

高い制度的利用価値の認知は理科における 「主体的・対話的で深い学び」に貢献しうるか

原田 勇 希
北海道大学大学院理学院
日本学術振興会特別研究員

三浦 雅 美
札幌市立中央中学校

鈴木 誠
北海道大学大学院理学院

Can Perception of High Utility Value for Entrance Examination Promote “Proactive, Interactive and Deep Learning” for Science Classes?

Yuuki HARADA*^{1,2}, Masami MIURA*³, Makoto SUZUKI*¹

*¹Graduate School of Science, Hokkaido University

*²Research Fellow of the Japan Society for the Promotion of Science

*³Sapporo Chuo Lower Secondary School

The aim of this research was to examine the influence of perception of utility value for entrance examination on “proactive, interactive and deep learning”. The results show that the teacher evaluated children with high perception of utility value for entrance examination as “proactive, interactive and deep” learners even if adjusted for the effect of interest value and utility value for practice. As indicated by the result of research 2, critical thinking mediated the effect of utility value perception for entrance examination on “proactive, interactive and deep learning” as evaluated by teachers. On the other hand, it was shown that high perception of utility value for entrance examination also promotes class participation behaviors due to a concern about being evaluated by teachers. Based on the above results, it was concluded that high perception of utility value for entrance examination can promote “proactive, interactive and deep learning” in science classes, and the large size of this variable should not be denied as a motivating factor for science learning.

Key words: proactive, interactive and deep learning, motivation, task value, utility value, critical thinking

1. 問題と目的

1. 次期学習指導要領と動機づけ

中央教育審議会（2016a）は、次期学習指導要領の改訂の要点として以下3点の方向性を示している。1点目は「何ができるようにするか」という視点から、新しい時代に必要となる資質・能力の育成と学習評価の充実である。2点目は「何を学ぶか」という視点から、資質・能力を踏まえた教科・科目等の新設や目標・内容の見直しである。3点目は「どのように学ぶか」という視点から、アクティブ・ラーニングの視点を取り入れた学習過程の質的改善であり、その中で「主体的・対話的で深い学び」の実現が要求されている。

その中で、「主体的・対話的で深い学び」の実現に関する授業改善の視点および理科において育成を目指す資質・能力について、様々な動機づけ状態との関連が明示されている（中央教育審議会、2016a）。このことから、次期学習指導要領において動機づけは授業改善に必要な視点であると同時に、理科において育成を目指す資質・能力そのものの一側面であるといえる。しかしながら、次期学習指導要領が目指す学習者像に基づいた実証的研究は存在するものの（e.g., 藤本・佐藤・益田・小倉, 2017）、現在のところその数は少ない。

本研究では理科に対する動機づけを課題価値（task value）の概念から捉える。そして理科に対する課題

価値の認知が「主体的・対話的で深い学び」に及ぼす影響を実証的に検討する。

なお、本研究では「主体的・対話的で深い学び」概念規定について、中央教育審議会（2016a）における答申をよりどころとし、文言通りに捉えることとする。また、「主体的・対話的で深い学び」そのものに対するよし悪しの議論は行わず、あくまで次期学習指導要領への移行を見据えた実証的知見の提出を目指す。

2. 課題価値と「主体的・対話的で深い学び」

課題価値は動機づけ理論のひとつである期待－価値理論（Expectancy-Value Theory；Eccles & Wigfield, 1985, 2002；Wigfield & Eccles, 2000）の中に位置づけられている概念であり、当該課題（本研究では理科）に取り組みたいと思わせる価値的側面を指す。課題価値には複数の下位概念が想定されている。それぞれの下位概念は部分的に中央教育審議会（2016a）によって明示されている動機づけの構造や次期学習指導要領（文部科学省，2017）に示された資質・能力のあり方と合致する。

課題価値の1つ目は興味価値である。興味価値は理科の学習から得られる楽しさ・面白さを指す概念である。2つ目は獲得価値である。獲得価値は理科での学業上の成功によって望ましい自己スキーマの獲得につながるという認知を指す概念である。3つ目は利用価値である。利用価値は理科の日常生活での有用性、あるいは入学試験や就職など自己のキャリア形成における有用性を指す概念であり、伊田（2001）は前者を実践的利用価値、後者を制度的利用価値と命名した。両利用価値ともに外発－内発的動機づけの枠組みにおける外発的動機づけと対応する（伊田，2001）。4つ目はコストである。コストとは成功に必要な努力量、課題への取り組みに伴う機会の損失、および成功失敗に関する不安や恐れを指すネガティブな価値概念である（解良・中谷，2016）。これらの課題価値のうち、獲得価値とコストは中央教育審議会の答申（中央教育審議会，2016a）および次期学習指導要領（文部科学省，2017）において「主体的・対話的で深い学び」との関連について明確な言及がなされていない。そのため、本稿で展開する研究関心からは除くこととする。

これまでの研究では興味価値や利用価値を高く認知している学習者ほど、学習関連行動が促進されることが示されてきた。興味価値は外発的－内発的動機づけ

の枠組みにおける内発的動機づけと対応し（伊田，2001）、興味の程度は有効な学習方略の使用や課題の持続性などの望ましい学習行動と関連する（e.g., Hidi, 1990；Hidi & Renninger, 2006；解良・中谷，2014；Pintrich & De Groot, 1990）。興味価値は自己調整学習を支える動機づけ変数であるといえ（Wigfield, Hoa, & Kluda, 2008）、理科授業での「主体的・対話的で深い学び」の実現にとって高い興味価値の認知は不可欠だろう。実際、中央教育審議会（2016a）は、「学ぶことに興味や関心」を持つことが「主体的な学び」実現の要素であることを明記している。

実践的利用価値もまた「主体的・対話的で深い学び」の実現に重要である。解良・中谷（2014）は、高い実践的利用価値の認知が理科での興味の追求に影響することを明らかにしている。また、実践的利用価値は教育的介入による効果が確認されており、実践的利用価値への介入は他の動機づけ変数や学業成績の向上につながる（Hulleman & Harackiewicz, 2009；解良・中谷・梅本・中西・柳澤，2017）。中央教育審議会（2016a）は、子どもが理科の有用性を十分に感じられていない点がこれまでの課題であるとしている。その上で、「観察・実験を中心とした探究の過程」や「新たな課題を発見」する経験を増加させることによって、理科の有用性を認識させられると説明している。また、次期学習指導要領において「日常生活との関連」、「有用性の気付き」は、理科において育成を目指す資質・能力の「学びに向かう力・人間性等」の中に位置づけられている（中央教育審議会，2016b；文部科学省，2017）。これらのことから、理科における実践的利用価値の認知は、学習の促進要因としての側面にとどまらず、理科教育で育成すべき資質・能力の一部であるといえる。

