

# 学士課程教育における自習の効果とその促進要因 —「全国大学生調査」の分析—

藤 墳 智一

(宮崎大学 教育・学生支援センター)

## 1. はじめに

中央教育審議会が2008年にまとめた『学士課程教育の構築に向けて』（以下「学士課程答申」）の特徴は、大学教育の課題として幅広い知識とジェネリックスキルに光を当てた点にある。続く2012年の答申『新たな未来を築くための大学教育の質的転換に向けて—生涯学び続け、主体的に考える力を育成する大学へ』（以下「質的転換答申」）は、それらを習得する方策としてアクティブラーニングに光を当てた。高等教育に関するこの2つの答申は現在も教育現場に絶大な影響を与える。科目の内容や役割を、担当教員ではなく、教育プログラムを運営する組織が定義するなど、教育サービスが教員中心から学生中心へと大きく転換した改革の背景にはこうした提言があった。

本研究の目的は、学士課程教育において自習がもたらす教育効果と自習を促進する要因を明らかにすることにある。教室の外で学生が主体的におこなう自習という学習形態は学生中心の教育を象徴している。また、自習は学生に対して学習の意味や理由を再確認させる機会となる。それによって学生はさらに深く学習に関与するだろう。

学部レベルに注目するのは、狭く早い専門分化がこの教育段階で深刻化しているからである。そして、幅広い視野の習得と自習とは密接に結びついている。つまり、自習にみられる何かを探索しようとする好奇心は、ディシプリンの壁を突き破り、文理融合の学習を

実現するための重要な原動力になり得るのである。

## 2. 学部教育における自習

データの分析に移る前に、本研究における自習の概念を定義しておきたい。「質的転換答申」は、一方向の講義形式によってもっぱら知識注入をおこなう従来型教育には大きな限界があり、アクティブラーニングの導入によってそれは修正されるべきだと主張する。このように、次世代の教育のエッセンスが従来型教育とアクティブラーニングの対比によって描かれている。つまり、従来型ではないアクティブラーニングを改革の方向を指す概念として幅広くとらえている。すでに多くの文献がこれに近い考えを採用している（e.g. 中井 2015）。

本研究におけるアクティブラーニングの定義は、この「質的転換答申」に基づいている。表1が示すように、従来型教育は場所、時間、内容、進度、方法、成果の諸条件すべてが一致した極めて狭い概念である。かつての大学経営者および教員の関心は教員中心の従来型教育へと向かっていた。アクティブラーニング導入に期待されているのは、それを学生中心、さらに学習成果中心へと反転させることである。この改革が成功すれば大学教育に多様性がもたらされるだろう。

本研究では、とくに、教室外および授業時間外におこなわれるアクティブラーニングを自習と定義する。表2は従来型教育とアクティブラーニングの関係とアクティブラーニングと自習の関係を示している。

表1 従来型教育とアクティブラーニング

学習の諸側面	従来型	アクティブラーニングが示す改革の方向
全体	教員による講義形式の教育	学生の能動的な学習への関与
場 所	教室	教室外
時 間	授業時間	授業時間外
内 容	全員同じ内容	学生によって異なる内容
進 度	全員同じ進度	学生によって異なる進度
方 法	一方向	双方向
成果：個人レベル	教員から提供される知識	学生による高次の学習の探求
成果：集団レベル	標準化	多様化

表 2 アクティブラーニングと自習

場所と時間					
		教室／授業時間	教室外／授業時間外		
内容と進度					
		画一的	個別的	画一的	個別的
方法	一方向	従来型	アクティブラーニング		
	双方向		自 習		

出典：筆者作成

学士課程教育における自習には十分な研究の蓄積があるとはいえないが、いくつかの調査がその実態と有効性を明らかにしている。小方（2008）は「全国大学生調査」の1年生と3年生 17,000 人余りについて、学部の組織構造、教育プログラム、学生の背景と入学前経験、在学中の学習へのエンゲージメントなどの条件がラーニングアウトカムに与える影響を検証した。学習へのエンゲージメントを構成する独立変数の一つとして自習時間が用いられているが、授業内容に関連した自習と授業に関連していない自習の違いは明らかにされていない。また、分野別の効果は検証されていない。

