

私立大学等改革総合支援事業タイプ1選定と 教育投資・定員充足の関係

松 宮 慎 治

私立大学等改革総合支援事業タイプ1選定と 教育投資・定員充足の関係

松宮慎治*

1. 問題と目的

本稿の目的は、私立大学等改革総合支援事業タイプ1選定と教育投資・定員充足の関係をパネル・データ分析によって推定し、私立大学に対する競争的資金配分政策の妥当性を検証することにある。

2018年現在、私立大学の「教育の成果」・「定員割れ」を基準に、私学助成をこれまで以上に競争的に配分しようとする政策が進行している。背景には、2017年6月に財務省がまとめた予算執行調査が存在する。同調査の報告は、「大学改革がない中で大学への補助金支出は、教育力に疑問がもたれるような大学、進学する魅力に乏しい大学を経営的に救済することにつながる可能性があり、これは大学進学者や納税者にとって望ましいこととは言えない」と指摘し、今後の方向性として「教育の成果」の測定およびそれに連動した私学助成のさらなる競争的配分と、「定員割れ」大学への減額・停止等を提案する（財務省主計局，2017）。この提案を下支えするのは、「定員割れ」は「教育の成果」によって規定されるので、成果の上がらない「定員割れ」大学にこれ以上補助金を投入する必要はないとするロジックであろう。翻って、学生募集を初めとする安定的な経営には歴史や威信、規模の経済がよく効くことが知られている（濱中・島，2002；両角，2010，2012；小川，2017）。歴史や威信、規模の経済による安定的な学生募集を基盤に「教育の成果」が上がるとすれば、「定員割れ」によって不安定となった「教育の成果」が、新たな補助金を獲得する際にネガティブな評価を促すという逆因果の見込みもあるのである。この関係は、図1のように整理できる。

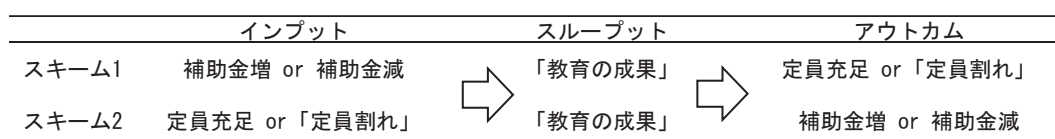


図1 補助金と「教育の成果」・「定員割れ」の関係

政策で想定されるスキーム1では、補助金を獲得することが「教育の成果」に繋がり、その「教育の成果」次第で定員を充足するか否かが決まる。他方、先行研究に依拠するスキーム2では、定員が充足するか否かによって「教育の成果」が決まり、その「教育の成果」次第で、新たな補助金獲得の可・不可が決まる。

スキーム1, 2に共通するのは、「教育の成果」が補助金の増減や定員の充足・未充足を媒介していることである。私立大学にとって、「教育の成果」がコアとみなされることへの異論は小さいだ

* 広島大学大学院教育学研究科教育学習科学専攻（高等教育学）/ 神戸学院大学職員

ろう。その意味で、コアを捨象して補助金の増減と定員の充足・未充足の関係を直接描こうとすることには問題がある。だが、「教育の成果」を媒介した補助金の増減と定員の充足・未充足の因果関係は、実のところ明瞭ではない。

本稿ではこのテーマを検証するために、私立大学に対する競争的資金配分政策として、教育に焦点化された私立大学等改革総合支援事業タイプ1を取り上げ、「教育の成果」・「定員割れ」との関係我问う。以下ではまず、第2節にて私立大学等改革総合支援事業タイプ1を対象とする理由を、先行研究に触れながら示す。続く第3節では、データセットと変数の定義、および作業仮説の提示を行う。第4節では作業仮説の検証結果とそれにもとづく考察を行い、最後に第5節で分析を総合した上で、政策的含意を提示する。

2. 私立大学等改革総合支援事業タイプ1をとりあげる意義

分析に先立ち、先行研究に触れながら、私立大学等改革総合支援事業タイプ1を取り上げる意義を整理する。前提として、私立大学に対する経常費補助金は、一般補助と特別補助で成立しており、後者は競争的配分であることに留意を要する。かつ歴史的には、1980年代以降の私学助成政策において、一般補助を抑制し特別補助のウェイトが高められる措置がとられてきた（白井，2009；水田，2009；小入羽，2013）。加えて、政策が私学助成を一種のインセンティブ・システムとして機能させてきたことも明らかにされている（尾形，1978；米澤，1992，2010；岩永，1995；田中，2000；市川，2004）。このように、私学助成の競争性は、現在になって俄かに焦点化された政策目標ではない。

