

教員養成課程への不本意入学が卒業時の進路選択と 教員採用試験の結果に与える影響

櫻井 良祐, 渡辺 匠 (北海道教育大学)

本研究は、教員養成課程への不本意入学が、卒業時の進路選択と教員採用試験の結果に与える影響について検証した。具体的には、2014～2021年度の道内国立教員養成大学の一般選抜入学生1,556名のデータを用いて、傾向スコアに基づく逆確率重み付けにより不本意入学の平均処置効果を推定した。結果、不本意入学は教員就職率と教員採用試験の受験率、一次試験・二次試験の合格到達率を約10ポイント低下させることが確認された。以上から、より充実した教員養成の実現には不本意入学を抑制するような入試設計や、不本意入学者の教員志望を高める支援の強化が重要であることが示唆された。

キーワード：不本意入学, 教員養成, 教員採用試験, 傾向スコア, IR

1 問題

1.1 教員養成の現状と課題

2025年現在、日本の初等中等教育は深刻な教員不足に直面している。文部科学省が2021年に実施した全国調査は、1,350校の公立小中学校が各学校に配当されている教員定数に対して教員配置数を満たしていない教員不足の状態にあることを明らかにした(文部科学省, 2022)。これは、全国の公立小中学校数の約5%に相当する数値である。その後のパネル調査において、8割超の都道府県・教育委員会が、教員不足の状況は改善していない、あるいは、悪化していると回答したことが示されている(文部科学省, 2024a)。

教員不足の背景には、産休・病休の増加や特別支援学級拡充に伴う教員需要の高まりに加え、教員採用試験の受験者数減少と採用倍率の低下がある(文部科学省, 2024c)。公立学校の教員採用試験の受験者数と採用倍率はともに低下傾向にあり、直近10年間で受験者数は5万人以上減少し、採用倍率は5.4倍から3.2倍へ低下した。採用倍率の低下は、志願者数の減少によって自治体が十分な受験者を確保できず、選抜の余裕が縮小していることを意味する。結果として、適性の高い人材を十分に選抜できずに配置数を満たせない、すなわち教員不足に陥る自治体が増えると考えられる。

上記の現状に対し、日本の教員養成の中核を担う国立教員養成大学・学部は、質の高い教員を安定的に供給することが強く求められている。したがって、教職意欲の高い受験生を選抜するための入試改革や、入学後に教員志望を維持し、教員としての能力を高めるための教育改革の実施が急務である。これらの課題について実践的な示唆を得るため、本研究では教員養成課程における不本意入学に着目した検証をおこなう。

1.2 不本意入学

日本の大学進学率は上昇傾向にあり、2024年は過去最高の59.1%を示した(文部科学省, 2024b)。他方、学力や経済的な要因から、すべての受験生が自身の最も志望する大学に進学できるとは限らない。本研究では、不本意入学を「第一志望ではない大学へ入学すること」と定義する。

日本における8,000人超の国立大学在学生在を対象とした調査において、約36%の学生が不本意入学者であることが示されている(小林, 2021)。この調査ではさらに、不本意入学であるかどうかを選抜方式や大学階層と関連することも明らかにしている。具体的には、選抜方式について、一般選抜(前期日程・後期日程)の入学生は、推薦・総合型選抜と比べて不本意入学率が高いことが示されている。さらに、大学階層については、入試難易度の高い大規模・総合型の大学は、中規模大学、および、小規模・単科型の大学よりも不本意入学率が低いことも示されている。

このように、日本の大学において不本意入学者は一定割合存在することが確認されている。それでは、ある大学に不本意入学することは、学生に対してどのような影響を及ぼすのだろうか。1つには、不本意入学は、大学生活に対する満足度を低下させることが挙げられる。自らが最も志望する大学に入学できなかった学生は自律性の喪失を感じたり(Ryan and Deci, 2020)、他者との比較による相対的剥奪感を抱きうる(Smith et al., 2012)。その結果、自身の所属大学に対して否定的な認知・情動を覚えることで、大学満足度は低下すると予測される。実際、不本意入学者は、第一志望の大学に入学した学生(本意入学者)と比べて、自身の大学に対する満足度が低いことが国内外で繰り返し確認されている(伊藤, 1995; Huang et al.,

2023; Ruffalo Noel Levitz, 2018)。

さらに、国立教員養成大学の新生を対象とした調査では、不本意入学かどうかは入学時に教員を志望するかどうかと関連することも示されている (Sakurai and Watanabe, 2025)。具体的には、選抜方式 (前期日程・後期日程・推薦型選抜) にかかわらず、不本意入学者は本意入学者と比べて、教員を第一志望の進路として選択する割合が小さいことが確認されている。この知見は、教員養成大学・学部の不本意入学するかどうか、教員に就職するかどうかや、教員採用試験を受験するかどうかにまで影響を及ぼしうる可能性を示唆している。他方、この問いを直接的に検証した研究はほとんど存在しない。

