

中学・高校生における学習の態度の認知・情緒・行動間の 関連および学校段階間の差異

筑波大学大学院人間総合科学研究科 児玉 裕巳

東京成徳大学 石隈 利紀

筑波大学人間系 外山 美樹

The relations between cognitive, emotional, and behavioral aspects of junior-high and high school students' attitudes toward learning: A multiple population analysis

Hiromi Kodama (*Graduate School of Comprehensive Human Sciences, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

Toshinori Ishikuma (*Tokyo Seitoku University, 1-7-13 Jujodai, Kita-ku, Tokyo 114-0033, Japan*)

Miki Toyama (*Faculty of Human Sciences, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

The present study investigates the relations between cognitive, emotional, and behavioral aspects of junior-high and high school students' attitudes toward learning and the differences in those attitudes due to level of schooling. The data for this study (junior-high school students: $N=598$, high school students: $N=763$) is the same as that of Kodama and Ishikuma's (2015) prior study that developed the scale of attitudes toward learning. In this study, multiple population analysis for structural equation modeling is employed to examine in more detail the relations and differences in attitudes. The main results are as follows. It is important for students to have positive attitudes in terms of "cost-acceptance" and "sense of control". "Sense of fulfillment" is a goal of learning in itself as an intrinsic motivation. "Anxiety about learning" includes issues of attitude ambivalence. "Sense of control" suppresses "coping avoidance" in junior-high school students compared to high school students. "Anxiety about learning" promotes "dealing with test tasks" in high school students compared to junior-high school students. "Cost-acceptance" suppresses "anxiety about learning" for junior-high school students compared to high school students.

Key words: attitudes toward learning, cognition, emotion, behavior, junior-high and high school students, multiple population analysis

問題と目的

児童・生徒の学習の悩みは性格や友人等の他の悩みより大きく、「好きになれない」「勉強の仕方がわからない」「どうして勉強しなければならないのか」等内容が多岐に渡っている（例えば、ベネッセ教育総合研究所, 2016a; 内閣府, 2015）。また学習の悩

みを反映したものに学習時間の減少があり、家庭で学習を「ほとんどしない」割合は小学から中学・高校へと学校段階が上がるにつれて増えている（ベネッセ教育総合研究所, 2016b）。さらにこれらは比較的長期間に渡って見られる（ベネッセ教育研究開発センター, 2007; 内閣府, 2007; 内閣府, 2013）。このような現状をふまえ、児玉・石隈（2015）は

中学・高校生の学習の悩みの実態を捉えることを意図して「態度」に着目し、認知・行動・情緒の3側面からなる学習の態度尺度を作成した。尺度は、認知面では関与肯定・コスト受容・遂行目標の重視、行動面では習慣的な積極行動・テスト課題対処・対処回避、情緒面では充実感・統制感・学習の不安、の計9つの因子（態度）から成り立っていた。さらに児玉・石隈（2015）は態度間の関連を調べるために相関分析を行い、以下の点を報告している。(a) 関与肯定・コスト受容・充実感・統制感・習慣的な積極行動・テスト課題対処はポジティブと考えられ、対処回避はネガティブと考えられる¹⁾、(b) 遂行目標の重視と学習の不安はポジティブかネガティブか判断できず態度の両価性の問題²⁾を含んでいる、(c) 対処回避について中学生は高校生に比べポジティブな態度との負の関連がより強い、(d) 遂行目標の重視について高校生は中学生に比べテスト課題対処との正の関連がより強い、(e) 学習の不安について高校生は中学生に比べポジティブな関与肯定・テスト課題対処との関連がより強い、の以上5つであった。

ところでこれらの尺度得点を用いた相関分析による関連の検討では、尺度の信頼性の低さによる相関係数の希薄化やモデルの適合度の吟味ができない（狩野, 2002）等の問題がある。そこで本研究では構造方程式モデリング（SEM）を用いた多母集団同時分析を行い、構成概念としての態度間の関連および中学・高校生間の差異をより詳しく検討することを目的とした。

なお分析に際して「認知→情緒→行動」モデルを採用する。これまでの心理学研究において、論理療法におけるABC（Activating events, Beliefs, Consequences）理論（Ellis & Harper, 1975 北見監訳 1981）や、消費行動のモデルであるAIDA（Attention, Interest, Desire, Action）モデルやAIDMA（Attention, Interest, Desire, Memory, Action）モデル

