

# 自己決定理論から見た大学生の授業に対する動機づけ —授業の選択可能性による差異の検討—

島 義 弘\*・馬 暁 玲\*\*・稲 垣 勉\*\*\*

(2019年10月21日 受理)

Which promotes university students' intrinsic motivation, required class or selective class?

An investigation from the perspective of self-determination theory

SHIMA Yoshihiro, MA XiaoLing, INAGAKI Tsutomu

## 要約

自由選択科目（共通教育）、選択必修科目（教育学部）、必修科目（教育学部）の授業を受けている大学生 524 名を対象に、質問紙調査を行った。その授業に対する動機づけを尋ねたところ、授業の選択可能性が高い（履修の自由度が大きい）共通教育科目では内発的な動機づけが高く、授業の選択可能性が低い（履修の自由度が小さい）選択必修科目、必修科目では外発的な動機づけが高かった。以上のことから、受講する授業の選択に際して自己決定ができるということが、その授業に対する動機づけを高めることにつながることが示された。主体的な学習者を育てるという近年の教育目標に対して、授業の内容や方法の改善のほか自己決定の機会を保障することの重要性が議論された。

**キーワード**：授業に対する動機づけ、選択可能性、自己決定理論

## 問題と目的

文部科学省（2012）は中央教育審議会答申の中で、学士課程教育の質の転換を謳っている。その中で強調されているのが「生涯にわたって学び続ける力、主体的に考える力を持った人材」の育成

\* 鹿児島大学 法文教育学域 教育学系 准教授

\*\* 鹿児島大学大学院 教育学研究科 院生（研究実施時）

\*\*\* 鹿児島大学 法文教育学域 教育学系 講師

であり、そのような人材を育成するために求められるのが「学生が主体的に問題を発見し解を見いだしていく能動的学修（アクティブ・ラーニング）への転換」である（文部科学省，2012，p. 9）。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」（溝上，2014，p. 7）であり、それを体現した「個々の学生の認知的，倫理的，社会的能力を引き出し，それを鍛えるディスカッションやディベートといった双方向の講義，演習，実験，実習や実技等を中心とした授業」（文部科学省，2012，p. 9）を受ける学習者には，以前にも増して主体的な学習態度が求められる。

これまで，主体的な学習態度を促進する要因として動機づけが注目されてきた（岡田，2010）。中でも，内発的動機づけが高いほど積極的な学習態度を取り，高い学業達成（GPA 等）に結び付くなど，より望ましい結果をもたらすことが報告されている（Baker, 2003; 畑野，2013; Vansteenkiste, Zhou, Lens, & Soenens, 2005）。また，学習者の内発的動機づけを高めるためには学習者自身のアイデンティティが明確であることが必要であり，アイデンティティの感覚が内発的動機づけを介して主体的な学習態度を促進すること（畑野・原田，2014；稲垣・島，印刷中），高いキャリア意識を持つことがアイデンティティの明確化に資すること（島・稲垣，印刷中），したがって，主体的な学習態度を涵養するためにはキャリア教育が重要であることが指摘されている（畑野・原田，2014；稲垣・島，印刷中；島・稲垣，印刷中）。

ところで，学士課程教育のアクティブ・ラーニングへの移行に関する議論の中では，学習者側の内発的動機づけを高めるために，教授者側が授業内容や授業内での活動についてどのような工夫，改善ができるかについての議論が多くなされてきた一方で（深谷・植阪・太田・小泉・市川，2017；溝上，2014），そもそも学生はどのような授業に対して主体的に学習しようという意欲を持っているのか，という点については不問に付されてきた。そこで，本研究では動機づけについての主要な理論の1つである自己決定理論（Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2000）の観点から，受講する授業の選択可能性（自由度の大きさ）が授業に対する動機づけに与える影響について検討することを目的とした。なお，授業の選択可能性については自由度の大きい順に自由選択科目，選択必修科目，必修科目の3種類を設定した。

