

中学生におけるパーソナリティと 政治的関心の関連性： アクティブラーニングによる媒介モデル

川本 哲也・唐 音啓

1 はじめに

現代の民主主義社会において、個々人が政治に関する意思決定プロセスに主体的に参加し、社会的な組織に加わり行動することは、重要な要素である。そのような政治や社会への主体的な参加を促す要因として、政治的関心があげられる。政治に関心を持つ人は、政治に関する情報に敏感で、ニュースなどの情報源から政治や社会に関する事がらを学ぶ意欲と能力を持つ傾向があることが指摘されている (Strömbäck & Shehata, 2010)。他にも、政治的関心の高さは政治に関わるトピックについて他者と議論をしたり (Bennett, Flickinger, & Rhine, 2000)、選挙の際には自ら投票を行い、かつ様々な政治に関する活動に積極的にかかわることと関連している (Best & Krueger 2005)。そして、政治的関心を高く持つ人は、自分たちの行動が社会に変化をもたらしようと、自身の行動に対する効力感を感じている (Arens & Watermann, 2017)。しかし、例えば投票率を見ても我が国のそれは諸外国と比べて低い方に位置しており、2015 年時点での OECD 加盟国 34 か国中 32 位に位置している (OECD, 2016)。加えて、我が国においては 2016 年に公職選挙法の改正に伴い選挙権年齢が 18 歳に引き下げられたが、若年層の投票率は他の年代に比べて低く (公益財団法人 明るい選挙推進協会, 2018; 総務省, 2019)、内閣府 (2019) による調査でも、若年層の政治に対する関心は諸外国と比べて決して高くはない結果になっている。このような現状に鑑みると、これから社会を担っていく青年期の子どもたちの政治的関心を向上させることは、我が国において重要なテーマといえる。本論文では、政治的関心をいかに向上させうるのかということについて、その可能性を模索することを試みた。

1.1. 政治的関心を育む意義

政治的関心を育むというテーマは、2000 年代以降に国内外で注目されてきたシティズンシップ教育と関連する。シティズンシップとは、「ある共同体の完全な成員である人々に与えられた地位身分」と定義され (Marshall & Bottomore, 1987 岩崎・中村訳 1993)、現代の民主主義社会において市民が備えるべき資質や態度などを含む広範な概念である。シティズンシップを構成する要素には政治

的な要素（政治的関心やリテラシー、投票行動など）、社会的な要素（福祉やセーフティネットなど）、経済的な要素（労働に関することなど）などが含まれている（Isin & Turner, 2002）。シティズンシップ教育は特に中学校や高等学校に相当する学校段階の生徒たちに対して展開され、生徒たちが成人した後、民主主義社会の中で一人の主体的な市民としての役割を果たすための準備としての意味合いがあると言われる（Galston, 2004; Torney-Purta, 2002; Youniss, 2011）。

政治的関心に関する実証的な知見から、政治的関心の高さが市民活動への参加と関連することや（Pasek, Kenski, Romer, & Jamieson, 2006; Verba, Scholzman, & Brady, 1995）、政治に関係する事柄について家族や友人と話すことが市民活動への参加と関連すること（McIntosh, Hart, & Youniss, 2007; Zukin, Keeter, Andolina, Jenkins, & Delli Carpini, 2006）が明らかにされている。政治的関心をはじめとする政治に関する要素は、シティズンシップの中でも中核的な部分を占めると考えられる。理論的な視点からも、シティズンシップ教育による政治的なリテラシーの向上の必要性が指摘されており（竹島, 2016）、政治的関心の育成というテーマは、現代社会において非常に意義のあることといえるだろう。

1.2. 政治的関心の発達とその個人差

では、政治的関心はどのように発達するのだろうか。生涯発達過程における政治的関心の変化と安定性について検討をした研究によると、政治的関心は成人期になるとあまり変化しないが（Prior, 2010）、児童期や青年期においてはその相対的安定性は低く、加齢とともに平均値が高くなっていく傾向があるという（Russo & Stattin, 2017）。つまり、我が国において選挙権を得る年齢よりも前の年齢層の子どもたちにおいて、政治的関心の教育可能性が高いといえることができる。

政治的関心の個人差の規定因としてあげられるものの一つに、パーソナリティがある。パーソナリティとは、私たちの行動や思考、感情の比較的安定したパターンを生じさせるものであり（Roberts, 2009）、一人ひとりの様々な行動に対して影響し、その人らしさを形作るものといえる。ここ 30 年ほどの間、世界的に多用されコンセンサスが得られてきたパーソナリティ特性の理論として、ビッグ・ファイブをあげることができる（John, Naumann, & Soto, 2008）。これは、人のパーソナリティを 5 つの特性から把握しようとする理論で、外向性（Extraversion）、調和性（Agreeableness）、誠実性（Conscientiousness）、神経症傾向（Neuroticism）、開放性（Openness）の 5 つが含まれる。外向性の高い人は、現実の社会に対し積極的に接近する傾向を強く持ち、活発で社交的、ポジティブな感情を経験しやすいといった特徴がある。調和性の高い人は、他者に対して向社会的ないし共感的にふるまう傾向が強く、利他的で優しく、謙虚な振

る舞いをしやすい。誠実性が高い人は、自分の衝動を社会で決められたルールに沿ってコントロールし、目標に向けて計画的に行動をとることができる。神経症傾向が高い人は、抑うつや不安、悲しみや怒りといったネガティブな感情を感じやすく、情緒的に不安定な特徴を持つ。開放性の高い人は、自分の精神世界や経験する世界における幅や深さを持ち、想像性や審美性が高い。また、ビッグ・ファイブ・パーソナリティが想定する5つのパーソナリティ次元は、 α 因子（安定性）と β 因子（柔軟性）と呼ばれる上位因子に縮約される（DeYoung, 2010; Digman, 1997）。パーソナリティの α 因子は、調和性と誠実性の高さ、および神経症傾向の低さから導かれるもので、目的志向的な行動を確実に実行すべく、行動的・情緒的・社会的な安定性を重んじる傾向を反映した次元である。一方、パーソナリティの β 因子は、外向性と開放性の高さから導かれる上位因子で、環境中で積極的に探索を行い、新規性のある経験を追求しようとする傾向を反映している。

