

# 琉球大学学術リポジトリ

アクティブラーニングはどのような学習成果に効果があるか

メタデータ	言語: 出版者: 琉球大学大学グローバル教育支援機構 公開日: 2020-08-03 キーワード (Ja): アクティブラーニング, 学習成果, 効果, 学生調査, 大学IRコンソーシアム キーワード (En): 作成者: 天野, 智水, あまの, ともみ メールアドレス: 所属:
URL	<a href="http://hdl.handle.net/20.500.12000/46565">http://hdl.handle.net/20.500.12000/46565</a>

# アクティブラーニングはどのような学習成果に効果があるか

天野智水 (グローバル教育支援機構)

## 1. 本稿の目的

アクティブラーニングを導入した日本の大学授業の効果を検証した研究は少なくはないが、「その効果を統一的観点から論ずるのはかなり難しい」(田村 2018: 104)。例えば、和井田ほか (2016: 193) はディベート学習の効果について、「『知的思考力』の向上は認められたが、『社会的能力』に関しては有意な効果は認められなかった」としている。一方、富岡 (2011) や斎藤 (2014) はLTD (Learning Through Discussion) 学習の効果について、「ディスカッション・スキル」が向上したことを示している。これら個別具体的な授業の事例研究では調査対象者が少人数とならざるを得ないので、大規模な学生調査研究に目を向けると、小方 (2008) が「双方型」の授業スタイルを特徴とする学部では「汎用的技能形成への評価が高い」が、「学問的知識形成」への直接効果はむしろマイナスであったことを示している。しかし、これをもってしてもアクティブラーニング効果の議論が決着するわけではない。まず、研究によって扱っている学習成果が異なる。田村 (2018) の「知的思考力」は小方 (2008) の「汎用的技能」に重なるが、前者の「社会的能力」に相当するものは後者にはない。そして、富岡 (2011) や斎藤 (2014) の「ディスカッション・スキル」は「汎用的技能」の一部と重なるが、それ以上に「社会的能力」を含んでいるようだ。また、教育方法の定義も合致せず、ディベート学習法や LTD 学習法は小方 (2008) の「双方向型」で説明できるとは言い難いし、前二者の間にも力点の置き方に違いがあるはずだ。

改めて、アクティブラーニングのどのような特徴に注目し、また、その特徴ゆえに期待されるのはどのような成果であるのかを明確にすることから始める必要がある。まず、アクティブラーニングは「書く」活動など能動的な学習活動全般を含みうるが、溝上ほか (2016: 152) にならい「伝統的な講義型授業」ではあまり課せられることのなかった「他者との、あるいは集団を前にした『話す(議論する)』『発表する』」活動に着目したい。そして、こうした活動に重点を置く学習論に「協同学習」がある。「協同学習」には「評価すべき点が二つあり(中略)一つは科目の成績で、もう一つはグループ活動への参加」であるという。すなわち、「科目に関連した学習」の内容はもちろんだが、「グループ活動にとって大切なチームワークや社会的スキル」の習得も目標になりうる (Barkley et al. / 安永監訳 2009: 71)。この点にアクティブラーニング特有の成果を見出そう。

それでは、議論や発表を課す授業方法が、科目内容のみならずチームワーク・スキルのような対人関係力の習得にも寄与するかどうかを検証した、大規模な調査は存在するのか。これが存在していて、議論の中で話す行動をとることになること(アクティブラーニングの「外化」)が、「対人関係・表現力」と「専門知識・分析力」のどちらの習得も促進することを、紺田ほか (2017) が 20 機関 155 授業 8066 人の学生を対象とした質問紙調査を通じて明らかにしている。

