中学・高校におけるアウトカムへの影響）の推定結果（女性サンプル）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	中3学力	高校レベル	リーダー 経験	欠席・遅刻 少ない	15歳肥満
OLS	0.217*** (0.0623)	0.0143 (0.0196)	0.0462*** (0.0132)	0.244*** (0.0537)	-0.0493** (0.0214)
IV	0.253 (0.291)	-0.0866 (0.0968)	-0.0979 (0.0904)	0.297 (0.251)	0.0367 (0.102)
1段階目					
原則所属	0.0717*** (0.0219)	0.0664*** (0.0232)	0.0736*** (0.0218)	0.0717*** (0.0219)	0.0717*** (0.0219)
原則活動	0.159*** (0.0162)	0.156*** (0.0171)	0.160*** (0.0161)	0.159*** (0.0162)	0.159*** (0.0162)
Observations	2,553	2,202	2,532	2,553	2,553
Wald rk F	50.20	44.12	51.65	50.20	50.20
Hansen	1.987	6.032	3.332	0.625	0.358
Hp	0.159	0.0141	0.0680	0.429	0.550

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。

表 A5. 短期的な影響（中学・高校におけるアウトカムへの影響）の推定結果（男性サンプル）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	中3学力	高校レベル	リーダー 経験	欠席・遅刻 少ない	15歳肥満
OLS	0.426*** (0.0624)	0.0720*** (0.0204)	0.0918*** (0.0135)	0.175*** (0.0562)	-0.0665*** (0.0228)
IV	0.953*** (0.305)	-0.00696 (0.112)	0.188* (0.105)	0.465 (0.286)	-0.130 (0.113)
1段階目					
原則所属	0.0747*** (0.0210)	0.0852*** (0.0210)	0.0674*** (0.0211)	0.0747*** (0.0210)	0.0747*** (0.0210)
原則活動	0.151*** (0.0151)	0.142*** (0.0155)	0.147*** (0.0150)	0.151*** (0.0151)	0.151*** (0.0151)
Observations	2,589	2,301	2,550	2,589	2,589
Wald rk F	51.16	42.30	49.27	51.16	51.16
Hansen	0.0193	0.190	0.428	0.879	1.413
Hp	0.890	0.663	0.513	0.349	0.235

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。

表 A6. 認知スキル・非認知スキルへの影響（長期的な影響）の推定結果（女性サンプル）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	外向性	協調性	勤勉性	情緒安定性	経験への 開放性	自尊感情	統制の所在	認知的 熟慮性
OLS	0.149*** (0.0571)	0.0707 (0.0595)	0.0213 (0.0595)	0.107* (0.0590)	-0.00458 (0.0591)	0.0444 (0.0606)	0.114** (0.0575)	-0.0228 (0.0421)
IV	-0.387 (0.310)	0.526* (0.307)	-0.505 (0.309)	-0.188 (0.301)	-0.296 (0.303)	-0.129 (0.303)	0.0770 (0.285)	-0.340 (0.230)
1段階目								
原則所属	0.0717*** (0.0219)							
原則活動	0.159*** (0.0162)							
Observations	2,553	2,553	2,553	2,553	2,553	2,553	2,553	2,553
Wald rk F	50.20	50.20	50.20	50.20	50.20	50.20	50.20	50.20
Hansen	0.392	0.124	2.977	1.899	0.00663	0.238	0.102	0.0414
Hp	0.531	0.725	0.0845	0.168	0.935	0.626	0.750	0.839

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。

表 A7. 認知スキル・非認知スキルへの影響（長期的な影響）の推定結果（男性サンプル）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	外向性	協調性	勤勉性	情緒安定性	経験への 開放性	自尊感情	統制の所在	認知的 熟慮性
OLS	0.370*** (0.0550)	0.0997* (0.0603)	0.109* (0.0586)	0.200*** (0.0571)	0.122** (0.0553)	0.257*** (0.0554)	0.246*** (0.0615)	-0.0206 (0.0648)
IV	-0.561* (0.305)	0.158 (0.307)	-0.0522 (0.300)	-0.236 (0.295)	0.360 (0.300)	-0.152 (0.283)	-0.374 (0.319)	0.249 (0.357)
1段階目								
原則所属	0.0747*** (0.0210)							
原則活動	0.151*** (0.0151)							
Observations	2,589	2,589	2,589	2,589	2,589	2,589	2,589	2,589
Wald rk F	51.16	51.16	51.16	51.16	51.16	51.16	51.16	51.16
Hansen	2.939	0.678	1.026	0.916	3.862	1.893	0.00597	5.461
Hp	0.0865	0.410	0.311	0.338	0.0494	0.169	0.938	0.0194