（レビューとして、石垣・木村, 2009）、あるいはポジティブ感情の形成－拡張理論（Fredrickson, 2009）等に表れているように、認知が情緒や行動に、情緒が行動に影響を与えるとした考えはよく用いられてきた。一方で、例えば消費行動においてこのモデル以外の影響の方向を持つモデルが唱えられたり（Solomon (2013 松井監訳 2014) の低関与階層モデルや経験階層モデル）、認知行動療法において3側面は身体や環境も含めた相互作用があること（塚野, 2015）や3側面を概念的に区別することは困難であること（Kind, Jones, & Barmby, 2007）が指摘されたりすることがある。このように3側面の扱いは慎重になるべきであり、この点は学習の態度についても当てはまる。しかしながら児玉・石隈（2015, p.201）が学習の態度に着目する際に指摘した点に、「生徒らの学習の悩みの実態を捉えること」や「3側面から心理的介入をする際の視点を与える可能性」があった。この点をふまえると「認知→情緒→行動」というわかりやすいモデルを採用することによって、中学・高校生の学習の実態を一定程度把握できると考えられた。その上で学習の悩みについての仮説が得られ、それに基づいて「どのように援助・介入すればよいのか」のヒントが得られるというメリットがあると考えられた。このような理由から「認知→情緒→行動」モデルを採用することとした。

方 法

分析対象

学習の態度尺度を作成した児玉・石隈（2015）と同じデータを用いて再分析した。すなわち、調査協力者は東京都・埼玉県・神奈川県の中学生715名（公立1、私立2。女子363名、男子349名、不明3名。1年生227名、2年生234名、3年生254名）、高校生890名（国立2、私立2。女子442名、男子446名、不明2名。1年生294名、2年生270名、3年生326名）であった。調査協力者は特定の学校に人数が偏っていることはなかった。また高校はいずれもほとんどの生徒が大学進学を希望する学校であり、中学・高校ともに入学試験が極端に難しいと言われる学校はなかった。調査時期は2012年10月から12月であった。調査内容である学習の態度質問紙（認知的側面37項目、情緒的側面15項目、行動的側面25項目の計77項目）は5件法により回答を求め、クラスごとの一斉方式で実施した。有効回答者数（率）は中学生598名（83.6%）、高校生763名（85.7%）であった。なお、この調査は学内の研究倫理審査委員会の

1) 本研究では「ポジティブ-ネガティブ」について、児玉・石隈（2015, p.201）の「何らかの学習行動を『促進する-抑制する』という意味であると操作的に定義する。例えば『勉強は大事だ』『工夫して勉強している』『勉強が楽しい』といった態度はその後のある学習行動を生起または持続させると考えられるので、ポジティブな態度であると見なす」という考えに基づいている。

2) 態度は1つの対象にポジティブとネガティブの両方の評価を同時に持つ場合があるという指摘がある（平島・土屋・元吉・吉田・五十嵐, 2013; Thompson, Zanna, & Griffin, 1995）。

承認を得て実施された。

多母集団同時分析の手順

構造方程式モデリングを用いた多母集団同時分析の方法は川端(2007)に従った。すなわち、手順1：モデルの構成、手順2：母集団ごとの分析、手順3：配置不変性の検討、手順4：等値制約であった。なお母数の推定には最尤法を用いた。また分析にはIBM SPSS Amos 23を用いた。

結 果

1. 多母集団同時分析の結果

モデルの構成 認知・情緒・行動の側面別の学習の態度尺度の因子(構成概念)を潜在変数、各尺度を構成する質問項目を観測変数とし、認知面から情緒面・行動面への、情緒面から行動面へのパスを設定した。また児玉・石隈(2015)の側面別の因子間の相関分析より、関与肯定とコスト受容($r=.67$)の間に中程度の相関が見られたため、これらの潜在変数間に相関を設定した。さらに習慣的な積極行動とテスト課題対処($r=.49$)、習慣的な積極行動と対処回避($r=-.46$)、テスト課題対処と対処回避($r=-.23$)、充実感と統制感($r=.56$)の間に弱い～中程度の相関が見られ、またこれらはそれぞれ影響を受けると想定された態度以外からも何らかの影響を受けると考えられた³⁾。よってこれらの誤差変数間に共分散を設定した。