3. 制度的利用価値と「主体的・対話的で深い学び」

興味価値や実践的利用価値が「主体的・対話的で深い学び」を促進すると考えられる一方で、制度的利用価値を高く保有している場合に「主体的・対話的で深い学び」が実現しうるかについては不透明である。中央教育審議会（2016a）では「主体的な学び」の具体例として「自己のキャリア形成の方向性と関連」づけることを挙げている。広義の解釈をおこなうと、高校や大学への進学も自己のキャリア形成の一部であるといえる。この文言からは、たとえ外発的であったとしても、入学試験の対策や高い成績評定の獲得を理科学

習の目的とすることも否定されない。実際、伊田(2003)は制度的利用価値に認知が必ずしも学習に対してネガティブに働くわけではないとしている。

しかし、解良・中谷(2014)では、理科に対する制度的利用価値の認知によるエンゲージメント(授業や学習課題に対する意欲的な取り組み)への影響は確認できる反面、興味の追求には影響しないことが示されている。彼らは結果を受け、制度的利用価値は試験突破のための学習行動を促すものの、自主的な学習行動には影響しづらい可能性があると考えしている。安藤・布施・小平(2008)では内発的動機づけが積極的な授業参加行動を促すのに対し、外発的動機づけは関連しないか、むしろ抑制的であることが報告されている。また、金子(2003)は、成績の評定が高校入学試験での選抜に使用されている現状を考えると、「教科の力」とは関連のない、評定を上げることを目標とした行動が生じしうることを指摘している。すなわち、高い制度的利用価値の認知は試験突破や成績評定を得るための行動を促進したとしても、「主体的・対話的で深い学び」の実現に対して抑制的である可能性がある。

4. 本研究の目的と仮説

本研究は理科に対する制度的利用価値の認知による「主体的・対話的で深い学び」への影響を検討することを目的とする。

制度的利用価値は興味価値や実践の利用価値と正の相関がある(解良・中谷, 2014)。そのため、説明変数として制度的利用価値のみを投入した場合、一般的な課題価値認知の影響が混入することが予想される。そこで本研究では理科に対する興味価値、実践の利用価値の認知も合わせて測定し、これらの課題価値認知の影響を統制した上での制度的利用価値による影響を検討する。

その上で本研究の仮説は以下のようにまとめることができる。高い制度的利用価値の認知は「主体的・対話的で深い学び」を抑制するため、興味価値と実践の利用価値による影響を統制すると、偏回帰係数の符号は負になるだろう。

II. 研究1：理科に対する課題価値の認知が「主体的・対話的で深い学び」に及ぼす影響

1. 方法

a. 調査対象者

中央教育審議会(2016a)では「主体的・対話的で深い学び」に関して、各教科の特質や固有の見方・考え方に応じた学習活動を改善する視点が明らかにされている。理科では「観察・実験を通じて課題を探究する学習」がその特質である。そのため、日頃から科学的探究のプロセスを重視した授業実践を行っている理科教師の指導を受けている子どもを対象としなければ、理科における「主体的・対話的で深い学び」の実現程度を評価できない。本研究では、この条件を満たすと考えられる理科教師が担当する子どもを対象とした。

具体的には北海道内の公立中学校3年生($n=108$)を対象とした。教科担任の理科教師(本論文の第2著者)は50代の理科教育に関わる研究会に所属する男性教師であり、対象となった子どもを中学校入学時より指導していた。また、当教師は日頃の授業から科学的探究のプロセスを重視しており、学習課題・仮説の設定、実験・観察の実施および考察の各場面における学習課題を、対話や議論によって解決を目指す授業を実践していた。

b. 測定変数

理科学習に対する課題価値の認知¹⁾

解良・中谷(2014)による課題価値評定尺度の一部を使用した。具体的には、子どもに興味価値(4項目)、実践の利用価値(3項目)、制度的利用価値(3項目)への回答を求めた。回答は「1. まったくあてはまらない」から「5. よくあてはまる」までの5件法で求めた。

理科における「主体的・対話的で深い学び」評定尺度

「主体的・対話的で深い学び」の実現状況に関する測定尺度は未だ開発されていない。また、こうした学習が実現できている場合の具体的な学習者の行動も明らかでないため、具体的な行動レベルで項目を作成することが難しい。そこで、中央教育審議会(2016a)に記載されている「主体的・対話的で深い学び」についての解説と具体例、および中央教育審議会(2016b)と次期学習指導要領(文部科学省, 2017)に記載されている理科の教育目標と育成すべき資質・能力に基づき、主体的な学び、対話的な学び、深い学びに対応する3項目をそれぞれ作成した。それにより、内容的妥

当性および構成概念妥当性を確保した。

これらの尺度には教師が子ども全員分について回答する方法を採用した。「主体的・対話的で深い学び」の視点は授業改善に生かされるものであるため、教師が子どもの学習の様子について評価することは妥当であると判断した。回答は「1. まったくあてはまらない」から「5. よくあてはまる」までの5件法で求めた。また、子どもによる課題価値評定尺度への回答が教師による尺度への回答に影響することを防ぐため、教師が本尺度への評定が終えるまで課題価値評定尺度の結果はフィードバックしなかった。

c. 調査手続き

本研究の遂行にあたり、対象となった学校への十分な説明と学校長による許可を得た。

子どもを対象とした質問紙調査は2017年9月に実施された。調査の実施にあたり、担当教師と協議を行い、質問項目の文章表現が理解可能であることを事前に確認した。調査は授業中に実施され、教師の質問紙への回答と紐づけをする目的で出席番号の回答を求めた。

そのため、本調査の目的と、成績には関係しないこと、個人情報取得せず、また個人の回答結果が教師に明かされることはないことを丁寧に説明し、協力の同意を得たものを分析対象とした。

教師への質問紙調査は2017年10月に実施された。実施に先立ち、教師に文章表現から子どもの学習の様子がイメージできることを尋ね、項目の内容的妥当性を確認した。また、不登校の子どもや発達障害の診断を受けている子どもの場合、理科に対する課題価値の認知とは異なる理由で「主体的・対話的で深い学び」が実現できないことが予想された。そのため、こうした子どもを対象とした回答は行わないこととした。

子どもと教師による質問紙の回答は出席番号を手掛かりに紐づけられ、直ちに個人情報と無関連なID番号に変換した。その後、第一著者がデータの分析を行った。

2. 結果

以降の分析には、課題価値評定尺度の回答に不備がなかった者のうち、不登校の子どもと発達障害の診断を受けている子どもを除く99名（男子52名、女子47名）を使用した。基本統計量と信頼性係数の算出および相関分析、重回帰分析には清水（2016）によるHAD（Version 16.03）を使用した。確証的因子分析および構造方程式モデリングにはMuthén & Muthén（1998–2017）によるMplus（Version 8）を使用した。

a. 基本統計量と内的整合性

まず、各測定変数の基本統計量と信頼性係数の値を吟味した（表1）。天井効果や床効果が疑われる測定変数はなかった。各下位尺度について ω 係数を算出したところ、十分な値が確認された。

b. 理科における「主体的・対話的で深い学び」評価尺度の因子構造の推定

本尺度は新たに作成したものであり、妥当性の吟味が不十分であると考えられる。そのため、尺度の因子構造を中央教育審議会（2016a）で述べられている概念規定と照合することによって、本尺度の因子的妥当性を検証した。