この研究は、2つのラーニングアウトカム、すなわち汎用的技能形成と学問的知識形成という従属変数に対して、独立変数を増加させた場合の決定係数の変化を検証し、「汎用的技能形成に対しては、教育プログラムや特に学生のエンゲージメントの変数群の作用が大きい。これに対して学問的知識形成に対しては、学力・学習習慣・学習動機の変数群の作用が大きく、他の変数群の影響は小さいこと（p. 53）」を明らかにした。また、「成績をアウトカムと考えた場合は、教育プログラムの特性よりもむしろ、入学前の学力や選抜

性の影響が大きい」ことを明らかにした。

山田（2009）は 2005 年に「日本版大学生調査」を実施し、8 大学の約 4,000 人の学生から回答を得た。大学内の環境、社会化エージェントとの相互作用、学生の価値観や行動パターンが情緒面と認知面におけるラーニングアウトカムに与える影響を検証した。

この研究プロジェクトでは、溝上（2009）が自習時間を用いて学生を類型化している。溝上は、授業時間と授業外の学習時間が長いグループの知識の習得と教育満足が良好であり、「授業・授業外双方におけるバランスの良い学習が重要（p. 127）」であることを見出すが、授業に関連していない自習について設定がなく、その効果は明らかにされていない。また、分野別の自習の効果に関する分析結果は報告されていない。

金子（2013）は「全国大学生調査」の約 36,000 人のデータを用いた。全学問分野を対象とするが、分野別分析はおこなっていない。問題解決能力など汎用的能力に関するラーニングアウトカムを従属変数とする重回帰分析の結果、「課程外の学習、すなわち授業とは関係のない学習および休暇中の学習が汎用的能力と強い関係を持つ（p. 111）」ことを明らかにした。また、自習を促進する要因として「興味をわくように工夫した授業がよくあつたと感じている学生は、課程外学習時間が顕著に大きい」点を指摘している。

これらの学生調査の概要と結果を表 3 に要約した。以下の 4 点が共通する。第 1 に、独立変数は組織、指導、学習 3 領域である。第 2 に、従属変数は学習成果である。第 3 に、自習時間が学習に含まれ、学習成果に対して正の効果が認められる。第 4 に、分野別の特性は十分検討されていない。

表 3 大学生の学習行動に影響を与える要因

	独立変数			従属変数	自習時間の位置づけ
	組織	指導	学習	成果	
小方（2008）	学部組織	教育プログラム	入学前の特性、学生のエンゲージメント	汎用的技能形成、学問的知識形成	学生のエンゲージメントに変数として含まれる。授業に関連していない自習の扱い不明。
山田（2009）	大学内の環境	社会化エージェントとの相互作用	学生の関与、努力、経験、適応	情緒面、認知面における成果	学生の類型化に用いる。授業に関連していない自習の設定なし。
金子（2013）	生活、属性、背景	教育課程、授業形態	学習行動、生活行動	専門知識、汎用能力、自己認識	学習行動に変数として含まれている。授業に関連していない自習と休暇中の学習を課外の学習とする。

### 3. 目的と方法

#### (1) リサーチクエスション

以下は本研究のリサーチクエスションである。  
「学士課程教育において何が学生の自習を促進しているのか。自習の促進要因として重要な影響を与えているのは組織か、学生か、それとも教員か。教員によるどのような指導が影響を与えているのか。文系理系など分野によってその影響は異なるのか。」

本研究では人文科学、社会科学、理学系、工学系の4分野の結果を比較する。表4が示すとおり、この4分野は、それぞれ文系基礎分野、文系応用分野、理系基礎分野、理系応用分野の特徴を持つと考えられる<sup>1)</sup>。

