



アクティブラーニングの経験は学修成果と関連する  
のか：

3年間の学士課程教育における両者の変化に着目して

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2020-11-11 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 畑野, 快, 上垣, 友香理, 高橋, 哲也 メールアドレス: 所属:
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10466/00017140">http://hdl.handle.net/10466/00017140</a>

# アクティブラーニングの経験は学修成果と関連するのか — 3年間の学士課程教育における両者の変化に着目して —

畑 野 快・上 垣 友香理・高 橋 哲 也  
(大阪府立大学) (大阪府立大学) (大阪府立大学)

## Is active learning related to learning outcomes?: — Focusing on the relationship between the change in active learning and learning outcomes for three-years in undergraduate program —

Kai Hatano , Yukari Uegaki , Tetsuya Takahashi  
(Osaka Prefecture University) (Osaka Prefecture University) (Osaka Prefecture University)

The purpose of this study was to examine the changed correlation between the experience of active learning and learning outcomes. Participants (632 freshmen, comprising 417 males and 215 females) completed two sets of questionnaires approximately three years apart. First, the results of Confirmatory Factor Analyses (CFA) showed that the fit indices for the one-factor model on the experience active learning scale and three-factor model on the learning outcomes scale were good. Second, we tested changes in the experience active learning and learning outcomes. Paired t-test and correlation analysis results showed that the experience of active learning scores and learning outcomes increased significantly from first year to third year and that stability of both of them was low. Third, structural equation modeling using the latent change model examined the changed correlations between the experience of active learning and learning outcomes. The results showed that although change in the experience of active learning was positively related to change in learning outcomes, the changed correlations were low. Lastly, we discuss how to support the learning of university students and improve undergraduate programs.

〔キーワード：学士課程教育, 質保証, アクティブラーニング, 学修成果, 可視化, 間接評価〕

### 1. 問題と目的

#### (1) はじめに

文部科学省(2008)によって学士力が提示されて以降, 大学教員が何をしたのかではなく, 学生がどれだけ成長したのか, ということが大学教育における関心となり(松下, 2012), 学生が大学で学んだ成果を学修成果(learning outcomes)として可視化することが大学に求められるようになった。さらに, 文部科学省(2012)では学修成果の達成に重要な役割を果たす教授方法としてアク

ティブラーニング(active learning)が取り上げられ, 全国各地の大学でその導入が進み(河合塾, 2011, 2013), 学修成果との関係が検討されている。多くの実践に基づき, アクティブラーニングと学修成果(例えば成績, 学修意欲の向上, 能力の獲得感など)の関連が報告される一方で, これらの報告はあくまで半期の授業という比較的短期間でかつ少人数の授業を対象とした調査の結果に基づいている。それに対して, 本研究は3年間という比較的長期間でかつ全学的な縦断調査に基づき, 学士課程教育におけるアクティブラーニングと学修成果の関連を明らかにしようとするものである。

## (2) 学士課程教育における学修成果の評価

学修成果として示されている学士力は、知識・理解、技能、態度・志向性、それらの活用の4つの領域から成る(文部科学省, 2008)。学生が学士課程教育の中でこれらの4つの力を全て完全に獲得することは困難であることから、全国の大学ではこれら4つをそれぞれの文脈に応じて解釈し、その達成および可視化を目指すことで学士課程教育の質を保証しようとしている(小笠原, 2012)。当然のことながら、学修成果を可視化するためにはその達成の程度を評価する必要がある。これまで、学修成果を評価する方法は、直接評価(direct measure)、間接評価(indirect measure)の2つに分類することが可能であるとされてきた(山田, 2012)。

直接評価とは、学生が「何ができるか」に着目した評価の方法であり、学修成績の総平均値であるGrade Point Average (GPA) や、ある特定の文脈のもとで、様々な知識や技能などを用いながら行われる、学修者自身の作品や実演(パフォーマンス)の評価(パフォーマンス評価; 松下, 2012)が当てはまる。パフォーマンス評価の具体的な例としては、試験、レポートやプレゼンテーションなどが挙げられ、それらはルーブリック(rubric) (複数の基準とレベル、それを説明する記述語からなる評価基準表; 松下, 2012))に基づいて評価されることが多い。それに対して間接評価は、学生が「何ができているのか」の程度を自己報告式の質問紙を用いて評価する方法である。代表的な調査としては北米のインディアナ大学が開発したNSSE (National Survey of Student Engagement) や、UCLAが開発したCIRP (Cooperative Institutional Research Program) が挙げられ、我が国においてもCIRPの日本版であるJCIRP (山田, 2009)が開発されている(具体的な項目の例は資料に記載した)。

