

<論文>

大学生の学習成果と自主学習時間*

—千葉経済大学を事例とした実証分析—

黒川 太
河原 礼修

要旨

学習成果における学生のエンゲージメントが果たす役割は非常に重要であるとの見解は共通認識となっている。日本においても学生のエンゲージメントをあらわす指標として、自主的な学習時間の確保が不可欠であるとの認識が広がっている。

ただし、日本における大学生を対象とした学生のエンゲージメントに関する研究においては、データ制約などの事情もあり学習成果として客観的指標を用いた分析は少ない。よって本稿では客観的学習成果指標を用いることを前提に、本学の学生データとアンケートデータを用いて成績素点と自主学習時間をはじめとする学生のエンゲージメント要因、学生個人の属性要因、教育環境要因との関係を分析した。

分析の結果、学生のエンゲージメントの1要素である自主学習時間は学習成果に対する影響は認められるが、その効果は比較的小さいものであった。一方、学生のエンゲージメントの他の要因である授業出席回数や授業に関する興味関心については、自主学習時間よりも学習成果に大きな影響を与えていることが確認された。

キーワード：学生のエンゲージメント，学習時間，学習成果，大学生

* 本稿の内容・見解は筆者によるものであり、所属機関の見解を示すものではない。また、本稿の執筆にあたり千葉経済大学の協力を得たことに謝意を表したい。ただし、本稿に有り得るべき誤りはすべて筆者に帰するものである。

1. はじめに

学生の能力向上は大学が目指すべきもっとも重要な目標の一つである。そしてそのために学生に対して大学が提供することができるサービスには様々なものがある。例えば、適切なカリキュラム構成や履修規模、高い教員比率の維持などはすべて学生の能力向上に寄与し、学生がより高い学習成果を達成することを期待して用意されるものである。

さらに大学側が直接提供せずとも学生の学習成果に大きく寄与すると考えられる要因も存在する。アメリカにおけるカレッジインパクトに関する研究成果をまとめたPascarella and Terenzini (2005) では、大学における学習成果（アウトカム）を規定する非常に重要な要素として学生個人の主体的関与（エンゲージメント）をあげている。大学側の提供する教育環境とともに、学生側のエンゲージメントが学習成果へ与える影響は非常に大きいということがコンセンサスとなっている。

そして学生のエンゲージメントを高める方策として日本の大学でも注力されているのが自主学習時間の増大である。カレッジインパクトに関する研究が多く展開されてきたアメリカでは1990年代から主張されており、世界的に実施されている学生エンゲージメント調査（National Survey of Student Engagement, NSSE）においても学生が学業に費やす時間や積極性は学習成果にとって重要な役割を果たすと位置づけられている。

日本で大学生の学習時間に関する問題意識が広く共有されたのは比較的最近といえる。2005年には中央教育審議会（以下、中教審）答申において、単位制度の趣旨に沿った十分な学習量の確保がうたわれた。2007年には東京大学の大学経営・政策研究センター（CRUMP）による日本版NSSEともいえる「第1回全国大学生調査」がおこなわれ、大学生の学習時間に関する実態が明らかになった。そして大学生の学習時間に関する問題意識が明確に示されたのが2012年の中教審答申であり、そこで大学教育の質的転換が主張され、自主的な学習時間の増加・確保が必要であるとの提言がなされた¹。

ただしその提言以降も大学生の学習時間不足に関して改善はみられていない。国立教育政策研究所（2016）やベネッセ（2018）、2018年の「第2回全国学生調査」など多くの報告書で、大学生の自主学習時間の低迷が懸念され続けている²。このような状況の中、学生の能力向上のために自主的に学習する機会の確保がより一層求められ続けている。千葉経済大学（以下、本学）でも社会人基礎力の根幹をなす専門知識の向上という見地から、より高い学習成果の達成の実現を目指して、学生の自主学習時間の実態把握とその向上に取り組んでいる。

