

# 教師の教科指導学習動機尺度の作成およびその特徴の検討

三 和 秀 平\* 外 山 美 樹\*\*

本研究は、教師の学習の特徴を踏まえた“教師の教科指導学習動機尺度”を作成しその妥当性および信頼性を検討すること、またその特徴を検討することを目的とした。研究1では教師202名を対象に、予備調査によって作成された原案54項目を用いて因子分析を行った。その結果、“内発的動機づけ”、“義務感”、“子ども志向”、“無関心”、“承認・比較志向”、“熟達志向”の6因子29項目から構成される教師の教科指導学習動機尺度が作成され内容的な側面の証拠、構造的な側面の証拠および外的な側面の証拠が一部確認され、尺度の信頼性も確認された。研究2では現職教師243名および教育実習経験学生362名を対象に、分散分析により教師の学習動機の違いについて検討した。その結果、特に現職教師と教育実習経験学生との間に学習動機の差が見られ、教育実習経験学生は“承認比較志向”が高いことが示された。研究3では教師157名を対象に、教師の学習動機とワークエンゲイジメントとの関係について重回帰分析により検討した。その結果、特に“内発的動機づけ”、“子ども志向”、“承認・比較志向”がワークエンゲイジメントと正の関連があることが示された。

キーワード：教師，学習動機，教科指導，尺度

## 問題と目的

中央教育審議会(2005)の答申で“国民が求める学校教育を実現するためには、子どもたちや保護者をはじめ、広く社会から尊敬され、信頼される質の高い教師を養成・確保することが不可欠である”と述べられているように、学校教育現場において、教師の質の向上はいつの時代も重要な課題となっている。この答申では、優れた教師の条件として“教職に対する強い情熱”、“教育の専門家としての確かな力量”、“総合的な人間力”を挙げている。このような力量を持った質の高い教師になることは、我が国の学校教育現場において重要な目標となっている。

しかし、上記のような力量が求められる一方で、多忙化や力量不足などによる教師のメンタルヘルスも近年の課題となっている。文部科学省(2012)によれば、2010年度の教師の病気休職者8,660名のうち60%以上の5407名が精神疾患によるものとされており、その割合は10年前の倍以上となっている。

このような教師の質やメンタルヘルスに影響を与える要因として様々なものが考えられるが、どのような動機づけで日々の職務に取り組むかという点も大きく

関連している。Roth, Assor, Kanat-Maymon, & Kaplan (2007)は、教師の教授行動に対する動機づけと疲労感や個人的な達成感との関係について検討した。その結果、自律的な動機づけは疲労感と負の相関が、達成感と正の相関があることが示された。また, Fernet, Senecal, Guay, Marsh, & Dowson (2008)は、教授場面における自律的な動機づけは、教師の自己効力感と正の相関が、バーンアウトと負の相関があることを示した。一方で、自律性の低い動機づけは、教師の自己効力感と負の相関が、バーンアウトと正の相関があることも示した。さらに, Pelletier, Séguin-Lévesque, & Legault (2002)は、仕事への統制感が仕事に対する自律的な動機づけを低下させること、教師が子どもの自律性を知覚することで自身の自律的な動機づけを高めること、教師の自律的な動機づけが教師の子どもに対する自律性を支援する行動を促進することを示した。以上の研究からも、教師の動機づけは、教師のメンタルヘルスや教育実践と関連していることがうかがえる。

上記の研究では、教師の教授行動や職務全体に対する動機づけについて検討しているが、Fernet et al. (2008)は、これまでの教師の動機づけに関する研究では、測定している職務や内容の範囲が広く、動機づけを正確に測定できていない点を指摘しており、領域を限定した検討が必要である。

