

教員養成課程における教授学習観と教職動機づけの変化

富田 英司, 吉村 直道, 山本 久雄, 田中 雅人
原田 義明, 熊谷 隆至, 川岡 勉

愛媛大学 教育学部

Exploration of Factors That Determine Change in Teaching Motivation

Eiji TOMIDA, Naomichi YOSHIMURA, Hisao YAMAMOTO, Masato TANAKA
Yoshiaki HARADA, Takashi KUMAGAI, Tsutomu KAWAOKA

Faculty of Education, Ehime University

問題と目的

愛媛大学教育学部では、ディプロマ・ポリシーに即して教員養成の質を保証することを視野に入れつつ、学生の教職への動機づけを入学時から卒業時にかけて縦断的に調査し、その変化に影響する要因を多面的に検討している。これまで、(1)実習に関する認識についての項目（3回生：教育実習，2回生：ふるさと実習・プレ教育実習），(2)子ども観についての項目，(3)学習観，(4)教師活動観についての項目，(5)職業意思決定，という5つの領域に関する項目を用意してデータを集めている（富田ほか，2012；原田ほか，2012）。

平成22年度以降、これまで以上に示した試みの最初の取り組みとして、愛媛大学教育学部学校教育教員養成課程の2年生および3年生を対象にオンライン・アンケート調査を実施した。上述のように、この試みでは学生が在籍している間に起こる様々な教育関連イベント等が学生の教職動機づけに影響をすることと想定している。このようなイベントとして、4年間でもっとも影響力の大きなものは本学部では3年次の9月に実施される教育実習であると考えられる。そこでこの9月を挟む前後2回において毎年アンケートを実施することとした。

富田ほか（2012）の分析では、重回帰分析を用いて教職動機づけを規定する要因が検討された。その結果、(1)教育実習前の教職動機づけの高さ（ $\beta = .65$ ），(2)教職実習を終えた後に感じた教師としての資質や能力への自信（ $\beta = .45$ ），(3)教育実習前に感じた体力や精神力への不安（ $\beta = .40$ ），(4)教育実習前に感じた実習中において他の実習生と協力することへの期待（ $\beta = .27$ ）が教職動機づけを有意に説明していることが明らかになった（ $R^2 = .81$ ）。しかし、この結果は約40名という教員養成課程全体で言えば3分の1に満たない人数から得られたものである。従って、この結果が教育学部の教員養成課程の全体的傾向を示しているかどうかは分からない。また、調査対象となった学生が最終的に教員を目指すかどうかを検討対象とするのであれば、3年次の教育実習が終わった直後だけではなく、4年次のキャリア決定段階においても教職動機づけを測定することが必要だろう。さらに、この分析は単一の質問項目同士の関係を検討しているが、この研究のように多数の独立変数を用意した場合には、情報を集約すると共に信頼性を高めるために因子分析等によって独立変数を少数に集約することが適切である。

本論文は以上の改善課題を踏まえて、3年次の教育実習を挟んで2回、4年次に1回、計3回実施したアンケートを主に分析の対象に、4年次の4月段階における教職動機づけを目的変数として設定し、それを説明する要因を検討する。説明変数として今回主に取り上げるのは学生の持つ教授学習観である。富田ほか（2012）では、教師の持つ信念が教職動機づけの高さを予測するものとして想定されたが、実際の分析では有意な説明変数として見出されなかった。ただし、上述のようにそれは約40名という少ないサンプルを対象としたからかもしれない。そこで本研究は教員養成課程の大多数を対象にして、教授学習観と教職動機づけの関連を検討する。これに付随して、学生の持つ教授学

習観をより信頼性の高いかたちで捉えるため、因子分析によって学生の持つ教授学習観をいくつかの項目からなる合成変数として捉えることとした。

今回の分析課題は次の通りである。(1)因子分析によって教員養成課程の学生が持つ教授学習信念を集約すること、(2)因子分析によって見出された各因子の合成得点及び教職動機づけの得点が3年次から4年次にかけてどのように変化するか明らかにすること、(3)教授学習信念が4年次の教職動機づけをどの程度規定するか検討すること。