母集団ごとの分析 データを中学生と高校生に分けた上で、構造方程式モデリングを用いた分析を行った。両集団ともに有意とならなかったパスや誤差共分散を削除しつつモデルの修正を行った。最終的なモデルの適合度指標は、中学生において $\chi^2(921)=2400.444$, $p=.000$, CMIN/DF=2.606, GFI=.845, AGFI=.826, CFI=.863, RMSEA=.052であり、高校生において $\chi^2(921)=3018.764$, $p=.000$, CMIN/DF=3.278, GFI=.841, AGFI=.822, CFI=.846, RMSEA=.053であった。 χ^2 値が有意であったのはサンプルサイズが大きかったため(豊田, 2007)であると考えられ、またサンプルサイズ

を調整した指標であるCMIN/DFは小さいことから、データへの適合度は低くないと考えられた。同様にGFI, AGFI, CFIがいずれも.90を下回っていたのは観測変数である質問項目の数が30を大きく越えたため(豊田, 2002)であると考えられ、また1自由度あたりの指標であるRMSEAは習慣的基準である.05程度であり、データへの適合度は低くないと考えられた。以上より中学・高校生の各集団においてこのモデルは一定の適合性を持つと判断した。なお以後の分析においても適合度指標の検討には同様の基準を用いた。

配置不変性の検討 次に配置不変性を検討したところ、適合度指標は $\chi^2(1842)=5419.215$, $p=.000$, CMIN/DF=2.942, GFI=.843, AGFI=.824, CFI=.854, RMSEA=.038であった。よってこのモデルは中学・高校生の両集団に共通して一定の適合性を持つと判断した。

等値制約 母数の推定値の等値制約について狩野・三浦(2002)の方法にならい、制約を厳しくしていく次の5つのモデルを想定して適合度の比較検討を行った。モデル0：全ての母数が集団間で異なるとする仮定。モデル1：潜在変数間のパス係数のみが集団間で等価とする仮定。モデル2：パス係数と潜在変数の分散共分散が等価とする仮定。モデル3：パス係数と誤差変数の分散共分散が等価とする仮定。モデル4：全ての母数が集団間で等価とする仮定。

各モデルの適合度指標をTable 1に示す。 χ^2 値は全てのモデルで有意であったが、サンプルサイズを調整した指標であるCMIN/DFはモデル0が最小であった。GFI, AGFI, CFIは全てのモデルで許容範囲の適合度であると考えられたが、モデル0が最大であった。1自由度あたりの指標であるRMSEAは全てのモデルが.038であり習慣的基準である.05を下回っていた。AICはモデル0が最小であった。以上の結果より、全ての母数の推定値において制約なしと仮定したモデル0が相対的に高い適合度を示し、最終的なモデルとして採用した。なお以後の分析結果はモデル0に基づいたものである。

以上の構造方程式モデリングを用いた多母集団同時分析の結果、最終的に中学生と高校生はFigure 1の結果を得た。なお図では観測変数・誤差変数・相関・共分散の表記は省略したが、関与肯定とコスト受容に相関が、充実感と統制感、習慣的な積極行動とテスト課題対処、テスト課題対処と対処回避の各誤差変数間に共分散が設定された。

3) 例えば、情緒面と行動面の態度は、テストや受験が近いまたは結果がよかった悪かったという状況要因、学級風土や教師の指導スタイルという環境要因等からの影響も受けると考えられる。また遂行目標の重視と学習の不安は、他の7つの態度と異なりポジティブかネガティブか判断できなかった(児玉・石隈, 2015)ため、同じ側面の他の態度と相関や誤差変数間の共分散を設定しなかった。

Table 1
各モデルの適合度

	χ^2 値	自由度	p 値	CMIN/DF	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC
モデル0	5419.215	1842	.000	2.942	.843	.824	.854	.038	5875.215
モデル1	5591.454	1898	.000	2.946	.837	.823	.849	.038	5935.454
モデル2	5613.681	1902	.000	2.951	.836	.822	.848	.038	5949.681
モデル3	5612.182	1907	.000	2.943	.837	.823	.848	.038	5938.182
モデル4	5634.749	1911	.000	2.949	.836	.822	.848	.038	5952.749