このように様々な取り組みがなされているものの、直感的には明らかである自主学習時間と学習成果との関係性については、日本においては客観的な指標を用いた検証が十分になされているわけではない。またアメリカではすでに十分な客観的、主観的学習成果指標と学習時間との研究結果が報告されているが、日本においてもそのまま成立すると考えるには注意が必要である。アメリカと日本では大学システムそのものに大きな差異があり、単位制度をとっても時間制約に与える影響は異なり、学習時間の性質も違ったものになるはずである。自主的な学習時間のもつ影響力や学習成果との関係性も同一のものと考えすることは難しい。

さらに次節以降で詳しく説明するように、アウトカムである学習成果の指標自体もアメリカと日本では大きく異なっている。もちろんこれまでの日本の先行研究においても、授業外での学習時間と授業を通じた知識や技能の習熟度合には高い相関関係があることが確認されているが、これらは学生の成果指標として主観的なアンケート調査をもとにしたものが大半となっている。つまり、日本における客観的な成果指標を用いた研究の蓄積は十分とはいえず、学生エンゲージメントの1要素として重要と考えられている自主学習時間が客観的

¹ 中教審答申においては「学修」時間や「学修」成果などと表現されているが、本稿においては以下、「学習」として統一する。

² 大学生の学習時間不足に関する懸念はアメリカでも同様であり、Arum et al. (2011) ではアメリカの大学生の自主学習時間が年々低下傾向にあると指摘されている。

学習成果指標に対する影響を定量的に検証することも必要であると考えられる。そのため本稿では本学でも重視されている自主学習時間が学習成果に与える影響を調べるため、学生データと授業評価アンケートデータを用いて、客観的学習成果指標と自主学習時間の関係性について定量的な分析を試みることで、学習時間の重要性を再検討する。

本稿の構成は以下の通りである。まず次節では学習成果と学習時間に関する先行研究を概観する。そして3節では実証分析に用いるデータと変数の説明を行い、4節で学習時間の学習成果に対する影響について分析をする。最後の5節で考察とまとめをおこなう。

2. 先行研究と検討課題

大学教育のアウトカムとインプットの関係性を分析した代表的な研究として Astin (1993, 1999) がある。いわゆるカレッジインパクトに関する研究における基本モデルともいえるIEO (Input-Environment-Outcome) モデルである。IEOモデルでは、アウトプットである学習成果は学生の既得属性や熱意などのインプットと、大学機関が提供する環境要因(スループット)によって規定されると仮定されている。ここから多くの研究成果が生まれ、学生自身の関与と学生への関与が学習の成果へとつながる「エンゲージメント」という概念が広く認知されるようになった。

とくに Pascarella and Terenzini (2005) はAstinのIEOモデルをより精緻化し、単に大学が提供する教育資源量そのものがもつインパクトはそれほど強いものではなく、学生の学習へのエンゲージメントを促進させるような環境整備がより重要であることを示している。

エンゲージメントといってもその要素は多様であるが、そのなかでも学習時間は客観的なエンゲージメント指標として重要であるとされてきた。学習時間と学習成果に関する代表的な研究としては、Brint and Cantwell (2010) がある。彼らはカリフォルニア大学のサーベイ調査を用いて、学術的関心やGPAに対し

て学習時間は強い相関関係をもっていることを示している。また学習時間だけではなくその他の時間の使い方も分析対象としており、ボランティア活動などは高い学術的関心と相関があることや、学外労働はGPAと強い負の相関があることなど、時間の用途によって学習成果への影響が異なることを指摘している。またArum and Roksa (2011) では標準化テストスコアを客観的学習成果指標として授業外での学習時間を複数にわけてその影響を分析しており、授業外での一人で行う学習時間が長いほどテストスコアが高くなることを示している³。

一方、日本における大学生を対象とした先行研究では、学生に対するアンケートなどを通じた主観的な学習成果指標を用いたものが中心となっている。主観的評価指標を用いた分析が多いのは、アメリカとは異なり日本では大学生を対象とする標準化された学力テストが実施されておらず、学力データの利用が困難であることが主因としてあげられる⁴。

