

論文

大学生の学習への動機づけと GPA・修得単位数との関連
— 3年間の縦断調査に基づく検討 —

小平 英志

日本福祉大学 教育・心理学部

中村 信次

日本福祉大学 教育・心理学部

笹川 修

日本福祉大学 健康社会研究センター

杉浦 祐子

名古屋大学 大学院教育発達科学研究科

近藤 克則

千葉大学 予防医学センター

国立長寿医療研究センター

山崎 喜比古

日本福祉大学 非常勤講師

**A longitudinal study on academic motivation and
performance in Japanese university students.**

Hideshi KODAIRA

Faculty of Education and Psychology, Nihon Fukushi University

Shinji NAKAMURA

Faculty of Education and Psychology, Nihon Fukushi University

Osamu SASAGAWA

Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University

Yuko SUGIURA

Graduate School of Education and Human Development, Nagoya University

Katsunori KONDO

Center for Preventive Medical Sciences, Chiba University

National Center for Geriatrics and Gerontology

Yoshihiko YAMAZAKI

Part-time Lecturer of Nihon Fukushi University

Keywords : 日本の大学生, 自律的動機づけ, GPA, 修得単位数, 学業達成

Japanese university students, autonomous motivation, grade point average,
academic credits, academic achievement

要旨

本研究の目的は、大学生を対象として、GPA、修得単位数に対する自律的動機づけの影響を検証することであった。大学生 565 名（男性 235 名、女性 330 名）を対象に、1 年次（T1）、2 年次（T2）、3 年次（T3）の 3 時点で調査を実施した。各時点の累積 GPA と修得単位数は大学 IR（institutional research）部門から得たものを分析に用いた。共分散構造分析による交差遅延効果モデルを用いた検討を行った結果、GPA、修得単位数ともに、いずれの時点でも動機づけからの有意な効果は確認されなかった。一方で、GPA と修得単位数はともに、T1 から T2 にかけて内発、同一化、取り入れの調整に正の効果、T2 から T3 にかけて外的調整に負の効果を示した。これらの結果を踏まえ、日本の大学における成績評価と成績に関わる指標の活用について議論された。

Abstract

The effect of autonomous motivation on the grade point average (GPA) and the number of credits obtained by Japanese university students was investigated. University students ($N = 565$) completed scales assessing their autonomous motivation on three occasions; at the end of the first (T1), the second (T2), and the third year (T3). The students' cumulative GPA and the number of credits in each year were obtained from the institutional research section of the university. Structural equation models using a cross-lagged panel design indicated that no motivational type was significantly associated with subsequent GPA or the number of credits. However, GPA and the number of credits at T1 significantly predicted intrinsic, identified, and introjected regulation at T2. Moreover, GPA and the number of credits at T2 significantly and negatively affected external regulation. These results are discussed based on the characteristics of scholastic evaluations that are conducted in Japanese universities.

これまで、GPA (Grade Point Average) や修得単位数は、高等教育機関（特に大学）において、個々の学生の学業達成を示す主たる指標として用いられてきた。多くの大学において、これらは奨学金や大学推薦の判断基準として用いられたり、ドロップアウト（退学）リスクの高い学生の早期支援のために活用されている。高等教育に携わる人々は、経験的に GPA や修得単位数を、学生の順調な学修、そして青年期発達の良好さや不適応状態を推測できるものとして扱っている。しかしながら、これまでの日本の心理学的研究では、GPA や修得単位数といった指標からどのような学生像を読み取ることができるのかについて実証的に明らかにしたものは数少ない。本研究では、すでに欧米において数々の調査研究やメタ分析が実施されてきた動機づけとの関連に焦点を当て、日本の大学生を対象に、動機づけによって GPA や修得単位数の予測が可能なのかどうか、2 年間 3 時点の縦断データを用いた検証を行う。

欧米では、学業達成の予測の観点から多くの心理学的研究がなされてきた。GPA をはじめとする学業達成に影響を与える心理的要因として、早くから注目されてきたのが、動機づけである。特に自己決定理論 (Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2000) の枠組みを用いた検証が数多く行われている。自己決定理論では、従来の内

発-外発の二分法的な発想ではなく、外発的動機づけを自己決定の程度から 4 つの調整（統合的調整、同一化的調整、取り入れの調整、外的調整）に分類し、内発的動機づけと非動機づけを両極とする自律性の程度の連続体上に各動機づけを位置付けている。

アメリカの大学生を対象にウェブ調査を行った Guiffrida, Lynch, Wall, & Abel (2013) は、内発的動機づけの条件となる自律性やコンピテンスの欲求を有した学生ほど、GPA が高く学業の継続の意思が強かったことを示した。また、Baker (2003) はイギリスの大学生に 3 年間の縦断調査を実施しているが、2 年次に測定された動機づけでは、内発的動機づけのみが最終的な学業達成の予測因であった。さらに、Kusurkar, Ten Cate, Vos, Westers, & Croiset (2013) は、オランダの大学生を対象にした調査から、自律的な動機づけ（内発的動機づけおよび同一化的調整）がより深い学習方略の選択を促進し、GPA を高めるという因果モデルを支持する結果を得ている。動機づけと学業達成 (GPA, 試験成績, 教師評価等) の関係を検証した 18 の研究についてメタ分析を実施した Taylor, Jungert, Mageau, Schattke, Dedic, Rosenfield, & Koestner (2014) においても、やはり、内発的動機づけの学業達成に対する直接的な影響が確認され (研究 1), カナダの高校生 (研

