

総合的学習経験の経年変化および主体的・探究的な学習態度との関連

－東大附属在校生パネル調査から－

教育心理学コース，学校教育高度化・効果検証センター

学校教育高度化・効果検証センター

学校教育高度化・効果検証センター

大学経営・政策コース，学校教育高度化・効果検証センター

天 井 響 子

上 野 雄 己

日 高 一 郎

福 留 東 士

The longitudinal experiences of active learning and its association with the autonomous inquiry-based learning attitude

－ The panel survey of students of the affiliate school of the University of Tokyo －

Kyoko AMAI, Yuki UENO, Ichiro HIDAKA, and Hideto FUKUDOME

Active learning, in which students explore their own interests and learn independently, has been attracting educators' attention for a long time. However, empirical studies regarding medium- or long-term effects of active learning on students' learning attitudes have not yet been sufficiently conducted in Japan. Since 1966, the secondary school attached to the Faculty of Education, The University of Tokyo has been a pioneer in implementing comprehensive learning programs that aim to promote autonomous and inquisitive learning. In addition, a longitudinal survey of current students was started in 2016. This study uses longitudinal data from the first three years of the survey to clarify the changes in students' interests and skills at active learning, and to examine the association between these variables and "autonomous inquiry-based learning attitude". The analyzed data included 671 students (337 males, 334 females) in 2016, 666 students (331 males, 335 females) in 2017, and 677 students (336 males, 330 females, 11 unknown) in 2018. Since there were changes in the survey items and target grades from the 2018 school year, only the data of the first and the third graders in 2016 which three years of data were available, were used for some analyses. As a result of the analyses, the degree of interest and engagement in active learning showed weak correlations ($r=.15-33$) between the time points, indicating that it may vary depending on the individual difference and the contents of active learning each year. Furthermore, the degree to which students were interested in and engaged in active learning was not significantly associated with the degree to which their subjective evaluation of how they were good at information gathering, writing, and presentation; though it was positively related to all four factors of the "autonomous inquiry-based learning attitude" including interest and inquisitiveness, associative thinking, original thinking, and positive attitude toward an intellectual exchange. These results indicate that being engaged in active learning with higher interests may contribute to fostering an "autonomous inquiry-based learning attitude" rather than improving learning skills. In the future, it is expected that the long-term effects of these learning attitudes will be examined using data from the 2019 school year and beyond.

目 次

1. 問題と目的

2. 方法

A. データの概要

B. 対象者

C. 分析項目

1. 総合的学習に興味をもって取り組んだ程度
2. 総合的学習に求められるスキルを得意と感じる程度
3. 主体的・探究的な学習態度

D. 分析方法

3. 結果

A. 主体的・探究的な学習態度尺度の探索的因子分析

B. 記述統計

C. 総合的学習に興味をもって取り組んだ程度と学習スキルの得意度の変化

D. 3時点における総合的学習に興味をもって取り組んだ程度と学習スキルの得意度および主体的・探究的な学習態度の関連

4. 考察

- A. 総合的学習に対する興味から得意度への影響 (仮説1の検証)
- B. 総合的学習に必要なスキルの得意度から興味への影響 (仮説2の検証)
- C. 興味および得意度と「主体的・探究的な学習態度」の関連 (仮説3の検証)
- D. 本研究の限界および結語

付記

注・引用文献

1. 問題と目的

グローバル経済の拡張やAI研究の発展により、急速な変化の時代とされた2000年代 (Wellman, 2001)¹⁾ を迎えて20年。近年は、個人のみならず社会全体がこれからの在り方を問い直されているような未曾有の気候変動や新型コロナウイルスのパンデミックが発生し、更に先が不透明な混沌の時代を迎えている。個人個人が時代の変化に柔軟に対応するため、本邦では1990年代に画一的な知識教授型教育から個々の考える力を育む教育へと方向性が変化したが (徳永・神代・北風・淵上, 2012)²⁾、その傾向は今後益々加速すると考えられる。今年度より施行された中学校学習指導要領 (文部科学省, 2017)³⁾ では、「豊かな創造性を備え持続可能な社会の創り手となる」ため、生徒の1)知識及び技能, 2)思考力・判断力・表現力, 3)学びに向かう力及び人間性, の偏りない育成を実現させるとしている。

その実現を図る学習形態として、同学習指導要領は「主体的・対話的で深い学び」即ちアクティブラーニングを挙げている (文部科学省, 2017)⁴⁾。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」であり、書く・話す・発表するなどの活動への能動的な関与と、そこで生じる認知プロセスの外化が伴うとされている (溝上, 2015)⁵⁾。さらに文部科学省 (2014)⁶⁾ は「自ら課題を発見し、その解決に向けて主体的・協働的に探究し、学びの成果等を表現し、更に実践に生かしていけるようにすることが重要である」と強調している。つまり、自ら興味をもって課題を発見し、課題解決に向けて情報収集や思考を主体的に行い、学びの成果を文章や発表という形で表現するというアクティブラーニングのプロセスを経ることで、持続可能な社会の創り手となっていくための「主体的・探究的な学習態度」を身につけるこ

とが求められていると言えよう。

知識伝達型の授業と比較して、アクティブラーニング型の実践形式の授業がSTEM科目 (science, technology, engineering, and mathematics) を始めとする多くの科目において深い知識理解に貢献することは複数のメタ分析からも明らかになっている (Chen & Yang, 2019; Freeman et al., 2014; Haak, Hillerislanders, Pitre, & Freeman, 2011; Hoellwarth & Moelter, 2011; Lazonder & Harmsen, 2016)⁷⁻¹¹⁾。加えて、アクティブラーニング型の授業が対人不安の減少と他者と関わる意欲の上昇 (Lic, 2018)¹²⁾、批判的思考能力の向上 (Oros, 2007)¹³⁾ 等、学習者の認知的側面の変化にも影響を与え得るという報告もなされている。しかし、これらの先行研究の結果は必ずしも文部科学省が意図している「主体的・探究的な学習態度」の醸成を意味しているとは言えない。これまでの知見は、新しい学習指導要領で育成を目指すとして明記された1)知識及び技能, 2)思考力・判断力・表現力, 3)学びに向かう力及び人間性のうち、アクティブラーニングが主に知識及び技能の向上に良い影響を及ぼす可能性を示すに過ぎない。一部の研究が思考力・判断力の向上を報告しているものの (Oros, 2007)¹⁴⁾、表現力, そして、学びに向かう力及び人間性, 即ち文部科学省の目指す核である「主体的・探究的な学習態度」にどのような影響を与えるかに関しては十分な研究がなされていないのが現状である。

アクティブラーニングと「主体的・探究的な学習態度」の関連を検討するにあたって、特に留意すべき点は主に2つある。1点目は研究対象とするアクティブラーニング型授業の質と継続性, 2点目は授業プログラムそのものだけでなく学習者側の要因を加味した分析の必要性である。アクティブラーニングは一時急速に普及したものの、組織的・継続的に質の高いプログラムを提供し続けている学校は少なく、個々の教員の意識や力量によって学習効果に差が生じていることが指摘されている (文部科学省, 2014)¹⁵⁾。このことから、研究を目的とした短期的なプログラムの効果検証を行うのではなく、教育課程の一部として組織的なアクティブラーニング型授業が根付いている学校を対象とすることが望ましい。また、学習者のパーソナリティ特性によって効果が期待される学習形態が異なることが明らかになっている (Furnham, 2011)¹⁶⁾。具体的には、意欲的な学生ほど実践形式の授業に熱心に取り組みその利益を享受しやすいことや (Park & Choi, 2014)¹⁷⁾、成人後の仕事に対する主体的な態度は、実践形式の授業経験そのものではなく、それらの授業に