畑野・溝上(2013)は主体的な授業態度をあらゆる尺度を用いて、授業内学習時間、授業外学習時間、自主学習時間との相関関係を推計し、主体的な授業態度はすべての学習時間と有意な正の相関をもつことを確認している。とくに授業内学習時間よりも授業外学習時間の方で主体的な授業態度と強い相関があり、学生のエンゲージメントとして授業外での学習時間を用いることの妥当性を示している。

授業外学習時間を複数の種類にわけて分析したものとしては谷村(2010)がある。授業外学習時間が長いほど知識や技能の習得度合いが高くなるという結果は他の日本の先行研究でも導かれているが、谷村(2010)では学習時間として授業出席時間、授業関連の授業外学習時間、授業とは関係のない授業外学習

³ 単独ではなく他の学生と共にした場合の学習時間の増大は、逆に学習成果に対して負の相関関係を示すことも報告されている。

⁴ 小学校、中学校を対象とした場合には、文部科学省が2007年に調査を開始した「全国学力・学習状況調査」などの学力データが蓄積されてきている。よって大学生を対象とした研究とは異なり、これらの学力データのテストスコアを用いた客観的指標を用いた分析が多くおこなわれるようになってきている。

時間に区別して、それらの学習成果に対する影響力を分析している。その結果、授業関連学習時間には学習成果の種類を問わず正の効果があり、授業とは関係のない授業外学習時間は学習成果指標によって効果の有無が異なっており、授業外学習時間の区別が重要であることを示唆している。

これらの研究ではすべて主観的学習成果指標を用いているが、日本で客観的学習成果指標を用いた学生のエンゲージメントの影響に関する数少ない分析としては小方(2008)がある。全国第学生調査の1年生と3年生を対象としたデータを用い、他の要因をコントロールしたうえでも学習成果としての成績(優の割合)が能動的学習、授業外学習時間、授業出席率などの学生のエンゲージメントと有意に正の相関があることが示されている。

また岡田ほか(2011)では学生を6つの学習スタイル群に分類し、能動的に学習しているかどうかによって成長感は大きく異なることを示している。また、積極性や自発的学習が少なくても真面目に授業に取り組み計画的に学習している学生はGPAや成長感が高いことも示している。

このように学生のエンゲージメントの1要素である学習時間は学習成果に対して概ね正の効果をもっていると判断できる。とくにアメリカにおいては学習成果の客観的指標、主観的指標のいずれにおいても学習時間の効果は頑健なものであると考えられる。その一方、日本においては学習時間の影響はほとんどが主観的学習成果指標に限定されており、実証分析としての蓄積が十分とはいえないと考えられる。

よって先行研究の知見をふまえたうえで、本稿が設定する検討課題は以下の2点である。第1は、学生のエンゲージメントの中心的な代理変数として自主学習時間をとり、アウトカムとして客観性の高い成果指標との関係を確認するという点である。そして第2は、入学前経験などの学生の属性をあらゆる変数群をコントロールした場合でも、自主学習時間としてとらえた学生のエンゲージメントの影響は十分に強いのかどうかという点である。以下では個票データを用いて、これらの検討課題を検証する。

3. データについて

本節では学習成果として客観的な指標であるとみなせる科目ごとの成績素点に対して、学生の当該科目における自主学習時間がどのような影響をもたらしているかについて分析する。

学習成果と自主学習時間の関係を分析するにあたり、まずアウトカムである学習成果をあらゆる指標を定義する必要がある。これまでの先行研究ではアウトカムとして様々な指標が用いられてきた。例えばアメリカを中心とする研究では、一般的能力測定用の標準化テストやGPAなどの客観的指標をアウトカムとして定義するものや、価値観や態度など心理的、道徳的側面での成長を含めた指標などが用いられている。一方、日本では大学生を対象としたテストスコアや成績などの直接的な指標を用いた分析はほとんど存在せず、多くはアンケートなどを通じた知識や技能取得に関する学生自身の主観的評価指標を用いている⁵。