しかしながら、2013年度から開始された私立大学等改革総合支援事業は、制度的には私学助成に位置づけられるものの、従来のそれとは趣を異にしている。その特徴の第1は、「教育の質的転換」「地域発展」等のテーマ別タイプが用意され、各タイプに重複を許して機関単位の応募を行うことである。第2は、各タイプの選定が「大学改革に資すると考えられる評価項目（設問）と得点を定めた調査票をタイプ毎に策定し、当該調査票への各大学等の回答を基に合計得点が高いものから選定する方式」であり（私立大学等改革総合支援事業委員会，2018）、合計得点の相対評価によって選定・非選定が決まることである。第3は、選定された場合の補助金の配分が、特別補助だけでなく一般補助にもなされることである。しかも、1つのタイプに選定された際の特別補助の配分額の上限は1,200万円であるが、一般補助では、何らかのタイプに選定されさえすれば、2億5千万円を上限として、教育研究経常費の19.1%が増額配分される¹⁾。とりわけ第3の特徴が、一般補助をも競争的に配分するという側面で、私学助成の枠組みを根本的に変容させうる。

当該事業開始以来5年間のテーマ別タイプ、申請校数、選定校数、選定率について表1にまとめておく²⁾。表1の申請校数、選定校数はすべて延べ数である。個別のタイプに対する申請・選定の実数は残念ながら公表されていないが、全タイプの合計に対する申請・選定の実数は明らかにされている。文部科学省によれば、2013年度は520校の申請に対して293校、2014年度は505校の申請に対して319校、2015年度は502校の申請に対して308校、2016年度は487校の申請に対して325校が、

2017年度は478校の申請に対して317校が、それぞれ選定されており、全私立大学の8割超が何らかのタイプに申請し、半数以上が選定されている³⁾。表1から、教育をテーマとするタイプ1が、申請校数・選定校数とももっとも多く、予算措置の大きさと重要性がわかる。以上のことから、補助金と「教育の成果」・「定員割れ」の関係を検討するには、同事業のタイプ1が最適である。

表1 5年間の申請・選定状況（大学のみ）

	タイプ	申請校数	選定校数	選定率
2013年度	タイプ1「大学教育質転換型」	490	192	39.2%
	タイプ2「地域特色型」	348	127	36.5%
	タイプ3「多様な連携型」	276	104	37.7%
2014年度	タイプ1「教育の質的転換」	477	231	48.4%
	タイプ2「地域発展」	348	127	36.5%
	タイプ3「産業界・他大学等との連携」	234	55	23.5%
	タイプ4「グローバル化」	195	100	51.3%
2015年度	タイプ1「教育の質的転換」	479	219	45.7%
	タイプ2「地域発展」	316	120	38.0%
	タイプ3「産業界・他大学等との連携」	225	71	31.6%
	タイプ4「グローバル化」	204	75	36.8%
2016年度	タイプ1「教育の質的転換」	458	243	53.1%
	タイプ2「地域発展」	294	125	42.5%
	タイプ3「産業界・他大学等との連携」	207	75	36.2%
	タイプ4「グローバル化」	191	77	40.3%
2017年度	タイプ1「教育の質的転換」	452	225	49.8%
	タイプ2「地域発展」	290	123	42.4%
	タイプ3「産業界・他大学等との連携」	208	72	34.6%
	タイプ4「グローバル化」	193	76	39.4%
	タイプ5「プラットフォーム形成」	86	52	60.5%

私立大学等改革総合支援事業に直接言及した先行研究は、まだほとんど存在しない。わずかに、文部科学省で制度設計に携わった担当者による趣旨説明（佐藤，2014）とタイプ1への採択事例の報告（山本，2016；松井，2016；高見ほか，2017）が挙げられるが、いずれにおいても実証的な効果分析は行われていない。そこで本稿では、同事業のタイプ1を、補助金と「教育の成果」・「定員割れ」の関係を検討するための素材として扱うとともに、今のところ行われていない同事業の実証分析と、そのことによる政策評価も試みる。

3. 使用するデータ

私立大学等改革総合支援事業タイプ1と「教育の成果」・「定員割れ」の関係を問うにあたり、「教育の成果」は直接測定できない概念であるから、何らかの代理変数を用いることになる。新堀(1987)は、教育の効果を測定する難しさを、①効果概念の曖昧さ②教育概念の曖昧さ③量的に測定可能な範囲の限界④評価主体や方法の流動性⑤レベルの違い（部分—包括，短期—長期等）による測定難

易度の差異，の5つに求めている。そこで本稿では，明確な定義と定量的評価が可能であり，私立大学の活動に共通して用いることができる指標として，教育研究経費を事業活動収入で除したもので「教育の成果」を代理することとする⁴⁾。以下，同指標を「教育投資」と呼ぶ。教育投資は，経営を圧迫しないという条件付きで，高い方が好ましい（赤塚，2001，153頁）。

分析の中心には財務データが集約された『大学四季報データベース』（東洋経済新報社）による2013年から2015年のデータを用いた。同データベースには，同一法人・同一項目に対して同じIDが付与される形式で財務指標が管理されており，経年比較が容易であるという特性や，独自の調査によって公表情報が補完されているという強みがある。これに，私立大学等改革総合支援事業タイプ1への選定状況と偏差値，設置年のデータをマージした。使用する変数の定義は表2，基礎統計量