そこで本研究は、不本意入学が卒業時の進路選択と教員採用試験の結果に与える影響を検証することを主たる目的とする。その際、不本意入学の因果効果を内的妥当性の高い形で検証するため、傾向スコアを用いた分析をおこなう。具体的には、複数の共変量 (e.g., 選抜方式) を一次元に縮約した傾向スコアを用いた交絡の統制をおこない、不本意入学と進路選択・教採結果 (教員採用試験の結果) の間の因果関係を高い精度で推論することを試みる。

1.3 傾向スコア

傾向スコアとは、サンプルの共変量を所与としたときの処置群 (vs. 統制群) へ割り当てられる条件付き確率を指す (Bai and Clark, 2018 大久保・黒川訳, 2023; 星野, 2009)。傾向スコアを用いた分析ではまず、共変量から処置変数を予測するモデルを立て、傾向スコアの推定をおこなう。なお、共変量は処置変数・結果変数と関連する変数、処置変数は本研究において原因となる変数、結果変数は本研究において結果となる変数を指す。その後、算出された傾向スコアを用いてサンプルをマッチングしたり、重み付けをおこなったりすることで、処置群と統制群の間の共変量を同質化する。この状態で群間の結果変数を比較することで、観測した共変量による交絡を抑えた因果効果の推定が可能となる。

例えば、Huang et al. (2023) は、傾向スコアを用いた分析によって、不本意入学が大学に対する満足度に与える影響について検証した。具体的には、北京市の15大学の学部生1万人超を対象とした調査によって、第一志望ではない大学に入学した学生は、大学生生活における学業や対人関係の満足度が低いことを明らかにしている。この研究は傾向スコアを算出するための共変量として「性別」「親の社会経済的地位」「再受

験経験 (現役・既卒)」「入試成績」といった変数を使用し、これらの交絡を抑えた内的妥当性の高い因果推論をおこなっていた。

1.4 本研究の目的

本研究の目的は、国立教員養成大学における不本意入学が、学生の進路選択および教員採用試験の受験・結果に与える影響について検証することである。具体的には、2014～2021年度にかけて北海道の国立大学の教員養成課程に一般選抜 (前期日程・後期日程) で入学した学生を対象とした調査データを用いて、傾向スコアによる逆確率重み付け (IPW: Inverse Probability Weighting) を実施することで、不本意入学の平均処置効果 (ATE: Average Treatment Effect) を推定する。IPWは、処置群のデータを「傾向スコアの逆数」で重み付けし、統制群のデータを「(1-傾向スコア)の逆数」で重み付けすることで群間の共変量のバランスをとり、ATEを推定する。

本研究における推定対象 (estimand) は、教員養成課程の一般選抜入学生を母集団としたATEである。選抜方式の対象を一般選抜に限定するのは、大学入試センター試験と大学入学共通テストの成績を共変量として用いるためである。この入試成績も含め、本研究ではHuang et al. (2023) で使用された共変量を基本的に使用する (「親の社会経済的地位」はデータ未取得のため除く)。加えて、先行研究において不本意入学や教員就職等の結果変数との関連が示されている「選抜方式」と「入学時の進路志望¹⁾」も傾向スコアの算出に用いる (小林, 2021; Sakurai and Watanabe, 2025)。

本研究は、未測定共変量による交絡の影響を考慮するため、E-valueを用いた感度分析もあわせて実施し (VanderWeele and Ding, 2017)、得られた知見の因果的解釈の頑健性も検証する。以上の分析により、不本意入学が学生の教員就職と教採結果に与える影響を明らかにし、教員養成大学・学部における今後の入試改革・教育改革について実践的な示唆を得ることを目指す。

2 方法

2.1 分析対象・手続き

本研究では、2014～2021年度の道内国立教員養成大学における一般選抜の入学者1,849名を対象とした調査を実施した。このうち、傾向スコアの算出に必要な処置変数と共変量に欠測のない1,556名 (男性721名、女性835名) を分析の対象とした²⁾。入学年度の4月1日時点における平均年齢は18.2歳 ($SD =$

0.5) だった。処置変数の「不本意入学」と共変量の「入学時の進路志望」は、入学年度の 4 月に、それぞれ異なる調査によって測定した。前者の調査を「調査 A」、後者の調査を「調査 B」とし、各調査の入学年度別の回答率を表 1 に示した。調査 A の 2020 年度と 2021 年度の実施へ移行したことが一因であると考えられる。この回答率の差を含めたコホートによる交絡を抑えるため、入学年度も共変量として使用した。データの分析には、R version 4.4.1 を用いた。