学士課程教育における質の保証を考慮すれば、学習成果には多様な要素が含まれた一般性の高い客観的評価指標を採用すべきであろう⁶。しかし、日本では学習成果指標の計測手法は確立されているとはいえず、アメリカでは広く取り入れられている標準化テストも存在しない。また日本でもにも使用されるアンケートによる主観的学習成果指標については、多くの研究においてすでに学習時間との正の効果に関してはほぼコンセンサスもとれている。

よって本稿では学習成果指標としての客観性を重視し、日本の先行研究ではあまり対象とされてこなかった各科目の成績素点（100点満点）を用いる⁷。

⁵ 日本においても大学教育に関する学習の主体である学生目線からの全国的データは整備・活用されていなかったが、「学修者本位の教育への転換」を目指して2019年より、「全国学生調査」が実施された。よって主観的なデータとしての整備は進んでいる。

⁶ もちろん客観的指標と主観的指標には一定の相関があることを指摘する研究も多く、客観的指標そのものを否定しているわけではない。両方を同時に検証しているものとしてはCarini et al. (2006) などがある。

⁷ 本稿での客観的指標とは、学生が選択した回答ではなく、学生自身が主観的につけることができない指標をさす。

もちろん、これはかなり狭義の学習成果の定義であり、我々が確認できるのは個々の授業における専門的知識の向上に限定された学習成果に対する学習時間の影響となる⁸。

そして学生のエンゲージメントや属性などのインプットに関する変数としては、Astin (1993) やPascarella and Terenzini (2005), 小方 (2008) などを参考に、①学生のエンゲージメント要因、②学生個人の属性要因、③教育環境要因のカテゴリーに区分して用いる⁹。これらのカテゴリーに含まれる変数として用いる主要データは学生データと千葉経済大学が毎期実施している「授業評価アンケート」の2019年度前期データである¹⁰。

学生のエンゲージメント要因としては、授業外学習時間、授業出席回数、アンケート項目「Q2：興味関心」を用いる¹¹。授業外学習時間と授業出席回数は自主的関与の強さの代理変数とする。

学生個人の属性要因としては、入学時の基礎学力テスト（プレースメントテスト）点数、性別（ダミー、女子学生：0，男子学生：1）、学年（ダミー）、入試区分（ダミー）、個人ダミーである。とくにプレースメントテスト点数は入学前の学生個人の学力水準をあらわすと考えられ、学習成果水準に大きく影響していることが予想される。

教育環境要因は大学や授業に関する組織・環境要因をコントロールするために用いる。ただし今回使用するアンケートデータは本学の学生だけを対象とし

⁸ 教育生産関数を推計している研究では、全国学力テストや国際学力調査などのテストスコアを用いているものが多い。ただし、対象となるのは小学校3年生、中学校3年生、高校1年生などに限定される。詳しくは北條 (2011) を参照。

⁹ 学生エンゲージメントは広い概念であり、「生徒の学校へのかかわり」「学生の学びへの取り組みや関与」「学生と大学の双方が投資した時間、努力およびその他の関連資源との相互作用」などと定義される (山田, 2018)。ただし、本稿においては自主学習時間などの学生個人の主体的関与的な行動を学生のエンゲージメントとする。

¹⁰ この授業評価アンケートの詳細については河原 (2019) を参照。

¹¹ 授業外学習時間は授業1回あたりに関連する内容を授業以外で学習した時間について学生が回答した値である。

表1 分析に用いる変数

被説明変数 説明変数	成績素点
学生のエンゲージメント	授業外学習時間 出席回数 アンケートQ2: 授業に関する興味関心
学生個人の属性要因	プレースメントテスト点数 性別ダミー 学年ダミー 入試区分ダミー 個人ダミー
教育環境要因	アンケートQ3: 授業難易度 アンケートQ4: 教員の熱意 アンケートQ5: 教授法のわかりやすさ 科目ダミー