表2 分析に使用する変数

変数名	定義	出典
統制 傘下の総学生数	医・獣医・歯学部を保有（医・獣医・歯学部あり=1） 単位：百人 法人が設置する学校に在籍する学生生徒等の合計	『大学四季報データベース』 （東洋経済新報社）
	規模 学生数	
威信 偏差値 設置年	各学部偏差値の平均（基準：50）	『大学ランキング』（朝日新聞出版） 学校法人情報検索システム，大学ポータルサイト，各大学ウェブサイト
	認可年月日（基準：1948年）	
教育志向 ST比 人件費依存率	学生数÷教員（専任講師以上の資格者）数 単位：％ 人件費÷学納金・手数料収入	『大学四季報データベース』 （東洋経済新報社）
経営状況 健全性 資金力	単位：％ 自己資金比率＝自己資金（純資産）÷総資産 単位：百万円 運用可能資産＝流動資産＋特定資産＋その他固定資産－流動負債－第4号基本金	
指標 教育投資 定員充足率 タイプ1選定ダミー	単位：％ 教育研究経費（病院経費を含む）÷事業活動収入 単位：％ 学生数÷総定員数 タイプ1への選定（選定＝1）	

表3 基礎統計量

変数名	2013年度			2014年度			2015年度		
	N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD
統制 附属病院ダミー 傘下の総学生数	575	0.077	0.266	575	0.077	0.266	575	0.077	0.266
	362	71.618	98.647	378	73.762	98.650	404	70.525	93.799
規模 学生数	532	37.424	63.861	546	37.046	62.708	572	35.830	61.568
威信 偏差値 設置年	550	-0.967	5.354	551	-0.360	5.304	509	-7.845	6.231
	575	29.322	20.624	575	29.322	20.624	575	29.322	20.624
教育志向 ST比 人件費依存率	496	22.455	10.645	529	21.926	11.107	572	21.623	11.182
	569	98.613	101.678	572	102.5691	131.047	573	102.5789	132.5402
経営状況 健全性 資金力	569	85.845	9.404	573	85.837	9.766	573	85.745	10.057
	569	16935.070	29109.070	572	17226.810	29671.300	573	17399.920	30298.730
指標 教育投資 定員充足率 タイプ1選定ダミー	569	31.631	7.764	572	31.769	7.984	573	32.113	8.018
	503	96.873	18.402	535	96.243	23.174	569	95.333	26.030
	575	0.323	0.468	575	0.395	0.489	575	0.376	0.485

は表3のとおりであり、規模、威信、教育志向、経営状況の代理変数として、学生数、偏差値と設置年、ST比⁵⁾と人件費依存率、健全性と資金力を用いた⁶⁾。

なお、財務データの分析にはいくつか注意点がある。まず、学校法人会計基準が2015年度に改正されているため、改正の前後で同一とみなせる変数を扱った⁷⁾。また、学校法人会計が大学単位ではなく法人単位であることや、医・獣医・歯学部をもつ大学では附属病院収入やST比の小ささの影響が無視できないという問題がある。この2点について、前者を法人傘下の総学生数により、後者をダミー変数の生成により⁸⁾、それぞれ統制した。方法はパネル・データ分析を採用する⁹⁾。

以上を踏まえて、図1に示した補助金と「教育の成果」・「定員割れ」の関係は、以下のとおり作業仮説として設定し直すことができる(図2)。つまり、スキーム1にもとづけば、タイプ1に選定されれば教育投資が増加し(仮説1-1)、教育投資の増加は定員充足率に貢献する(仮説1-2)。一方、スキーム2にもとづけば、定員充足率が高まれば教育投資が増加し(仮説2-1)、教育投資の増加はタイプ1選定に貢献する(仮説2-2)。続く第4節では、これら作業仮説の検証を行う。

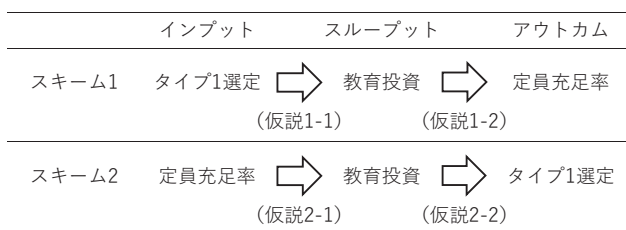


図2 私立大学等改革総合支援事業タイプ1選定と教育投資・定員充足の関係

4. 結果と考察

(1) スキーム1の検証

まずスキーム1の検証として、タイプ1に選定されれば教育投資が増加するかどうか(仮説1-1)を検討した¹⁰⁾。パネル・データの回帰モデルのうち、プーリング・モデル、固定効果モデル、変量効果モデルを3つの検定によって比較した。 F 検定からプーリング・モデルよりも固定効果モデルが($F(429,607)=17.25, p=.000$)、Hausman検定から変量効果モデルよりも固定効果モデルが($\chi^2=55.60, df=9, p=.000$)、Breusch and Pagan検定からプーリング・モデルよりも変量効果モデルが($\chi^2=505.39, df=11, p=.000$)、それぞれ採択されたので、最終的に固定効果モデルが望ましいと判断した。固定効果モデルは時間共変量の固体内分散を説明するため、時不変の変数は論理的にオミットされる。換言すれば、固定効果モデルの支持は、時不変の附属病院ダミーと設置年が推定に寄与していないことを示している。以下の表4は推定結果である。なお、比較のためプーリング・モデルによる推定も併記した。

