

アイデンティティと主体的な学習態度に対する内発的動機づけの媒介効果

—畑野・原田（2014）の知見の拡張—

稲垣 勉 [鹿児島大学教育学系（教育心理学）]

島 義弘 [鹿児島大学教育学系（教育心理学）]

The mediating effect of intrinsic motivation on the relationship between identity and active learning attitudes of students: Expanding on the understanding of Hatano and Harada's (2014) study

INAGAKI Tsutomu and SHIMA Yoshihiro

キーワード：アイデンティティ、内発的動機づけ、主体的な学習態度、媒介効果

問題と目的

近年、「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（溝上, 2014, p.7）」として、アクティブ・ラーニング（active learning）が注目されている¹。その背景には、従前の「“インプットだけの、一方向的で、受動的な講義形式”が主流だった大学授業（松下, 2015, p.3）」から、学習者中心のパラダイムへの転換を図るねらいがあると言える（稲垣(藤井)・當山, 2017)。したがって、こうしたアクティブ・ラーニングを用いた授業に参加する学習者には、以前にも増して、主体的な学習態度が求められると言えるだろう。

それでは、主体的な学習態度はいかにして高められるのだろうか。この点について、畑野・原田（2014）は、大阪府内・兵庫県内の大学1, 2, 3年生を対象に調査を行い、主体的な学習態度を促進する要因を検討している。彼らの調査結果によると、学習者自身のアイデンティティが明確であることが内発的動機づけの向上につながり、主体的な学習態度を促進することが示されている。具体的には、対自的同一性と心理社会的同一性からなる「心理社会的自己同一性」が「内発的動機づけ」を高めることを通じて、「主体的な学習態度」を間接的に促進するというプロセスが実証されている。

これまで、内発的動機づけもアイデンティティのいずれも、主体的な学習態度や学業達成などに結びつくということが、多くの研究において報告されてきた（e.g., Berzonsky & Kuk, 2005; 岡田, 2018; 下山, 1995; Vansteenkiste, Zhou, Lens, & Soenens, 2005)。内発的動機づけは主に教育心理学の領域で、またアイデンティティは主に発達心理学の領域において研究が進められており、両者を一つの議論の俎上に乗せた試みはこれまでみられなかった。その意味で、畑野・原田（2014）の試みは、

¹ 溝上（2014）や松下（2015）では、active learning はひとまとまりの連語と見なせるということから「アクティブラーニング」というように、単語の区切りに「・」を入れていない。ただし、「好みの問題（溝上, 2014, p.7)にすぎず、本論文では「・」を入れて表記する。

主体的な学習態度の促進要因を検討したり、介入可能性を検討したりするといった、今後の研究に活路を拓くものである。この知見が頑健であるとすれば、キャリア教育などの機会を通じて学習者のアイデンティティを明確にすることで、内発的動機づけを高め、ひいては主体的な学習態度を促進することが期待できる。

ただし、畑野・原田 (2014) の研究では4年生は調査対象になっておらず、彼らも、4年生を対象としてデータを収集し、仮説モデルの等質性および内発的動機づけの間接効果を確認することで、学士課程全体を通しての仮説モデルの有用性を明らかにする必要があることを課題として指摘している。また、心理社会的自己同一性や内発的動機づけ、主体的な学習態度は調査対象となる大学によって差異がみられる可能性についても言及している。

そこで本研究では、畑野・原田 (2014) のサンプルとは異なる大学の学生に調査を行い、彼らの知見が頑健であるか否かを検討する。併せて、畑野・原田 (2014) では収集されていない大学4年生のデータも収集し、全ての学年において、心理社会的自己同一性が内発的動機づけを介して主体的な学習態度に影響するという、同一のモデルが採用されるか否かも検討する。

方法

調査協力者

鹿児島県内の大学生 350 名 ($Mean\ age = 20.22, SD = 1.58$) を対象に質問紙調査を行った。このうち、学年および性別の内訳は、1年生 65 名 (男性 29 名, 女性 36 名), 2年生 105 名 (男性 61 名, 女性 44 名), 3年生 129 名 (男性 54 名, 女性 75 名), 4年生 50 名 (男性 16 名, 女性 34 名), 不明 1 名 (女性 1 名) であった。

調査内容

まず、フェイスシート (年齢, 学年, 性別, 教育実習 (実施前・実施後・その他), 進路希望 (決まっている, 決まっていない), 学籍番号) への記入を求めたのち, 以下の項目への回答を求めた。

アイデンティティ 谷 (2001) による多次元自我同一性尺度 20 項目について, 「1: 全くあてはまらない-7: 非常にあてはまる」の 7 件法で回答を求めた。

主体的な学習態度 畑野・溝上 (2013) による主体的な学習態度尺度 9 項目について, 「1: あてはまらない-5: あてはまる」の 5 件法で回答を求めた。