表 1 入学年度別の人数・割合

入学年度	調査 A 回答数 (回答率)	調査 B 回答数 (回答率)	完全 ケース数 (割合)	調査 対象者数
2014	221 (98.7%)	216 (96.4%)	214 (95.5%)	224
2015	229 (97.9%)	230 (98.3%)	225 (96.2%)	234
2016	225 (97.0%)	230 (99.1%)	223 (96.1%)	232
2017	225 (97.0%)	228 (98.3%)	222 (95.7%)	232
2018	215 (93.1%)	224 (97.0%)	210 (90.9%)	231
2019	216 (94.3%)	224 (97.8%)	215 (93.9%)	229
2020	132 (57.1%)	185 (80.1%)	113 (48.9%)	231
2021	145 (61.4%)	216 (91.5%)	134 (56.8%)	236
合計	1,608 (87.0%)	1,753 (94.8%)	1,556 (84.2%)	1,849

注) 調査 A は不本意入学、調査 B は入学時の進路志望を測定。完全ケース数は処置変数と共変量に欠測のない人数を指す。回答率と割合は調査対象者数を分母として算出。

2.2 分析項目

2.2.1 処置変数

入学年度の 4 月上旬に実施した調査において、学生の不本意入学を測定した。具体的には「あなたの志望大学の中で、本学は何番目でしたか」という質問に対して、2014～2019 年度調査は「1. 第 1 志望」「2. 第 2 志望以下」、2020・2021 年度調査は「1. 第 1 志望」「2. 第 2 志望」「3. 第 3 志望以下」の中からあてはまるものを 1 つ選択してもらった。この質問について「1. 第 1 志望」を選択した回答者を「本意入学 (= 0)」、 「1. 第 1 志望」以外を選択した回答者を「不本意入学 (= 1)」に分類した。

2.2.2 結果変数

卒業時点の就職状況のデータを用いて「進路選択」の変数を作成した。このデータにおいて学生の進路は「教員」「公務員」「民間企業 / 民間」「進学」「未就職」「進路不明 / 不明」「その他」のいずれかに分類されていた。このうち、進路が「進学」を除く「教員」以外の進路を選択した学生を「教員以外 (= 0)」、 「教員」を選択した学生を「教員 (= 1)」に分類し、「進路選択」の変数を作成した。なお、「教員」には臨時的任用教員を含んでいた (すなわち、教員採用試験の不合格者を含んでいた)。

教員採用試験の結果のデータを用いて「教採受験」「一次合格」「二次合格」の変数を作成した。「教採受験」は、教員採用試験を 1 回も受験しなかった学生を「未受験 (= 0)」、 1 回以上受験した学生を「受験 (= 1)」に分類した。「一次合格」は、「教採受験」のデータが存在する学生のうち、教員採用試験の一次試験の合格に 1 回も到達しなかった学生を「未到達 (= 0)」、 1 回以上到達した学生を「到達 (= 1)」に分類した。「二次合格」は、「教採受験」のデータが存在する学生のうち、教員採用試験の二次試験の合格に 1 回も到達しなかった学生を「未到達 (= 0)」、 1 回以上到達した学生を「到達 (= 1)」に分類した³⁾。

2.2.3 共変量

傾向スコアを算出するための共変量として「選抜方式」「高校卒業年」「性別」「入学時の進路志望」「入試成績」の変数を用いた。このうち、「入学時の進路志望」のみ調査を実施して測定し、それ以外は学内に存在する学生の基本情報データを利用した。

「選抜方式」は、一般選抜である「前期日程 (= 0)」と「後期日程 (= 1)」を用いた。

「高校卒業年」は、高校を卒業した年度と入試年度が一致している学生を「現役 (= 0)」、一致していない学生を「既卒 (= 1)」に分類した。なお、高等学校卒業程度認定試験等を経て入学した学生は、高校卒業年度のデータが存在しないため分析から除外した。

「性別」は、「男性 (= 0)」と「女性 (= 1)」のデータを利用した。

「入学時の進路志望」は、入学年度の 4 月実施の調査において測定した。具体的には、進路志望について、2014～2019 年度調査は「教員」「公務員」「民間」「進学・留学」「自営・起業」「その他」、2020・2021 年度調査は「教員」「公務員 (教員を除く)」「企業・団体職員等」「進学」「自営」「その他」の中から最大で第三志望まで選択してもらった。このうち、「教員」以外を選んだ学