中央教育審議会(2012)では、これからの教師に求め

\* 筑波大学大学院人間総合科学研究科  
〒305-8572 茨城県つくば市天王台1丁目1-1  
s1530343@u.tsukuba.ac.jp

\*\* 筑波大学人間系

られる資質として“学び続ける教師の確立”を挙げている。グローバル化や情報化、少子高齢化など社会の急激な変化により、高度化、複雑化する諸課題への対応が必要となっている近年は、特に教師の学習がより重要な時代になっているといえるだろう。しかし、教育心理学の視点による教師の学習研究はあまり行われていない。坂本(2007)は、日本における教師の学習に関する研究は海外の知見や研究に依拠しており、日本でも教師の学習に関する研究を盛んにすることの重要性を述べている。そこで、本研究では、教師の学習に関する動機づけに焦点を当てた検討を行う。

本研究では特に、教師の教科指導に関する学習動機に焦点を当てて検討する。教師を対象とした文部科学省(2007)の調査によると、教師は成績処理、授業準備、個別の生徒指導の順で忙しさと負担を感じていた。この調査より、教科指導(成績処理や授業準備など)が教師の大きな負担となることがうかがえる。さらに教科指導は、ほぼ全ての教師が毎日行う職務であり、学ぶことが多い領域である。そのため、教科指導に対して、どのような態度や動機づけで学ぶのかが、教育実践において重要となるだろう。本研究では教科指導に関する学習を“教科指導に関する学習とは家や学校で行う教材研究、授業の準備、プリント作成、必要な情報の収集など”と定義した。

学習動機に関する研究は、これまで、主に子どもを対象に蓄積されてきた。近年ではDeci & Ryan(1985, 2002)の自己決定理論に基づいて自律性に着目した研究が盛んに行われている。この理論では、学習動機づけを自律性の低いものから、社会的規則など外的な要求に基づき、外部からの統制に従う段階である“外的調整”, 自我拡張や他者比較による自己価値の維持および罪や恥の回避などに基づき、その活動に対する価値は認めているが、外部からの規制に従う段階である“取り入れ的調整”, 活動の価値を認め自分のものとして受け入れている状態であり、積極的に行動を喚起しようとする段階である“同一化的調整”, 興味や関心に基づく動機づけであり、自身の価値観と行動や活動を行う価値観が一致している“内的調整”に分類している(西村・河村・櫻井, 2011; 山口, 2012)。そして多くの研究において自律性の高い動機づけは学習者にポジティブな影響を与えることが明らかにされている。例えば、内的調整や同一化的調整といった自律的な学習動機づけで学んでいる子どもは、well-beingや学校適応感、学業成績が高いこと(e.g., Guay & Vallerand, 1997; Walls & Little, 2005)などが示されている。

以上、近年の動機づけ理論として注目されている自己決定理論について述べた。学習動機づけの研究では、自己決定理論以外にも様々な側面から検討した研究が行われているが(e.g., 浅野, 2002; 市川, 1995, 1998), 教師を対象とした学習動機に関する研究は見当たらない。

教師は子どもや学生とは異なった学習動機により学んでいることが考えられるため、本研究では教師の教科指導学習動機を測定する尺度を作成することを第1の目的とする。これまで述べてきた学習動機は、自分の資質能力の向上のために取り組むものが多いが、いつの時代も教員に求められる資質能力(教育職員養成審議会, 1997)として“幼児・児童・生徒に対する教育的愛情”が挙げられているように“子どものために”という思いも教師を動機づける重要な要因となっていることが想定される。この動機づけと似た概念に他者志向的動機が挙げられる。他者志向的動機は、適応的な学習行動と関連があることが指摘されており(伊藤, 2012), 他者のために取り組むことは、教師の適応と関連する重要な要因であることが考えられる。しかし、従来の学習動機尺度ではこのような側面を考慮しておらず、教師特有の動機づけを測定することができない。そこで、教師という職業の特殊性を考慮した学習動機を測定する尺度が必要であろう。

次に、本研究では現職教師内での経験年数による学習動機の違いや教育実習を経験した大学生(以下、教育実習経験学生)と現職教師との違いについて検討することを第2の目的とする。学習動機の特徴として、これまでの研究において年齢や学年により違いがあることが示されている。西村・櫻井(2013a)は自律的な動機づけは小学生の方が中学生よりも高く、逆に統制的な動機づけは中学生の方が小学生よりも高いことを示した。また、大家・藤江(2007)は、“算数が好き”“算数が役立つ”といった動機づけは年齢が上がるにつれ低下する一方で“良い成績をとりたい”といった動機づけは小学校から中学生にかけて高くなることを示した。

