

好きな科目と嫌いな科目の学習方略と自己効力感

前田健一・円田初美・新見直子

Relationship between learning strategies for favorite or unfavorite subject and self-efficacy

Kenichi Maeda, Hatsumi Enta, and Naoko Niimi

本研究では、中学生、全日制高校生、定時制高校生が自己調整学習方略（認知的方略、内発的方略、外発的方略）を使用する程度に、特定科目に対する好き嫌いや学業全般に対する自己効力感がどのように関連するのかを検討した。また、特定科目が好きまたは嫌いと考える2つの理由（科目関連理由、授業関連理由）によって自己調整学習方略に違いがみられるのかもあわせて検討した。その結果、(1)中学生と全日制高校生は、嫌いな科目よりも好きな科目を勉強する際、認知的方略と内発的方略を使用すること、(2)中学生、全日制高校生、定時制高校生に共通して、学業に対する自己効力感が高い生徒ほど認知的方略と内発的方略を使用すること、が明らかになった。また、科目の好き嫌い別・学校種別に自己調整学習方略と特定科目が好きまたは嫌いな理由との関連を検討した結果、科目に「興味がある」等の科目関連理由を好きな理由とする者ほど、好きな科目の勉強に認知的方略や内発的方略を使用する傾向にあった。他方、特定科目が嫌いな理由では科目関連理由と授業関連理由のどちらも、嫌いな科目の勉強に自己調整学習方略を使用する程度とほとんど関係しなかった。

キーワード：自己調整学習方略、好きな科目、嫌いな科目、自己効力感

問題と目的

現在の日本の学校教育は「生きる力」の育成を重視している。中央教育審議会（2008）の答申によれば、「生きる力」とは変化の激しい社会の中で子どもたちが自立的に生きるために必要とされる力である。具体的には、①体験から感じ取ったことを表現する力、②情報を獲得し、思考し、表現する力、③知識・技能を実生活で活用する力、④構想を立て、実践し、評価・改善する力、の4つが中核的部分とされる（高階, 2008）。このような「生きる力」が重視されるようになった背景として、変化の激しい現代社会には学校教育の中で学習する知識や技能だけでは十分対応できないので、生涯学習を行うための基盤として「生きて働く知識」や「主体的に学び続ける力」を習得する必要性が指摘されている（伊藤, 2009）。自ら主体的に学習することは、日本だけでなく欧米諸国においても重視されており、自己調整学習という概念に基づいて、多くの研究者が理論的・実証的研究に取り組んでいる（伊藤, 2009; 伊藤・神藤, 2003a）。

自己調整学習に関する研究は1980年代後半頃から欧米を中心に精力的に進められており、多くの研究者によって多様な理論化が試みられている。Zimmerman & Schunk (2001 塚野編訳 2006)によると、代表的な理論的アプローチだけでも、オペラントのアプローチ、現象学的アプローチ、情報处理的アプローチ、社会的認知アプローチ、意思的アプローチ、ヴィゴツキー派アプローチ、認知構成的アプローチの7つがあるという。この中で実証的研究が蓄積されているのは、Bandura (1986)の社会的認知理論を背景とするZimmermanの社会的認知モデルである(伊藤, 2009)。わが国の実証的研究も、このモデルに基づくものが多い(例えば、伊藤, 1996; 伊藤・神藤, 2003a, 2003b; 松沼, 2004)。

自己調整学習とは、生徒がメタ認知、動機づけ、行動において、自分の学習過程に対して能動的に関与することと定義される(Zimmerman, 1989)。このような自己調整学習を行っている生徒は、教師や親等の指示がなくても、主体的に知識や技能を習得するための努力を行うとされる。Zimmermanのモデルでは、自己調整学習は予見、遂行、自己内省という3段階の循環的プロセスから構成されると捉えている(Schunk & Zimmerman, 2008 塚野編訳 2009)。第1の予見段階は、学習活動を遂行する準備段階として、学習者が自分で目標を設定し、その目標を達成するためにどのような学習方略を用いるか等の計画を立てる段階である。目標を設定し、その目標を達成する計画を立てるときには、自分の遂行能力に対する自信としての自己効力感や、学習活動や学習内容に対する興味等の要因が影響すると考えられている。第2の遂行段階は、計画に基づいて多様な学習方略を使用して学習活動を遂行する段階である。この段階では、学習活動がうまく遂行されるように注意を焦点化したり、学習方法や学習方略について自己教示したり、学習過程を自己モニタリングすることが重要となる。第3の自己内省段階は、学習の結果に対する自己評価をし、結果の原因帰属を行い、成功や失敗に応じて満足感や不満足感の自己反応を経験する段階である。そして、学習方略等に問題があれば、修正を行う。こうした自己内省の内容が次の予見段階に反映され、次の自己調整学習プロセスが再スタートする。

Zimmermanの3段階モデルに基づいて自己調整学習過程を検討した先行研究は、予見段階だけでなく、遂行段階や自己内省段階を含むすべての段階に自己効力感が影響力を持つことを見出している(Zimmerman, 2000a, 2000b)。これは、Zimmermanの3段階モデルが繰り返し循環するプロセスとして想定されているからであろう。小・中・高校等の学校教育の中で何年間も学習活動に従事している児童・生徒は、Zimmermanの3段階の循環的プロセスを繰り返し経験していると想定される。そうした循環的プロセスの中で、成功体験が多い者は高いレベルで、少ない者は低いレベルで自己効力感が安定し強化されていくとともに、安定強化された自己効力感が3つの段階の自己調整学習に影響するという相互影響過程の可能性も十分に考えられる。本研究では1回の調査データに基づいて、学業全般に対する自己効力感および科目に対する好き嫌い(興味)が自己調整学習方略の使用にどのように関連するかを検討する。したがって、本研究の自己調整学習方略は第2の遂行段階にあたりと考えられるが、自己効力感や興味の影響は循環的プロセスの累積効果を含めて考えなければならない。要するに、本研究はこれらの要因間の同時的関連を検討するものであり、Zimmermanの3段階の循環的プロセスを前提とする時間的因果関係を明らかにするものではない。