生を「教員以外 (= 0)」、教員を選んだ学生を「教員 (= 1)」に分類し「入学時の進路志望」の変数を作成した。

「入試成績」は、大学入試センター試験と大学入学共通テストの得点を利用して作成した。その際、各年度の得点をまとめて分析できるように年度ごとに得点の標準化をおこなった。具体的にはまず、分析対象者が共通して受験している「国語」「数学Ⅰ・数学A」「数学Ⅱ・数学B」「英語(筆記)/英語(リーディング)」「英語(リスニング)」について、各年度の全国平均点と標準偏差を用いて標準化した偏差値を算出した。その上で、これら5科目の偏差値を平均した値を「入試成績」とした。なお、旧教育課程履修者に対する経過措置がとられた2015年度のセンター試験における「旧数学Ⅰ・数学A」「旧数学Ⅱ・数学B」の受験者は分析から除外した。

「入学年度」は、2014年度を参照カテゴリとしたダミー化をおこなった。

2.3 倫理的配慮

分析に用いたデータの一部は調査を用いて測定された。調査に際する倫理的配慮として、調査への協力は任意であることや、回答できない項目は回答しなくても問題ないこと、調査データは統計的処理を経て学会等で発表する可能性があるといったことを調査冒頭に明記し、調査への回答をもって研究参加に同意したものと判断した。学籍番号を用いて複数のデータをマッチングした分析は、所属機関の定める「個人情報保護に関する基本方針」に従い実施した。

3 結果

処置変数、結果変数、共変量の記述統計を表2に示した。なお、共変量のうち、入試成績の記述統計は倫理的配慮により記載していない。共変量と処置変数・

結果変数との連関・相関の効果量は、概ね小程度の大きさ(≈ 0.1)を示した(表3)。よって、これらの共変量は処置変数・結果変数と十分に関連しているとみなし、傾向スコアの算出に用いた(Bai and Clark, 2018 大久保・黒川訳, 2023)。傾向スコアを用いた分析に先立ち、退学者の偏りが推定値にバイアスを生じさせる可能性を考慮し、不本意入学と中途退学の有無との連関をカイ二乗検定によって分析した。結果、両者の間に有意な連関は確認されなかった($\chi^2(1) = 3.04, p = 0.081, \phi = 0.05$)。よって、以降は、不本意入学か否かによる退学率の偏りはないと仮定して分析を実施した。

表2 記述統計

変数	水準	割合(人数)
不本意入学	本意入学 (0)	57.8% (900)
	不本意入学 (1)	42.2% (656)
進路選択	教員以外 (0)	38.2% (525)
	教員 (1)	61.8% (848)
教採受験	未受験 (0)	32.8% (487)
	受験 (1)	67.2% (999)
一次合格	未到達 (0)	39.7% (590)
	到達 (1)	60.3% (896)
二次合格	未到達 (0)	61.9% (920)
	到達 (1)	38.1% (566)
選抜方式	前期日程 (0)	77.8% (1,210)
	後期日程 (1)	22.2% (346)
高校卒業年	現役 (0)	80.8% (1,258)
	既卒 (1)	19.2% (298)
性別	男性 (0)	46.3% (721)
	女性 (1)	53.7% (835)
入学時の進路志望	教員以外 (0)	22.4% (348)
	教員 (1)	77.6% (1,208)

注) 入試成績の記述統計は倫理的配慮により未記載。入学年度別の割合・人数は表1に記載。

表3 主な共変量と処置変数・結果変数との連関・相関

	不本意入学 本意入学 = 0, 不本意入学 = 1	進路選択 教員以外 = 0, 教員 = 1	教採受験 未受験 = 0, 受験 = 1	一次合格 未到達 = 0, 到達 = 1	二次合格 未到達 = 0, 到達 = 1
選抜方式 前期日程 = 0, 後期日程 = 1	0.44	-0.09	-0.07	-0.07	-0.05
高校卒業年 現役 = 0, 既卒 = 1	0.19	-0.06	-0.04	-0.05	-0.06
性別 男性 = 0, 女性 = 1	-0.01	-0.07	-0.02	-0.04	0.02
入学時の進路志望 教員以外 = 0, 教員 = 1	-0.33	0.35	0.37	0.33	0.22
入試成績	0.15	-0.06	-0.03	-0.01	-0.03

注) 入試成績の行における数値は点双列相関係数、それ以外の行における数値はファイ係数を表す。

表 4 共変量調整前の効果検証

結果変数	本意入学	不本意入学	χ^2	ϕ	p
教員就職率	0.694 (564/813)	0.507 (284/560)	48.09	0.19	< 0.001
教採受験率	0.747 (646/865)	0.589 (353/621)	51.40	0.19	< 0.001
一次合格到達率	0.675 (584/865)	0.502 (312/621)	44.33	0.17	< 0.001
二次合格到達率	0.438 (379/865)	0.301 (187/621)	28.20	0.14	< 0.001