方 法

調査手続き

今回の分析で主に用いられた質問項目は富田ほか(2012)とほぼ同じである。これらは5つのカテゴリーすなわち(1)実習に関する認識についての項目、(2)子ども観についての項目、(3)学習観についての項目、(4)教師活動観についての項目、(5)職業意思決定に大きく分かれている。どの質問も「1：全くそう思わない、2：少しだけそう思う、3：ややそう思う、4：そう思う、5：とてもそう思う」の5段階での回答を要求し、その調査に取り組んだ。実施は基本的にオンラインで実施された。対象学生が全員集合する機会を使って、各自が所有のスマートフォンあるいはWeb閲覧機能を持った携帯電話で回答を求めた。回答可能な機器を所有していない場合や自らの機器を利用したくない場合は、調査実施担当者が携帯端末を配付し、回答を依頼した。回答への謝礼は一切おこなっていない。

回答者

愛媛大学教育学部の教育教員養成課程（学校教育教員養成課程及び）に平成20年度（2008年度）入学の142名のうちの95名、平成21年度（2009年度）入学の148名のうちの113名、平成22年度（2010年度）入学の135名のうちの129名の計337名が対象であった。さらに未回答の項目がある6名を除いて331名を分析1の対象とした。分析2及び3の対象者は平成21年度（2009年度）入学の回答者のみであった。

実施時期

平成21年度（2009年度）入学の学生については、3年次にあたる2011年6月及び11月、4年次にあたる2012年4月に実施した。平成22年度入学の学生については、3年次にあたる2012年7月に実施した。

結果と考察

分析1：教授学習観に関する因子分析

本研究を含む一連の研究では、非常に多くの変数を扱っている。本研究でもその全体を扱うことは不可能である。そこで、さしあたって富田ほか（2012）で扱った変数のうち、学習観に関する4項目（「受容的学習観」「能動的学習観」「個別的学習観」「協同的学習観」）、教師活動観に関する5項目（「反省的実践家としての教師像」「直線の授業観」「権威的な教師イメージ」「影響の大きい教師イメージ」「教え導く教師イメージ」）を取りあげ、これらを教員養成系の学生が持つ教授学習観としてまとめて扱うこととした。

学習観に関する項目はもともとChan & Elliott（2004）が開発した教授学習概念尺度の概念的枠組みを参考に、誰を学びの中の主体と考えるかという次元と、個別か協同かという次元を4つの項目としてまとめなおしたものである。オリジナルの教授学習概念尺度を用いると回答項目が多くなり過ぎるため、少数の項目にまとめなおした。

教師活動観はもともと秋田（1996）が学生と現職教員を対象に教師の活動を比喩として表現してもらい、それをまとめたものである。富田ほか（2012）はそれを参考に、質問項目を作成した。各項目の具体的内容は次の通りである。

- 受容的学習観：学習とは、児童生徒が教師から知識・技能を受け取ることである。
- 能動的学習観：学習とは、児童生徒が自分たちで考え、表現し、話し合うことで成し遂げられるものである。
- 個別的学習観：学習とは、児童生徒一人一人が個別に取り組むものである。
- 協同的学習観：学習とは、授業に参加する人たちが協同で取り組むものである。
- 反省的実践家としての教師像：教師にとって大事なものは授業を通して自らも学び続けることである。
- 直線の授業観：授業は最初にたてたプラン通りに進めるものである。
- 権威的な教師：教師は子どもにとってなんでも知っている存在である。
- 影響の大きい教師：教師は子どもに強い影響を与える存在である。
- 教え導く教師：教師は子どもを教え導く存在である。

これらの項目について得られた回答を集約するために因子分析をおこなった。因子数の決定はスクリープロットの変化状況から3と判断した。最尤法によって初期解をもとめ、斜交回転の手法の1つであるQuartimin法で表1のような因子負荷プロットを求めた。

因子1は、学習者の能動的で協同的な学びのスタイルと学生とともに学ぶ教師の姿を反映していることから「構成主義的教授学習観」と名づけた。因子2は、学習者の個別で受動的な学びのスタイルと知識の一方的な伝達として

