

# 大学における学修経験が成績に及ぼす影響過程 —交差遅延効果モデルによる検討—

古里由香里・劉婧

お茶の水女子大学・教学 IR・教育開発・学修支援センター

## Examining the Influence Process of Academic Experience on GPA in Higher Education : An Analysis Using cross-lagged panel Model for longitudinal data

Yukari FURUSATO, Jing LIU

Ochanomizu University; Center for Institutional Research, Educational Development, and Learning Support

The purpose of this study is to determine the causal effects of learning experience during university on grades using longitudinal data. We focused on students' learning experiences as an indirect assessment and GPA as a direct assessment with respect to learning outcomes. We also analyzed the data using a cross-lagged panel model and multiple regression analysis with GPA at graduation (T3) as the dependent variable and study experience and GPA during the first (T1) and third (T2) years as independent variables. Structural equation models, using a cross-lagged panel design, revealed a significant association between positive/negative experiences at T1 and GPA at T2, and vice versa. Furthermore, we found that positive/negative experiences at T2 are significant predictors of GPA at graduation (T3), even when controlling for GPA at T2. These results suggested that the presence of positive or negative spiral causal relationships, with positive experiences leading to more positive experiences and negative experiences leading to more negative experiences.

**Keywords** : learning Outcomes (学修成果), Grade Point Average (GPA), Cross-Lagged Panel Model (交差遅延効果モデル), longitudinal data (縦断データ)

### はじめに

#### 学修成果の可視化と縦断データによる因果関係の検討

文科省による内部質保証の文脈から、学修成果の可視化が進められて久しい。特に成績などの教学データに留まらず、学生調査による間接指標を大学教育の質的転換に向けた改革サイクルを確立し、教育の内部質保証につなげる動きは非常に広く行われている。国公立大学における学生の学修時間や学修行動の把握を行っている大学は 89% に到達し<sup>1)</sup>、学修時間の把握の有無を問わなければこれらの大学のほぼすべてにおいて学生アンケートが実施されていることが示された(文部科学省, 2023)。

これほど多くの大学で学生への学修行動に関するアンケートが実施されている一方で、平均値や回答の割

合を比較するだけの記述統計からさらに踏み込んで、原因と結果について多変量解析を用いて検証したものは多くはない。たとえば国内での先行研究としては、授業経験が学生の学習スタイルに与える影響と学習スタイルが成績に与える影響を分析した岡田ら(2011)、縦断データを用いてアクティブラーニングの経験と学修成果との関連を検証した畑野・上垣・高橋(2015)や、学生属性・大学に関する変数・学修成果の因果モデルを検証した小方(2008)、IEO モデルを用いて因果モデルを分析した鶴沼・長谷川(2020)などが挙げられる。しかし複数時点でのデータを紐づけて、パネルデータとして分析可能な縦断調査による因果モデルを提供する日本における研究はいまだ限られる(小方, 2008)<sup>2)</sup>。

また、学生アンケートによる学修成果の可視化を行う場合には、学生自身の主観によって得た回答値が間接指標として用いられる。ここでいう間接指標とは、

成績 (GPA) やテストやレポートの結果、ポートフォリオなどの直接指標とは対照的に、直接指標には表れない本人の実感や学修の過程を測定するために学生自身の認知を測定し可視化されたものである (松下, 2017)。

ただし、この直接指標と間接指標は対立的なものではなく、同じ学修成果を構成するものである一方で、組み合わせると相互補完的に用いることが推奨される。これらの議論のなかで、間接評価はプロセス評価としての機能も指摘されており (山田, 2013)、本研究ではこのプロセス評価としての間接評価指標を用いる。ここでいうプロセス評価としての間接評価指標とは、最終的な成果ではなく、そこに至るまでの学修過程のプロセスや、学修者がどのような実感を持ち、何を評価したのかを測定したのかを意味する。これに基づき本研究では、GPA のような最終的な結果である直接評価指標に対し、学生が各種調査に回答して得られる間接評価指標がどのようなプロセスとして影響するのか、その因果関係の検討を行う。

#### 本研究の目的と検討方法

因果関係の検討といっても、これら学修経験要因と成績については相互に関連しあうことも予想される。学修経験は成績に影響するとともに、成績は次年度以降の学修経験にも影響するだろう。このような相互の連関プロセスにおいて、大学入学後の学びと成績がどのように影響しているのかについて議論が十分なされているとは言い難い。

よって本研究においては、学生調査データのなかでも学修経験についての項目を使用し、成績との関連について、構造方程式モデリング (SEM) を用いて、2 波の縦断調査データと 3 波の成績データを分析する。分析モデルには交差遅延効果モデルを用いた (分析 1)。この分析モデルにおいて、1 時点目 (1 年次) の学修経験から 2 時点目 (3 年次) の成績へのパスが有意な効果を持つならば、学修経験から成績への因果関係が推定される。一方で、1 時点目 (1 年次) の成績から 2 時点目 (3 年次) の学修経験へのパスが有意な効果を持つならば、成績から学修経験への因果関係が推定される。

