

現職教員の教職アイデンティティの生涯的発達

荒川ゆいな

問題と目的

教員というのは、自分自身が自分の仕事の内容とそれを果たしている自分の能力に「一応、やれている」という自己確認が必要な仕事であり、また、その実感はゆるがされやすい職業であると捉えられてきた(久富,2008)。教師の持つ職業的アイデンティティは教職アイデンティティと呼ばれる。今まで教職アイデンティティを取り上げた研究は多く存在するものの、こうした教職アイデンティティの特徴や年代や性別などにおける変化をアイデンティティの感覚の側面から検討した研究はない。主観的側面に焦点を当てたアイデンティティの感覚は、教員の生涯的発達を理解するうえで見過ごせないアプローチであろう。また、教師は現代の多様な教育問題や大きく変わる子どもたちや保護者との関わりの中での問題など、アイデンティティの危機といえるような場面に出会うことが多いと考えられる。教員は、そのような危機の中で自己の揺らぎを感じながら、教職アイデンティティを発達させていくのではないだろうか。

西本・夏野(1997)は教職アイデンティティの獲得を成人期の親密性や世代性の達成とした検討で、教員の30代後半から40代前半には心理的な危機に由来するアイデンティティの再体制化の可能性が示された。さらに、50代の男性における親密性と世代性の両得点の低下について定年退職を意識した心理的な危機とし、50代の女性における両得点の上昇を定年退職の積極歓迎の多さを示唆している可能性を述べた。したがって、教職アイデンティティには年代による揺らぎがあるといえるだろう。そして、それは各年代の教員が向き合う物事はそれぞれに違うことから起こるのではないだろうか。

本研究の目的は、一生を通してさまざまな危機を抱える教員のもつ教職アイデンティティはどのような面で支えられているのか、また、その教職アイデンティティの発達的变化を明らかにすることである。具体的には、次の3点について検討を行う。(1)教職アイデンティティの現象を検討する。(2)年代の違いによる教職アイデンティティの差異を検討する。(3)配偶者と子どもの有無という家庭要因による教職アイデンティティの差異を検討する。

方法

予備調査 A 県の現職含む教職経験のある30代～60代の男女5名(男性=3名、女性=2名)に面接調査を行い、フェイスシート8項目(①性別、②学校種、③雇用状況、④年齢、⑤家族構成(配偶者・子どもの有無)、⑥役職経験、⑦教師モデル、⑧教師になったきっかけ)を作成した。①から⑦は選択式または数字書き込み式、⑧は自由記述であった。また、藤井(2002)の職業的アイデンティティ尺度を修正し、教職アイデンティティ尺度を作成した。これを教員経験のある大学院生(3名)と心理学の大学院生(3名)、心理学教官(1名)によって内容的妥当性の検討を行い、個人的側面・斉一性カテゴリ10項目、個人的側面・連続性カテゴリ10項目、社会的側面・斉一性カテゴリ10項目、社会的側面・連続性カテゴリ10項目、計40項目(達成項目20項目、拡散項目20項目)からなる尺度を作成した。

本調査

調査対象者 A 県の現職教員299名のうち、欠損値のあったものを除いた294名(男性=102名、女性=191名、不明=1名)。

調査時期 2012年8月上旬～9月下旬、11月中旬に実施。

質問紙の構成 ①フェイスシート8項目。②教職アイデンティティを問う40項目。『教師として以下の項目にどの程度当てはまっていますか』と教示し、「とても当てはまる」「当てはまる」「どちらでもない」「当てはまらない」「全く当てはまらない」の5件法で回答を求めた。なお、答えたくない問題には答えなくても良いことを教示したなど、倫理的配慮を行ったうえで調査を履行した。