どれだけ熱心に取り組んだかが影響することがわかっている(天井, 2020; 川本, 2019)^{18, 19)}。よって、アクティブラーニング型授業の経験の有無や知識教授型授業との比較ではなく、より個人的な要因を含んだ変数と「主体的・探究的な学習態度」の関連を検討する必要があると考えた。

そこで本研究では、1966年度より本邦において先駆的に主体的・探究的な学びの促進を目指してアクティブラーニング型の総合的学習を実施してきた東京大学教育学部附属中等教育学校(以下、東大附属中等教育学校)の在校生を対象に、総合的学習に興味をもって取り組んだ程度が主体的・探究的な学びに必要とされる表現力等のスキルや「主体的・探究的な学習態度」に与える影響について縦断的検討を行う。東大附属中等教育学校は中高一貫教育の形をとっている。1-2年生(中学1-2年生相当)では総合学習入門として少人数で身近な課題について探究する活動を、3-4年生(中学3年生および高校1年生相当)では課題別学習として予め設定されたテーマから興味のあるものを選び調査活動やフィールドワークを、5-6年生(高校2-3年生相当)では個々の生徒が自分で決めたテーマを2年間かけて深め論文や作品を創り上げる卒業研究を、全ての生徒が経験する(東京大学教育学部附属中等教育学校, 2020)²⁰⁾。半世紀以上に渡って実践型の授業を継続・発展させてきた中等教育機関は稀有であり、加えて2016年度から在校生対象の縦断的パネル調査が開始されたことで数年分のデータを得ることが可能となったため、上述の留意点の一つであるプログラムの質と継続性を担保できる調査対象であると考えた。東大附属中等教育学校の在校生は全員が同様のプログラムを経験していることから、パネル調査では単なる活動の有無だけでなく、どの程度興味をもって総合的学習に取り組んだか、総合的学習に必要とされる情報収集やプレゼンテーション等のスキルについてどの程度得意だと感じるか等の変数も測定している。そのため、もう一つの留意点として指摘した学習者側の要因を加味した分析も可能である。

先行研究(天井, 2020; 川本, 2019; Lie, 2018; Oros, 2007)²¹⁻²⁴⁾を鑑みると、中等教育の課程でアクティブラーニング型の総合的学習に興味を持って取り組んだ生徒ほどさらなる意欲や思考力の向上が見られ、長期的に学び続けるための「主体的・探究的な学習態度」が醸成されると予測できる。また、「好きこそもの上手なれ」という諺に表されるように、好きな活動や興味を持って行う活動は一般的に得意になっていくこ

とが想定されるため、本研究は総合的学習に必要とされるスキルの得意度も分析に組み込むこととする。具体的には、2016年度のパネル調査開始以降3年分の縦断データを用い、以下3つの仮説を検証する。総合的学習に興味を持って取り組むほど総合的学習に必要とされるスキルが向上する(仮説1)、総合的学習に必要とされるスキルが向上するとさらに総合的学習に興味を持って取り組むようになる(仮説2)、興味をもって取り組むほど、また、総合的学習に必要とされるスキルが高いほど「主体的・探究的な学習態度」が醸成される(仮説3)。

2. 方法

A. データの概要

東大附属中等教育学校において、2016年度より実施されている縦断パネル調査の3年分(2016年度から2018年度)のデータを利用した。調査は毎年年度末である3月にその年度の活動を振り返って実施されたものである。2016年度および2017年度は、全項目について1年生(中学1年生相当)から6年生(高校3年生相当)の全学年を対象に実施されたが、2018年度は一部の調査項目の改訂・削減や対象学年を絞る等の変更が加えられた。

個人情報保護のため、調査はセキュリティ対策を入念に施した独自サーバー上で実施した。回答者である生徒は、固有のIDとパスワードを紙面に通知され、学校内のコンピュータ端末からサーバー上に設けられた調査ページにアクセスし、各自のIDとパスワードを用いて回答を行なった。

本パネル調査は、著者所属機関の倫理審査専門委員会による審査を受け承認された上で実施されたものである。また、データはデータベース委員会によって厳重に管理されており、著者らは学術研究に利用することを条件にデータベース委員会より利用を許可された。個人情報保護のため、データは回答者の所属学級、氏名、学生番号等、個人を特定できる情報を削除した状態で提供された。

B. 対象者

2016年度から2018年度に東大附属中等教育学校に在籍しており、調査への参加を許諾の上で回答に協力した生徒から得られたデータを分析対象とした。各年度別の得られたデータは、2016年度671名(男性337名、女性334名)、2017年度666名(男性331名、女性

335名), 2018年度677名(男性336名, 女性330名, どちらでもない11名)であった。各年度および学年ともに男女比はほぼ1:1であった。2018年度に調査項目の改訂が行われ, 男性でも女性でもない性別を選択できるようになったため, 2018年度は各学年0-3名ずつ男女以外の性を選択した生徒がいた。また, 2018年度に行われた調査項目の改訂に伴い一部項目の対象学年が変更されたため, 一部の分析には3年分のデータが揃っている初年度の1年生および3年生のもののみを使用した。

C. 分析項目

1. 総合的学習に興味をもって取り組んだ程度

総合的学習に対して生徒がどの程度興味を持って取り組んだかを測定するため, パネル調査の計画・実施・運営を執り行うワーキンググループ²⁵⁾において各学年の学習内容に沿った自己回答式の尺度項目が作成された。具体的には, 各学年で実施された総合的学習の内容(1年生2項目, 2年生以上1項目)について, 4件法(1:とても興味を持って取り組んだ, 2:やや興味を持って取り組んだ, 3:あまり興味を持って取り組まなかった, 4:全然興味を持って取り組まなかった)で回答を求めるものであった。1年生は複数の総合的学習活動について興味をもって取り組んだ程度を尋ねているため, 分析時にはそれらの平均をとって興味をもって取り組んだ程度とした。

2. 総合的学習に求められるスキルを得意と感じる程度

総合的学習の中で度々必要とされるスキルである情報収集, 文章生成, およびプレゼンテーションに関する生徒の主観的得意度は, 「あなたは次のようなことが得意ですか, 苦手ですか」という問いを用いて4件法(1:とても得意, 2:やや得意, 3:やや苦手, 4:とても苦手)で測定した。単項目で測定され, 具体的な内容は「わからないことや知らないことを調べること(情報収集)」、「自分の考えを文章にまとめること(文章生成)」、「自分の考えをみんなの前で発表すること(プレゼンテーション)」であった。2018年度は1・3・5年生のみ回答を求めたため, 本研究では3時点分のデータが揃っている2016年度1年生および3年生のデータのみを分析に使用した。

3. 主体的・探究的な学習態度

生徒の主体的・探究的な学習態度は, 2018年度に新たに測定されることになったものである。東大附属中等教育学校では総合的学習の目的として「探究的市民

の育成」を掲げており, 探究的市民がもつ主体的・探究的態度和して探究性, 市民性, 協働性の3つの柱を想定した(本田, 2018)²⁶⁾。探究とは, 興味のある問いを見つけそれを追究する態度である。市民性には, 社会で起きている出来事を自分事として捉える姿勢や批判的・論理的思考が含まれる。協働とは, 他者の考えをよく聴き違いを理解した上で考え合う態度である。これらについてワーキンググループで独自に12項目(例:自分が知りたいことを見つけようとする, 分からないことがあっても, 何とかして解決しようとする)の尺度を作成し, 「以下のことは, あなたの普段の態度にどれくらいあてはまりますか」という問いを用いて5件法(1:とてもあてはまる-5:まったくあてはまらない)で回答を求めた。項目の詳細は後掲のTable 1を参照されたい。