まず因子構造の仮説を以下に述べる。「主体的な学び」、「対話的な学び」、「深い学び」は独立しているものではなく、相互に関連する概念であるため（中央教育審議会, 2016a）、3因子間に相関がない直交モデルは適合しないと考えられる。一方で、中央教育審議会

表1 各測定変数の基本統計量と信頼区間, 信頼性係数, 相関行列 (研究1)

	基本統計量			ω	相関分析				
	Mean	95%CI	(SD)		1	2	3	4	5
課題価値									
1 興味価値	3.64	[3.46, 3.83]	(0.92)	.73	—				
2 実践の利用価値	3.79	[3.65, 3.94]	(0.71)	.73	.66***	—			
3 制度的利用価値	3.63	[3.47, 3.79]	(0.78)	.78	.48***	.54***	—		
主体的・対話的で深い学び									
4 主体的な学び	3.65	[3.45, 3.85]	(1.01)	.93	.38***	.36***	.44***	—	
5 対話的な学び	3.35	[3.15, 3.56]	(1.02)	.95	.34***	.27**	.42***	.85***	—
6 深い学び	3.51	[3.33, 3.68]	(0.90)	.93	.45***	.44***	.42***	.86***	.78***

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

(2016a) はそれぞれの学びに対して個別の解説と具体例を与えていることから、同一の概念であるともいえない。そのため、9つの質問項目が1つの因子に負荷する1因子モデルも適合しないと考えられる。以上の概念規定から、3因子間に相関を仮定する斜交モデルが採択されることが予想される。

表2と図1に確証的因子分析の結果を示した(最尤法)。適合度指標を参照すると、3因子斜交モデルの適合度が最も良かった。RMSEAの値がやや高いが、全体として許容範囲内であった。この結果から、これらの下位尺度は相互に関連する3つの学習の様子を測定できたものと推察され、因子的妥当性を有すると考えられた。

c. 制度的利用価値が「主体的・対話的で深い学び」に及ぼす影響

各変数間の相関分析の結果を表1に示した。相関分析によると、制度的利用価値は教師が評定した主体的な学び、対話的な学び、深い学びのそれぞれと有意な正の相関があった。

次に、教師が評価した「主体的・対話的で深い学び」に各課題価値の認知が及ぼす影響を検討した。先行研究では積極的な授業参加行動に性差があると報告されており(布施・小平・安藤, 2006), 「主体的・対話的で深い学び」に対しても同様である可能性がある。そこで、本研究では男子を0, 女子を1とするダミー変数を作成した。その上で、Step1で性別を投入, Step2

表2 確証的因子分析における各モデルの適合度

	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	90%CI	AIC
1因子モデル	169.27	27	< .001	.87	.82	.23	[.20, .27]	1698.26
3因子直交モデル	310.32	27	< .001	.74	.65	.33	[.29, .36]	1839.30
3因子斜交モデル	45.36	24	.01	.98	.97	.10	[.05, .14]	1580.34

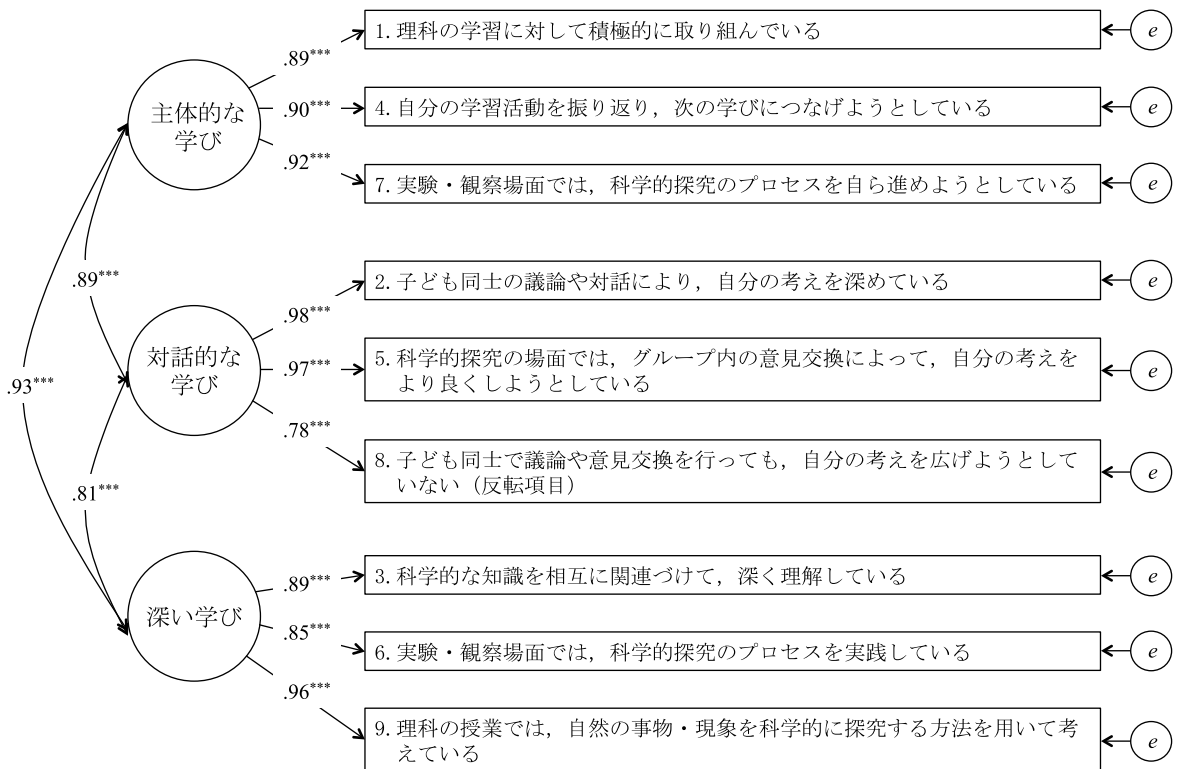


図1 「主体的・対話的で深い学び」評定尺度における確証的因子分析の結果(標準化係数)

*** $p < .001$

で各課題価値を投入，そして Step3で性別と各課題価値の交互作用項を投入した階層的重回帰分析を行った(表3)。

いずれの従属変数に対する分析においても Step3における決定係数の変化量 (ΔR^2) が有意でなかった。そのため，性別による調整効果はないと判断し，Step2のモデルを解釈した。