表4 分野の特性

	基礎	応用
文系	人文科学	社会科学
理系	理学	工学

学科のプログラムが想定する到達度を上まわるには、従来型教育に加え、学生による自由な知的探求と学習への深い関与が必要である。たとえば、学習者自身が学習内容を決定することは高い学習動機の維持に有効である (Deci 1975)。本研究ではそのため授業に関連している自習 (自習Ⅰ) と授業に関連していない自習 (自習Ⅱ) の合計時間数を「自習時間」として従属変数に定める。自習Ⅱは学生が学習内容を決める活動である (表5)。

表5 自習Ⅰと自習Ⅱの特性

学生による 内容の決定	時間	
	授業時間	授業時間外
十分認められている	探索的なアクティブラーニングなど	自習Ⅱ：授業に関連していない自習
十分認められていない	従来型	自習Ⅰ：授業に関連している自習

出典：筆者作成。

#### (2) データ

データには東京大学の大学経営・政策研究センターが2007年に実施した「全国大学生調査」を用いる。この調査は全国127大学288学部における48,000人余りの学士課程在学学生から回答を得ている。本研究の対象はその中の人文科学系、社会科学系、理学系、工学系の学部所属する学生28,223ケースのデータである。これは国内最大規模の大学生調査であり、これ

までに政策立案の場面で頻繁に利用されてきた。調査結果はわれわれに2008年の「学士課程答申」以前の実態を教えてくれる。しかし、筆者を含め、今後、学生調査を企画し、実施するには「全国大学生調査」が果たした役割とその限界を多角的に検討し、新しいニーズに応じた調査の設計が必要になる。

#### (3) 分析モデル

リサーチクエスションに対応した本研究の分析モデルは図1のとおりである。専門知識やジェネリックスキルの習得に自習はどのような効果をもたらすのか。そして、何がその自習を促進するのか。促進要因に組織、学生、教員の3つを想定し、分析には重回帰分析を用いる。

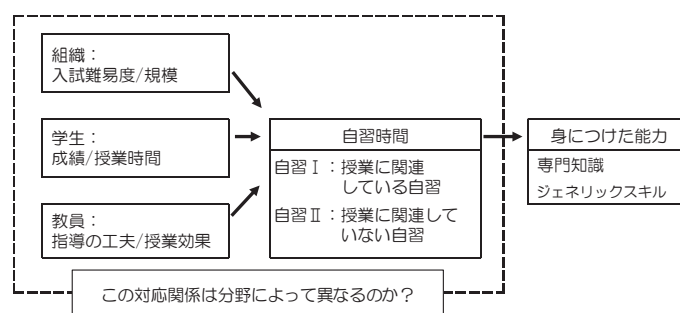


図1 分析モデル

分析では、組織、学生、教員の領域に関して合計9の独立変数を設定する。組織の要因として「入試難易度」と「規模」、学生の要因として「成績」「授業時間」を設定した<sup>2)</sup>。

教員の要因は「理解促進」「参加管理」「個別化促進」という「指導の工夫」に関するものと「専門知識への効果」「ジェネリックスキルへの効果」という特定の能力習得への「授業効果」を設定する。

カレッジインパクトに関するAstin (1993)の研究では独立変数である教育の「インプット」とプロセスとしての教育の「環境」に対して、教育の「アウトプット」が従属変数として想定されている。この分析モデルにしたがえば、本研究の組織は「インプット」、学生と教員は「環境」となる。なお、本研究では「アウトプット」に自習時間を設定する。独立変数としてとくに注目するのは教員による指導の影響である。また、自習時間は長ければそれだけ学習が活性化していると想定する。この点は、自習時間と身につけた能力との相関によって確認したい。