D. 分析方法

分析の準備としてまず, 各変数について得点が高い方が興味をもって取り組んだ程度, 得意度, および主体的・探究的な学習態度が高くなるよう逆転処理を施した。続いて, 2018年度に追加された主体的・探究的な学習態度尺度の因子構造を確認するため, 全回答者677名のデータを用いて12項目の尺度得点に対して探索的因子分析を行なった。

本分析として, 3時点における総合的学習に興味をもって取り組んだ程度とALに必要とされる学習スキルの主観的得意度との関連, 並びに, 3時点における総合的学習に興味をもって取り組んだ程度と主体的・探究的な学習態度の関連を検討するため, 交差遅延モデル(Finkel, 1995)²⁷⁾を用いた共分散構造分析を行なった。等値制約の有無や変数の誤差間の共分散等の設定が異なる複数のモデルを試行し, 最も適合度の高かったモデルを結果に示した。本分析には3時点分のデータが揃っている2016年度の1年生119名(男性59名, 女性60名)および3年生115名(男性57名, 女性58名), 計234名のデータを使用した。ランダムな欠損は完全情報最尤法を用いて推定した。全ての分析はオープンソースの統計ソフトウェアR(version 3.6.1)において行い, 探索的因子分析にはpsychパッケージ(Revelle, 2017)²⁸⁾を, 共分散構造分析にはlavaanパッケージ(Rosseel, 2012)²⁹⁾を用いた。有意水準は5%とし, パス図には有意となったパスのみを示した。

Table 1. 主体的・探究的な学習態度尺度の因子パターン行列および因子間相関（最尤法・プロマックス回転後）

	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	共通性
2 自分が知りたいことについてさらに調べたり考えたりする	1.01	0.02	-0.09	-0.06	0.84
1 自分が知りたいことを見つけようとする	0.76	-0.01	0.08	0.02	0.68
4 分からないことがあっても、何とかして解決しようとする	0.52	0.23	-0.04	0.14	0.62
3 新しいことを発見したり、考えたりすることはおもしろい	0.50	-0.08	0.32	0.11	0.62
5 自分には関係がなさそうに見えることでも自分自身のこととして考えようとする	0.07	0.94	-0.09	-0.07	0.76
6 自分について振り返り、社会の中で自分が出来ることを考えてみる	-0.07	0.53	0.31	0.08	0.64
8 社会の中の様々な事柄について、自分なりに考えたり意見をもったりする	0.05	-0.13	0.99	-0.05	0.81
7 世の中であたり前と思われている色々な物事を、本当にそうなのか自分自身で考えようとする	-0.07	0.28	0.60	0.02	0.63
9 他の人の考えや意見をよく聴く	-0.03	-0.04	-0.04	0.90	0.68
11 他の人の考えや意見の違いを受け入れ、話し合う	0.04	0.00	-0.09	0.89	0.73
12 他の人の意見や考えを、自分自身の考えや意見に活かす	0.02	-0.07	0.16	0.76	0.70
10 他の人に自分の意見や考えを、分かりやすく伝えようとする	0.08	0.33	-0.01	0.42	0.59
固有値	2.57	2.37	1.73	1.62	
因子間相関	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	
第1因子	-				
第2因子	0.74	-			
第3因子	0.70	0.68	-		
第4因子	0.76	0.69	0.71	-	

3. 結果

A. 主体的・探究的な学習態度尺度の探索的因子分析

本分析に先立ち、主体的・探究的な学習態度尺度の因子構造を明らかにするため、探索的因子分析を行った。因子数はスクリープロット、平行分析、および、adBIC（1 因子解から529.6, 223.2, 24.0, -32.7, -29.7）やRMSEA（1 因子解から.134, .105, .067, .038, .027）等の複数の適合指標から4 因子解が適当と判断した。因子数を4 に設定して最尤法・プロマックス回転による確認的因子分析を行った結果をTable 1 に示した。

第1 因子は自分自身が興味をもてることを積極的に探す姿勢やそれに対する探究的な態度に関連する項目が強く負荷しているため、「興味・探究心」と名付けた。第2 因子は世の中の出来事や一見関連がなさそうに見えることを自分に関連づけて考えるような項目が強く負荷しているため、「関連づけ思考」と名付けた。第3 因子は社会的通念に対して疑問や独自の考えをもつ

ような項目が負荷しているため「独自の思考」と、最後に第4 因子には他者との意見交換に関する項目が含まれるため「知的交流に対する積極性」と名付けた。それぞれの因子間には中程度の正の因子間相関が確認された ($r_s = .68-.76$)。尺度作成時、ワーキンググループでは3 因子（探究、市民性、協働）を想定していたと考えられる。しかし本研究では、探究に当たる「興味・探究心」、協働に当たる「知的交流に対する積極性」と共に、市民性が「関連づけ思考」と「独自の思考」に分かれた4 因子が最もデータとの適合が高かった。既述の通り、市民性には社会で起きている出来事を自分事として捉える姿勢や批判的・論理的思考が含まれると考えられており、そのうち自分事として捉える姿勢が「関連づけ思考」として、批判的・論理的思考が「独自の思考」として抽出されたと捉えられる。

B. 記述統計

本分析に用いた各変数について、下位尺度毎の尺度

Table 2. 主体的・探究的な学習態度尺度の下位尺度得点および α 係数と本分析に用いた各変数の記述統計量

	'16		'17		'18	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
総合的学習に興味をもって取り組んだ程度						
16年度1 年生	3.20	(.55)	3.45	(.59)	3.33	(.80)
16年度3 年生	3.36	(.88)	3.50	(.70)	3.08	(.73)
総合的学習に求められるスキルの主観的得意度						
16年度1 年生						
情報収集	2.97	(.68)	2.94	(.80)	3.05	(.78)
文章生成	2.83	(.90)	2.90	(.85)	2.76	(.83)
プレゼンテーション	2.61	(.90)	2.58	(.85)	2.45	(.92)
16年度3 年生						
情報収集	2.82	(.81)	2.85	(.85)	3.01	(.71)
文章生成	2.58	(.91)	2.68	(.83)	2.64	(.86)
プレゼンテーション	2.35	(.89)	2.47	(.93)	2.46	(.90)
主体的・探究的な学習態度						
全体 (18年度1 年生-6 年生)						
興味・探究心 ($\alpha = .86$)	-	-	-	-	3.97	(.80)
関連づけ思考 ($\alpha = .78$)	-	-	-	-	3.33	(1.04)
独自の思考 ($\alpha = .76$)	-	-	-	-	3.65	(.97)
知的交流に対する積極性 ($\alpha = .86$)	-	-	-	-	3.88	(.81)
16年度1 年生						
興味・探究心	-	-	-	-	3.99	(.89)
関連づけ思考	-	-	-	-	3.45	(1.07)
独自の思考	-	-	-	-	3.67	(1.04)
知的交流に対する積極性	-	-	-	-	3.93	(.87)
16年度3 年生						
興味・探究心	-	-	-	-	3.99	(.74)
関連づけ思考	-	-	-	-	3.34	(.98)
独自の思考	-	-	-	-	3.60	(.89)
知的交流に対する積極性	-	-	-	-	3.87	(.73)