結果より、タイプ1選定は教育投資に対して有意な効果をもたない。一方、偏差値、ST比、資金力が負に効いている。このことから、低い威信や高い教育志向が教育投資に寄与すること、経営の苦しい大学がさらに教育活動に資金を投入している様相が窺える。

表4 推定結果（従属変数：教育投資）

	固定効果モデル				プーリング・モデル			
	Coef.	SE	95% CI		Coef.	SE	95% CI	
			LL	UL			LL	UL
附属病院ダミー	0	(omitted)			8.7673 ***	1.1443	6.5218	11.0128
傘下の総学生数	-.0324	.0234	-.0784	.0136	.0052	.0050	-.0046	.0149
学生数	-.0673	.0730	-.2107	.0761	.0099	.0067	-.0033	.0232
偏差値	-.0996 ***	.0218	-.1424	-.0569	.0031	.0372	-.0699	.0761
設置年	0	(omitted)			-.0482 **	.0142	-.0761	-.0204
ST比	-.0867 †	.0514	-.1877	.0142	-.0848 **	.0317	-.1471	-.0225
人件費依存率	.0144	.0171	-.0192	.0479	.0059 **	.0018	.0023	.0094
健全性	-.0877	.0599	-.2054	.0300	.0416	.0262	-.0099	.0931
資金力	-.0003 ***	.0000	-.0004	-.0002	.0000	.0000	.0000	.0000
定員充足率	.0004	.0095	-.0182	.0190	-.0285 **	.0100	-.0480	-.0089
タイプ1選定ダミー	-.0826	.2647	-.6025	.4372	.7112 †	.4224	-.1176	1.5400
定数項	51.9172 ***	6.5633	39.0276	64.8068	32.7622 ***	2.6788	27.5058	38.0186
<i>n</i>	1046				1046			
Adj R-sq					.240			
R-sq within	.105							
between	.027							
overall	.025							
sigma_u	17.712							
sigma_e	2.468							
rho	.981							

† $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

次に、教育投資の増加が定員充足率に貢献するかどうか（仮説1-2）を検討した。ここで従属変数とする定員充足率の定義は、学生数を総定員数（大学院生を含む）で除した収容定員充足率であり、単年度の入学者選抜による入学定員充足率ではない。収容定員充足率をパネルで捕捉することで、いわゆる歩留まり率の推計失敗や、意図した定員割れ¹¹⁾といったクロスセクショナルな分析を行った際に生じる特殊要因の影響を小さくすることができる。

ところで、定員充足率は、パネルであれクロスセクショナルであれ、私学助成制度に起因する特殊な分布構造を内包する。定員超過による不交付措置として、「当該年度の5月1日現在の在籍学生数の収容定員に対する割合又は入学者数の入学定員に対する割合が一定数を超えた場合には、原則として補助金の全額を交付しない」とされていることの影響が働くのである¹²⁾。実際に、一部の例外を除いて、ヒストグラムは100%に至るまで上昇し、少し超えたところで急激に下がる。この特徴から正規性は仮定できず、100%を超えた値にも意味が見出しにくいことになる。

以上の問題を克服するため、ここでは100%で打ち切りを行うトービット・モデルによって分析を行った。非線形モデルでは、非線形関数の中に固有効果が含まれるため、原則として固定効果モデルが適用できない（山本，2015，188頁）。このため以下では、変量効果トービット・モデルによる推定を行った（表5）。なお、比較のためプーリング・トービット・モデルによる推定も併記した。

結果を見ると、教育投資は定員充足率に対してむしろ負の効果をもっている。同様に、資金力もわずかにマイナスである。他方、附属病院ダミー、学生数、偏差値、設置年、ST比、人件費依存率が正に効いている。後者からは、それなりの威信や規模をもちながら、スケールメリットを生かして人的な教育条件を整えることが、定員充足に効果的であるという解釈ができる。

表5 推定結果（従属変数：定員充足率）

	変量効果トービット・モデル				プーリング・モデル			
	Coef.	SE	95% CI		Coef.	SE	95% CI	
			LL	UL			LL	UL
附属病院ダミー	21.3644 ***	5.6850	11.0167	31.7121	13.0407 **	3.7999	5.5844	20.4970
傘下の総学生数	-.0167	.0252	-.0614	.0279	-.0235	.0156	-.0542	.0072
学生数	.5446 ***	.0710	.4141	.6750	.4069 ***	.0493	.3102	.5035
偏差値	.1058 †	.0549	-.0001	.2118	1.3162 ***	.1183	1.0840	1.5483
設置年	.1258 *	.0704	.0036	.2481	.1582 ***	.0417	.0764	.2401
ST比	.9012 ***	.1150	.6850	1.1173	.9079 ***	.1111	.6899	1.1259
人件費依存率	.0241 *	.0142	.0012	.0470	.0122 †	.0063	-.0001	.0245
健全性	-.0654	.1003	-.2507	.1199	-.0616	.0781	-.2149	.0917
資金力	-.0002 ***	.0001	-.0003	-.0001	-.0001 **	.0000	-.0002	.0000
教育投資	-.4042 ***	.0917	-.5778	-.2307	-.4768 ***	.0862	-.6460	-.3076
定数項	83.8173 ***	10.9933	64.1415	103.4932	92.3197 ***	9.7538	77.0633	107.5762
sigma_u	17.9308 ***	.9884	16.0269	19.8347				
sigma_e	4.1287 ***	.2006	3.7382	4.5193				
rho	.9497	.0073	.9339	.9622				
<i>n</i>	1046				1046			
Right-censored	630				630			
Prob > chi2	.000				.000			
Wald chi2(10)	285.420							
LR chi2(10)					590.210			
Pseudo R2					.131			