表1 教授学習観に関する項目を因子分析して得られた因子負荷量 (N=331)

	1. 構成主義的	2. 知識伝達型	3. 教師中心
協同的学習観	.625	.075	-.089
能動的学習観	.483	.071	.059
反省的实践家	.507	-.074	.047
個別的学習観	.063	.555	-.084
受容的学習観	.144	.480	.128
直線的授業観	-.058	.450	.131
教え導く教師	.031	.161	.483
影響大の教師	.162	-.292	.512
権威的な教師	-.035	.163	.330
寄与率	12.092%	10.765%	9.993%

の授業のスタイルを示していることから、「知識伝達型教授学習観」と名づけた。因子3は、権威主義的で子どもにとって大きな影響力を示す教師像を示していることから、「教師中心教授学習観」と名づけた。

分析2：教授学習観の変化

分析1で得られた因子構造をもとに、平成21年度（2009年度）入学生が回答した3回分について、「構成主義的教授学習観」「知識伝達型教授学習観」「教師中心教授学習観」それぞれに対応する合成得点を求めた。3年次における教育実習やその後のキャリア意思決定期間を通して、これらの信念がどのように変化するか検討することが本節の目的である。加えて、教職動機づけが同じ時期においてどのように変化するかについても検討する。

図1は、各教授学習観の平均値と標準偏差をグラフにまとめたものである。信念の種類と測定時期の違いによる得点の違いを検討するために、反復測定による2要因（測定時期 vs 教授学習観の種類）の分散分析をおこなった。その結果、測定時期 ($F(2, 82) = 12.230, p < .001, \eta^2 = .230$) と教授学習観の種類 ($F(2, 82) = 359.948, p < .001, \eta^2 = .898$) のそれぞれの単純主効果が有意であった。

Bonferroni法によって多重比較をおこなったところ、測定時期については1回目と3回目 ($p = .001$)、2回目と3回目 ($p < .001$) の間にそれぞれ有意な差が見られた。教授学習観の種類については全ての種類間に有意な差が見られた (全て $p < .001$)。また、測定時期と教授学習観の種類による交互作用についても有意であった ($F(4, 80) = 4.211, p = .004, \eta^2 = .174$)。

つぎに Bonferroni 法によって特定の教授学習観が測定時期によってどのように変化していったか検討したところ、構成主義的教授学習観は、1回目と3回目の間のみ有意な差が見られた ($p = .025$)。知識伝達型教授学習観は、1回目と2回目の間 ($p < .001$)、2回目と3回目の間 ($p < .001$) で有意な差がみられた。教師中心教授学習観については、1回目と3回目 ($p = .007$)、2回目と3回目 ($p = .004$) において有意な差が見られた。

つまり、教育実習のある3年次の後半を経て、学生の構成主義的教授学習観が高まるが、それと同時に教師中心教授学習観も高まったことが分かった。また、知識伝達型教授学習観は、教育実習のある3年次の後半を経て一旦値が

