人間文化創成科学論叢　第14巻　2011年

授業への好意度と高校生の学力との関連

―知的好奇心と自主学習量を媒介として―

吉武　尚美*・玉谷　直子**・村野　光則**・冨士原紀絵***・菅原ますみ***

Investigating the Relationship between Preferences for Teaching and Academic Performance in High School Students:

The Mediating Role of Curiosity and Study Efforts

YOSHITAKE Naomi, TAMATANI Naoko, MURANO Mitsunori, FUJIWARA Kie, SUGAWARA Masumi

abstract

The present study examined whether students' curiosity and study efforts (i.e., quantity and frequency of study outside class) can mediate the relationship between preferences for teaching and academic performance among those attending Ochanomizu University Senior High School. Various measures assessing the students' levels of study efforts and attitudes were adopted from the nationwide survey, and in an attempt to reliably measure students' academic performance, both subjective (i.e., perceived level of understanding and scholastic rank) and objective (i.e., scores of a nationwide standardized examination) indicators were used. The structural equation modeling analyses using a pooled dataset (N＝484; all females) from cohorts between the years of 2003 and 2008 validated the hypothesis in which more favorable evaluation toward teaching is associated with a higher level of curiosity, which in turn leads to more study efforts that consequently results in better academic performance. The model was verified even after controlling for students' year at school and cohort effects. Results are discussed to call for the necessity for effective and quality teaching to satisfy students' desires to learn.

Keywords: preferences for teaching, curiosity, study effort, academic performance, high school students

問　　題

生徒の学力を向上させるために必要な要因として、学習環境に関する様々な研究が行われ、これまでに、物理的な教室環境をはじめ（Woolner, 2011)、教授法（i.e., 授業形態や評価法）（Sadler-Smith & Riding, 1999)、ITメディア（Gros, 2007)、ウェブベースの授業（Okolo, Englert, Bouck, Heutsche, & Wang, 2011）などに焦点を当てた検討がなされている。中でも、講義形式や実習など、どのような形態で授業が提供されるかは学習環境における重要な要素であり（Evans & Waring, 2006)、生徒が１日の大半を過ごす学校での質の高い効果的な学習機会の提供は、学力向上のための大きな要因である。実際、先生の教え方に満足している生徒は授業へ

キーワード：授業好意度、好奇心、自主学習、学力、高校生

＊平成20年度生　人間発達科学専攻、＊＊お茶の水女子大学附属高校、＊＊＊お茶の水女子大学大学院

の取り組み意欲が高く（蒲生, 2000)、「受験に関わる教科の授業」(83.6%）のほか、「自分の興味のある教科の授業」(97.2%）や「熱心な先生の授業」(81.1%）に生徒は熱心に取り組むことが報告されている（小原, 2002)。

ところが、生徒の好奇心や学習意欲に関連する学習環境として、教師の側から見た望ましい教授法の検討はあっても（例えばFryer & Collings, 1991)、生徒から見た好ましい授業形態に着目した研究は少ない。Zhang (2008）によると、男子高校生が好む授業形態（i.e., 創造性を刺激する授業や協同作業を伴う授業）は成績にプラスの効果があり、これらの授業形態への好意度の高さは大学生でも同様の結果が得られている（Zhang, 2006; Zhang, Huang, & Shang, 2005)。また、学習環境（i.e., 教授法、習得目標、課題負荷、成績評価法）における評価が、大学生の学習方略を介して成績に間接的に関連することが認められている（Diseth, Pallesen, Brunborg, & Larsen, 2009)。限られた知見ではあるが、こうした結果からは授業が生徒の好む形態で提供されると成績にはプラスの効果があり、なおかつ好ましい授業が提供されることは成績向上に直接的につながるのではなく、生徒の行動や認知が介在することが示唆される。