上記のような動機づけの違いは子どもだけではなく、教師においても経験によって違いがある可能性が考えられる。教師としての経験ごとの動機づけの特徴を知ることにより、その特徴に応じた支援や教師教育が可能になると考えられる。また、教師教育という点に関しては、教師を志望する大学生の動機づけの特徴を知ることや、働いている教師との違いを知ることによって、より良い支援ができるようになるだろう。

最後に、教師の教科指導学習動機と教師のワークエンゲイジメントとの関係について検討することを第3

の目的とする。ワークエンゲイジメントとは、“仕事に関するポジティブで充実した心理状態であり、仕事に向けられた持続的かつ全般的な感情と認知(島津, 2010)”である。バーンアウトの対概念ともされており、ワークエンゲイジメントが高いほど心理的な苦痛や身体愁訴が低いことが示されている (Demerouti, Bakker, Nachreiner & Schaufeli, 2001; Schaufeli & Bakker, 2010) ことなどから、本研究ではワークエンゲイジメントを教師のメンタルヘルスや教職への適応感を測定する指標として使用する。先行研究では子どもの学習動機はwell-being など心理的なポジティブさなどに影響することが示されている (Walls & Little, 2005) が、教師においてはどのような動機づけが適応的であるのか検討することで、学校教育現場に有益な示唆を与えることができるだろう。

以上の点を踏まえ、研究1では教科指導に焦点を当てた教師の教科指導学習動機尺度を作成し、妥当性および信頼性を検討する。次に研究2では教師の教科指導学習動機の違いを検討するため、現職教師と教育実習経験学生による比較を行う。そして研究3では教師の教科指導学習動機とワークエンゲイジメントとの関係について検討する。

## 研究1 教師の教科指導学習動機尺度の作成および妥当性と信頼性の検討

### 目的

教師の教科指導学習動機を教師の特徴を踏まえて測定する尺度を作成し、妥当性および信頼性を検討することを目的とする。

### 方法

#### 予備調査

まず教師の教科指導学習動機を測定する尺度を作成するために、2013年8月に現職教師103名を対象に“どうして教科指導に関して学んでいるのですか。その理由を教えてください”という教示のもと、自由記述により教科指導に関して学習する理由について回答を求めた。そこで得られた回答に先行研究 (Fernet et al., 2008; 西村他, 2011; Roth et al., 2007) を参考に作成した項目を加えたものを心理学を専攻する大学院生3名によりKJ法を採用して分類を行い“内発的に動機づけられている項目”、“教師としての成長や熟達を目指し動機づけられている項目”、“子どものためを思い動機づけられている項目”、“他者との比較や他者からの評価に動機づけられている項目”、“義務や制度により動機づけられている項目”、“動機づけられていない状態

を示す項目”の6カテゴリー、計55項目を選定した。その後、現職の高等学校教師1名が記述内容の確認を行い教師の教科指導学習動機尺度原案を作成した。

### 本調査

**調査時期および調査対象者** 2013年11月から2014年3月に実施した。東海地方および関東地方の小学校5校、中学校4校、高等学校3校の教師352名に対して質問紙を配布し208名から回答を得ることができた(回収率59.09%)。そのうち6名は空欄が著しく多いため回答に偏りがみられたため、分析から除外した。よって、計202名を調査対象とした。内訳は小学校66名、中学校77名、高等学校59名、平均年齢は41.60歳、標準偏差は11.21であった。このうち、小学校3校、中学校3校、高等学校3校の教師98名においては1回目の調査からおよそ1ヵ月後に再検査信頼性の検討を行った。