注) 本意入学・不本意入学の列における数値は各結果変数の割合(「教員・受験・到達」の人数/総人数)を表す。

3.1 共変量調整前の効果検証

まず、共変量調整前の不本意入学の効果検証を実施した。具体的には、不本意入学かどうかと、卒業時の進路選択・教員採用試験の結果との連関をカイ二乗検定によって検証した(表4)。結果、不本意入学と進路選択との間に有意な連関が確認された($\chi^2(1) = 48.09, p < 0.001$)。具体的には、不本意入学者は、本意入学者と比べて、教員就職率が低いことが示された。さらに、不本意入学と教採受験($\chi^2(1) = 51.40, p < 0.001$)、一次合格($\chi^2(1) = 44.33, p < 0.001$)、二次合格($\chi^2(1) = 28.20, p < 0.001$)の間にも有意な連関が確認された。具体的には、不本意入学者は、本意入学者と比べて、教員採用試験の受験率、一次試験・二次試験合格への到達率が低いことが示された。

3.2 傾向スコアによる共変量調整

不本意入学による因果効果を推定するために、傾向スコアを用いた共変量調整を実施した。まず、傾向スコアを算出するため、不本意入学の生起確率を、共変量(「選抜方式」「高校卒業年」「性別」「入学時の進路志望」「入試成績」「入学年度」)を用いたロジスティック回帰分析により推定した。続けて、傾向スコアから不本意入学か否かを予測するモデルについてROC(Receiver Operating Characteristic)曲線を描き、曲線下面積に相当するc統計量(concordance statistic)を算出した(岡本, 2013)。結果、c統計量は0.799(95%CI: 0.776, 0.822)となり、傾向スコアが不本意入学(vs. 本意入学)に対して十分な識別力を有していることが確認された。

傾向スコアを用いたIPWを実施し、処置群(不本意入学者)と統制群(本意入学者)間の共変量のバランスを調整した。なお、重みの外れ値の影響を抑制するため、上位1%・下位1%の値はそれぞれ99パーセンタイル・1パーセンタイルの値に丸めるウィンザー化⁴⁾をおこなった(Austin and Stuart, 2015)。この処理により、重みの範囲は「1.02 - 32.56」から「1.03 - 7.28」へと改善された。IPWを実施した結果、

処置群と統制群の間の傾向スコアの分布が概ね十分に重なることが確認された(図1)。さらに、IPWによって、すべての共変量の標準化平均差(SMD: Standardized Mean Difference)の絶対値が0.1未満となり(表5)、群間の共変量のバランスが適切に確保されていることも確認された。

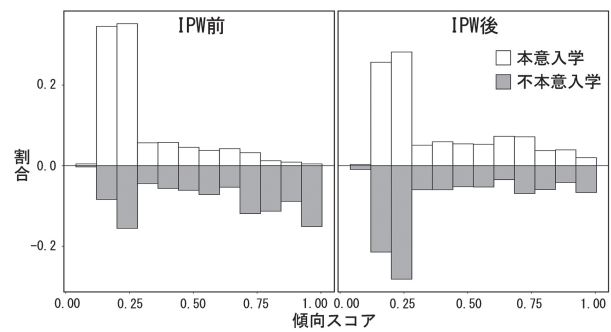


図1 IPW 前後の傾向スコアの分布

表5 IPW 前後の共変量の SMD

共変量	SMD	
	IPW 前	IPW 後
選抜方式：後期日程 (%)	0.372	0.053
高校卒業年：既卒 (%)	0.149	0.010
性別：女性 (%)	-0.013	-0.001
入学時の進路志望：教員 (%)	-0.280	-0.035
入試成績	0.304	0.015
入学年度：2015 (%)	-0.010	-0.000
入学年度：2016 (%)	0.024	-0.001
入学年度：2017 (%)	-0.015	-0.002
入学年度：2018 (%)	0.009	-0.005
入学年度：2019 (%)	0.006	0.003
入学年度：2020 (%)	0.014	0.003
入学年度：2021 (%)	-0.017	0.001

注)「入学年度」の参照カテゴリは2014年度。

3.3 共変量調整後の効果検証

傾向スコアを用いたIPWによって共変量を調整した上で、不本意入学のATEの推定をおこなった(表6)。具体的には、傾向スコアを用いて各サンプルに重みを与え

表6 共変量調整後の効果検証

結果変数	本意入学	不本意入学	ATE [95%CI]	OR [95%CI]	p
教員就職率	0.668 (0.019)	0.565 (0.025)	-0.103 [-0.165, -0.041]	0.646 [0.500, 0.841]	0.001
教採受験率	0.722 (0.018)	0.622 (0.023)	-0.100 [-0.158, -0.043]	0.633 [0.488, 0.821]	< 0.001
一次合格到達率	0.653 (0.019)	0.556 (0.024)	-0.098 [-0.158, -0.038]	0.663 [0.516, 0.852]	0.001
二次合格到達率	0.436 (0.020)	0.335 (0.023)	-0.101 [-0.160, -0.041]	0.652 [0.504, 0.843]	0.001