直接評価は、学生のパフォーマンスを確認した上で評価することが可能という利点がある一方で、評価の方法が文脈に依存するため、GPAを除いたパフォーマンス評価は個別の授業において実施されることが多い(例えば松下・小野・高橋, 2012; 松下・大山・田口, 2013; 小野・松下・斎藤, 2014など)。それに対して間接評価は、文脈を超えて一般的な学修成果を測定可能であることから、全学規模での学修成果を評価する際に用いられることが多い(例えば西垣, 2008; 岡田・鳥居, 2011; 山田・森, 2010など)。ただし、その評価はあくまで学生の自己認識に基づくという限界がある。各大学は、これらの特徴を考慮した上で目的に応じて直接・間接評価を使い分け、学修成果の可視化を行っている現状にある。

## (3) アクティブラーニングと学修成果の関連

学修成果を規定する要因としては様々なものが想定されるが、アクティブラーニングは、文部科学省の答申(文部科学省, 2012)において学生が学修成果を達成する上で重要な教授学修方法として取り上げられており、また多くの大学でその導入が進んでいることから(河合塾, 2011, 2013)、アクティブラーニングと学修成果の関連を実証的に明らかにすることは実践的示唆に富む。アクティブラーニングとは「一方向的な知識伝達型講義を聴くという(受動的)学習を乗り越える意味での、あらゆる能動的な学習のこと。能動的な学習には、書く・話す・発表するなどの活動への関与と、そこで生じる認知プロセスの外化を伴う。」と広く定義される(溝上, 2014)。アクティブラーニングには教員と学生の双方向性が比較的ゆるやかなもの(例えば授業の終わりに学生にコメントや感想を書かせるコメントシートや小レポート/テスト、宿題など)、授業の1コマの中で一つの技法として取り入れられるもの(例えばディスカッション、プレゼンテーション、体験学修など)、1学期の授業計画に組み込んで用いられるもの(共同・協調学修(関田・安永, 2005)、Problem/Project Based Learningなど)が含まれる(溝上, 2014)。

これまで、アクティブラーニングと学修成果の関連についての研究は、国内外を通して多くなされてきた。例えば学生に学修した内容をフィードバックすることと学修成果の関連について検討したもの(Jonsson, 2013)、ボランティア活動の経験と学修成果の関連について検討したもの(河井・木村, 2012; 木村・河井, 2013)、グループワークを導入した授業と講義中心の授業を経験した学生の成績を比較したもの(杉山・辻, 2014)、学生同士のやりとり(ピア・レスポンス; peer response)の変化、成績との関連に着目したもの(富永, 2012)、共同学習(cooperative learning)に着目し、学修成果との関係を検討したもの(Herrmann, 2013)、Project/Problem based learningの経験が学生の動機づけ、批判的思考などの認知能力に及ぼす影響を検討したもの(Stefanou, Stolk, Prince, Chen, & Lord., 2013; Stolk & Harari, 2014)などが挙げられる。これらの研究は、アクティブラーニングの経験と学生の学修成果が関連する可能性を示唆するものである。

## (4) 学士課程教育におけるアクティブラーニングの経験の変化と学修成果の変化の関連

このように多くの実践研究によってアクティブラーニングと学修成果の関連が実証的に検討されてきた。ただし、アクティブラーニングは教授方法であるがゆえ、そ

の効果の検証は、多くが半期の間（15回の授業）を対象としてなされてきた。そのため、それよりも長期的な観点からアクティブラーニングの経験と学修成果の関係を検討した研究は筆者の調べた限り見当たらない。半期の間のアクティブラーニングの経験と学修成果の検討は、個別の授業で経験したアクティブラーニングと学修成果の関連は明らかにすることができるが、学士課程教育を通してのアクティブラーニングの経験と学修成果の関連を明らかにすることはできないという限界がある。

また、先述した先行研究は、主に個別の授業を対象としたものであり、全学規模の調査から得られた結果ではない。全学規模の調査を行ったものとして溝上（2009）、山田・森（2010）、岡田・鳥居・宮浦・青山・松村・中野・吉岡（2012）があるが、それらは全て学生の時間の使い方と学修成果との関連を検討したものであり、アクティブラーニングの経験と学修成果との関連を検討したものではない。岡田・鳥居（2011）は学修成果の規定要因として授業経験に着目しており、その中には「グループワーク・プレゼンテーションの経験」などアクティブラーニングに含まれる項目が存在するが、その結果が横断調査で得られたものに基づいているという限界がある。横断調査は、ある時点でのアクティブラーニングの経験と学修成果の相関関係を明らかにしても、時系列に伴う両者の共変関係を明らかにすることはできない（村山, 2012）。そのため、横断調査・縦断調査の両方を行い、アクティブラーニングの経験、学修成果の間に相関関係、共変関係がみられるのかどうかを確認することで、初めて両者の関連を積極的に主張することができる。