これまでに、政治的関心とパーソナリティの間の関連性は複数の研究で検討されてきている。Schoen and Steinbrecher (2013) はドイツ人サンプルにおいて政治的関心とビッグ・ファイブ・パーソナリティの関連性を検討し、開放性と外向性が高いほど政治的関心が高い傾向があることを示した。Furnham and Cheng (2019) はアメリカ人のサンプルにおいて同様の検討を行い、外向性、調和性、開放性が高く、誠実性が低いほど政治的関心が高い傾向があることを示した。しかし、誠実性と政治的関心の関連性については、両者の間に正の関連性を認めた研究結果もある（O'Hara, Walter, & Christopher, 2009; Weinschenk & Dawes, 2017）。これまでの研究知見をまとめると、外向性と開放性の高さ、つまりパーソナリティの β 因子と政治的関心の間の正の関連性が一貫しているといえる。一方、パーソナリティの α 因子については先行研究の知見が一貫していないことが指摘できる。

行動遺伝学研究の知見によると、政治的関心の個人差のうち30%–50%は遺伝要因に起因し、残りの50%–70%は非共有環境によって説明されることが明らかにされている（Bell & Kandler, 2016; Klemmensen, Hatemi, Hobolt, Skytthe, & Nørgaard, 2012; Kornadt, Hufer, Kandler, & Riemann, 2018）。そして、パーソナリティと政治的関心の間の関連性は、大部分は遺伝要因の重複によるものの、非共有環境の重複もその一部を説明することが示されている（Weinschenk & Dawes, 2017）。そのことから、パーソナリティは政治的関心を高めうるような経験をするに寄与し、その経験が政治的関心を高める可能性が示唆される。政治的関心の教育可能性が高い青年期の知見に限ってみると、政治的関心を喚起するような日常生活での出来事を経験（Stattin, Hussein, Özdemir, & Russo, 2017）、社会運動やボランティア活動への参加（Šerek, Machackova, & Macek, 2017）、政治的情報に関わる行動（Arens & Watermann, 2017; Moeller & de

Vreese, 2015; Moeller, Shehata, & Kruikemeier, 2018), 教室内での議論や市民学習への参加 (Dassonneville, Quintelier, Hooghe, & Claes, 2012; Maurissen, 2018), 養育者や学校の先生の働きかけや態度 (Cicognani, Zani, Fournier, Gavray, & Born, 2012; Glatz & Dahl, 2016; Zeglovits & Zandonella, 2013) などが政治的関心の高さと関連することが示唆されている。

1.3. 学校におけるアクティブラーニングと政治的関心の育成

シティズンシップ教育による政治的リテラシーの向上の必要性 (竹島, 2016) を考慮すると、特に学校教育において子どもたちの政治的関心をいかに高くむかを検討する必要がある。学校の教室内での議論や市民学習への参加が政治的関心と関連することを示した研究 (Dassonneville et al., 2012; Maurissen, 2018) は、それに相当するものといえる。しかしこれらの先行研究は、学校内での教育活動への取り組みの形式的な有無によって教室内の議論や市民学習を変数化しており、個々の生徒たちの学習への取り組みの質については扱われていないという問題点があった。教育活動を捉える際、そこでの形式的な学習の有無だけでなく、学習のプロセスの中でどれほど他者の意見に耳を傾けたり、自分の意見を積極的に発信したり、学習素材に対し深い考察をしたりしたのかという、学習そのものの質を測定することも重要である (e.g., 畑野, 2011; 溝上ら, 2016)。

政治的関心をはぐくむような政治や社会に目を向ける教育を行う際、いわゆる知識伝達型授業と呼ばれる従来の学校教育において多用されてきた一方向的な授業形態でなく、問題解決学習やディベート、グループ・ワークなどを多く取り入れるアクティブラーニングの形態をとることが非常に多い (伊藤, 2017)。アクティブラーニングとは「一方向的な知識伝達型講義を聴くという (受動的) 学習を乗り越える意味での、あらゆる能動的な学習」のことで、能動的な学習とは、「書く・話す・発表するなどの活動への関与と、そこで生じる認知プロセスの外化を伴う」という (溝上, 2015)。アクティブラーニングが想定するような学習内容への深いコミットメントは、外向性や開放性、誠実性といったパーソナリティと正の関連を示すことが頑健に示されている (Furnham, 2011)。また、近年のメタ分析の結果からは、学習者が主体的に学習プロセスに参加するアクティブラーニングは、伝統的な知識伝達型授業と比べて学習内容に対する理解がより深いものとなることが実証的に明らかにされている (Freeman et al., 2014)。アクティブラーニングが政治的関心や政治的行動にどのように影響するかを検討した先行研究では、ディベートに積極的に参加するなどのアクティブラーニング形式の学習が、政治的関心や政治に対する効力感を高め、それが政治に関する行動の生起へとつながることが示されている (Maurissen, 2018)。

1.4. 本論文の目的

以上のことから、青年期の子どもたちの政治的な関心を高めるために、アクティブラーニング形式の学習が有効である可能性が示唆される。そして、政治的関心に日常生活を通じて影響すると考えられるパーソナリティは、アクティブラーニング形式の学習を促す個々の生徒のベースライン特性と考えられるため、パーソナリティがアクティブラーニングによる学習を促し、その経験が政治的関心を向上させるという理論的なモデルが構築できるだろう (Figure 1)。本論文ではそれを実証的に検討することを目的とする。また、学習そのものの質に注目する重要性 (畑野, 2011; 溝上ら, 2016) に鑑みると、単にアクティブラーニング形式の授業を受けているか否かではなく、どのようにその学習に取り組んだのかという個々人の取り組みのあり方を測定する必要があるだろう。そこで本研究では、個々の生徒のパーソナリティが、学校内でのアクティブラーニングへの取り組みの質にどのように影響し、その学習の質が政治的関心へどのように影響するのかを、Figure 1 に示されるような媒介モデルを利用して検討する。