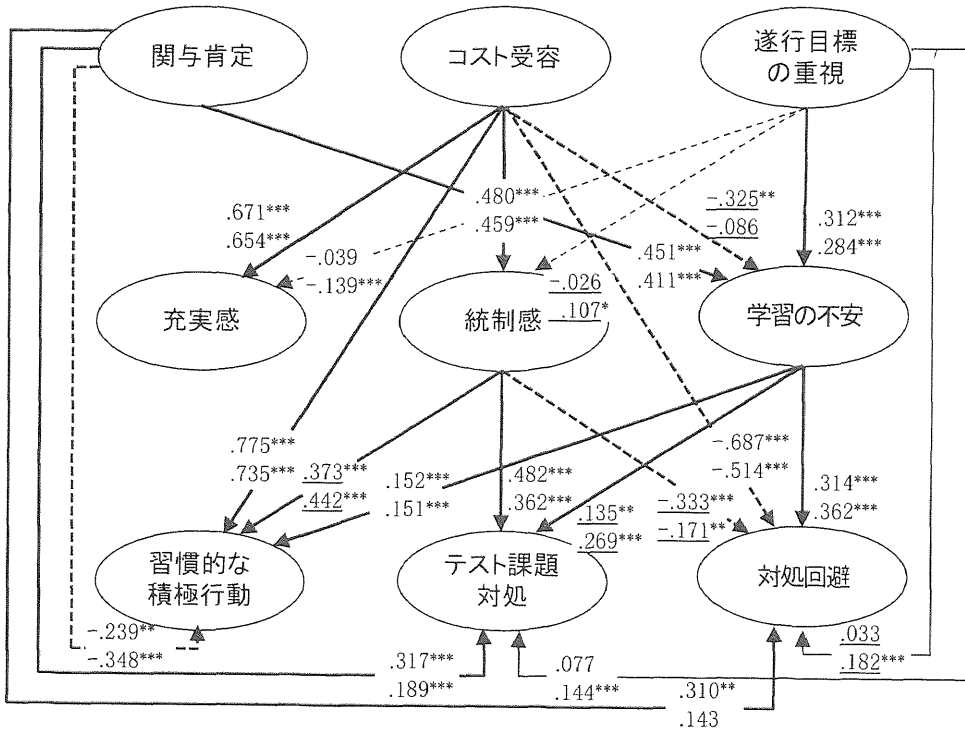


Figure 1. 中学生 ($N=598$) と高校生 ($N=763$) の学習の態度の認知・情緒・行動間の関連
 $\chi^2(1842) = 5419.215, p = .000, CMIN/DF = 2.942, GFI = .843, AGFI = .824, CFI = .854, RMSEA = .038, AIC = 5875.215$.

注) 潜在変数は、上段：認知面、中段：情緒面、下段：行動面である。パスに付されている β 値は、上段：中学生、下段：高校生である。 β 値の下線は中学・高校生で差異があったものを表す。パスの実線はプラスの影響（促進）、破線はマイナスの影響（抑制）、太線は有意な影響を表す。決定係数は、中学・高校生の順に、充実感： $R^2 = .452, R^2 = .447$ 、統制感： $R^2 = .231, R^2 = .222$ 、学習の不安： $R^2 = .169, R^2 = .208$ 、習慣的な積極行動： $R^2 = .726, R^2 = .755$ 、テスト課題対処： $R^2 = .498, R^2 = .395$ 、対処回避： $R^2 = .598, R^2 = .423$ であった。

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

2. 中学・高校生の態度間の関連

中学生は、認知面では、コスト受容が充実感 ($\beta = .671$)・統制感 ($\beta = .480$)・習慣的な積極行動 ($\beta = .775$)を促進し、学習の不安 ($\beta = -.325$)と対処回避 ($\beta = -.687$)を抑制していた。関与肯定はテスト課題対処 ($\beta = .317$)を促進していたが習慣的な積極行動 ($\beta = -.239$)は抑制し、また学習の不安 ($\beta = .451$)と対処回避 ($\beta = .310$)を促進していた。遂行目標の重視は学習の不安 ($\beta = .312$)だけを促進していた。情緒面では、統制感が習慣的な積極行動 ($\beta = .373$)とテスト課題対処 ($\beta = .482$)を促進し、対処回避 ($\beta = -.333$)を抑制していた。充実感は行動面のいずれの態度にも有意な影響を与えていなかった。学習の不安は行動面のいずれの態度(習慣的な積極行動は $\beta = .152$, テスト課題対処は $\beta = .135$, 対処回避は $\beta = .314$)も促進していた。

