

# 教員の職場適応に及ぼす出身学部の影響に関する考察

橋野 晶寛

## The Influence of the Undergraduate Major on Teachers' Workplace Adaptation

HASHINO Akihiro

The supply of teachers in postwar Japan has been based on a dual structure of teacher training colleges and general universities /faculties. In this article, we empirically analyze the effects of differences in undergraduate majors on teachers' workplace adaptation. There are methodological difficulties in dealing with bias due to unobserved confounding factors because these academic origins are time-invariant variables. This article addresses selection bias using a control function method with conditional heteroskedasticity. Analyses of survey data reveal that enrollment in teacher training colleges facilitates teachers' workplace adaptation.

### 目次

1. 問題の所在
2. 先行研究
3. 方法
  - 3-1. 方法的論点
  - 3-2. 分析モデル
4. 分析
  - 4-1. データ
  - 4-2. 分析結果
  - 4-3. 小括
5. 考察

#### 1. 問題の所在

本稿は、教員の出自の一属性である出身学部（教員養成学部／一般学部）が教職入職後の職場適応に及ぼす影響について、因果推論上の方法的課題に留意しながらマイクロデータの計量分析によって明らかにするものである。

教員養成系大学・学部／一般大学・学部の並立は開放制における教員供給を大きく特徴づけるものだが、

こうした構造は戦前からそれが実質化していた中等教育機関教員の養成に加えて<sup>1</sup>、小学校教員養成においても2000年代半ば以降に私立一般大学の新規参入の増加によって顕在化してきた。

図1の教員採用選考試験での採用における国立教員養成系大学・学部出身者および一般大学・学部出身者の構成比の趨勢に示されるように、前者の構成比は採用者総数の増加に伴い小中学校教諭・特別支援学校教諭、養護教諭で減少を続けている。小学校教諭採用者においては、かつては教員養成系大学・学部出身者が過半数を占めていたが、2000年代には50%を、さらに2006年度以降には一般大学・学部出身者のシェアを下回る状況が継続し、直近の2022年度採用分においては小学校の採用者のシェアは国立教員養成系大学・学部出身者が29.7%で、一般大学・学部出身者の半分程度となっている。特別支援学校（旧「盲・聾・養護学校」、「特殊教育諸学校」）教諭では、教員養成系大学・学部出身者と一般大学出身者とのシェアは拮抗していたが、2000年代前半を境に教員養成系大学・学部出身者のシェアと一般大学出身者のシェアの差は拡大している。養護教諭でも、同様に2000年代前半を境に教員養成系大学・学部出身者のシェアは一般大学出身者を下回っている。