従属変数は自習時間である。自習Ⅰと自習Ⅱそれぞれについて8段階カテゴリを時間数に変換し、そのZ

得点の和を自習時間とした<sup>3)</sup>。

表 6 は授業時間と自習時間を分野間および学年間で比較した結果である。自習Ⅰについてみた場合、理学がもっとも長く、自習Ⅱでは社会科学がもっとも長い。また、もっとも長時間授業を受けているのは工学であった。学年間比較では、4 年生で授業時間が大幅に短くなる一方、自習Ⅱが長くなることがわかる。一元配置分散分析の結果、「授業時間」「自習Ⅰ」「自習Ⅱ」のいずれにおいても分野間、学年間に 1% 水準で有意差が認められた。

表 6 分野別自習時間および学年別自習時間

	授業時間	自習Ⅰ： 授業に関連し ている自習	自習Ⅱ： 授業に関連し ていない自習
人文科学	16. 12	5. 64	3. 74
社会科学	15. 48	4. 73	4. 48
理学	15. 37	6. 80	4. 27
工学	16. 34	6. 55	3. 83
平均	15. 86	5. 57	4. 11
1 年	18. 29	5. 73	3. 11
2 年	18. 93	5. 74	3. 54
3 年	17. 35	6. 03	4. 27
4 年	9. 39	4. 75	5. 33
平均	15. 86	5. 56	4. 11

単位：時間 (hour)

4. 分析

(1) 身についた能力への効果

まず、自習が学習成果に与える影響を確認する。表 7 は身についた能力に関する主成分分析の結果である。専門知識、ジェネリックスキルについて固有値 1 を超える主成分はそれぞれ 1 つであり、観測変数の因子負荷量はいずれも非常に高い値を示している。

表 7 身についた能力に関する主成分分析の結果

第 1 主成分	
身についた能力：専門知識	
仕事に役立つ知識	. 903
専門知識	. 903
固有値	1. 631
寄与率 (%)	81. 6
身についた能力：ジェネリックスキル	
論理的文章力	. 734
わかりやすく話す力	. 743
批判的思考力	. 819
課題解決能力	. 826
幅広い視野	. 794
固有値	3. 075
寄与率 (%)	61. 5

観測変数の数値は因子負荷量。

表 8 自習時間と身についた能力の相関

	人文科学		社会科学	
	授業 時間	自習 時間	授業 時間	自習 時間
身についた能力： 専門知識	-.013	.068 **	.010	.108 **
身についた能力： ジェネリック スキル	-.057 **	.105 **	-.021 *	.060 **
	理学		工学	
	授業 時間	自習 時間	授業 時間	自習 時間
身についた能力： 専門知識	-.050 *	.095 **	-.018	.067 **
身についた能力： ジェネリック スキル	.005	.088 **	.006	.058 **

数値は偏相関係数。 \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$

自習時間と身についた能力の主成分得点の偏相関係数を表 8 に示す。比較のため授業時間の結果を併記する。自習時間は専門知識およびジェネリックスキルの習得に有意な正の影響を与えている。数値を比べると、専門知識への影響がもっとも大きいのは社会科学であり、ジェネリックスキルへの影響がもっとも大きいのは人文科学である。一方、身についた能力の向上に対する授業時間の明確な効果は認められなかった。人文科学のジェネリックスキル習得と理学の専門知識習得ではむしろ授業時間は負の効果をもたらしていた。

(2) 自習の促進要因

自習の促進要因を探るため重回帰分析をおこなった。独立変数に含まれる主成分分析の結果を表 9 と表 10 に示す。固有値 1 を超える主成分は 1 つであり、観測変数の因子負荷量は非常に高い値を示している。「授業効果」の「専門知識」とは、学生が授業において専門知識習得に役立つ経験した頻度を意味するが、ここでは教員の指導力としてとらえる。また、表 11 が示すとおり変数間に 0.5 を超える深刻な相関関係は認められなかった。

自習時間を従属変数とした重回帰分析の結果を表 12 に示す。教員に関する変数に表 9、表 10 の主成分分析で得られた主成分得点を用いた。表中の数値は標準偏回帰係数である。決定係数は十分に大きいと言えないが、本研究の関心はどのような指導が自習を促進するのかを明らかにすることにあるため、独立変数の比較を中心に結果を検証する。