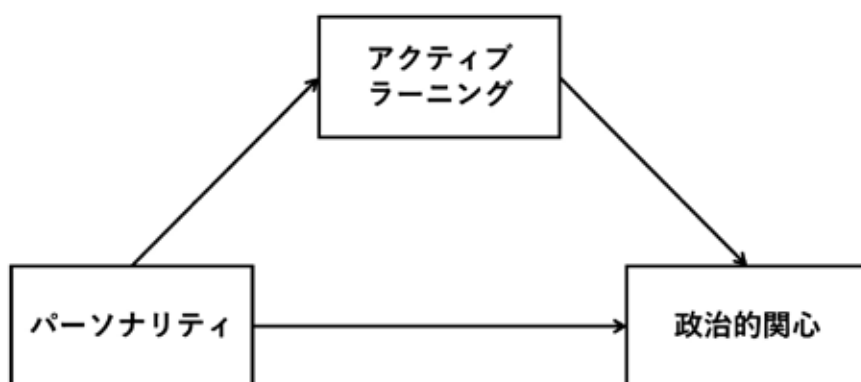


Figure 1

本論文で検討するパーソナリティ、アクティブラーニング、政治的関心の理論的な関係性

2. 方法

2.1. 調査協力者・手続き

2018年1-2月、東京都内の公立中学校1校の中学1年生、2年生を対象に、質問紙調査「学校と家庭をつなぐ中学生調査」を行った。この学校は、東京都内でも平均世帯年収が高い地域に位置する学校で、公立学校ではあるが学校独自の取り組みを積極的に行うことで有名な学校である。調査票は学校にて配布され、対象となった生徒たちは自宅にて調査票に回答した。回答後は、調査票を生徒た

ち自身の手で封筒に封緘してもらい、それを再び学校にて提出してもらった。調査票への回答は、生徒ならびにその保護者の書面での同意を得た上で行った。中学1年生、2年生の計180名から回答が得られ、そのうち回答に不備のあるものを除いた163名（中学1年生男子＝38; 中学1年生女子＝40; 中学2年生男子＝38; 中学2年生女子＝47）から回答を得た。なおこの163名というサンプルサイズは、危険率を5%とした場合、80%の検定力で $p > .22$ の相関を検出できるサンプルサイズである。調査の実施に際しては、本論文の著者が本調査実施時に所属していた機関の倫理審査専門委員会による学内倫理審査を経た。

2.2. 分析対象項目

パーソナリティ 中学生のパーソナリティは、日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J; 小塩・阿部・カトローニ, 2012) によって測定された。この尺度は、ビッグ・ファイブ・パーソナリティの外向性・調和性・誠実性・神経症傾向・開放性のレベルを、各特性2項目で測定する尺度である。生徒たちは計10個の項目について7件法（1: まったく違うと思う -7: 強くそう思う）にて回答を求められた。本論文はサンプルサイズが小さいため、変数の数の縮約のためにビッグ・ファイブ・パーソナリティをパーソナリティの α 因子（調和性・誠実性・神経症傾向）と β 因子（外向性・開放性）の2つの得点にまとめて利用した。

政治的関心 中学生の政治的関心は、政治的関心尺度（原田, 1985）を改変・抜粋したものによって測定された。具体的な項目文については Table 1 に記載した。この尺度は、政治や政治に関連した社会問題、経済に対する興味・関心のレベルを5項目で測定する尺度である。生徒たちは5件法（1: あてはまらない -5: あてはまる）にて回答を求められた。

アクティブラーニング 中学生の学校内での学習場面におけるアクティブラーニングへの取り組みの質を、アクティブラーニング（外化）尺度（溝上ら, 2016）を用いて測定した。この尺度はアクティブラーニングにおけるその学習活動自体の質を測定するために開発された尺度で、12項目からなる。生徒たちは5件法（1: あてはまらない -5: あてはまる）にて回答を求められた。

デモグラフィック変数 中学生の性別（0: 男性, 1: 女性）を尋ねた。

2.3. 分析手法

まず、政治的関心尺度について、原田（1985）による原版を改変、抜粋したため、原版の位置因子構造が保たれているかを確認すべく、一因子構造を仮定した確認的因子分析を行った。確認的因子分析の結果、一因子モデルのあてはまりが良いことを確認したうえで、続く分析を行った。モデルの適合度については CFI (comparative fit index; Bentler, 1990), TLI (Tucker-Lewis index; Tucker &

Lewis, 1973), RMSEA (root mean square error of approximation; Steiger, 1990), SRMR (standardized root mean squared residual; Bentler, 1995) の4つを用い、総合的に判断を行った。なお、Hu and Bentler (1999) によると、 $CFI > 0.95$, $TLI > 0.95$, $RMSEA < 0.06$, $SRMR < 0.08$ の場合、良いあてはまりとなる。また、 $CFI > 0.90$, $TLI > 0.90$, $RMSEA < 0.08$, $SRMR < 0.09$ の場合、許容可能なあてはまりとされている。

各変数の尺度得点については、それぞれの尺度の項目得点を加算平均し算出した。パーソナリティの α 因子と β 因子の得点については、それぞれ対応する特性の尺度得点を加算平均することで算出した。得点算出後、各変数間の相関係数を算出し、2つのパーソナリティ得点からアクティブラーニング得点を予測する重回帰分析を行った。そして、アクティブラーニングを媒介変数として設定し、2つのパーソナリティ得点からアクティブラーニングを介して政治的関心を予測する媒介モデルを共分散構造分析によって分析した。モデルの適合度については、確認的因子分析モデルと同様の手順で行った。媒介モデルにおける間接効果の推定には、バイアス補正ブートストラップ法(10000 ランダムサンプリング)を用いた。ブートストラップ法による間接効果の推定は、Sobel テストのような他の間接効果の検証方法よりも推定精度が良いことが知られている (Hayes, 2009)。なお、媒介モデルの分析時には学年と性別はすべて統制した。分析は全てオープンソースの統計ソフトウェア環境である R 3.5.3 において行い、確認的因子分析モデルと媒介モデルをあてはめた共分散構造分析については *lavaan* パッケージ (Rosseel, 2012) を用いて行った。

3. 結果

3.1. 政治的関心尺度の確認的因子分析

政治的関心尺度の因子構造を確認すべく、尺度への回答データを用いた確認的因子分析を行った。分析時には、潜在変数の分散を1に固定し、5つの観測変数へのパス係数の母数を自由推定した。母数の推定には完全情報最尤推定法 (full-information maximum likelihood method) を用いた。その結果、すべての項目について、統計的に有意な因子負荷が確認された。詳細な母数の推定値、および95%信頼区間については Table 1 に示した。モデルの適合度については、RMSEA の値がモデルのあてはまりの悪さを示したが ($RMSEA = 0.112$, $90\%CI = [0.052, 0.178]$), その90%信頼区間の下限は Hu and Bentler (1999) による許容可能な RMSEA の値を下回っていること、また他の適合度指標については非常に良いあてはまりを示していた ($CFI = 0.982$; $TLI = 0.963$; $SRMR = 0.022$) ことから、今回はこの一因子モデルの適合度については許容可能なものと判断した。