ところで、自己調整学習方略とは学習過程でより効率的な情報処理をするために学習者自身が行

う意思的制御のことであり、認知的方略、メタ認知的方略、動機づけの方略等が含まれる(速水, 1998; 伊藤・神藤, 2003a)。これまで多くの先行研究が、自己効力感と自己調整学習方略との関連を検討している(例えば、伊藤・神藤, 2003a; 松沼, 2004; Pintrich & De Groot, 1990; Zimmerman & Martinez-Pons, 1990)。これらの研究(伊藤・神藤, 2003a; Zimmerman & Martinez-Pons, 1990)は、学業に対する自己効力感が高い生徒ほど、成績の向上や学習活動の促進に関連する自己調整学習方略を使用する傾向にあることを示している。例えば、Zimmerman & Martinez-Pons (1990)は、5年生、8年生、11年生の英才児と一般の生徒を対象に、数学と英語に対する自己効力感と自己調整学習方略との関連を検討している。その結果、英才児は一般の生徒よりも、学業に対する自己効力感が高く、自己調整学習方略を使用する傾向にあること、また英才児や一般の生徒にかかわらず数学や英語に対する自己効力感が高い生徒ほど自己調整学習方略を使用する傾向にあることを明らかにしている。

伊藤・神藤(2003a)は、中学生の学業全般に対する自己効力感と3種類の自己調整学習方略(認知的方略、内発的方略、外発的方略)との関連について共分散構造分析を使用して検討している。その結果、自己効力感は、認知的方略や内発的方略に正の影響を示したのに対して、外発的方略には負の影響を示した。伊藤・神藤(2003a)の認知的方略とは、「勉強内容を読むとき、おぼえられるように、くりかえし心の中で考える」に代表されるように記憶や思考等の認知過程を調整することで効果的な学習を促す方略であり、学業成績を直接的に規定する方略であると考えられる。他方、内発的方略や外発的方略とは、学習を効果的に進めるために自分を動機づけたり学習活動を維持したりするために使用される動機づけ方略である。このうち、内発的方略は、「行きたい高校に受かった時のことを考える」等の学習への動機づけを生成・維持・向上しようとする方略であり、学習に粘り強く取り組む傾向と正の関係を示している(伊藤・神藤, 2003a)。それに対して、外発的方略は、「勉強やテストがよくできたら、親からごほうびをもらう」等の外的な手段によって動機づけを調整しようとする方略であり、学習に粘り強く取り組む傾向とは負の関係を示している(伊藤・神藤, 2003a)。

自己効力感と自己調整学習方略との関連を検討した研究に比べると、興味と自己調整学習方略との関連を検討した研究は少ない。しかし、近年ではこの関連を検討する試みも行われている(Schunk & Zimmerman, 2008 塚野編訳 2009)。例えば、Pintrich & De Groot (1990)は、7年生の理科や英語に対する自己効力感、内発的価値(興味・重要度・選好度)、テスト不安と自己調整学習方略との関連を検討している。その結果、理科や英語に対する自己効力感($r = .33, .44$)と内発的価値($r = .63, .73$)は認知的方略やメタ認知的方略の使用と正の相関を示したが、テスト不安($r = .04, -.13$)は2つの方略使用とも有意な相関を示さなかった。この研究で扱われている内発的価値は、「この授業で学習することが好きだ」や「この授業で学習することは面白い」等の科目に対する興味を捉える項目を使用して測定されている。内発的価値の項目内容を考慮すると、内発的価値と認知的方略との間に正の相関がみられたことは、興味のある科目の勉強には自己調整学習方略を多く使う傾向にあることを示唆する。この関係は、ある課題に興味をもっている生徒は、興味をもたない生徒よりも自己調整に必要な学習方略を計画し実行しようとする傾向にある(Schunk & Zimmerman, 2008 塚野編訳 2009)という指摘と一致する。Pintrich & De Groot (1990)では、自己効力感と内発的価値を組み合

わけて自己調整学習方略を使用する程度について比較検討していない。しかし、興味のない科目（嫌いな科目）よりも興味のある科目（好きな科目）の勉強に対して自己調整学習方略を使用する傾向は、学業に対する自己効力感が低い者よりも高い者の場合に顕著ではないかと予想される。本研究の第1の目的は、自己効力感（高・低）と興味（好きな科目・嫌いな科目）を組み合わせることで4群を構成し、自己調整学習方略の使用について群間比較を行い、この予想を検証することである。

本研究の第2の目的は、自己調整学習方略の使用について発達的な検討を行うことである。自己調整学習方略に関する先行研究では、発達の視点から検討した研究はあまりみられない現状にあると指摘されている（伊藤, 2009）。そこで本研究では、先行研究（伊藤・神藤, 2003a; Zimmerman & Martinez-Pons, 1990）が対象にしている中学生だけでなく、全日制と定時制の高校生も対象に含めて発達的な検討を加える。あわせて、特定科目に対する好きまたは嫌いと感じる理由に基づいて科目関連理由（高・低）と授業関連理由（高・低）を組み合わせることで4群を構成し、4群の自己調整学習方略の使用にどのような相違がみられるかについても探索的に検討する。

方 法

対象者 同一地域内にある私立中学校1校の生徒537名（男子299名、女子238名）、全日制公立高校1校の生徒297名（男子157名、女子140名）、定時制公立高校1校の生徒112名（男子53名、女子59名）の合計946名（男子509名、女子437名）を本研究の対象者とした。対象者の人数内訳をTable 1に示す。

Table 1 対象者の人数内訳

	中学生		全日制高校生		定時制高校生	
	男子	女子	男子	女子	男子	女子
1年生	118	87	67	38	17	28
2年生	83	88	41	51	21	16
3年生	98	63	49	51	15	15
計	299	238	157	140	53	59