これらの限界を克服するためには、長期的でかつ全学的な調査に基づいてアクティブラーニングの経験と学修成果の関係を検討する必要がある。そうすることで、アクティブラーニングと学修成果の関連をより精緻に検討した上での結果を得ることができ、得られた結果を基にアクティブラーニングを学士課程教育に組み込む方策について議論することが可能となる。

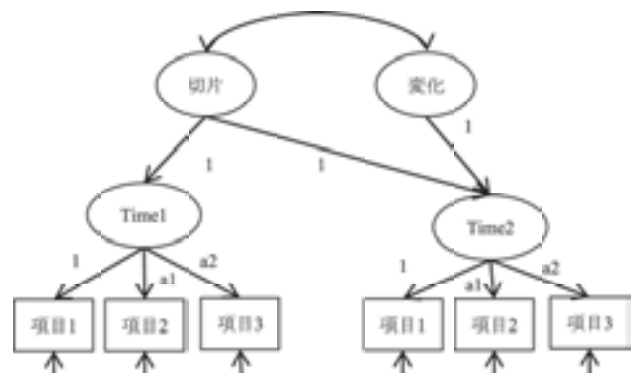
### (5) 本研究の目的

以上を踏まえ、本研究では学士課程教育における3年間に着目し、その中で2時点の縦断調査を実施することを通して、アクティブラーニングの経験と学修成果との関連を実証的に検討することを目的とする。本研究でのアクティブラーニングの経験、学修成果の評価は間接評価で行う。パフォーマンス評価は文脈依存的な特徴が強く、長期的な評価の実施が困難であることは前述した通りである。また、全学的に実施可能と考えられるGPAは、学生が受講した全ての授業における成績の総体であるた

め、その内実が不明瞭であり、知識・理解を測定しているものの、学士力の技能や態度・志向性を十分に測定することが難しいとの指摘がある（高橋・星野・溝上, 2014）。それに対して、間接評価はあくまで学生の自己認識という限界はあるものの、長期的にかつ全学的に調査を実施可能であり、また知識、技能、態度・志向性など学士力における重要な要素を網羅的に測定可能であることから、本研究の目的に合致していると考えられる。

分析は以下の手順で行う。アクティブラーニングの経験は様々な学修経験を含むため（溝上, 2014）、全学的な調査を行う際にはいくつかの経験の総体として測定する必要がある。さらに、学士力に表されるような汎用的な能力は、細分化して捉えることが可能であると同時に、高次の能力としてまとめることも可能である（例えばOECD, 2005など）。授業など個別の文脈の影響が強い場合は、アクティブラーニングの経験、汎用的な能力を細分化して分析することが適していると考えられるが、個別の授業を総合した全体的な成果を評価する際には、細分化するよりも高次の能力として分析することが適していると考えられる。学士力が、知識・理解、汎用的技能、態度・志向性、それらの活用が大別されることを考慮すると（文部科学省, 2008）、これらを基準にして能力を高次の概念に分類し、分析を行うことが妥当であろう。そこで、まずは本研究におけるアクティブラーニングの経験、学修成果を高次の概念にまとめることの妥当性を確認的因子分析によって検討する。

次に、1年生から3年生にかけて学生のアクティブラーニングの経験、学修成果の達成の程度は変化するかどうかを確認する。多くの大学では、1年生の時期に一般教養課程などの科目を講義形式で受講する機会が多く、3年生になるとゼミ形式など少人数制の授業を多く受講するようになる。アクティブラーニングは少人数での授業で導入されることが多いため、1年生から3年生



(注) 誤差及び誤差分散は省略した。

図1 潜在変化モデル

にかけてアクティブラーニングの経験は増加すると考えられる(仮説1)。また、学修成果の程度は1年生の時よりも3年生においてより達成されていると考えられる(仮説2)。

これら2点を確認した後、両者の変化は関連しているのかどうかを確認する。この目的を達成するために、本研究では潜在変化モデル(latent change model; McArdle & Nesselrode, 1994; 図1)を用いて検討を行う。潜在変化モデルは、二時点における変数間の相関関係と共変関係を同時に扱うことができるモデルであり、アクティブラーニングの経験の変化と学修成果の変化の関連を検討するという本研究の目的と合致している。先行研究から判断すると、アクティブラーニングの経験の変化と学修成果の達成の程度の変化との間には正の関連がみられると考えられる(仮説3)。なお、分析には統計用ソフトSPSS20.0, Amos20.0を使用した。