たものであり、基本的には大学組織としての要因ではなく授業特性や担当教員要因をコントロールするためのものとなる。これらの使用変数をまとめたものが表1である。

表2は使用変数の基本統計量である。サンプルサイズは7090であり、対象科目はゼミ科目と通年科目をのぞく全科目である。学習成果である成績素点は100点満点として、平均は73.1点となっている。授業外学習時間の平均は約26.7分で、単位制度が想定する学習時間よりもかなり短い時間となっており、国立教育政策研究所（2016）やベネッセ（2018）の報告結果と同じ状況であることがうかがえる¹²。

そして変数間の相関係数を推計したものが表3である（性別をのぞく）。ただし、ここでは10%水準で有意となるもののみを表示している。

成績素点と正の相関関係があるものとしては授業出席回数、プレースメントテスト点数があり、かなり弱い正の相関として授業に関する興味関心、教員の熱意、教授法のわかりやすさが確認できる。一方、成績素点と負の相関関係が

¹² アンケート調査における授業外学習時間の回答形式の上限が「120分以上」に設定されており、アンケートデータとして実際の自主学習時間よりも過少計測されている。実際に「120分以上」と回答した割合は全体の3.9%であった。

表2 基本統計量

変数	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
成績素点	7090	73.090	15.132	0	100
授業外学習時間	7090	29.674	32.954	0	120
出席回数	7090	12.947	1.911	0	15
Q2: 授業に関する興味関心	7090	3.946	0.940	1	5
プレースメントテスト点数	7090	159.019	39.474	0	281
性別	7090	0.863	0.344	0	1
学年	7090	2.068	0.950	1	4
Q3: 授業難易度	7090	3.702	0.983	1	5
Q4: 教員の熱意	7090	4.160	0.866	1	5
Q5: 教授法のわかりやすさ	7090	3.907	0.977	1	5

あるのは学年、授業難易度となっている。

これまでの先行研究で重要な学生のエンゲージメント要因とみなされてきた授業外学習時間については明確な相関関係は確認できない。一方で、プレースメントテスト点数の正の相関については、入学前の基礎学力水準が専門的知識の学習成果獲得と一定の関係があることを示唆している。

表3 相関係数表

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 成績素点	1								
2 授業外学習時間		1							
3 出席回数	0.3362		1						
4 Q2: 授業に関する興味関心	0.0896	0.1901	0.0336	1					
5 プレースメントテスト点数	0.3238	0.0285	0.1489		1				
6 学年	-0.0831	-0.0605	-0.2865	0.0464	-0.1019	1			
7 Q3: 授業難易度	-0.1097	0.1644		0.3457	-0.1801		1		
8 Q4: 教員の熱意	0.0737	0.1313	0.0458	0.6361		0.3694		1	
9 Q5: 教授法のわかりやすさ	0.0803	0.1296	0.0202	0.6936	-0.0318	0.0298	0.2719	0.7079	1

(注) 10%水準で有意となる数値のみを表示。

しかし、ここで確認したのはあくまでも単純な相関関係のみである。学生のエンゲージメント要因としての授業外学習時間が客観的学習成果指標に対して正の影響をもつかどうかについての詳細な分析のためには、他の学生のエンゲージメント要因、学生個人の属性要因、教育環境要因をそれぞれコントロールしたうえで確認する必要がある。よって次節ではこれらの変数を用いて、重

回帰分析により自主学習時間の影響を推計する¹³。

4. 分析

客観的学習成果指標としての成績素点を被説明変数とし、学生のエンゲージメント要因、学生個人の属性要因、教育環境要因の変数群を用いて回帰した結果が表4である。ただし、学生の基礎的学力水準をあらわすプレースメントテスト点数については事前に線形を仮定せず、カテゴリカル変数として成績下位の層から上位の層まで5区分にしたものを用いている。最下層20%グループが基準となっている。

授業外学習時間については表3の結果とは異なり、他の変数をコントロールすると5%水準で有意に正の相関が確認できる。学習成果に対して授業外学習時間が正の効果をもっているという先行研究が示唆する結果をサポートするものとなる。ただし、係数の大きさはほかのエンゲージメント要因と比較すると大きいとはいえない。