本稿はこの先行研究の成果を超えた新たな知見を得ようとするものではない。もっと素朴な方法ではあるが、本学でも同様の結果が得られるのかどうかをインスティテューショナル・リサーチの一環として確認したものである。すなわち、同先行研究ではアクティブラーニングの「外化」として、具体的には「議論や発表の中で自分の考えをはっきり示す」「根拠を持ってクラスメイトに自分の意見を言う」「クラスメイトに自分の考えをうまく伝えられる方法を考える」の3項目(溝上ほか 2016)を用いており、これは議論の中で話す力を実際に習得した尺度であるように思われる。議論が後退するようだが、一足飛びにこれを取り上げる以前に、議論や発表の機会がどの程度設けられていたかという授業方法自体の問題を俎上に載せる余地があると考えた。もっとも、「グループワーク」を課す授業方法が「わかりやすく話す力」等に効果があるかどうかを検証した比較的大規模な調査結果を用いた先行研究に両角 (2009) や朴澤 (2010) があるのだが、これらは「グループワーク」、すなわちアクティブラーニングを課す授業の影響が学生の属性や学習行動といった条件によって異なるかどうかまでは検証していない。それはアクティブラーニングに特に焦点をあてた研究ではなかったからだが、アクティブラーニングが万人に効果的とはいえないかもしれないという疑問は当然に持たれるところだ。この検証を十分とはいえないながらも含むという点で、本稿を公表する意義があると考えられる。

## 2. 調査分析の方法

大学 IR コンソーシアムの共通調査を利用した。同調査はアメリカの大学生調査 NSSE (National Survey of Student Engagement) や CIRP (Cooperative Institutional Research Program) をモデルにした日本版大学生調査研究プログラム JCIRP を参考にして大学 IR コンソーシアムが企画したものである (一般社団法人 大学 IR コンソーシアム Web ページ)。具体的には、2018 年 9 月に琉球大学の 1 年生および 3 年生を対象に実施した質問紙 (Web) 調査により、アクティブラーニングを課す授業方法がどのような学習成果に寄与するかを分析した。ただし、学習成果は授業方法のみによって規定されるものではなく、重要な要因と考えられる学生の学習行動も変数に加えた。分析の枠組みは図 1 の通りである。「学習行動等」からのパスが「アクティブラーニングを課す授業方法」から「学習成果」に向かうパスに向かって伸びているが、これは交互作用効果を示すもので、先に述べた通りアクティブラーニングの影響が学習行動等によって調節される関係を示している (三輪・林 2014: 116-7)。

質問紙への回答者数は 1 年生 1165 名と 3 年生 721 名で、回収率はそれぞれ 71.8%と 41.9%であった。分析には IBM SPSS バージョン 21 を使用し、有意確率が 0.05 より小さい場合に統計的に有意であるとみなしている。

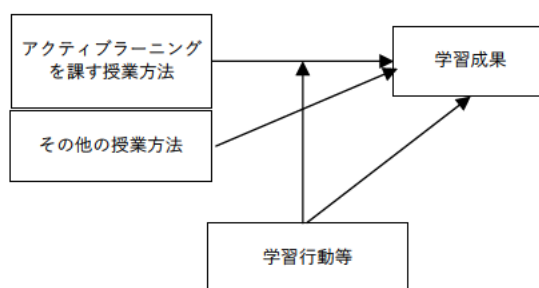


図 1 分析の枠組み

## 3. 変数の作成

### (1) 授業方法

設問は「あなたが受講した大学の授業で、次のようなことを経験する機会はどのくらいありましたか」と問うもので、授業の特徴を示す 14 項目のそれぞれについて「ひんぱんにあった」「ときどきあった」「あまりなかった」「まったくなかった」のうち 1 つの回答を求めるものであった。これらに対して主因子法による因子抽出とプロマックス法による回転方法を用いて因子分析を行った。この際、固有値 1 以上を基準として因子数を決定し、因子負荷量が 0.40 以上に満たない項目を除外して分析を繰り返した。その結果、表 1 のとおり 10 項目が解釈の対象となり 3 因子を抽出した。第 1 因子は「学生同士が議論をする」「発表する」にみられるように、本稿がアクティブラーニングの特徴として注目する方法であることから「AL (アクティブラーニング) を課す授業」と命名する。第 2 因子は「実験・実習」と命名する。第 3 因子は授業内容の習得状況を厳しく教員が管理し、また、文献調査を学生に課すものであるから、「授業課題負荷の高い授業」と命名する。