## 2. 方法

### (1) 調査対象者及び実施手続き

大阪府A大学の18~49歳の人文・経済・社会学系、理・工・農学系、保健系の学部にも所属する新入生を対象として、2009年11月(Time1; T1)と2011年10月(Time2; T2)の二時点において、以下の項目を含む無記名の個人記入形式の調査用紙を大学の講義中に配布し、一斉に実施した。なお、データの照合を行うために、それぞれの質問用紙に学籍番号を記入するよう求めた。T1の調査回答者は、1,258名(男性780名, 女性472名, 性別不明6名, 平均年齢 $18.46 \pm 1.33$ 歳), T2の調査回答者は、1,032名(男性718名, 女性309名, 性別不明, 5名, 平均年齢 $20.54 \pm 0.96$ 歳)であった。分析においてはT1とT2に回答し、マッチング可能であった632名(男性417名, 女性215名)を対象とした。実施に当たっては“この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い、個人の情報や回答内容が特定されたり、外部に漏れたりすることは一切ありません。”と教示して倫理的な配慮を行った。

### (2) 使用した項目

**アクティブラーニングの経験** アクティブラーニングの経験を測定するために、JCIRPで使用されている大学での授業の経験について尋ねる項目(14項目)の中で、アクティブラーニングの経験に相当すると考えられる項目について、溝上(2014)の定義に基づき、内容を検討した。その結果、“実験, 実習, フィールドワークなどを実施し、学生が体系的に学ぶ”, “授業の一環でボランティア活動をする”, “学生が自分の考えや研究を発表する”, “授業中に学生同士が議論をする”, “授業で検討するテーマ

を学生が設定する”がそれぞれアクティブラーニングの経験に相当すると判断した。教示は“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れくらいありましたか”であり、“全くなかった”から“ひんぱんにあった”の4件法で評定を求めた。分析を行う際には“, 全くなかった”から“ひんぱんにあった”をそれぞれ1~4点とし、使用した。

**学修成果の獲得感** 大学生の学修成果の獲得感を測定するために、JCIRPで使用されている知識, 能力, 態度の獲得感に関する20項目を使用した。これらの項目を学士力における知識・理解, 汎用的技能, 態度・志向性の定義に沿って高次の能力に分類した(具体的な項目は資料に記載した)。ただし, “卒業後に就職するための準備の程度”に関してはどの領域にも属しないと判断し, 分析には含めないこととした。教示は“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”であった。“大きく減った”から“大きく増えた”の5件法で評定を求めた。分析を行う際には“大きく減った”から“大きく増えた”をそれぞれ1~5点とし、使用した。

## 3. 結果

### (1) 使用した項目の因子構造の確認

アクティブラーニングの経験, 学修成果の獲得感として使用した項目を高次の因子にまとめることの妥当性を確認するため、アクティブラーニングの経験, 学修成果の獲得感(知識・理解, 汎用的技能, 態度・志向性)について1因子構造, 3因子構造でモデルを構成し、それぞれに対して確認的因子分析(最尤法)を行った。潜在因子を構成する上で、複数の項目を一つの顕在変数にまとめる小包化(Item Parceling)を行った(星野・岡田・前田, 2005)。まとめた顕在変数はパーセルと表記する。小包化を行う際、項目間の相関関係を検討し、その中からランダムに項目を選出した。アクティブラーニングの経験は3パーセルで潜在変数を構成し、学修成果の獲得感に関しては、知識・理解は1パーセルと2項目, 汎用的技能には3パーセル, 態度・志向性は3パーセルからそれぞれ潜在変数を構成し、潜在変数の間には共分散を仮定した。

また、データとモデルの適合性の指標には、CFI, RMSEAを用いた。CFIは1.00, RMSEAは.00に近いほどデータとモデルとの当てはまりがよい。RMSEAは,.05~.09以下が許容範囲であり,.10以上がデータとモデルの当てはまりが良くないとされている。T1のデータを使用して分析した結果、それぞれ許容範囲の適合度が得られた(アクティブラーニングの経験:  $\chi^2(5)=$

表1 各変数の平均値の変化および効果量 (N=627-632)

	T1			T2			T2-T1	差の95%信頼区間			効果量 <i>d</i>
	<i>M</i>	<i>SD</i>	$\alpha$ 係数	<i>M</i>	<i>SD</i>	$\alpha$ 係数		<i>t</i> 値	下限	上限	
アクティブラーニングの経験 学修成果の獲得感	2.14	.50	.68	2.47	.52	.68	.32	13.84***	-.37	-.28	.55
知識・理解	3.57	.47	.67	3.81	.41	.50	.24	11.48***	-.28	-.20	.46
汎用的技能	3.39	.48	.79	3.63	.43	.72	.24	11.41***	-.28	-.20	.46
態度・志向性	3.29	.45	.74	3.50	.44	.66	.22	10.31***	-.26	-.17	.42