自己決定理論では，従来は2項対立的に捉えられてきた内発的動機づけと外発的動機づけを自己決定という1次元上に位置づけ，最も自己決定の度合いの高いものが内発的動機づけであるとしている。また，内発的動機づけよりも自己決定の度合いが低いものが外発的動機づけであり，自己決定度の低い順に外的調整，取り入れの調整，同一化的調整，統合的調整の4段階に区分される（Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2000）。外的調整はオペラント条件づけのように，外的な報酬や罰によって行動が規定されている状態であり，統制の所在は自己の外にある。取り入れの調整は自尊心が傷つくことを恐れ，罪悪感や恥を避けるために外部からの統制（他者からの期待等）を内面化した動機づけである。これらの内面化が一層深まり，外部からの統制に対する自我関与が高まると同一化的調整となる。同一化的調整では課題や他者からの期待といった自己の外にある価値の重要性を認

識し、価値を実現するための手段として行動するようになる。外発的動機づけの中で最も自己決定の度合いが高いのが統合的調整であり、外部からの統制が自身の価値観と一体化した状態となる。統合的調整では、統制の所在は自己の内にあるが、手段—目的関係が成立することから、概念上、内発的動機づけとは区別される。

以上を踏まえて本研究の仮説を述べる。自由選択科目は数多く開講されている授業の中から受講する授業を自由に選択することができる（授業選択の自由度が大きい）ため、ある授業を受講するか否かの決定は学習者に委ねられることになる。一方、必修科目は受講が義務づけられている科目であり、学習者の側にはいつ受講するかという点を除いて選択の余地はない（授業選択の自由度が小さい）。したがって、自由選択科目を受講している学生の授業に対する動機づけはより内発的なものとなり、必修科目を受講している学生の授業に対する動機づけはより外発的なものとなるだろう。なお、選択必修科目はいくつかの選択肢の中から興味・関心に従って受講する授業を選択することができるため、中程度の自己決定が可能である。したがって、選択必修科目における動機づけについては、必修科目と自由選択科目の中間的な特徴を示すものと予測できる。

## 方法

### 調査対象者

自由選択科目には共通教育科目（心理学系）を、選択必修科目と必修科目には教育学部の専門科目（心理学系、教育学系）を設定し、鹿児島大学の学生 530 名を対象に質問紙調査を行った。このうち、回答に欠損のない 524 名（男性 281 名、女性 243 名；1 年生 283 名、2 年生 191 名、3 年生 39 名、4 年生 11 名； $mean\ age = 19.11, SD = 1.06$ ）を分析対象とした。分析対象者の内訳は、共通教育科目（3 科目）が 177 名（男性 107 名、女性 70 名；1 年生 128 名、2 年生 39 名、3 年生 10 名、4 年生 0 名）、選択必修科目（1 科目）が 135 名（男性 70 名、女性 65 名；1 年生 0 名、2 年生 96 名、3 年生 28 名、4 年生 11 名）、必修科目（2 科目）が 212 名（男性 104 名、女性 108 名；1 年生 155 名、2 年生 56 名、3 年生 1 名、4 年生 0 名）であった。一部の学生は複数の科目で回答している可能性があるが、後述の通り、「この授業への」という教示に基づいて回答を求めているため、全ての回答を分析に含めた。

### 調査内容

**学習動機づけ** 岡田・中谷（2006）の大学生用学習動機づけ尺度を使用した。「次の項目は、あなたのこの授業への学習意欲についてお聞きするためのものです」という教示の下、「あてはまらない=1」から「あてはまる=5」までの 5 件法で回答を求めた。

## 結果

### 尺度構成

岡田・中谷（2006）の尺度は自己決定理論に基づいて作成されたものであり、「内発」、「同一化」、

Table 1. 大学生用学習動機づけ尺度の記述統計量

	items	M	SD	$\alpha$	r		
					1	2	3
1 内発	9	2.85	0.94	.91	—		
2 同一化	6	3.27	0.86	.72	.69 ***	—	
3 取り入れ	9	2.30	0.79	.81	.26 ***	.50 ***	—
4 外的	10	2.54	0.74	.79	.01	.36 ***	.77 ***

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

「取り入れ」、「外的」の4因子で構成されている。しかし、岡田・中谷(2006)の因子分析の結果では、説明はつくもののRyan & Deci(2000)の概念的定義とは異なる因子に負荷した項目も少なくない。そこで、本論文では各項目が理論的に想定される因子に属するものと仮定し、岡田・中谷(2006)やRyan & Deci(2000)の概念的定義に基づいて下位尺度を構成した。信頼性係数( $\alpha$ )が十分な値を示したため(Table 1)、以下の分析にはこの尺度構成を採用した。