表 1 授業方法の因子分析結果

	1	2	3
授業で検討するテーマを学生が設定する	<b>.736</b>	.062	-.097
授業中に学生同士が議論をする	<b>.629</b>	-.134	.268
授業の進め方に学生の意見が取り入れられる	<b>.618</b>	.184	-.093
自分の考えや研究を発表する	<b>.566</b>	-.062	.309
実験、実習、フィールドワークなどを実施し、 学生が体験的に学ぶ	-.174	<b>.773</b>	.202
授業の一環でボランティア活動をする	.312	<b>.546</b>	-.234
仕事に役立つ知識やスキルを学ぶ	.052	<b>.439</b>	.231
TAやSAなどの授業補助者から補助を受ける	.073	<b>.426</b>	-.035
定期的の小テストやレポートが課される	-.056	.015	<b>.668</b>
学生自身が文献や資料を調べる	.126	.101	<b>.543</b>
因子間相関	1	2	3
1			
2	.519		
3	.366	.229	

(2) 学習成果

設問は「入学した時点と比べて、あなたの能力や知識はどのように変化しましたか」と問うもので、20項目のそれぞれについて「大きく増えた」「増えた」「変化なし」「減った」「大きく減った」のうち1つの回答を求めるものであった。上記と同様の方法で因子分析を行った結果、表2に示す通り13項目が解釈の対象となり3因子を抽出した。第1因子は「地域・異文化理解」と命名する。第2因子はアクティブラーニングに期待される成果として本稿が着目するもので、「対人関係力」と命名する。第3因子も本稿が着目するもう1つの成果、すなわち科目の内容理解とこれに伴う分析力や問題解決力を示しており、「専門性・認知能力」と命名する。

表 2 学習成果の因子分析結果

	1	2	3
地域社会が直面する問題を理解する能力	<b>.848</b>	-.019	-.030
国民が直面する問題を理解する能力	<b>.812</b>	-.125	.078
グローバルな問題の理解	<b>.662</b>	.098	.013
異文化の人々と協力する能力	<b>.635</b>	.261	-.107
異文化の人々に関する知識	<b>.517</b>	.035	.177
人間関係を構築する能力	-.090	<b>.886</b>	-.006
コミュニケーションの能力	-.023	<b>.814</b>	.007
他の人と協力して物事を遂行する能力	.026	<b>.717</b>	.079
リーダーシップの能力	.226	<b>.545</b>	-.024
プレゼンテーションの能力	.231	<b>.439</b>	.072
分析力や問題解決能力	-.010	.059	<b>.799</b>
専門分野や学科の知識	.028	-.033	<b>.737</b>
一般的な教養	.031	.036	<b>.735</b>
因子間相関	1	2	3
1			
2	.724		
3	.648	.636	

表 3 学習行動の因子分析結果

	1	2	3
大学の教職員に将来のキャリアの相談をした	.814	-.002	-.029
単位とは関係のない教員あるいは学生による自主的な勉強会に参加した	.758	-.035	.022
教職員に学習に関する相談をしたり、学内の学習支援室を利用したりした	.728	.006	.019
教員に親近感を感じた	.627	-.126	.091
授業中、教員の考え方や意見に異議を唱えた	.599	.116	-.026
授業を欠席した	-.005	.736	-.016
授業に遅刻した	.140	.663	-.040
授業をつまらなく感じた	-.230	.591	.100
提出期限までに授業課題を完成できなかった	.167	.518	-.066
授業中に居眠りをした	-.040	.507	.071
授業課題のためにWeb上の情報を利用した	-.052	.001	.697
インターネットを使って授業課題を受けたり、提出したりした	.016	.097	.551
授業時間外に、他の学生と一緒に勉強したり、授業内容を話したりした	.217	-.024	.429
因子間相関	1	2	3
1			
2	.383		
3	.095	.014	

### (3) 学習行動

設問は「大学の授業や授業以外の学習に関して、あなたは次のようなことをどのくらい経験しましたか」と問うもので、14項目のそれぞれについて「ひんぱんにした」「ときどきした」「あまりしなかった」「まったくしなかった」のうち1つの回答を求めるものであった。同様に因子分析を行ったところ、表3の通り13項目が解釈の対象となり3因子を抽出した。第1因子は「教員との積極的な交流」、第2因子は「停滞傾向」、第3因子は「授業課題の遂行」と命名する。