生徒が肯定的に評価する授業と成績を媒介するプロセスにおいて、好奇心の役割に注目する。世の中の様々な事象や考え方に興味や関心を持つことは、学習行動を促進し、学業成績の高さと関連することが示されている（Lent, Brown, & Hackett, 1994)。また、学業的な挑戦を重視し、そうした機会を提供する学習環境は、とくに好奇心の高い高校生において学業成績の高さと関連することが報告されている（Kashdan & Yuen, 2007)。そして、生徒の自律的学習の欲求を満たす学校環境は、生徒の動機づけを介して興味や関心を高め、最終的に学業達成に影響することが知られている（Skinner, Wellborn, & Connell, 1990)。したがって、生徒の好奇心を刺激し、自律的学習の意欲を高めるような学習環境は生徒の動機づけや学習行動を介して成績に影響すると考えられる。三木・山内 (2005) は、競争や成績を重視するのではなく、努力や自分なりの進歩に価値を置く指導法は、直接的に、および自らの能力の発達と向上を目指そうとする熟達目標を介して間接的に、内容を深く理解し、知識を増やそうという学習方略に関連し、最終的にこの意欲的な学習方略が児童による成績の自己認知にプラスの効果をもたらすことを示した。この研究は内発的動機付けに注目しており、好奇心とは類似するが別の概念であるものの、授業が生徒の成績に直接的な影響を及ぼす代わりに、生徒の動機付けや学習行動に媒介されて成績に影響を及ぼすというプロセスを支持する知見として重要な示唆を与えている。

ところで、ポジティブな気分が運動能力や健康、ならびに友人関係やサポート、知識や心の理論といった認知能力、さらにはレジリエンス、楽観性、創造性などの心理特性を含む、様々なリソースの構築に資することが示されている（Fredrickson & Branigan, 2005)。ポジティブな気分の時、人は思考が柔軟になり、創造的な問題解決が可能となり、ネガティブな気分の時より多くのことを学習する（Fredrickson, 2009)。楽しさや面白さなど、感情的にポジティブな状態で生徒が授業に取り組めば、知的好奇心や創造性が刺激され、新たな視点の獲得や既存の知識の統合や深化が進み、知的能力の向上が期待できよう。

以上のことから、楽しい、好きだと感じる授業は生徒の好奇心を刺激し、それが自主的な学習行動を介して高い学業達成が期待されると考えられる。しかしながら、学業達成に関する要因の検討において、生徒による授業への好意的な評価をスタートとして、生徒の知的好奇心と実際の自主的な学習量を媒介させたプロセスの検討は我が国の高校生で検証されていない。そこで本研究では、学校での授業に対する生徒の肯定的な評価（以下、授業への好意度）と学業成績の関連について、両者を生徒の知的好奇心と自主的な家庭学習（以下、自主学習量）が媒介するプロセスの検証を行う。先行研究から、肯定的感情が生起する授業は新たな興味の自発的発見へつながる機会を生み、そのことにより自主学習が促進され、結果として学業成績の高さにつながると考えられる。

方　法

1．調査対象者と手続き

「学習に対する意識・実態に関する調査」は、2005年度に開始されたお茶の水女子大学と附属高校の高大連携教育プログラム（人間発達教育研究センターこども発達教育研究部門）の基礎調査として、附属高等学校全生徒に毎年度末に実施されている。Benesse教育研究開発センター（2006）による全国調査を土台とし、生徒自身の学習行動や意識を尋ねる様々な項目で構成されている。本研究では2008年度調査までの４年度分のデータを分析

対象とした。データベースには生徒の毎年の回答が蓄積されているため各入学年度で１回の調査データを無作為に抽出して分析サンプルを構成した。その結果、484名のデータを得た（１年生226名、２年生198名、３年生60名）。性別は全員女性である。

２．調査内容

⑴　授業への好意度　講義形式や実習形式など様々な形態の授業の中で、どのような授業がどの程度好きかを問う12項目から成る質問の回答を用いた。回答方法は「１（とてもすき）」から「５（やっていない）」）の５件法であったが、値が大きい方が好意度が高い方が直感的に分かりやすいため、回答について逆転項目の処理を行った（「やっていない」の回答は欠損値として扱った）。その後全項目に対して主因子法、プロマックス回転による因子分析を行った結果、自律性重視型授業（５項目）、学外学習型授業（２項目）、座学型授業（５項目）という３因子が抽出された。項目内容を表１に示す。信頼性係数は自律性重視型が.87、学外学習型が.84、座学型は.69であり、ほぼ満足のいく値が得られたため、各因子を構成する項目の得点を合計し、授業への好意度に関する３つの下位尺度得点を作成した。