高校生は、認知面では、コスト受容が充実感 ($\beta = .654$)・統制感 ($\beta = .459$)・習慣的な積極行動 ($\beta = .735$)を促進し、対処回避 ($\beta = -.514$)を抑制していた。関与肯定はテスト課題対処 ($\beta = .189$)を促進していたが習慣的な積極行動 ($\beta = -.348$)は抑制し、また学習の不安 ($\beta = .411$)を促進していた。遂行目標の重視は統制感 ($\beta = .107$)・学習の不安 ($\beta = .284$)・テスト課題対処 ($\beta = .144$)・対処回避 ($\beta = .182$)を促進し、充実感 ($\beta = -.139$)を抑制していた。情緒面では、統制感が習慣的な積極行動 ($\beta = .442$)とテスト課題対処 ($\beta = .362$)を促進し、対処回避 ($\beta = -.171$)を抑制していた。充実感は行動面のいずれの態度にも有意な影響を与えていなかった。学習の不安は行動面のいずれの態度(習慣的な積極行動は $\beta = .151$, テスト課題対処は $\beta = .269$, 対処回避は $\beta = .362$)も促進していた。

3. 中学・高校生間の差異

先にモデルの配置不変性が確認されたことを受けて、各母数の推定値に関する中学・高校生間の差異を5%水準で検討した。その結果、コスト受容から学習の不安 ($z = 2.045$)、遂行目標の重視から統制感 ($z = 2.030$)、遂行目標の重視から対処回避 ($z = 1.973$)、統制感から習慣的な積極行動 ($z = 2.343$)、統制感から対処回避 ($z = 2.167$)、学習の不安からテスト課題対処 ($z = 2.897$)の間に有意な z 値が得られ、これら6つの部分に関して中学生と高校生では差異があると考えられた。

考 察

1. 多母集団同時分析の結果

本研究で構造方程式モデリングを用いた多母集団同時分析を行った結果得られたモデルは配置不変性が確認され、中学・高校生の両集団に共通して一定の適合性を持つと判断された。よってこの後に述べる学習の態度間の関連および中学・高校生間の差異の特徴は、中学・高校生の学習の実態を一定程度表していると考えられた。

2. 中学・高校生の態度間の関連

認知面からの影響 まずコスト受容は、中学・高校生ともにポジティブな多くの態度を促進しネガティブな対処回避を抑制しており、加えてこれらの影響は比較的大きかった ($.459 \leq |\beta| \leq .775$)。これより情緒面・行動面のポジティブな態度を促進する上で、学習につきものである大変さを受け入れようとするコスト受容の態度を持つことの重要性が示唆された。またコスト受容は中学生においては学習の不安をも抑制しており、さらにこの影響は一定程度の大きさ ($\beta = -.325$)があり、また中学・高校生間で差異が見られた。この点については後の学習の不安のところで考察する。ただしコスト受容は児玉・石隈(2015)の調査では平均値が3.06(5件法)と理論的中間値程度であり、必ずしも高いとは言えなかった。

次に関与肯定は、中学・高校生ともにポジティブな習慣的な積極行動を抑制し学習の不安を促進し、中学生においてはネガティブな対処回避も促進していた。このうち習慣的な積極行動を抑制していたことは、児玉・石隈(2015)の調査で関与肯定が学習時間と相関が高くなかったという結果 ($r = .17, p < .001$ 。中学・高校生を込みにした $N = 1323$)と一致する。また関与肯定は児玉・石隈(2015)の調査では平均値が4.06(5件法)と最も高かったものである。これらより、本邦の中学・高校生は学習に真面目に関わることを高く肯定している一方で、このような態度はテストや受験を意識して対処する態度(テスト課題対処)は促進するものの、毎日の学習を努力してコツコツ進める態度(習慣的な積極行動)は逆に抑制していた(ただしこれらの影響は必ずしも大きいとは言えず、 $.189 \leq |\beta| \leq .348$ であった)。さらに情緒面のポジティブな充実感・統制感に対しては、コスト受容と異なり中学・高校生ともに関連が見られなかった。以上のことより、児玉・石隈(2015)の調査でポジティブな態度と考えられていた関与肯定の効果は限定的であることが示唆さ