人文科学の 1・2 年では教員から影響を受け、3・4 年は主に組織、学生から影響を受けている。社会科学は 1・2 年、3・4 年ともに組織、学生、教員の 3



表 9 指導の工夫に関する主成分分析の結果

第1主成分	
理解促進	
興味わく	.888
わかりやすい	.888
固有値	1.578
寄与率 (%)	78.9
参加管理	
出席重視	.793
中間課題	.793
固有値	1.258
寄与率 (%)	62.9
個別化促進	
コメント返却	.665
考え求められる	.825
グループワーク	.813
固有値	1.783
寄与率 (%)	59.4

観測変数の数値は因子負荷量。

つ要因から影響を受けている。とくに「授業時間」と「個別化促進」が大きな影響を与えている。これとは対照的に、理学のとくに1・2年の自習に影響を与えているのは「授業時間」「ジェネリックスキルへの効果」「成績」のみである。工学の1・2年と3・4年の傾向は似ている。また、3・4年では唯一「入試難易度」が負の効果を与えている。

人文科学の3・4年では「入試難易度」「成績」「授業時間」などの入学前の学習習慣の影響がうかがわれる。社会科学3・4年ではそれに加えて「個別化促進」などの入学後の環境の影響も確認できる。工学でも「個別化促進」と「ジェネリックスキルへの効果」が大きな影響を与える。工学では入学後の環境や経験が学生の学習態度を強く規定する傾向が強いと言える。どの分野でも自習促進に影響を与えているのは「授業時間」と「ジェネリックスキルへの効果」である。

表 10 授業効果に関する主成分分析の結果

第1主成分	
専門知識への効果	
仕事に役立つ知識	.877
専門知識	.877
固有値	1.537
寄与率 (%)	76.9
ジェネリックスキルへの効果	
論理的文章力	.739
わかりやすく話す力	.749
批判的思考力	.800
課題解決能力	.813
幅広い視野	.760
固有値	2.985
寄与率 (%)	59.7

観測変数の数値は因子負荷量。

表 11 変数の相関行列

	自習 時間	入試難 易度	規模	成績	授業 時間	理解 促進	参加 管理	個別化 促進	専門知 識への 効果
自習時間	1.000								
入試難易度	.058 **	1.000							
規模	.024 **	.181 **	1.000						
成績	.095 **	.055 **	-.016 *	1.000					
授業時間	.258 **	.015 *	.047 **	.021 **	1.000				
理解促進	.086 **	.030 **	-.049 **	.109 **	.037 **	1.000			
参加管理	.003	-.071 **	-.052 **	.041 **	.036 **	.158 **	1.000		
個別化促進	.118 **	-.036 **	-.113 **	.055 **	.046 **	.345 **	.259 **	1.000	
専門知識への効果	.113 **	.035 **	.028 **	.141 **	.047 **	.325 **	.088 **	.186 **	1.000
ジェネリックスキルへの効果	.127 **	-.036 **	-.076 **	.081 **	.016 **	.352 **	.120 **	.328 **	.419 **

数値は相関係数。\* p<.05, \*\* p<.01

表 12 自習時間の促進要因に関する推定

	4分野 全体	人文科学		社会科学		理学		工学	
		1・2年	3・4年	1・2年	3・4年	1・2年	3・4年	1・2年	3・4年
(組織)									
学部入試難易度	.065 **		.079 **	.057 **	.100 **				-.104 **
学部規模			-.051 **	.054 **			-.059 *		.044 *
(学生)									
成績	.071 **		.097 **	.046 **	.109 **	.097 *		.081 **	.085 **
授業時間	.256 **	.256 **	.308 **	.233 **	.243 **	.283 **	.240 **	.249 **	.359 **
(教員)									
理解促進							.070 *		
参加管理	-.042 **			-.057 **	-.077 **				
個別化促進	.071 **	.122 **		.116 **	.111 **			.092 **	.067 **
専門知識への効果	.044 **	.051 *			.061 **		.074 *		
ジェネリックスキルへの効果	.072 **	.087 **	.110 **	.086 **	.032 *	.132 **		.097 **	.083 **
F値	321.82 **	56.94 **	82.18 **	49.22 **	95.12 **	20.70 **	21.70 **	45.89 **	124.57 **
調整済み決定係数	.099	.108	.124	.093	.118	.113	.070	.092	.153
N	20,447	1,855	2,856	3,304	4,906	465	1,094	1,771	4,117