\*\*\* $p < .001$

12.701,  $p < .05$ , CFI = .983, RMSEA = .049(90% CI = .016-.084); 学修成果:  $\chi^2(24) = 165.09, p < .001$ , CFI = .934, RMSEA = .097(90% CI = .083-.111). これらの結果からアクティブラーニングの経験, 学修成果の獲得感を高次の因子としてまとめることはデータとモデルの当てはまりに問題がないことが確認されたため, それぞれの項目を加算平均したものをアクティブラーニングの経験得点 (以下AL得点), “知識・理解”, “汎用的技能”, “態度・志向性” 得点とした。

(2) 使用尺度の平均値の変化および相関係数

まず, アクティブラーニングの経験, 学修成果の獲得感における各3下位次元の項目の内的一貫性を確認するため, クロンバックの $\alpha$ 係数を算出した(表1)。概ね.70前後の値が得られたが, T2の知識・理解の $\alpha$ 係数が.50であり, その値は十分ではなかった。ただし, T1に関しては.67と問題のない値が得られていたため, 本研究ではそのまま用いることとした。次に, AL得点, 学修成果の獲得感の平均値の変化を明らかにするため, それぞれの平均値を算出し, 対応のある*t*検定を行った。表1からすると, AL得点, 学修成果の獲得感における各下位次元の平均値は, それぞれT1よりもT2で有意に上昇していた(全て $p < .001$ )。さらに, それぞれの変化量を明らかにするため, 効果量 (Cohen's *d*) を算出した。効果量 (*d*) は.20以上なら弱い効果, .50~.80なら中程度の効果, .80以上なら強い効果とされる (Cohen, 1988)。アクティブラーニングの経験の変化量は中程度, 学修成果の

変化量は弱いものであった。

加えて, 各尺度の安定性の観点からの変化を確認するために, 相関係数を算出した。表2からすると, T1におけるアクティブラーニングの経験, 学修成果の3下位次元と, T2におけるそれぞれの変数間の相関係数は.30~.35と全体的に弱かった。この結果は, それぞれの変数の安定性がそれほど高くなく, アクティブラーニングの経験, 学修成果の獲得感は変化する可能性を示している。以上の結果から, 3年間の大学生のAL得点, 学修成果の各下位次元の平均値は上昇すること, アクティブラーニングの経験, 学修成果は変化することが確認された。これらのことは, 1年生から3年生にかけてアクティブラーニングの経験は増加する(仮説1), 学修成果は1年生の時よりも3年生において達成される(仮説2)という仮説をそれぞれ支持するものであった。

(3) アクティブラーニングの経験の変化と学修成果の変化の関係

アクティブラーニングの経験の変化と学修成果の変化の関係を検討するために, 潜在変化モデルによる共分散構造分析を行った。潜在変化モデルは初期値 (切片) と変化 (傾き) を切り分けた上で, 両者の関係を同時に検討するものであり (McArdle & Nesselroade, 1994) (図1), 近年いくつかの研究によってその有用性が確認されている分析手法である(畑野・原田, 印刷中; Takahashi, Edmand, Jackson, & Roberts., 2013など)。データとモデルの適合度の指標には(2)と同様にCFI,

表2 変数間の相関係数 (N=627-632)

		1	2	3	4	5	6	7	8
T1	1 アクティブラーニングの経験	—	.14***	.23***	.24***	.34***	.07	.11**	.09*
	2 知識・理解		—	.59***	.62***	.13**	.31**	.18***	.16***
	3 汎用的技能			—	.72***	.14**	.21***	.35***	.22***
	4 態度・志向性				—	.20***	.20***	.26***	.30***
T2	5 アクティブラーニングの経験					—	.17***	.22***	.18***
	6 知識・理解						—	.50***	.52***
	7 汎用的技能							—	.62***
	8 態度・志向性								—

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

表3 潜在変化モデルの分析結果 (N=627-632)

		切片				変化			
		1	2	3	4	5	6	7	8
切片	1 アクティブラーニングの経験	—	.20**	.33***	.34***	-.53***	-.12**	-.17**	-.19**
	2 知識・理解		—	.83***	.85***	-.03	-.72***	-.56***	-.55***
	3 汎用的技能			—	.97***	-.10	-.60***	-.62***	-.60***
	4 態度・志向性				—	-.04	-.63***	-.65***	-.62***
変化	5 アクティブラーニングの経験					—	.13*	.21***	.12*
	6 知識・理解						—	.85***	.88***
	7 汎用的技能							—	.93***
	8 態度・志向性								—