Table 1

政治的関心を測定する尺度の項目文と確認的因子分析

Item	Estimate	95%CI	p
政治や社会に関するニュースや記事などに目を通す	1.11	[0.95, 1.27]	<0.001
政治の問題や国全体の問題に対して関心をもつ	1.17	[1.02, 1.32]	<0.001
友だちや家族と政治や国の問題について話し合う	1.03	[0.85, 1.20]	<0.001
政治について説明したテレビ番組や新聞、本などに目を通す	1.11	[0.94, 1.27]	<0.001
選挙の結果について選挙のたびに興味を持つ	1.04	[0.85, 1.23]	<0.001

3.2. 各変数の記述統計量と信頼性係数、および相関係数

各変数の記述統計量と信頼性係数を算出した。その結果を Table 2 に示した。分析に用いる変数について、平均値が大きく偏っている変数はなかった。心理測定尺度により算出された得点については、Cronbach の α 係数を用いた信頼性係数を算出した。すると、政治的関心とアクティブラーニングについては非常に高い信頼性を示したが、パーソナリティの α 因子と β 因子については、その得点の信頼性が低く、特に β 因子の信頼性は 0.5 を下回るものとなった。 α 係数については、それが高いことは項目間の相関性が高いことを意味するが、それはつまりその項目群により測定される概念領域が狭いことを示唆する。パーソナリティの α 因子や β 因子は、もともと概念領域の広いビッグ・ファイブ・パーソナリティのドメインを縮約した上位因子であり、その概念領域は相当に広いと考えられる。この広範な概念を TIPI-J のような項目数の少ない尺度によって測定する場合、 α 係数が反映する項目内容の一貫性を過度に求めることはできない（小塩ら、2012）。これは、帯域幅と忠実度のジレンマ（Cronbach & Gleser, 1965）として知られる問題である。このような事情に鑑み、本論文では α 係数による信頼性係数が低い、2つのパーソナリティ得点をそのまま用いることとする。

Table 2

各変数の記述統計量と信頼性係数

変数	Mean/n	SD/%	最小値	最大値	信頼性係数
学年					
中学 1 年生	78	47.85%			
中学 2 年生	85	52.15%			
性別					
男性	76	46.63%			
女性	87	53.37%			
パーソナリティ					
α 因子	4.09	0.90	1.83	7.00	0.61
β 因子	4.47	1.04	2.00	7.00	0.42
アクティブラーニング	3.81	0.83	1.00	5.00	0.91
政治的関心	3.38	1.15	1.00	5.00	0.93

つづいて、各変数間の相関係数を算出した。パーソナリティの α 因子得点は、アクティブラーニングと政治的関心との間に統計的に有意な正の相関が確認された。パーソナリティの β 因子得点はアクティブラーニングとの間に統計的に有意な正の相関が確認されたが、政治的関心との間の相関は統計的に有意にはならなかった。詳細な相関係数は Table 3 に示した。

Table 3

変数間の相関係数と 95% 信頼区間

	パーソナリティ α 因子	パーソナリティ β 因子	アクティブラーニング
パーソナリティ β 因子	0.12 [-0.04, 0.27]		
アクティブラーニング	0.28 [0.13, 0.42]	0.26 [0.11, 0.40]	
政治的関心	0.15 [0.00, 0.30]	-0.04 [-0.19, 0.12]	0.25 [0.10, 0.39]

3.3. パーソナリティの α 因子・ β 因子と政治的関心の関連

本論文で検討する媒介モデルを用いた分析をする前に、説明変数であるパーソナリティの α 因子・ β 因子の得点から、政治的関心の得点を予測する重回帰分析を試みた。重回帰分析に先立ち、パーソナリティの α 因子・ β 因子の得点、アクティブラーニング得点、政治的関心の得点はすべて、全体の平均値と標準偏差を用いて z 得点 ($Mean = 0, SD = 1$) へと標準化した。重回帰分析を行う際は、性別と学年はともに説明変数として投入することで統制した。その結果、パーソナリティの α 因子は政治的関心との間に統計的に有意な正の関連性が見られた ($B = 0.20, 95\%CI = [0.04, 0.37], p = 0.02$)。一方、パーソナリティの β 因子は政治的関心との間に有意な関連性が見られなかった ($B = 0.01, 95\%CI = [-0.15, 0.17], p = 0.92$)。この結果は、本論文で検討する媒介モデルにおいて、パーソナリティの β 因子を説明変数として投入することを支持しないものであった。しかし、先行研究の知見 (Furnham & Cheng, 2019; Schoen & Steinbrecher, 2013; Weinschenk & Dawes, 2017) では、パーソナリティの β 因子と政治的関心の間に頑健な正の関連性が確認されているため、本論文ではパーソナリティの α 因子に加えて β 因子も説明変数として投入するモデルを補足的に試みることにした。

3.4. 媒介モデルの検討

説明変数としてパーソナリティの α 因子のみを投入し、媒介変数としてアクティブラーニング、目的変数として政治的関心を設定した媒介モデルについて、共分散構造分析により分析を行った (Figure 2)。その結果、パーソナリティの α 因子から政治的関心への直接効果は統計的に有意ではなかった ($Estimate = 0.12, 95\%CI = [-0.05, 0.30], p = 0.16$)。一方、パーソナリティの α 因子からアクティブラーニングへのパスと ($Estimate = 0.25, 95\%CI = [0.10, 0.39], p = 0.001$)、

アクティブラーニングから政治的関心へのパスが統計的に有意となり ($Estimate = 0.35$, $95\%CI = [0.18, 0.50]$, $p < 0.001$), パーソナリティの α 因子から政治的関心への間接効果が統計的に有意となった ($Estimate = 0.09$, $95\%CI = [0.03, 0.16]$, $p = 0.01$)。