ステップワイズ法による重回帰分析。数値は標準偏回帰係数。\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ 

## 5. まとめと考察

### (1) 自習の成果と促進要因

最後に、結果の含意を考察する。「学士課程答申」と「質的転換答申」が大学に求める改革とは、専門知識の理解に加えて、どの分野にも通用する幅広いスキルの習得を実現させることであった。それには、自己決定的な自習が有効である。本研究の結果は、自習が専門知識とジェネリックスキルの習得に正の効果があることを示しており、これを裏づける。

文系では、組織の要因である「入試難易度」に象徴される入学前の学習習慣が自習に影響を与えていた。一般的に1・2年の配当科目に教養科目と専門教育科目が混在し、3・4年には発展的な専門教育科目が集中する。つまり、文系では理系以上に、入学前のアカデミックなトレーニングと学科のディシプリンが色濃くあらわれる3・4年の教育への取り組みの間に強い関連性があると考えられる。

「入試難易度」が入学前の態度をあらわすのに対し、「成績」は入学後の態度をあらわす。「成績」は文系だけでなく理系の自習にも正の影響を与えている。理系では、むしろ「入試難易度」の積極的な効果は認められず、「成績」「授業時間」といった在学中の学習へのコミットメントが大きく自習に関係していた。

教員の指導力に関して、とくに「個別化促進」と「ジェネリックスキルへの効果」が大きな正の影響を与えて

いる。一方、学生への配慮や面倒見のよい指導につながる「理解促進」「参加管理」は必ずしも自習を促進してはいない。とくに人文科学3・4年と理学1・2年では教員の影響がほとんどみられない。このように組織、学生、教員が自習に与える影響は分野と学年によって異なるということ、その中でとくに社会科学ではこの3つはいずれも促進要因として機能していることがわかった。

「参加管理」「個別化促進」の対比からは、「参加管理」が自習を促進しているとは言えず、社会科学ではむしろ阻害要因として機能する一方、「個別化促進」は人文科学1・2年、社会科学の1・2年と3・4年、工学の1・2年と3・4年で促進要因として機能していることがわかった。「個別化促進」の観測変数は「適切なコメントが付されて課題などの提出物が返却される（コメント返却）」「授業中に自分の意見や考えを述べる（考え方求められる）」「グループワークなど、学生が参加する機会がある（グループワーク）」であり、学習の個別化を刺激するこうした教員の働きかけが、とくに応用分野において、自習という自己決定的な学習を活性化していることが明らかになった。

### (2) 本研究の意義と限界

本研究では「全国大学生調査」の結果から「学士課程答申」以前の自習の実態を明らかにした。最後にこのアプローチの限界と今後の課題をまとめておきた

い。

第1に、教員による個別指導に関する分析の不足である。「コメント返却」「考え方求められる」など学習を個別化させる工夫が自習の促進に効果を発揮することを明らかにしたが、教員による直接の指導などの個別指導を扱うことはできなかった。

第2に、卒業研究に関する分析の不足である。授業に関連しない自習時間は4年生で大きく伸びる。しかし、今回、卒業研究で学生が経験する具体的な学習のプロセスを明らかにすることはできなかった。また、理系では主に研究室制によって卒業研究の指導がおこなわれることが多いが、研究室の設問も十分とは言えなかった。たとえば、研究室では教員だけでなく、先輩、後輩、あるいは就職した卒業生が集い、相互に学習する。とりわけ、理系プログラムでは4年間の集大成である卒業研究プロジェクトを進めるコミュニティとして研究室の役割は大きい。