内発的動機づけ 畑野 (2013) による学習動機づけ尺度 18 項目について, 「1: あてはまらない-5: あてはまる」の 5 件法で回答を求めた。

上記の 3 尺度はいずれも畑野・原田 (2014) と同一である。この他にも複数の心理尺度を実施したが, 本論文の目的とは関連しないため, 報告は割愛する (詳細は島・稲垣 (印刷中) を参照)。

手続き

20xx 年の 10 月に, 講義終了前の一部の時間を用いて調査票を配布し, 一斉に調査を実施した。その際, 本調査への参加は任意であり, 研究のあらゆる段階においてプライバシーは厳守されることや, 回答しないことによる不利益は一切生じないこと, 記入を求めた学籍番号については後続の調査との対応をとるためだけに限って使用することを質問紙の教示および口頭で説明し, 協力に同

意する者のみ回答するよう求めた。参加者が調査票への回答に要した時間は15分程度であった。

結果

分析対象者の確定

調査票への回答を得られた350名のうち、本調査において使用した尺度において、いずれの項目にも欠損のなかった342名(1年生62名(男性29名,女性33名),2年生105名(男性61名,女性44名),3年生126名(男性53名,女性73名),4年生49名(男性15名,女性34名), $Mean\ age = 20.22$, $SD = 1.58$)を最終的な分析対象とした。

各尺度の記述統計量および相関係数

畑野・原田(2014)と同様に、多次元自我同一性尺度の下位尺度のうち、「対自的同一性」「心理社会的同一性」の計10項目を「心理社会的自己同一性」の指標とし(1,2,3,4年生の順に, $\alpha = .90, .89, .86, .94$), 学習動機づけ尺度の下位尺度のうち「知的好奇心」6項目を内発的動機づけの指標として分析に用いた(1,2,3,4年生の順に, $\alpha = .90, .85, .88, .87$)。また、主体的な学習態度尺度は特に項目の取捨選択を行わず、9項目をそのまま分析に用いた(1,2,3,4年生の順に, $\alpha = .90, .92, .87, .90$)。

各尺度の記述統計量と、各尺度間の相関係数をTable1, 2に示す。Table1, 2で報告されている値は、各尺度の合算平均値を用いた。いずれの尺度も得点が高いほど、当該尺度名の傾向が強いことを示す。Table2より、3年生のみ、心理社会的自己同一性と主体的な学習態度の相関係数が有意でなかった($r = .13, ns$)。このことは媒介分析の前提(Iacobucci, 2008)を満たしていないことを意味するが、それ以外の変数間の相関係数はいずれの学年においても有意であったため、畑野・原田(2014)と同様に、後述する媒介分析を行うこととした。

Table1
心理社会的自己同一性, 内発的動機づけ, 主体的な授業態度の相関係数(1, 2年生)

	1年生 (n=62), 2年生 (n=105)			1年生		2年生	
	1	2	3	M	SD	M	SD
1. 心理社会的自己同一性	—	.63 **	.44 **	4.48	1.02	4.34	1.04
2. 内発的動機づけ	.23 *	—	.63 **	3.52	0.77	3.29	0.79
3. 主体的な授業態度	.22 *	.41 **	—	2.99	0.56	2.75	0.53

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

注) 相関係数表は右上が1年生, 左下が2年生を示す。

Table2
心理社会的自己同一性, 内発的動機づけ, 主体的な授業態度の相関係数(3, 4年生)

	3年生 (n=126), 4年生 (n=49)			3年生		4年生	
	1	2	3	M	SD	M	SD
1. 心理社会的自己同一性	—	.27 **	.13	4.49	0.96	5.04	1.16
2. 内発的動機づけ	.35 *	—	.34 **	3.37	0.69	3.39	0.82
3. 主体的な授業態度	.47 **	.47 **	—	2.94	0.59	3.12	0.62