⑵　知的好奇心　知的好奇心の測定には、学校外での自主的な知的体験の頻度を問う質問（８項目）と、主な学問分野（人文・数学・生物・英語）への興味・関心の程度を尋ねる質問（10項目）の回答を用いた。回答は「１（よくある）」から「４（全然ない）」）であり、大きい値の方が興味の程度が高くなるよう逆転項目の処理を行った後、全18項目で因子分析を行った（主因子法、プロマックス回転）。その結果、５つの因子が抽出され、第１因子は読書（α＝.70）、第２因子は社会への関心（α＝.82）、第３因子は英語（α＝.87）、第４因子は生物（α＝.75）、そして第５因子は数学（α＝.88）であった（表２）。

⑶　自主学習　学校以外での平日および休日の学習時間の回答「１（ほとんどしない）」から「９（3.5時間以上）」と、家庭学習頻度（塾や予備校、家庭教師との学習は除く）「１（ほとんど毎日）」から「５（ほとんど勉強しない）」に関する回答を用いた。後者については値が高いほど勉強頻度が高くなるように逆転項目の処理を行った。

表１　授業への好意度の因子分析結果（主因子法、プロマックス解）

	Ⅰ 自律性重視授業	Ⅱ 学外学習授業	Ⅲ 座学授業
話し合いを中心とする授業	.91	-.05	-.15
グループで何かを考えたり調べたりする授業	.80	-.09	.09
考えたり調べたことを工夫して発表する授業	.70	.13	.03
自分たちでテーマや調べ方を決めて進める授業	.62	.15	.06
個人で何かを考えたり調べたりする授業	.44	-.03	.31
学校外のいろいろな場所で行う授業や調査	-.08	.94	.02
いろいろな人に聞きに行く授業や調査	.25	.77	-.17
パソコンを使う授業	-.14	.21	.53
実験・観察・実習を行う授業	.12	-.01	.50
先生が黒板を使いながら教えてくれる授業	-.02	-.10	.49
視聴覚教材を使う授業	.08	.14	.45
ドリルやプリントを使う授業	.02	-.15	.36
固有値	4.42	.84	.54
寄与率（%）	36.87	7.07	4.47
寄与率合計（%）			48.40
因子間相関　Ⅱ	.66		
Ⅲ	.58	.41	

⑷ **学力**　生徒の学力の高さを知るために、主観的指標として国語、数学、英語という３教科の理解度と成績の自己評価を用い、全国統一模擬試験の英数国総合偏差値を客観的指標として使用した。理解度は、「１（90％以上）」から「５（10％以下）」で回答し、成績評価の回答は「１（学年で上の方）」から「７（学年で下の方）」）であったが、どちらも高い数値の方が理解度や成績が良いことを意味するように変換した。３科目を合わせたα係数は、理解度が.49[1]、成績評価は.68であり、それぞれを合計した値を分析に使用した。

結　　果

１．変数の記述統計量と変数間相関

本研究で使用した変数について、学年別の平均値、標準偏差、学年による平均値差の検定結果を表３に示す。授業への好意度に関する変数ではいずれも学年の主効果が有意であり、とくに２年生が１年生や３年生と比べて授業への好意度が全般的に低いことが示された。一方、知的好奇心を構成する５つの変数には学年による差は認められなかった。自主学習量は、学年が上になるにつれて頻度、時間とも有意に増えることが確認された。学力に関する変数では、１年生より３年生の方が自分の成績をより肯定的に評価する傾向が示され、模試偏差値は１年生が最も高く、とくに２年生との間で有意差が見られた。