**調査内容** ①教師の教科指導学習動機尺度原案; 予備調査により作成した55項目を使用した。“あなたの教科指導に関する学習についてお尋ねします。以下の項目は、あなたが教科指導について学習する理由に、どの程度あてはまりますか”という教示および“教科指導に関する学習とは家や学校で行う教材研究、授業の準備、プリント作成、必要な情報の収集などを指します”という注釈のもと、“1.まったくあてはまらない”“2.あまりあてはまらない”“3.ややあてはまる”“4.とてもあてはまる”の4件法で回答を求めた。②課題価値評定尺度; 伊田(2003)の興味価値と私的獲得価値の計12項目を使用した。4件法で回答を求めた。③教師効力感尺度; 前原(1994)の個人的効力感の12項目を使用した。4件法で回答を求めた。④教育実習不安尺度; 大野木・宮川(1996)の授業実践力不安の7項目を使用した。4件法で回答を求めた。⑤多次元共感性尺度; 鈴木・木野(2008)の他者指向的反応の5項目を使用した。4件法で回答を求めた。⑥学習時間; 1日当たりの学習時間を“あなたは教科指導に関して、1日あたり平均するとどのくらい学習していますか”の教示のもと時間を記述する形式で回答を求めた。

**信頼性・妥当性の確認** 本尺度の信頼性は内的一貫性ならびに再検査信頼性から検討する。また、本尺度の妥当性を検討するにあたって、妥当性には基準関連妥当性、構成概念妥当性、内容的妥当性といったサブタイプがあるのではなく、構成概念妥当性という統合的概念で捉えることができる単一のものだというMessick(1995)の考え方を採用した(詳細は村山(2012)を参照)。Messick(1995)は、構成概念妥当性を支える

ために必要な証拠として、内容的な側面の証拠、本質的な側面の証拠、構造的な側面の証拠、一般可能性の側面の証拠、外的な側面の証拠などを挙げているが、本研究では、内容的な側面の証拠(測定指標が構成概念を十分に代表しているか)、構造的な側面の証拠(因子構造が仮説に合致しているか)、外的な側面の証拠(外的変数との間に理論から予測される関係がみられるか)を検討する。

外的変数の指標としては、興味価値および私的獲得価値(伊田, 2003)、個人的効力感(前原, 1994)、授業実践力不安(大野木・宮川, 1996)、他者指向的反応(鈴木・木野, 2008)、学習時間を用いた。

興味価値は自己目的的な内発的動機づけの操作的な定義である楽しさや面白さを表す(伊田, 2003)ため“内発的に動機づけられている項目”と正の相関が想定される。私的獲得価値は、熟達や達成を通して成長したという感覚を表す(伊田, 2003)ため“教師としての成長や熟達を目指し動機づけられている項目”と正の相関が想定される。個人的効力感は、できているといった有能感に近い感覚であり、自律的な動機づけと正の関係が予測されるため“内発的に動機づけられている項目”や“教師としての成長や熟達を目指し動機づけられている項目”と正の相関が予想される。

授業実践力不安は教師にとって不適応な状態を示す指標であり、自律的ではない動機づけと正の相関が予測される。西村・櫻井(2013b)では、同一化調整、取り入れ的調整、外的調整などの外発的な学習動機づけと学業不安と正の相関が認められたが、本研究でも同様に“他者との比較や他者からの評価に動機づけられている項目”や“義務や制度により動機づけられている項目”と正の相関が予想される。他者指向的反応は、高い共感的配慮を示す項目であり、愛他的行動経験とも正の相関が示されている(鈴木・木野, 2008)。そのため、“子どものために思い動機づけられている項目”と正の相関が予想される。

また、より学習に対して価値を感じて学んでいるほど学習時間が長くなると考えられるため、学習時間は“内発的に動機づけられている項目”や“教師としての成長や熟達を目指し動機づけられている項目”と正の相関が予想される。

**手続き** 各学校の施設責任者に質問紙の配布および回収を依頼した。配布の際は全教員に配布し、回収用の封筒に投函する形式で回収を行った。研究への参加は自由意思による同意に基づくこと、同意後であっても不利益を被ることなく同意を撤回できること、個人が特定できる形で内容を公表しないことなどを質問紙