一方、同じく学生のエンゲージメント要因である授業出席回数については1%水準で有意となっており、成績素点に対して授業の出席回数が強く影響していることが示されている。授業外での自主学習よりも授業に参加して学習する方が望ましい可能性がある。また授業に関する興味関心についても1%水準で有意な結果となっており、先行研究が示すように学生のエンゲージメント要因としてこれらが学習効果に対して重要であることが示されている。

学生個人の属性要因としては、まず性別ダミーの係数は1%水準で有意に負となっている。本学のデータにおいては、専門的知識の獲得という点で男子学生の習熟率が低いという結果になった。学生の入学以前に形成された一般学力水準の指標である層別化したプレースメントテストの係数はすべて1%水準で有意に正であり、成績上位層になるほどその値も大きくなっている。客観的学

¹³ 分析にはSTATA ver. 14を使用している。

習成果指標である成績素点に対しては、高校までに形成された一般学力水準がかなり重要な役割を果たしていることを示唆していると考えられる。また科目特性をコントロールするための教育環境要因としては、授業難易度の係数が有意に負となっている。

表 4 成績素点の回帰分析

成績素点	(1)	(2)	(3)
授業外学習時間	0.0180** (2.2952)	0.0188** (2.4166)	0.0164** (2.1105)
出席回数		1.3635*** (9.2502)	1.3376*** (9.1685)
Q2:授業に関する興味関心	1.5195*** (5.8831)		1.4260*** (5.6611)
プレースメントテスト2	4.0584*** (9.9234)	1.4488*** (3.1686)	1.6775*** (3.6480)
プレースメントテスト3	26.8038*** (37.4052)	22.5427*** (27.7007)	22.9200*** (28.3949)
プレースメントテスト4	24.6142*** (27.9964)	20.9040*** (23.3880)	21.7167*** (24.1675)
プレースメントテスト5	30.6631*** (30.9654)	27.0735*** (26.4612)	27.3251*** (26.8134)
性別ダミー	-10.1880*** (-17.8301)	-8.8281*** (-15.1831)	-8.9637*** (-15.3672)
Q3:授業難易度	-0.7520*** (-3.4216)	-0.6345*** (-2.8805)	-0.7443*** (-3.4133)
Q4:教員の熱意	0.3329 (1.0174)	0.6193* (1.9138)	0.2962 (0.9083)
Q5:教授法のわかりやすさ	0.3294 (1.1212)	0.8029*** (2.8934)	0.2785 (0.9594)
定数項	40.3105*** (19.4300)	26.9717*** (9.6733)	25.5791*** (9.2400)
学年ダミー	YES	YES	YES
入試区分ダミー	YES	YES	YES
個人ダミー	YES	YES	YES
科目ダミー	YES	YES	YES
サンプルサイズ	7090	7090	7090
R-squared	0.5680	0.5741	0.5767
AIC	53032.0954	52931.4366	52890.9426

(注)カッコ内はtスコアであり、クラスターロバスト標準誤差を用いている。

次に学習成果に対する授業外学習時間のインパクトの大きさを把握するために、推計結果を用いて素点予測値に対する自主学習時間の影響を確認する。R-squaredとAICを基準に表4（3）列の推計値を使って、成績素点に対する授業外学習時間の予測効果を計測したものが図1である。ここでは授業外学習時間の長さが増加したときに成績素点がどの程度変化するかを計測している。図中の上下のバーは95%信頼区間をあらわしている。