２．仮説モデルの検証

授業への好意度が知的好奇心と関連し、かつ知的好奇心の高さが自主学習量に関連し、最終的に学力の高さと

表２　知的好奇心の因子分析結果（主因子法、プロマックス解）

	Ⅰ 読書	Ⅱ 社会	Ⅲ 英語	Ⅳ 生物	Ⅴ 数学
文学作品や小説・物語を読む	.72	-.03	-.03	.00	-.05
図書館・図書室に行く	.65	-.07	.05	-.05	.04
本屋に行く	.64	-.04	.06	-.06	.07
本や教科書の登場人物の気持ちや内容に興味がわく	.41	.18	.10	.03	.02
新聞（テレビ・娯楽欄を除く）を読む	.36	.06	.02	-.05	.08
美術館や博物館に行く	.36	.01	-.05	.26	-.09
日記をつける	.21	-.07	.10	.10	.03
社会のしくみや歴史を調べたり考えるのが好きだ	-.06	.95	-.02	-.02	-.02
社会のしくみや歴史を「面白い」「ふしぎ」と感じる	-.01	.78	.05	.03	.02
歴史に関する本を読む	.38	.40	-.13	-.02	-.07
英語を使って外国の人と話したい	.04	-.05	.93	-.00	-.06
英語を使って手紙や日記など文章を書いてみたい	.03	.03	.81	.00	.00
自分や相手の気持ち・考えをうまく表現できたらと思う	.12	.17	.24	.06	.06
生き物や自然のことを調べ考えるのが好きだ	-.14	.01	.03	.88	.05
生き物や自然を「すばらしい」「ふしぎ」と感じる	-.06	.08	.10	.66	.05
自然や動物・植物の本を読む	.24	-.10	-.14	.61	-.08
数学の考え方や解き方を「すばらしい」「面白い」と感じる	.05	-.01	-.06	.03	.95
数学の問題の解き方を考えたり工夫するのが好き	.02	.00	.01	-.01	.83
固有値	3.63	1.96	1.53	.97	.82
寄与率（％）	20.18	10.90	8.50	5.38	4.54
寄与率合計（％）					49.49
因子間相関　Ⅱ	.50				
Ⅲ	.13	.25			
Ⅳ	.35	.24	.11		
Ⅴ	-.07	.01	.20	.28	

して結実する、という仮説モデルの検証を行った。分析のためのモデルを構成する際には、それぞれの変数を潜在変数として構成し、多くの変数で高次の概念を構成することにより、簡便なモデルの生成を試みた。すなわち、授業好意度は座学型授業、学外学習型授業、自律性重視型授業に対する好意度という３つの得点で構成した。知的好奇心は、読書をはじめ、英語、社会、数学、生物への関心の程度で表し、自主学習は平日と休日の学習時間、週あたり学習頻度で構成した。学力は英数国の理解度と成績の自己評価、模試偏差値で表した。モデル検証の手順は、まず仮説に従いこれら４つの潜在変数の関連を描いたベースモデルの適合を検証し、次に入学年度と学年を統制変数としてすべての潜在変数にその影響を追加したモデル（統制モデル）を検討した。

ベースモデルの適合指標は許容できる範囲内にあり（$\chi^2(72)=278.97$, $p=.00$, GFI＝.92, AGFI＝.89, CFI＝.90, RMSEA ＝.08）、統制モデルの適合度もほとんど変化がなかった（$\chi^2(92)=359.46$, $p=.00$, GFI＝.91, AGFI＝.87, CFI＝.90, RMSEA ＝.08）。よって、統制モデルを最終的なモデルとした（図1）。授業好意度から知的好奇心へのパスの標準化係数は.74と極めて高い値が得られ、知的好奇心から自主学習の関連性は弱いものの、統計的に有意である（$\beta=.18$, $p<.01$）。そして最終的なアウトカムである学力に自主学習から引いたパスは中程度の関連性を示した（$\beta=.35$, $p<.01$）。ところで、授業好意度が好奇心に影響するという因果関係とは逆の、知的好奇心が授業好意度を規定するという因果関係も考えられる。そこでこの対立モデル（i.e., 好奇心→授業好意度→自主学習→成績）を検討した結果、適合度は仮説モデルとあまり違いがないものの（統制変数つきの対立モデル：$\chi^2(92)=367.30$, $p=.00$, GFI＝.91, AGFI＝.87, CFI＝.89, RMSEA ＝.08）、授業好意度から自主学習へのパスは有意ではなかった（$\beta=.08$, *n.s.*）。よって、好奇心の高さが授業好意度に影響するというより、授業好意度が好奇心に関連し、好奇心が自主学習量に影響するというプロセスの方がデータの関係性をよく説明していると判断され、仮説モデルの妥当性が確かめられた。