れた。

次に遂行目標の重視は、中学生は学習の不安のみを促進し、高校生は加えてポジティブな統制感・テスト課題対処とネガティブな対処回避を促進し、ポジティブな充実感を抑制していた。ただし高校生の学習の不安以外への影響は小さかった ($.107 \leq |\beta| \leq .182$)。これらより他人よりもいい結果や成績をとることを狙いとする遂行目標の重視の態度は、中学生においては利点が見出されず、高校生においてもポジティブな態度への影響はわずかであり大きな利点は見出されなかったと考えられた。さらに高校生において遂行目標の重視がネガティブな対処回避を促進 ($\beta = .182$) しポジティブな充実感を抑制 ($\beta = -.139$) していたことから、その影響は小さいものの、高校生が遂行目標の重視の態度を持つことの注意点が示唆された。

情緒面からの影響 まず統制感は、中学・高校生ともに行動面のポジティブな習慣的な積極行動とテスト課題対処を促進しネガティブな対処回避を抑制しており、これらの影響は高校生の対処回避の抑制 ($\beta = -.171$) を除いて一定程度の大きさがあつた ($.333 \leq |\beta| \leq .482$)。これより行動面のポジティブな態度を促進する上で、学習をやりくりできているという統制感の態度を持つことの重要性が示唆された。ただし統制感は児玉・石隈 (2015) の調査では平均値が2.38 (5件法) と最も低く、この態度を持つことの難しさがあると考えられる。

次に充実感は中学・高校生ともにいずれの行動面の態度にも影響を与えておらず、重要性がよく指摘される充実感はそれ自身が学習の目標になっていると考えられた。ところで充実感の質問項目は「勉強をおもしろいと感じる」「勉強を楽しんでいる」等から成り立っており、これらは自律的動機づけにおける内的調整 (内発的動機づけ) と似ていると考

えられる⁴⁾。また動機づけの区別の一つの基準である「手段性一目的性」(レビューとして、鹿毛、1994) に基づくと、内的調整は自己目的性によって概念化されるものである。よって本研究の充実感自体が学習の目標になっているという示唆は、内的調整が自己目的性によって説明されることと一致すると考えられた。

次に学習の不安は行動面のポジティブな習慣的な積極行動・テスト課題対処とネガティブな対処回避のいずれの態度も促進していた (ただしこれらの影響は必ずしも大きいとは言えず、 $.135 \leq \beta \leq .362$ であった)。これより学習の不安は複雑な働きをすることが示唆され、またこの結果は、児玉・石隈 (2015, p.209) の調査で学習の不安が「(態度の) 両価性の問題を含んでいる」、「必ずしもネガティブとは言い切れない」と指摘された点が再現されたと考えられた。ところで学習の不安は必ずしもネガティブとは言い切れないにせよ、何らかの負担感やストレスを生むだろうと考えられる。この点をふまえると、先述した認知面のコスト受容が中学生の場合は学習の不安を抑制しており、さらにその影響は中学・高校生で差異があつたことから、中学生が負担感やストレスを少なくして学習するために、学習に付きものである大変さを受け入れようとするコスト受容の態度を持っていることの重要性が示唆された。

行動面が受ける影響 行動面の3つの態度の決定係数は一定以上の大きさ ($.395 \leq R^2 \leq .755$) があると考えられた。よってこれらの態度は児玉・石隈 (2015) の調査で得られた認知面・情緒面の6つの態度から一定程度の説明ができると考えられた。

3. 中学・高校生間の差異

中学・高校生の学習の態度間の関連の差異について、児玉・石隈 (2015) の相関分析の結果と本研究で得られた結果を比較しながら述べる。まず対処回避について、児玉・石隈 (2015) では中学生は高校生に比べポジティブな態度との負の関連がより強いことがあつた。しかしながら本研究では、中学生は高校生に比べ統制感からの抑制の影響のみがより強い ($z = 2.167$) ことがわかつた (有意な関連が見られた他のポジティブな態度との関連の差異は、関与肯定は $z = 1.455$ 、コスト受容は $z = 1.825$ であつた)。これらより対処回避への負の関連について、中学・高校生間で差異があるポジティブな態度は統制感だけであることがわかり、中学生は高校生に比べ、課題や困難への対処を避けられないために学習をやりくりできているという統制感の態度を持っていることの