究2)や大学生(研究3),スウェーデンの高校生(研究4)を対象にした縦断調査でも,内発的動機づけの学業達成に及ぼす影響は安定的に表れていた。実際の成績は内発的動機づけよりも同一化的調整によって予測されやすいことを示唆した研究も見られるが(Burton, Lydon, D'Alessandro, & Koestner, 2006),多くの研究で,自律性の高い動機づけによって,GPAをはじめとする学業達成の高さが予測されることが示されている。

先述の,メタ分析やカナダ,スウェーデンのデータを検討したTaylor et al. (2014)は,アジアやアフリカの国々でも,同様に内発的動機づけが学業達成の予測因となりうるのかを検証することを今後の課題としてあげている。Taylor et al. (2014)が指摘するように,アジア圏の生徒・学生を対象とした学業達成を予測する心理変数の解明はほとんど進んでいない。高等教育の卒業時における質の確保への関心とともに,本邦では国際的に広く知られる客観的なアウトカム指標としてGPAが注目され,制度の導入が進められてきた。文部科学省の調査(文部科学省,2020)によれば,GPA制度を導入した日本の大学は,近年で着実に増加しており,平成30年度の時点で94.9%に至る。GPAの具体的な活用や厳格な運用が次の課題とされるものの,実証的研究が十分ではなく,特にこの指標の心理学的な意味について基礎的な情報が不足しているのが現状である。

日本の生徒・学生の学業達成に注目した研究としては,GPAを扱った研究が多く,入学時の成績や能力検査とGPAの関連(例えば,鯉沼,2015),教員採用試験や実習の評価とGPAとの関係(例えば,橋村,2016),課外活動によるGPAの差異(吉川,2015)などを検討したのが見られる。より動機づけ概念や心理変数に近いものとして,具体的な学習行動や学習態度との関連を検討したものも若干見られる。例えば,高橋・星野・溝上(2014)は実際の学習行動とGPAの関連を検討しているが,GPAの予測因として有意であったのは,期限までの課題の提出,授業の欠席,遅刻などであり,高校での成績や志望順位は有意な予測因ではなかった。また,出席や社会的強み(意欲,自主性,適応力等)によるGPAの予測を行った垂門(2015)は,出席が最もGPAを予測する変数であり,試験勉強をするときには必ず計画を立てるといった現実的態度もまた,有意な予測因であったことを報告している。

これまでの日本の学業達成に関する研究の傾向として,以下の3点が指摘可能である。第一に,これまでの研究は,GPAの平均値,度数分布などの記述統計にとどまるものや,他のアウトカム指標(事前の能力テスト,資格取得,実習評価等)との関連を検証したものがほとんどであること,第二に,欧米ですでに研究が蓄積されている自律的動機づけとの関係について,直接扱った研究が見られないこと,第三に,横断調査による同時点の相関関係の検討が大半を占め,GPA等の学業達成の予測に直接的に貢献する研究が少ないこと,である。特に,欧米ですでに報告されている,自律性の高い動機づけによる学業達成の予測については,日本の大学生を対象とした縦断的な検討は見られない。先述のように,本邦のGPAがどのような学生像を反映しているのかを示す資料が不足している中で,自律的動機づけの影響の有無を確認しておくことは最優先の検討課題といっても過言ではなかろう。なお日本の大学では,GPAが広く導入されるようになる以前から,修得した科目の時間数を表す修得単位数がよく用いられてきた。各学生の学修の進捗状況を把握する指標として現在でも積極的に活用されていることから,本研究では修得単位数についても自律的動機づけによる予測の検証を行うこととしたい。

ところで,欧米の先行研究のほとんどは,動機づけが学業達成に影響を及ぼすという因果関係を想定したものであるが,学業達成の状況が動機づけを含む自己調整のプロセスに影響を及ぼすという逆の因果的影響について検討していく必要性も指摘されている(Knouse, Feldman, & Blevins, 2014)。確かに近年では,学習者自身が学業達成の状況を把握することが,後の学習行動の変容に効果的であることが改めて注目がされてきた(i.e. Brown, Peterson & Yao, 2016; Hattie, & Timperley, 2007)。自己調整学習の観点からも,学習の遂行とその結果から得られる情報は,課題分析や動機づけを主とする予見の段階に生かされると考えられている(Zimmerman & Moylan, 2009)。GPAや修得単位数は,高等教育における学業達成の主たる指標とされており,この高低が学生の動機づけに影響を与えることは十分に予測できよう。本邦でも,8割を超える大学で学生に対する個別の学修指導にGPAが活用されており(文部科学省,2020),GPAや修得単位数が後の動機づけを予測しうることも想定して検討を行っていくことが必要であると考えられる。