表３　各変数の学年別の記述統計量と分散分析結果

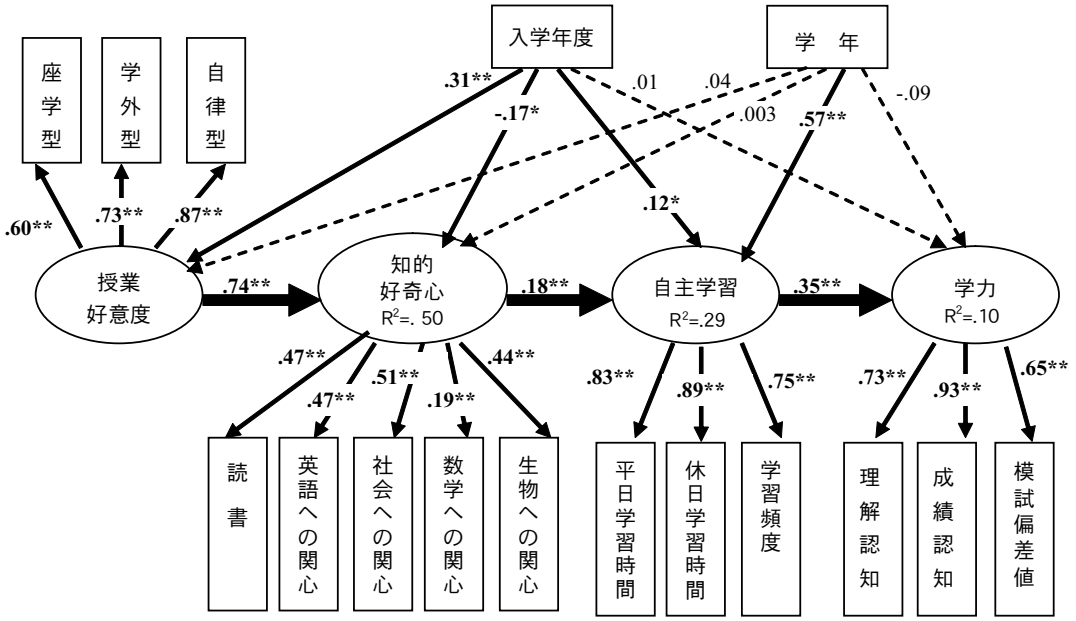
	レンジ	１年生 [212]	２年生 [181]	３年生 [59]	学年の主効果 *F*値
授業への好意度					
座学型授業	10－25	19.62(2.35)	18.44(2.65)	19.36(2.26)	11.65**；１＝３＞２
学外学習型授業	２－10	7.38(1.90)	6.69(2.08)	7.10(1.53)	6.45**；１＞２
自律性重視授業	10－25	18.61(3.30)	16.80(4.01)	18.02(3.40)	12.40**；１＝３＞２
好奇心					
読書	４－16	13.01(2.37)	12.76(2.68)	12.58(2.36)	0.90
英語への関心	２－８	6.54(1.70)	6.62(1.53)	6.47(1.58)	0.22
社会への関心	２－８	6.31(1.63)	6.21(1.55)	6.42(1.30)	0.46
数学への関心	２－８	5.26(1.88)	5.08(1.83)	5.71(1.52)	2.67
生物への関心	２－８	5.86(1.53)	5.89(1.69)	6.12(1.43)	0.64
自主学習					
平日学習時間	１－９	4.21(2.07)	5.51(2.14)	7.83(1.98)	72.53**；１＜２＜３
休日学習時間	１－９	4.98(2.43)	6.30(2.40)	8.29(1.74)	49.74**；１＜２＜３
学習頻度	１－５	3.19(1.34)	3.64(1.16)	4.58(1.07)	29.43**；１＜２＜３
学力					
英数国理解度	３－15	10.73(1.83)	10.43(2.26)	11.08(1.96)	2.61
英数国成績認知	３－20	10.51(3.96)	10.80(3.72)	12.00(3.98)	3.41*；１＜３
模試偏差値	38.40－83.70	65.49(8.27)	61.87(9.69)	62.65(9.11)	8.36**；１＞２