そのうえで、具体的な学修経験がそれぞれ成績に対しどのように影響をするのか、さらに重回帰分析を用いて検討を行う (分析 2)。また分析結果の解釈を行うために、そもそも調査に回答する層と回答が得られない層において成績差があるのかを確認したうえで、

今回の分析結果を考察する。

これにより、本研究は①国内での研究でいまだ不十分な縦断調査を用いた分析を行い計量分析によってその連関を明らかとするとともに、②因果関係を明らかにするための分析モデルを提供し、③間接評価指標のプロセス評価としての影響過程を検証する、という 3 つの観点からの知見を提供することを目的とする。

#### 方法

##### 使用したデータ

##### 間接評価指標：ALCS 学修行動比較調査

今回用いたデータは、お茶の水女子大学の学士課程に 2019 年 10 月時点で在籍していた 1 年生 (N=490) を対象に、1 年次に実施した第 1 波の調査に回答者のなかで、第 2 波の 3 年次での調査にも回答をした 381 名を分析対象者とした。この縦断調査は、教学 IR 比較コンモンズによる ALCS 学修行動比較調査として実施されており、学生の学修行動として学修経験、成長実感、学修への満足度、学修に関する希望、学修時間やその他活動時間についての 80 項目から構成される。

そのうち本研究においては、学修経験に関する 22 項目を使用した。それぞれの項目について、どの程度経験したかを 6 件法 (「1. かなりよくあった」、「2. よくあった」、「3. たまにあった」、「4. あまりなかった」、「5. ほとんどなかった」、「6. まったくなかった」) から測定し、分析においてはスコアを逆転させ、値が大きいほどその経験があったことを意味するように処理した得点を用いた。本調査は Web で実施しており、回答の際には学生個人の認証システムを介するため記名などはしないものの、教務データから成績との紐づけが可能な設計となっている。

##### 直接評価指標：GPA

上記調査のデータと学修成果との連関を検討するため、2019 年度入学生の 1 年次 (2019 年度) および、3 年次 (2021 年度時点) の GPA<sup>3)</sup> を算出した。その際の計算式としては、授業科目ごとの成績評価 (100 点満点の素点評価) から算出する GP (GP = (素点評価 - 55) / 10 から計算し、GP < 0.5 の場合は GP = 0.0 とした) を基に、当該科目ごとに GP に対し単位数を乗じて、履修科目の総和を求め、履修総単位数で除して GPA (Grade Point Average) を求めた (GPA = (履修科目の GP \* 当該科目の単位数) の総和 / 履修総単

位数<sup>4)</sup>。

### 分析方法

縦断データの因果関係を明らかにするため、本研究では交差遅延効果モデル (cross-lagged panel model) を用いて分析を行った。交差遅延効果モデルは、パネルデータにおいて、2つ以上の変数間の相互作用を検証するためのモデルであり、1つの時間点で観測された変数の値が、別の時間点で観測された変数の値に影響を与えるかどうかを検証することができる (Finkel, 1995)。

例えば、在学中の学修経験と成績の関係を考えた場合、1年次の学修経験が3年次の成績に与える影響は当然想定されるが、逆に1年次の成績が3年次の学修経験に及ぼす影響も十分想定し得る、検討すべきパスである。さらに、1年次の学修経験・成績の影響を受けた3年次の学修経験・成績が卒業時の成績にどのように影響するのかもモデルに含め、在学中の各年次での学修経験と成績が最終的な成績へと収斂するプロセス過程を検証する (Figure 1)。

従来の回帰分析などでは、このように複数の時点にまたがって、相互に影響しあう分析を行うことが難しかったが、今回は交差遅延効果モデルを用いることでこれらを包括的に分析することができる。

ただしこの方法の分析モデルでは多変量解析のように複数の項目を投入することが難しい。投入する変数が増えるとパスが倍増し煩雑さが増してモデルとしてのわかりやすさが失われる。そのため、学修経験に関する22項目 (ポジティブな経験が15項目、ネガティブな経験が7項目) に関し、まずは因子分析を行い、因子構造を確認した。そのうえで、その因子の平均得点を分析に用いて、学修経験と成績の関連を検討する。

このように全体的なメカニズムを明らかとしたうえで、具体的な項目の影響について重回帰分析を用いて確認する。

### 結果

#### 因子分析

ALCS 学修行動比較調査では大学在学中の学修経験について22項目で測定を行っている。これを交差遅延効果モデルに投入して分析するために、まずはこれらについて因子分析 (最尤法・プロマックス回転) を行い、次元を縮約することとした。

22項目の内訳は、17項目がポジティブな学修経験に関するもの、5項目がネガティブな学修経験に関するもので、6件法で測定している。分析の際には、ポジティブな経験に関してもネガティブな経験に関しても、高い値ほど経験した程度が多いことを意味する。その結果をまとめたものがTable 1である<sup>5)</sup>。項目順は1年次での因子分析結果を優先させ、その項目名に対応するように3年次の各数値を示した。しかし因子構造は共通しており、第一因子、第二因子内の順序こそ異なるものの、含まれる項目は同一だった。また、想定通りポジティブ経験項目が第一因子に、ネガティブ経験項目が第二因子に固まったため、これらの因子名もそのまま上記のとおりとした。それぞれ相関も高いが、分布を散布図としてプロットしてみると外れ値を除いた場合は必ずしも強い正の相関や負の相関があるわけではないことが読み取れる (Figure 2)。