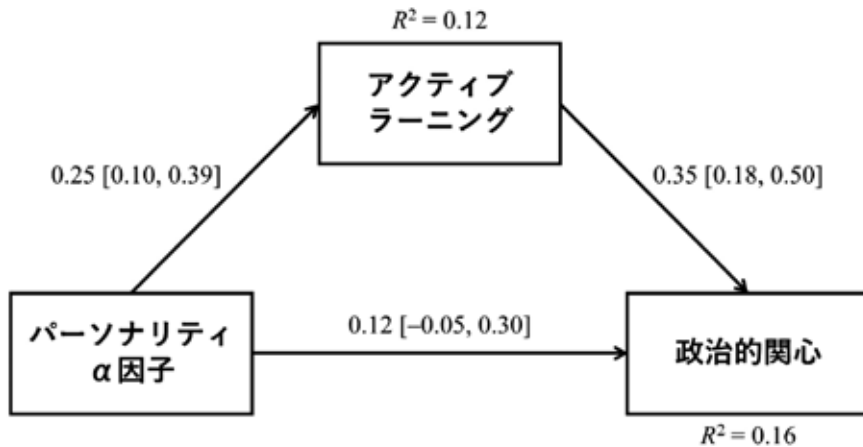


Figure 2

アクティブラーニングを介したパーソナリティの α 因子と政治的関心の関連

また、補足的に行ったパーソナリティの α 因子と β 因子の両方を説明変数として投入したモデルでは (Figure 3), パーソナリティの α 因子・ β 因子から政治的関心への直接効果は統計的に有意にならなかった ($Estimate = 0.12$, $95\%CI = [-0.05, 0.29]$, $p = 0.16$ α 因子; $Estimate = -0.12$, $95\%CI = [-0.27, 0.03]$, $p = 0.11$ β 因子)。一方、パーソナリティの α 因子・ β 因子からアクティブラーニングへのパスと ($Estimate = 0.23$, $95\%CI = [0.10, 0.37]$, $p = 0.001$ α 因子; $Estimate = 0.25$, $95\%CI = [0.11, 0.39]$, $p < 0.001$ β 因子), アクティブラーニングから政治的関心へのパスが統計的に有意となり ($Estimate = 0.39$, $95\%CI = [0.22, 0.54]$, $p < 0.001$), パーソナリティの α 因子・ β 因子から政治的関心への間接効果が統計的に有意となった ($Estimate = 0.09$, $95\%CI = [0.03, 0.16]$, $p = 0.01$ α 因子; $Estimate = 0.10$, $95\%CI = [0.04, 0.17]$, $p = 0.01$ β 因子)。

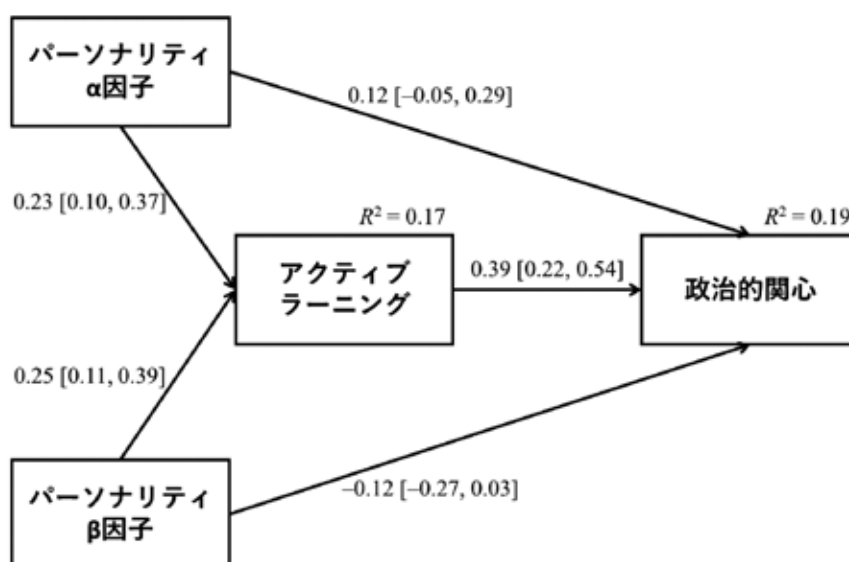


Figure 3

アクティブラーニングを介したパーソナリティの α 因子・ β 因子と政治的関心の関連の補足的検討

4. 考察

本研究の目的は、政治的関心の教育可能性の高い青年期に相当する中学生を対象に、パーソナリティが学校内でのアクティブラーニングを介して政治的関心を高めうるのかを検討することであった。中学1, 2年生を対象とした調査の結果、パーソナリティの α 因子と呼ばれる、調和性と誠実性の高さと、神経症傾向の低さを総合した特性が、アクティブラーニングを介して政治的関心に正の影響を与えている可能性が示唆された。外向性と開放性の高さを総合したパーソナリティの β 因子については、媒介モデル上では統計的に有意な間接効果を示していたものの、前提となる β 因子と政治的関心の直接の関連性が統計的に有意にならなかったため、解釈には注意を要する結果となった。

パーソナリティの α 因子が政治的関心との間で正の相関を示したことは、誠実性と政治的関心の正の関連性を示した研究知見や (O'Hara et al., 2009), 誠実性、調和性、情緒安定性と政治的関心との正の関連性を示した研究知見 (Weinschenk & Dawes, 2017) と整合的なものである。一方、パーソナリティの β 因子と政治的関心の間で有意な関連は見られなかった。パーソナリティの β 因子が反映する外向性と開放性の高さは、政治的関心との間に正の相関が繰り返し確認されていたが (Furnham & Cheng, 2019; Schoen & Steinbrecher, 2013; Weinschenk &

Dawes, 2017), 本研究ではその知見を再現することができなかった。この先行研究との結果の不一致の原因として考えられることの一つに、文化差の存在が指摘できる。先行研究はドイツやアメリカという欧米圏の国において実施されたものであった。しかし本研究は日本人のサンプルを用いており、日本社会においてどのような人が政治に対する関心を高く持ちうるのか、欧米圏とは異なっている可能性があるだろう。実際に、欧米圏の人々にとって身近な政治的・社会的行動が、日本人においては自身の生活の中で関わることの無いこととして感じられていることを示唆する知見もある(小林, 2015)。ゆえに、政治に関わる事柄は日本人にとって生活の一部ではなく、むしろエネルギーを割き努力して関与するものと認識されているとも考えられる。政治がそのような対象であれば、誠実性の要素が入るパーソナリティの α 因子において政治的関心と関連が見られたのは整合的なことかもしれない。この点については、今後実証的なデータを取り、国際比較の観点から検討していくべきことといえる。