結果と考察

1. 現職教員の教職アイデンティティの構造

教職アイデンティティの達成項目と拡散項目それぞれ 20 項目ずつについて主因子法による因子分析を行った。共通性の反復推定を行い、固有値の推移と累積寄与率をもとに因子数を決定し、Promax 回転を行った。その際、共通性.30 に満たない項目が見られたため、拡散項目の 2 項目を削除した。4 因子から順次因子数を減らし、2 因子解を最適解とした。また、因子負荷量が.35 未満の項目を達成項目では 2 項目、拡散項目では 1 項目削除した。達成項目を達成面、拡散項目を拡散面とし、各因子に含まれる項目から因子名を決めた。達成面の第 1 因子を『達成 f1 家族による承認と教師としての自信』因子、第 2 因子を『達成 f2 現場において必要とされていることへの自負』因子とし、拡散面の第 1 因子を『拡散 f1 自他の評価への自信のなさ』因子、第 2 因子を『拡散 f2 選択・成長への自信のなさ』因子とした。また、達成面と拡散面の相関は、同じ面同士では正の相関、異なる面同士では負の相関を示した。

2. 年代による教職アイデンティティの差異

2-a. 性別による教職アイデンティティの年代差

年代と性別の違いによって教職アイデンティティの下位領域ごとの差異を検討するため、年代と性別を独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とした二要因分散分析を行った。その結果、拡散 f1 で交互作用がみられた($F_{(3,282)}=2.93, p<.05$)。単純主効果の検定(Bonferroni)を行った結果、男性での 40 代が他の年代よりも有意に低かった($F_{(3,282)}=10.30, p<.001$)。また、年代の主効果は達成 f2 でみられ、20 代が他の年代よりも有意に低かった($F_{(3,282)}=8.41, p<.001$)。

2-b. 役職経験による教職アイデンティティの年代差

年代と役職経験の有無による差異を検討するため、同様に、年代と役職経験を独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とした二要因分散分析を行った。その結果、交互作用はみられなかったが、年代の主効果が達成 f2 と拡散 f1 でみられた。達成 f2 では 20 代が他の年代よりも有意に低く、拡散 f1 では 20 代と 30 代が 40 代よりも高く、20 代が 50 代以降よりも有意に高かった($F_{(3,282)}=4.12, p<.01$, $F_{(3,282)}=6.31, p<.001$)。

2-c. 教師モデルによる教職アイデンティティの年代差

年代と教師モデルの有無による差異を検討するため、同様に、年代と教師モデルを独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とした二要因の分散分析を行った。その結果、達成 f1 と達成 f2、拡散 f2 で交互作用がみられた($F_{(3,282)}=4.17, p<.01$, $F_{(3,282)}=2.33, p<.10$, $F_{(3,282)}=2.54, p<.10$)。単純主効果の検定(Bonferroni)を行った結果、達成 f1 では 20 代と 30 代でモデル無群よりも有群が有意に高く、モデル無群では 20 代よりも 40 代と 50 代以降が有意に高かった。達成 f2 では、モデル両群で 20 代が他の年代よりも有意に低く(無群: $F_{(3,280)}=5.91, p<.001$, 有群: $F_{(3,280)}=5.13, p<.01$)、20 代と 30 代ではモデル無群よりも有群が有意に高かった(無群: $F_{(1,280)}=5.31, p<.05$, 有群: $F_{(1,280)}=3.38, p<.10$)。拡散 f2 では、モデル無群で 40 代よりも 20 代が高く($F_{(3,281)}=3.81, p<.05$)、20 代でモデル有群よりも無群が高かった($F_{(1,281)}=15.95, p<.001$)。

2-d. 家庭要因による教職アイデンティティの年代差

年代と家庭要因の有無による差異を検討するため、同様に、まず、年代と配偶者の有無を独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とし、二要因分散分析を行った。その結果、交互作用はみられなかったが、年代の主効果は達成 f2 と拡散 f1 で有意であり、達成 f2 では 20 代が他の年代より低く($F_{(3,281)}=5.25, p<.01$)、拡散 f1 では 20 代が 40 代と 50 代より高かった($F_{(3,281)}=5.71, p<.01$)。次に、年代と子どもの有無を独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とし、二要因分散分析を行った。その結果、交互作用はみられなかったが、年代の主効果は拡散 f1 で有意であり、20 代が 40 代や 50 代以降よりも高かった($F_{(3,281)}=3.26, p<.05$)。また、交互作用はみられなかったが、平均値をみると、特に 20 代の子ども無群で達成面は低く、拡散面は高くなっていた。