の表紙に記載し、質問紙への回答をもって調査への同意をしたと判断することを明記した。

## 結果

**教師の教科指導学習動機尺度原案の因子分析** 教師の教科指導学習動機尺度原案 54 項目<sup>1</sup>に対して、最尤法による探索的因子分析を行った。その結果、固有値の減少および因子の解釈可能性から 6 因子構造が妥当だと判断した。そこで、因子数を 6 に指定し、因子分析(最尤法, プロマックス回転)を行った。そして、単独の因子に .35 以上の負荷量を示すことを基準に、基準に沿わない 14 項目を削除した。

その後、実践の場で活用することを考えた尺度作成に向けて尺度の項目数を抑えるために、因子ごとに負荷量の高い順に 5 項目を選定した。選定された項目について、内容的な側面の証拠を確認するために、心理学を専攻する大学院生 6 名が、“内発的に動機づけられている項目”、“教師としての成長や熟達を目指し動機づけられている項目”、“子どものために思い動機づけられている項目”、“他者との比較や他者からの評価に動機づけられている項目”、“義務や制度により動機づけられている項目”、“動機づけられていない状態を示す項目”のどれに当てはまるのか分類した。その中で“授業の準備をすることが義務づけられているから”という項目は、因子分析の結果では“他者との比較や他者からの評価に動機づけられている項目”が多く含まれる第 V 因子に高い負荷量を示したが<sup>2</sup>、6 名全てが“義務や制度により動機づけられている項目”に分類した。そこで、この項目を削除し、第 V 因子において次に因子負荷量の高かった項目を採用した。その結果、全ての項目において 6 名中 4 名以上の同意が得られた。

そこで得られた 30 項目について、再度因子分析(最尤法, プロマックス回転)を行い、どの項目にも .35 以上の負荷量を示さなかった 1 項目を除外した。その結果、最終的に 29 項目の 6 因子解を採用した。採用された項目は Table 1 の通りである。

第 I 因子は“面白いから”“わくわくするから”など

<sup>1</sup> 内容が類似しており、同じ内容を言い換えている“パラフレーズ”が疑われる 1 項目を削除した。

<sup>2</sup> 自己決定理論に基づいた研究では、自我の拡張や他者との比較による自己価値の維持などに基づく動機づけである“取り入れ的調整”という調整スタイルがある。この動機づけは、課題に価値を認めているもののまだ義務感が伴っている段階である(櫻井, 2009)。“他者との比較や他者からの評価に動機づけられている項目”と“義務や制度により動機づけられている項目”は、ともに取り入れ的調整に近い概念であると考えられ、本研究では因子が混合した可能性が考えられる。