分析1: 交差遅延効果モデルを用いた因果関係の検討  
それではこれらの学修経験の2因子と成績はどのように関連するのだろうか。まずは変数間の相関係数

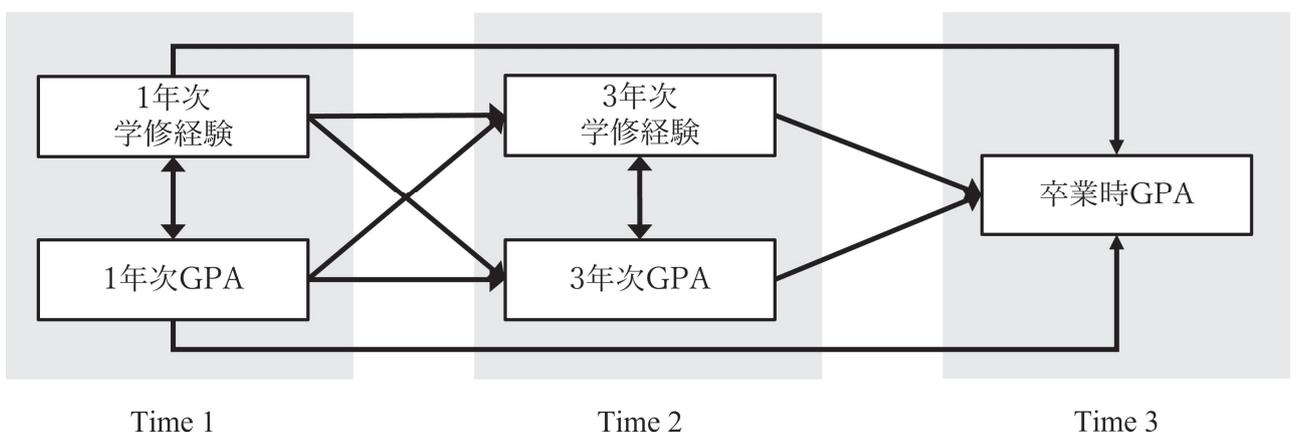


Figure 1 大学在学中の学修経験が成績に及ぼす影響の交差遅延効果モデル概念図

を算出した (Table 2)。

つぎに実際に交差遅延モデルで分析するために、以下のようなモデルを作成した。これは、モデル内での変数の関係を図示したものであり、ここで示された本モデルの構造は以下のとおりである (Figure 3)。

同一時点の変数間の共分散を想定し、(1) 1 年次 (Time 1) のポジティブ経験、ネガティブ経験、GPA が、3 年次 (Time 2) のポジティブ経験、ネガティブ経験、GPA に及ぼす影響を検討する。

さらに (2) 最終的な卒業時の GPA (Time 3) に対し、3 年次 (Time 2) のポジティブ経験、ネガティ

ブ経験、GPA がどのような効果を持つかに加え、1 年次 (Time 1) の経験・成績による長期的な効果についても検討した。

分析の結果として、パス係数 (標準化係数) の推定値とパスを Figure 4 に示した。最初のモデルとして、飽和モデル設定し分析した。そのうえで、統計的に有意ではなかったパスについてはモデルから除外し、再度分析した。その再分析の結果を示したものが Figure 4 である。モデルの適合性は  $\chi^2(5) = 3.298$  ( $p = .654$ )、CFI = 1.000、GFI = .998、AGFI = .986、RMSEA = .000、SRMR = .012 であり十分に高かった。

Table 1 学修経験に関する 22 項目の因子分析結果 (最尤法・プロマックス回転)

項目	1年次		3年次	
	Factor1	Factor2	Factor1	Factor2
思いどおりに学業ができている実感	<b>.911</b>	-.064	<b>.682</b>	-.220
自発的に文献や資料を調べること	<b>.909</b>	-.038	<b>.614</b>	-.082
授業内容に刺激されて自主的にあらたな勉強や探究をしたこと	<b>.866</b>	.056	<b>.762</b>	-.071
大学からの学修に関する情報提供や案内が役立っている実感	<b>.852</b>	.026	<b>.606</b>	.020
よく学ぶ学生に刺激されて学修が促されたこと	<b>.765</b>	.060	<b>.647</b>	-.104
授業内での学生間のディスカッション	<b>.759</b>	.067	<b>.378</b>	-.025
学内に設けられている自由に学べる場の活用	<b>.740</b>	.036	<b>.373</b>	.184
図書館の活用	<b>.685</b>	.027	<b>.419</b>	.174
課題発表の機会	<b>.666</b>	.201	<b>.494</b>	.019
授業中に質問をして、よかったと思えた経験	<b>.665</b>	.208	<b>.621</b>	.009
大学内外で勉強会、研究会、講演会に参加したこと	<b>.637</b>	.248	<b>.547</b>	.081
教職員やアドバイザーに学修に関連したことを尋ねたり相談したこと	<b>.577</b>	.316	<b>.513</b>	.203
提出物に対する教員からの添削やコメント	<b>.533</b>	.282	<b>.368</b>	.164
授業時間外に友だちと授業に関する学修をしたこと	<b>.503</b>	.302	<b>.310</b>	.136
授業内容がつまらなく感じたこと	-.171	<b>1.028</b>	-.237	<b>.719</b>
大半の内容が理解できなかった授業	-.031	<b>.888</b>	-.098	<b>.729</b>
大学での学修に関する不公平・不公正感	.171	<b>.782</b>	.122	<b>.551</b>
提出期限までに授業の課題を完成できなかったこと	.227	<b>.708</b>	.072	<b>.578</b>
授業に遅刻したこと	.172	<b>.698</b>	.051	<b>.565</b>
履修したい授業を登録できなかったこと	.291	<b>.589</b>	.284	<b>.470</b>
因子間相関	.790		.274	