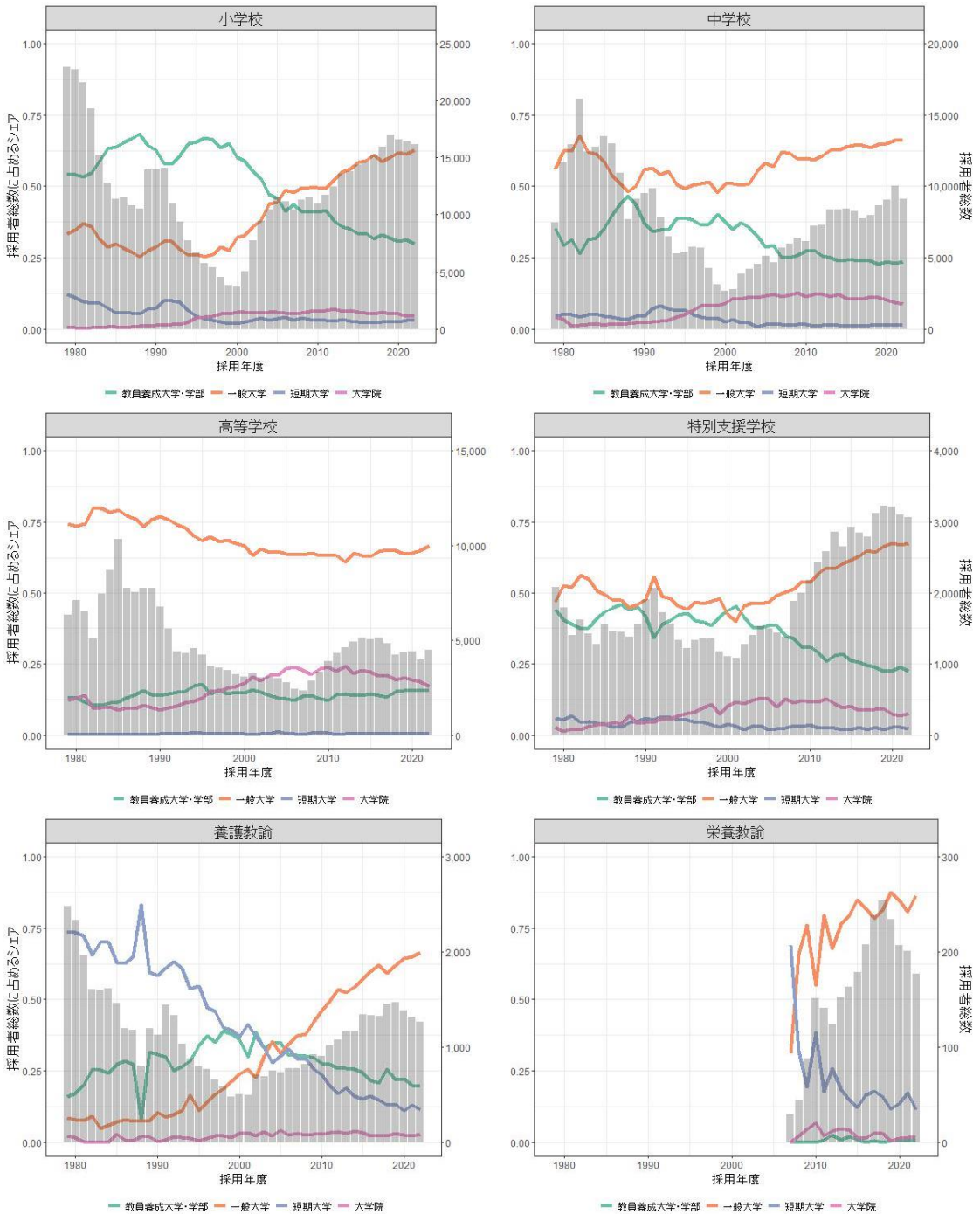


図1 教員採用者の学歴構成

\*文部科学省・文部省『教育委員会月報』における「公立学校教員採用選考試験の実施状況」各年度データから筆者作成。「盲・聾・養護学校」「特殊教育諸学校」教諭のデータについては現呼称の「特別支援学校」として統一している。

こうしたマクロな構成変動が、教員集団の集約的な特性に対してどのような帰結を生むのかという点は、教員供給および教員人事に関わる研究上の重要な問いである。とりわけ、教員の労働環境についての認識の共有が若年大卒者の職業選択に少なからぬ影響を与え、長期的には大量採用から厳選採用への移行<sup>2</sup>に呼応して教員養成系大学・学部／一般大学・学部出身者の構成比も変動することが予想されるが、この構成変動の帰結について、教員政策に関する既存研究は実証的知見を提示しているわけではない。しばしば「師範タイプ」と揶揄される教員養成系大学・学部出身者についての通俗的な形容は古くから存在してきた<sup>3</sup>。そうした形容が現実を捉えているかはともかくとしても、教員養成系大学・学部出身者と一般大学・学部出身者の間で生じうる、教職入職後の意識・行動の相違の所在を体系的に明らかにする試み自体はほとんど行われてこなかった。本稿では、教員個人レベルの職場適応・職能成長の観点から、出身学部がもたらす差異を明らかにすることを試みる。

次節以降の構成は以下の通りである。2節では教員の出自の帰結に関する先行研究を検討する。続いて3節では先行研究と共有する方法的問題について議論する。その上で先行研究では用いられることのなかった識別戦略を用いた分析モデルを提示する。4節では、新任教員を対象とした調査データの分析を行い、教員の出自大学・学部の相違が職場適応に関わる行動・意識に対して与える影響について多角的に分析する。4節では、分析結果をふまえて考察を行い、今後の教員供給、教員の労働環境・厚生に関する教員政策への含意を述べる。

## 2. 先行研究

教育学諸学では、先述の教員養成の二元構造に関して、大学における教員養成の質やマクロな教員供給の面で言及・研究がなされてきた。例えば、日本の「大学における教員養成」の展開を明らかにした岩田(2022)は、小学校教員の供給主体について、師範学校を母体とする国立教員養成系大学・学部、2004年以前より小学校教員養成を行ってきた公私立一般大

学、2005年以降に新規参入した大学の3タイプに分け、新旧供給者間の大学運営、教員スタッフ、課程認定対応等における温度差を看取する。また、教員供給に関する研究では、不況期に一般大学・学部出身者の採用が増えるとともに、相対給与水準が教員供給に与える影響も一般大学・学部出身者の方が大きいこと(矢野1982)、それに対して教員養成系大学・学部出身者は景気動向の影響を受けにくいことが指摘されている(藤村1994)。より視野を広げれば、本稿は教員の学歴上の出自と入職後の行動・意識との関係を問うものであると見え、学術的な文脈の教員供給および教員の労働環境に関する研究群に位置づく。その課題設定は「師範タイプ」の所在といった通俗的関心に端を発するものと一線を画す。