得点の平均値と標準偏差を調査年度および学年別に算出した (Table 2)。主体的・探究的な学習態度の下位尺度は、それぞれ許容できる十分な信頼性を示した ($\alpha s > .70$) 続いて、各変数間の相関係数を算出した (Table 3)。総合的学習に興味をもって取り組んだ程度は時点間で $r = .15 - .33$ の弱い相関に止まり、年度毎の学習内容によって変動する可能性が示された。総合的学習に求められるスキルの主観的得意度は、情報収集 ($r = .33 - .54$)、文章生成 ($r = .40 - .60$)、プレゼンテーション ($r = .48 - .67$) と概ね中程度の時点間相関を示した。主体的・探究的な学習態度は、同時点における総合的学習への興味 ($r = .23 - .46$)、情報収集の主観的得意度 ($r = .34 - .51$)、文章生成の主観的得意度 ($r = .22 - .40$)、と弱い相関を示した。主体的・探究的な学習態度とプレゼンテーションの主観的得意度は2016年度3年生 ($r = .25 - .46$) で弱い相関を示したが、1年生 ($r = .15 - .24$) ではほぼ関連が見られなかった。

C. 総合的学習に興味をもって取り組んだ程度と学習スキルの得意度の変化

総合的学習に興味をもって取り組んだ程度、および、3つの学習スキルの主観的得意度の時点間の平均値差を学年毎に確認した。その結果、2016年度の1年生で1時点目より2時点目の興味が高く ($t = -3.460$, $df = 234$, $p < .001$)、3年生で2時点目より3時点目の興味が低く ($t = 4.247$, $df = 210$, $p < .001$) になっていた他は、時点間で平均値の有意な違いは見られなかった。前節で示した弱い時点間相関を鑑みても、総合的学習に興味をもって取り組んだ程度は経年的に上昇または下降するとは言い難い。しかし、上記のように一部有意性の発現が異なったものの、既述統計および変数間相関からみて学年間で3時点における興味および学習スキルの主観的得意度の傾向に著しい差異は確認されなかったため、本研究では2016年度の1年生と3年生のデータを統合して本分析に用いることとした。

D. 3時点における総合的学習に興味をもって取り組んだ程度と学習スキルの得意度および主体的・探究的な学習態度の関連

総合的学習に興味をもって取り組むことで、総合的学習において求められるスキルを得意だと自己評価できるようになっていくか。また、取り組みと主観的得意度が主体的・探究的な学習態度、即ち「自ら学び続ける力」に影響するかを明らかにするため、双方向の

因果関係を含む交差遅延モデル (Finkel, 1995)³⁰⁾ を検討した。今回の分析モデルの特徴は以下の通りである。(1)総合的学習に興味を持って取り組んだ程度 (以下、「興味」) および総合的学習において求められるスキルの主観的得意度 (以下、「得意度」) は観測変数として3年分を投入した。「得意度」は情報収集 (Figure 1)、文章生成 (Figure 2)、プレゼンテーション (Figure 3) の各スキル別に測定・分析した。(2)「興味」から翌年度の「得意度」、「得意度」から翌年度の「興味」への双方向の経時的な因果関係を想定した。その際、「興味」から翌年度の「興味」および「得意度」、「得意度」から翌年度の「興味」および「得意度」への交差遅延効果に等値制約を課した³¹⁾。また、同一時点の観測変数間の誤差相関をモデルに組み込んだ。(3)「興味」および「得意度」から3時点目の主体的・探究的な学習態度 (以下、「態度」) の各下位尺度変数への影響を設定した。

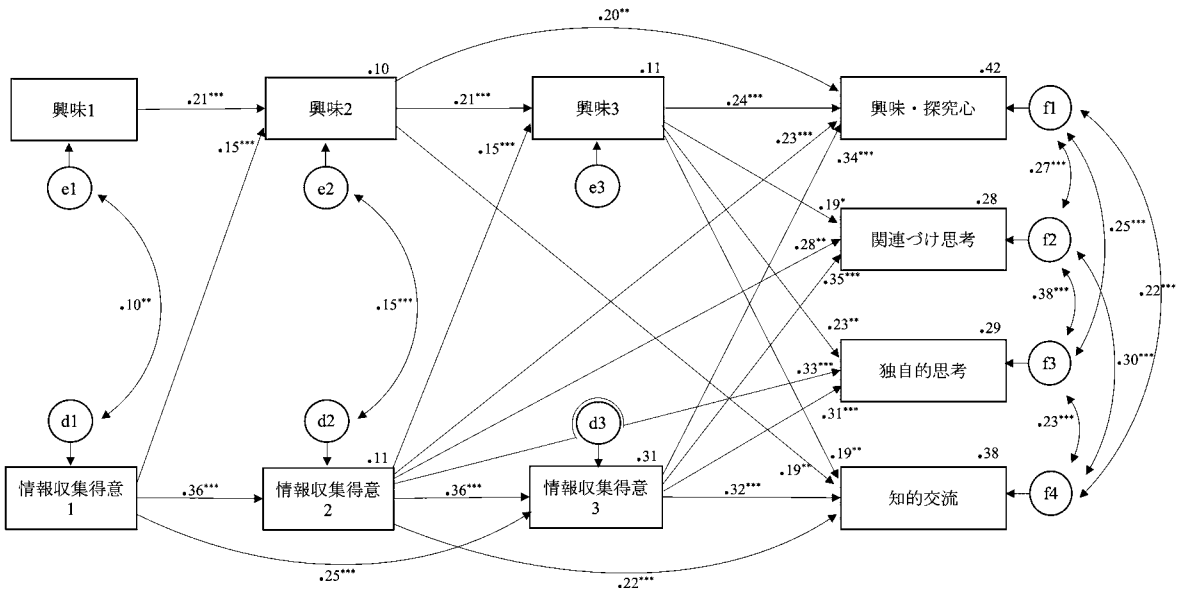
Figure 1に、「興味」と「情報収集の得意度」の双方向の因果関係を組み込んだ交差遅延効果モデルの結果を示す。適合度は $\chi^2 = 3.796$, $df = 4$, $p = .43$, CFI = 1.000, RMSEA = .000 [95%CI = 000, .096], SRMR = .021であり、モデルは全体的に妥当であることが示された。まず「興味」と「情報収集の得意度」の自己回帰係数 ($\beta = .21$, $p < .001$; $\beta = .36$, $p < .001$) はそれぞれ有意であった。「情報収集の得意度」から翌年度の「興味」へのパス ($\beta = .15$, $p < .001$) も有意であり、情報収集が得意であると自己評価した生徒ほど翌年度の総合的な学習により興味をもって取り組む可能性が示唆された。一方、「興味」から翌年度の「情報収集の得意度」へのパス (図中省略: $\beta = .02$, ns) は有意とならず、興味をもって総合的な学習に取り組んだからといって情報収集が得意になるとは言えなかった。2時点目における「情報収集の得意度」、3時点目における「興味」および「情報収集の得意度」は、「態度」の4つの下位尺度全てに有意に関連していた ($\beta = .19 - .35$, $p < .05$)。

Figure 2には、「興味」と「文章生成の得意度」の双方向の因果関係を組み込んだ交差遅延効果モデルの結果を示す。適合度は $\chi^2 = 2.694$, $df = 4$, $p = .61$, CFI = 1.000, RMSEA = .000 [95%CI = 000, .082], SRMR = .014と、モデルの全体的な妥当性が示された。「興味」と「文章生成の得意度」の自己回帰係数 ($\beta = .23$, $p < .001$; $\beta = .45$, $p < .001$) がそれぞれ有意である点、並びに、「文章生成の得意度」から翌年度の「興味」へのパス ($\beta = .08$, $p < .05$) が有意である一