以上の結果から、全体的に 20 代では達成面での低さ及び拡散面での高さが目立った。そこには教員に就いて間もない経験のなさも推測されるが、教師モデルをもたない若い教員の不安もみられた。さらに、男性の特に 40 代で『拡散 f1 自他の評価への自信のなさ』に有意な低さがみられた。自他の評価を確認できる機会が多くなることが推測される。しかし、本研究では、役職経験を管理職と主任などを区別せず責任をもつ役職としたため、40 代と 50 代の男性の差が管理職であるか否かという点は明らかではない。

3.家庭要因による教職アイデンティティの差異

3A.配偶者の有無による教職アイデンティティの差異

第一に、配偶者の有無と性別によって教職アイデンティティの下位領域ごとの差異を検討するため、配偶者の有無と性別を独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とし、二要因分散分析を行った結果、達成 f2 で交互作用がみられた($F_{(1,287)}=6.37, p<.01$)。単純主効果の検定(Bonferroni)を行った結果、男性ではモデル無群より有群が有意に高く($F_{(1,287)}=12.193, p<.01$)、配偶者無群では男性より女性($F_{(1,287)}=3.36, p<.10$)、配偶者有群では女性より男性が高い傾向であった($F_{(1,287)}=3.14, p<.10$)。また、拡散 f1 では配偶者の主効果が有意であり、配偶者無群よりも配偶者有群のほうが低かった($F_{(1,287)}=23.03, p<.001$)。

第二に、配偶者と役職経験の有無による差異を検討するため、同様に、配偶者と役職経験を独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とし、二要因分散分析を行った結果、交互作用はみられなかった。しかし、拡散 f1 では配偶者の主効果、達成 f2、拡散 f1 及び f2 では役職経験の主効果が有意であった。達成面では無群より有群が高く($F_{(1,287)}=4.27, p<.05$)、拡散面ではいずれも無群より有群が低かった(配偶者 拡散 f1: $F_{(1,287)}=3.97, p<.05$, 役職経験 拡散 f1: $F_{(1,287)}=13.54, p<.001$, 拡散 f2: $F_{(1,287)}=3.78, p<.05$)。

第三に、配偶者と教師モデルの有無による差異を検討するため、同様に、配偶者と教師モデルを独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とし、二要因分散分析を行った結果、すべての下位尺度で双方の主効果がみられ、達成 f1 で交互作用がみられた($F_{(1,287)}=2.89, p<.10$)。達成面ではいずれも無群より有群が高く、拡散面では無群より有群が低かった。単純主効果の検定(Bonferroni)を行った結果、モデル無群では、配偶者無群より有群が高い傾向にあり($F_{(1,287)}=3.46, p<.10$)、配偶者無群ではモデル無群より有群が高かった($F_{(1,287)}=10.68, p<.01$)。

3B.子どもの有無による教職アイデンティティの差異

第一に、子どもの有無と性別による差異を検討するため、同様に、子どもの有無と性別を独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とし、二要因分散分析を行った結果、達成 f2 で交互作用がみられた ($F_{(1,286)}=3.31, p<.10$)。単純主効果の検定(Bonferroni)の結果、性別両群で子ども無群より有群が高かった(男性: $F_{(1,286)}=14.51, p<.001$, 女性: $F_{(1,286)}=4.70, p<.05$)。また、すべての下位尺度で子どもの主効果が有意であり、いずれも達成面では無群より有群が高く、拡散面では無群より有群が低かった。

第二に、子どもと役職経験の有無による差異を検討するため、同様に、子どもと役職経験を独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とし、二要因分散分析を行った結果、拡散 f1 で交互作用がみられた。単純主効果の検定(Bonferroni)の結果、役職無群で子ども無群より有群が有意に低かった($F_{(1,287)}=12.61, p<.001$)。また、子どもの両群で役職無群より有群が低かった(無群: $F_{(1,287)}=11.25, p<.01$, 有群: $F_{(1,287)}=3.18, p<.10$)。さらに、達成 f2 で子どもの主効果が有意であり、無群より有群が高かった($F_{(1,287)}=6.26, p<.01$)。