海外の研究も含め、こうした教員のアカデミックな出自と「質」や入職後の行動・意識との関係を問うタイプの実証研究は既に数多く行われている。アメリカにおける教育学・教育経済学研究では、待遇の相対的劣位に基づく構造的な教員人材の量的・質的確保の困難という背景から、学歴、出身大学の選抜性、伝統的養成機関／代替ルートの相違がもたらす帰結について強い関心が寄せられ、また多くの研究では、生徒の認知的能力面での成果と強く結びつけて分析がなされてきた。Aaronson *et al.*(2007)は、教員効果が、学歴(学士／修士／博士)、学部時代の専攻(教育学、数学、自然科学)、教員資格・免許、学部時代の在籍大学の選抜性といった伝統的な指標によってほとんど説明されないことを示している<sup>4</sup>。Goldhaber and Brewer(2000)、Sharkey and Goldhaber(2008)は学部の専攻が教育学であることは生徒の学業成績にプラスに働かず、むしろ一部の教科では負の影響を及ぼしていることを示している。教員養成ルートに関する分析としては、Boyd *et al.*(2006)、Boyd *et al.*(2008)、Darling-Hammond *et al.*(2005)、Kane *et al.*(2008)等がある。いずれも生徒の成績への寄与を結果変数とした研究であるが、Darling-Hammond *et al.*(2005)は伝統的養成ルートによる教員の方が代替ルート(TFA)による教員よりも生徒の成績向上に寄与していることを示す一方で、Boyd *et al.*(2006)、Boyd *et al.*(2008)、Kane *et al.*(2008)は従来の養成ルートの教員とTFA、Teaching Fellowsといった代替的養成ルートによる教

員との相違は非常に小さいことを報告している。

本稿は、こうしたアメリカにおける学歴、出身大学、専攻、養成ルートに関する実証研究が行ってきたように児童・生徒レベルの成果との関連を問うものではなく、教員レベルの結果変数をとるという点では焦点が異なる。また、結果変数として児童・生徒レベルの成果に一義的関心がある場合、厚生・職能形成等教員レベルの結果変数を扱う本稿は知見の示唆は間接的なものに留まる。しかし、次節に述べるように、方法面ではこれらの先行研究とは非時変的な処置に関する因果推論という面では課題を共有しており、実証分析上の課題への対応という点で貢献が見込まれる。

### 3. 方法

本稿の実証分析の焦点は、各教員の出身大学・学部  
のタイプを処置変数とした時の因果推論にある。分析に用いるデータの詳細は次節に譲るが、このデータの分析における方法的論点と分析モデルについて予め議論・共有しておきたい。

#### 3-1. 方法的論点

次節分析で処置変数（影響の考察について焦点となる説明変数）は、出身大学・学部のタイプ、より具体的には教員養成系大学・学部出身か、一般大学・学部出身かに関する2値変数である。この2グループについて教職入職後の行動・意識について比較することが必要となるが、その際に焦点となるのは観察されない交絡要因によるセレクションバイアスへの対処である。通常の回帰分析・マッチングでは、結果変数と処置変数の双方と相関する交絡要因について統制・調整を行うが、観測できない交絡要因が存在すれば、「処置効果」（今回の文脈でいえば、出身大学・学部の相違によってもたらされる教職入職後の行動・意識の差）についてバイアスがもたらされる<sup>5</sup>。社会科学分野における観察データでは、交絡要因を全て特定・測定することは事実上不可能であることから、通常の回帰分析・マッチングとは異なる方法を用いる必要がある。この点は、単なる実証分析の方法上の技術的問題ではなく、分析結果の解釈・政策的含

意を左右する問題となる。すなわち、観察された2グループ間の差が、出身大学・学部での教員養成の相違に帰せられるのか、それとも、それぞれの大学・学部への入学者の性質の相違に帰せられるのかという点に関わり、政策的含意の焦点（「選抜」か「育成」か）も変わりうる点で重要な問題である。

本稿では新任教員個人について複数時点の情報を記録したパネルデータを用いるが、この点に関する留意点を明確化しておきたい。近年の社会科学系のデータ分析ではパネルデータが多用され、とりわけ、固定効果モデルは、こうした観察されない交絡要因を統制する上で部分的には有効な手段と認識されている。ただし、本稿で分析するデータは結果変数（従属変数）および一部の共変量は時変的変である一方で、焦点となる処置変数＝出身大学・学部（教員養成系／一般）は非時変的変数である点で注意を要する。パネル固定効果モデルにおいて統制可能であるのは非時変的変数のみであり、またそれは説明変数が時変的変数である時に限られる。固定効果モデルでは非時変的変数の回帰係数は識別不能である。この点に関して、下記のような時変的変数の級内平均を含む変量効果モデルにおける時変的変数  $X$  の回帰係数  $\beta$  は、固定効果モデルによって得られる within 推定量に一致する (Mundlak 1978; Allison 2009=2022)。

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \bar{X}_i\gamma + \mu_i + \epsilon_{it}$$

この変量効果モデルでは、下記のように非時変的変数  $Z$  を加えることができる。

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \bar{X}_i\gamma + Z_i\delta + \mu_i + \epsilon_{it}$$

$$Y_{it} = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + \bar{X}_i\gamma + Z_i\delta + \mu_i + \epsilon_{it}$$

しかし、上記の相関変量効果モデル・ハイブリッドモデルにおいて、観測されない非時変的交絡要因を考慮してパラメータ識別・推定ができるのは  $\beta$  についてのみである。係数  $\delta$  については条件  $E[\mu_i | X_{it}, Z_i] = 0$  が必要であり、このことは時変的説明変数  $X$  と観測されない非時変的変数  $Z$  と  $\mu$  とが無相関であることを含意する。しばしば、この点に関して、上記の極めて強い仮定の