調査時期 2009年12月に調査を実施した。

手続き 調査協力校の校長または教頭に調査内容と調査実施の承諾を得てクラス単位で調査を実施した。調査実施にあたっては、学級担任が後述する調査用紙Aと調査用紙Bの2種類の調査用紙のいずれか1つを生徒に配布し回答後回収した。各学級において半数の生徒が調査用紙Aに回答し、残り半数の生徒が調査用紙Bに回答するように、調査用紙Aと調査用紙Bを交互に配布した。具体的には、学級担任に調査用紙Aと調査用紙Bが交互に入れられた各学級用の封筒の中から調査用紙を一部ずつ順番に取り出して生徒に配布するよう依頼した。その結果、476名が調査用紙Aに回答し、470名が調査用紙Bに回答した。学校種別にみると、中学生では268名が調査用紙Aに回答し、269名が調査用紙Bに回答した。全日制高校生では149名が調査用紙Aに回答し、148名が調査用紙Bに回答した。定時制高校生では59名が調査用紙Aに回答し、53名が調査用紙Bに回答した。

Table 2 調査用紙の構成

調査用紙A	調査用紙B
(1) 対象者の属性に関する質問	(1) 対象者の属性に関する質問
(2) 学業に対する自己効力感	(2) 学業に対する自己効力感
(3) 一番好きな科目の選択	(3) 一番嫌いな科目の選択
(4) 一番好きな科目の選択理由	(4) 一番嫌いな科目の選択理由
(5) 一番好きな科目の勉強に使用する認知的方略	(5) 一番嫌いな科目の勉強に使用する認知的方略
(6) 一番好きな科目の勉強に使用する動機づけ方略	(6) 一番嫌いな科目の勉強に使用する動機づけ方略

た。なお、いずれの調査用紙でも回答にあたって正答や誤答がないこと、回答の際に他者と相談しないこと、無記名であるので匿名性が保証されること、回答は任意であるのでいつでも回答をやめられること、を調査用紙の表紙に印刷して説明した。

調査内容と得点化 調査用紙 A と調査用紙 B の質問構成を Table 2 に示す。Table 2 からわかるように、(1) と (2) の質問は 2 種類の調査用紙に共通する。(3) から (6) の質問でも、具体的な質問項目は 2 種類の調査用紙間でほぼ共通するが、調査用紙 A では一番好きな科目について回答するのに対して、調査用紙 B では一番嫌いな科目について回答する点で大きく異なる。

(1) 対象者の属性に関する質問：対象者の性別と学年について尋ねた。

(2) 学業に対する自己効力感：学業効力感尺度 6 項目（中西, 2004）を使用した。この尺度は、Pintrich & De Groot（1990）が 7 年生を対象に作成した学習一般に対する自己効力感尺度の邦訳短縮版である。中西（2004）は、高校生を対象に 9 段階評定するよう求めていたが、本研究では高校生と中学生に同じ尺度を実施するため、中学 2 年生を対象とした Pintrich & De Groot（1990）と同様に、各項目内容が自分にあてはまると思う程度を 7 段階（1: まったくあてはまらない～7: 非常にあてはまる）で評定させた。本研究のデータに基づいて学校種別に学業効力感尺度 6 項目の主成分分析を行った結果、いずれの学校種においても 1 成分性（寄与率 49.33～61.27%, α 係数 .79～.87）が認められた。Table 3 に全対象者のデータ（ $n = 946$ ）に基づく主成分分析結果を示す。なお、得点化

Table 3 学業に対する自己効力感尺度の主成分分析結果

項目	負荷量
2 学校で教えられたことを理解することができると思う	.84
4 よい成績をとることができると思う	.83
6 これから先授業で教えられることを理解することができると思う	.77
3 授業で出された問題や課題をこなすことができると思う	.74
5 うまいやり方で勉強していると思う	.73
1 その気になれば、勉強はよくできると思う	.69
	寄与率(%) 58.95
	α 係数 .86

にあたっては6項目の合計得点を項目数6で除算して項目平均値を算出し、学業効力感の尺度得点とした。したがって、学業効力感得点は、1点から7点の範囲にわたり、得点が高いほど学習一般に対する自己効力感が高いことを意味する。

(3) 一番好きな科目または一番嫌いな科目の選択：中学生には国語，社会，数学，理科，英語の5科目の中から，高校生には国語，地理，世界史，日本史，公民，数学，物理，化学，生物，地学，外国語の11科目の中から，調査用紙Aでは一番好きな科目を1つ，調査用紙Bでは一番嫌いな科目を1つ選んで記述するよう求めた。中学生対象の調査用紙と高校生対象の調査用紙では科目名や科目数が異なるため，理系科目を選択した者と文系科目を選択した者に大別した。その結果，理系科目を選択した者は，中学生では数学と理科のどちらかを選択した者（193名），高校生では数学，物理，化学，生物，地学のいずれかを選択した者（全日制129名，定時制44名）であった。文系科目を選択した者は，中学生では国語，社会，英語のいずれかを選択した者（344名），高校生では国語，地理，世界史，日本史，公民，外国語のいずれかを選択した者（全日制168名，定時制68名）であった。

(4) 一番好きな科目または一番嫌いな科目の理由：上述の「(3) 一番好きな科目または一番嫌いな科目の選択」において選択した科目を好きな理由または嫌いな理由について，独自に作成した5項目のそれぞれがあてはまる程度を6段階（1：まったくあてはまらない～6：非常にあてはまる）で評定させた。なお，調査用紙Aと調査用紙Bでは，5項目の言語表現は肯定表現と否定表現のように異なるが，項目の内容は対応するようにした。嫌いな科目の理由を評定させる調査用紙Bでは項目得点を逆転させた後，調査用紙Aと調査用紙Bのデータを一括して，学校種別に因子分析（主因子法，バリマックス回転）を行った。その結果，中学生と全日制高校生の分析では，それぞれ2因子性（累積寄与率53.54%，44.35%）が認められ，各因子の項目構成も同じであった。それに対して，定時制高校生の分析では1因子性（寄与率37.62%）が認められた。学校種間で統一した尺度得点を算出するために，対象者の人数が多い中学生と全日制高校生で抽出された2因子に基づいて尺度得点を算出することにした。Table 4に全対象者のデータ（ $n=946$ ）に基づく因子分析結果を