以上を踏まえて、本研究では、日本の大学生を対象に、自己決定理論に基づく自律的動機づけと GPA・修得単位数の関連について、縦断データを用いた検討を行う。具体的には、第一に、性別・学部・学年による自律的動機づけ・学業達成（GPA および修得単位数）の差異を検討した後、それらの要因を統制し、同時点、異時点での相関関係を確認する。第二に、Taylor et al. (2014) と同様に交差遅延効果モデルを用い、動機づけから次の時点の学業達成（GPA もしくは修得単位数）への影響が見られるかどうか、動機づけから学業達成への影響を仮定したモデルの評価を行う。同時に、学業達成から動機づけへの逆の影響を仮定したモデルについても検証を行う。なお、GPA、修得単位数については、自己報告の GPA にはある程度の歪みが生じるとの報告 (Kuncel, Credé, & Thomas, 2005) を鑑み、大学が有する IR (Institutional Research) データから実際の数値を用いる。

方法

調査対象

東海地方の私立 X 大学の 5 つの学部（5 学部のうち A, B, D, E 学部は人文社会系, C 学部は総合・新領域系）に 2013 年度に入学した 700 名を対象に、2014 年 3 月 (T1)、2015 年 3 月 (T2)、2016 年 3 月 (T3) の 3 時点の調査を実施した。なお、入学直後と卒業時にも調査は行われていたが、これらの時点で、大学での学習動機づけについて回答を求めるのは現実的ではないという判断から、学習動機づけの尺度は調査用紙に含まれていなかった。性別、学部に回答漏れがないこと、また、いずれの調査時点でも研究協力で同意が得られたことを条件にしたところ、最終的に 565 名（男性 235 名、女性 330 名）が分析対象となった。うち 560 名は 3 時点の調査に全て参加しており、残り 5 名はいずれか 1 時点の調査に不参加であった。なお、T1 での研究協力への同意率は 82.1% であった。対象の大学には、特定の科目の単位修得を進級・留年や学外実習等の条件にしている学部が一部含まれているものの、GPA や修得単位数そのものは、それらの条件には設定されていなかった。

調査内容

大学生用学習動機づけ尺度 岡田・中谷 (2006) で作成された尺度を用いた。この尺度は自己決定理論に基

づく 4 下位尺度（内発、同一化、取り入れ、外的）から成る尺度である。調査対象者への負担を考慮し、岡田・中谷 (2006) の因子分析結果をもとに、高い因子パターンを示した 3 項目を使用した。内発は「好奇心が満たされるから」「教材や本などが面白いから」「内容を理解できるのがうれしいから」、同一化は「将来の成功に結びつくから」「就職試験や職業にとって必要だから」「将来いろいろなこと役に立つから」、取り入れは、「よい成績や評価を得たいから」「しておかないと不安だから」「まわりの人についていけなくなるのは嫌だから」、外的は「まわりからやれといわれるから」「しないとまわりの人が文句を言うから」「親がうるさいから」の各 3 項目であった。「あなたは大学での学習を総じてどのような理由で行っていますか」という教示のもと、各項目について「そう思わない」から「そう思う」までの 5 件法で回答を求めた。

GPA・修得単位数 研究協力で同意が得られた対象者について、大学 IR 部門から各年度末の累積 GPA と修得単位数の情報を得た。

手続きと倫理的配慮

大学生用学習動機づけ尺度は学生生活アンケートの一部として含まれており、各年度末の在学学生オリエンテーションで回答を求めた。厳密には、学生生活アンケートへの回答の約 1 か月前には、学生がその年度の成績評価を web で確認できる状態になっていた。アンケート内には研究協力への同意（調査への回答と大学の持つ IR データの利用）を問う項目が含まれていた。実施にあたり、対象となった大学の倫理審査委員会の承認を受けた（申請番号 14-33）。

結果

動機づけおよび GPA、修得単位数の学部差・性差

各調査時点での動機づけの下位尺度の α 係数は .65 ~ .90 であり、各 3 項目であることを考慮し、いずれも分析に耐えうる水準であると判断された。全体の平均値、標準偏差を Table 1 (左側) に示す。性別・学部による差異を検討するため、性別と学部を説明変数、動機づけと GPA、修得単位数を目的変数とする重回帰分析を実施した。学部については、学部 A を基準として学部 B, C, D, E のダミー変数を構成し、説明変数として投入した。得られた標準偏回帰係数を Table 1 に示す。

まず、動機づけについては、女子学生で、おおむね内発、同一化、取り入れが高く、外的が低かった。さらに女子学生ほど GPA が高く、修得単位数が多かった。この点は女子学生の方が男子学生より GPA が高いという従来の報告（牧野・Roger, 2003；中村・松田, 2015）と同様であった。学部については、1年次の終わりであ

る T1 では、動機づけに対して学部の有意な効果が見られないのに対して、T2 以降では有意な効果がいくつかの箇所を確認された。GPA や修得単位数では、教員養成が中心の学部 D で高くなる傾向にあった。以降の分析では、性別、学部による得点差を統制する意図で、重回帰分析で得られた回帰残差を用いることとした。