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

RMSEAを用い、潜在変数を構成するには項目の小包化を行った。

アクティブラーニングの経験の変化と学修成果の変化の関係を潜在変化モデルによって確認したところ、モデルの適合度は  $\chi^2(322)=1215.770(p<.001)$ , CFI=.843, RMSEA=.066(90%CI=.062-.070)であった。CFIの値が基準値よりも低かったが、CFIは項目数の多さに依存することが指摘されており(豊田, 1998), 項目数に依存しない値であるとされるRMSEAが許容範囲内の値であったことから、モデルとデータの当てはまりに問題がないと判断した。表3から、アクティブラーニングの経験の切片と学修成果の切片との関係は弱い正の関連であり(.20~.34), 両者の変化の関連は全て弱い正の関連であった(.12~.21)。これらの結果は、アクティブラーニングの授業を多く受けるほど学修成果を達成し、逆にアクティブラーニングの経験が減少している学生ほど学修成果を達成していない可能性を示していた。これは仮説3を支持するものであったと言える。ただし、両者の変化の関係はそれほど強いものではなかった。加えて、学修成果の3下位次元の変化の関連は全て.80以上の関連という非常に強い結果が得られた。この結果は、変化の観点からすると学修成果を3つの次元に分類することが重要な意味を持たない可能性を示していた。

#### 4. 考察

本研究の目的は3年間にわたる縦断調査に基づき、学士課程教育におけるアクティブラーニングの経験の変化と学修成果の変化の関係を実証的に検討することであった。そのために、まず本研究で使用したアクティブラーニングの経験、学修成果に関する項目に対して高次の因子を仮定することの妥当性を確認するため、確認的因子分析を行った。CFI, RMSEAの値は許容範囲内であったことから、それぞれの項目を加算平均することに問題

がないことを確認した。次に、AL得点、学修成果の獲得感における各下位次元の得点が3年間を通して変化するのかどうかを確認するため、対応のあるt検定及びT1, T2における両変数の相関関係を確認した。得られた結果は、それぞれが3年の間に変化していることを示すものであった。最後に、アクティブラーニングの経験の変化と学修成果の3下位次元の得点の変化との間における共変関係を検討するため、潜在変化モデルに基づく共分散構造分析を行った。得られた結果は、アクティブラーニングの経験の変化と学修成果の3下位次元の変化との間に正の共変関係があることを示すものであったが、その関係は弱いものであった。

以上の結果から考えられる本研究の意義は以下の2点である。1点目は、学士課程教育の観点からアクティブラーニングの経験と学修成果の関連を実証的に明らかにしたことである。これまでは、あくまで半期の間、かつ少数の調査対象者を基にアクティブラーニングの経験と学修成果の関連を検討するに留まっていた(木村・河井, 2012; 杉山・辻, 2014; Stolk & Harari, 2014; 富永, 2012など)。そのため、学士課程教育における両者の関連は明らかになっていなかった。それに対して、本研究では、全学的な規模で3年間という比較的長期にわたる縦断調査を基に両者の関連を明らかにした。この結果は、半期の調査では明らかにすることができなかったものであり、学士課程教育を通して学生が成長するプロセスの一端を明らかにした知見と言えるだろう。

2点目は、アクティブラーニングの経験の変化と学修成果の獲得感の変化の関連は、その下位次元によって異なることを明らかにした点である。本研究における潜在変化モデルの結果は、アクティブラーニングの経験の変化と汎用的技能の変化が他の学修成果の指標よりも強く関連する可能性を示していた。アクティブラーニングは知識・理解だけでなく高次の認知能力や技能の獲得に効果があると期待されているだけに(溝上, 2014; 文部科

学省, 2012), この結果はそれらの見解を支持するものであったと言える。このように, 本研究は, 変化の観点から, 学修成果の獲得感に対してアクティブラーニングの経験が果たす役割を明確にしたものと言えよう。

ただし, 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汎用的技能ですら, その関連は.21と比較的弱いものであった。アクティブラーニングは確かに学修成果の達成に重要な役割を果たすが, 単にそれを経験するだけではその効果は十分でないのかもしれない。例えば, 松下(2015)はアクティブラーニングの経験が活動のみを重視しすぎることの危険性を指摘する。また, 蔣・溝上(2014)は, 半期の調査ではあるものの, アクティブラーニングを受けるだけでは十分ではなく, 学生がどのような態度を持って授業を受けるかにより, 学修成果が異なる可能性を示している。これらの見解は, アクティブラーニングの経験に学生の態度が加わって初めて学生にとって深い学び(Marton & Säljö, 1976)が生じる可能性を表している。このことを考慮すると, 本研究の結果は, アクティブラーニングの経験は, 1年生から3年生にかけて増加していくが, 単に経験が蓄積するだけでは学修成果の達成につながる可能性を示唆している。例えば, 1年生は高校生の時の経験が影響して, 受動的な学習態度で授業に臨む可能性があるため, アクティブラーニングに対応することができないことが考えられる。そのため, まずは初年次教育を通して, アクティブラーニングに対応できる態度(例えば主体的な学修態度; 畑野・溝上, 2013)を獲得させ, アクティブラーニングの経験を深い学びへと結びつけるための素地を整えることが重要である。このような態度を1年生の時に学生に身につけさせることで, 2年生, 3年生の専門科目におけるアクティブラーニングの経験が深い学びへとつながっていく可能性があると考えられる。