各下位尺度に含まれる項目の加算平均を求め、他の記述統計量と合わせてTable 1に示した。

#### 授業の選択可能性による動機づけの差異

学習動機づけの4下位尺度について、授業の選択可能性による差異を検討するため、授業種別(共通教育, 選択必修, 必修)を独立変数とした1要因の分散分析を行った(Table 2)。その結果、4下位尺度の平均値差はいずれも有意であった( $F_s(2, 521) \geq 7.46, ps < .001, \eta^2_s \geq .03$ )。Bonferroni法による多重比較の結果、「内発」については共通教育が選択必修, 必修よりも高く、「同一化」は必修が共通教育よりも高かった。また、「取り入れ」と「外的」は必修, 選択必修, 共通教育の順に高かった(Table 2)。

ただし、アイデンティティの感覚が動機づけに影響を与え(畑野・原田, 2014; 稲垣・島, 印刷中), アイデンティティの感覚を左右するキャリア意識が学年によって異なることを鑑みると(村上・原・三好, 2015; 島・稲垣, 印刷中), 学習動機づけの高さも受講生の学年によって異なる可能性が考えられる。この場合、授業種別の受講生の学年の偏りが上記の結果を引き起こした可能性を排除できない。そこで、3つの授業種別のいずれにも一定の受講生がいる2年生だけを取り出して同様の分析を行った<sup>1</sup>。その結果、4下位尺度の平均値差はいずれも有意であった( $F_s(2, 188) \geq 3.33, ps \leq .04, \eta^2_s \geq .03$ )。Bonferroni法による多重比較の結果、「内発」については共通教育が必修よりも高く、「同一化」は選択必修が共通教育よりも高かった。また、「取り入れ」は必修, 選択必修

<sup>1</sup> 剰余変数を統制する分析手法として共分散分析があるが、本研究のデータにおいては学年を共変量とした場合に共分散分析の前提(回帰の平行性)を満たさなかったため、共分散分析は行わなかった。

Table 2. 授業種別の動機づけの平均値(括弧内は標準偏差)と分散分析の結果( $df = 2, 521$ )

	1. 共通教育 $N = 177$	2. 選択必修 $N = 135$	3. 必修 $N = 212$	$F$	$p$	$\eta^2$	多重比較 (Bonferroni)
内発	3.26 (0.88)	2.64 (0.88)	2.65 (0.95)	26.85	<.001	0.09	1 > 2 = 3
同一化	3.09 (0.84)	3.25 (0.88)	3.42 (0.84)	7.46	<.001	0.03	1 < 3
取り入れ	1.96 (0.80)	2.26 (0.71)	2.62 (0.72)	38.62	<.001	0.13	1 < 2 < 3
外的	2.01 (0.69)	2.65 (0.61)	2.91 (0.60)	100.54	<.001	0.28	1 < 2 < 3

Table 3. 2年生の、授業種別の動機づけの平均値(括弧内は標準偏差)と分散分析の結果( $df = 2, 188$ )

	1. 共通教育 $N = 39$	2. 選択必修 $N = 96$	3. 必修 $N = 56$	$F$	$p$	$\eta^2$	多重比較 (Bonferroni)
内発	2.94 (0.89)	2.68 (0.92)	2.45 (0.92)	3.33	.04	0.03	1 > 3
同一化	2.81 (0.94)	3.27 (0.93)	3.22 (0.87)	3.64	.03	0.04	1 < 2
取り入れ	1.68 (0.67)	2.26 (0.73)	2.47 (0.68)	15.13	<.001	0.14	1 < 2 = 3
外的	1.88 (0.63)	2.59 (0.61)	2.87 (0.60)	31.30	<.001	0.25	1 < 2 < 3

が共通教育よりも高く、「外的」は必修、選択必修、共通教育の順に高かった (Table 3)。これらの結果は、全調査対象者についての分析 (Table 2) と概ね一致している。

### 考察

本研究では、授業の選択可能性 (自由度の大きさ) が授業に対する動機づけに与える影響について、自己決定理論の観点から検討した。その結果、自己決定の度合いが最も高く、統制の所在が自己の内にある「内発」は授業選択の自由度の大きい共通教育科目の方が選択必修科目、必修科目よりも高かった。一方、統制の所在が自己の外にある「取り入れ」と「外的」は授業選択の自由度の小さい必修科目が最も高く、共通教育科目が最も低いという結果であった。これらの結果は2年生だけを対象とした分析でも概ね一致していることから、受講生の学年の偏りによって人工的に生み出された現象ではないと考えられる。