† $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

以上より、スキーム1の検証結果を小括すれば、タイプ1に選定されても教育投資は増えないし、仮に教育投資が増えるともむしろ定員充足には負に貢献してしまう。よってこの因果関係は成立しにくいということが言えそうである。

(2) スキーム2の検証

続いてスキーム2の検証として、定員を充足すれば教育投資が増加するかどうか（仮説2-1）を検討した¹³⁾。仮説1-1と同様、3つの検定によりモデル比較を行うと、*F*検定からプーリング・モデルよりも固定効果モデルが ($F(429,608)=17.56, p=.000$)、Hausman 検定から変量効果モデルよりも固定効果モデルが ($\chi^2=52.44, df=8, p=.000$)、Breusch and Pagan 検定からプーリング・モデルよりも変量効果モデルが ($\chi^2=508.97, df=10, p=.000$)、それぞれ採択されたので、最終的に固定効果モデ

ルが望ましいと判断した。以下の表6は推定結果である。比較のためプーリング・モデルによる推定も併記した。

表6 推定結果（従属変数：教育投資）

	固定効果モデル				プーリング・モデル			
	Coef.	SE	95% CI		Coef.	SE	95% CI	
			LL	UL			LL	UL
附属病院ダミー	0	(omitted)			8.5486 ***	1.1380	6.3157	10.7816
傘下の総学生数	-.0322	.0234	-.0781	.0138	.0045	.0050	-.0052	.0143
学生数	-.0685	.0729	-.2116	.0746	.0103	.0068	-.0030	.0235
偏差値	-.0995 ***	.0218	-.1422	-.0567	.0018	.0372	-.0713	.0749
設置年	0	(omitted)			-.0492 **	.0142	-.0771	-.0213
ST比	-.0862	.0513	-.1870	.0146	-.0891 **	.0317	-.1512	-.0269
人件費依存率	.0142	.0171	-.0193	.0477	.0061 **	.0018	.0025	.0096
健全性	-.0878	.0599	-.2054	.0299	.0417	.0263	-.0098	.0933
資金力	-.0003 ***	.0000	-.0004	-.0002	.0000	.0000	.0000	.0000
定員充足率	.0005	.0094	-.0180	.0190	-.0281 **	.0100	-.0477	-.0086
定数項	51.9244 ***	6.5584	39.0445	64.8043	33.1243 ***	2.6725	27.8802	38.3684
<i>n</i>	1046				1046			
Adj R-sq					.239			
R-sq within	.105							
between	.027							
overall	.025							
sigma_u	17.760							
sigma_e	2.466							
rho	.981							

† $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

結果より、教育投資に対して定員充足率は有意な効果をもたず、偏差値と資金力が負に効いている。教育投資に前向きなのは、威信が低い大学や、経営体力に乏しい大学なのであろう。

最後に、教育投資の増加はタイプ1選定に貢献するかどうか（仮説2-2）を検討した。パネル・データのロジットモデルのうち、プーリング・ロジットモデル、固定効果ロジットモデル、変量効果ロジットモデルを検定によって比較した。Hausman 検定から固定効果ロジットモデルよりもプーリング・ロジットモデルが ($\chi^2=7.56, df=9, p=.579$)、固定効果ロジットモデルよりも変量効果ロジットモデルが ($\chi^2=7.55, df=9, p=.580$)、尤度比検定からプーリング・ロジットモデルよりも変量効果ロジットモデルが ($\chi^2=116.67, df=11, p=.000$)、それぞれ採択されたので、最終的に変量効果ロジットモデルが望ましいと判断した。なお、比較のためプーリング・ロジットモデルを併記した。

表7 推定結果（従属変数：タイプ1選定）

	変量効果ロジットモデル				プーリング・ロジットモデル			
	OR	SE	95% CI		OR	SE	95% CI	
			LL	UL			LL	UL
附属病院ダミー	.1020 **	.0826	.0208	.4987	.2108 ***	.0847	.0960	.4632
傘下の総学生数	.9938 †	.0034	.9872	1.0005	.9960 *	.0017	.9927	.9992
学生数	1.0036	.0045	.9948	1.0126	1.0022	.0022	.9979	1.0065
偏差値	.9888	.0186	.9530	1.0260	.9917	.0116	.9692	1.0148
設置年	.9913	.0090	.9738	1.0092	.9952	.0044	.9866	1.0039
ST比	.9640 †	.0196	.9264	1.0031	.9761 *	.0098	.9571	.9955
人件費依存率	1.0025	.0016	.9994	1.0057	1.0013 †	.0008	.9998	1.0028
健全性	1.0061	.0173	.9727	1.0406	.9998	.0084	.9834	1.0164
資金力	1.0000 *	.0000	1.0000	1.0000	1.0000 **	.0000	1.0000	1.0000
定員充足率	1.0034	.0058	.9921	1.0148	1.0026	.0034	.9960	1.0092
教育投資	1.0191	.0192	.9822	1.0574	1.0158	.0099	.9966	1.0354
定数項	.2880	.5274	.0080	10.4202	.6091	.5590	.1008	3.6800
/Insig2u	1.4525	.2112	1.0386	1.8664				
sigma_u	2.0673	.2183	1.6809	2.5426				
rho	.5650	.0519	.4620	.6627				
<i>n</i>	1046				1046			
Prob > chi2	.1012				.0004			
Wald chi2(11)	17.2300							
LR chi2(11)					33.9700			
Pseudo R2					.0240			