Table 1 教師の教科指導学習動機尺度の因子分析の結果および記述統計

	<i>M</i>	<i>SD</i>	I	II	III	IV	V	VI	<i>h</i> <sup>2</sup>
<b>I：内発的動機づけ (<math>\alpha = .92</math>)</b>									
授業の準備をすることは面白いから	2.76	0.79	.88	.05	-.04	.04	-.03	.02	.79
教科指導について勉強しているとわくわくするから	2.63	0.78	.86	-.18	.03	.03	.12	.05	.78
教科指導について勉強することは楽しいから	2.84	0.83	.86	.11	-.05	.06	-.08	.03	.77
授業の準備をしているとわくわくするから	2.56	0.80	.84	-.02	.03	-.02	.03	-.09	.66
教科指導について勉強することが好きだから	2.78	0.76	.78	-.02	.03	-.05	-.06	.13	.72
<b>II：義務感 (<math>\alpha = .81</math>)</b>									
授業の準備をすることも仕事の一部だから	3.12	0.83	-.05	.86	-.08	.00	-.06	.04	.67
教科指導について勉強することは教師の義務だから	2.91	0.92	.06	.75	-.03	.00	.07	-.02	.62
ふつうは教科指導について学ぶものだから	2.78	0.87	.05	.70	.17	.01	.00	-.13	.54
ふつうは授業の準備をするものだから	2.86	0.97	-.04	.52	.04	-.01	.02	.04	.31
そのことで給料をもらっているから	2.95	0.87	-.06	.51	-.07	-.03	.06	.11	.31
<b>III：子ども志向 (<math>\alpha = .76</math>)</b>									
子どもに確かな学力を身につけて欲しいから	3.59	0.54	.11	.04	.72	.03	-.11	-.07	.52
子どもが授業をより理解できるようにしたいから	3.75	0.47	.08	-.10	.72	.01	-.05	-.01	.50
子どもにわかりやすい授業をしたいから	3.76	0.45	-.13	-.12	.69	-.04	.13	.04	.47
子どもが安心して授業を受けられるようにしたいから	3.46	0.67	-.18	.22	.53	.08	.02	.09	.40
子どもの興味・関心を高めたいから	3.54	0.56	.17	.10	.52	-.11	.07	-.18	.36
<b>IV：無関心 (<math>\alpha = .75</math>)</b>									
なぜ授業の準備をするのか全く考えたことがない	1.49	0.92	-.01	-.15	.14	.89	-.02	.11	.76
なぜ教科指導について勉強しているのか全く考えたことがない	1.49	0.86	-.08	.08	-.02	.82	-.04	.14	.70
授業の準備をしても自分には関係ない	1.18	0.45	.09	.05	-.09	.49	.02	-.16	.30
教科指導について学んでも自分には関係ない	1.17	0.46	.07	.02	-.14	.45	.07	-.18	.30
教科指導について学ぶ理由について考えたがその理由を見いだせない	1.22	0.48	.03	-.01	.04	.41	.09	-.11	.19
<b>V：承認・比較志向 (<math>\alpha = .76</math>)</b>									
他の先生から認められたいから	1.89	0.80	.11	-.05	-.08	-.01	.79	-.06	.61
子どもたちから認められたいから	2.57	0.86	-.19	.12	.09	-.02	.71	.03	.55
他の先生に負けたくないから	1.92	0.90	-.02	-.04	.06	.07	.68	.05	.48
準備をしっかりすることで自己満足度が高くなるから	2.74	0.99	.15	.13	-.07	-.03	.37	.23	.29
他の先生もみな授業の準備をしているから	1.88	0.92	.17	.17	-.03	.17	.36	-.10	.41
<b>VI：熟達志向 (<math>\alpha = .84</math>)</b>									
授業がうまくなりたいから	3.49	0.73	.01	-.11	-.04	-.06	.15	.80	.65
教科指導について勉強することは自分にとって大切だから	3.64	0.60	.05	.11	-.09	.02	-.14	.76	.58
自分の成長につながるから	3.36	0.70	.09	.04	.11	-.04	.02	.65	.64
授業準備をすることは自分にとって大切なことだから	3.34	0.64	.24	.08	.19	-.08	-.06	.38	.50
因子間相関			II	.42					
			III	.36	.32				
			IV	-.03	.05	-.18			
			V	.33	.45	.18	.05		
			VI	.54	.43	.54	-.06	.30	

興味や楽しさに関する項目によって構成されていることから“内発的動機づけ”と命名した。第II因子は“仕事の一部だから”“教師の義務だから”など義務的な動機づけに関する項目から構成されていることから“義務感”と命名した。第III因子は“子どもに確かな学力を身につけて欲しいから”“子どもに分かりやすい授業をしたいから”など子どもを考慮した項目によって構成されていることから“子ども志向”と命名した。第IV因子は“全く考えたことがない”“自分とは関係ない”など自分とは無関係と感じている項目から構成されていることから“無関心”と命名した。第V因子

は“認められたい”“負けたくない”など他者からの承認や比較に関する項目によって構成されていることから“承認・比較志向”と命名した。第VI因子は“授業がうまくなりたい”“自分にとって大切だから”など教師としての成長や価値に関する項目から構成されていることから“熟達志向”と命名した。