共通教育科目は主として大学1年生が、それぞれの専門課程に進む前に大学での学びと幅広い教

養を身に付けるために設けられている科目であり(文部科学省, 2000), 専門を志向して「学部」に入学した学生にとっては学ぶ意義を見出しづらく, 学習意欲も低くなりがちであると考えられる。しかし, 本研究の結果は自己決定理論が示すとおり, 複数の授業の中から当該授業を自分で選択した学生にとっては, 共通教育科目はむしろ高い学習意欲をもって臨める授業であることが示された。一方で, 共通教育科目の必修化による学習意欲の低下を報告した小川(2016)の指摘も踏まえると, 必ずしも共通教育科目自体が内発的動機づけに裏付けられて行われているとも考えられない。やはり, 前述の通り自己決定という点が重要であると思われる。この点は, 共通教育科目の中でも必修に位置付けられている授業に対する動機づけとの対照による検証が必要である。

一方, 学部の専門教育である必修科目, 選択必修科目は総じて, 共通教育科目と比べてより内発的動機づけが低く, 外発的動機づけが高くなっていった。この結果も共通教育科目の内発的動機づけが高かったことと表裏一体で, 専門教育であっても自己決定できない授業に対しては「やらされている」という感覚がより強く生じるのだろう。この結果自体は自己決定理論に基づけば十分に首肯できることである。近年の「教職課程コアカリキュラム」(文部科学省, 2017)をはじめとして, 大学審議会(文部科学省中央教育審議会大学分科会)を中心に進められた大学改革による「大学の専門学校化」が大学生の「生徒化」をもたらし, 授業には出席し, 与えられた課題はこなすが読書等の自主的な学習は行わない大学生を量産しているという指摘を鑑みると(岩田, 2015), 主体的な学習者を育てるという学士課程教育が目指す方向(文部科学省, 2012)と大学改革によって招来される結果の間に矛盾が発生していると言わざるを得ない。主体的な学習者を育てるためには, もちろん「どのような授業を行い」「どのような力を付けさせるのか」といった授業内容・方法等の改善は必要だが(深谷他, 2014), 本研究の結果は, 学習者が本来的に高い動機づけを持つのは自己決定ができる授業であることを示している。したがって, 主体的な学習態度を涵養するためには, まずは自己決定の機会を保障することが肝要であると考えられる。

ただし, 外発的動機づけの中でも相対的に自己決定の度合いの高い同一化的調整については, 必修科目, あるいは選択必修科目のほうが共通教育科目よりも高かった。本研究では必修科目, 選択必修科目は教育学部の授業で調査を行ったが, 教育学部という学部に入学者, 卒業後の進路として教職を志望する, あるいは教職を志望しないまでも教員免許状の取得を目指す学生にとっては, たとえ授業の履修自体は自己決定できないとしても, その授業の内容を学ぶことの必要性は認めているということを示しているのだろう。キャリア教育の観点も交えて, その授業の内容を学ぶ意味や意義を説明し, 理解を促すことも, 相対的に自己決定の高い動機づけの下に学習を進めていくという点においては有効かもしれない。

最後に, 本研究の課題として一般化可能性について述べる。本研究では授業選択の自由度の大きい授業として共通教育科目を設定したが, 多くの授業がある中で調査を行ったのは心理学関連の授業の一部のみであった。心理学は共通教育科目群の中でも比較的人気の高い授業であると言われており, このことが共通教育科目受講者の内発的動機づけが高いという本研究の結果につながってい

る可能性がある。また、先述の通り共通教育でも選択可能性が減じると学習意欲も低下する(小川, 2016)。したがって、共通教育科目群の中でより多様な内容の授業を対象とした調査,あるいは共通教育科目群の中で選択可能性の異なる授業を対象とした比較を行うことで、本研究の結果の一般化可能性の範囲がより明確になる<sup>2</sup>。同様の指摘は、専門の科目が教育学部のみであったという点についてもなされる。より多様かつ広範な授業を対象とした調査を行うことによって、真に選択可能性が授業に対する動機づけに与える影響を明らかにすることができる。これは同時に、選択可能性以外の要因(授業形態, 授業の規模等)が動機づけに与える影響についても検討することを可能にし、現在求められている、主体的な学習者を育てるための授業内容・方法等の改善(深谷他, 2014; 文部科学省, 2012)を試みる際の指針を得ることにもつながるだろう。