図1 成績素点予測値に対する授業外学習時間の影響

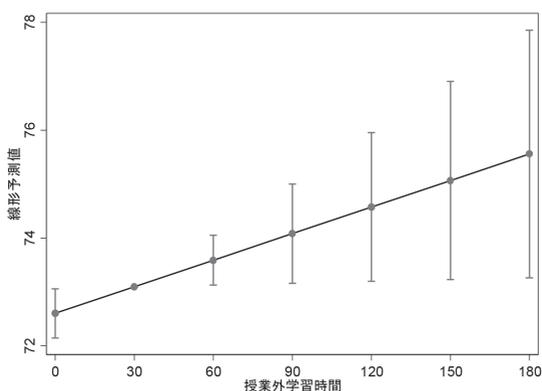


図1からは、授業外学習時間が増加すると成績素点の予測値が上昇していくことが確認される。授業外学習時間が0分するときよりも30分、60分と増加したときには成績素点はわずかに上昇する。しかし、その効果は60分を超えてからは確認できず、自主学習時間が成績素点にあたえるインパクトはそれほど大きくないという結果になっている。

5. まとめ

多くの先行研究が指摘しているように、学習成果における学生のエンゲージメント（自主的関与）が果たす役割は非常に重要であるとの見解は共通認識となっている。そして日本においてもその共通認識のもと、近年では学生のエンゲージメントを向上させることを期待して、とくに自主的な学習時間の増加を

学士課程教育の構築における質保証の手段として掲げている。

ただし、日本における大学生を対象とした学生のエンゲージメントに関する研究においては、データ制約などの事情もあり学習成果として客観的指標を用いた分析は少なく、自主的な学習時間の効果についてはさらなる検証が必要である。よって本稿では客観的学習成果指標を用いることを前提に、本学の学生データとアンケートデータを用いて成績素点と自主学習時間をはじめとする学生のエンゲージメント要因、学生個人の属性要因、教育環境要因との関係を分析した。

分析の結果、先行研究が示す通り自主学習時間は学習成果に対して正の影響をもつことが確認された。ただし、その影響は我々が当初想定していたよりも小さいものであった。また、そのほかの学生のエンゲージメント要因である授業出席回数と授業に関する興味関心についても学習成果としての成績素点に対してともに有意に正の関係がみられたことから、学習成果に対する学生のエンゲージメント要因の影響は無視できないものであることが示された。

学生のエンゲージメント要因において、自主学習時間よりも授業出席回数の方がより明確な関係が確認されたことについては、自主的な学習時間の増大よりも、授業そのものの効果や自主的ではない学習時間の増加についてより詳細な検討が必要であることを示唆している¹⁴。例えば、現行の単位制度のもとで多くの大学が多数の授業科目を週に1度開講しているが、履修科目数が多くなるにつれて学生が1つの授業に関する学習時間を確保することは困難である。このような場合、自主的な学習時間の増大で補うのではなく、履修科目数を減らして授業科目あたりの授業回数または総授業時間を増やすことで学習成果の獲得を高めることができるかもしれない。あるいは、出席して授業に参加するという時間を使うことの効果が高いのであれば、学生が効果的に授業外でも学

¹⁴ 小塩ほか(2009)は中高一貫校を対象とした教育生産関数の推計をしているが、大学合格実績を教育成果とした場合、その学校に入学する生徒たちの平均的な学力(偏差値)がもっとも大きく影響し、学校の取り組みの中で統計的に効果が確認されるのは総授業時間の引き上げだけと報告している。

習できるように授業で質の高い課題を課し、授業外の学習につなげることも考えられる。学生には様々なタイプがあり、自主学習で効果的に学習できるタイプもいればあまり効果的でない学習をするタイプもいることも考慮する必要があるだろう。

また、学生個人の属性要因として基礎学力レベルの重要性も改めて意識する必要があろう。大学教育による専門的知識を中心とする学習成果の向上には基礎学力の構築が必要不可欠であることはいうまでもない。入学前、入学後のいずれにおいても基礎学力レベルそのものを引き上げることの優先順位は高く、そのために自主学習時間も含めた学習時間を基礎学力水準引き上げのために配分する場合の効果も検討すべきであろう。自主学習時間の増加という限定的な方向ではなく、より効果的な学習時間の増加を考慮する必要がある。

本稿に残された課題は多い。まず、分析結果は大学内のデータに依存しており、外的妥当性に乏しいものとなっている。学部やカリキュラムの差異など制度的要因を考慮した場合にどのように結果が修正されるかについては検討できておらず、本稿の分析結果を一般化することは困難である。