各因子は仮説通りの項目を含んでおり、構造的な側面の証拠が十分に確認された。

**信頼性の検討** 各下位尺度のCronbachの $\alpha$ 係数は、“内発的動機づけ”が.92，“義務感”が.81，“子ども志向”が.76，“無関心”が.75 “承認・比較志向”

が.76, “熟達志向”が.84であり十分な値を示した。また, 1ヵ月間隔による再検査信頼性の検討の結果, “内発的動機づけ ( $r=.75, p<.01$ )” “義務感 ( $r=.79, p<.01$ )” “子ども志向 ( $r=.61, p<.01$ )” “無関心 ( $r=.53, p<.01$ )” “承認・比較志向 ( $r=.82, p<.01$ )” “熟達志向 ( $r=.66, p<.01$ )”であった。以上より, 尺度の内的一貫性と再検査信頼性が確認された。

**確認的因子分析による検討** 2014年6月に関東地方で実施された初任者研修に参加した教師264名において同様の項目を含む質問紙調査を実施し, そのサンプルのデータを用いた確認的因子分析を行った。その結果, 適合度は $\chi^2(365)=696.31$  ( $p<.01$ ), CFI=.88, TLI=.87, RMSEA=.06であり, 適合度は概ね満足できる値であった。また, 因子負荷量に関しても, 十分な値を示した。

**関連変数との相関** 教師の教科指導学習動機尺度の外的な側面の証拠を確認するために, 課題価値評定尺度, 教師効力感尺度, 教育実習不安尺度, 多次元共感性尺度, 学習時間との相関係数を算出した (Table 2)。その結果, “内発的動機づけ” “義務感” “子ども志向” “承認・比較志向” “熟達志向” と “興味価値 ( $r=.32-.37$ )” “私的獲得価値 ( $r=.22-.32$ )” “個人的効力感 ( $r=.18-.31$ )” が正の相関を “義務感” “無関心” “承認・比較志向” “熟達志向” と “授業実践力不安 ( $r=.16-.25$ )” が正の相関を示した。また, “内発的動機づけ” “義務感” “子ども志向” “熟達志向” と “他者指向的反応 ( $r=.15-.27$ )” が正の相関を “内発的動機づけ” “子ども志向” “熟達志向” と “学習時間 ( $r=.16-.27$ )” が正の相関を示した。

特に, “内発的動機づけ ( $r=.37, p<.01$ )” と “興味価値” が正の相関を示したこと, “熟達志向 ( $r=.22, p<.01$ )” と “私的獲得価値” が正の相関を示したこと, “子ども志向 ( $r=.27, p<.01$ )” と “他者指向的反応” が正の相関

を示したこと, “義務感 ( $r=.20, p<.01$ )” “無関心 ( $r=.18, p<.05$ )” “承認・比較志向 ( $r=.25, p<.01$ )” と “授業実践力不安” が正の相関を示したこと, “内発的動機づけ ( $r=.18, p<.05$ )” “子ども志向 ( $r=.16, p<.05$ )” “熟達志向 ( $r=.27, p<.01$ )” と “学習時間” が正の相関を示したことなどから, 本研究で作成された尺度の外的な側面の証拠が概ね確認された。

## 研究2 教育実習経験学生および現職教師による教師の教科指導学習動機の比較

### 目的

現職教師を教職の経験年数ごとに群分けをし, 経験年数ごとの動機づけの特徴について検討することおよび教育実習経験学生との特徴の違いについて検討することを目的とする<sup>3</sup>。

### 方法

**調査時期および調査対象者** 現職教師は研究1のサンプルに東海地方の中学校1校の教員および関東地方で開催された教員研修参加者計46名を加えた248名のうち, 教師歴が未記入であった5名を除いた243名を分析対象とした。平均年齢は41.90歳, 標準偏差は11.12であった。教育実習経験学生には, 2013年10月に関東地方の国立大学で行われた教育実習の事後指導に参加した学生362名を分析対象とした。平均年齢は21.76歳, 標準偏差は0.80であった。

**調査内容** ①教師の教科指導学習動機尺度; 研究1で作成したものを使用した。その際, 義務感の項目のうち “そのことで給料をもらっているから” の項目は教育実習経験学生に対して妥当でないため, 現職教師, 教育実習経験学生ともに上記の項目を除いて “義務感” の下位尺度を構成した。教示文および回答方法は研究1と同様であった。