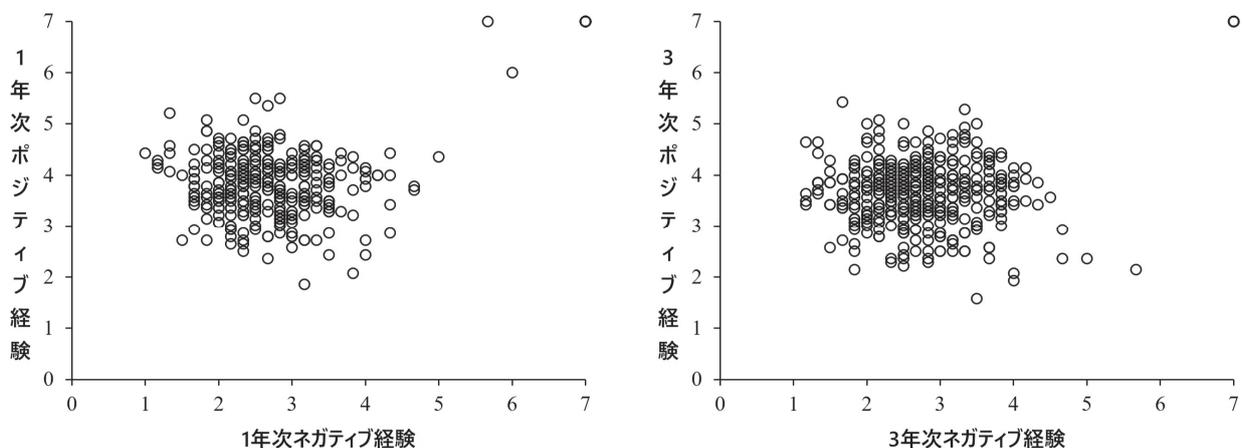


Figure 2 第 1 因子ポジティブ経験と第 2 因子ネガティブ経験の学年別散布図

まず、(1) で述べた1年次から2年次への因果関係を検討した。1年次のポジティブ経験からの影響を見ると、この1年次のポジティブ経験が多いほど、3年次のポジティブ経験が高くなっていったが ( $\beta = .47, p < .01$ )、これを統制しても3年次のネガティブ経験が低くなっていった ( $\beta = -.23, p < .05$ )。また、1年次のネガティブ経験が多いほど、3年次のネガティブ経験が高まっていたが ( $\beta = .32, p < .01$ )、これを統制しても3年次のポジティブ経験が低くなっていった ( $\beta = -.44, p < .01$ )。

次に、1年次の成績からの影響を見ると、1年次のGPAが高いほど、3年次のGPAが高かった ( $\beta = .46, p < .01$ )<sup>6)</sup>。しかしそれだけでなく、1年次のGPAが低いほど3年次のネガティブ経験も高いことが示された ( $\beta = -.23, p < .01$ )。

つづいて、(2) で述べた卒業時の成績に与える1・3年次の経験・成績の因果関係を検討した。その結果、1年次と3年次GPAが高いほど卒業時GPAは高くなり (1年次:  $\beta = .59, p < .01$ 、3年次:  $\beta = .39, p < .01$ )、これらを統制しても3年次のポジティブ経験が多いほど卒業時GPAが高くなり ( $\beta = .06, p < .05$ )、1・3年次のネガティブ経験多いほど卒業時GPAが低かった (1年次:  $\beta = -.04, p < .05$ 、3年次:  $\beta = .39, p < .01$ )。これにより、1年次の経験・成績は3年次の経験・成績を媒介して、卒業時成績に長期的にも影響を及ぼすことが示された。特に1年次のネガティブ経験は3年次を介さずに直接的に卒業時GPAに負の影響を与える長期的な効果が示された。これは初年次での学修経験がいかに重要かを意味する結果である。1年次の経験や成績が長期的に大学生の成績に影響を及ぼすという点では、他の研究でも同様にみられた結果であるが (Jamelske, 2009)、今回の分析ではこの影響過程が具体的に明らかとなった。