Table 1 基礎統計量及び性別、学部を独立変数とする重回帰分析の結果

	平均値	標準偏差	標準偏回帰係数				R ²	
			性別（女性）	学部 B	学部 C	学部 D		学部 E
内発								
T1	3.34	0.82	.18***	-.02	.04	.04	.02	.03
T2	3.34	0.83	.12**	-.05	.09*	.10*	.02	.03
T3	3.39	0.76	.09*	-.02	.03	.14**	.05	.02
同一化								
T1	3.99	0.93	.23***	-.07	.02	.00	-.02	.06
T2	3.84	0.93	.21***	.00	.13**	.12**	.03	.06
T3	3.96	0.76	.22***	-.02	.08*	.09*	.02	.06
取り入れ								
T1	3.36	0.82	.15***	.04	.00	-.06	-.04	.02
T2	3.37	0.84	.16***	.07	.09*	.04	.02	.02
T3	3.36	0.79	.07	.07	.07	.10*	.03	.01
外的								
T1	2.25	0.94	-.11*	.09	-.03	.04	.00	.02
T2	2.41	0.98	-.08	.12*	-.07	-.04	.09*	.03
T3	2.41	0.99	-.17***	.03	-.05	.04	.02	.03
GPA								
T1	2.54	0.61	.35***	.06	.06	.16***	.01	.14
T2	2.51	0.60	.40***	.02	.06	.11**	-.01	.17
T3	2.52	0.58	.40***	.04	.08	.11**	.00	.17
修得単位数								
T1	44.55	5.93	.22***	-.16***	.10**	.24***	.01	.17
T2	88.03	12.56	.23***	-.07	-.05	.11*	-.02	.09
T3	125.61	17.10	.18***	-.02	-.07	.09*	-.02	.05

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

相関関係

各変数間の関係を検討するため、相関関係を算出したものが Table 2 である。同時点の動機づけの得点間では、先行研究（岡田・中谷, 2006）と同様に、自律性の程度が近い下位尺度で相対的に強い関連を示していた。例えば、内発では、同一化と $r_s = .48 \sim .59$ 、取り入れと $r_s = .29 \sim .45$ 、外的と $r_s = -.03 \sim .05$ と、概念的に近い下位尺度得点間ほど相関係数が高くなる傾向が認められた。

同時点および異なる時点間での動機づけと GPA との

関連では、内発が $r_s = .15 \sim .26$ 、同一化が $r_s = .13 \sim .22$ 、取り入れが $r_s = .06 \sim .17$ の正の相関係数を示した。一方で、最も自律性の低い外的では $r_s = -.12 \sim -.21$ といずれも負の相関係数を示した。動機づけと修得単位数の関連では、内発が $r_s = .05 \sim .21$ 、同一化が $r_s = .10 \sim .21$ 、取り入れが $r_s = .02 \sim .17$ のいずれも正の相関係数を示した。外的との相関係数はいずれも負の値を示した ($r_s = -.06 \sim -.14$)。

Table 2 各変数（回帰残差）間の相関関係

	内発		同一化			取り入れ			外的			GPA			修得単位数		
	T2	T3	T1	T2	T3	T1	T2	T3	T1	T2	T3	T1	T2	T3	T1	T2	T3
内発																	
T1	.36***	.36***	.53***	.27***	.27***	.43***	.07	.12**	-.03	-.14***	-.09*	.25***	.23***	.20***	.12**	.15***	.13**
T2	—	.32***	.20***	.59***	.21***	.10*	.45***	.10*	-.13**	.05	-.12**	.26***	.26***	.24***	.15***	.21***	.17***
T3		—	.16***	.13**	.48***	.05	.02	.29***	-.08	-.11**	.01	.15***	.16***	.16***	.05	.13**	.14**
同一化																	
T1			—	.36***	.34***	.54***	.16***	.10*	-.17***	-.10*	-.16***	.19***	.20***	.19***	.16***	.14***	.13**
T2				—	.34***	.21***	.59***	.15***	-.13**	.00	-.14***	.22***	.21***	.20***	.19***	.21***	.19***
T3					—	.20***	.21***	.44***	-.11*	-.07	-.07	.13**	.13**	.16***	.10*	.14***	.18***
取り入れ																	
T1						—	.33***	.37***	.26***	.10*	.09*	.15***	.16***	.16***	.10*	.11**	.12**
T2							—	.37***	.11**	.37***	.06	.16***	.17***	.17***	.12**	.16***	.17***
T3								—	.15***	.16***	.38***	.06	.07	.11**	.02	.09*	.13**
外的																	
T1									—	.37***	.45***	-.14***	-.14***	-.14***	-.09*	-.08	-.07
T2										—	.45***	-.12**	-.14***	-.14***	-.06	-.06	-.07
T3											—	-.20***	-.21***	-.20***	-.14**	-.12**	-.08
GPA																	
T1												—	.94***	.89***	.70***	.68***	.58***
T2													—	.97***	.67***	.70***	.60***
T3														—	.65***	.69***	.65***
修得単位数																	
T1															—	.73***	.58***
T2																—	.90***
T3																	—