下で推定が可能であることと、非時变的交絡要因の統制が可能であることと混同する向きも見られる<sup>6</sup>。関心の対象が非時变的説明変数の影響であるならば、パネルデータに依存しない識別戦略が必要となる。

### 3-2. 分析モデル

関心のある処置変数が非時变的変数である場合、観測されない交絡要因によるセレクションバイアスに対処可能な方法の主たる選択肢は操作変数法等であるが、通常の調査データにおいて、操作変数の条件を満たす操作変数を見出すことは困難である。そこで本稿では Klein and Vella(2010)による不均一分散を通じた識別を適用する。Klein and Vella(2010)は統制関数法の一つであり、通常の統制関数を用いた識別では実質的に除外制約を満たす必要がある。離散的処置変数のパラメトリックモデルでは必ずしも除外制約を満たすような操作変数がなくとも処置効果は識別可能であるが、その場合は結果変数における方程式の誤差項と処置変数における方程式の誤差項の同時分布の仮定(多変量正規分布の仮定)に強く依存することとなる<sup>7</sup>。Klein and Vella(2010)と通常の統制関数法との相違は、前者が結果変数、処置変数における方程式における誤差項の双方の分散が観測変数に依存して不均一となると仮定する点にある<sup>8</sup>。本稿の分析においては、結果変数の方程式における変量効果  $\mu$  と処置変数のプロビット方程式における誤差分散  $v$  について、明示的にモデル化する必要があり、下記のようにパラメトリックモデルによってモデル化し<sup>9</sup>、誤差分散関数  $f$  については指数関数モデルを想定する。

$$\begin{pmatrix} \mu_i \\ v_i \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\mu,i}^2 & \rho\sigma_{\mu,i}\sigma_{v,i} \\ \rho\sigma_{\mu,i}\sigma_{v,i} & \sigma_{v,i}^2 \end{bmatrix} \right)$$

$$\sigma_{\mu,i}^2 = f_{\mu}(W_i)$$

$$\sigma_{v,i}^2 = f_v(W_i)$$

## 4. 分析

### 4-1. データ

分析に用いるデータは、現職教員を対象とした職場適応・職能形成に関する調査データの一部を使用

した<sup>10</sup>。調査は複数の県および複数のキャリアステージの教員を対象に行われたが、本稿では A 県の 2012-2015 年度採用の初任教員に対する調査(採用年度に 2 回実施)のものを用いる。データには小学校教諭、中学校教諭、高等学校教諭、特別支援学校教諭、養護教諭、栄養教諭を含んでいるが、以下の分析では教員養成系大学・学部出身者が一定割合存在する小学校および中学校の教諭のデータのみを用いる。

被説明変数(結果変数)には、1) パーンアウト、2) 総合的な健康状態、3) 業務に関する自己評価の 8 変数を用いる。パーンアウト尺度については、久保(2004)による 17 項目に関するマルチレベル因子分析の結果得られた「脱人格化」、「達成感の減退」、「情緒的消耗」の 3 因子についての得点を用いる。いずれも標準化されており、値が大きくなるほど、パーンアウトの傾向が強いことを意味する。因子得点は調査対象者全体で平均 0、標準偏差 1 に標準化されている。健康状態については、10 段階で評価した自身の健康状態の自己評価(B1「現在の健康状態は、良好である」)を用いる(平均 7.553、標準偏差 2.156)。分析に際しては、パーンアウトの結果と解釈を揃えるために、標準化した変数を用いる。

業務に関する自己評価については、全体的な業務の自己評価(B5「全体として、きちんと仕事ができています」)、授業の自己評価(B6「毎日の授業が、きちんとできています」)、校務分掌の自己評価(B7「日常の校務分掌を、うまく処理できています」)、現在と入職前の能力の自己評価の変化(B9「現在の自分の能力を 10 段階(最低を 1、最高を 10)で評価すると、どの程度でしょうか」と B8「入職前の自分の能力を 10 段階(最低を 1、最高を 10)で評価すると、どの程度でしょうか」の差分)を用いる。結果の解釈を容易にするために、これらの変数は標準化している。

主たる説明変数としての処置変数は、出身大学・学部のタイプであり、教員養成系大学・学部出身である場合に 1、それ以外に 0 の値をとる 2 値変数である。また共変量として、性別、県内出身、採用時年齢、採用年度(2012 年度を基準カテゴリーとして 2013 年度、2014 年度、2015 年度)、調査回、1 日当たりの在校時間を用いた<sup>11</sup>。記述統計量は表 1 の通りである。