[ ] 内は人数を表す。セル内の上段の数値は平均値、カッコ内は標準偏差を表す。** $p<.01$, * $p<.05$.
多重比較（Bonferroni法）により、学年間で見られた有意差は＞、有意差がない場合は＝で表した。

考　　察

本研究は、お茶の水女子大学附属高校で実施される「学習に対する意識・実態に関する調査」により蓄積されたデータを活用し、授業に対して生徒が抱く好意の度合いが知的関心や学習行動とどう関連し、学力に結び付くのか検討を行った。仮説モデルの検証の結果、授業への好意度が生徒の知的好奇心の高さと関連し、知的好奇心の高さは自主学習量の多さに関連し、そのことが学力の高さに結実するという関係性が生徒の入学年度および学年にかかわらず成り立つことが示された。仮説モデルと対立するモデルの検証を行った結果、後者のモデルでは好奇心の高さが確かに授業好意度に影響するものの、授業好意度から自主学習へのパスが有意ではなかった。授業が楽しい、好きだと思うだけでは自主的な学びへの効果は得られず、授業好意度と自主的な学習を結び付けるには知的好奇心の媒介が必要であることが示唆された。このことは、授業を聞いて単に“おもしろかった、楽しかった”で終わるのではなく、自発的に調べることで授業での学びを発展させたり、世の中の事象と関連付けたりするような知識獲得への積極的意欲がなければ、具体的な学習行動につながらないことを意味する。すなわち、高校生の学力向上には生徒の自主学習が重要であり、自主学習は知的好奇心と関連があることから、授業を通して知的好奇心を刺激し、学問分野への具体的な関心を高めることが自主学習や学力の高さにつながることが示唆される。

知的好奇心は新しい情報や知識を獲得し、未知の体験へ踏み出す原動力となり（Litman & Spielberger, 2003）、学力と同様、生涯にわたり成長を続けるための重要な知的資源となる（Jensen, 2007; Deci, 1992）。知的関心を維持し、新しいことに興味を持つという能力は、企業において課題への対処の優秀さと関連し（McCombs, 1991）、健康で生産的な老いを実現する（Krapp & Lewalter, 2001; Snowdon, 2001）。さらに、学ぶ過程で得られる知的発見や楽しさはストレスを軽減させることが知られ（Sansone, Wiebe, & Morgan, 1999）、自らの知的欲求から学習課題に取り組む大学生は、失敗したり悪い成績を取ったりしないために学ぶ者よりも精神的健康状態が良好であるという報告もなされている（Elliot & McGregor, 2001）。よって、生徒が好ましいと考える授業の提供を通して知的好奇心を育成することが、高校生の学業成績の向上に効果があるだけでなく、人生における豊かな知的生活を支え、社会的成功を助けることにつながるであろう。



統計的に有意なパスは実線、有意でなかったパスは点線で示した。
N＝452, **p＜.01, *p＜.05, $\chi^2(92)$＝359 .46, p＝.00, GFI＝.91, AGFI＝.87, CFI＝.90, RMSEA＝.08

図１　授業、好奇心、自主学習と学力の関連

統制変数として投入した学年と入学年度の検討は本研究の目的ではないが、特筆すべき点を挙げる。入学年度が最近になるにつれて授業への好意度が高く、自主学習量が多い反面、知的好奇心はやや低いことが示された。最近の生徒は肯定的な態度で授業を受け、自主学習も良くするまじめな傾向がうかがわれる一方で、知的好奇心は下降傾向にある。授業好意度と自主学習を媒介する好奇心が低下する傾向にあるとすれば、授業と生徒の学びを結びつけ、最終的に成績向上に結実するプロセスが成り立たなくなる恐れがある。知的好奇心向上を目的とした新たな授業方法の模索が求められる。また、学年による特徴として、２年生への特別な配慮が必要である。２年生は１年生や３年生と比べて授業好意度が低く、１年生より学習量は多いが全国模試の偏差値は低い。すでに高校の環境に慣れ、大学受験に関して３年生ほどの時間的な切迫感はないが、漠然とした不安や焦りが大きくなっているであろう。効果的な自主学習についてのアドバイスや進路指導による不安の軽減などの介入が求められる。