分析の結果，興味価値と実践の利用価値による影響を統計的に統制した上でも，制度的利用価値の認知は教師が評定した主体的な学び ($\beta = .24$, 95% CI [.03, .45], $p = .02$) と対話的な学び ($\beta = .31$, 95% CI [.09, .52], $p = .007$) に正の影響を与えていた。深い学びに対しては，偏回帰係数の符号は正であったものの，有意でなかった ($\beta = .16$, 95% CI [-.05, .36], $p = .14$)。また，他の課題価値に着目すると，興味価値の認知は主体的な学び ($\beta = .24$, 95% CI [.01, .47], $p = .04$)，対話的な学び ($\beta = .25$, 95% CI [.01, .50], $p = .04$)，深い学び ($\beta = .29$, 95% CI [.06, .51], $p = .01$) の全てに有意な正の影響を与えていた。その一方で実践の利用価値の認知による影響力は確認できなかった。

3. 考察と限界

研究1の結果から，高い制度的利用価値の認知は理科の「主体的・対話的」な学びに対して促進的であることが示された。この結果は，本研究の当初の仮説を支持しないものである。

ところで，子どもの「主体的・対話的で深い学び」の実現程度の評価は，教師による尺度への回答によっ

ておこなわれた。このことを考慮すると，研究1で得られた結果の解釈として以下2つが成り立つ。

1つ目は，真に制度的利用価値の認知が「主体的・対話的で深い学び」を促進した可能性である。子どもが「理科の勉強は，高校入試で合格するために特に重要」と認知すると，学習内容を理解する必要性に迫られる。理科の入学試験問題では単純な知識の再生で解ける問題だけでなく，実験・観察の結果の読み取りや科学的思考力を問うような問題が出題される(北海道教育庁学校教育局高校教育課，2017)。そのため，子ども自身が入学試験での成功には理科の本質的な学力が必須であると認識している可能性があり，科学的探究に対する主体的な取り組みを促進したことが考えられる。

2つ目は，高い制度的利用価値の認知が「主体的・対話的で深い学び」を促進したのではない可能性である。具体的には，制度的利用価値を高く認知している子どもは，高い成績評定の取得を目的としたために，教師に「主体的・対話的」な学びをしていると思わせるような学習行動を選択した可能性である。研究対象となった北海道の公立高校入試では中学校1年生から3年生までの9教科の成績評定をもとに内申点が算出され，その内申点と当日の得点を合計して合否を決定する制度を採用している(北海道教育委員会，2017)。また，本研究の対象となった子どもを指導する教師は，日頃より科学的探究のプロセスを授業に組み込み，主体的かつ対話的な学びを重視していた。これらのことから，高い制度的利用価値の認知は，金子(2003)

表3 階層的重回帰分析の結果(標準化偏回帰係数)

説明変数	主体的な学び			対話的な学び			深い学び			
	Step1	Step2	Step3	Step1	Step2	Step3	Step1	Step2	Step3	
Step1										
性別	.24*	.33***	.33***	.18	.23*	.23*	.16	.28**	.28**	
Step2										
興味価値		.24*	.28*		.25*	.28*		.29*	.30*	
実践の利用価値		.15	.11		-.01	-.04		.23	.21	
制度的利用価値		.24*	.22*		.31**	.29*		.16	.15	
Step3										
性別×興味価値			-.23*			-.26*			-.13	
性別×実践の利用価値			.10			.11			.02	
性別×制度的利用価値			.08			.01			.04	
	<i>adj R²</i>	.05*	.30***	.31***	.02	.23***	.25***	.02	.31***	.30***
	ΔR^2	.05*	.25***	.01	.02	.20***	.02	.02	.30***	.00

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

が指摘するように、高い成績評定を得るために教師が重視する学習行動の選択を動機づけているという解釈も成り立つ。

研究1の結果からはどちらの解釈も可能であり、結果を導いたメカニズムを断定できない。また、研究1と他の教師を対象に同じ方法で研究を実施した場合、制度的利用価値と「主体的・対話的で深い学び」の評定尺度との間に確認された正の相関が再現されるかは不透明である。そこで、これらの限界を克服するため、研究2で詳細に検討することとした。

Ⅲ. 研究2：理科に対する課題価値の認知が「主体的・対話的で深い学び」に影響する媒介過程の検討

1. 分析モデルの設定

研究1で考察された2つのメカニズムの両方とも、高い制度的利用価値の認知が理科の授業中に何らかの思考活動を生起させ、それによって教師による「主体的・対話的で深い学び」の評定に影響したことは共通している。そこで、それぞれのメカニズムに対応する授業中の思考活動を媒介変数として取り上げる。

1つ目のメカニズムにおける思考活動として、批判的思考(critical thinking)に着目する。理科教育学の先行研究ではEnnis(1987)の定義を引用し、「何を信じ、何を行うかの決定に焦点を当てた、合理的で省察的な思考」と捉えている。(e.g., 木下・山中・中山, 2013; 木下・中山・山中, 2014; 高見・木下, 2017)。批判的思考は科学的探究や理科での深い学びにとって重要であると同時に、意思決定に関わる主体的な思考活動といえる。また、高見・木下(2017)は他者との関わりを通じた批判的思考を測定範囲に加えており、対話的な学びとも関連する思考活動であると考えられる。理科授業内で批判的思考を働かせて学習に取り組んでいる子どもを教師が「主体的・対話的」とであると評価するのは妥当だろう。

2つ目のメカニズムにおける思考活動として、高い成績評定を得ることを目的とした授業参加を測定する。これは理科での「主体的・対話的で深い学び」とは関連のない、専ら道具的な授業参加行動である。本研究ではこれを評価懸念による授業参加と命名し、3項目を作成した。

これらの媒介変数としての思考活動を分析モデルに組み込むと、図2のようになる。プロセスAが成立する場合、高い制度的利用価値の認知は理科授業内での

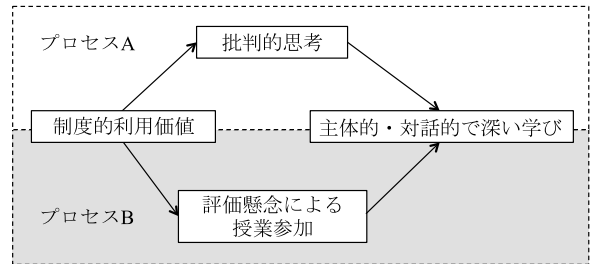


図2 研究2で検討する媒介モデル

批判的思考を促す効果があるといえ、真に理科における「主体的・対話的で深い学び」を促進させていると考えられる。一方、プロセスBが成立する場合、理科学習とは関連のない道具的な授業参加を促しているといえ、真に「主体的・対話的で深い学び」を促進しているわけではないと考えられる。