別の可能性として、青年期前期という発達段階の特徴も指摘できるだろう。先行研究の知見はすべて成人サンプルに基づくものであり(Furnham & Cheng, 2019; Schoen & Steinbrecher, 2013; Weinschenk & Dawes, 2017), 現在までにパーソナリティと政治的関心の関連性を児童期・青年期のサンプルを用いて直接的に検証した知見は見られない。例えば、政治的な価値観と妄信的な態度との間の関連の方向性が年齢によって異なるという知見も報告されていたりする(Boshier, 1973)。このような発達段階による違いについても、より大きなサンプルを用いて今後検討すべき課題といえるだろう。また、もう一つ、パーソナリティの β 因子と政治的関心との間に関連性が見いだせなかったことの原因として、本研究におけるパーソナリティの β 因子の信頼性の低さが指摘できる。先述のように、パーソナリティの β 因子の概念領域は広いものの、その広い概念を測定するのに TIPI-J という短縮版の尺度では十分な信頼性を確保した測定ができなかった。結果、 β 因子の得点は測定誤差が多く含まれることになったため、相関の希薄化が生じた可能性がある。この可能性についても、今後より信頼性の高いパーソナリティの尺度を利用して調査を行うことで、検討が可能になるだろう。

本研究が検討した媒介モデルでは、パーソナリティの α 因子と政治的関心との間の関連性を、学校内のアクティブラーニングが媒介していた。パーソナリティの α 因子の高さがアクティブラーニングの質を高め、それが政治的関心の高さへとつながっている可能性が示唆されたといえる。 α 因子の高さは協調性、責任感、計画性の高さや情緒的に安定している傾向を反映している。アクティブラーニングは、その学習の過程において協働しながら書き、話し、他者に向けて発表するような、能動的な活動を含む(溝上, 2015)。本研究の知見からも明らかなように、パーソナリティの α 因子が反映するような特徴を高く持つ生徒は、アクティ

ブラーニングに取り組む際にも周囲の生徒とより良く協働的に学ぶことが可能になると考えられる。アクティブラーニングへのより良い取り組みは、他者との意見のやり取りやすり合わせなどを含む。教室内で他の生徒と議論をすることが政治的関心を高めうるという知見は既に得られており (Dassonneville et al., 2012; Maurissen, 2018), アクティブラーニングの過程における他の生徒との協働が、政治的関心を高めることに寄与したと考えられる。ただし、溝上 (2015) が指摘するように、アクティブラーニングにおいては他の生徒との協働以外の要素もそのプロセスに含まれる。実際に、その学習の過程における学習行動について探索的因子分析を行った結果、他者との意見のやり取りを行う「討論」の要素以外に、関連する資料などの「探索」や、実際に現場に出向いたり調査・実験を行ったりする「体験」の要素も含まれることが示唆されている (川本, 2020)。今後、アクティブラーニングという学習形態のどの要素が政治的関心と関連するのか、詳細な検討が期待される。

Weinschenk and Dawes (2017) によれば、パーソナリティと政治的関心の間の関連性は主に遺伝要因によるものであるものの、非共有環境もその関連性に寄与していた。環境的な変数と考えられるものでも無視できない遺伝要因の関与があることを考慮すると (Kendler & Baker, 2007), アクティブラーニングへの取り組みが完全に環境要因によるものとは考えられない。したがって本研究の知見についても、パーソナリティの α 因子を高くするような遺伝要因がアクティブラーニングへの関与を高め、かつ政治的関心も高めていたという可能性が指摘できる。この場合、説明変数 (パーソナリティの α 因子)、媒介変数 (アクティブラーニング)、目的変数 (政治的関心) の間の関連性が、その背後の共通した遺伝要因の関与によって説明できるということになる。しかし、パーソナリティの α 因子と政治的関心という構成概念の意味するところを考えたとき、両変数の間に概念的な重複があるとは考えづらい。加えて、アクティブラーニングへの取り組みの個人差のすべてが遺伝要因であることは考えられず、少なくともその一部は真に環境的な要因であると考えられる。ゆえに、パーソナリティの α 因子と政治的関心との間の関連性は、何らかの要因を介して生じているものであると考える方が妥当である。ゆえに本研究の結果の背後にある遺伝環境構造については、パーソナリティの α 因子がアクティブラーニングのより良い取り組みの経験へと非共有環境要因を通じて寄与し、さらにその経験が非共有環境要因を通じて政治的関心の高さに寄与していると考えられることができるだろう。今後、双生児法を用いた行動遺伝学研究のデザインを用いて本研究の結果を追試することで、この点について答えを出すことができるだろう。

本研究における新たな知見として、パーソナリティがアクティブラーニングという学習活動につながり、それが政治的関心の高さと関連するという、政治的関

心を育む教育的介入の可能性を示唆した点が指摘できる。アクティブラーニングへのより良い取り組みは、パーソナリティの α 因子と β 因子の両方の得点の高さと関連していたため、より協調的で勤勉であり、情緒的に安定していて、外向的で好奇心の強い生徒はアクティブラーニングへ積極的に取り組むことが予想される。そのような生徒は政治的関心も高く持つことができるだろう。一方、パーソナリティの α 因子・ β 因子の得点が低い生徒は、学校内でのアクティブラーニングへの取り組みに対してより消極的であることがうかがわれる。そこで学校の現場においては、パーソナリティの α 因子・ β 因子の得点が相対的に低い生徒に対して、アクティブラーニングへの取り組みを促すような教育上の支援が求められるだろう。具体的には、学習課題に取り組む中で今何を行うべきか限定して提示する、課題の進捗や学びのプロセスを可視化する、積極的に課題に取り組むように促す、学習課題の中で取り組むことについてのヒントを与える、足場かけになるような助言や手助けを行う、学習課題の中でとる行動についての詳細な説明を行うことなどが有効な支援となる(秋田, 2019)。そのような支援により、アクティブラーニングへの取り組みが改善されれば、政治的関心を向上させることにもつながりうる。学校内でのシティズンシップ教育によって政治に対するリテラシーを向上させる必要性が指摘されているものの(竹島, 2016)、そのような教育においてすべての生徒が十分な学習への取り組みを行えない可能性を、本研究の知見は示唆している。シティズンシップ教育において多用されるアクティブラーニング型の学習に対して、十分にに取り組むことのできない生徒たちを対象に授業中のサポートを行うことは、すべての生徒たちの政治的関心を育成する上で重要な点と考えられる。

本研究の知見は、パーソナリティがアクティブラーニングを介して政治的関心を向上させる可能性を示唆するものであり、教育上の介入の可能性を支持する有益な知見であったと考えられる。その一方で、本研究は複数の限界点を含んでいた。まず、本研究のデータは単一の学校において、横断調査によって得られたものであった点が指摘できる。調査対象の学校が1つの学校で、かつ特色のある学校であった点は、本研究の結果の一般化を難しくする。本研究の知見は、東京都内でも生活水準の高い地域の学校で、先進的な取り組みを数多く行う学校において得られた結果であるという点には注意する必要があるだろう。同じ東京都内でも生活水準が相対的に低い地域の学校や、または都市部ではなく農村地域の学校での調査を通じ、結果がどこまで再現されるかを通じて知見の一般化を図る必要がある。また、本研究のデータは横断調査に基づくものであったため、結果はすべて同時相関的な関連性に基づくものであった。ゆえに、媒介モデルにおける変数間のパスの方向は反対であったとしても成立するものである点については、注意する必要がある。今後、縦断調査に基づくデータや、または実験的なデザイン