Table 3. 各変数間の相関係数 (上段2016年度1年生, 下段2016年度3年生)

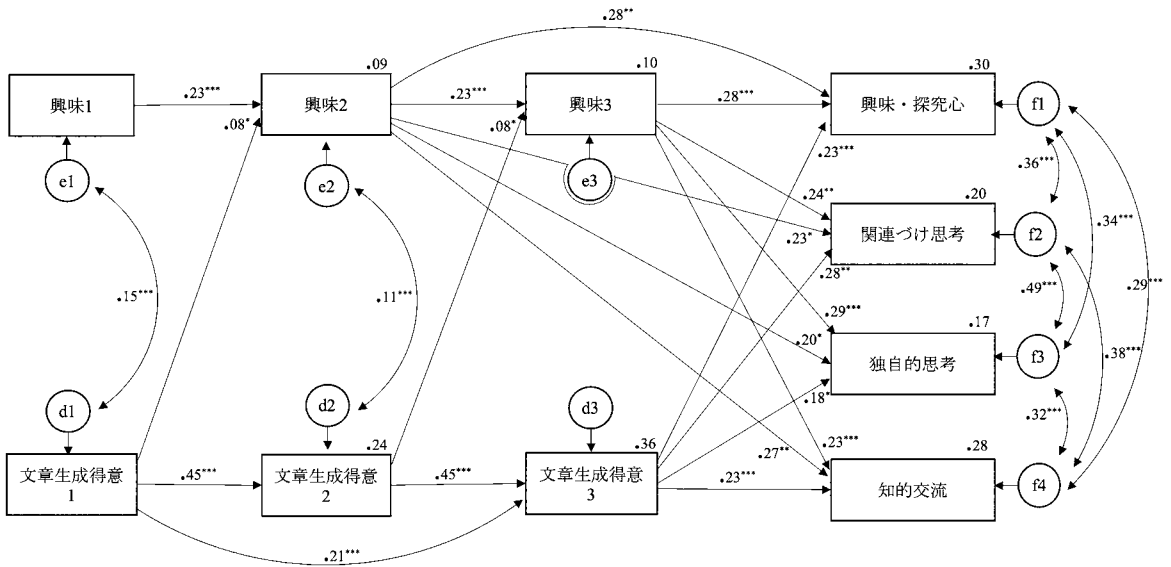
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
興味																
1 '16		.26 **	.30 **	.16	.23 *	.17	.26 **	.07	.25 **	.00	.14	.07	-	-	-	-
2 '17			.27 **	-	.41 ***	.10	-	.25 **	.15	-	.15	.02	-	-	-	-
3 '18				-	-	.06	-	-	.07	-	-	-.05	.37 ***	.23 *	.26 **	.33 ***
得意																
4 情報収集 '16		.22 *	-	-	.36 ***	.33 ***	.37 ***	.26 **	.30 **	.29 **	.21 *	.25 **	-	-	-	-
5 情報収集 '17		.06	.31 **	-	.37 ***	.54 ***	-	.41 ***	.39 ***	-	.22 *	.30 **	-	-	-	-
6 情報収集 '18		.22 *	.26 *	.30 **	.53 ***	.38 ***	-	-	.56 ***	-	-	.47 ***	.51 ***	.47 ***	.41 ***	.46 ***
7 文章生成 '16		.25 **	-	.43 ***	-	-	.49 ***	.40 ***	.36 ***	.20 *	.27 **	-	-	-	-	-
8 文章生成 '17		.22 *	.38 ***	-	.39 ***	.46 ***	.56 ***	.48 ***	-	.39 ***	.35 ***	-	-	-	-	-
9 文章生成 '18		.12	.21 *	.35 ***	.38 ***	.35 ***	.48 ***	.57 ***	.60 ***	-	-	.52 ***	.36 ***	.37 ***	.22 *	.35 ***
10 ブレゼンテーション '16		.27 **	-	.37 ***	-	-	.53 ***	-	-	.54 ***	.48 ***	-	-	-	-	-
11 ブレゼンテーション '17		.16	.29 **	-	.46 ***	.35 ***	.53 ***	.54 ***	-	.67 ***	.55 ***	-	-	-	-	-
12 ブレゼンテーション '18		.17	.18	.39 ***	.31 **	.25 *	.37 ***	.38 ***	.55 ***	.57 ***	.59 ***	.15	.24 **	.17	.16	
態度																
13 興味・探究心		-	.46 ***	-	-	.46 ***	-	-	.37 ***	-	-	.46 ***	.73 ***	.66 ***	.76 ***	
14 関連付け思考		-	.36 ***	-	-	.34 ***	-	-	.29 **	-	-	.25 **	.58 ***	.76 ***	.71 ***	
15 独自的思考		-	.41 ***	-	-	.39 ***	-	-	.32 ***	-	-	.37 ***	.65 ***	.53 ***	.64 ***	
16 知的交流に対する積極性		-	.40 ***	-	-	.49 ***	-	-	.40 ***	-	-	.41 ***	.69 ***	.69 ***	.61 ***	

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.



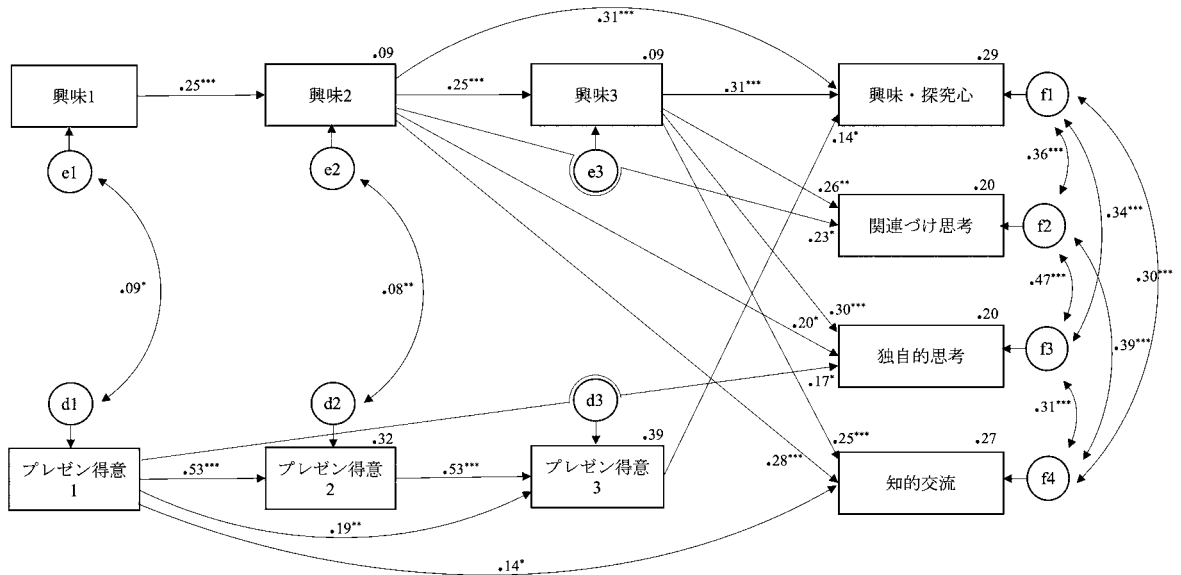
* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Figure 1. 主体的・探究的な学習態度を従属変数とした総合的学習に興味をもって取り組んだ程度と情報収集の主観的得意度の交差遅延効果モデル



* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Figure 2. 主体的・探究的な学習態度を従属変数とした総合的学習に興味をもって取り組んだ程度と文章生成の主観的得意度の交差遅延効果モデル



* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Figure 3. 主体的・探究的な学習態度を従属変数とした総合的学習に興味をもって取り組んだ程度とプレゼンテーションの主観的得意度の交差遅延効果モデル

方で「興味」から翌年度の「文章生成の得意度」へのパス（図中省略： $\beta = .00, ns$ ）は有意とならなかった点が「興味」と「情報収集の得意度」の交差遅延効果モデルと類似していた。3時点目における「興味」および「情報収集の得意度」は、「態度」の4つの下位尺度全てに有意に関連していた（ $\beta = .19 - .35, p < .05$ ）。2時点目における「興味」、3時点目における「興味」および「情報収集の得意度」は、「態度」の4つの下位尺度全てに有意な関連を示した（ $\beta = .18 - .29, p < .05$ ）。

Figure 3は、「興味」と「プレゼンテーションの得意度」の双方向の因果関係を組み込んだ交差遅延効果モデルの結果である。適合度は $\chi^2 = 6.974, df = 4, p = .14, CFI = .997, RMSEA = .056 [95\%CI = 0.00, .124], SRMR = .022$ であり、上述の2つのモデルと比較すると劣るものの全体的に許容できる適合度であるとみなした。「興味」と「プレゼンテーションの得意度」の自己回帰係数（ $\beta = .25, p < .001$; $\beta = .53, p < .001$ ）は有意であった。「興味」と「情報収集の得意度」および「文章生成の得意度」の交差遅延効果モデルと大きく異なっているのは、「プレゼンテーションの得意度」から翌年度の「興味」へのパス（図中省略： $\beta = .02, ns$ ）が有意となっていない点である。総合的学習に求められるとした3つのスキルのうち、情報収集や文章

生成を得意だと自己評価した生徒ほど翌年度の総合的学習により興味をもって取り組む傾向が見られたが、プレゼンテーションスキルに関してはこの傾向が見られなかった。「態度」の4つの下位尺度へは、2時点目および3時点目の「興味」からそれぞれ有意なパスが引かれた（ $\beta = .20 - .31, p < .05$ ）が、「プレゼンテーションの得意度」は一部の下位尺度との限定的な関連を示すに止まった。

4. 考察

本研究の目的は、総合的学習に興味をもって取り組んだ程度が主体的・探究的な学びに必要とされる表現力等のスキルや「主体的・探究的な学習態度」に与える影響について縦断的に検討することであった。具体的には、継続的に総合的学習を実施している中等教育学校より得られた3年分のデータを用い、総合的学習に興味を持って取り組むほど総合的学習に必要とされるスキルが向上する（仮説1）、総合的学習に必要とされるスキルが向上するとさらに総合的学習に興味を持って取り組むようになる（仮説2）、興味をもって取り組むほど、また、総合的学習に必要とされるスキルが高いほど「主体的・探究的な学習態度」が醸成される（仮説3）の3つの仮説を検証した。

A. 総合的学習に対する興味から得意度への影響（仮説1の検証）

総合的学習に興味をもって取り組んだ程度は、翌年度の情報収集、文章生成、プレゼンテーションのいずれの主観的得意度にも影響を及ぼさなかった。東大附属中等教育学校の総合的学習には、多様な方法で情報を集めたり、学習成果を文章や発表をはじめ様々な形で表現したりする活動が学年を問わず組み込まれている（東京大学教育学部附属中等教育学校, 2020）³²⁾。しかし、それらの学習活動に興味をもって取り組むことが、スキルの自己評価に直結するわけではなかった。この結果は、本研究で用いた変数があくまで回答した生徒本人による自己評価であり、スキルの客観的測定結果や他者評価ではないことが関連していると考えられる。日本人を含むアジア人は、欧米諸国と比較して自己に対する評価が低く謙遜する傾向があると言われている（Cai, Brown, Deng, & Oakes, 2007; Heine, Kitayama, & Lehman, 2001）^{33, 34)}。そのため、自己評価では興味から得意度への影響は見られなかったものの、客観的には興味をもって取り組んだ者のスキル向上が認められるという可能性も考えられる。さらに、本研究の回答者である中学生・高校生は、思考の発達（加藤・太田・松下・三井, 2018; Piaget & Inhelder, 1966）^{35, 36)} や自分より優れたように見える他者との比較（Valkenburg, Peter, & Schouten, 2006; Vogel, Rose, Roberts, & Eckles, 2014）^{37, 38)} から自己評価が低くなりやすい発達段階にあるため、本研究で用いた自己評価と客観的評価の乖離が大きく現れた可能性がある。中等教育課程卒業後に回顧的に回答を求めた研究では、総合的学習に興味をもって取り組んだ程度は、進学先での実践形式の授業におけるパフォーマンスや卒業研究の自己評価と関連を示していた（天井, 2020）³⁹⁾。これらのことから、総合的学習に興味を持って取り組むほど総合的学習に必要とされるスキルが向上するという仮説1は支持されなかったものの、本研究の結果のみから総合的学習に対する興味や取り組みと総合的学習に求められるスキルの向上の間に関連がないと結論づけることは早計である。今後は客観的測定方法を用いたスキル向上との関連の検討や、本研究の回答者が卒業し異なる環境でアクティブラーニングを経験した後での回顧的調査により、多角的に興味とスキルの経時的関連性を捉える必要があるだろう。

B. 総合的学習に必要なスキルの得意度から興味への影響（仮説2の検証）

総合的学習で求められるとして測定したスキルのうち、情報収集および文章生成を得意だと自己評価した生徒は、翌年度の総合的学習に対する興味が僅かながら高くなっていった。一方、プレゼンテーションスキルの主観的得意度は翌年度の総合的学習に対する興味にいずれの時点からも影響を及ぼさなかった。文章生成にしてもプレゼンテーションにしても、学習や調査の結果を他者にわかりやすく伝えるためには本人の深い理解や自らの明確な意見の保持が必要であるため、さらなる情報収集や熟考が促されることが多くの先行研究で明らかにされている（Baker et al. 2008; Carolan, Prain, & Waldrup, 2008; Carter, Ferzli, & Wiebe, 2007; Pratt & Pratt, 2004）⁴⁰⁻⁴³⁾。受動的に教授した知識からよりアウトプットの準備をする過程で学習者が調査・学習領域のおもしろさに気づき興味が引き出されることも有り得、そのような経験をした生徒は翌年度以降の総合的学習にも主体的に取り組みやすくなることは想像に難くない。しかし、本研究の結果は情報収集スキルと文章生成スキルにおいては先行研究と整合的であったものの、プレゼンテーションスキルは翌年度の総合的学習に対する興味と関連を示さなかった。これは、プレゼンテーションの得意不得意がパーソナリティの外向性や社会的圧力の影響を受けやすいこと（Liang & Kelsen, 2018）⁴⁴⁾ が関連していると考えられる。パーソナリティがプレゼンテーションに対する抵抗感の強さに影響を及ぼしていることは、本研究におけるプレゼンテーションの得意度の自己回帰係数の高さを説明しており、時点によって変化しにくいことを示唆している。また、情報収集や文章生成は他者からその場で評価を受けるものではないが、プレゼンテーションは人前で言うことが多いため、社会的圧力を感じやすく人前で話すことが苦手な傾向にある日本人（木村, 2012）⁴⁵⁾ にとっては、たとえ上手くできたとしても来年度もやりたいと思う活動ではないかもしれない。これらのことから、情報収集、文章生成、プレゼンテーションのそれぞれの活動を通して理解や興味が深まることは想定されるものの、プレゼンテーションの得意度が翌年度への意欲に繋がるとは言えないことが明らかになった。よって、総合的学習に必要とされるスキルが向上するとさらに総合的学習に興味を持って取り組むようになるという仮説2は部分的に支持された。