注) 本意入学・不本意入学の列における数値は各結果変数の点推定値(ロバスト標準誤差)を表す。

その後、ロジスティック回帰分析を実施し、不本意入学が進路選択と教採結果に与える効果を推定した。結果、不本意入学は、進路選択 (ATE = -0.103, $p = 0.001$), 教採受験 (ATE = -0.100, $p < 0.001$), 一次合格 (ATE = -0.098, $p = 0.001$), 二次合格 (ATE = -0.101, $p = 0.001$) に対して有意な負の効果を与えることが確認された。すなわち、共変量調整後において、不本意入学者は本意入学者と比べて、教員就職率、教採受験率、一次合格到達率、二次合格到達率が約 10 ポイント低いことが示された。

3.4 感度分析

本研究では、未測定の変数が存在する可能性を踏まえ、E-value (VanderWeele and Ding, 2017) を用いた感度分析を実施した。E-value は、未測定の変数が処置変数と結果変数の双方とどの程度強く関連していれば、観察された効果を完全に説明できるかを示す最小の値である。E-value が大きいほど、結果の因果的解釈に対する頑健性が高いとされる。

教員就職率におけるE-value は 1.79 だった。これは「ある未測定の変数が、処置変数(不本意入学)および結果変数(教員就職)のそれぞれとリスク比 1.79 以上の強さで関連していれば、今回の観察結果を完全に説明できる」ことを意味する。教採受験率におけるE-value は 1.83、一次合格到達率は 1.76、二次合格到達率は 1.78 と同程度の値を示した。社会科学分野の研究において、同時に 2.00 以上の関連を持つ未測定変数は比較的稀であるとされる (VanderWeele and Ding, 2017)。よって、本研究における不本意入学が教員就職と教採結果に与える影響の知見は一定の頑健性を有すると判断できる。

4 考察

本研究では、教員養成課程への不本意入学が、卒業時の進路選択と教員採用試験の結果に与える影響を明らかにすることを目的とし、傾向スコアを用いたIPWによる因果効果の推定をおこなった。具体的には、2014～

2021 年度の教員養成課程の一般選抜入学生を対象に、共変量(選抜方式、高校卒業年、性別、入学時の進路志望、入試成績、入学年度)を統制した上で、不本意入学のATEを推定した。結果、不本意入学は教員就職と教採結果に対して負の影響を及ぼしていたことが確認された。具体的には、教員養成課程への不本意入学は、教員就職率、教員採用試験の受験率、一次試験・二次試験合格への到達率をそれぞれ 10 ポイント程度低下させることが明らかになった。さらに、E-value を用いた感度分析の結果、不本意入学が教員就職と教採結果に与える効果について、一定程度の頑健性が確認された。

4.1 意義

本研究の主たる意義は、教員不足が深刻化する現在の日本において、教員養成課程への不本意入学が教員就職率と教採受験率を低下させるという実証的証拠を示した点にある。先行研究において、不本意入学と大学満足度や教員志望との関連は示されていたものの (e.g., Huang et al., 2023; Sakurai and Watanabe, 2025), 卒業時の進路選択や教員採用試験といった結果への長期的な影響を、内的妥当性の高い形で検証した研究は限られていた。

この状況に対し本研究は、傾向スコアを用いて入学時の進路志望や入試成績といった共変量を統制し、不本意入学が進路選択と教採結果に及ぼす因果効果を明らかにした。加えて本研究は、不本意入学の効果についてE-valueによる感度分析を実施し、上記の知見が一定の頑健性を有することも示している。したがって、本研究は、第一志望の大学に入学したかどうか卒業時の教員就職率や教採受験率、一次試験・二次試験合格到達率にまで影響を及ぼす可能性を示す、数少ないエビデンスの提供に成功したとみなせる。

さらに本研究は、教員養成大学・学部における入試改革や教育改革に対しても実践的な示唆を与えている。不本意入学が教員就職や教採結果へ負の影響を及ぼすことは、教職意欲の高い受験生を選抜するための入試の見直しや、入学後に教員志望を維持・向上させ

るカリキュラムの開発の必要性を強調している。

入試改革の具体的な方法としては、不本意入学率の高い後期日程の縮小や、教員となる意欲や教員としての資質の評価の重視といったものが挙げられるだろう。教育改革については、不本意入学が教採受験の段階から負の影響を及ぼしていたという本研究の結果を踏まえ、在学中に教職への動機づけを高める支援を強化する必要がある。例えば、早期の学校現場体験の拡充や教職の魅力を伝えるキャリアガイダンスの充実など、教員という職業に対する肯定的な認識を促す取り組みが効果的だろう。本研究はこのような入試改革や教育改革の考案に資する実践的な示唆に富む点でも、その意義は大きいと言える。