最後に本研究の限界について触れておく。まず, 本研究では大学1年生から3年生にかけての3年間の縦断調査に留まっている。学士課程教育におけるアクティブラーニングの経験と学修成果の関連を検討するならば, 4年生までの縦断調査を実施し, 両者の変化の関連を検討する必要がある。次に, 学修成果を測定する方法についての限界である。本研究で用いた学修成果の獲得感尺度についてのCFAの結果は許容の範囲内であったものの, T2における“知識・理解”の $\alpha$ 係数は比較的低い値であり, 潜在変化モデルにおける学修成果の獲得感における3下位次元の関係は切片, 変化ともに極めて高い値であった。これらのことは, 項目の内的一貫性, 因子構

造について検討の余地があることを示している。今後は, 学修成果の獲得感における因子構造の安定性などを確認し, その妥当性を吟味していく必要がある。最後は, 学生の学修態度を考慮していない点である。本研究ではアクティブラーニングの経験を受講した機会として測定し, 学修成果との関連を検討した。しかしながら, その機会をどのような態度で受講するか, ということは学修成果と重要な関連を持つと考えられる。今後は, 学修成果の獲得感に対するアクティブラーニングの経験と主体的な学修態度(畑野・溝上, 2013)の交互作用を検討することで, 学修成果の規定要因としてのアクティブラーニングの経験が果たす役割を明確にすることが可能になるだろう。

### 参考文献

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavior science (2nd edn)*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Herrmann, K, J. (2013). The impact of cooperative learning on student engagement: Results from an intervention. *Active Learning in Higher Education*, 3, 175-187.
- 畑野快・原田新 (印刷中) 「大学生のアイデンティティの変化と主体的な学習態度の変化の関連: 大学新入生の前期課程に着目して」, 『発達心理学研究』
- 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, pp.13-22.
- 星野崇宏・岡田謙介・前田忠彦 (2005) 「構造方程式モデリングにおける適合度指標とモデル改善について: 展望とシミュレーション研究による新たな知見」, 『行動計量学』 32, pp.209-235.
- Jonsson, A. (2013). Facilitating productive use of feedback in higher education. *Active Learning in Higher Education*, 1, 63-76.
- 河合塾編(2011)『アクティブラーニングでなぜ学生は成長するのか』東信堂.
- 河合塾編(2013)『深い学びを促すアクティブラーニング』東信堂.
- 河井亨・木村充 (2012) 「サービス・ラーニングにおけるリフレクションとラーニング・ブリッジングの役割: 立命館大学「地域活性化ボランティア」調査を通じて」, 『日本教育工学会論文誌』 36, pp.419-428.
- 木村充・河井亨 (2012) 「サービス・ラーニングにおける学生の経験と学習成果に関する研究—立命館大学「地