また客観的学習成果指標として科目単位の成績素点を用いているが、これは専門的知識の獲得に偏ったものであり、学習成果を一般的にとらえたとはいえない。今回我々が考慮できたのはあくまでも限定された学習成果であり、専門的知識に加えコミュニケーション能力など広義でかつ客観性の高い学習成果指標を用いる工夫が必要であろう¹⁵。

さらに今回のデータはクロスセクションデータであり、大学在学中の学習成果とその要因の因果関係をより正確に分析するためにはパネルデータを用いた推計手法も取り入れる必要がある。これらの課題については今後検討していきたい。

¹⁵ 金子(2013)では学生の優の割合や標準化GPAを用いて授業の効果を分析しているが、現在の大学における成績は一般的な学習意欲や学習行動・時間などの要因よりも学生の成績へのこだわりが大きく影響されるとして、教育効果を図るうえで成績評価をもちいることに疑問を呈している。

参考文献

- Arum, R., Roksa, J., 2011. *Academically adrift: Limited learning on college campuses*. *Academically adrift: Limited learning on college campuses*. University of Chicago Press.
- Astin, A.W., 1991. Assessment for Excellence: The Philosophy and Practice of Assessment and Evaluation in *Higher Education*. *American Council on Education/Macmillan Series on Higher Education*. Macmillan Publishing Co.
- Astin, A.W., 1999. “Student Involvement: A Developmental Theory for Higher Education,” *Journal of College Student Development* 40, 12.
- Brint, S., Cantwell, A.M., 2010. “Undergraduate Time Use and Academic Outcomes: Results from the University of California Undergraduate Experience Survey 2006,” *Teachers College Record* 112, 2441-2470.
- Carini, R., Kuh, G., Klein, S., 2006. “Student Engagement and Student Learning: Testing the Linkages,” *Research in Higher Education* 47, 1-32.
- Pascarella, E.T., Terenzini, P.T., 2005. *How College Affects Students: A Third Decade of Research*. Volume 2, Jossey-Bass, An Imprint of Wiley.
- 岡田有司, 鳥居朋子, 宮浦崇, 青山佳世, 松村初, 中野正也, 吉岡路, 2011. 「大学生における学習スタイルの違いと学習成果」. 立命館高等教育研究 11, 167-182.
- 小方直幸, 2008. 「学生のエンゲージメントと大学教育のアウトカム」. 高等教育研究 11, 45-64.
- 小塩隆士, 佐野晋平, 末富卓芳, 2009. 「教育の生産関数の推計—中高一貫校の場合—」. 経済分析 182号, 48-69.
- 金子元久, 2013. 『大学教育の再構築』. 多摩川大学出版部.
- 河原礼修, 2019. 「授業評価アンケート結果に関する一考察—千葉経済大学2019年度前期実施科目を事例として—」. 千葉経済論叢 61, 79-109.
- 国立教育政策研究所, 2016. 「大学生の学習実態に関する調査研究について」.
- 谷村英洋, 2010. 「大学生の学習時間と学習成果」. 大学経営政策研究 1, 69-84.
- 東京大学大学院教育学研究科大学経営・政策研究センター, 2019. 「第2回 全国大学生調査(2018) 第1次報告書」.
- 畑野快, 溝上慎一, 2013. 「大学生の主体的な授業態度と学習時間に基づく学生

タイプの検討」. 日本教育工学会論文誌 37, 13-21.

ベネッセ教育総合研究所. 2016. 「第3回 大学生の学習・生活実態調査報告書」.

北條雅一, 2011. 「学力の経済分析：国内実証研究の展望」. 国際公共政策研究
16, 163-179.

山田剛史, 2018. 「大学教育の質的転換と学生エンゲージメント」. 名古屋高等
教育研究 18, 155-176.

(くろかわ ふとし 本学准教授)

(かわはら みちぎね 本学准教授)