以上のように本研究の意義は、(1) 先行研究によって十分にあつかわれなかった不本意入学の効果を内的妥当性の高い形で実証し、(2) 教員養成課程における効果的な入試・教育の実現に貢献する点にある。これらの知見は、教員不足の解消に向けた質の高い教員の供給という教員養成大学・学部に向けられた社会的要請に応えるにあたって役立ちうると考える。

4.2 限界

上述の意義がある一方で、本研究にはいくつかの限界も存在する。第一に、不本意入学や進路選択と関連が示されている共変量 (e.g., 親の社会経済的地位, Huang et al., 2023) のすべてを統制できていないことが挙げられる。傾向スコアによる分析はあくまで観測された共変量による交絡しか統制できず、未測定共変量による交絡は排除できない。今後は、これらの共変量も用いて傾向スコアを算出する等、より精度の高い因果推論をおこなうことが求められる。

第二に、本研究の対象が北海道の一教員養成大学に限定されており、サンプルの代表性が低いことが挙げられる。とりわけ、不本意入学が生じる程度は、対象大学の規模や入試難易度、競合大学の存在といった変数によって変動すると考えられる (小林, 2021)。これらの点を踏まえ、他大学・学部への知見の一般化には慎重になる必要があるだろう。今後の研究では、より広範なサンプルを用いた調査を実施することで、外的妥当性の高い知見を得ることが求められる。

第三に、不本意入学が教員就職と教採結果に効果を与えるメカニズムが未検証である点が挙げられる。入学時点において、教員養成課程の不本意入学者は本意入学者と比べて教員志望が低い (Sakurai and Watanabe, 2025)。本研究は、入学時の教員志望を統制してもなお、不本意入学が教採受験率を低下させることを示した。こ

の結果は、不本意入学者が大学生活を通じて、入学時よりもさらに教員志望を低下させている可能性を示している。今後は、在学中の縦断調査を実施することで、不本意入学が教員養成に対してもたらす効果の心的メカニズムを直接的に検証することが求められる。

4.3 結論

本研究は、教員養成課程への不本意入学が、教員就職率と教員採用試験の受験率、一次試験・二次試験合格への到達率を低下させることを、傾向スコアを用いた因果推論により明らかにした。この結果より不本意入学は、教員志望の形成から教採受験・教員就職に至るまでの一連の過程を阻害する要因として作用している可能性が示唆される。これらの知見は、学生の不本意入学を抑制するような入試設計や、不本意入学者の教員志望を高めるような教育的介入が、教員の安定的な供給、ひいては、教員不足の解消にとって有用であることを示している。

注

- 1) 入学時の進路志望については、不本意入学の影響を受ける媒介変数である可能性が指摘されうる。しかし、本研究では不本意入学と進路志望をいずれも入学直後のほぼ同時期に測定しており、不本意入学が進路志望に影響したとみなす強い根拠には欠ける。さらに、教員志望の有無は教育への動機づけや教職の適性、教師効力感といった未測定共変量の代理変数として機能する可能性が高く、これを統制しない場合には有意な交絡が残存するリスクが大きい。以上を踏まえ、本研究では媒介の可能性よりも交絡の統制を重視し、入学時の進路志望を傾向スコア推定の共変量として採用した。
- 2) 分析対象を完全ケースのサンプルに限定することはATEの推定にバイアスを生じさせうる。そこで、調査で取得した共変量 (i.e., 入学時の進路志望) の欠測をMAR (Missing At Random) であると仮定して多重代入法により補完した追加分析をおこなった (高橋・渡辺, 2017)。結果、不本意入学から進路選択・教採結果へのATEは、主分析と同方向・同程度の大きさの推定値を示した (ATEs \approx -0.100, $p_s \approx$ 0.001)。よって、完全ケースの分析が想定母集団に対するATEの推定を大きく歪めている可能性は限定的だと判断した。
- 3) 本研究では、母集団全体における教採一次・二次の結果に対する因果効果 (ATE) を推定する目的から、いずれも「到達 vs. 未到達」という指標として構成した。教採受験者のみや一次合格者のみといった処置の影響を受ける中間変数でサンプルを限定すると、処置依存的な下

位母集団に対する効果しか得られず、ATEとして解釈できなくなるためである。なお、主要層別（principal stratification）により処置の影響を受けない潜在的な層（e.g., always-taker: 不本意入学・本意入学のいずれの場合であっても常に教採を受験する層）における効果を推定する方法も考えられるが（Frangakis and Rubin, 2002）、本研究では大学改善に向けた実践的示唆を得るため、母集団全体におけるATEの推定を優先した。