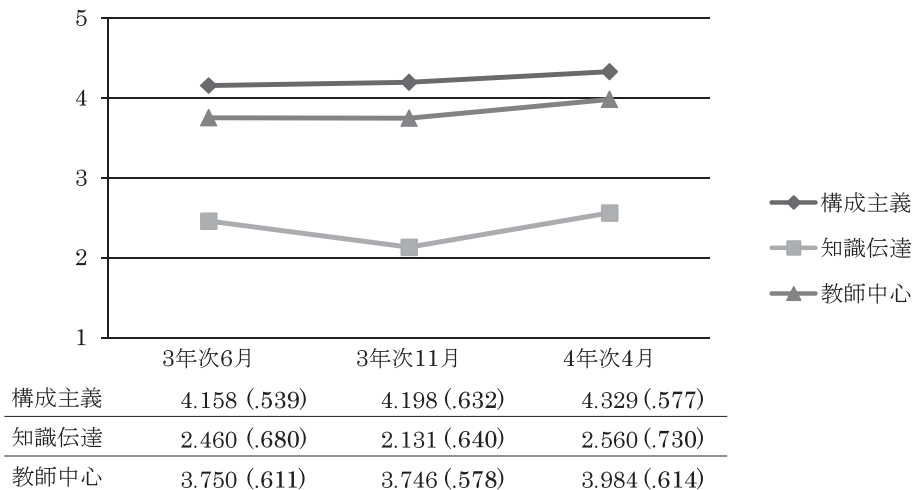


図1 教授学習観の変遷

低くなるが、その後の約半年で元々の値よりも高くなったことが明らかになった。これらのことから、教育実習を含む3年次後半の活動は教授学習観に一定の影響を与えと言え。

他方、教職動機づけについては、平均値がごく僅か増加しているものの統計的に有意な差は見出されなかった。平均値は次のとおりである（括弧内は標準偏差）。3年次6月の段階では3.893（1.380）、3年次11月段階では3.940（1.426）、4年次4月段階では、4.060（1.484）であった。

分析3：教授学習観と教職動機づけの関係

本節は、これまで分析してきた教授学習観がどの程度4年次最初の教職動機づけを規定するか明らかにすることを目的としている。4年次4月に測定した教職動機づけを目的変数として、4年次4月、3年次6月及び11月に測定した構成主義的教授学習観、知識伝達型教授学習観、教師中心教授学習観を説明変数としてステップワイズ法による重回帰分析をおこなった。その結果、統計的に有意な説明変数として残ったのは3年次6月に測定した構成主義教授学習観のみであった。単回帰分析の結果、3年次6月に測定の構成主義教授学習観（ $\beta = .321$, $t = 3.10$, $p = .003$ ）が4年次4月に測定した教職動機づけを有意に説明していた（ $F = 9.62$, $p = .003$, $R^2 = .103$, 調整済 $R^2 = .092$ ）。

分析2で明らかになったように構成主義的教授学習観は、3回の測定を通して有意に平均値が上昇している。上の重回帰分析の結果によると、教育実習等に影響を受けた後の信念ではなく、それ以前の信念が教職動機づけに影響を与えていることが明らかになった。したがって、実習等を通してある教授学習観を高めることが教職動機づけを高めるのではなく、実習前から既に構成主義的教授学習観を強く持っている学生が4年次において最終的に教職を志望しているのだと言える。

ところで、教職動機づけと各種の教授学習観との結びつきは4年次の教職動機づけを目的変数としたときだけ成り立つのだろうか。3年次6月の段階及び3年次11月の段階で測定された教職動機づけをそれぞれ目的変数として、上と同様に4年次4月、3年次6月及び11月に測定した構成主義的教授学習観、知識伝達型教授学習観、教師中心教授学習観を説明変数としてステップワイズ法による重回帰分析をおこなった。その結果、統計的に有意な説明変数として残ったのはいずれの場合においても3年次6月に測定した構成主義教授学習観のみであった。3年次6月の教職動機づけを目的変数とした場合、モデル全体については $F = 16.570$, $p < .001$, $R^2 = .165$, 調整済 $R^2 = .155$, 3年次6月に測定の構成主義教授学習観については $\beta = .406$, $t = 4.07$, $p < .001$ であった。

3年次11月の教職動機づけを目的変数とした場合、モデル全体については $F = 15.070$, $p < .001$, $R^2 = .155$, 調整

済 $R^2 = .145$, 3年次6月に測定の構成主義教授学習観については $\beta = .394$, $t = 3.88$, $p < .001$ であった。これらの計算結果から分かるのは、一貫して3年次6月に測定された構成主義的教授学習観のみが全ての時期に測定された教職動機づけを説明しているということである。

さらに教育実習前後の教授学習観の変化量が教職動機づけの変化量にどのように関係しているか直接に検討するため、構成主義的教授学習観及び教職動機づけについて、4年次4月の測定値から3年次6月の測定値を引いた変数を作成した。構成主義的教授学習観の変化量と教職動機づけの変化量との関係を検討するために、相関係数を算出したところ、有意ではなかった（ $r = .113$, $n.s.$, $N = 86$ ）。