2. 研究2の目的

理科に対する課題価値の認知が「主体的・対話的で深い学び」に影響する媒介過程の検討を行うことを目的とする。

3. 方法

a. 調査対象者

北海道内の公立中学校3年生($n=101$)を対象とした。教科担任の理科教師は40代の理科教育に関わる研究会に所属する男性教諭であり、科学的探究のプロセスを重視した卓越した授業力を持つと考えられる教師であった。

b. 測定変数

全ての尺度への回答は研究1と同様の5件法によって求めた。

理科学習に対する課題価値の認知¹⁾

研究1と同様に、解良・中谷(2014)による課題価値評定尺度を使用し、興味価値、実践的利用価値、制度的利用価値を測定した。

批判的思考

高見・木下(2017)によって作成された尺度は25項目から構成される。本研究では課題価値評定尺度と併用するため、全項目を使用すると項目数が増え、負担が大きいと推察される。そこで、因子負荷量の高さと概念の測定幅を考慮して、7項目を選択して使用した。

評価懸念による授業参加

新たに3項目を作成して使用した。項目の意味的側面は、中央教育審議会(2016a)が求める理科での「主体的・対話的で深い学び」の様子とは関連せず、専ら道具的な授業参加となるように配慮して作成した。使用した項目は、「理科の授業では、先生によく頑張っていると思ってもらえるように課題に取り組みます」、「理科の成績や評定を上げるために、実験には積極的に取り組んでいます」、「理科の実験に取り組むのは、“仮説を実験で調べてみたい”という思いよりも、成績や評定を気にしているからです」であった。

理科における「主体的・対話的で深い学び」評定尺度

研究1と同様の手続きによって教師による評定を行った。

c. 調査手続き

研究1と同様の手続きで実施された。子どもと教師を対象とした調査の2つとも2017年12月に実施された。

4. 結果と考察

以降の分析には、課題価値評定尺度の回答に不備がなく、不登校傾向の子どもを除く90名(男子43名, 女子47名)を使用した。

a. 批判的思考および「主体的・対話的で深い学び」評定尺度の因子構造の推定

本研究では高見・木下(2017)によって作成された尺度を簡略化して使用しているため、因子構造を推定した。固有値の減衰状況から(3.71, 0.82, 0.58…), 1因子構造であると判断した。表4に因子分析の結果を示した(最尤法)。因子負荷量が十分な大きさであっ

たため、全ての項目を分析に使用した。

「主体的・対話的で深い学び」評定尺度の因子構造について、研究1と同様の3因子斜交モデルを想定した確証的因子分析を行ったところ、十分な適合度が得られた。 $(\chi^2(24) = 30.26, p = .17, CFI = 1.00, TLI = .99, RMSEA = .05 (90\% CI [.00, .11]))$ 。また、因子負荷量は十分に大きかった($\beta_s > .92, p_s < .001$)。そのため、研究1と同様の因子構造が再現されたと判断した。

b. 基本統計量と相関分析

表5に各測定変数の基本統計量と ω 係数、および相関分析の結果を示した。どの変数においても内的整合性は十分であった。相関分析の結果、制度的利用価値は「主体的・対話的で深い学び」の各変数と有意な正の相関があり、研究1と同様の結果であった。

c. 構造方程式モデリングによる分析

図2の分析モデルを検証するため、構造方程式モデリングによる分析を行った(最尤法)。モデルには興味価値、実践的利用価値も説明変数として投入し、制度的利用価値の認知による間接効果を検討した。初期のモデルでは実践的利用価値が有意なパスを持たなかったため($p_s > .18$)、モデルから除外した。他のパスについても適合度指標を参照しながら改善を行った。最終的なモデルを図3に示す(適合度: $\chi^2(5) = 2.07, p = .84, CFI = 1.00, TLI = 1.03, RMSEA = .00 (90\% CI [.00, .08]))$ 。

制度的利用価値による「主体的・対話的で深い学び」への有意な直接効果は深い学びに対してのみであった($\beta = .21, 95\% CI [.09, .33], p < .001$)。また、批判的思考($\beta = .31, 95\% CI [.09, .54], p = .01$)および

表4 批判的思考の質問項目と因子分析の結果

項目	Mean	(SD)	F1	h^2
F1: 批判的思考				
5 理科の授業で、自分の意見には理由をつけます	3.36	(1.07)	.86	.74
1 理科の授業では、自分が納得できるまで考えぬきます	2.90	(0.99)	.79	.62
8 理科の授業で、一つのやり方で問題が解決しないときは、ほかのやり方を試してみます	3.21	(0.91)	.75	.56
4 理科の授業では、実験のやり方に間違いはなかったか考えます	3.34	(1.08)	.71	.50
2 グループでの話し合いの中で、友だちの考察のおかしいところを指摘すると、自分にも同じことが当てはまるのではないかと気づきます	3.12	(0.96)	.64	.40
9 実験データが間違っているかもしれないと疑って試してみます	3.29	(1.02)	.59	.35
6 グループで考察を話し合うと、自分にはなかった新しい考えに気づきます	3.93	(0.87)	.51	.26
	寄与率 (%)		55.89	
	適合度	CFI	1.00	
		RMSEA	0.00	

項目番号3, 7, 10は「評価懸念による授業参加」の3項目であった。

評価懸念による授業参加 ($\beta = .31$, 95% CI [.10, .53], $p = .004$) への正の直接効果があった。

続いて、制度的利用価値の認知が「主体的・対話的で深い学び」に影響を及ぼすメカニズムを媒介分析によって検討した。分析はブートストラップ法 (バイアス修正法, リサンプリング数5000) によってパスの積とその95%信頼区間を求めることによって行った。

まず、図2のプロセスAに当たる、批判的思考を媒介した間接効果を検討したところ、制度的利用価値による主体的な学び ($\beta = .11$, 95% CI [.04, .20]), 対話的な学び ($\beta = .11$, 95% CI [.04, .22]), 深い学び ($\beta = .08$, 95% CI [.03, .17]) への有意な正の間接

効果が認められた。次に、図2のプロセスBに当たる、評価懸念による授業参加を媒介した間接効果を検討したところ、制度的利用価値による主体的な学びへの有意な正の間接効果が認められた ($\beta = .04$, 95% CI [.01, .09])。

5. 研究2の考察

媒介分析の結果、図2のプロセスAとBの両方が成立している可能性が見出された。そのため、有意であったそれぞれのプロセスについて考察する。

プロセスAに当たる間接効果は、主体的な学び、対話的な学び、深い学びのすべてで有意であった。こ

表5 各測定変数の基本統計量と信頼区間, 信頼性係数, 相関行列 (研究2)