によってより精緻な結果を得ていく必要があるだろう。2点目は、本研究のデータが自己報告による調査データであった点があげられる。自己報告によるデータであったため、本研究の知見は同一の評定者であったことによって生じた相関によってバイアスを受けている可能性がある。ただし本研究では、例えばパーソナリティの β 因子の得点と政治的関心の間はほぼ無相関であり、自己報告という方法の共通性によって相関が生じた可能性は、強くは支持されない。3点目に、本研究では媒介変数としてアクティブラーニングを想定したが、その他にもパーソナリティと政治的関心の間の関連性を媒介する要因は存在しうる点が指摘できる。先行研究の知見から、例えば社会運動やボランティア活動への参加や (Šerek et al., 2017), 政治的情報に関わる行動 (Arens & Watermann, 2017; Moeller & de Vreese, 2015; Moeller et al., 2018) など、学校外での活動も政治的関心を向上させうる可能性が示唆されている。そしてこのような行動もすべて、パーソナリティの影響を少なからず受けると考えられる (Roberts, 2009)。ゆえに、今後の研究においてより多くの要因を取り上げたモデルの検討が必要になると考えられる。最後に、本研究で用いた政治的関心尺度が中学生を対象として、妥当性の検証を行っていない点が指摘できる。本研究で用いた政治的関心尺度は、原田 (1985) が大学生対象に作成したものを、中学生に適用可能なようにワーディングを修正し、かつ負担なく回答できるよう項目数を削減したものであった。この改訂版の尺度について、本研究の実施前に妥当性を検証しておらず、妥当性が十分でなかった可能性がある。そのことが、政治的関心と他の変数との関連性の弱さに影響していることも考えられ、今後、政治的関心尺度の妥当性の検証が必要となる。

本研究の知見は、学校内でのアクティブラーニングへの取り組みが、個々の生徒のパーソナリティと政治的関心の間の関連を媒介しているというものであった。得られた知見は、学校教育において政治的関心を育成するための教育的介入の可能性を示唆している。選挙権年齢の引き下げや、若者の政治に対する関与の少なさといった現状に鑑みると、学校教育が子どもたちの政治的な社会化に対して果たしうる役割は少なくない。今後、本研究の知見をより精緻なものにしていき、より効果的な教育の方法を検討していく必要があるだろう。

付記

本研究は、公益財団法人前川財団平成 29 年度助成を受けたものである。本研究の一部は日本教育心理学会第 60 回大会 (2018 年) にて発表した。調査にご協力いただいた中学生とその保護者の皆さまに心より御礼申し上げます。

文献

- 秋田喜代美 (2019) . 探究的な学びを支援するために：海外の研究から見る 5 つの提言 . 日本教材文化研究財団研究紀要 , 48, 9-14.
- Arens, A. K., & Watermann, R. (2017) . Political efficacy in adolescence: Development, gender differences, and outcome relations. *Developmental Psychology*, 53, 933-948.
- Bell, E., & Kandler, C. (2016) . The genetic and the sociological: Exploring the possibility of consilience. *Sociology*, 51, 880-896.
- Bennett, S. E., Flickinger, R. S., & Rhine, S. L. (2000) . Political talk over here, over there, over time. *British Journal of Political Science*, 30, 99-119.
- Bentler, P. M. (1990) . Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P. M. (1995) . EQS structural equations program manual. Encino, CA: Multivariate Software.
- Best, S. J., & Krueger, B. S. (2005) . Analyzing the representativeness of Internet political participation. *Political Behavior*, 27, 183-216.
- Boshier, R. (1973) . An empirical investigation of the relationship between conservatism and superstition. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 12, 262-267.
- Cicognani, E., Zani, B., Fournier, B., Gavray, C., & Born, M. (2012) . Gender differences in youths' political engagement and participation. The role of parents and of adolescents' social and civic participation. *Journal of Adolescence*, 35, 561-576.
- Cronbach, L. J., & Gleser, G. C. (1965) . *Psychological tests and personnel decisions*. Urbana: University of Illinois Press.
- Dassonneville, R., Quintelier, E., Hooghe, M., & Claes, E. (2012) . The relation between civic education and political attitudes and behavior: A two-year panel study among Belgian late adolescents. *Applied Developmental Science*, 16, 140-150.
- DeYoung, C. G. (2010) . Toward a theory of the Big Five. *Psychological Inquiry*, 21, 26-33.
- Digman, J. M. (1997) . Higher-order factors of the Big Five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1246-1256.
- Freeman, S., Eddy, S. L., McDonough, M., Smith, M. K., Okoroafor, N., Jordt, H., & Wenderoth, M. P. (2014) . Active learning increases student performance in science, engineering, and mathematics. *Proceedings for the National Academy of Sciences of the United States of America*, 111, 8410-8415.
- Furnham, A. (2011) . Personality and approaches to learning. In T. Chamorro-Premuzic, S. von Stumm, & A. Furnham (Eds.) , *Handbook of individual*