第3に、インターンシップや学外パートナーとの共同開発など社会連携の効果に関する分析の不足である。とくに企業との連携はアカデミックな教育にはない様々な視点を学習にもたらし、それが学生の意欲を高めるきっかけになることが多い。ビジネスとしての収益性、答えのない課題に取り組む探究心などは社会連携教育がもたらす固有の価値だと言える。

第4に、異分野融合の学習に関する分析の不足である。狭い専門性とジェネリックスキルとの間には様々な異分野融合のパターンがあり、その中に非常に重要な組み合わせがある<sup>4)</sup>。

以上が本研究の限界である。しかし、これらの発見も重要な成果である。今後の課題は、質問紙を見直し、こうした要求に対応した調査を設計することである。

## 注

- 1) 山崎・安東は、全国の大学の教育プログラムをハード／ソフト、純粋／応用の2軸によって4つに分類し、その経年変化を分析した(山崎・安東1989)。これにしたがえば、人文科学はソフト・純粋、社会科学はソフト・応用、理学はハード・純粋、工学はハード・応用に属す。本研究の分類はこれを参考に、大学の文化を二分する科学／非科学の軸を組み合わせて作成した(Snow 1959)。
- 2) 「学部入試難易度」に2005年代々木ゼミナール学部別入試偏差値、「学部規模」に2005年学部定員数を用いた。「成績」は各回答者の成績全体に占

めるA評点の比率である。

- 3) アンケートでは典型的な1週間の学習時間を次の8段階で聞いている。「0時間」「1-5時間」「6-10時間」「11-15時間」「16-20時間」「21-25時間」「26-30時間」「31時間以上」。集計ではそれぞれのカテゴリに「0時間」「3時間」「8時間」「13時間」「18時間」「23時間」「28時間」「33時間」の数値を割り当て、単位を「時間(hour)」として計算した。
- 4) 藤埴(2015)は製造業における開発者のインタビューから現場では専門分野の壁を越えることが課題解決の鍵を握ることを明らかにした。

## 参考文献

- Astin, A. W. , 1993, *Assessment for Excellence: The Philosophy and Practice of Assessment and Evaluation in Higher Education*, ORYX Press.
- 中央教育審議会, 2008, 『学士課程教育の構築に向けて(答申)』文部科学省。
- 中央教育審議会, 2012, 『新たな未来を築くための大学教育の質的転換に向けて—生涯学び続け、主体的に考える力を育成する大学へ(答申)』文部科学省。
- Deci, E. L., 1975, *Intrinsic Motivation*, Plenum Press. (=安藤延男, 石田 梅男訳, 1980, 『内発的動機づけ—実験社会心理学的アプローチ』誠信書房。)
- 藤埴智一, 2015, 「工学部のプロジェクト型学習—多様化する学習課題への対応」『教育学研究紀要』中国四国教育学会, 61, 506-11.
- 金子元久, 2013, 『大学教育の再構築—学生を成長させる大学へ』玉川大学出版部。
- 溝上慎一, 2009, 「授業・授業外学習による学習タイプと能力や知識の変化・大学教育との関連性—単位制度の実質化を見据えて」山田礼子編著『大学教育を科学する—学生の教育評価の国際比較』東信堂, 119-33.
- 中井俊樹, 2015, 『アクティブラーニング』玉川大学出版部。
- 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.
- Snow, C. P., 1959, *The Two Cultures and the Scientific Revolution*, Cambridge University Press. (=1999, 松井巻之助訳『二つの文化と科学革命』みすず書房。)
- 山田礼子(2009)「日本版学生調査による大学間比較」山田礼子編著『大学教育を科学する—学生の教育

評価の国際比較』東信堂,41・62.

山崎博敏・安東由則, 1989,「学問領域と授業」片岡  
徳雄・喜多村和之編『大学授業の研究』玉川大学  
出版部, 78・94.