C. 興味および得意度と「主体的・探究的な学習態度」の関連（仮説 3 の検証）

アクティブラーニングに関する先行研究の多くが知識理解を成果として挙げる中（Chen & Yang, 2019; Freeman et al., 2014; Haak, Hillerislambers, Pitre, & Freeman, 2011; Hoellwarth & Moelter, 2011; Lazonder & Harmsen, 2016）⁴⁶⁻⁵⁰、学習態度にどのような影響を与えるかに関しては十分な研究がなされてこなかった。そのため本研究では、総合的学習に興味をもって取り組むほど、また、総合的学習に必要なスキルが高いほど「主体的・探究的な学習態度」が醸成されると仮説を立てて分析を行った。その結果、情報収集、文章生成、プレゼンテーションのいずれの主観的得意度を分析に組み込んだ場合も、3 時点目の「興味」から同時点の「主体的・探究的な学習態度」の 4 因子全てに有意なパスが引かれた。また、3 時点目の「情報収集の得意度」と「文章生成の得意度」からも「主体的・探究的な学習態度」の 4 因子全てに有意なパスが見られ、仮説 3 はおおまかには支持されたと言える。ただし、「プレゼンテーションの得意度」と「主体的・探究的な学習態度」の関連においては、1 時点目の得意度から「独自の思考」と「知的交流に対する積極性」へ、3 時点目の得意度から「興味・探究心」へのみ有意なパスが引かれ、他と異なる傾向が見られた。プレゼンテーションが他の 2 つのスキルと異なる傾向を見せるひとつの要因としては、既述の通りパーソナリティからの影響を受けやすいことと考えられる（Liang & Kelsen, 2018）⁵¹。外向性の高い者がプレゼンテーションを得意だと自己評価しやすいのであれば、「プレゼンテーションの得意度」と「知的交流に対する積極性」が関連するのは自明のことである。加えて、社会的圧力を感じやすい者がプレゼンテーションに対する苦手感を持ちやすいとすれば、他者の意見に左右されすぎず独自の・批判的に思考できる態度とプレゼンテーションの得意度が関連することも納得できる。しかし、なぜ 1 時点目の得意度からのみこれらの態度にパスが引かれたのか、また、3 時点目の得意度から「興味・探究心」のみにパスが引かれたのかに関しては明瞭に説明しきれない部分もあり、今後のデータの蓄積とさらなる検討が求められるであろう。

D. 本研究の限界および結論

以上の結果より、総合的学習に興味をもって取り組むことは、スキルの側面以上に「主体的・探究的な学習態度」の醸成に寄与する可能性が示された。また、

総合的学習において求められるスキルのうち特に情報収集や文章生成については、学習活動を通して得意だと自己評価が上がるほど後の学習活動に対する興味や「主体的・探究的な学習態度」の向上に繋がる可能性も示された。

一方で、本研究には幾つかの限界点が含まれていた。まずは、本研究で検討されたデータが単一の学校から収集されたものであり、知見の一般化に注意を要する点である。東大附属中等教育学校は半世紀に渡って実践的学習が実施されてきたという歴史を持ち、多くの中学校および高等学校とは日常的な学習形態も大きく異なっている（東京大学教育学部附属中等教育学校, 2020）⁵²。本研究の結果が先行研究と整合的であったことを鑑みると、一般的な中高生にも転用できる知見であると考えられるものの、今後より広いサンプルを用いた追従研究が行われることが望ましい。また、スキルの得意度に代表されるように、測定変数が全て自己評価であったことも限界点として挙げられる。日本人は自己を低く評価する傾向にあることや（Heine, Kitayama, & Lehman, 2001）⁵³、単一の評価者のみによる回答を用いた場合に個人がもつバイアスの影響を大きく受けてしまうことから（Campbell & Fiske, 1959）⁵⁴、本データに加えて教師からの評価やプレゼンテーションの成績等を変数として含めることができればより望ましく、広い視座を得ることができたであろう。最後に、今後さらなる検討が必要な点として、測定項目の妥当性・信頼性、および、学年毎の学習内容を加味した変数間の関連の詳細な分析を挙げたい。本研究の測定変数には単項目で測定がなされたものや尺度としての信頼性が未確認のものが含まれる。特に「主体的・探究的な学習態度」の構成概念はこれまで未検討であり、項目選定時の想定と異なる点もあったため、今後尺度として使用する場合は妥当性・信頼性の再確認を行うことが望ましい。2018年度に追加された「主体的・探究的な学習態度」は、今後データの蓄積により変化や他変数との関連等分析の幅が広がり、学年別の学習内容や家庭環境等も踏まえたより詳細な検討も可能になると考えられる。

これらの限界点は有するものの、本研究は、文部科学省が掲げる持続可能な社会の創り手にとって必要な「主体的・探究的な学習態度」とアクティブラーニングの関連を指摘した新規なものであり、実践的にも意義があったと言える。Bogner (1998, 2010)^{55, 56} は、知識は失われるが態度は高いレベルで維持されると述べている。今後は、総合的学習を通して醸成された学習

態度の経年変化や、それらの態度がもたらすと考えられる長期的な影響について、2019年度以降のデータも用いてを検討していくことが期待される。

付記

調査にご協力いただきましたみなさま、および先生方に心より感謝申し上げます。また、調査の実施および運営にご協力いただいた附属パネル調査ワーキンググループの先生方に感謝申し上げます。