Table 4 一番好きな科目または一番嫌いな科目の理由の因子分析結果

項目	F1	F2
F1 科目関連理由		
1 興味がある・面白い(興味がない・面白くない)	.72	.15
4 よい成績がとれる(よい成績がとれない)	.65	.07
5 将来に役立つと思う(将来に役立つと思わない)	.33	.15
F2 授業関連理由		
3 教科担当の先生が好きだ(教科担当の先生が苦手だ)	.07	.77
2 授業が分かりやすい(授業が分かりにくい)	.51	.63
寄与率(%)	35.51	11.69
α 係数	.54	.69

()内は，調査用紙Bで使用した調査項目である。

示す。第1因子は、選択した科目の学習内容や学習結果に関する3項目から構成されていたので「科目関連理由」と命名した(α 係数 .54~.68)。第2因子は、選択した科目の授業に関する2項目から構成されていたので「授業関連理由」と命名した(α 係数 .60~.71)。各因子別に項目平均値を算出し、それを各尺度得点とした。したがって、2つの尺度得点の得点は、1点から6点の範囲にわたる。各尺度得点は、得点が高いほど一番好きな科目または一番嫌いな科目に対する理由をそれぞれポジティブに評定したことを意味する。

(5)認知的方略:Pintrich & De Groot(1990)の自己調整学習方略尺度22項目に基づいて伊藤(1996)が作成した認知的方略尺度14項目を使用した。「(3)一番好きな科目または一番嫌いな科目の選択」において選択した科目の勉強をするときの行動として、各項目内容があてはまる程度を6段階(1:まったくあてはまらない~6:非常にあてはまる)で評定させた。調査用紙Aと調査用紙Bのデータを一括して、認知的方略尺度14項目について学校種別に主成分分析を行った結果、いずれの学校種においても1成分性(寄与率 36.55~55.70%, α 係数 .86~.94)が認められた。Table 5に全対象者のデータ($n=946$)に基づく主成分分析結果を示す。得点化にあたっては、14項目の項目平均値を算出して、それを認知的方略の尺度得点とした。したがって、認知的方略の尺度得点は、1点から6点の範囲にわたる。得点は高いほど一番好きな科目または一番嫌いな科目を勉強する際に認知的方略を使用する傾向が強いことを意味する。

Table 5 認知的方略尺度の主成分分析結果

項目	負荷量
9 テストのための勉強をするとき、何度も何度も大切なことがらを思い浮かべて復習した	.75
2 宿題をするとき、きちんと問題に答えられるように、授業で先生が言ったことを思い出そうとした	.71
5 テストのための勉強をするとき、できるだけ多くのことを思い出そうとした	.71
10 理解できるように、それぞれ習ったことの要点をまとめた	.68
12 勉強内容を読むとき、おぼえられるように、くりかえし心の中で考えた	.67
4 たとえ分からなくても、先生の言っていることをいつも理解しようとした	.65
1 テストのための勉強をするとき、授業や本から手がかりを集めようとした	.65
13 新しい課題をするのに、以前に学んだことを生かした	.65
14 何かを読んでいるとき、読んでいることと、自分がすでに知っていることを関係づけようとした	.62
11 読んでいるとき、一度、中断して、読んだことをくりかえしてみた	.61
8 勉強する内容が退屈でもおもしろくなくても、終わりまでやり続けた	.61
3 勉強をするとき、大事なむずかしい言葉を、自分の言葉におきかえた	.60
7 する必要がなくても、練習問題をした	.58
6 勉強をしているとき、習ったことをおもいだせるよう、もう一度、ノートをまとめなおした	.54
	寄与率(%) 58.95
	α 係数 .89

(6) 動機づけ方略：伊藤・神藤（2003b）が中学生を対象に作成した自己動機づけ方略尺度を使用した。この尺度は、内発的方略（18項目）と外発的方略（9項目）の2領域27項目から構成されている。「(3) 一番好きな科目または一番嫌いな科目の選択」において選択した科目の勉強をする気がおきないとき、やる気を出すために各項目の動機づけ方略をしている程度について5段階（1：まったくしていない～5：いつもしている）で評定させた。調査用紙Aと調査用紙Bのデータを一括して、学校種別に内発的方略尺度と外発的方略尺度のそれぞれについて主成分分析を行った。その結果、内発的方略尺度18項目の主成分分析では、いずれの学校種においても1成分性（寄与率24.46～35.91%、 α 係数.81～.89）が認められた。Table 6に全対象者のデータ（ $n=946$ ）に基づく内発的方略尺度の主成分分析結果を示す。また、外発的方略尺度9項目の主成分分析でも、すべての学校種で1成分性（寄与率29.74～43.34%、 α 係数.69～.83）が認められた。Table 7に全対象者のデータ（ $n=946$ ）に基づく外発的方略尺度の主成分分析結果を示す。これらの得点化にあたっては、尺度別に項目平均値を算出して、それらを各動機づけ方略尺度得点とした。したがって、2つの動機づけ方略尺度得点は1点から5点の範囲にわたる。得点は高いほど一番好きな科目または一番嫌いな科目の勉強をする気がおきないときに、各動機づけ方略を使用する傾向が強いことを意味する。

Table 6 内発的方略尺度の主成分分析結果

項目	負荷量
9 自分の生活上のことに関係づけて勉強する	.63
11 色のついたペンを使って、ノートをとったり、教科書に書き込みをする	.60
12 ノートをきれいに、わかりやすくする	.59
3 前にテストなどでうまくいったことを思い出す	.58
8 自分のよく知っていることや興味のあることと関係づけて勉強する	.56
16 友達と教えあったり、問題を出し合ったりする	.54
2 将来、自分自身のためになると考える	.53
7 「ここまではやるぞ」と、量と時間を決めて勉強する	.52
5 勉強するときは思いっきり勉強して、遊ぶときは思いっきり遊ぶ	.51
4 いやなことを考えないようにする	.50
18 勉強のなやみを人に相談する	.50
15 勉強がしやすいように、部屋の温度や明るさを調整する	.49
10 ゴロあわせをしたり、歌にあわせたりしておぼえる	.48
17 友達といっしょに勉強をする	.45
14 ノートに絵やイラストを入れる	.42
6 短時間に集中して勉強する	.40
13 部屋や机の上をかたづけて勉強する	.40
1 行きたい高校(大学)に受かった時のことを考える	.37
	寄与率(%) 25.85
	α 係数 .83