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

注) 相関係数表は右上が3年生, 左下が4年生を示す。

多母集団同時分析による媒介分析

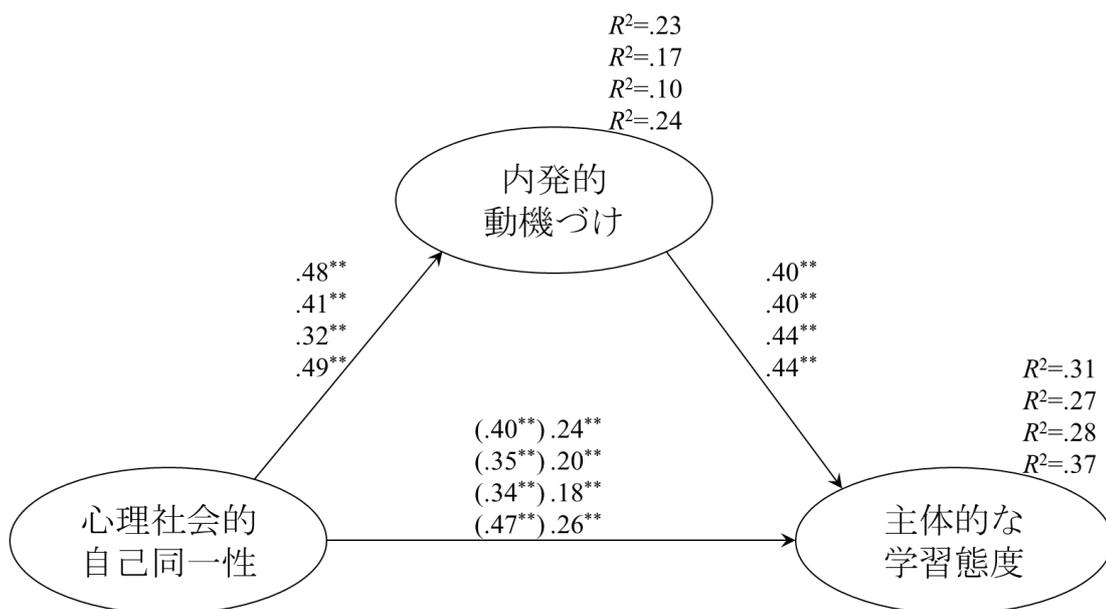
畑野・原田 (2014) と同様に、心理社会的自己同一性が内発的動機づけを媒介して主体的な学習態度を促進するというモデルが学年を問わず当てはまるか否かを検討するため、多母集団同時分析による媒介分析を実施した。まず、内発的動機づけおよび主体的な学習態度は Item Parceling を行って潜在変数を仮定した (内発的動機づけは2パーセル, 主体的な学習態度は3パーセル)。また、心理社会的自己同一性は対自的同一性と心理社会的同一性の2下位尺度から潜在変数を構成し、媒介分析を実施した。

全てのパスに等値制約を課すモデルと、等値制約を課さないモデルのAICを比較したところ、前者は218.76、後者は220.36であり、前者の適合がより良好であったため、畑野・原田 (2014) と同様に等値制約を課すモデルを採用した。採用したモデルのパス係数と決定係数を Figure1 に示す。

Figure1 に示されているとおり、全ての学年において心理社会的自己同一性から主体的な学習態度への直接効果が有意であったが (1, 2, 3, 4年生の順に, $b^* = .40, .35, .34, .47, ps < .01$), 媒介変数として内発的動機づけをモデルに組み込んだ場合、直接効果は全ての学年において減衰した (1, 2, 3, 4年生の順に, $b^* = .24, .20, .18, .26, ps < .01$)。

そこで、内発的動機づけの間接効果について正確な評価を行うため、畑野・原田 (2014) と同様にブートストラップ法 (標本数 5000) を用いて信頼区間を計算した。その結果、いずれの学年においても間接効果の95%信頼区間は0をまたがず、間接効果はいずれも有意だった (Table3)。

媒介変数である内発的動機づけをモデルに組み込んだ際に、心理社会的自己同一性から主体的な学習態度への直接効果の値は減衰したものの、それらは変わらず有意であった。ただし間接効果は有意であったことから、この媒介モデルは畑野・原田 (2014) と同様に部分媒介ではあるものの、学年を問わず、心理社会的自己同一性が内発的動機づけを介し、主体的な学習態度を間接的に促進することが示された。



注1) それぞれの値は、上から1年生, 2年生, 3年生, 4年生を示す。

注2) 括弧内の値は媒介変数を統制する前の直接効果を表す。

Figure1. 心理社会的自己同一性と主体的な学習態度に対する内発的動機の媒介効果 ($n = 62, 105, 126, 49$)。

Table3
内発的動機づけの間接効果に関するブートストラップの結果

	標準化間接効果	95%信頼区間	
		下限	上限
1年生	.19	.10	.33
2年生	.16	.10	.25
3年生	.14	.08	.22
4年生	.21	.12	.33

考察

本研究は、心理社会的自己同一性が内発的動機づけを媒介して主体的な学習態度に影響を及ぼすことを示した畑野・原田 (2014) の知見に基づき、同様の知見が他大学のサンプルにおいても再現されるか否か、また畑野・原田 (2014) では調査対象に含まれていなかった4年生を対象とした際も、同様のプロセスモデルが支持されるか否かを検討することを目的として実施した。

その結果、畑野・原田 (2014) と同様に、部分媒介ではあるが心理社会的自己同一性が内発的動機づけを促進し、主体的な学習態度に影響するというモデルが学年を問わず支持された。したがって、本研究は畑野・原田 (2014) の結果を再現したと言えるだろう。それに加えて、本研究において4年生に対しても同様のモデルが当てはまることが示されたことは、彼らの知見を拡張したと言える。