分析2: 重回帰分析を用いた成績に影響を与える具体的な経験についての検討

それでは、ポジティブ経験・ネガティブ経験と成績の関連が明らかになった一方で、具体的にはどのような経験が影響するのかということについてははまだ検討できていない。因果関係が分析1で示されたとおりだと仮定し、さらに重回帰分析を用いて個々の経験の効果について解析を行った。説明変数がすべて学修における経験の項目群となるため、相関が高くすべてを一度に強制投入すると多重共線性の問題が生じたため、ステップワイズ法を用いた。そのうえで、①目的変数を卒業時のGPA、統制変数として1年次のGPAを投入し、1年次の学修経験22項目を投入するモデル、②目的変数を卒業時のGPA、統制変数として1年次と3年次のGPAを投入し、3年次の学修経験22項目を投入したモデルの2つを検証した。

その結果をまとめたものがTable 3である。統計的に有意になった項目は、1年次だと「大半の内容が理解できなかった授業」が負の ( $\beta = -.134, p < .01$ )、「授業内での学生間のディスカッション」が正の影響 ( $\beta = .077, p < .05$ ) があつた。統制変数として投入した1年次GPAも有意だった ( $\beta = .798, p < .01$ )<sup>7)</sup>。

一方、3年次の経験、3年次のGPAと1年次のGPAを投入したTable 4では「提出期限までに授業の課題を完成できなかったこと」 ( $\beta = -.144, p < .01$ )、「授業に遅刻したこと」 ( $\beta = -.123, p < .01$ ) が負に、「授業内容に刺激されて自主的にあらたな勉強や探求をしたこと」 ( $\beta = .102, p < .01$ ) が正に、それぞれ有意となった。統制変数として投入した1年次GPA ( $\beta = .256, p < .01$ ) も、3年次GPA ( $\beta = .546, p < .01$ ) も有意だった。

Table 2 各変数間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7
1. 1年次ポジティブ経験	-						
2. 1年次ネガティブ経験	.856 **	-					
3. 1年次GPA	-.104 *	-.282 **	-				
4. 3年次ポジティブ経験	.091 +	-.040	.029	-			
5. 3年次ネガティブ経験	.069	.194 **	-.168 **	.336 **	-		
6. 3年次GPA	-.048	-.160 **	.303 **	.052	-.265 **	-	
7. 卒業時GPA	-.112 *	-.299 **	.473 **	.065	-.367 **	.729 **	-

\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , +  $p < .10$

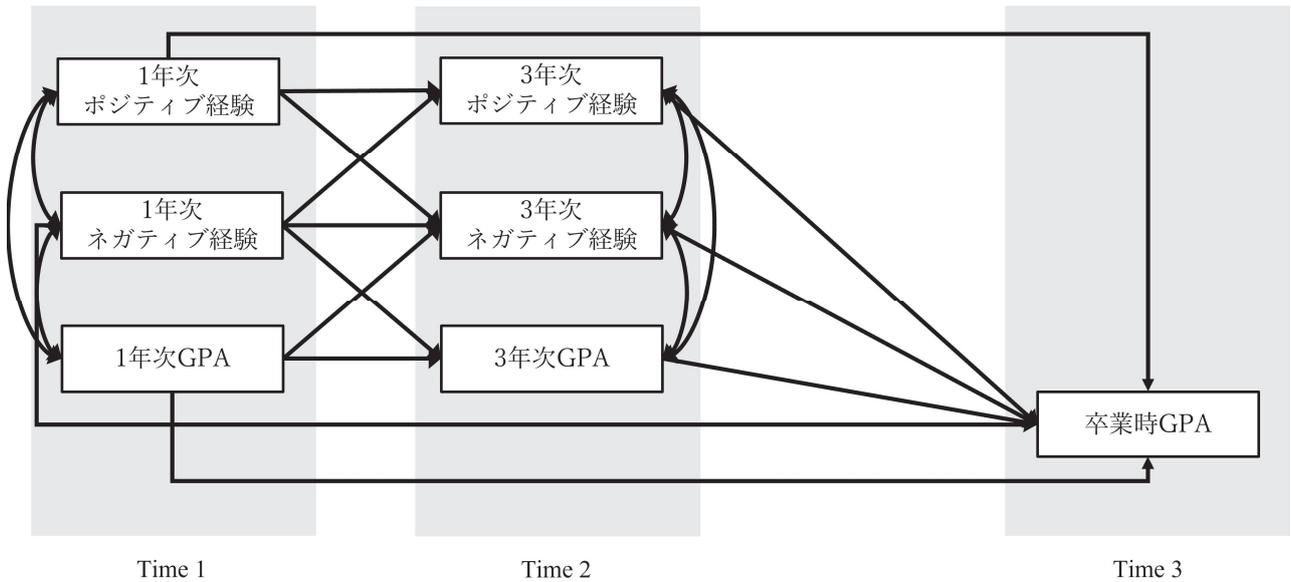


Figure 3 各学年の学修経験と GPA の交差遅延効果モデル (飽和モデル)