本研究の課題としてはまず、１時点の横断的データの分析であるため、変数間の関連性は確認されても、その因果関係については明らかにできない。仮説モデルの検証において、授業への好意度が知的好奇心を高め、自主学習を増やすという関係性が、対立モデルよりも妥当であることは示唆されたが、１時点のデータの分析では真の因果関係は判断できない。今後はサンプル数を増やして経年データを分析することにより因果関係を明らかにし、学習指導への有効な情報を提供していかなければならない。２つめの課題として、本研究の結果の一般化可能性の問題がある。分析結果は１校のみのデータによるものであるため、広範なデータの蓄積により本知見が一般化出来るか検証する必要がある。

今後の研究の方向性としては、自主学習や学力に関連する要因をさらに検討を進める必要がある。自主学習の説明率が３割弱、学力は１割にとどまり、今回の分析に用いた変数のみでは学習行動や学力における個人差を十分に説明できていない。まず１つに学習塾や予備校の利用がある。全国調査によると、通塾・通予備校率は1990年の12.7％から一貫して増加し、2006年調査では25.3％と、４人に１人が塾や予備校に通い、その頻度は「２日」が38.8％と最も多かった（Benesse教育研究開発センター, 2006）。確かに塾や予備校に通えばそれだけ自主学習の機会は増えるであろう。しかしその目的によっては学力との関連性は異なると考えられる。「学校の授業が分かるようになるための補習塾」に通う生徒は学力が相対的に低いであろうし、「大学や短期大学を受験するための進学塾」を利用する生徒の学力はもとから高いであろう。さらには通塾・通予備校の頻度が学校での授業態度や知的好奇心に影響を及ぼしている可能性もある。自主学習や学力に関連する要因としてはまた生徒の進路意識が挙げられる。高校時代は自分が就きたい職業について考えを巡らせ、さらに上の教育機関への進学、あるいは就職へと具体的な進路を定める時期である。将来の目標に応じて日々の学習行動が方向づけられ、より高度な教育機関への進学を望む者ほど授業態度も積極的で、自主学習量も多いと考えられる。一方で、進みたい道がはっきりと定まらないことが学習意欲の低下や学力不振を招くことが危惧される。３つ目の要因に家族関係がある。親やきょうだいとの親密さ、父親や母親が子どもの勉強や生活全般に関与する程度、ならびに進路や学歴への期待などが、高校生の学習行動や好奇心に影響を与えており、学習塾や予備校通いも親の期待や教育観が反映されているであろう。高校生本人のパーソナリティや認知的特性に限らず、彼らを取り巻く環境を包括的に捉え、学習行動や好奇心に直接的、間接的に影響を与える要因を検討することが今後の重要な研究課題である。

保健医療や福祉の分野でQOLという言葉が頻繁に使われるようになって久しい。最近は労働の場でもただ経済的理由のためだけに働くことから、労働自体に意味を見いだすような仕事の質が問われ始めた。また、経済的な豊かさとともに、環境的、文化的な豊かさが問題になってきている。真の学びを追求する学校現場でも、知識の量を増やすことだけでは充足できない、そのプロセス自体に豊かさが見いだされるような学びが求められている（足立, 2005）。本研究は授業への好意度が知的好奇心を通して学力の高さと関連することを実証的に示すことで、真に豊かな学びについて問い直す契機を提供できたと考える。

文　献

足立登志也.(2005). 学校における子どものウェルビーイング. 畠中宗一（編）*現代のエスプリNo.453 子どものウェルビーイング*（pp.101-109). 至文堂.

Benesse教育研究開発センター. (2006). *第４回学習基本調査報告書*.

Deci, E.L. (1992). On the nature and functions of motivation theories. *Psychological Science*, **3**, 167-171.

Diseth, A., Pallesen, S., Brunborg, G.S., & Larsen, S. (2009). Academic achievement among first semester undergraduate psychology students: The role of course experience, effort, motives and learning strategies. *Higher Education*, **59**, 335-352.

Elliot, A.J., & McGregor, H.A. (2001). A 2 x 2 achievement goal framework. *Journal of Personality and Social Psychology*, **80**, 501-519.