アイデンティティの未確立は大学における意欲の低下と関連するなど (下山, 1995)、アイデンティティの確立の程度が授業態度に影響することを示唆する研究はあるが、さほど大きな影響力があるとは言えない²。また、内発的動機づけの高さが学業成績に結びつくことは、岡田 (2018) のメタ分析でも示されているが、その影響力も必ずしも大きいとは言えず、学業達成に対して内発的動機づけは $\beta = .08$ 程度の値しか示していない。また、西村・河村・櫻井 (2011) においては、内発的な学習動機づけは学業成績 (中学生の期末テストにおける主要5教科の合計得点) に対して予測力を持たないことなどが示されている。このように考えると、内発的動機づけとアイデンティティという2つの変数は、ともに主体的な学習態度に及ぼす直接的な影響はさほど小さくなく、アイデンティティが明確であることが内発的動機づけを促進し、その結果として主体的な学習態度につながるという畑野・原田 (2014) のプロセスモデルを支持するものと考えられる。

島・稲垣 (印刷中) は、進路決定感 (自身の進路 (希望) が決まっている) を有する大学生はアイデンティティが明確であり、授業態度が主体的で学習への動機づけが高いことを示している³。この結果や畑野・原田 (2014)、そして本研究の結果を踏まえれば、キャリア教育によってアイデンティ

² 下山 (1995) は、アイデンティティ (アイデンティティの基礎とアイデンティティの確立の2下位尺度からなる) が授業・学業・大学の各領域への意欲低下に与える影響を検討している。その結果、アイデンティティの確立は学業および大学への意欲低下に負の影響を及ぼしていたが、その影響力 (b^*) は.20に満たないものだった。

³ 島・稲垣 (印刷中) では、本論文では検討していなかった進路決定感など他の変数とアイデンティティ、主体的な学習態度との関連や、学年および性別によって各尺度の得点が異なるか否かを検討している。

ティが明確になることで内発的動機づけが促進され、主体的な学習態度に結びつく可能性があると言えるだろう。畑野・原田 (2014) では調査対象になっていなかった4年生においても、本研究において同様の媒介プロセスが確認されたことは、学士課程を通したキャリア教育の重要性を示唆するものである。

今後はキャリア教育がアイデンティティの明確化に繋がるか否かを検証するため、キャリア教育の受講の有無によって大学生のアイデンティティに変容が見られるか否かを、縦断的な視点から検討していく。

引用文献

- Berzonsky, M. D., & Kuk, L. S. (2005). Identity style, psychological maturity, and academic performance. *Personality and Individual Differences, 39*, 235–247.
- 畑野 快 (2013). 大学生の自律的な学習動機づけの検討——学習・キャリアの変数との関わりから—— 青年心理学研究, *24*, 137–148.
- 畑野 快・原田 新 (2014). 大学生の主体的な学習を促す心理的要因としてのアイデンティティと内発的動機づけ——心理社会的自己同一性に着目して—— 発達心理学研究, *25*, 67–75.
- 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*, 13–22.
- Iacobucci, D. (2008). *Mediation analysis*. Newbury Park, CA: Sage.
- 稲垣(藤井) 勉・當山 明華 (2017). 初年次生における将来の展望および学修時間、地域へのコミットメントに関する検討 長崎大学大学教育イノベーションセンター紀要, *8*, 87–91.
- 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 (編著) 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——(pp.1–27) 頸草書房
- 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
- 西村 多久磨・河村 茂雄・櫻井 茂男 (2011). 自律的な学習動機づけとメタ認知的方略が学業成績を予測するプロセス——内発的な学習動機づけは学業成績を予測することができるのか?—— 教育心理学研究, *59*, 77–87.
- 岡田 涼 (2018). 自律的な動機づけは学業達成を促すか——メタ分析による検討—— 香川大学教育学部研究報告第I部, *138*, 63–73.
- 島 義弘・稲垣 勉 (印刷中). 進路決定感とアイデンティティ、主体的な学習態度の関連——進路決定感は大学生の主体的な学習を促進するか—— 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, *29*.
- 下山 晴彦 (1995). 男子大学生の無気力の研究 教育心理学研究, *43*, 145–155.
- 谷 冬彦 (2001). 青年期における同一性の感覚の構造——多次元自我同一性尺度 (MEIS) の作成—— 教育心理学研究, *49*, 265–273.
- Vansteenkiste, M., Zhou, M., Lens, W., & Soenens, B. (2005). Experiences of autonomy and control among Chinese learners: Vitalizing or immobilizing? *Journal of Educational Psychology, 97*, 468–483.