	基本統計量			ω	相関分析							
	Mean	95%CI	(SD)		1	2	3	4	5	6	7	
課題価値												
1 興味価値	3.17	[2.99, 3.35]	(0.86)	.75	—							
2 実践的利用価値	3.77	[3.61, 3.93]	(0.76)	.80	.70***	—						
3 制度的利用価値	3.37	[3.21, 3.53]	(0.78)	.78	.50***	.33**	—					
授業中の思考活動												
4 批判的思考	3.31	[3.15, 3.46]	(0.74)	.87	.58***	.48***	.53***	—				
5 評価懸念による授業参加	3.26	[3.10, 3.41]	(0.72)	.76	.08	.10	.31**	.34**	—			
主体的・対話的で深い学び												
6 主体的な学び	3.60	[3.39, 3.81]	(1.03)	.96	.49***	.45***	.28**	.55***	.27*	—		
7 対話的な学び	3.69	[3.50, 3.88]	(0.94)	.97	.44***	.36***	.26*	.50***	.16	.85***	—	
8 深い学び	3.52	[3.34, 3.70]	(0.88)	.94	.54***	.46***	.43***	.54***	.18	.85***	.74***	—

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

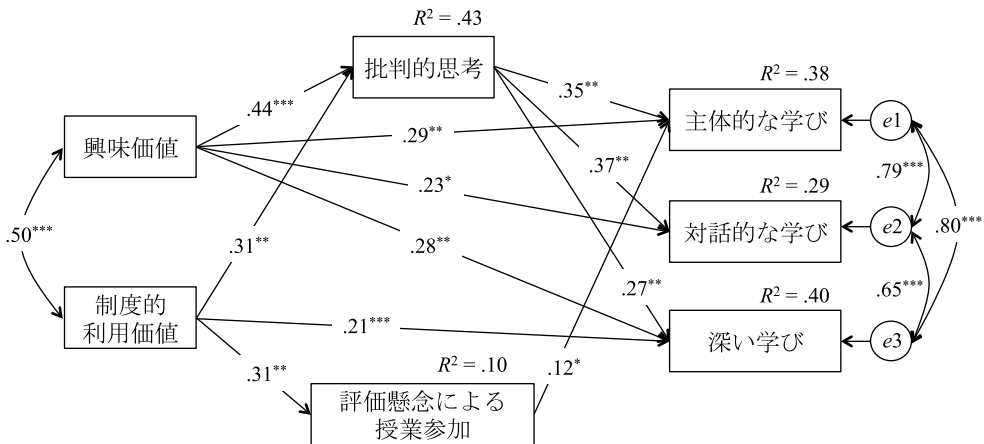


図3 理科に対する課題価値の認知が「主体的・対話的で深い学び」に及ぼす影響

注) 図中では、批判的思考と評価懸念による授業参加の誤差項および誤差間相関 ($r = .28, p = .08$) を省略している。

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

のことから、理科に対して制度的利用価値を高く認知している子どもほど理科授業内で批判的思考を働かせており、教師は「主体的・対話的で深い学び」を実現できていると評価することが明らかになった。この結果は、当初の仮説を支持しないものである。

一方で、プロセスBの媒介過程も一部ではあるが確認された。この結果は、理科に対する高い制度的利用価値の認知が、成績評定を懸念したための理科授業や実験・観察への参加にもつながりうることを示している。また、教師は評価懸念による授業参加の傾向が高い子どもを、主体的に学んでいると評価する傾向があることも見出された。この結果から、中央教育審議会(2016a)で求められている授業改善の視点に立った自己評価に、本来の意味での「主体的」な学びとは異なる心理変数の影響が混入するといえる。

IV. 総合考察

1. 制度的利用価値による「主体的・対話的で深い学び」への影響

本研究の目的は、理科に対する制度的利用価値の認知による「主体的・対話的で深い学び」への影響を検討することであった。本研究の結果、制度的利用価値の認知は他の課題価値を統制した上でも「主体的・対話的で深い学び」に正の影響を与えていることが明らかになった。またこの効果は研究1と研究2の両方で観察されたことから、一定の再現性が確認できたといえる。

研究2で詳細なメカニズムを検討した結果、高い制度的利用価値の認知が理科授業での批判的思考を促進することを通して、教師による「主体的・対話的で深い学び」の評価に正の影響を及ぼすことが見出された。この結果は、真の意味での科学的探究を通じた「主体的・対話的で深い学び」を促進する効果があることを示す。そのため、理科に対する制度的利用価値の認知は、興味価値や実践的利用価値と同様に理科学習を下支えする動機づけであるといえ、否定されるべきものではないだろう。

また研究2において、媒介変数として批判的思考と評価懸念による授業参加を想定した上でも、興味価値および制度的利用価値から「主体的・対話的で深い学び」への直接効果が有意であった。この結果は、これらの媒介変数を介さないプロセスの存在を示唆している。解良・中谷(2014)は、理科に対する興味価値の

認知が興味の追求、持続性、エンゲージメントに、制度的利用価値の認知がエンゲージメントにそれぞれ正の影響を与えることを見出している。それぞれの課題価値の認知が理科学習への様々な側面に影響することで、教師は「主体的・対話的で深い学び」が実現できていると評価していると考えられる。

2. 教育的示唆

本研究の結果から、理科に対する制度的利用価値の認知は否定されるべき動機づけではなく、むしろ批判的思考を促進する効果を持つ変数であることが見出された。教師から理科の制度的利用価値が教授されていると感じている子どもほど、実際に制度的利用価値を高く認知する傾向がある(解良・中谷, 2014)。そのため、制度的利用価値の認知を向上させるような教育的介入は「主体的・対話的で深い学び」の実現に対して一定の効果を持つと推察される。しかしながら、大規模調査($n=1723$)の二次分析を行った解良・石井・玉井(2017)によると、利用価値を高く認知しているものの学習上の悩みを抱えている葛藤認知群は、家庭での学習行動やテスト成績などが高動機づけ群よりも低く、低動機づけ群との差は検出されない。さらに同様の結果は「心や身体の疲れ」の健康指標でも観察されている。このことから、学習上の悩みを抱えながら制度的利用価値を高く認知している子どもでは、望ましい学習行動につながらないばかりか、心身の健康を害する可能性があるため、注意が必要である。

本研究の結果、とりわけ主体的な学びに関して、評価懸念による授業参加を媒介した効果が確認された。この結果は、真に科学的探究の文脈に即した主体的な学びではなくとも、高い成績評定を得るための授業参加行動によって、教師の主体的な学びの評価にポジティブ方向のバイアスを生じさせることを示している。そのため、教師が理科における「主体的・対話的で深い学び」の実現を目指し、自己の授業改善を行う際、こうした評価バイアスが存在することに注意して学習状況を評価する必要があると考える。