表1 記述統計量

変数 (小学校教員)	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
脱人格化	373	-0.261	0.802	-1.077	3.684
達成感減退	373	-0.172	0.874	-2.081	2.238
情緒の消耗	373	-0.179	0.856	-1.697	2.722
健康自己評価 (標準化)	373	0.120	0.950	-2.954	1.118
仕事自己評価 (標準化)	372	0.124	0.920	-3.353	0.947
授業自己評価 (標準化)	373	0.020	0.998	-2.311	1.969
校務自己評価 (標準化)	373	-0.074	0.991	-2.153	2.076
能力自己評価 (標準化)	372	-0.012	0.988	-2.272	2.854
成長 (現在と採用時の能力の差分)	372	0.139	0.900	-3.500	4.143
女性	373	0.603	0.489	0	1
県内出身	373	0.828	0.377	0	1
採用時年齢	371	25.668	3.211	22	38
2013年度採用	373	0.247	0.431	0	1
2014年度採用	373	0.225	0.418	0	1
2015年度採用	373	0.306	0.461	0	1
労働時間	372	11.697	0.896	9.083	14.083
能力自己評価(1時点目)	373	3.775	1.859	1	9

変数 (中学校教員)	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
脱人格化	273	0.281	1.013	-1.079	3.769
達成感減退	273	0.148	0.949	-2.069	2.731
情緒の消耗	273	0.261	0.987	-1.698	2.540
健康自己評価 (標準化)	273	-0.172	1.045	-2.954	1.118
仕事自己評価 (標準化)	273	-0.162	1.077	-3.353	0.947
授業自己評価 (標準化)	273	-0.026	1.007	-2.311	1.969
校務自己評価 (標準化)	273	0.114	0.999	-2.153	2.076
能力自己評価 (標準化)	273	0.004	1.021	-2.272	2.285
成長 (現在と採用時の能力の差分)	272	-0.191	1.100	-4.676	2.967
女性	273	0.505	0.500	0	1
県内出身	273	0.824	0.381	0	1
採用時年齢	269	28.509	4.433	22	43
2013年度採用	273	0.198	0.398	0	1
2014年度採用	273	0.278	0.448	0	1
2015年度採用	273	0.337	0.473	0	1
労働時間	271	12.034	0.987	9.250	15.750
能力自己評価(1時点目)	272	4.375	2.003	1	9



## 4-2. 分析結果

表2および表3は、各結果変数の下での統制関数法による分析結果を示したものであり、前者は小学校教員、後者は中学校教員を対象とした分析の結果である。表には、出身大学・学部のダミー変数の係数 $\alpha$ と誤差項間の相関に関するパラメータ $\rho$ についてのみ掲載している。また、比較のためにセレクションバイアスを考慮していない相関変数効果モデル（時変的変数、非時変的変数、時変的変数の級内平均を共変量に加えた変数効果モデル）による推定値を併せて右列に示した。

まず小学校教員の結果に着目すると、心身の健康（バーンアウト、総合的な健康自己評価）については、教員養成系大学・学部在学が良好な状況をもたらしている。特に脱人格化についてはパラメータ $\alpha$ の事後平均は $-0.970$ であり、教員養成系大学・学部出身の方が一般大学・学部出身者よりも1標準偏差程度も低くなっていることが分かる。一方で、業務に関する自己評価については、出身大学・学部の相違による明確な差は見出し難い。

この結果に際して指摘すべき重要な点は、セレクションバイアスを考慮しないモデル(右列)では、教員養成系大学・学部／一般大学・学部という出身大学・学部の相違は、どの結果変数に対しても相違をもたらしていないという結果が得られているという点である。いわば「見かけ上の無相関」がもたらされている。上記知見に対応させて述べれば、小学校教員の脱人格化の度合いについて、相関変数効果モデルにおける教員養成系大学・学部出身の係数は、 $-0.015$ であり、ほぼ0に近い推定値が得られている。しかし、この結果は観測されない交絡要因によるセレクションバイアスの無視によるものであることが、統制関数法における誤差項間の相関に関するパラメータ $\rho$ の事後平均の値(0.613)に示唆されている。

このことが含意しているのは、1)元来的には教員養成系大学・学部入学者の方が脱人格化に陥りやすく、仮に彼ら・彼女らが教員養成系大学・学部ではなく、一般大学・学部を通じて教職に就いた場合には、脱人格化がより進行していたであろう点、2)彼らが教員養成系大学・学部で在学したことによって一般大学・学部出身者との間の元々の差はなくなり、教員養成系

大学・学部での経験が職場適応を促すことに寄与している、という点である。

次に中学校教員に関する分析の結果について目を転じると、心身の健康については、情緒的消耗については教員養成系大学・学部出身の方がより深刻である傾向が見られるものの、明確な差を見出し難い。校務の自己評価については0.79標準偏差程度低くなっていることが見出せる。校務分掌の自己評価に関しては、相関変数効果モデルにおける教員養成系大学・学部出身の係数はほぼ0に近い推定値が得られており、統制関数法による結果と対照をなしている。統制関数法における誤差項間の相関に関するパラメータ $\rho$ の事後平均は正值(0.405)であることから、元来的には教員養成系大学・学部入学者の方が校務における能力(の自己認識)は高いものの、教員養成系大学・学部での在学を経ることで、一般大学・学部出身者と同等の水準になることを示している。この点は小学校教員における脱人格化に関する分析とは対照的な関係となっている。