## 4. 学習成果の規定要因分析

### (1) 分析方法

3. の各因子を因子得点で数値化して学習成果の要因分析を行おう。ただし、同じ教育プログラムであれば授業方法も似通うし、学習行動も学習成果も類似することが考えられ、このような階層的データであればマルチレベル分析が求められる。今回のデータは14学科の学生から得られたものなので、この学科を単位とした集団内類似性を確認するために、学習成果にかかる3つの従属変数「専門性・認知能力」「対人関係力」「地域・異文化理解」について独立変数を投入しないNullモデルの推定を行ったところ、順に0.030, 0.026, 0.044の級内相関係数を得た。また、授業方法と学習行動にかかる6変数についても同様に級内相関係数を算出すると、「実験・実習」が0.129であった以外は全て0.000~0.072の範囲内であった<sup>1)</sup>。どれくらい級内相関係数が高ければ階層性が存在するとみなすべきかについては、「一番よく使われるのは0.1以上という基準であるが、それに絶対的な意味があるわけではない」（清水 2014a: 11）と説明される場合がある。今回は階層性を想定しない、解釈がシンプルな重回帰分析を用いることとした。独立変数には1年生を基準カテゴリとしたダミー変数「3年生」、および教育学部と医学部の専門職分野（度数359）を基準カテゴリとした専門分野を示すダミー変数「文系」「理系」（度数は690と837）を加えている<sup>2)</sup>。使用した変数の記述統計量を表4に、重回帰分析の結果は表5に示した。表中に示してはいないが多重共線性の診断

に用いる VIF は 1.051～2.392 の範囲内にあり、問題はないと判断した。

表 4 記述統計量

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
専門性・認知能力	-3.815	1.898	.000	.921
対人関係力	-3.689	2.218	.000	.943
地域・異文化理解	-4.034	2.513	.000	.941
ALを課す授業	-2.355	2.261	.000	.898
実験・実習	-1.976	2.295	.000	.866
授業課題負荷の高い授業	-3.360	1.752	.000	.823
教員との積極的な交流	-1.371	2.855	.000	.926
停滞傾向	-1.994	2.575	.000	.884
授業課題の遂行	-2.948	1.435	.000	.792
3年生	0	1		
文系	0	1		
理系	0	1		

## (2) 「専門性・認知能力」

「専門性・認知能力」を従属変数とした場合、第1に、「ALを課す授業」は統計的に有意な影響を示さず、「授業課題負荷の高い授業」こそが授業方法として影響を示していた。

第2に、学習行動はいずれも有意な影響を示した。

第3に、「ALを課す授業」とこれら学習行動との交互作用効果を確認すると、「教員との積極的な交流」との交互作用項が有意であった。交互作用効果の分析は「条件によって従属変数に対する独立変数の効果が異なるのかを検証する」(三輪・林 2014: 116) ことにつながる。この場合、「教員との積極的な交流」の値によって「ALを課す授業」の影響が異なることが考えられる。そこで、単純傾斜の検定を行うため山田・鈴木(2017: 215-6)や前田(2008)にならい、「教員との積極的な交流」について標準偏差 0.926 を加算した変数と減算した変数を作成し、また、それぞれ「ALを課す授業」との交互作用項を作成し、改めて重回帰分析を行った。その結果、標準偏差を減算した変数を用いた場合、「ALを課す授業」が有意な影響を示した一方で(偏回帰係数は 0.079)、標準偏差を加算した変数を用いた場合は有意な影響はなかった。以上から、教員との交流を活発に行うような学生にとっては、アクティブラーニングを課す授業が「専門性・認知能力」の向上に寄与することがわかった。

第4に、1年生よりも3年生の方が高い成果を得たと自己評価することが示された。なお、「3年生」「文系」「理系」のそれぞれと「ALを課す授業」との交互作用項は全て有意ではなく、これは残る二つの従属変数の場合でも同様だった。すなわち、「ALを課す授業」の影響は学年、専門分野、および上記で確認した教員との交流以外の学習行動によって異なるものではなかった。

## (3) 「対人関係力」

「対人関係力」を従属変数とした分析の結果、上記「専門性・認知能力」の場合と異なっていたのは、第1に、「ALを課す授業」が有意な影響を示す授業方法であったという点だ。アクティブラーニングの特徴から典型的に期待できる成果につながっていた。ただし、唯一効果をもっていたわけではなく、「授業課題負荷の高い授業」も有意な影響を示していた。