3. 本研究の限界

本研究の限界としてサンプルサイズの問題がある。本研究では「主体的・対話的で深い学び」の実現状況に関して、教師に評価を依頼した。本研究で対象となった2名の理科教師とも、卓越した授業力を持つと

考えられていた。そのため、教師のキャリアや教科教育への動機づけにより変数間の相関が変わる可能性もある。こうしたことから、研究1と研究2である程度の再現性は確認したものの、厳密な意味で一般化可能性および再現性は保証できない。真にこの問題を解決するためには、多くの教師を対象とした大規模な調査を行い、マルチレベル分析の手法を適用して詳細に分析する必要がある。

また、本研究の結果に社会的望ましきバイアスが混入した可能性を排除できない。具体的には、制度的利用価値を高く認知している子どもほど、社会的に望ましいとされる方向へ回答する傾向があったために、批判的思考の質問項目に肯定的な回答をした可能性である。もしそうであるならば、本研究で見出された制度的利用価値の認知による批判的思考の促進効果は過大評価されている可能性がある。質問紙への回答に際した社会的望ましきへの反応については様々な研究があり、日本語での測定尺度も開発されている(e.g., 北村・鈴木, 1986; 桜井, 1984; 谷, 2008)。今後はこうした尺度を使用して社会的望ましきバイアスを考慮する方法や、批判的思考を客観的な行動指標で測定する方法を用いて研究されるべきだろう。

本研究では「主体的・対話的で深い学び」について、中央教育審議会(2016a)の文言をそのままの形で捉えた。しかし、答申の文言には様々な解釈が可能であり、本研究とは異なる解釈もありうる。そのため後続研究では答申の解釈や「主体的・対話的で深い学び」の概念規定、またその根拠を明らかにし、明確な定義づけの下に研究が行われる必要があるだろう。

注

- 1) 理科学習に対する課題価値の認知について、開発時(解良・中谷, 2014)と同様の因子構造を想定した確認的因子分析を行った。まず、研究1、研究2それぞれの集団に対して分析を行ったところ、CFIとTLIは許容できる水準であったのに対してRMSEAはやや大きかった。RMSEAはサンプルサイズに依存する指標であるため(星野・岡田・前田, 2005)、集団ごとの分析では大きな値になりやすいと考えられる。これを考慮し、本研究における各集団に対する因子的妥当性は許容可能と判断して多母集団同時分析に進んだ。想定したモデルは、因子構造が研究1と研究2の集団で等しい配置不変モデル(モデル0)、モデル0に加えて因子負荷量が集団間で等値である弱測定不変モデル(モデル1)、モデル1に加えて因子間の共分散が等値であるモデル(モデル2)、

さらに因子間の分散・共分散および誤差分散も等値である強測定不変モデル(モデル3)の4つであった。

多母集団同時分析の結果、モデル3のAICが最も小さく、その適合度は許容可能と判断できる値であった(付録1, 2)。この結果から、研究1と研究2で等質、かつ解良・中谷(2014)と同様の構成概念を測定できたと考えられる。

附記

本研究は平成29年度第1回日本科学教育学会研究会(北海道支部開催)にて発表された内容に大幅な加筆を施したものである。

文献

- 安藤史高・布施光代・小平英志(2008): 授業に対する動機づけが児童の積極的授業参加行動に及ぼす影響, 教育心理学研究, 56, 2, 160-170.
- 中央教育審議会(2016a): 幼稚園, 小学校, 中学校, 高等学校及び特別支援学校の学習指導要領等の改善及び必要な方策等について(答申) Retrieved from http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/_icsFiles/afiedfile/2017/01/10/1380902_0.pdf
- 中央教育審議会(2016b): 幼稚園, 小学校, 中学校, 高等学校及び特別支援学校の学習指導要領等の改善及び必要な方策等について(答申) 別添資料(2/3) Retrieved from http://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afiedfile/2017/01/10/1380902_3_2.pdf
- Eccles, J., & Wigfield, A. (1985): Teacher expectancies and student motivation. In J. B. Dusek (Ed.), *Teacher expectancies* (pp. 185-226). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002): Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109-132.
- Ennis, R. H. (1987): A taxonomy of critical thinking dispositions and abilities. In J. B. Baron & R. J. Sternberg (Ed.), *Teaching thinking skills: Theory and practice*. N.Y.: W.H. Freeman and Company, 9-26.
- 藤本義博・佐藤友梨・益田裕充・小倉恭彦(2017): 主体的・対話的で深い学びを促進する教師の発話による働きかけに関する実証的研究, 理科教育研究, 58, 2, 159-173.
- 布施光代・小平英志・安藤史高(2006): 児童の積極的授業参加行動の検討, 教育心理学研究, 54, 4, 534-545.
- Hidi, S. (1990): Interest and its contribution as a mental resource for learning. *Review of Educational research*, 60, 4, 549-571.
- Hidi, S., & Renninger, K. A. (2006): The four-phase model of interest development. *Educational psychologist*, 41, 2, 111-127.
- 北海道教育庁学校教育局高校教育課(2017): 平成29年3月実施 公立高等学校入学者選抜状況報告書 Retrieved from <http://www.dokyoj.pref.hokkaido.lg.jp/hk/kki/29hokokuAll.pdf>