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

モデルの構築

動機づけと GPA、修得単位数の関連を検討するため、共分散構造分析による交差遅延効果モデル (Finkel, 1995) を用いた検証を行った。先行研究 (西田・丹下・富田・安藤・下方, 2014; 高比良・安藤・坂元, 2006) も参考に、それぞれの動機づけについて、学業達成 (GPA もしくは修得単位数) との相互の影響を仮定したモデル (以下、Full モデルとする) と単方向の効果のみを仮定したモデルの比較を行うこととした。後者の単方向の効果のみを仮定したモデルとしては、学業達成から動機づけへの影響を 0 としたモデル (以下、動機づけ先行モデルとする)、動機づけから学業達成への影響を 0 としたモデル (以下、学業達成先行モデルとする) をそれぞれ仮定した¹。なお、いずれのモデルも T1 の動機づけと学業達成の間の共分散、T2、T3 それぞれで動機づ

けと学業達成の誤差間の共分散を仮定した。解析には Amos ver. 24 を用いた。

まず 4 種の動機づけと GPA (もしくは修得単位数) の全ての組み合わせについて Full モデルの適合度を算出したところ、CFI が .94 ~ .98, RMSEA が .17 ~ .21 の値を示し、特に RMSEA については十分な値が得られなかった。これは動機づけおよび GPA (もしくは修得単位数) の T1 から T3 への影響を仮定していなかったためであり、パスを仮定したモデルでは CFI が 1.00, RMSEA が .00 ~ .05 の値を示し、いずれも χ^2 値の有意な改善がみられた。多くの大学のカリキュラムでは、学年が進むにつれて徐々に専門科目の履修が増えていくが、特に卒業研究の準備も始まる 3 年次において、前年度の動機づけや学業達成の状態のみから説明されると仮定することは現実的ではないと考えられる。GPA と

1 学部による交差遅延効果の差異がないかを確認するため、Full モデル、動機づけ先行モデル、学業達成先行モデルについて、各学部を母集団とする多母集団の同時分析を実施した。学部間で配置不変のみを仮定した場合と各効果が等値であると仮定した場合の適合度を比較したところ、いずれも適合度の有意な差異は認められなかった (Full モデルで $\chi^2(16)=12.89 \sim 20.60$, 動機づけ先行モデルで $\chi^2(8)=7.30 \sim 14.26$, 学業達成先行モデルで $\chi^2(8)=3.91 \sim 13.21$)。

修得単位数はともに累積的な指標ではあるものの、3年次の学業達成に1年次の基礎教養的な科目を中心とする学業達成と2年次の専門科目の割合が増えた場合の学業達成の双方から影響を受けていると考えるのは比較的妥当であろう。そこで本研究ではT1からT3への影響を仮定したモデルを基準となるFullモデルとし(Figure 1)、動機づけ先行モデルおよび学業達成先行モデルとの比較を行うこととした。なお、T1からT3への影響を仮定しないモデルについても以降と同じ解析を行ったところ、適合度の差異が見られた箇所は同じで、結果に相違は見られなかった。

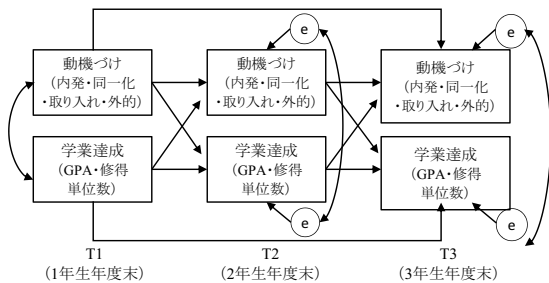


Figure 1 動機づけとGPA・修得単位数の交差遅延効果モデル (Fullモデル)

動機づけとGPAの遅延効果

4種それぞれの動機づけとGPAを投入したモデルについて検討を行った。Fullモデルにおける交差遅延効果の推定値を確認したところ、動機づけからGPAへの影響はいずれも有意ではなく(標準化推定値 $\beta = -.01 \sim .02$)、GPAから動機づけへの影響については、T1のGPAからT2の内発($\beta = .18, p < .001$)、同一化($\beta = .16, p < .001$)、取り入れ($\beta = .11, p < .01$)への正の影響と、T2のGPAからT3の外的に対する負の影響($\beta = -.12, p < .001$)が有意であった。続いて、Fullモデルと動機づけ先行モデルおよび学業達成先行モデルの適合度指標(χ^2 値)の比較を行ったところ(Table 3)、いずれの動機づけでも、Fullモデルと比べて動機づけ先行モデルで有意に適合度が低く(内発: $\chi^2(2) = 21.10, p < .001$, 同一化: $\chi^2(2) = 16.10, p < .001$, 取り入れ: $\chi^2(2) = 8.05, p < .05$, 外的: $\chi^2(2) = 15.02, p < .001$)、Fullモデルと学業達成先行モデルに有意な差は認められなかった(内発: $\chi^2(2) = 1.45$, 同一化: $\chi^2(2) = 2.57$, 取り入れ: $\chi^2(2) = 2.40$, 外的: $\chi^2(2) = 0.46$)。