第2に、「ALを課す授業」と「教員との積極的な交流」との交互作用効果は有意ではなく、この条件にアクティブラーニングを課す授業の効果は左右されるものではなかった。

第3に、専門職分野に比べて文系と理系の学生の自己評価が低い傾向にあった。「対人関係力」が専門職志向の学生の能力と関連が深いことがうかがえた。

表 5 重回帰分析結果

	専門性・認知能力		対人関係力		地域・異文化理解	
	B	標準誤差	B	標準誤差	B	標準誤差
ALを課す授業	.041	.034	.085 *	.036	.106 **	.035
実験・実習	-.015	.035	.043	.037	.026	.036
授業課題負荷の高い授業	.282 **	.032	.118 **	.034	.176 **	.033
教員との積極的な交流	.168 **	.032	.291 **	.033	.273 **	.032
停滞傾向	-.165 **	.026	-.123 **	.027	-.078 **	.026
授業課題の遂行	.249 **	.030	.228 **	.031	.193 **	.030
ALを課す授業 × 教員との積極的な交流	.042 *	.020	.017	.021	.061 **	.021
3年生	.315 **	.042	.103 *	.044	.139 **	.043
文系	-.104	.058	-.178 **	.061	.029	.059
理系	-.105	.055	-.150 *	.058	-.177 **	.056
調整済みR <sup>2</sup> 乗	.270		.238		.278	
F値	59.357**		50.168**		61.469**	

N=1575. \*\*有意確率<.01, \*有意確率<.05.

#### (4) 「地域・異文化理解」

「地域・異文化理解」は内容的にも、因子間相関からも「対人関係力」との近さがうかがわれ、同時に、問題理解や知識という内容を含む点で授業の直接効果が「対人関係力」に対する場合よりも高いことが考えられる。果たして、独立変数に授業方法の3変数のみを投入した場合の決定係数を確認すると、従属変数「専門性・認知能力」の場合に0.184、「対人関係力」0.160であったところ、「地域・異文化理解」は0.192であり、授業で予測できる程度が高かった。結果として、他の従属変数の場合と比べた偏回帰係数の大きさが示すように、「ALを課す授業」は「地域・異文化理解」でこそ存在感を示したといえる。

次に、「教員との積極的な交流」と「ALを課す授業」の交互作用項については「専門性・認知能力」と同様に有意な結果を示した。単純傾斜の検定結果も、標準偏差を減算した変数を用いた場合にのみ有意な影響を示した（偏回帰係数は0.163）。

最後に、専門職分野に比べて理系分野の学生の自己評価が低い傾向にあった点が特徴的であった。

#### 5. 結論

「ALを課す授業」を経験する機会の多さは「対人関係力」と「地域・異文化理解」の向上に寄与するが、「専門性・認知能力」の向上には直接の効果は認められなかった。実のところ、これは決して意外な結果ではない。先に述べた両角（2009: 205）は「大学間の獲得能力の違いに大学の授業特性の違いが影響を与えている」のかを検証し、「平均値の相関分析などから、専門の理論的理解については補助的指導と中間課題が、わかりやすく話す力については意見を求める、グループワークがプラスの影響を与えていることがわかった」と述べていた。本学においても同様の傾向にあることを本稿は示したことになる<sup>3)</sup>。ただし、教員と活発に交流するような学生にとっては、「ALを課す授業」機会の多さが「専門性・認知能力」向上にも寄与し得ることを本稿は示した。すなわち、このような推奨すべき学習行動を条件とすれば、アクティブラーニングを課す授業方法は学習成果全般に効果的なものであるといえよう。また、冒頭の紺田ほか（2017）が明らかにしたこと、すなわち、アクティブラーニングを学生が習得することが専門性向上につながっていたことも思い起こすべきだ<sup>4)</sup>。