- 域活性化ボランティア」を事例として一],『日本教育工学会論文誌』36, pp.227-238.
- Marton, F. & Säljö, R. (1976). On qualitative differences in learning. I. Outcome and process. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 4-11.
- 松下佳代(2012)「パフォーマンス評価による学習の質の評価—学習評価の構図の分析にもとづいて—」,『京都大学高等教育研究』18, pp.75-114.
- 松下佳代・小野和宏・高橋雄介 (2013)「レポート評価によるルーブリックの開発とその信頼性の検討」,『大学教育学会誌』35(1), pp.107-115.
- 松下佳代・田口真奈・大山牧子 (2013)「深い学習の評価ツールとしてのコンセプトマップの有効性—哲学系入門科目でのアクションリサーチを通じて—」,『大学教育学会誌』35(2), pp.121-130.
- 松下佳代 (2015)「ディープ・アクティブラーニングへの誘い」松下佳代・京都大学高等教育開発推進センター編『ディープ・アクティブラーニング—大学授業を深化させるために—』勁草書房, pp.1-17.
- McArdle, J. J., & Nesselroade, J. R. (1994). *Using multivariate data to structure developmental change*. In H. W. Reese & S. H. Cohen (Eds.), *Lifespan developmental psychology: Methodological contributions* (pp. 223-267). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- 溝上慎一 (2009)「『大学生生活の過ごし方』から見た学生の学びと成長の検討—正課・正課外のハランスのとれた活動が高い成長を示す」,『京都大学高等教育研究』15, pp.107-118.
- 溝上慎一(2014)『アクティブラーニングと教授学習パラダイムの転換』東信堂.
- 文部科学省 (2008)「学士課程教育の構築に向けて(答申)」, [http://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1217067.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1217067.htm) (参照日 2015.1.28).
- 文部科学省(2012)「予測困難な時代において生涯学び続け、主体的に考える力を育成する大学へ(答申)」, [http://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chukyo/chukyo4/siryu/1324511.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo4/siryu/1324511.htm) (参照日 2015.1.28).
- 村山航(2012)「妥当性：概念の歴史的変遷と心理測定学的観点からの考察」,『教育心理学年報』51, pp.118-130.
- 西垣順子(2008)「初年次教育の「質」に関する調査報告：学生による質評価と成績評価, 自主学習の関連」,『大阪市立大学『大学教育』』6, pp.1-8.
- OECD (2005) *The definition and selection of key competencies: Executive summary*. OECD.
- 小笠原正明(2012)「主体的学びのパラドックス」,『IDE 現代の高等教育』543, pp.41-44.
- 岡田有司・鳥居朋子 (2011)「私立大学における大学生の学習成果の規定要因—ユニバーサル・アクセス時代における多様性と質保証の観点から—」,『京都大学高等教育研究』17, pp.15-26.
- 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 (2012)「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, pp.167-182.
- 小野和宏・松下佳代・斎藤有吾 (2014)「PBLにおける問題解決能力の直接評価—改良版トリプルジャンプの試み—」,『大学教育学会誌』36, pp.123-132.
- 関田一彦・安永悟 (2005)「共同学習の定義と関連用語の整理」,『協同と教育』1, pp.10-17.
- Stefanou, C., Stolk, J. D., Prince, M., Chen, J. C., & Lord, S. M. (2013) Self-regulation and autonomy in problem and project-based learning environments. *Active Learning in Higher Education*, 2, 109-122.
- Stolk, J., & Harari, J. (2014). Student motivation as predictors of high-level cognitions in project-based classroom. *Active Learning in Higher Education*, 1, 231-247.
- 蔣妍・溝上慎一 (2014)「学生の学習アプローチに影響を及ぼすピア・インストラクション—学生の授業外学習時間に着目して—」,『日本教育工学会論文誌』38, pp.91-100.
- 杉山成・辻義人 (2014)「アクティブラーニングの学習効果に関する検証—グループワーク中心クラスと講義中心クラスの比較による—」,『小樽商科大学人文研究』127, pp.61-74.
- Takahashi, Y., Edmands, G. W., Jackson, J. J., & Roberts, B. W. (2013). Longitudinal Correlated Changes in Conscientiousness, Preventative Health-Related Behaviors, and Self-Perceived Physical Health. *Journal of Personality*, 81, 417-427.
- 高橋哲也・星野聡孝・溝上慎一(2014)「学生調査とeポートフォリオならびに成績情報の分析について—大阪府立大学の教学IR実践から—」,『京都大学高等教育研究』20, pp.1-15.

富永敦子(2012)「文章表現授業における大学生のピア・レスポンス指向性の変化と要因の分析」、『日本教育工学会論文誌』36, pp.301-311.

豊田秀樹(1998)『共分散構造分析：入門編』朝倉書店.

山田礼子(2009)「アセスメントの理論と実践」山田礼子(編)『大学教育を科学する：学生の教育評価の国際比較』東信堂, pp.13-38

山田礼子(2012)『学士課程教育の質保証に向けて：学生調査と初年次教育から見えてきたもの』東信堂.

山田剛史・森朋子(2010)「学生の視点から捉えた汎用的技能獲得における正課・正課外の役割」、『日本教育工学会誌』34, pp.13-21.

## 資料

### 知識・理解

一般的な教養

専門分野や学科の知識

異文化の人々に関する知識

グローバルな問題の理解

### 汎用的技能

分析力や問題解決力

批判的に考える能力

人間関係を構築する能力

文章表現の能力

外国語の運用能力

コミュニケーションの能力

プレゼンテーションの能力

数理的な能力

コンピュータの操作能力

### 態度・志向性

リーダーシップの能力

他の人と協力して物事を遂行する能力

異文化の人々と協力する能力

地域社会が直面する問題を理解する能力

国民が直面する問題を理解する能力

時間を効果的に利用する能力