† $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

表7は推定結果であるが、有意なモデルは構築されなかったため、教育投資の増加がタイプ1選定に貢献するかどうかはわからない。だが少なくとも、本稿が用いた独立変数の範囲内では、有意な効果はもっていないとすることができる。

以上の分析からスキーム2の検証結果を小括すれば、定員を充足しても教育投資は増えないし、教育投資を増やしてもタイプ1に選定されるかどうかはわからない。よってこの因果関係もまた成立しにくいと考えられる。

5. まとめと含意

本稿では、私立大学等改革総合支援事業タイプ1選定と教育投資・定員充足の関係をパネル・データ分析によって推定することを試みてきた。具体的には、財務省の言うようなタイプ1選定→教育投資の増加→定員充足という因果関係（スキーム1）と、先行研究から導出する定員充足→教育投資の増加→タイプ1選定という因果関係（スキーム2）を4つの仮説で検証したが、いずれも棄却され、どちらのスキームも妥当ではないことがわかった。結果からは、マクロな想定により構築されるスキームでは、補助金と教育投資・定員充足の関係は説明できないことが明らかになった。こ

の理由として、それだけ私立大学の行動や経営、条件等の分散が大きいことが考えられよう。このとき、異なる条件の大学を同じ基準で評価しようとする私立大学等改革総合支援事業の制度設計には、初めから困難が伴っている。

結果から得られる含意は3点である。第1に、私立大学等改革総合支援事業では、「選定をゴールではなく次なる改革に向けた通過点として取組の深化を追求すること」（私立大学等改革総合支援事業委員会、2018）が求められるが、タイプ1に期待される促進機能があるかどうか疑わしい。既述のとおり、タイプ1に選定されると教育研究経常費が増額配分されるので、素朴に考えれば同時に教育投資も増えるはずである。しかるに、仮説1-1の検証から、タイプ1に選定されても教育投資は増えないので、選定分の増額が結局のところ相殺されている可能性がある。第2に、仮説2-2の検証から、教育投資の増加がタイプ1選定に繋がるかどうかは不明瞭である。制度の背景に機能別分化の方針を読み解くとすれば、仮説1-1および2-1の検証から共通して示唆された、教育投資に積極的な（威信が低い、あるいは経営体力に乏しい）大学が、明示的に選定されることが望ましいだろう。第3に、仮説1-2および2-1の検証から、「教育投資をすれば、定員が充足する」という命題を掲げたときに、教育投資は定員充足のための十分条件ではある。だが定員充足は、教育投資のための十分条件にも、必要条件にもなりえていない。このため、教育への注力と定員充足を単純な共変関係として捉える発想には疑義が呈しうる。すなわち、現在企図されている「教育の成果」・「定員割れ」を基準とした私学助成のさらなる競争的配分は、私立大学等改革総合支援事業を先例とみなしたときに根拠に乏しく、功を奏すとは思えない。

むろん、以上の結論および含意は、対象を私立大学等改革総合支援事業タイプ1に限定した作業仮説から得たものであるから、安易な一般化は厳に慎まねばならない。タイプ1は、政策から見ても大学から見ても重要な位置づけを得てはいるが、獲得できる補助金額のみにフォーカスしたときに、財務的視点からは相対的な影響力は小さいという批判がありうる。機関レベルの経営という視角から、私学助成全体との関連を分析することが求められる。また、今回の分析では固定効果モデルの適合度がそれほど高くなかった。モデルを精緻化する1つの方法は、ラグ変数を設定することである。私立大学等改革総合支援事業は、2013年度から始まった新しい補助金事業であり、分析時点ではラグが設定しにくいという制約があった。モデルや分析手法の改良によって、より良い政策的含意を追求できる可能性がある。これらの課題の克服は別稿に期したい。

【謝辞】

本研究の推進に際し、以下の資金の支援を受けた。記して感謝の微意を示す。

- ・文部科学省機能強化経費「大学における教育研究の生産性向上に関する国際共同研究」
- ・文部科学省特別教育研究経費（戦略的研究推進経費）「21世紀知識基盤社会における大学・大学院の改革の具体的方策に関する研究—2007年骨太方針をふまえて—」
- ・JSPS 科研費16H02067（基盤研究（A））「大学へのファンディングの変化と大学経営管理改革に関する国際比較研究」（研究代表者：丸山文裕）