## 4-3. 小括

新任教員の職場適応に対する出身大学・学部の影響について分析を行った結果、本稿で採用したモデルによる結果と観測されない非時変的要因を考慮しない通常モデルによる結果との間に少なからぬ相違が見られた。一部の結果変数においては見かけ上の無相関とも言える状況が見出された。このことは職場適応に影響を与える非観測要因の分布において教員養成系大学・学部出身者と一般大学・学部出身者との間で相違があること、教員養成系大学・学部の在学という経験は、その差を埋め合わせていることを含意している。

そしてその教員養成系大学・学部の在学経験という「処置」は、バーンアウトの抑制という点ではプラスに働く一方、一部の業務能力についてはマイナスに作用している点で、両義性を持つという結果が得られた。こうした両義性について、その解釈や源泉について本稿ではこれ以上追及する材料を持たないが、興味深い知見と言えよう。

表2 教員の出身大学・学部の影響に関する分析結果（小学校教員）

結果変数		事後平均	標準偏差	90%信用区間	変量効果モデル	
					係数	標準誤差
脱人格化	$\alpha$	-0.970	0.174	[ -1.268 , -0.700 ]	-0.015	0.138
	$\rho$	0.613	0.044	[ 0.559 , 0.671 ]	—	—
達成感の減退	$\alpha$	-0.479	0.688	[ -1.407 , 0.695 ]	0.077	0.142
	$\rho$	0.290	0.344	[ -0.291 , 0.649 ]	—	—
情緒的消耗	$\alpha$	0.036	0.792	[ -1.419 , 0.880 ]	0.024	0.137
	$\rho$	-0.053	0.407	[ -0.469 , 0.654 ]	—	—
健康状態自己評価	$\alpha$	0.653	0.550	[ -0.276 , 1.470 ]	0.081	0.139
	$\rho$	-0.296	0.270	[ -0.636 , 0.136 ]	—	—
仕事自己評価	$\alpha$	0.798	0.476	[ -0.088 , 1.474 ]	-0.032	0.147
	$\rho$	-0.474	0.253	[ -0.676 , -0.053 ]	—	—
授業自己評価	$\alpha$	0.451	0.713	[ -0.635 , 1.574 ]	0.140	0.148
	$\rho$	-0.152	0.329	[ -0.621 , 0.340 ]	—	—
校務自己評価	$\alpha$	0.298	0.661	[ -0.955 , 1.220 ]	-0.041	0.141
	$\rho$	-0.168	0.327	[ -0.619 , 0.391 ]	—	—
能力自己評価	$\alpha$	0.077	0.545	[ -0.715 , 0.988 ]	0.070	0.110
	$\rho$	0.017	0.353	[ -0.560 , 0.493 ]	—	—
成長	$\alpha$	0.027	0.466	[ -0.669 , 0.883 ]	0.070	0.114
	$\rho$	0.043	0.296	[ -0.465 , 0.500 ]	—	—

表3 教員の出身大学・学部の影響に関する分析結果（中学校教員）

結果変数		事後平均	標準偏差	90%信用区間	変量効果モデル	
					係数	標準誤差
脱人格化	$\alpha$	0.583	0.453	[ -0.170 , 1.282 ]	0.015	0.175
	$\rho$	-0.299	0.239	[ -0.626 , 0.078 ]	—	—
達成感の減退	$\alpha$	0.143	0.483	[ -0.632 , 0.943 ]	-0.058	0.165
	$\rho$	-0.092	0.282	[ -0.563 , 0.333 ]	—	—
情緒的消耗	$\alpha$	0.668	0.458	[ -0.114 , 1.355 ]	0.014	0.167
	$\rho$	-0.319	0.238	[ -0.625 , 0.056 ]	—	—
健康状態自己評価	$\alpha$	-0.207	0.733	[ -1.418 , 0.889 ]	0.067	0.172
	$\rho$	0.126	0.343	[ -0.372 , 0.635 ]	—	—
仕事自己評価	$\alpha$	0.619	0.541	[ -0.326 , 1.412 ]	0.264	0.184
	$\rho$	-0.187	0.296	[ -0.616 , 0.273 ]	—	—
授業自己評価	$\alpha$	-0.326	0.430	[ -1.070 , 0.328 ]	0.088	0.166
	$\rho$	0.199	0.241	[ -0.149 , 0.608 ]	—	—
校務自己評価	$\alpha$	-0.789	0.328	[ -1.320 , -0.283 ]	0.046	0.157
	$\rho$	0.405	0.165	[ 0.180 , 0.636 ]	—	—
能力自己評価	$\alpha$	-0.347	0.376	[ -0.947 , 0.269 ]	-0.005	0.140
	$\rho$	0.193	0.244	[ -0.189 , 0.577 ]	—	—
成長	$\alpha$	-0.456	0.392	[ -1.093 , 0.160 ]	-0.006	0.144
	$\rho$	0.255	0.243	[ -0.111 , 0.609 ]	—	—