注・引用文献

- 1) Wellman, B. 2001. "Physical place and cyber place: The rise of networked individualism." *International Journal of Urban and Regional Research* 25(2): 227-52.
- 2) 徳永保編著・神代浩・北風幸一・淵上孝著『我が国の学校教育制度の歴史について』国立教育政策研究所, 2012, p.29.
- 3) 文部科学省『中学校学習指導要領(平成29年告示)』文部科学省, 2017, p.20.
- 4) 同上, p.23
- 5) 溝上慎一著『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』勁草書房, 2015, p.31-51.
- 6) 文部科学省『初等中等教育における教育課程の基準等の在り方について(諮問)』https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1353440.htm. 2014, Accessed on September 3, 2021.
- 7) Chen, C.H., & Yang, Y.C. 2019. "Revisiting the effects of project-based learning on students' academic achievement: A meta-analysis investigating moderators." *Educational Research Review* 26: 71-81.
- 8) 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 of the National Academy of Sciences* 111(23): 8410-8415.
- 9) Haak, D.C., Hillerislanders, J., Pitre, E., & Freeman, S. 2011. "Increased structure and active learning reduce the achievement gap in introductory biology." *Science* 332(6034): 1213-1216.
- 10) Hoellwarth, C., & Moelter, M.J. 2011. "The implications of a robust curriculum in introductory mechanics." *American Journal of Physics* 79(5): 540-545.
- 11) Lazonder, A.W., & Harmsen, R. 2016. "Meta-analysis of inquiry-based learning." *Review of Educational Research* 86: 681-718.
- 12) Lie, T. 2018. "The effect of active learning strategies on communication apprehension in information systems students in Taiwan." *IEEE Transactions on Professional Communication* 61(1): 101-109.
- 13) Oros, A.L. 2007. "Let's debate: Active learning encourages student participation and critical thinking." *Journal of Political Science Education* 3(3): 293-311.
- 14) 同上
- 15) 文部科学省『アクティブラーニング失敗事例ハンドブック』
<https://www.nucba.ac.jp/archives/151/201507/ALshippaiJireiHandBook.pdf>. 2014. Accessed on September 3, 2021.
- 16) Furnham, A. Personality and approaches to learning. In T. Chamorro-Premuzic, S. von Stumm, & A. Furnham (Eds.), *Handbook of individual differences* (pp. 588-607). Chichester: Wiley-Blackwell, 2011.
- 17) Park, E.L., & Choi, B.K. 2014. "Transformation of classroom spaces: Traditional versus active learning classroom in colleges." *Higher Education* 68(5): 749-771.
- 18) 天井響子. 2020. 「青年期前期における主体的学習経験と生涯に渡る学びとの関連: 都内中等教育学校の卒業生調査から」『東京大学大学院教育学研究科附属 学校教育高度化・効果検証センター研究紀要』第5号, pp. 94-106.
- 19) 川本哲也. 2019. 「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』第59巻, pp. 517-526.
- 20) 東京大学教育学部附属中等教育学校. 『入学案内2020』東京大学教育学部附属中等教育学校, 2020, p.7-8.
- 21) 天井, 前掲書 (2020)
- 22) 川本, 前掲書 (2019)
- 23) Lie, 前掲書 (2018)
- 24) Oros, 前掲書 (2007)
- 25) 教育学を専門とする研究者および東大附属中等教育学校の教員を中心とした約20名の専門家によって構成され, パネル調査の計画・実施・運営を担っている。
- 26) 本田由紀. 2018. 「[探究性][市民性][協働性]に関する東大附属中等教育学校生の特徴: 在校生調査と他の調査との比較を通じて」『東京大学大学院教育学研究科紀要』第58巻, pp. 201-215.
- 27) Finkel, S.E. *Casual analysis with panel data*. Thousand Oaks: Sage Publications, 1995.
- 28) Revelle, W. *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. R Package Version 1.0-95. Evanston: Northwestern University, 2017.
- 29) Rossee, Y. 2012. "lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling." *Journal of Statistical Software* 48(2): 1-36.
- 30) Finkel, 前掲書 (1995)
- 31) 本文記載の通り, 複数モデルを試行の上最も適合の高かったモデルを採用した。例として採用モデルと等値制約を課さないモデルのAIC, BIC, およびサンプルサイズ調整済BIC (以下, adBIC) の値を以下に示す。情報収集の得意度を分析に含めた場合, 採用モデルの適合度はAIC=4797.827, BIC=4974.048, adBIC=4812.402, 等値制約なしモデルではAIC=4802.031, BIC=4992.073, adBIC=4817.749であった。文章生成の得意度を分析に含めた場合, 採用モデルはAIC=4972.260, BIC=5148.481, adBIC=4986.835, 等値制約なしモデルはAIC=4977.566, BIC=5167.609, adBIC=4993.284であった。プレゼンテーションの得意度を分析に含めた場合, 採用モデルの適合度はAIC=5004.235, BIC=5180.456, adBIC=5018.809, 等値制約なしモデルではAIC=5005.261, BIC=5195.303, adBIC=5020.979であった。
- 32) 東京大学教育学部附属中等教育学校, 前掲書 (2020), p. 7-8.
- 33) Cai, H., Brown, J.D., Deng, C., & Oakes, M.A. 2007. "Self-esteem and culture: Differences in cognitive self-evaluations or affective self-regard?" *Asian Journal of Social Psychology* 10(3): 162-170.

- 34) Heine, S.J., Kitayama, S., & Lehman, D.R. 2001. "Cultural differences in self-evaluation: Japanese readily accept negative self-relevant information." *Journal of Cross-Cultural Psychology* 32(4): 434-443.
- 35) 加藤弘通・太田正義・松下真実子・三井由里. 2018. 「思春期になぜ自尊感情が下がるのか？」『青年心理学研究』第30巻, pp.25-40.
- 36) Piaget, J., & Inhelder, B. *La psychologie de l' enfant*. Paris: Press Universitaires de France, 1966. (ピアジェ, J.・イネルデ, B.著, 波多野完治・須賀哲夫・周郷博訳『新しい児童心理学』白水社, 1969)
- 37) Valkenburg, P.M., Peter, J., & Schouten, A.P. 2006. "Friend networking sites and their relationship to adolescents' well-being and social self-esteem." *CyberPsychology & Behavior* 9(5): 584-590.
- 38) Vogel, E., Rose, J.P., Roberts, L., & Eckles, K. 2014. "Social comparison, social media, and self-esteem." *Psychology of Popular Media Culture* 3(4): 206-222.
- 39) 天井. 前掲書 (2020)
- 40) Baker, W.P., Barstack, R., Clark, D., Hull, E., Goodman, B., Kook, J. et al. 2008. "Writing-to-learn in the inquiry-science classroom: Effective strategies from middle school science and writing teachers." *The Clearing House* 81(3): 105-108.
- 41) Carolan, J., Prain, V., Waldrip, B. 2008. "Using representations for teaching and learning in science." *Teaching Science* 54: 18-23.
- 42) Carter, M., Ferzli, M., Wiebe, E. 2007. "Writing to learn by learning to write in the disciplines." *Journal of Business and Technical Communication* 21: 278-302.
- 43) Pratt, H., & Pratt, N. Integrating science and literacy instruction with the common goal of learning science content. In Soul, W.E. (Ed.), *Crossing Borders in Literacy and Science Instruction*. Arlington: National Science Teachers Association Press, 2004.
- 44) Liang, H.Y., Kelsen, B. 2018. "Influence of personality and motivation on oral presentation performance." *Journal of Psycholinguistic Research* 47: 755-776.
- 45) 木村英憲. 2012. 「国際化のモデルとしてのアメリカ人像の批判的検討：アメリカ人は人の目を気にしなくて、日本人は気にするというのは本当か？」『人間文化：愛知学院大学人間文化研究所紀要』第27巻, pp.246-221.
- 46) Chen & Yang. 前掲書 (2019)
- 47) Freeman, Eddy, McDonough, Smith, Okoroafor, Jordt, & Wenderoth. 前掲書 (2014)
- 48) Haak, Hillerislanders, Pitre, & Freeman. 前掲書 (2011)
- 49) Hoellwarth, & Moelter. 前掲書 (2011)
- 50) Lazonder, & Harmsen. 前掲書 (2016)
- 51) Liang, & Kelsen. 前掲書 (2018)
- 52) 東京大学教育学部附属中等教育学校. 前掲書 (2020), p. 5-6.
- 53) Heine, Kitayama, & Lehman. 前掲書 (2001)
- 54) Campbell, D.T., & Fiske, D.W. 1959. "Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix." *Psychological Bulletin* 56, 81-105.
- 55) Bogner, F.X. 1998. "Environmental perception of irish and bavarian adolescents. A comparative empirical study." *The Environmentalist* 18, 27-38.
- 56) Bogner, F.X. 2010. "The influence of short-term outdoor ecology education on long-term variables of environmental perspective." *The Journal of Environmental Education* 29(4): 17-29.