それでは、以上から導きたい含意は、学生がアクティブラーニングを習得できるような授業方法を目指してさらに我々は改善努力すべきである、ということかといえ、そうではない。それは間違っているわけではないが、むしろ、専門教育の授業科目ではアクティブラーニングを無理に課す必要はない、というべきではないか。アクティブラーニングばかりを信奉すべきではないことは既に専門家たちも指摘していることだが、国をあげて推奨される授業方法であることに囚われて、ノルマ達成の圧力によって形ばかりのアクティブラーニングを課す授業を増やしてしまう結末は避けたいからだ。

最後に、本稿の弱点の1つについて言及しよう。本稿で取り上げた先行研究には、教育プログラムにおける授業総体の特徴と効果を問う学生調査を用いた研究と、各授業レベルの特徴と効果を問う授業研究とがあった。前者は何が大学教育の効果を定めるのかを明らかにするため、入学前の学生の特徴も含めた多くの変数を用いる傾向にあり、授業方法に関心があるとは限らない<sup>5)</sup>。本稿の分析は授業方法に焦点をあてたがこのような学生調査データに基づくもので、授業方法や成果測定のリアリティという点では後者の授業研究に適うとは思えない<sup>6)</sup>。地道で緻密な授業研究の成果を共通の枠組みの中で共有し発展させることが理想となる。

#### 脚注

- 1) 清水 (2014b) にならい算出した。また、三輪・林 (2014: 264) , 村澤 (2006: 316-7) を参考にした。
- 2) 対象大学には調査時点で新旧学科あわせて25あったが、1年生のみが在籍、あるいは3年生のみが在籍するものがあつたため、新旧の対応する組織を一緒にして先に述べた14の学科にまとめた。また、専門分野は学部単位で割り振っているため、本来は集団レベルの変数である。しかし、14学科を集団レベルとして専門分野の2変数を除いた本文中と同様の個人レベル変数を投入してマルチレベル分析(階層線形モデリング)を行ったところ、変量効果を示す切片の分散も(本稿が関心をもつ)独立変数「ALを課す授業」の係数の分散も有意ではなかったことから、複雑なモデルを避けて個人レベルの変数とした。なお、集団レベルの変数として投入した場合、専門分野は学習成果にかかるどの従属変数にも有意な影響を示さなかった。
- 3) 両角 (2009) によると大学ごとの規定要因分析では必ずしも一貫した結果は得られなかった。朴澤 (2010) による一橋大学の事例では、グループワークを課す授業機会の多さは「わかりやすく話す力」だけではなく「問題発見・解決能力」に対する「授業効力感」にもつながることが示されたが、「分析的・批判的に考える力」はやはりグループワークよりも「レポートなど中間課題」が多い授業や「興味わくよう工夫」された授業の効力感が高いなど、本稿と通ずる部分とそうではない部分とがあつた。また、大阪府の1大学を事例とした2時点の縦断調査を用いてアクティブラーニングと学習成果の関連を検証した畑野ほか (2015) は、本稿とはアクティブラーニングや学習成果の内容が異なるものの、「汎用的技能」は「知識・理解、態度・志向性よりもアクティブラーニングの経験と関連が強い」ことを示唆しており、これもアクティブラーニングと知識習得との関連性の弱さの点で本稿と通ずる部分があつた。
- 4) アメリカの23機関2,050人を対象にした学生調査を分析したCabrera et al. (2002) は、本稿とは異なり、協同学習を課す授業が認知面と情緒面の両方の学習成果に寄与しているという結果を示している。これが調査分析方法の違いによるものか、日米の文化の違いによるものかは分からない。
- 5) 15大学の文系学生を対象にした学生調査を分析した三好 (2014: 101-3) は、授業方法の変数に「協同学習授業」を設けており本稿の関心と重なるところがあつたが、「家庭背景といったインプット」要因や学習行動が学習成果に影響を与える一方で、「授業外での教員との接触頻度と授業方法は有意な影響を与えていなかった」との結果を得ていた。このことについて、調査対象者が「大学に来ることや、授業の履修をしていない(少ない)大学4年生」だったことが原因である可能性を指摘している。
- 6) 例えば、「ALを課す授業」は「対人関係力」を授業目標の1つとして掲げる傾向があるかもしれない。本稿の分析結果はその反映に過ぎないかもしれない。そうした目標を掲げる授業を受講したということだけで自己評価が向上することはあり得ることだ。また、化学の授業のうち協同的活動を含むものと熱心な講義型のものとを比較したWright et al. (1998: 986, 991) は、前者の受講者が推論とコミュニケーションに秀でた成績をおさめることを示したが、これは口頭試問という成績評価方法を用いた場合の結果で、筆記試験でも優れた成績をおさめることを保証するものではないとも述べている。学習成果の測定が一筋縄ではいかないことを思い知らされる。