Table 3 動機づけとGPAの交差遅延効果モデルの適合度の比較

	適合度指標			Fullモデルとの比較 (χ^2)		
	CFI	RMSEA	AIC	χ^2 df	χ^2 値	
内発						
Fullモデル	1.00	.05	54.38	2	4.38	—
動機づけ先行モデル	.99	.10	71.48	4	25.48***	2 21.10***
学業達成先行モデル	1.00	.03	51.83	4	5.83	2 1.45
同一化						
Fullモデル	1.00	.00	50.04	2	0.04	—
動機づけ先行モデル	1.00	.07	62.14	4	16.14***	2 16.10***
学業達成先行モデル	1.00	.00	48.61	4	2.61	2 2.57
取り入れ						
Fullモデル	1.00	.00	51.08	2	1.08	—
動機づけ先行モデル	1.00	.05	55.14	4	9.14	2 8.05*
学業達成先行モデル	1.00	.00	49.48	4	3.48	2 2.40
外的						
Fullモデル	1.00	.00	50.60	2	0.60	—
動機づけ先行モデル	1.00	.07	61.63	4	15.63***	2 15.02***
学業達成先行モデル	1.00	.00	47.06	4	1.06	2 0.46

* $p < .05$ *** $p < .001$

動機づけと修得単位数の遅延効果

同様に、4種それぞれの動機づけと修得単位数を投入したモデルについて検討を行った。Fullモデルにおける交差遅延効果の推定値を確認したところ、動機づけか

ら修得単位数への影響は、T1の内発からT2の修得単位数への影響($\beta = .07, p < .05$)のみが有意であった。修得単位数から動機づけへの影響については、T1の修得単位数からT2の内発($\beta = .10, p < .01$)、同一化

($\beta = .14, p < .001$), 取り入れ ($\beta = .09, p < .05$) への正の影響と, T2の修得単位数からT3の外的に対する負の影響 ($\beta = -.07, p < .05$) が有意であり, ほぼGPAと同様の結果が得られた. 続いて, Fullモデルと動機づけ先行モデルおよび学業達成先行モデルの適合度指標の比較 (Table 4) からは, 内発 ($\chi^2(2) = 8.17, p < .05$),

同一化 ($\chi^2(2) = 14.81, p < .001$) において, 動機づけ先行モデルの適合度が有意に低下していた. また, 取り入れ ($\chi^2(2) = 5.10, \chi^2(2) = 2.75$), 外的 ($\chi^2(2) = 4.35, \chi^2(2) = 1.66$) については, 動機づけ先行モデル, 学業達成先行モデルのいずれも, Fullモデルとの間に適合度の有意な差異は見られなかった.

Table 4 動機づけと修得単位数の交差遅延効果モデルの適合度の比較

	適合度指標			Fullモデルとの比較 (χ^2)		
	CFI	RMSEA	AIC	χ^2 df	χ^2 値	
内発						
Fullモデル	1.00	.04	53.52	2	3.52	—
動機づけ先行モデル	1.00	.06	57.69	4	11.69*	2 8.17*
学業達成先行モデル	1.00	.05	55.35	4	9.35	2 5.83
同一化						
Fullモデル	1.00	.00	51.03	2	1.03	—
動機づけ先行モデル	.99	.07	61.84	4	15.84**	2 14.81***
学業達成先行モデル	1.00	.00	48.26	4	2.26	2 1.23
取り入れ						
Fullモデル	1.00	.05	54.70	2	4.70	—
動機づけ先行モデル	1.00	.05	55.80	4	9.80	2 5.10
学業達成先行モデル	1.00	.04	53.45	4	7.45	2 2.75
外的						
Fullモデル	1.00	.02	52.35	2	2.35	—
動機づけ先行モデル	1.00	.04	52.71	4	6.71	2 4.35
学業達成先行モデル	1.00	.00	50.01	4	4.01	2 1.66

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

考察

本研究の目的は, 動機づけとGPA・修得単位数の関連について, 縦断データを用いて検証を行うことであった. 同時点の動機づけとGPA, 修得単位数では, 内発的動機づけ, 同一化的調整, 取り入れ的調整が正の相関係数を示し, 外的調整は負の相関係数を示していた. 岡田 (2012) は, 小学生から大学生までの自律的動機づけと成績に関する海外の20の相関研究を対象にメタ分析を行い, 母相関係数 (ρ) を推定している. その結果, 成績と外的調整, 取り入れ的調整は負の係数 (それぞれ $\rho = -.03, -.01$) を, 成績と同一化的調整, 内発的動機づけは正の係数 (それぞれ $\rho = .16, .13$) を示していた. 対象が大学生に限られておらず, また, 様々な成績指標 (試験結果やコース成績等) を含んでいるため, 単純に本研究の結果と比較はできないが, 弱いながらも同一化的調整と内発的動機づけが成績と正の関連を示し, 外的調整が負の関連を示していた点については, 本研究においても整合する結果が得られた. つまり, 自

律性の比較的高い動機づけがGPAや修得単位数と関連しているという点では, 日本の大学生を対象とした場合も同様の傾向が見られたことになる.