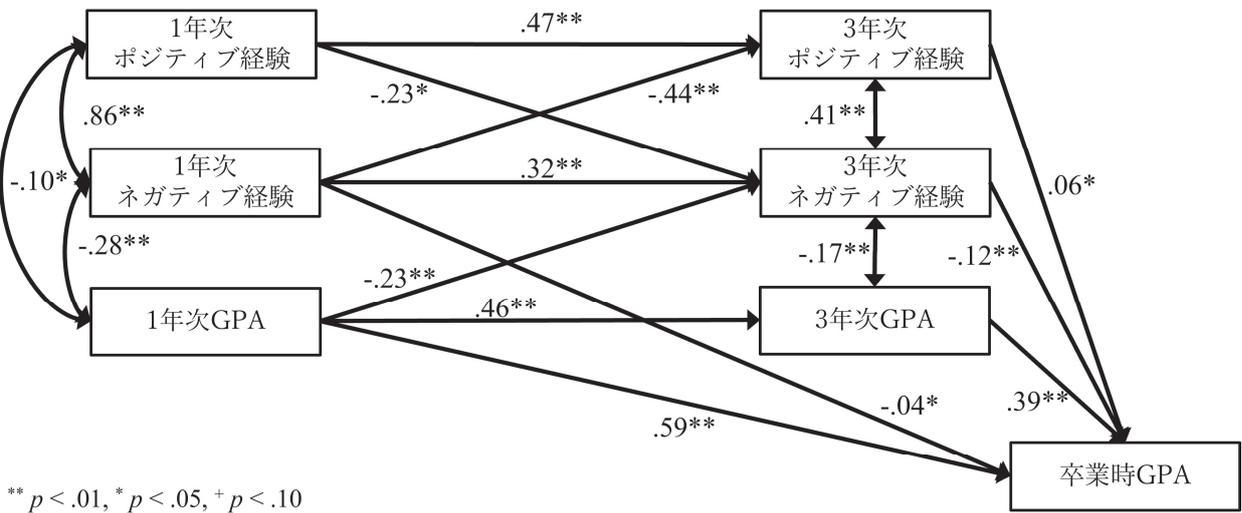


Figure 4 各学年の学修経験と GPA の交差遅延効果モデルと分析結果

考察

分析結果より：学修経験と成績の因果関係、成績に具体的に影響を与える経験とは

分析1では、まず①1年次のポジティブ経験が3年次のポジティブ経験を増加させ、1年次のネガティブ経験が3年次のネガティブ経験を増加させるという、自明な並行のパス有意となった。さらに①を統制してもなお、②1年次のポジティブ経験が3年次のネガティブ経験を低減させ、1年次のネガティブ経験が3年次のポジティブ経験を低減させる交差のパスによる因果関係も示された。同様に、③1年次の高成績は3年次の成績も高めることが示されたが、そ

れに加えて1年次の成績不振によって3年次のネガティブ経験が増えることも明らかとなった。そして、④1年次のネガティブ経験は、直接的に卒業時のGPAに影響を及ぼした。

以上の結果から、1年次の経験・GPAから影響を受けた3年次の経験は卒業時GPAを規定し、ポジティブ経験があるほど、または1・3年次のGPAが高いほど卒業時GPAが高くなり、1年次ネガティブ経験があると低くなると考えられる。学修経験が成績に影響を与えるだけでなく、1年次の成績が3年次のネガティブ経験に影響していたことは、交差遅延効果モデルを用いたことから示された知見といえよう。

つまり、1年次の学修経験・成績は3年次の学修経験・成績を媒介して、または直接的に卒業時成績に長

Table 3 重回帰分析①の結果（目的変数：卒業時 GPA、統制変数：1 年次 GPA、説明変数：1 年次学修経験）

	標準化係数	VIF
1年次GPA	.798 **	1.057
大半の内容が理解できなかった授業	-.134 **	1.445
授業内での学生間のディスカッション	.077 *	1.379
$R^2$	.689 **	

\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , +  $p < .10$

Table 4 重回帰分析②の結果（目的変数：卒業時 GPA、統制変数：1・3 年次 GPA、説明変数：3 年次学修経験）

	標準化係数	VIF
3年次GPA	.546 **	1.294
1年次GPA	.256 **	1.116
提出期限までに授業の課題を完成できなかったこと	-.144 **	1.631
授業に遅刻したこと	-.123 **	1.503
授業内容に刺激されて自主的にあらたな勉強や探究をしたこと	.102 **	1.039
$R^2$	.652 **	

\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , +  $p < .10$

期的にも影響を及ぼすことが示された。また、ポジティブ経験がポジティブ経験を増加・ネガティブ経験を減少させ、ネガティブ経験がネガティブ経験を増加・ポジティブ経験を減少させるという、それぞれ正または負のスパイラルの因果関係が示唆された。

さらに、分析2の結果より、具体的な経験による成績への効果が示された。そこで明らかとなったのは、卒業時 GPA に対し、1 年次 GPA を統制してもなお、「理解できない授業があったこと」が負の、「学生間でのディスカッション経験」が正の効果を持つという、在学中を通じて影響を与える長期的な効果である。ただし、調査対象の学生が2019年度入学であることに留意する必要がある。2 年次以降は全面オンライン授業となるなど COVID-19 の影響を大きく受けた学年であるため、「学生間でのディスカッション経験」はその後2 年次以降に形成することが難しかった人的ネットワークを1 年次に得られたか否か、と考えることもできる。そのため、この学年特有の可能性も否定できない。