## 5. 考察

開放制教員養成の下での教員養成系大学・学部一般大学・学部の並立構造は今日では小学校教員養成においても広がった。今後大量採用期の終息を経た後の教員構成がどのようなものになるかは未知数だが、教員供給の通時的変動が教育活動に何をもたらしうるかは教員政策における重要な問いである。本稿ではその考察の一端をなすべく、出身大学・学部の相違がもたらす教員の意識・行動の差異の所在を明らかにすることを試みた。こうした問いについては、しばしば「師範タイプ」をめぐる通俗的言説や、教員養成に関わる機関による利害に基づく事実認識が表明される機会がある一方で、実証的知見が示されることは稀である。本稿で用いたデータは必ずしも教員供給に関する問題意識に答える目的で収集されたものではないが、個人レベルで教員出自と教職入職後の職場適応の関係を検証できるものとなっている点で貴重なデータであると言えよう。

無論、実証分析における課題には対処が難しいものが含まれる。先述の通り、教職入職後における出身大学・学部の出自に基づく差異が、在学中の局面においてもたらされたものなのか、それ以外の大学入学前の局面においてもたらされたのかを区別することは、知見の政策的含意という面で最も重要な点である。すなわち、大学在学中における教員養成の問題となるのか、それ以前の教員養成系大学・学部におけるアドミッション・ポリシー等の問題となるのかという焦点を分かちこととなる。このことは方法面でのセクションバイアスへの問題に関わるが、処置変数が非時変的変数であるゆえに、当該データにおける元来の目的である教員の労働時間や適応・職能形成行動の時変性を想定したパネルデータを用いた分析の利点を活かすことはできない。本稿では条件付き不均一分散を伴う統制関数法を用いることで、非時変的・非観測交絡要因によるセクションバイアスに対処した。一部の「見かけ上の無相関」の検出はこうした方法の大きな貢献と言えよう。

もっとも本稿で行った分析は、サンプルサイズやモデリングに起因する頑健性の問題以外にも知見の解釈の問題において限界を有している。4節では、中

学校教員において教員養成系大学・学部出身であることが校務に関する能力自己評価を引き下げている点を見出したが、用いたデータはあくまでも自己評価の回答であり、教員養成系大学・学部への在学が能力自体に影響しているのか、能力の自己評価や自信に影響しているのかを判別することはできない。また、本稿の教員養成系大学・学部在学の「処置効果」は、その具体的源泉が何であるのか——教員養成系大学・学部のカリキュラム等のフォーマルな側面なのか、在学時に形成される人間関係等インフォーマルな側面なのか——を特定することはできない。これらの解明は教員各個人の大学在学時に関する詳細なデータ収集を伴う必要があり、今後の課題である。

また、出身大学・学部による行動・意識の相違が何らかの形で存在するならば、教員構成の通時的変動をもたらす社会・経済的文脈を考慮した考察が必要となる。先行研究が指摘するように教員出自の構成に変動をもたらす要因として、労働環境が影響する可能性がある。教員養成系大学・学部出身者については、景気や教員採用者数の通時的変動が教職志望に影響しにくいという教職への忠誠度ゆえに教員供給の安定性に寄与してきたと目されてきたが、このことを前提とした「採用者都合」の教員政策(川上 2022)が今後も持続可能なのかは不明である。持続可能でないならば構成の変動も今までよりも大きなものとなりうるが、そうしたマクロな変動を見据えた実証研究の課題設定も必要となろう。

## 註

<sup>1</sup> 中等教育機関教員養成は旧制下でも実質的に開放制であった。中等教員の供給主体は、高等師範学校および無試験試験検定指定学校・許可学校であったから、むしろ旧制師範学校を母体とする教員養成系大学・学部は新規参入者という位置づけになる。

<sup>2</sup> 山崎(2018)は、2020年代後半にも教員需要減が生じることを指摘している。

<sup>3</sup> 中等教育学校教員における「師範タイプ」の所在に関する研究としては、山田(2002)がある。

<sup>4</sup> この Aaronson *et al.*(2007)は教育経済学・労働経済学

における教員効果の研究の常套的な手続きを採用している。すなわち、付加価値モデルにおいて教員効果に関する個体効果を推定し、その推定値を被説明変数、様々な教員属性を説明変数とした分析がなされる。教員効果に関する個体効果は、多くの場合線形固定効果モデルによるものである。

<sup>5</sup> この問題は欠落変数バイアスと呼ばれるが、その他にも条件付き独立性の仮定が満たされず、バイアスがもたらされるケースがある。その詳細については、標準的な社会科学系のデータ分析のテキストを参照。

<sup>6</sup> 例えば中村(2022)。

<sup>7</sup> 多変量正規分布に基づくモデルでは、処置変数と逆ミルズ比の項の相関は非常に高くなる。処置変数が連続変数である場合は完全な多重共線性により処置効果は識別できない。

<sup>8</sup> 誤差項間の相関は一定と仮定される。

<sup>9</sup> モデルの詳細については、橋野(2021)を参照。

<sup>10</sup> この調査は、川上泰彦氏(兵庫教育大学)を研究代表とする科研費研究課題によるものである(課題番号26381087, 17H02664)。