ま と め

分析1では、「構成主義的教授学習観」「知識伝達型教授学習観」「教師中心教授学習観」という3つの教授学習観を代表する因子を見つけることができた。これによって、これまで項目レベルでのみ検討していた教授学習に関する学生の見方について、集約して分析結果を捉えられるようになった。ただし、これらは今回分析したデータセットの中で得られた因子構造であり、他のサンプルにおいて因子構造を前提に分析することについては慎重におこなわなければならない。

分析2では、各種教授学習観と教職動機づけがどのように時系列的に変化するか検討した。教育実習のおこなわれる3年次後半の時期を挟んで、知識伝達型教授学習観は低下するが、その約4か月後では再度高くなることを見出された。他方、構成主義的教授学習観は教育実習直後には変化を見せないが、4年次4月には3年次11月段階よりも平均値が高くなるという結果が得られた。教師中心教授学習観は教育実習が終わった直後には変化しないが、4年次4月になって平均値が高くなることが分かった。分析3では、重回帰分析によって、教職動機づけを規定する教授学習観を検討したが、一貫して3年次6月に測定した構成主義的教授学習観のみが全ての測定時期における教職動機づけの高さを説明することが分かった。他方、構成主義的学習観の変化量が教職動機づけの変化量を予測するような関係は見出されなかった。

学習者の全体傾向と言えることは、教育実習の時期を経て構成主義的学習観は上昇するものの上昇自体は教職動機づけに影響を与えるものではないということである。興味深いのは、教育実習以前の教授学習観が教職動機づけを規定している一方、教育実習以降の教授学習観はいずれの時期の教職動機づけをも規定しないということである。教育実習等によって構成主義的教授学習観を高めることができても教員になりたいという動機づけにすぐにはつながりにくく、教職動機づけに繋がるためには時間を要す

るのかもしれない。

今後の課題

全体的傾向としては上のようなことが言えるが、実際には教育実習の時期を通じて教職動機づけを高めたという学生が一定数は存在するはずである。今後の分析では、全体的傾向ではなく、教職動機づけについて特定の変化プロフィールを持った学生を特定し、その変化プロフィールがどのようなプロセス変数によって形成されているか検討することが求められる。

今回は3年次から4年次の教員養成課程の学生のみを対象として分析した。本来であれば、このような分析は1年次から4年次までの完全な縦断的データを用いておこなうことによって、学生の学びのより全体的な展望が可能になる。しかし、教員養成課程の大半の学生にアンケートを実施する体制は平成23年度から取り組み始めたばかりであるため、そのようなより望ましい分析までには時間を要する。このような事情によって、今回は限定された期間を対象に分析したが、平成23年度に入学した学生が4年次を迎える平成26年には教員養成課程の学生の4年間の軌跡を追うことが可能になる。

また、教職動機づけを説明する変数として今回は教授学習観を中心に扱ったが、上述のように本研究に関連して収集しているデータはまだ多く未検討のまま残されており、今後も継続的にデータ探索を進めていく予定である。

謝 辞

本研究は平成24年度教育改革促進事業（愛大GP）「学部－全学連携IR体制の構築：教育学部の教員養成を中心に」（事業実施責任者：三浦和尚）の援助を受けて実施されたものである。調査にご協力くださった学生諸君や先生方、ならびにデータ整理にご尽力くださった池田あかり氏に深く感謝致します。

引用文献

- 秋田喜代美（1996）教える経験に伴う授業イメージの変容：比喩生成課題による検討 教育心理学研究, 44(2), 176-186.
- Chan, K., and Elliott, R. G. (2004) Relational analysis of personal epistemology and conceptions about teaching and learning. *Teaching and Teacher Education*, 20, 817-831
- 富田英司, 吉村直道, 山本久雄, 田中雅人, 川岡勉, 原田義明, 竹永雄二, 隅田学 (2012) 教職への動機づけを規定する要因の探索 大学教育実践ジャーナル, 10, 23-31.
- 原田義明, 池田あかり, 富田英司, 吉村直道, 田中雅人, 山本久雄, 熊谷隆至, 山田剛史 (2012) 愛媛大学教育学部における教員養成IRのデータベース運用 愛媛大学教育学部紀要, 59, 99-104.