Table 7 外発的方略尺度の主成分分析結果

項目	負荷量
5 得意なところや簡単なところを多く勉強する	.65
6 得意なところや簡単なところから勉強を始める	.65
7 あきたら別の教科を勉強する	.62
2 何かを食べたり飲んだりしながら勉強する	.59
1 勉強が終わったり問題ができれば、お菓子を食べる	.58
9 やる気が出るまで待つて、気分が乗ったときに勉強する	.54
8 勉強の合間に休けいを入れる	.50
3 「勉強が終わった後、遊べる」と考えて勉強する	.48
4 勉強やテストがよくできたら、親からごほうびをもらう	.39
	寄与率(%) 31.58
	α 係数 .72

結 果

学業に対する自己効力感の高低と好きな科目・嫌いな科目に基づく群間比較 はじめに一番好きな科目を選択させた群と一番嫌いな科目を選択させた群の自己効力感に相違があるか否かを検討した。調査用紙 A に回答した好き科目群 (全体 $n = 476$, 中学生 $n = 268$, 全日制高校生 $n = 149$, 定時制高校生 $n = 59$)、調査用紙 B に回答した嫌い科目群 (全体 $n = 470$, 中学生 $n = 269$, 全日制高校生 $n = 148$, 定時制高校生 $n = 53$) の間で自己効力感得点について比較した。その結果、学校種別の分析でも全体の分析でも有意な群間差はみられなかった。この結果は、対象者を好きな科目または嫌いな科目について回答するように任意に振り分けたが、どちらを回答するかは対象者の自己効力感と対応しないことを確認するものである。

次に、学業に対する自己効力感の高低と好き科目群・嫌い科目群を組み合わせさせた 4 群を構成し、3 つの学習方略得点について比較した。まず学校種別に自己効力感の平均値に基づいて自己効力感の高群と低群を構成した。その後で 3 つの学習方略得点のそれぞれについて 2 (自己効力感の高低) \times 2 (好き科目群・嫌い科目群) の分散分析を行った (Table 8)。なお、3 つの学習方略得点においては、「(3) 一番好きな科目または一番嫌いな科目の選択」で選択した科目が理系科目か文系科目かによる有意差はみられなかった。後述するように、学年差もわずかしみられなかったため、以後の分析では、これらの要因については一括して扱うことにした。

認知的方略得点について学校種別に 2×2 の分散分析を行った。その結果、自己効力感の高低の主効果は、中学生 ($F(1, 533) = 34.74, p < .001$)、全日制高校生 ($F(1, 293) = 11.06, p < .01$)、定時制高校生 ($F(1, 108) = 37.13, p < .001$) で有意となり、いずれも自己効力感高群が低群よりも有意に高かった。好き科目群・嫌い科目群の主効果は、中学生 ($F(1, 533) = 34.21, p < .001$) と全日制高校生 ($F(1, 293) = 37.55, p < .001$) で有意となり、いずれも好き科目群が嫌い科目群よりも有意に高かった。

内発的方略得点についても学校種別に同様の分散分析を行った。その結果、自己効力感の高低の

Table 8 各群の平均値と標準偏差(SD)

		中学生		全日制高校生		定時制高校生	
		好き群	嫌い群	好き群	嫌い群	好き群	嫌い群
認知的 方略	高群	4.03 (0.77)	3.58 (0.83)	4.06 (0.57)	3.52 (0.85)	3.76 (0.71)	3.65 (1.05)
	低群	3.58 (0.83)	3.22 (0.78)	3.75 (0.65)	3.28 (0.68)	2.92 (1.05)	2.35 (0.82)
内発的 方略	高群	3.33 (0.54)	3.06 (0.61)	3.34 (0.59)	3.03 (0.57)	3.18 (0.63)	3.17 (0.71)
	低群	2.96 (0.64)	2.83 (0.66)	3.05 (0.68)	2.71 (0.57)	2.60 (0.69)	2.30 (0.67)
外発的 方略	高群	3.27 (0.65)	3.32 (0.76)	3.29 (0.67)	3.26 (0.66)	3.40 (0.66)	3.35 (0.93)
	低群	3.32 (0.75)	3.29 (0.70)	3.20 (0.67)	3.10 (0.63)	2.75 (0.80)	2.74 (0.88)

注) 表中の高群は学業に対する自己効力感高群を、低群は自己効力感低群を表す。中学生の好き群・高群は127名、好き群・低群は141名、嫌い群・高群は122名、嫌い群・低群は147名であった。全日制高校生の好き群・高群は65名、好き群・低群は84名、嫌い群・高群は84名、嫌い群・低群は64名であった。定時制高校生の好き群・高群は28名、好き群・低群は31名、嫌い群・高群は28名、嫌い群・低群は25名であった。

主効果は、中学生 ($F(1, 533) = 31.32, p < .001$), 全日制高校生 ($F(1, 293) = 19.01, p < .001$), 定時制高校生 ($F(1, 108) = 31.99, p < .001$) で有意となり、いずれも自己効力感高群が低群よりも有意に高かった。また、好き科目群・嫌い科目群の主効果は、中学生 ($F(1, 533) = 14.36, p < .001$) と全日制高校生 ($F(1, 293) = 20.92, p < .001$) で有意となり、いずれも好き科目群が嫌い科目群よりも有意に高かった。

外発的方略得点についても学校種別に同様の分散分析を行った。その結果、自己効力感の高低の主効果は定時制高校生 ($F(1, 108) = 16.12, p < .001$) で有意となり、自己効力感高群が低群よりも有意に高かった。

学年差と学校種間差 学校種別に、認知的方略、内発的方略、外発的方略の3得点について学年差の検討を行った (Table 9)。その結果、中学生の認知的方略 ($F(2, 534) = 14.30, p < .001$) と内発的方略 ($F(2, 534) = 10.82, p < .001$) で有意な学年差がみられ、どちらの得点においても1年生が2年生や3年生よりも有意に高かった。また、学年を一括して認知的方略、内発的方略、外発的方略