- differences (pp. 588–607) . Chichester, UK: Wiley-Blackwell.
- Furnham, A., & Cheng, H. (2019) . Personality traits and socio-demographic variables as predictors of political interest and voting behavior in a British cohort. *Journal of Individual Differences*, 40, 118–125.
- Galston, W. (2004) . Civic education and political participation. *Political Science and Politics*, 37, 263–266.
- Glatz, T., & Dahl, V. (2014) . The role of family experiences for adolescents' readiness to use and participate in illegal political activity. *International Journal of Behavioral Development*, 40, 11–20.
- 原田唯司 (1985) 政治的態度の構造と政治的関心, 政治的知識との関係について . *教育心理学研究*, 33, 327–335.
- Hayes, A. F. (2009) . Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium. *Communication Monographs*, 76, 408–420.
- 畑野 快 (2011). 「授業プロセス・パフォーマンス」の提唱及びその測定尺度の作成 . *京都大学高等教育研究*, 17, 27–36.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999) . Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Isin, E. F., & Turner, B. S. (2002) . *Handbook of citizenship studies*, London: Sage Publications.
- 伊藤健治 (2017) . 学校教育におけるシティズンシップ教育の課題：18 歳選挙権と学生の政治意識 . *東海学園大学教育研究紀要*, 2, 53–61
- 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. New York: Guilford Press.
- 川本哲也 (2020) . 都内中等教育学校における主体的・探究的な学びとその効果：自尊心の調整効果に着目して . *東京大学大学院教育学研究科紀要*, 59, 517 – 526.
- Kendler, K. S., & Baker, J. H. (2007) . Genetic influences on measures of the environment: A systematic review. *Psychological Medicine*, 37, 615–626.
- Klemmensen, R., Hatemi, P. K., Hobolt, S. B., Skytthe, A., & Nørgaard, A. S. (2012) . Heritability in political interest and efficacy across cultures: Denmark and the United States. *Twin Research and Human Genetics*, 15, 15–20.
- 小林利行 (2015) . 低下する日本人の政治的・社会的活動意欲とその背景：ISSP 国際比較調査「市民意識」・日本の結果から . *放送研究と調査*, 65, 22–41.
- 公益財団法人 明るい選挙推進協会 (2018) . 第 48 回衆議院議員総選挙全国意識調査：調

- 査結果の概要 . Retrieved from <http://www.akaruisenkkyo.or.jp/wp/wp-content/uploads/2018/07/48syuishikicyosa-1.pdf> (2020 年 9 月 15 日)
- Kornadt, A. E., Hufer, A., Kandler, C., & Riemann, R. (2018) . On the genetic and environmental sources of social and political participation in adolescence and early adulthood. *PLOS ONE*, 13, e0202518.
- Marshall, T. H., & Bottomore, T. B. (1987) . *Citizenship and social class*. London: Pluto Press. (マーシャル, T. H.・ボットモア, T. B. 岩崎信彦・中村健吾 (訳) (1993) . シティズンシップと社会的階級－近現代を総括するマニフェスト 法律文化社)
- Maurissen, L. (2018) . Political efficacy and interest as mediators of expected political participation among Belgian adolescents. *Applied Developmental Science*, 24, 339–353.
- McIntosh, H., Hart, D., & Youniss, J. (2007) . The influence of family political discussion on youth civic development: Which parent qualities matter? *Political Science and Politics*, 40, 495–499.
- 溝上慎一 (2015) . アクティブラーニング論から見たディープ・アクティブラーニング
松下佳代 (編著) ディープ・アクティブラーニング:大学授業を深化させるために (pp. 31–51) 勁草書房
- 溝上慎一・森 朋子・紺田広明・河井 亨・三保紀裕・本田周二・山田嘉徳 . (2016) . Bifactor モデルによるアクティブラーニング (外化) 尺度の開発. *京都大学高等教育研究*, 22, 151–162.
- Moeller, J., & de Vreese, C. (2015) . Spiral of political learning: The reciprocal relationship of news media use and political knowledge among adolescents. *Communication Research*, 46, 1078–1094.
- Moeller, J., Shehata, A., & Kruikemeier, S. (2018) . Internet use and political interest: Growth curves, reinforcing spirals, and causal effects during adolescence. *Journal of Communication*, 68, 1052–1078.
- 内閣府 (2019) . 我が国と諸外国の若者の意識に関する調査 (平成 30 年度) . Retrieved from <https://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/ishiki/h30/pdf-index.html> (2020 年 9 月 15 日)
- OECD (2016) . *Society at a glance 2016: OECD social indicators*. Paris: OECD Publishing.
- O'Hara, R. E., Walter, M. I., & Christopher, A. N. (2009) . Need for cognition and conscientiousness as predictors of political interest and voting strategy. *Journal of Applied Social Psychology*, 39, 1397–1416.
- 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, 40–52.

- Pasek, J., Kenski, K., Romer, D., & Jamieson, K. H. (2006) . America's youth and community engagement: How use of mass media is related to civic activity and political awareness in 14-to 22-year-olds. *Communication Research*, 33, 115–135.
- Prior, M. (2010) . You've either got it or you don't? The stability of political interest over the life cycle. *The Journal of Politics*, 72, 747–766.
- Roberts, B. W. (2009) . Back to the future: Personality and assessment and personality development. *Journal of Research in Personality*, 43, 137–145.
- Rosseel, Y. (2012) . lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1–36.
- Russo, S., & Stattin, H. (2017) . Stability and change in youths' political interest. *Social Indicators Research*, 132, 643–658.
- Schoen, H., & Steinbrecher, M. (2013) . Beyond total effects: Exploring the interplay of personality and attitudes in affecting turnout in the 2009 German federal election. *Political Psychology*, 34, 533–552.
- Šerek, J., Machackova, H., & Macek, P. (2017) . The chicken or egg question of adolescents' political involvement. *Zeitschrift Für Psychologie*, 225, 347–356.
- 総務省 (2019) . 目で見る投票率 . Retrieved from https://www.soumu.go.jp/main_content/000696014.pdf (2020 年 9 月 15 日)
- Stattin, H., Hussein, O., Özdemir, M., & Russo, S. (2017) . Why do some adolescents encounter everyday events that increase their civic interest whereas others do not? *Developmental Psychology*, 53, 306–318.
- Steiger, J. H. (1990) . Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173–180.
- Strömbäck, J., & Shehata, A. (2010) . Media malaise or a virtuous circle? Exploring the causal relationships between news media exposure, political news attention and political interest. *European Journal of Political Research*, 49, 575–597.
- 竹島博之 (2016) . 意識調査から見た有権者教育の射程と限界: 若者の投票率向上のために . *年報政治学*, 67, 11–30.
- Torney-Purta, J. (2002) . The school's role in developing civic engagement: A study of adolescents in twenty-eight countries. *Applied Developmental Science*, 6, 203–212.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973) . A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1–10.
- Weinschenk, A. C., & Dawes, C. T. (2017) . The relationship between genes, personality traits, and political interest. *Political Research Quarterly*, 70, 467–479.
- Youniss, J. (2011) . Civic education: What schools can do to encourage civic identity and action. *Applied Developmental Science*, 15, 98–103.

- Zeglovits, E., & Zandonella, M. (2013) . Political interest of adolescents before and after lowering the voting age: the case of Austria. *Journal of Youth Studies*, 16, 1084–1104.
- Zukin, C., Keeter, S., Andolina, M., Jenkins, K., & Delli Carpini, M. X. (2006) . A new engagement? Political participation, civic life, and the changing American citizen. Oxford: Oxford University Press.