### 引用文献

- Baker, S. R. (2003). A prospective longitudinal investigation of social problem-solving appraisals on adjustment to university, stress, health, and academic motivation and performance. *Personality and Individual Differences*, 35, 569-591.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination*. New York, NY: Plenum Press.
- 深谷 達史・植阪 友理・太田 裕子・小泉 一弘・市川 伸一 (2017). 知識の習得・活用および学習方略に焦点をあてた授業改善の取組み—算数の「教えて考えさせる授業」を軸に— *教育心理学研究*, 65, 512-525.
- 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: 心理社会的同一性に着目して *発達心理学研究*, 25, 67-75.
- 稲垣 勉・島 義弘 (印刷中). 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— *鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要*, 29.
- 岩田 弘三 (2015). 「大学の学校化」と大学生の「生徒化」 *The Basis: 武蔵野大学教養教育リサーチセンター紀要*, 5, 65-87.
- 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 (2000). 新しい時代における教養教育の在り方について (審議のまとめ) 平成 12 年 12 月 1 日 中央教育審議会
- 文部科学省 (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) 平成 24 年 8 月 28 日 中央教育審議会
- 文部科学省 (2017). 教職課程コアカリキュラム 平成 29 年 11 月 17 日 教職課程コアカリキュラムの在り方に関する検討会
- 村上 竜馬・原 千恵子・三好 一英 (2015). 大学生のアイデンティティと職業選択の年次変化—アンケート調査結果の分析— *東京福祉大学・大学院紀要*, 6, 39-46.
- 小川 勤 (2016). 共通教育のカリキュラム改革における成果と課題に関する研究: アンケート調査からみる成果と課題 *大学教育 (山口大学)*, 13, 1-11.
- 岡田 涼 (2010). 自己決定理論における動機づけ概念間の関連性—メタ分析による相関係数の統合— *パーソナリティ研究*, 18, 152-160.
- 岡田 涼・中谷 素之 (2006). 動機づけスタイルが課題への興味に及ぼす影響—自己決定理論の枠組みから— *教育心理学研究*, 54, 1-11.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, 68-78.
- 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.
- 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.

<sup>2</sup> 授業ごとの調整のあり方を比較すると概ね本文に記載した通りの結果となるが、同一種別の科目でも傾向が異なるものもある (詳細は Appendix 参照)。

## 付記

本論文は、第1著者の指導の下、第2著者が鹿児島大学大学院教育学研究科に提出した平成30年度修士論文の一部を、第1著者と第3著者が共同で再分析、再構成したものである。研究に参加して下さった皆様と調査実施にご協力いただいた先生方に感謝いたします。

## Appendix

授業別の動機づけの平均値(括弧内は標準偏差)と分散分析の結果( $df = 5, 518$ )

	共通教育			選択必修	必修		$F$	$p$	$\eta^2$	多重比較 (Bonferroni)
	1 $N = 74$	2 $N = 65$	3 $N = 38$	4 $N = 135$	5 $N = 57$	6 $N = 155$				
内発	3.32 (0.88)	2.99 (0.82)	3.59 (0.62)	2.64 (0.88)	3.02 (1.05)	2.52 (0.88)	16.19	<.001	0.14	2 < 3 1, 3 > 4 1, 2, 3, 5 > 6
同一化	3.10 (0.83)	3.03 (0.94)	3.18 (0.67)	3.25 (0.88)	3.69 (0.81)	3.33 (0.84)	4.70	<.001	0.04	1, 2, 4 < 5
取り入れ	2.07 (0.91)	1.85 (0.66)	1.93 (0.76)	2.26 (0.71)	2.53 (0.72)	2.65 (0.71)	16.31	<.001	0.14	1, 2, 3, 4 < 6 1, 2, 3 < 5 2 < 4
外的	2.06 (0.79)	2.01 (0.59)	1.93 (0.63)	2.65 (0.61)	2.78 (0.50)	2.96 (0.62)	41.32	<.001	0.29	1, 2, 3, 4 < 6 1, 2, 3 < 4 = 5