4) 例えば、西村・河村・櫻井 (2011) における内的調整の質問項目は「問題を解くことがおもしろいから」「むずかしいことに挑戦することが楽しいから」「勉強すること自体がおもしろいから」「新しい解き方や、やり方を見つめることがおもしろいから」「自分が勉強したいと思うから」であつた。また児玉・石隈 (2015) のデータを用いて、充実感と自律的動機づけの4つの調整スタイルとの相関を算出したところ、以下のように充実感は内的調整との高い相関が見られた。内的調整、同一化的調整、取り入りの調整、外的調整の順に、中学生 ($N = 80$) は .833, .510, .418, $-.062$ (外的調整 ($n.s.$) 以外は $p < .001$) であり、高校生 ($N = 93$) は .760, .337, .255, $-.216$ (前者2つは $p < .001$ 、後者2つは $p < .05$) であつた。

重要性が示唆された。また児玉・石隈（2015）では見られなかったが、対処回避について本研究では、高校生は中学生に比べ遂行目標の重視からの促進の影響がより強い ($z=1.973$) ことがわかった。これよりすでに考察したように大きな利点が見られなかった遂行目標の重視について、高校生は中学生に比べ対処回避をしやすくなるという注意点が示唆された。

次に遂行目標の重視について、児玉・石隈（2015）では高校生は中学生に比べポジティブなテスト課題対処との正の関連がより強いことがあった。しかしながら本研究では、テスト課題対処への促進の影響に差異は見られず ($z=1.515$)、一方で高校生は中学生に比べポジティブな統制感 ($z=2.030$) とネガティブな対処回避 ($z=1.973$) への促進の影響がより強いことがわかった。これらより遂行目標の重視が影響を与える態度は児玉・石隈（2015）の相関分析の結果とは異なり、統制感と対処回避であることがわかった。しかしながら高校生のこれらの影響自体は小さく ($.107 \leq |\beta| \leq .182$)、先に考察したように高校生にとって遂行目標の重視の大きな利点はないと考えられる。

次に学習の不安について、児玉・石隈（2015）では高校生は中学生に比べポジティブな関与肯定・テスト課題対処との関連がより強いことがあった。しかしながら本研究では、高校生は中学生に比べテスト課題への促進の影響のみがより強い ($z=2.897$) ことがわかった（関与肯定との関連の差異は $z=-0.572$ であった）。これらより高校生は中学生に比べ、学習の不安を感じることでテストや受験を意識して課題に取り組むようになることがわかった。さらに学習の不安について本研究では、コスト受容からの影響は中学生が高校生に比べ抑制の影響がより強く ($z=2.045$)、それは一定程度の強さ ($\beta=-.325$) を持っていることがわかった。この点についてはすでに先の「情緒面からの影響」の学習の不安のところで考察した。

一方で児玉・石隈（2015）で見られなかった結果として、本研究では、高校生が中学生に比べ統制感から習慣的な積極行動への促進の影響がより強い ($z=2.343$) ことがわかった。ところで習慣的な積極行動は、児玉・石隈（2015）の調査では9つの態度の中で平均値が2.62（5件法）と3番目に低く、本邦の中学・高校生の苦手な行動であると考えられる。この点において、学習をやりくりできているという統制感を持つことで、高校生は中学生よりも毎日の学習を努力してコツコツ進めるようになることが示唆された。

今後の課題

本研究では、中学・高校生を対象に学習の態度尺度を作成した児玉・石隈（2015）のデータを、構造方程式モデリングを用いて再分析した。その結果相関分析よりも詳しく態度間の関連や中学・高校生間の差異について検討することができ、いくつかの新たな知見が得られた。一方で以下のような3つの課題が残された。まず本研究で得られた結果が他のデータにおいても見られるか検討することがある。これにより本研究の結果の汎化が図られる。次に側面間および態度間の関連について、「認知→情緒→行動」モデル以外にどのようなものが考えられるか検討することがある。このためには中学・高校生の学習の様子や悩みについてインタビュー調査等を行い、質的分析を行って仮説を生成する必要がある。次に本研究では充実感の自己目的性が示唆されたが、この充実感の働きを検討することがある。例えば内的調整に精神的健康へのプラスの影響がある (Burton, Lydon, D'Alessandro, & Koestner, 2006; Ryan, Rigby, & King, 1993) ように、充実感にも同様の働きがあるかもしれない。このようなことを明らかにすることによって、充実感の働きが詳しく説明できると考えられる。以上の課題を解決し、認知・情緒・行動の3側面を持つ態度に着目した学習援助法の開発が望まれると考えられる。