Table 9 各学習方略の平均値と標準偏差(SD)

		中学生				全日制高校生				定時制高校生			
		1年生	2年生	3年生	全体	1年生	2年生	3年生	全体	1年生	2年生	3年生	全体
認知的 方略	平均値	3.81	3.35	3.56	3.59	3.69	3.61	3.65	3.65	3.17	3.02	3.42	3.19
	標準偏差	(0.85)	(0.90)	(0.71)	(0.85)	(0.71)	(0.77)	(0.78)	(0.75)	(1.02)	(0.94)	(1.27)	(1.07)
内発的 方略	平均値	3.18	2.88	3.01	3.03	3.03	3.03	3.04	3.03	2.89	2.72	2.85	2.82
	標準偏差	(0.66)	(0.66)	(0.56)	(0.64)	(0.65)	(0.61)	(0.67)	(0.64)	(0.78)	(0.70)	(0.82)	(0.76)
外発的 方略	平均値	3.30	3.27	3.33	3.30	3.27	3.20	3.18	3.22	3.05	2.98	3.19	3.06
	標準偏差	(0.74)	(0.76)	(0.62)	(0.71)	(0.69)	(0.60)	(0.68)	(0.66)	(0.98)	(0.78)	(0.82)	(0.87)

の3得点について学校種間で比較した (Table 9)。その結果、すべての学習方略得点で有意な学校種間差がみられ、認知的方略 ($F(2, 943) = 12.78, p < .001$) と内発的方略 ($F(2, 943) = 5.18, p < .01$) では中学生と全日制高校生が定時制高校生よりも、外発的方略 ($F(2, 943) = 5.58, p < .01$) では中学生が定時制高校生よりも、有意に高い得点を示した。

好きな科目と嫌いな科目の選択理由に基づく群間比較 Table 4の一番好きな科目 (または一番嫌いな科目) の好きな理由 (または嫌いな理由) に関する2つの下位尺度得点 (科目関連理由と授業関連理由) のそれぞれについて、学校種別に平均値よりも高い群と低い群を組み合わせて4群を構成し、好き嫌い群別・学校種別に、3つの学習方略得点について2 (科目関連理由の高低) × 2 (授業関連理由の高低) の分散分析を行った。まず、一番好きな科目の選択理由を回答した4群のデータに基づく分散分析を行った (Table 10)。その結果、認知的方略得点では科目関連理由の高低の主効果が中学生 ($F(1, 264) = 18.84, p < .001$)、全日制高校生 ($F(1, 145) = 17.08, p < .001$)、定時制高校生 ($F(1, 55) = 14.73, p < .001$) で有意となり、いずれも科目関連理由高群が低群よりも有意に高かった。授業関連理由の高低の主効果は、全日制高校生 ($F(1, 145) = 7.36, p < .01$) で有意となり、授業関連理由高群が低群よりも有意に高かった。

内発的方略得点では科目関連理由の高低の主効果が中学生 ($F(1, 264) = 13.84, p < .001$)、全日制高校生 ($F(1, 145) = 17.93, p < .001$)、定時制高校生 ($F(1, 55) = 14.83, p < .001$) で有意となり、いずれも科目関連理由高群が低群よりも有意に高かった。授業関連理由の高低の主効果は、中学生 ($F(1, 264) = 5.01, p < .05$) で有意となり、授業関連理由高群が低群よりも有意に高かった。

外発的方略得点では科目関連理由の高低の主効果が全日制高校生 ($F(1, 145) = 4.02, p < .05$) で有意となり、科目関連理由高群が低群よりも有意に高かった。また、交互作用が全日制高校生 ($F(1, 145) = 4.67, p < .05$) で有意であった。下位分析の結果、授業関連理由高群では科目関連理由の高低

Table 10 一番好きな科目の選択理由に基づく4群の各平均値と標準偏差(SD)

		中学生		全日制高校生		定時制高校生	
		科目高群	科目低群	科目高群	科目低群	科目高群	科目低群
認知的方略	授業高群	3.96 (0.82)	3.43 (0.74)	4.13 (0.60)	3.60 (0.39)	3.58 (0.80)	2.36 (1.06)
	授業低群	3.74 (0.78)	3.16 (0.66)	3.78 (0.46)	3.28 (0.66)	3.59 (1.10)	2.56 (0.89)
内発的方略	授業高群	3.28 (0.60)	2.88 (0.67)	3.31 (0.61)	2.80 (0.47)	3.16 (0.59)	2.01 (0.62)
	授業低群	3.03 (0.55)	2.70 (0.61)	3.26 (0.60)	2.63 (0.70)	2.80 (0.60)	2.38 (0.74)
外発的方略	授業高群	3.41 (0.68)	3.19 (0.59)	3.24 (0.69)	3.26 (0.33)	3.30 (0.69)	2.69 (0.36)
	授業低群	3.13 (0.74)	3.02 (0.76)	3.43 (0.60)	2.83 (0.67)	2.91 (1.00)	2.53 (0.81)

注) 表中の科目高群と低群は科目関連理由得点の高群と低群を、授業高群と低群は授業関連理由得点の高群と低群を表す。中学生の科目高群・授業高群は165名、科目高群・授業低群は53名、科目低群・授業高群は24名、科目低群・授業低群は26名であった。全日制高校生の科目高群・授業高群は77名、科目高群・授業低群は43名、科目低群・授業高群は9名、科目低群・授業低群は20名であった。定時制高校生の科目高群・授業高群は34名、科目高群・授業低群は11名、科目低群・授業高群は5名、科目低群・授業低群は9名であった。

群間に差はなかったが、授業関連理由低群では科目関連理由高群が低群よりも有意に高かった。

次に、一番嫌いな科目の選択理由を回答した4群のデータに基づく分散分析を行った (Table 11)。その結果、認知的方略得点では科目関連理由の高低の主効果が中学生 ($F(1, 265) = 9.23, p < .01$) で有意となり、科目関連理由高群が低群よりも有意に高かった。しかし、内発的方略と外発的方略の2得点では、いずれの主効果も交互作用も有意でなかった。