- 北海道教育委員会 (2017) : 平成30年度道立高等学校一般入学者選抜実施要項 Retrieved from http://www.dokyo.jp/hokkaido.lg.jp/hk/kki/H30_nyuusenntebiki-ippannyoukou.pdf
- 星野崇宏・岡田謙介・前田忠彦 (2005) : 構造方程式モデリングにおける適合度指標とモデル改善について : 展望とシミュレーション研究による新たな知見, 行動計量学, 32, 2, 209-235.
- Hulleman, C. S., & Harackiewicz, J. M. (2009): Promoting interest and performance in high school science classes. *Science*, 326, 5958, 1410-1412.
- 伊田勝憲 (2001) : 課題価値評定尺度作成の試み, 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要 心理発達科学, 48, 83-95.
- 伊田勝憲 (2003) : 教員養成課程学生における自律的な学習動機づけ像の検討—自我同一性, 達成動機, 職業レディネスと課題価値評定との関連から, 教育心理学研究, 51, 4, 367-377.
- 金子真理子 (2003) : 中学校における評価行為の変容と帰結, 教育社会学研究, 72, 107-128.
- 解良優基・石井僚・玉井颯一 (2017) : 動機づけの葛藤は中学生の学業達成を抑制するか—社会調査データの二次分析から, パーソナリティ研究, 25, 3, 226-239.
- 解良優基・中谷素之 (2014) : 認知された課題価値の教授と生徒の課題価値評定, および学習行動との関連, 日本教育工学会論文誌, 38, 1, 61-71.
- 解良優基・中谷素之 (2016) : ポジティブな課題価値とコストが学習行動に及ぼす影響, 教育心理学研究, 64, 3, 285-295.
- 解良優基・中谷素之・梅本貴豊・中西満悠・柳澤香那子 (2017) : 利用価値介入が大学生の課題価値の認知に及ぼす影響, 日本教育工学会論文誌, 40, Suppl, 57-60.
- 木下博義・中山貴司・山中真悟 (2014) : 小学生の批判的思考を育成するための理科学習指導に関する研究, 理科教育学研究, 55, 3, 289-298.
- 木下博義・山中真悟・中山貴司 (2013) : 理科における小学生の批判的思考とその要因構造に関する研究, 理科教育学研究, 54, 2, 181-188.
- 北村俊則・鈴木忠治 (1986) : 日本語版 Social Desirability Scale について, 社会精神医学, 9, 173-180.
- 文部科学省 (2017) : 中学校学習指導要領解説 理科編.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2017): Mplus user's guide: Statistical analysis with latent variables, eighth edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990): Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of educational psychology*, 82, 1, 33-40.
- 桜井茂男 (1984) : 児童用社会的望ましき測定尺度 (SDSC) の作成, 教育心理学研究, 32, 4, 310-314.
- 清水裕士 (2016) : フリーの統計分析ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案, 1, 59-73.
- 高見健太・木下博義 (2017) : 他者との関わりを通じて批判的思考を働かせるための理科学習指導法の開発と評価, 理科教育学研究, 58, 1, 27-40.
- 谷伊織 (2008) バランス型社会的望ましき反応尺度日本語版 (BIDR-J) の作成と信頼性・妥当性の検討, パーソナリティ研究, 17, 1, 18-28.
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000): Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary educational psychology*, 25, 1, 68-81.
- Wigfield, A., Hoa, L. W., & Klauda, S. L. (2008): The role of achievement value in the regulation of achievement behaviors. In D. H. Schunk & B. J. Zimmerman (Eds.), *Motivation and self-regulated learning: Theory, research, and applications* (pp. 169-196). New York: Lawrence Erlbaum Associates. (ウィグフィールド・ホア・クラウダ, 岡田涼 (訳) (2009) : 達成行動の調整における達成価値の役割, シャンク, D. H., & ジーママン, B. J. (編) 塚野州一 (編訳) 自己調整学習と動機づけ (pp. 139-159), 北大路書房)

(受付日2018年2月27日; 受理日2018年4月19日)

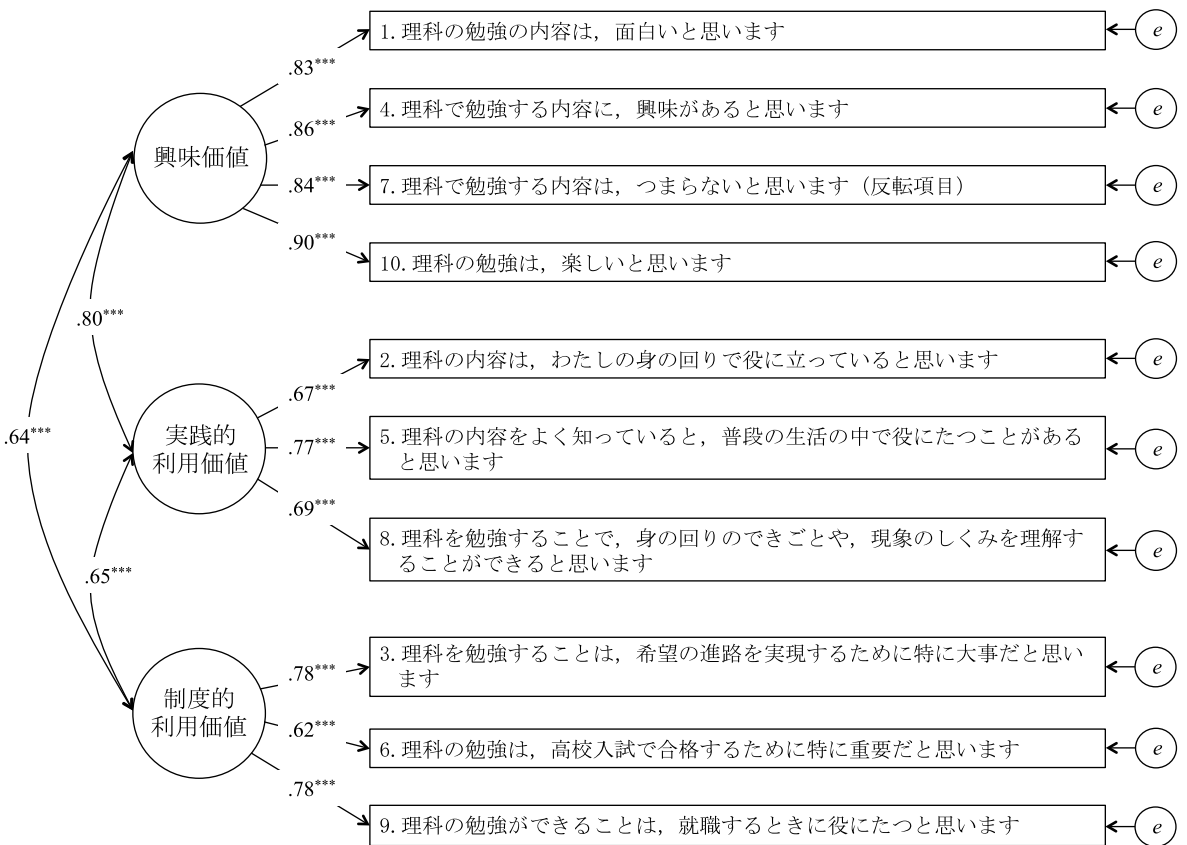
[問い合わせ先]

〒060-0817 北海道札幌市北区北17条西8丁目
 北海道大学大学院理学院
 原田 勇希
 e-mail: yuki-harada@eis.hokudai.ac.jp

付録1 課題価値評価尺度に対する確証的因子分析の適合度指標

	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	90%CI	AIC
集団ごとの分析								
研究1	66.39	32	< .001	.93	.91	.11	[.07, .14]	112.39
研究2	66.51	32	< .001	.93	.90	.11	[.07, .15]	112.51
多母集団同時分析								
モデル0	132.91	64	< .001	.93	.91	.08	[.06, .09]	224.91
モデル1	139.91	71	< .001	.93	.92	.07	[.05, .09]	217.91
モデル2	142.19	74	< .001	.93	.92	.07	[.05, .09]	214.19
モデル3	155.34	87	< .001	.93	.93	.07	[.05, .08]	201.34

付録2 課題価値評価尺度に対する確証的因子分析の結果



注) モデル3の結果を示しているため、集団間で係数は完全に一致する。

*** $p < .001$