同様に、卒業時 GPA に対する3 年次経験の影響についての分析の結果から、「提出期限内の課題未完成」が負の、「遅刻経験」が負の、「授業に刺激された自主的な学修・探求経験」が正の効果を持った。1・3 年次の GPA を統制してもこれらが効果を持ったこと自体は、それほど意外性はなく妥当な結果である。

しかし興味深いのは、1 年次と3 年次で有意となっ

た経験が異なることであろう。個々の経験と成績との関連は先行研究でも指摘されてきたものの、学年進行によって異なる経験であることは縦断調査だからこそ明らかとなった結果のひとつといえる。異なる効果を持つことについては様々な背景が推測される。例えば、授業内容が専門性を深めていく過程で授業形態もゼミ形式の割合が増え、いわゆる講義による座学とは成績に及ぼす経験が異なってくるのかもしれない。これについては、今後の研究で検証することが期待される。

さらに踏み込んで分析1での知見と合わせて解釈するならば、過去の GPA が仮に同程度であったとしても、1 年次に授業が理解できない経験が多いと、3 年次では課題未提出や遅刻が多くなり、卒業時成績を低減させるという可能性も考えられる。しかし、今回の分析だけではこの説明も可能性のひとつでしかなく、これについて明らかとするには引き続き検討していく必要があるだろう。

#### 追加分析：調査回答者と未回答者の成績比較

ここまでの考察を経て描き出されたのは、大学に1 年次から適応してポジティブな経験を重ねていく高成績学生と、ネガティブな経験と成績不振を重ねていく低成績学生の姿だった。ならばこの傾向は、高成績群・低成績群の一部を反映させたものではないか、という解釈も当然一考すべきであろう。そのため、追加検証として回答者（約8割）と未回答者（約2割）の成

績分布を確認し、統計的に差があるといえるのか対応の無い  $t$  検定を用いて分析を行った<sup>8)</sup>。その結果、単年度ごとの GPA では 1・2 年では差がないものの、3 年次・4 年次、または累積である卒業時 GPA においては、未回答者の成績は全体的に統計的に有意に低くかつ分散が大きく、回答者では成績が高く分散が小さかった (Figure 5)。

本研究では当然回答者から得た回答値を用いて分析を行っていると考え、低成績者の一定数に関してはそもそも分析には含まれていないことが明らかとなった。よって、分析 1・2 の結果についても成績下位層を除いたうえで現れた傾向だと考えられる。ある程度成績が高く分散が少ない群における解析であったにも関わらず、課題未完成や遅刻の影響が大きかったことを考えると、成績評価で D や C などをとらないような「真面目な一般的な学生」におけるこれらの（それほど多くないであろう）経験が最終的な成績にいかによりクリティカルな影響を与えるのかが推測される。

#### 本研究から得られた知見とその意義

「本研究の目的と検討方法」で述べた 3 つの研究目的に即して、本研究の成果と意義を整理する。「①国内での研究がまだまだ不十分な縦断調査を用いた分析を行い計量分析によってその連関を明らかとする」に関しては、限界や課題はあるものの今まで議論してきたように一定程度の知見を提供した。これは高等教育に関する多変量解析の一事例というだけではなく、「②因果関係を明らかにするための分析モデルを提供する」という観点でも意義がある。縦断データを得るた

めの複数回にわたる調査や、データ間の紐づけを可能とする調査設計は負担が多く、その是非について議論されることも多い。一方で本研究のような分析モデルを用いて因果関係について検証する有用性を示したことは、高等教育研究や教学 IR にとって意味のあることだと考える。また、今回使用したデータは他大学でも行われているベンチマーキングが可能な調査を基としているため、このモデルの拡張可能性も高い。さらに、「③間接評価指標のプロセス評価としての影響過程を検証する」ことで、自己申告に依存する間接評価指標への問題点に対しても、学生の学修プロセスを明らかとするために重要であるということを示した。

#### 本研究の限界と今後の課題

まず、縦断調査を用いて因果関係についての分析を試みたが、データセットは 1 学年のみであることが挙げられる。そのため、コーホートの特性については検討することができず、今回の結果が時代的なものなのか、一般的にいえることなのかについては検討することができなかった。このように今回の結果の再現性・頑健性については、分析する年度を拡大して引き続き検討していく必要があるだろう。特に考察でも指摘したように在学年が 2019-2022 年度とコロナ禍であったことは無視できない。すべての結果において、この時代性を考慮して解釈しなければならないことは本研究の限界である。