考 察

本研究の第1目的では、自己効力感の低い者が嫌いな科目よりも好きな科目に対して自己調整学習方略を使用するとしても、自己効力感の高い者ではさらにその傾向が強くなると予想した。この予想を検証するために、好きな科目・嫌いな科目と自己効力感の高低を組み合わせて4群を構成し、自己調整学習方略の3得点について分散分析を行った (Table 8)。その結果、いずれの学校種や学習方略においても有意な交互作用は認められなかった。しかし、好きな科目群と嫌いな科目群の主効果はみられ、中学生と全日制高校生では好き科目群が嫌い科目群よりも認知的方略や内発的方略を有意に多く使用した。これらの結果は、科目内容に対する興味を中心とする内発的価値が中学1年生の理科や英語に対する認知的方略やメタ認知的方略の使用と正相関することを実証した Pintrich & De Groot (1990) の結果を支持するものである。また、自己効力感の主効果は中学生、全日制高校生、定時制高校生の認知的方略と内発的方略で有意となり、いずれも自己効力感高群が低群よりも認知的方略や内発的方略を有意に多く使用した。この結果は、自己効力感が高い生徒ほど自己調整学習方略を多く使用することを実証した伊藤・神藤 (2003a) や Zimmerman & Martinez-Pons (1990) の結果と一致するものである。以上のように、本研究では予想した交互作用は認められなかったけれども、自己効力感だけでなく、科目に対する興味も学業成績や学習活動にポジティブな影響をも

Table 11 一番嫌いな科目の選択理由に基づく4群の各平均値と標準偏差 (SD)

		中学生		全日制高校生		定時制高校生	
		科目高群	科目低群	科目高群	科目低群	科目高群	科目低群
認知的方略	授業高群	3.74 (0.79)	3.36 (0.77)	3.37 (0.74)	3.45 (0.83)	3.01 (1.31)	3.41 (0.72)
	授業低群	3.70 (0.84)	3.23 (0.83)	3.30 (0.46)	3.41 (0.83)	2.85 (1.06)	2.93 (1.29)
内発的方略	授業高群	3.00 (0.53)	2.97 (0.63)	3.14 (0.45)	2.83 (0.59)	2.56 (0.89)	3.24 (0.37)
	授業低群	3.11 (0.60)	2.85 (0.70)	2.81 (0.33)	2.88 (0.66)	2.62 (0.87)	2.63 (0.88)
外発的方略	授業高群	3.15 (0.71)	3.35 (0.65)	3.08 (0.74)	3.15 (0.64)	2.78 (0.87)	3.19 (0.66)
	授業低群	3.27 (0.54)	3.34 (0.80)	3.29 (0.53)	3.26 (0.65)	2.76 (1.04)	3.16 (1.06)

注) 表中の科目高群と低群は科目関連理由得点の高群と低群を、授業高群と低群は授業関連理由得点の高群と低群を表す。中学生の科目高群・授業高群は45名、科目高群・授業低群は12名、科目低群・授業高群は98名、科目低群・授業低群は114名であった。全日制高校生の科目高群・授業高群は20名、科目高群・授業低群は10名、科目低群・授業高群は58名、科目低群・授業低群は60名であった。定時制高校生の科目高群・授業高群は7名、科目高群・授業低群は7名、科目低群・授業高群は12名、科目低群・授業低群は27名であった。

たらず認知的方略や内発的方略の使用に関連することが明らかになった。これらの結果は、Zimmerman（1989）が指摘したように、自己調整学習方略の実行に対して自己効力感や科目に対する興味が重要な役割を果たすことを確認するものである。ただし、本研究の結果は自己効力感が低い者でも科目に対する興味を高めれば、自己調整学習方略の使用が促進される可能性を示しており、学業に対する自己効力感を低下させている児童・生徒に対する介入指導の方向性を探る糸口を提供するものといえる。学校教育の中で科目に対する興味がどのように発達するのか、好きな科目と嫌いな科目が自己調整学習の循環的プロセスの中で、いつどのようにして区別されていくのかを解明することが、自己調整学習の効果を高める上でも必要な今後の検討課題といえよう。

本研究の第2目的は、中学生だけでなく、全日制高校生や定時制高校生を対象に加えて、認知的方略、内発的方略、外発的方略の発達のな変化を検討することであった。そこで認知的方略、内発的方略、外発的方略の3得点について、中学校や高校における学年差あるいは中学校と高校間の学校種間差を検討した（Table 9）。その結果、学年差では中学1年生が2年生や3年生よりも認知的方略や内発的方略を有意に多く使用することが見出された。これは通常の発達傾向と逆方向の傾向を示していること、高校生では学年差がないことを考慮すると、本研究で扱ったような自己調整学習方略については顕著な学年差はみられないと結論される。また、学校種間差では、3つの方略すべてにおいて中学生が定時制高校生よりも有意に多く使用していたが、中学生と全日制高校生の間には有意差が見られなかった。これも中学生と全日制高校生との間に有意差がないことから、認知的方略や内発的方略の使用において顕著な発達差はみられないといえる。本研究の認知的方略や内発的方略の項目は、学業成績の向上を促進する直接的な学習方略に限定されているように思われる。もっとメタ認知的な学習方略に関する項目を使用すれば、中学生と高校生の間にも発達差がみられる可能性が高い。今後は多様な自己調整学習方略を使用するとともに、小学生や大学生も含めて幅広い発達の変化を検討する研究が必要である。