- ・JSPS 科研費 JP16H03780 (基盤研究 (B)) 「持続可能な大学組織の探索：組織の規模と範囲・組織間関係の現状・変容・存続の分析」(研究代表者：村澤昌崇)

【注】

- 1) ただし、開始初年度であった2013年度の増額割合は、15.3%であった。
- 2) 文部科学省が作成する各年度の選定状況(総表)をもとに作成した。
- 3) 出典は、注の2)と同様である。
- 4) 教育研究経費を指標として扱うときには、①附属病院の医療経費が含まれること②教育と研究を峻別できないこと、という2つの懸念がある。①については、のちに示すように附属病院ダミーにより統制できる。②については、目下教育のみを純粹に抽出しうる指標はなく、解決方法は見当たらない。日本の高等教育システムでは研究機能が国立大学に偏在している(天野, 2003, 152頁)ことを勘案して、ここでは私立大学の教育投資にもっとも近接する指標であるとみなした。なお、教育研究経費と事業活動収入の Pearson の相関係数は高いため ($r=.987$, $p=.000$), 収入規模の影響は統制される(『大学四季報データベース』の2016年度版により確認)。
- 5) ST比には、定員割れが進行すると見かけ上改善する(定員割れに対してST比が逆U字を描く)、つまり定員充足状況によって変数の解釈が逆になるという危惧があるが、Pearson の相関係数を確認すると正の相関があり ($r=.467$, $p=.000$), 定員充足率100%未満に限定すると緩くなるものの、同様の傾向が認められた ($r=.302$, $p=.000$)。それゆえ、ST比と定員割れは元々緩やかにリニアな関係にあるため、定員充足状況によって解釈が逆になることはないと判断した。ただし、この確認はロング形式のデータセットにおいて定員充足率が200%を超えるケース4つ、ST比が60%を超えるケース3つを外れ値として除いて行った。
- 6) 人件費依存率、健全性、教育投資の3つについては、ロング形式のデータセットにおいて、あらかじめ変数同士で Pearson の相関係数が有意に小さいことを確認した ($p=.000$)。いずれも財務指標であり、かつ単位が割合であるので、変数同士が高い相関をもち、モデルに多重共線性をもたらす可能性があったためである。
- 7) 表2の定義内の名称はすべて新会計基準による。教育投資の分母となっている事業活動収入は、旧会計基準の帰属収入とイコールである。また、資金力における「特定資産+その他固定資産」は、旧会計基準では「その他固定資産」として一括りであった。
- 8) 大学設置基準第39条において、医学又は歯学に関する学部は附属施設として附属病院を置くことが規定されているため、医・獣医・歯の各学部保有有無によって、附属病院ダミーを生成することとした。
- 9) 分析には Stata/MP15 (4-core) を用いた。パネル・データ分析のメリットは、通常の回帰分析では統制し切れない観察困難な個体特性のバイアスを除去し、より正確な因果推定を行えることにある(筒井・水落・保田編, 2016)。現象が生じる動態的メカニズムに関心を置く社会科学では応用されることが増えており(中澤, 2012)、高等教育領域においても必要性は指摘さ

れてきた（中村，2007；村澤・立石，2017）。ところが，薬学教育改革の成果と課題を検討した速水（2016）を除いて応用事例は存在しない。本稿の関心と照合すれば，遅効性が伴う営みである教育，補助金事業の採択という中長期的な経営戦略，財務の変動が経営に与える影響等といった，元来時間依存的である高等教育組織の活動を観察するという点から，積極的な応用が望まれる。

- 10) 教育投資は，ロング形式のデータセットにおいて Shapiro-Wilk 検定を行うと正規性の仮定を満たさないが ($W=0.944$, $df=1714$, $p=0.000$)，ヒストグラムを描くと，尖度が過剰であるものの形状はおおむね左右対称の釣り鐘型であることから，正規分布とみなして実質科学的に問題は生じないと判断した。
- 11) ケースはきわめて少ないと思われるが，学力担保を重視するため，定員割れを恐れず合格ラインを引き上げる「戦略的定員割れ」に取り組む大学もある（岡田，2016）。
- 12) 詳細は，日本私立学校振興・共済事業団（2013，2018）などを参照されたい。
- 13) 教育投資を従属変数としたときの妥当性の判断は，注の 10) と同様である。