また、今回のモデルで検討したのは学修経験と成績の関連だけであり、先行研究でなされてきたモチベーションや満足度などの変数については検討していない。

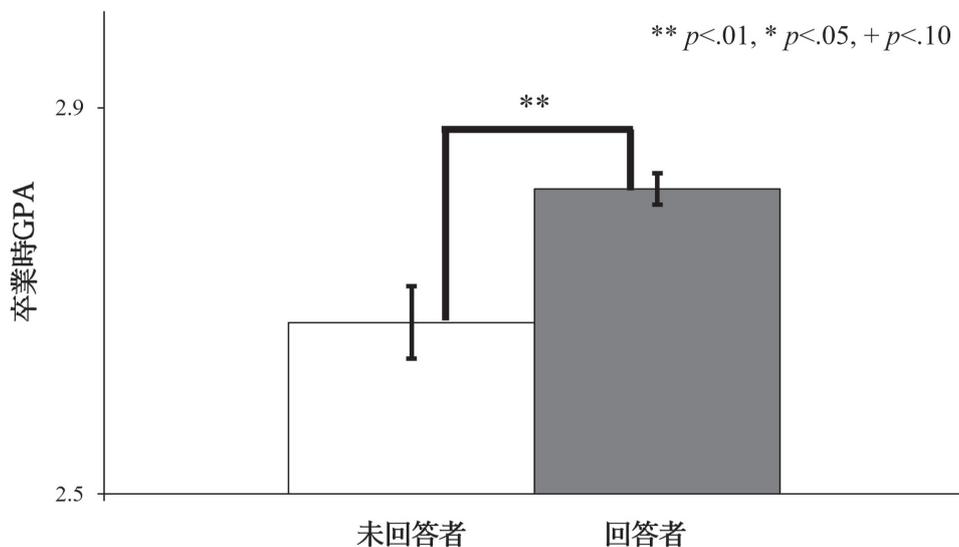


Figure 5 学修行動比較調査回答者と未回答者の卒業時 GPA の平均値の差の検定結果 (対応のない  $t$  検定)

これらもプロセス評価としての間接評価指標として成績に密接に影響すると考えられるため、これらの変数も含めた検討を行うことが今後の課題として残される。

#### 注

- 1) 文科省が実施する「大学における教育内容等の改革状況について」の調査は基本毎年度実施され、平成23年度から「学生の学修時間や学修行動の把握」は追加された。当初は、学部段階で学生の学修時間等の調査は約4割、学修成果の把握は約3割に留まっており、それから10年間単純増加を続け、現在の数値まで達した。
- 2) 一方で半世紀以上のIR（学内でのデータ分析を担い、大学の意思決定を支援するInstitutional Research）の蓄積のある欧米においては、多変量解析を用いた分析や因果関係を想定した分析を用いた先行研究が多く蓄積されている。
- 3) 国内外の大学との互換性のため最高点をそろえたfunctional-general GPAと、より現成績を忠実に反映するfunctional-strict GPAの2種のGPAのうち、本研究においては他大学との比較を行わないため、より細かく値を得られるfunctional-strict GPAを採用した。
- 4) 履修層単位数には不合格となった科目の単位数も含む。
- 5) このとき、因子負荷量が両方の因子で近く、一貫しない2項目（「インターネットや学内LANを使った授業資料・課題の受けとりや提出」、「小テストの実施やレポートなどの課題提出」）は1年次・3年次どちらにおいても除外した。
- 6) なお、ここでの3年次のGPAは累積ではなく、単年度のもののためここでの相関は自己相関ではなく、1年次の成績からの影響と推察される。
- 7) ただしここでは卒業時の全体のGPAを用いているため、1年次のGPAは当然内包されているための結果であることに留意が必要となる。Table 3の3年次の結果も同様である。
- 8) 本研究の本論からはやや外れるが、未回答者についての属性を推測できるという点は、教務データとの紐づけを前提とした学生調査・教学IR研究の長所のひとつである。これによって、限られたデータではあるものの、直接的に未回答者がどういう属性を持っているのかを検討することができる。通常の社会調査であれば、回答値の乖離や未回答者の属性分布について、国勢調査などの悉皆調査との比較から類推する以外に手立てがない。

#### 謝辞

分析で使用した調査の実施にあたり、教学比較IRコモンズの東京一様、東京家政学院大学の半田智久先生にご支援いただきました。記して、感謝いたします。

#### 引用文献

- Finkel, S. E. (1995) Causal analysis with panel data. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- 畑野快・上垣友香里・高橋哲也 (2015) 「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—」『大学教育学会誌』37, 86-94.
- Jamelske, E. (2009) Measuring the impact of a university first-year experience program on student GPA and retention, *Higher Education*, 57, 373-391.
- 松下佳代 (2017) 「学習成果とその可視化」『高等教育研究』20, 93-112.
- 文部科学省 (2022) 『大学における教育内容等の改革状況について (令和2年度)』 [https://www.mext.go.jp/a\\_menu/koutou/daigaku/04052801/1417336\\_00009.htm](https://www.mext.go.jp/a_menu/koutou/daigaku/04052801/1417336_00009.htm) (2023.3.9).
- 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.
- 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 (2011) 「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, 167-182.
- 鶴沼秀行・長谷川桐 (2020) 「大学教育における学生の学修成果のアセスメントのモデル化に向けて」『川村学園女子大学研究紀要』31 (1), 1-9.
- 山田礼子 (2013) 「学生の特性を把握する間接評価：教学IRの有用性」『工学教育』, 61 (3), 27-32.

2023年3月24日 受稿