引用文献

- ベネッセ教育研究開発センター（2007）. 第4回学習基本調査・国内調査報告書 ベネッセ教育研究開発センター
- ベネッセ教育総合研究所（2016a）. 第5回学習基本調査報告書2015年版 ベネッセ教育総合研究所
- ベネッセ教育総合研究所（2016b）. 第5回学習基本調査データブック2015年版 ベネッセ教育総合研究所
- Burton, K. D., Lydon, J. E., D'Alessandro, D. U., & Koestner, R. (2006). The differential effects of intrinsic and identified motivation of well-being and performance: Prospective, experimental, and implicit approaches to self-determination theory. *Journal of Personality and Social Psychology, 91*, 750-762.
- Ellis, A., & Harper, R. A. (1975). *A new guide to rational living*. New Jersey: Prentice Hall, Inc. (エリス, A. & ハーパー, R. A. 北見芳雄 (監訳) (1981). 論理療法 川島書店)

- Fredrickson, B. L. (2009). *Positivity: Top-notch research reveals the 3-to-1 ratio that will change your life*. New York: Random House, Inc.
- 平島大郎・土屋耕治・元吉忠寛・吉田俊和・五十嵐祐 (2013). 態度の両価性が情報探索に及ぼす影響 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, 60, 27-37.
- 石垣 司・木村陽一 (2009). 消費者行動モデル研究の変遷と大規模データの利活用へ向けて 第9回人工知能学会データマイニングと統計数理研究会, 58-64.
- 鹿毛雅治 (1994). 内発的動機づけ研究の展望 教育心理学研究, 42, 345-359.
- 狩野 裕 (2002). 構造方程式モデリングは、因子分析, 分散分析, パス解析のすべてにとって代わるのか? 行動計量学, 29, 138-159.
- 狩野 裕・三浦麻子 (2002). グラフィカル多変量解析——目で見る共分散構造分析—— 現代数学社
- 川端一光 (2007). 多母集団同時分析 豊田秀樹 (編著) 共分散構造分析 (Amos 編) (pp.73-83) 東京図書
- Kind, P., Jones, K., & Barmby, P. (2007). Developing attitudes toward science measures. *International Journal of Science Education*, 29, 871-893.
- 児玉裕巳・石隈利紀 (2015). 中学・高校生の学習に対する態度についての研究——認知・行動・情緒の3側面からの検討—— 教育心理学研究, 63, 199-216.
- 内閣府 (2007). 低年齢少年の生活と意識に関する調査 内閣府
- 内閣府 (2013). 平成25年度版子供・若者白書 内閣府
- 内閣府 (2015). 平成27年度版子供・若者白書 内閣府
- 西村多久磨・河村茂雄・櫻井茂男 (2011). 自律的な学習動機づけとメタ認知の方略が学業成績を予測するプロセス——内発的な学習動機づけは学業成績を予測することができるのか?—— 教育心理学研究, 59, 77-87.
- Ryan, R. M., Rigby, S., & King, K. (1993). Two types of religious internalization and their relations to religious orientations and mental health. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 586-596.
- Solomon, M. R. (2013). *Consumer Behavior: Buying, Having, and Being, Tenth Edition*. Pearson Education, Inc.
- (ソロモン, M. R. 松井 剛 (監訳) (2014). ソロモン消費者行動論 (中) 丸善出版)
- 田中 洋 (2006). 消費者行動論序説 (6) 5. 態度と説得その1 経営志林, 43, 13-22.
- Thompson, M. M., Zanna, M. P., & Griffin, D. W. (1995). Let's not indifferent about (attitudinal) ambivalence. In R. E. Petty, & J. A. Krosnick (Eds.). *Attitude strength: Antecedents and consequences* Vol. 4 (pp. 361-386). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 豊田秀樹 (2007). 付録A 適合度指標 豊田秀樹 (編著) 共分散構造分析 (Amos 編) (pp.235-245) 東京図書
- 豊田秀樹 (2002). 「討論：共分散構造分析」の特集にあたって 行動計量学, 29, 135-157.
- 塚野弘明 (2015). 認知行動療法の理論と基本モデル 岩手大学教育学部付属教育実践総合センター研究紀要, 14, 451-459.

(受稿9月30日：受理10月26日)