#### 文献

- Barkley, E. F., Cross, K. P., and Major, C. H. (2005). *Collaborative learning techniques: A handbook for college faculty*. John Wiley & Sons, Inc. バークレイ, E. F. ・クロス, K. P. ・メジャー, C. H. (安永悟監訳) (2009) 『協同学習の技法—大学教育の手引き—』ナカニシヤ出版。
- Cabrera, A. F., Crissman, J. L., Bernal, E. M., Nora, A., Terenzini, P. T., and Pascarella, E. T. (2002). Collaborative learning: Its impact on college students' development and diversity. *Journal of college student development*, 43(1), 20-34.
- 畑野快・上垣友香里・高橋哲也「アクティブラーニングの経験は学修成果と関連するの—3年間の学士課程教育における両者の変化に着目して—」『大学教育学会誌』(37)(1), 86-94.
- 朴澤康男 (2010) 「一橋大学の教育条件と授業の効力: 「全国大学生調査」を用いた研究ノート(2)」『一橋大学



- 大学教育研究開発センター年報 2009』25-37.
- 一般社団法人 大学 IR コンソーシアム web ページ (<http://www.irnw.jp/survey.html>) (2019年9月2日).
- 紺田広明・三保紀裕・本田周二・山田嘉徳・森朋子・溝上慎一 (2017) 「アクティブラーニング型授業における予習と外化の効果—マルチレベル SEM による実証的検討—」『大学教育学会誌』(39) (2), 39-47.
- 前田和寛 (2008) 「重回帰分析の応用的手法—交互作用項ならびに統制変数を含む分析—」『比治山大学短期大学部紀要』(43), 69-73.
- 三輪哲・林雄亮 (2014) 『SPSS による応用多変量解析』オーム社.
- 三好登 (2014) 「大学生の学習成果の規定要因に関する実証的研究—学習成果達成度タイプの観点からの検証—」『大学経営政策研究』(4), 91-105.
- 溝上慎一・森朋子・紺田広明・河井亨・三保紀裕・本田周二・山田嘉徳 (2016) 「Bifactor モデルによるアクティブラーニング(外化)尺度の開発」『京都大学高等教育研究』(22), 151-62.
- 両角亜希子 (2009) 「大学生の学習行動の大学間比較—授業の効果に着目して—」『東京大学大学院教育学研究科紀要』(49), 191-206.
- 村澤昌崇 (2006) 「高等教育研究における計量分析手法の応用(その1) —マルチレベル分析—」『大学論集』(37), 311-27.
- 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.
- 齋藤ひとみ「コンピュータ社会論における LTD の実践と評価」(2014) 『愛知教育大学研究報告(教育科学編)』(63), 223-8.
- 清水裕士 (2014a) 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版.
- 清水裕士 (2014b) 「マルチレベルモデル講習会実践編」(<https://www.slideshare.net/simizu706/ss-38292294>) (2019年9月2日)
- 田村美恵 (2018) 「コミュニケーション不安の個人差がアクティブ・ラーニング型授業の効果に及ぼす影響」『神戸外大論叢』(69) (2), 103-19.
- 富岡比呂子 (2011) 「大学生における LTD 学習法の効果について—共通基礎演習のケーススタディを通して—」『創大教育研究』(20), 51-64.
- 和井田節子・小泉晋一・田中卓也 (2016) 「教員養成課程におけるディベート学習の教育的効果—思考力と社会的能力に着目して—」『共栄大学研究論集』(14), 193-216.
- Wright, J. C., Millar, S. B., Kosciuk, S. A., Penberthy, D. L., Williams, P. H., and Wampold, B. E. (1998). A novel strategy for assessing the effects of curriculum reform on student competence. *Journal of chemical education*, 75(8), 986-92.
- 山田剛史・鈴木雅之 (2017) 『SPSS による統計心理』東京図書.