第三に、子どもと教師モデルの有無による差異を検討するため、同様に、子どもと教師モデルを独立変数、教職アイデンティティの下位尺度得点を従属変数とし、二要因分散分析を行った。その結果、達成 f2 のモデルの主効果を除くすべての下位尺度で双方の主効果がみられ、達成 f1 と拡散 f2 で交互作用がみられた($F_{(1,287)}=5.70, p<.01$, $F_{(1,287)}=3.49, p<.10$)。達成面ではいずれも無群より有群が高く、

拡散面では無群より有群が低かった。単純主効果の検定(Bonferroni)を行った結果、どちらの下位尺度についても、モデル無群と子ども無群で、無群より有群のほうが達成面では高く、拡散面では低かった。(達成f1 ; モデル無群: $F(1,286)=8.08, p<.01$, 子ども無群: $F(1,286)=14.94, p<.001$, 拡散f2 ; モデル無群: $F(1,286)=7.28, p<.01$, 子ども無群: $F(1,286)=7.28, p<.01$)。

以上の結果から、家庭要因どちらに関しても『達成f2 現場において必要とされていることへの自負』と『拡散f1 自他の評価への自信のなさ』という社会的側面への影響がみられた。特に、子どもの存在は、社会的側面について達成と拡散の両面で効果をもつ可能性が考えられた。これは伊藤(2010)で述べられているような、結婚や出産についての経験至上主義という社会一般の偏った通念が、教職アイデンティティの社会的側面へ影響しているのだろう。

全体的考察

本研究の教職アイデンティティは達成と拡散の両面で、斉一性や連続性には分かれず、個人的側面と社会的側面に大きく分かれた。これは教員という職業で関わる人々が教職アイデンティティにつきまとい、斉一性と連続性の感覚よりも個人的側面と社会的側面が前面に出たのではないかと考えられる。達成面の第1因子をみると、自己確信は家族の承認に支えられており、達成感には家族という存在が不可欠であることを示している。しかし、それは自分の新しい家庭だけではなく、親や兄弟という家族が含まれてくるだろう。さらに、第2因子は、自分と現場で関わる人々との認知の一致である社会的側面である。したがって、教職アイデンティティの達成面は、家族という支えを背景にもつ自分自身(個人的側面)と現場で関わる人々からの認知(社会的側面)から成り立つと考えられる。拡散面でも、教師としての自分への自己評価並びに他者評価に対する自信のなさ(社会的側面)と教師としての自分の後先への自信のなさ(個人的側面)から構成されている。ここで拡散面の第2因子に連続性を想定した項目が集まったのは、教員のもつ連続性への不安をあらわしていると考えられる。

また年代による揺らぎがみられた一方、男性と女性では配偶者や子どもをもつことで、それぞれ異なった役割を担い、仕事に対する考えの変化も生まれることも予想された。しかし実際には、性差はほとんどみられなかった。達成の第2因子では、配偶者のいる男性について得点の高さがみられ、妻の支えがあらわれているとも考えられる。しかし、男性や女性であるという役割の前に教員という仕事への考え方が、男女共通して大きく存在する可能性を示した。

本研究で扱った教職アイデンティティはさまざまな要因に影響を受け、そのアイデンティティを発達させていくと考えられる。教職アイデンティティの個人的側面では教師モデルの有無の影響、社会的側面では役職経験の有無による家庭要因の差異への影響がみられた。影響を受ける要因は側面によって異なり、それが各々の教員として「やれている」という感覚を発達させた。学校種の違いや地域における差の検討など課題は残されているが、教職アイデンティティの基礎的研究として意義がある。

引用文献

- 久富善之(2008). 教師の専門性とアイデンティティ 勁草書房.
- 伊藤美奈子(2010). 女性教師のストレスの背景にある内在化された「思いこみ」 日本教育心理学会総会 発表論文集,52,158-159.
- 西本由美・夏野良司(1997). 教師の職業アイデンティティと親密性・世代性に関する調査研究 日本教育心理学会総会発表論文集,39,326.
- 藤井恭子・野々村典子・鈴木純恵・澤田雄二・石川演美・長谷龍太郎・山元由美子・大橋ゆかり・岩井浩一・N.D.バリー・才津芳昭・海山宏之・紙屋克子・落合幸子(2002). 医療系学生における職業的アイデンティティの分析 茨城県立医療大学紀要,7, 131-142.