- 4) 重みのウィンザー化により推定対象に実質的な変更が生じていないかを検討するため、上位1% ($n = 16$)・下位1% ($n = 16$)のサンプルの処置変数と共変量の分布を、その他のサンプル ($n = 1,524$)と比較した。結果、上位1%のサンプルはその他のサンプルと概ね同様の分布を示した一方で、下位1%のサンプルはすべて不本意入学者であり、後期日程の割合・既卒の割合・入学時の進路志望が教員以外である割合もすべて100%と分布に偏りがみられた。他方、重みのウィンザー化をせずに不本意入学から進路選択・教採結果へのATEを推定した場合でも、主分析と同程度の大きさの負の効果が確認された ($ATEs \approx -0.100$, $ps \approx 0.001$)。よって、ウィンザー化前後で推定対象に大きな変化はないものと判断した。

参考文献

- Austin, P. C. and Stuart, E. A. (2015). "Moving Towards Best Practice when Using Inverse Probability of Treatment Weighting (IPTW) Using the Propensity Score to Estimate Causal Treatment Effects in Observational Studies," *Statistics in Medicine*, **34** (28), 3661-3679.
- Bai, H. and Clark, M. H. (2018). *Propensity Score Methods and Applications*. Sage Publications (大久保将貴・黒川博文訳 (2023).『傾向スコア』共立出版).
- Frangakis, C. E. and Rubin, D. B. (2002). "Principal Stratification in Causal Inference," *Biometrics*, **58**(1), 21-29.
- 星野崇宏 (2009).『調査観察データの統計科学：因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店.
- Huang, Y., Huang, M., Wang, H., Chen, Z., and Liu, X (2023). "Do College Entrance Examination Admission Characteristics Influence Students' College Satisfaction? Evidence from China," *Frontiers in Psychology*, **14**, 1115867. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1115867>
- 伊藤美奈子 (1995).「不本意就学類型化の試みとその特徴についての検討」『青年心理学研究』**7**, 30-41.
- 小林元気 (2021).「国立大学における「不本意入学」の実態：入試形態・ジェンダー・学部・大学階層に着目して」『関西教育学会年報』**45**, 131-135.
- 文部科学省 (2022).「「教師不足」に関する実態調査」文部科学省 https://www.mext.go.jp/content/20220128-mxt_kyoikujinzai01-000020293-1.pdf (2025年7月22日).
- 文部科学省 (2024a).「「教師不足」への対応等について（アンケート結果の共有と留意点）」文部科学省 https://www.mext.go.jp/content/20240709-mxt_kyoikujinzai01-000022259_03.pdf (2025年7月22日).
- 文部科学省 (2024b).「令和6年度学校基本調査の公表について」文部科学省 https://www.mext.go.jp/content/20241213-mxt_chousa01-000037551_01.pdf (2025年7月22日).
- 文部科学省 (2024c).「令和6年度（令和5年度実施）公立学校教員採用選考試験の実施状況のポイント」文部科学省 https://www.mext.go.jp/content/20250124-mxt_kyoikujinzai01-000039457_1.pdf (2025年7月22日).
- 岡本悦司 (2013).「医療経済研究へのプロペンシティブスコア（傾向スコア）法の活用：特定保健指導の経済評価の経験から」『医療経済研究』**24** (2), 73-85.
- Ruffalo Noel Levitz (2018). "2018 National Student Satisfaction and Priorities Report: Focusing on Satisfaction Levels for Demographic Subpopulations," Education Resources Information Center <http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED606626.pdf> (2025年7月22日).
- Ryan, R. M. and Deci, E. L. (2020) "Intrinsic and Extrinsic Motivation from a Self-determination Theory Perspective: Definitions, Theory, Practices, and Future Directions," *Contemporary Educational Psychology*, **61**, 101860. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2020.101860>
- Sakurai, R. and Watanabe, T. (2025). "Do Involuntary Enrollees in Teacher Training Courses Aspire to Teach? A Survey of First-Year Students at a Japanese National University," *IIAI Letters on Institutional Research*, **5**. <https://doi.org/10.52731/lir.v005.392>
- Smith, H. J., Pettigrew, T. F., Pippin, G. M., and Bialosiewicz, S. (2012). "Relative Deprivation: A Theoretical and Meta-analytic Review," *Personality and Social Psychology Review*, **16** (3), 203-232.
- 高橋将宜・渡辺美智子 (2017).『欠測データ処理：Rによる単一代入法と多重代入法』共立出版.
- VanderWeele, T. J. and Ding, P. (2017). "Sensitivity Analysis in Observational Research: Introducing the E-Value," *Annals of Internal Medicine*, **167** (4), 268-274.