【参考文献】

- 赤塚和俊（2001）『学校法人の決算書の読み方』ぎょうせい。
- 天野郁夫（2003）『日本の高等教育システム—変革と創造』東京大学出版会。
- 市川昭午（2004）「私学の特性と助成政策」『大学財務経営研究』第1号，169-185頁。
- 岩永雅也（1995）「私学助成の背景と現状」市川昭午編『大学大衆化の構造』玉川大学出版部，101-124頁。
- 岡田英幸（2016）「全入時代の広報戦略（47）大学教育の本質を目指す：「戦略的定員割れ」への挑戦と広報戦略」『私学経営』No.498，43-49頁。
- 尾形憲（1978）『教育経済論序説—私立大学の財政』東洋経済新報社。
- 小川洋（2017）『消えゆく限界大学：私立大学定員割れの構造』白水社。
- 小入羽秀敬（2013）「中央政府による私学助成政策の変遷—国庫補助金と貸付金に着目した校種別の時系列分析」『大学論集』第44集，65-80頁。
- 財務省主計局（2017）「私立大学等経常費補助（定員割れ私大等への助成等）」『予算執行調査資料 総括調査票：平成29年6月公表分（37事案）』29-30頁。
- 佐藤雄一（2014）「私立大学等改革総合支援事業について」『大学評価研究』第13号，69-77頁。
- 私立大学等改革総合支援事業委員会（2018）「私立大学等改革総合支援事業委員会 委員長所見」（http://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/detail/_icsFiles/afieldfile/2018/02/05/1340519_409.pdf）〈2018年8月24日アクセス〉。
- 白井克彦（2009）「私立大学に対する公財政支出・支援」日本私立大学連盟編『私立大学マネジメント』東信堂，192-210頁。
- 新堀通也（1987）「教育効果のとらえ方」市川昭午編『教育の効果』東信堂，4-21頁。

- 高見精一郎・野口眞弓・東野督子・森田一三・平野二郎・上村治（2017）「日本赤十字豊田看護大学におけるアクティブラーニング支援のための機器導入と利用の状況」『日本赤十字豊田看護大学紀要』12巻1号，51-56頁。
- 田中敬文（2000）「私立大学への支援と規制—私学政策の評価と改革方向」喜多村和之編『高等教育と政策評価』玉川大学出版部，223-244頁。
- 筒井淳也・水落正明・保田時男編（2016）『パネルデータの調査と分析・入門』（ナカニシヤ出版）
- 中澤渉（2012）「なぜパネル・データを分析するのが必要なのか」『理論と方法』27巻1号，23-40頁。
- 中村高康（2017）「高等教育研究と社会的想像力—高等教育社会学における理論と方法の今日的課題」『高等教育研究』第10集，97-109頁。
- 日本私立学校振興・共済事業団（2013）『補助金事務必携～私立大学等経常費補助金の仕組みと事務の詳細～』学校経理研究会。
- 日本私立学校振興・共済事業団（2018）「私立大学等経常費補助金取扱要領 私立大学等経常費補助金配分基準」（<http://www.shigaku.go.jp/files/29.pdf>）＜2018年8月24日アクセス＞。
- 濱中義隆・島一則（2002）「私立大学・短期大学の取支構造に関する実証的研究—18歳人口減少期における私学経営の転換」『高等教育研究』第5集，155-179頁。
- 速水幹也（2016）「薬学教育改革の成果と課題—二段階の「出口」—「就職」と「国家試験」に着目して—」『高等教育研究』第19集，165-185頁。
- 松井寿貢（2016）「IR (Institutional Research) 組織の設置：私立大学等改革総合支援事業への対応」『私学経営』No.496，21-31頁。
- 水田健輔（2009）「日本の高等教育をめぐるマクロ財政フローの分析」『高等教育研究』第12集，49-70頁。
- 村澤昌崇・立石慎治（2017）「計量分析の新展開—過去10年間の経験を振り返って—」『高等教育研究』第20集，135-156頁。
- 両角亜希子（2010）『私立大学の経営と拡大・再編—1980年代後半以降の動態』東信堂。
- 両角亜希子（2012）「私立大学の財政—現状と課題—」『高等教育研究』第15集，93-112頁。
- 山本昌（2016）「「私立大学等改革総合支援事業」のタイプ1「教育の質的転換」への採択について」『薬剤学』76巻6号，364-368頁。
- 山本勲（2015）『実証分析のための計量経済学：正しい手法と結果の読み方』（中央経済社）
- 米澤彰純（1992）「高等教育政策と私立大学の行動—供給側からみた拡大・停滞—」『教育社会学研究』第50集，325-344頁。
- 米澤彰純（2010）『高等教育の大衆化と私立大学経営—「助成と規制」は何をもたらしたのか—』東北大学出版会。

Considering the Relationship between Private University Reform Type 1, Educational Investment, and the Rate of Seating Capacity

Shinji MATSUMIYA *

The purpose of this paper is to estimate the relationship between private university reform type 1, educational investment, and the rate of seating capacity, through a panel data analysis to verify the adequacy of competitive funding allocation policies for the needs of private universities. Results reveal the relationships between private universities' grant, educational investment, and the rate of seating capacity that cannot be explained in macro-level analyses. Therefore, it appears that evaluating universities with different conditions on the same basis involves difficulties from the outset. The implications of this analysis are threefold. First, if it is the case that even designated type 1 universities do not receive an increase in educational investment, it is doubtful whether they will be able to successfully implement the desired reforms. Second, it is unclear whether educational investment will lead to type 1 selection. Thus, greater clarity in reform initiatives would be desirable to better support universities that are actively investing in education. Third, capacity fulfillment is not a sufficient or necessary condition for educational investment. For this reason, doubts arise around the premise that a focus on education and capacity qualification share a simple covariant relationship. Future research should seek to refine the model by including the whole subsidy subjects or setting lag variables.

* Doctoral Student, Graduate School of Education, Hiroshima University / Staff of Kobe Gakuin University