しかしながら, 交差遅延効果モデルによる検討では, 動機づけがGPAに与える影響を0と仮定したモデル (学業達成先行モデル) は, Fullモデルと比較して有意な適合度の低下は認められなかった一方, GPAから動機づけへの影響を0としたモデル (動機づけ先行モデル) で有意な適合度の低下が見られた. 修得単位数を用いた分析においても, 自律性の高い動機づけに限られてはいたものの, 同様の結果が得られた. これらの結果から, 前述の自律性の高い動機づけとGPAや修得単位数との相関関係は, むしろGPAや修得単位数が後の動機づけに影響を及ぼした結果であるとの解釈が可能であろう. これは, 内発的動機づけが後のGPAを予測するという, 欧米の研究結果 (例えば, Taylor et al., 2014) とは異なっていた.

日本の大学生を対象とした研究 (例えば, 高橋他,

2014; 垂門, 2015) では、出席数が GPA の最も説明率の高い要因であることがすでに示されている。内発的動機づけをはじめ、自律性の高い動機づけは、より深い学びへとつながりやすいとされるが(例えば, Baker, 2004), 日本の場合, GPA や修得単位数は、動機づけによって予測される割合が極めて小さく、より基本的な学習態度や生活習慣によって予測されやすいということになる。

このような結果の相違には、成績評価の観点における日本の大学と欧米の大学の差異が少なからず影響していることが考えられる。現在では、大学における成績評価には出席点を含めないというのが通常であるものの、多くの大学教員が学生の出席・欠席回数を考慮して成績を決めてきた経緯がある。このような評価の傾向は学生による授業の選好とも対応する。大学生 4911 名を対象としたベネッセ教育総合研究所の調査によると、定期試験や論文・レポートなどを重視するよりも、出席や平常点を重視して成績評価をする授業を好ましいと答える学生は 7 割に上っていた(杉谷, 2012)。このような学生側の態度も含めて考えると、日本における GPA は、動機づけに基づく深い学びや発展的な学習をより評価した指標ではなく、基本的な知識の習得や学習態度を重視するような指標であると見てよいのではないだろうか。学士教育の質保証は今まさに高等教育における中核的な課題であり、日本の大学の成績評価の在り方や、適切なアウトカム指標について、さらに議論を重ねていくことが望まれよう。

一方で本研究では、GPA や修得単位数から動機づけへの影響を 0 とした動機づけ先行モデルで、適合度が有意に低下していたことから、学業達成の状況が後の動機づけに及ぼす影響は無視できないことが示された。特に 2 年次 (T1 から T2) では、GPA や修得単位数が高いほど、内発的動機づけ、同一化的調整、取り入的調整が高く、3 年次 (T2 から T3) では、GPA や修得単位数の高さが、外的調整を低める要因となっていた。1 年次や 2 年次では、大学での学びが始まり、一般的には徐々に専門的な科目が増えていく。複数の大学で実施された大規模調査を解析した木村 (2012) では、1 年生から 2 年生にかけて大学満足度が一度低下し、3 年生以降に回復する傾向にあることが報告されている。また、その要因の一つとして、初年次の講義に対する充実感が関わっていることも示唆されている。おそらくこの時期

に、入学した大学や学部が、自らの学びのニーズと合致していたかどうかを問う機会が多いのであろう。また、学業面での自己効力感の高まりや低まりが少なからず経験され、大学での学びに自分が適合しているかどうかを意識しがちな時期でもあると考えられる。そのような中で、大学で学ぶことができているという充実感や自己効力感を得て動機づけを高めていく学生達がいる一方で、逆にそういった感覚が得られず、動機づけを低めてしまう学生が一定数を占めるのではないだろうか。学習ニーズとの合致や授業内容の理解、自己効力感といった GPA や修得単位数と密接に関わる要因は、少なくとも自律性の高い動機づけに影響する一因であると考えてよからう。

3 年次になると授業や評価にも慣れ、ほとんどが専門的な科目に置き換わる。単位修得が上手いかず、低い GPA にとどまっている学生は、ひとまずは卒業することが目的となる。中退や留年をした場合の周囲の反応を恐れ、仕方なく学習を行うという、より他律的な動機づけが高められる可能性は考えられる。逆に、順調に単位を修得し高い GPA を得ている学生は、他律的に勉強しているという感覚を感じずに済むのではないだろうか。いずれも推測の域を出ないため、今後、特に学業不振の学生に対する支援・介入に向けて、この GPA、修得単位数の活用について検討を重ねる必要がある。

本研究の限界と今後の課題

本研究の課題としては、まず、動機づけの測定のタイミングに改善の余地があると考えられる。多くの大学が通年を 2 期以上に分け、それぞれの時期に開講された科目の成績評価を行っている。対象校においても前期と後期にそれぞれ成績が発表されているが、本研究の動機づけの測定は、年度当初の 1 回に限られていた。動機づけや GPA・修得単位数の各学年における特徴を詳細に把握するためにも、よりスパンの短い測定が必要であると考えられる。

さらに、本研究では大学 IR 部門から提供された実際の GPA を用い、3 年間の縦断調査を行ったが、対象となった大学は 1 校のみであった。各学生の GPA や修得単位数は、多くの大学が情報として有しているものの、その研究利用の可否の問題があり、また、学業達成を予測する心理変数の測定を複数の大学規模で同一に行うことは困難であるのが現状である。欧米でも、1 大学や 1