<sup>11</sup> 処置変数は非時変的変数であり、その処置変数に関する方程式における右辺の変数は、性別、県内出身、採用年度のダミー変数のみである。

## 参考文献

### <和文>

岩田康之(2022)『「大学における教員養成」の日本的構造』学文社。

川上泰彦(2022)「教員供給構造の変化—「令和の日本型学校教育」を支えることはできるのか—」『教育制度学研究』29: 37-53。

久保真人(2004)『バーンアウトの心理学—燃え尽き症候群とは』サイエンス社。

中村瑛仁(2022)「書評 川上泰彦編著『教員の職場適応と職能形成』」『教育社会学研究』109: 115-117。

橋野晶寛(2020)「労働環境と教職選択・教員供給—研究動向と今後の研究課題—」『教育行政学論叢』40: 111-128。

—— (2021)「初任教員の心身の健康に対する長時間労働の影響—非従来の識別戦略と内生性・非線

形性・異質性—」川上泰彦編著『教員の職場適応と職能形成—教員縦断調査の分析とフィードバック—』ジエース教育新社。

藤村正司(1994)「教職選択と教員供給」『大学論集』24:217-236。

矢野眞和(1982)「教員供給の経済学」市川昭午・菊池城司・矢野眞和編『教育の経済学』第一法規。

山崎博敏(2018)「戦後における教員需要の変化と国立教員養成学部の対応」『教育科学』31: 5-57。

—— (2022)「小学校教員養成の国立・公私立大学併存体制—2020年、47都道府県における供給構造—」『兵庫高等教育研究』6: 123-151。

山田浩之(2002)『教師の歴史社会学』晃洋書房。

### <英文>

Aaronson, D., Barrow, L., and Sander, W. (2007) “Teachers and Student Achievement in the Chicago Public High Schools,” *Journal of Labor Economics*, 25(1), 95-135.

Allison, Paul D. (2009) *Fixed Effects Regression Models*, Thousand Oaks: Sage Publications.

Bastian, K. C., McCord, D. M., Marks, J. T., and Carpenter, D. (2017) “A Temperament for Teaching? Associations Between Personality Traits and Beginning Teacher Performance and Retention,” *AERA Open*, 3(1), 2332858416684764.

Boyd, D., Grossman, P., Lankford, H., Loeb, S., and Wyckoff, J. (2006) “How Changes in Entry Requirements Alter the Teacher Workforce and Affect Student Achievement,” *Education Finance and Policy*, 1(2), 176-216.

——, Lankford, H., Loeb, S., Rockoff, J., and Wyckoff, J. (2008) “The Narrowing Gap in New York City Teacher Qualifications and Its Implications for Student Achievement in High-Poverty Schools,” *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(4), 793-818.

Clotfelter, C. T., Ladd, H. F., and Vigdor, J. L. (2007) “Teacher Credentials and Student Achievement: Longitudinal Analysis with Student Fixed Effects,” *Economics of Education Review*, 26(6), 673-682.

——, ——, and —— (2010) “Teacher Credentials and Student Achievement in High School: A Cross-Subject

- Analysis with Student Fixed Effects,” *Journal of Human Resources*, 45(3), 655-681.
- Croninger, R. G., Rice, J. K., Rathbun, A., and Nishio, M. (2007) “Teacher Qualifications and Early Learning: Effects of Certification, Degree, and Experience on First-Grade Student Achievement,” *Economics of Education Review*, 26(3), 312-324.
- Darling-Hammond, Linda, Deborah J. Holtzman, Su Jin Gatlin, and Julian Vasquez Heiling (2005) “Does Teacher Preparation Matter? Evidence about Teacher Certification, Teach for America, and Teacher Effectiveness,” *Education Policy Analysis Archives*, 13(42), 1-52.
- Goldhaber, Dan D. and Dominic J. Brewer (2000) “Does Teacher Certification Matter? High School Teacher Certification Status and Student Achievement,” *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 22(2), 129-145.
- Kane, Thomas, J., Jonah E. Rockoff, and Douglas O. Staiger (2008) “What Does Certification Tell Us About Teacher Effectiveness? Evidence from New York City,” *Economics of Education Review*, 27, 615-631.
- Klein, Roger, and Francis Vella (2010) “Estimating a Class of Triangular Simultaneous Equations Models without Exclusion Restrictions,” *Journal of Econometrics*, 154 (2), 154-64.
- Lewbel, Arthur (2012) “Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 30 (1), 67-80.
- Mundlak, Yair (1978) “On the Pooling of Time Series and Cross Section Data,” *Econometrica*, 46(1), 69-85.
- Neild, Curran R., Nash Farley-Ripple, E., and Byrnes, V. (2009) “The Effect of Teacher Certification on Middle Grades Achievement in an Urban District,” *Educational Policy*, 23(5), 732-760.
- Sharkey, Nancy S. and Dan Goldhaber (2008) “Teacher Licensure Status and Student Achievement: Lessons from Private Schools,” *Economics of Education Review*, 27, 504-516.

## 【付記】

本研究は、本研究は JSPS 科研費 JP20H01629, JP20H01652, JP 22H00963 の助成を受けたものである。