探索的に検討した好き科目と嫌い科目の選択理由による比較（Table 10と11）では、科目関連理由を好き科目の理由とする者ほど認知的方略や内発的方略を有意に多く使用したが、授業関連理由はほとんどこれらの学習方略と関連しなかった。これらの結果の解釈にあたっては、学習に対する動機づけと学習方略との関連を検討した堀野・市川（1997）の研究が参考になると思われる。堀野・市川（1997）は、高校生を対象に、「学習自体が面白い」、「頭をきたえるため」、「将来の仕事や生活に活かす」の3領域から構成される内容関与的動機が英語学習に使用する体制化方略、イメージ化方略、反復方略の3種類の学習方略と有意な正の関連を示すことを見出している。堀野・市川（1997）の内容関与的動機の項目内容と本研究の科目関連理由（Table 4）を見比べると、本研究の科目関連理由の項目1「興味がある・面白い」と項目5「将来に役に立つと思う」は、堀野・市川（1997）の内容関与的動機の「学習自体が面白い」と「将来の仕事や生活に活かす」にそれぞれ対応している。他方、本研究で使用した認知的方略や内発的方略の項目も、堀野・市川（1997）の項目と類似する項目が含まれている。例えば、堀野・市川（1997）の体制化方略には「同一場面で使える関連性のある単語をまとめて覚える」という項目が含まれているが、これは本研究の認知的方略の項目10「理解できるように、それぞれ習ったことの要点をまとめた」と同様の体制化方略であるといえる。こ

のような項目間の類似性を考慮すると、本研究の科目関連理由は科目の内容等に関する興味や内発的動機から成っていたために、堀野・市川（1997）の結果と類似の結果がみられたものと考えられる。

最後に、本研究の問題点と今後の課題を指摘する。まず、本研究では対象者の抽出に問題があった可能性がある。本研究の中学生は私立学校に通っていたのに対して、高校生はいずれも公立学校に通っていた。また、本研究で対象にした高校生は、本研究の中学生のほとんどが卒業後に通う高校に通っている生徒ではない。つまり、本研究の対象者は中学生と高校生の発達傾向を検討するには、年齢集団間の等質性が保たれていなかった可能性がある。したがって、今後自己調整学習方略の使用について発達的に検討する場合には、発達段階だけでなく、地域や学校の特色等を含めて対象者集団を慎重に選定する必要がある。また、本研究では全日制高校と定時制高校に通う高校生の調査データを比較したが、今後は全日制高校生の中で工業高校や商業高校等の専門高校生を対象を含めて、同じ高校生でも進路や学習目標等に相違がある高校生間の比較を行うことも、教育課程と自己調整学習の関連を明らかにする有意義な研究ではないかと思われる。

次に、自己調整学習に関する今後の研究では測定方法について整理する必要があると指摘できる。本研究では特定の科目を選択させ、選択した科目に対する自己調整学習方略と学業に対する自己効力感を測定した。それに対して、先行研究では科目を限定せずに自己効力感や自己調整学習方略を一般的に測定する方法（例えば、伊藤・神藤, 2003a）、あるいは特定の科目を指定（例えば、Pintrich & De Groot, 1990）など測定方法が多様である。さらに、自己調整学習方略の種類や内容も研究間で異なることが多い（伊藤, 2009）。いずれの方法を使用した場合でも Zimmerman のモデルを実証できると考えられるが、科目や自己調整学習方略の種類によっては結果が変動する可能性もあり、その結果としてモデルに含まれる変数間の関連に相違が生じることも十分に考えられる。多くの科目に共通する要因、あるいは特定の科目だけに強く関連する要因等を明らかにし、自己調整学習の循環的プロセスについて包括的な検討を進めていくためには、測定内容等をできるだけ整理し、一貫した自己調整学習方略の尺度を使用する必要があるだろう。

引用文献

- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs NJ: Prentice Hall.
- 中央教育審議会 (2008). 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について (答申) (平成 20 年 1 月 17 日)
- 速水敏彦 (1998). 自己形成の心理: 自律的動機づけ 金子書房
- 堀野 緑・市川伸一 (1997). 高校生の英語学習における学習動機と学習方略 教育心理学研究, **45**, 140-147.
- 伊藤崇達 (1996). 学業達成場面における自己効力感, 原因帰属, 学習方略の関係 教育心理学研究, **44**, 340-349.

- 伊藤崇達 (2009). 自己調整学習の成立過程: 学習方略と動機づけの役割 北大路書房
- 伊藤崇達・神藤貴昭 (2003a). 自己効力感, 不安, 自己調整学習方略, 学習の持続性に関する因果モデルの検証: 認知的側面と動機づけ的側面の自己調整学習方略に着目して 日本教育工学雑誌, **27**, 377-385.
- 伊藤崇達・神藤貴昭 (2003b). 中学生用自己動機づけ方略尺度の作成 心理学研究, **74**, 209-217.
- 松沼光泰 (2004). テスト不安, 自己効力感, 自己調整学習及びテストパフォーマンスの関連性: 小学校4年生と算数のテストを対象として 教育心理学研究, **52**, 426-436.
- 中西良文 (2004). 成功/失敗の方略帰属が自己効力感に与える影響 教育心理学研究, **52**, 127-138.
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, **82**, 33-40.
- Schunk, D. H., & Zimmerman, B. J. (2008). *Motivation and self-regulated learning: Theory, research, and applications*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. (シヤンク D. H. & ジマーマン B. J. 塚野洲一 (編訳) (2009). 自己調整学習と動機づけ 北大路書房)
- 高階玲治 (2008). 「新学習指導要領」実践の手引き・1 ポイント解説 中教審「学習指導要領の改善」答申 教育開発研究所
- Zimmerman, B. J. (1989). A social cognitive view of self-regulated academic learning. *Journal of Educational Psychology*, **81**, 329-339.
- Zimmerman, B. J. (2000a). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich, & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation*. New York: Academic Press. pp.13-39.
- Zimmerman, B. J. (2000b). Self-efficacy: An essential motive to learn. *Contemporary Educational Psychology*, **25**, 82-91.
- Zimmerman, B. J., & Martinez-Pons, M. (1990). Student differences in self-regulated learning: Relating grade, sex, and giftedness to self-efficacy and strategy use. *Journal of Educational Psychology*, **82**, 51-59.
- Zimmerman, B. J., & Schunk, D. H. (2001). *Self-regulated learning and academic achievement*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. (ジマーマン B. J. & シヤンク D. H. 塚野洲一 (編訳) (2006). 自己調整学習の理論 北大路書房)