専攻(コース)のみを対象とした調査研究が大多数を占め、いずれも結果の一般化の検証を今後の課題として挙げている(例えば, Baker, 2004)。しかし近年では、メタ分析の手法も洗練され、一次研究の積み重ねの後に結果の一般化の検証を行うことも可能となっている。今後は、ある程度の規模の大きな調査に関しては、積極的に解析結果を公表することで、高等教育における学業達成の心理学的研究を前進させることが求められよう。研究の蓄積により、高等教育の役割や機能を評価する妥当な指標の模索や、個々の学生に対する適切な学修支援に役立てていくことが望まれる。

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.
- Baker, S. R. (2004). Intrinsic, extrinsic, and amotivational orientations: Their role in university adjustment, stress, well-being, and subsequent academic performance. *Current Psychology*, 23, 189-202.
- Brown, G. T. L., Peterson, E. R., & Yao, E. S. (2016). Student conceptions of feedback: Impact on self-regulation, self-efficacy, and academic achievement. *British Journal of Educational Psychology*, 86, 606-629.
- Burton, K. D., Lydon, J. E., D'Alessandro, D. U., & Koestner, R. (2006). The differential effects of intrinsic and identified motivation on well-being and performance: A prospective, experimental, and implicit approaches to self-determination theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91, 750-762.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum Press.
- Finkel, S. E. (1995). *Causal analysis with panel data*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Guiffrida, D. A., Lynch, M. F., Wall, A. F., & Abel, D. S. (2013). Do reasons for attending college affect academic outcomes? A test of a motivational model from a self-determination theory perspective. *Journal of College Student Development*, 54, 121-139.
- 橋村勝明 (2016). 教職課程のGPA—三つのポリシー確立のための階梯として—教職センター年報, 4, 1-7.
- Hattie, J., & Timperley, H. (2007). The power of feedback. *Review of Educational Research*, 77, 81-112.
- 木村拓也 (2012). 大学満足度の学年変化とその規定要因の探索—項目反応理論(IRT)とInterruptive Structural Modeling(ISM)を用いた分析—*Journal of Quality Education*, 4, 73-91.
- Knouse, L. E., Feldman, G., & Blevins, E. J. (2014). Executive functioning difficulties as predictors of academic performance: Examining the role of grade goals. *Learning and Individual Differences*, 36, 19-26.
- 鯉沼陸央 (2015). 熊本大学工学部における入学時の成績とGPAの関係—工学教育研究講演会講演論文集, 27, 392-393.
- Kuncel, N. R., Credé, M., & Thomas, L. L. (2005). The validity of self-reported grade point averages, class ranks, and test scores: A meta-analysis and review of the literature. *Review of Educational Research*, 75, 63-82.
- Kusurkar, R. A., Ten Cate, T. J., Vos, C. M. P., Westers, P., & Croiset, G. (2013). How motivation affects academic performance: A structural equation modelling analysis. *Advances In Health Sciences Education: Theory And Practice*, 18, 57-69.
- 牧野幸志・Roger, W. (2003). 大学生の一般的授業選択態度と成績との関連(2)—一般的授業選択態度における性差—*高松大学紀要*, 39, 65-76.
- 文部科学省 (2020). 平成30年度の大学における教育内容等の改革状況について(概要) Retrieved from https://www.mext.go.jp/content/20201005-mxt_daigakuc03-000010276_1.pdf (2021年9月29日)
- 中村 真・松田英子 (2015). 大学への帰属意識が大学不適応に及ぼす影響(2)—出席率, GPAを用いた分析—*江戸川大学紀要*, 25, 135-144.
- 西田裕紀子・丹下智香子・富田真紀子・安藤富士子・下方浩史 (2014). 高齢者における知能と抑うつとの相互関係—交差遅延効果モデルによる検討—*発達心理学研究*, 25, 76-86.
- 岡田 涼 (2012). 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1部)*, 138, 63-73.
- 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.
- 杉谷祐美子 (2012). 大学教育に対する選好—ベネッセ教育総合研究所(編) 第2回大学生の学習・生活実態調査報告書(2012年)第3章第1節(pp.92-95)
- 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, 1-15.
- 高比良美詠子・安藤玲子・坂元 章 (2006). 縦断調査による因果関係の推定—インターネット使用と攻撃性の関係—*パーソナリティ研究*, 15, 87-102.
- 垂門伸幸 (2015). 修学支援に活用する指標の検討とその活用方法—出席率とGPAの関係に注目して—*高等教育フォーラム*, 5, 137-145.
- Taylor, G., Jungert, T., Mageau, G. A., Schattke, K., Dedic,

H., Rosenfield, S., & Koestner, R. (2014). A self-determination theory approach to predicting school achievement over time: The unique role of intrinsic motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 39, 342-358.

吉川博行 (2015). 正課外活動団体加入学生の学修に関する考察 大手前大学教育論集, 6, 19-24.

Zimmerman, B.J., & Moylan, A.R. (2009). Self-regulation: Where metacognition and motivation intersect. In D. J. Hacker, J. Dunlosky, & A. C. Graesser (Eds.), *Handbook of Metacognition in Education* (pp.299-316). New York: Routledge.