Evans, C., & Waring, M. (2006). Towards inclusive teacher education: Sensitizing individuals to how they learn. *Educational Psychology*, **26**, 499-518.

Fredrickson, B. L. (2009). *Positivity*. New York: Crown.

Fredrickson, B. L., & Branigan, C. (2005). Positive emotions broaden the scope of attention and thought-action repertoires. *Cognition and Emotion*, **19**, 313-332.

Fryer, M., & Collings, J.A. (1991). Teachers' views about creativity. *British Journal of Educational Psychology*, **61**, 207-219.

蒲生眞紗雄. (2000). 高校で“学ぶ”ということ. *モノグラフ・高校生 Vol.61 高校生が学校で身につけるもの―［特色のある学校］と対比させて―*（pp.24-36). ベネッセ未来教育センター.

Gros, B. (2007). Digital games in education: The design of games-based learning environments. *Journal of Research on Technology in Education*, **40**, 23-38.

Jensen, K. (2007). The desire to learn: An analysis of knowledge-seeking practices among professionals. *Oxford Review of Education*, **33**, 489-502.

Kashdan, T.B., & Yuen, M. (2007). Whether highly curious students thrive academically depends on perceptions about the school learning environment: A study of Hong Kong adolescents. *Motivation and Emotion*, **31**, 260-270.

Krapp, A. & Lewalter, D. (2001). Development of interests and interest-based motivational orientations: A longitudinal study in vocational school and work settings. In S. Volet & S. Jarvela (Eds.), *Motivation in Learning Contexts: Theoretical and Methodological Implications* (pp.201-232). London: Elsevier.

Lent, R.W., Brown, S.D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of Vocational Behavior*, **45**, 79-122.

Litman, J. A. & Spielberger, C. D. (2003). Measuring epistemic curiosity and its diversive and specific components. *Journal of Personality Assessment*, **80**, 75–86.

三木かおり・山内弘継. (2005). 教室の目標構造の知覚、個人の目標達成志向、学習方略の関連性. *心理学研究*, **76**, 260-268.

McCombs, B.L. (1991). Motivation and lifelong learning. *Educational Psychologist*, **26**, 117-127.

小原孝久. (2002). 授業中「まじめ」な高校生. *モノグラフ・高校生Vol.65 まじめさの構造－外見で判断しないでほしい－*（pp.12-21). ベネッセ未来教育センター.

Okolo, C.M., Englert, C.S., Bouck, E.C., Heutsche, A., & Wang, H. (2011). The virtual history museum: Leaning U.S. history in diverse eighth grade classrooms. *Remedial & Special Education*, **32**, 417-428.

Sadler-Smith, E., & Riding, R. (1999). Cognitive style and instructional preferences. *Instructional Science*, **27**, 355-371.

Sansone, C., Wiebe, D., & Morgan, C. (1999). Self-regulating interest: The moderating role of hardiness and conscientiousness. *Journal of Personality*, **67**, 701-733.

Skinner, E. A., Wellborn, J. G., & Connell, J. P. (1990). What it takes to do well in school and whether I've got it: The role of perceived control in children's engagement and school achievement. *Journal of Educational Psychology*, **82**, 22–32.

Snowdon, D. (2001). *Aging with Grace: What the Nun Study Teaches Us About Learning Longer, Healthier, and More Meaningful Lives*. New York: Bantam.

Woolner, P. (2011). Creating individualised optimal environments through participatory design. *Educational and Child Psychology*, **28**, 9-19.

Zhang, L.F. (2006). Preferred teaching styles and modes of thinking among university students in mainland China. *Thinking Styles and Creativity*, **1**, 95-107.

Zhang, L.F. (2008). Preferences for teaching styles matter in academic achievement: Scientific and practical implication. *Educational Psychology*, **28**, 615-625.

Zhang, L.F., Huang, J.F., & Zhang, L.L. (2005). Preferences in teaching styles among Hong Kong and U.S. university students. *Personality and Individual Differences*, **39**, 1319-1331.

註

1　英数国理解度認知のα係数は低い値であったが、成績自己認知や模試偏差値との相関が中程度であり（それぞれ.69, .63, $ps < .01$）、一定の内容的妥当性は得られていると判断されたため、このまま分析に用いることとした。