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。

表 A8. 教育・労働市場・健康のアウトカムへの影響（長期的な影響）の推定結果（女性サンプル）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	教育年数	大卒以上	難関大学	フルタイム 雇用	ln賃金	課長以上	現在肥満	現在健康
OLS	0.213** (0.0933)	0.00194 (0.0209)	-0.000826 (0.00734)	0.0378 (0.0259)	-0.00304 (0.0537)	-0.00392 (0.0140)	-0.0211** (0.0107)	0.0996* (0.0572)
IV	0.180 (0.450)	-0.111 (0.119)	-0.0507 (0.0455)	-0.203 (0.141)	-0.181 (0.344)	-0.0310 (0.0806)	0.0408 (0.0429)	-0.145 (0.295)
1段階目								
原則所属	0.0717*** (0.0219)	0.0717*** (0.0219)	0.0717*** (0.0219)	0.0717*** (0.0219)	0.0554** (0.0254)	0.0612** (0.0244)	0.0717*** (0.0219)	0.0738*** (0.0218)
原則活動	0.159*** (0.0162)	0.159*** (0.0162)	0.159*** (0.0162)	0.159*** (0.0162)	0.126*** (0.0199)	0.134*** (0.0186)	0.159*** (0.0162)	0.158*** (0.0163)
Observations	2,553	2,553	2,553	2,553	1,620	1,914	2,553	2,540
Wald rk F	50.20	50.20	50.20	50.20	20.83	27.18	50.20	48.93
Hansen	1.450	0.455	5.174	0.00698	1.722	0.0682	2.826	0.871
Hp	0.229	0.500	0.0229	0.933	0.189	0.794	0.0928	0.351

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。

表 A9. 教育・労働市場・健康のアウトカムへの影響（長期的な影響）の推定結果（男性サンプル）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	教育年数	大卒以上	難関大学	フルタイム 雇用	ln賃金	課長以上	現在肥満	現在健康
OLS	0.448*** (0.112)	0.0574** (0.0250)	-0.00588 (0.0129)	0.157*** (0.0274)	0.193*** (0.0485)	0.0902*** (0.0235)	-0.0183 (0.0150)	0.295*** (0.0592)
IV	0.840 (0.627)	0.110 (0.144)	-0.0857 (0.0764)	-0.0257 (0.139)	-0.502* (0.278)	-0.0799 (0.142)	-0.155** (0.0746)	0.0878 (0.311)
1段階目								
原則所属	0.0747*** (0.0210)	0.0747*** (0.0210)	0.0747*** (0.0210)	0.0747*** (0.0210)	0.0764*** (0.0223)	0.0784*** (0.0209)	0.0747*** (0.0210)	0.0739*** (0.0210)
原則活動	0.151*** (0.0151)	0.151*** (0.0151)	0.151*** (0.0151)	0.151*** (0.0151)	0.139*** (0.0159)	0.140*** (0.0152)	0.151*** (0.0151)	0.152*** (0.0150)
Observations	2,589	2,589	2,589	2,589	2,139	2,409	2,589	2,568
Wald rk F	51.16	51.16	51.16	51.16	38.37	42.34	51.16	52.17
Hansen	0.326	1.856	0.883	0.392	0.0634	4.213	1.584	1.536
Hp	0.568	0.173	0.347	0.531	0.801	0.0401	0.208	0.215

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。OLS の説明変数であり、IV の 1 段階目と 2 段階目の説明変数でもある年齢、年齢 2 乗、父大卒、母大卒、SES、ln 生徒一人あたり教育費、生徒教師比率、中 3 時点の居住都道府県ダミーの係数は割愛している。Wald rk F は Kleinbergen and Paap (2006) の Wald rk F statistic である。