**手続き** 現職教師については研究1と同様であった。

Table 2 教師の教科指導学習動機尺度における再検査および外的変数との相関

	再検査	興味価値	私的獲得価値	個人的効力感	授業実践力不安	他者指向的反応	学習時間
内発的動機づけ	.75**	.37**	.29**	.18*	.09	.19**	.18*
義務感	.79**	.20**	.25**	.18**	.20**	.15*	.12
子ども志向	.61**	.32**	.32**	.29**	.00	.27**	.16*
無関心	.53**	.03	.12	-.09	.18*	-.09	.12
承認・比較志向	.82**	.24**	.22**	.31**	.25**	.11	.04
熟達志向	.66**	.32**	.22**	.23**	.16*	.22**	.27**

\*\* $p<.01$ , \* $p<.05$

<sup>3</sup> 学校種別 (小学校, 中学校, 高等学校) で比較をした結果, 有意差はなかったため, 混合して分析を行った。

教育実習経験学生には、大学で実施された教育実習事後指導の講義の際に配布および回収を行った。

## 結果

まず現職教師を経験年数ごとに1年目から10年目までを若手群( $N=88$ ), 11年目から20年目までを中堅群( $N=54$ ), 21年目以降をベテラン群( $N=101$ )に分類した。次に、教育実習経験学生を教員志望度ごとに、教員が第一志望の学生を志望度高群( $N=131$ ), 教員も選択肢の一つの学生を志望度中群( $N=145$ ), 教員は考えていない学生を志望度低群( $N=86$ )に群分けした。そして、それぞれの群の教師の教科指導学習動機の特徴について検討するために、教師の教科指導学習動機のそれぞれの下位尺度を従属変数とする1要因の分散分析を行った(Table 3)。

その結果、義務感( $F(5,591)=0.73, n.s.$ )を除く全ての下位尺度において群間の差が見られた(内発的動機づけ $F(5,588)=13.90, p<.01$ ; 子ども志向 $F(5,590)=4.80, p<.01$ ; 無関心 $F(5,588)=3.43, p<.01$ ; 承認・比較志向 $F(5,589)=12.05, p<.01$ ; 熟達志向 $F(5,592)=6.64, p<.01$ )。そこで多重比較(Tukey法)を行った結果、“内発的動機づけ”は志望度低群が他の群より低く、志望度高群が志望度中群よりも高い傾向にあった。“子ども志向”は現職教師(若手群, 中堅群, ベテラン群)および志望度高群が志望度低群よ

り高く、中堅群が志望度低群より高い傾向にあった。“無関心”は志望度低群が現職教師(若手群, 中堅群, ベテラン群)よりも高かった。“承認・比較志向”は志望度高群が現職教師(若手群, 中堅群, ベテラン群)よりも高く、志望度中群および志望度低群が中堅群およびベテラン群より高かった。“熟達志向”は志望度低群がその他の群より低く、若手群および志望度高群が志望度中群よりも高かった。

以上の結果より、現職教師の教師歴による差はみられなかった。一方で、教育実習経験学生は志望度による差がみられた。また、現職教師と教育実習経験学生との間にも差がみられた。

## 研究3 教師の教科指導学習動機とワークエンゲイジメントとの関係の検討

### 目的

教師の教科指導学習動機とワークエンゲイジメントとの関係を検討することを目的とした。

### 方法

**調査時期および調査対象者** 2013年12月から2014年3月に実施した。東海地方および関東地方の小学校3校, 中学校3校, 高等学校3校の教員合計157名を調査対象とした。内訳は小学校44名, 中学校52名,

Table 3 教師の教科指導学習動機得点の平均と標準偏差および多重比較の結果

	全体 ( $n=605$ )	現職教師			教育実習経験学生			F値	$\eta^2$	多重比較
		若手 ( $n=88$ )	中堅 ( $n=54$ )	ベテラン ( $n=101$ )	志望度高 ( $n=131$ )	志望度中 ( $n=145$ )	志望度低 ( $n=86$ )			
内発的動機づけ	2.57 (0.76)	2.73 (0.69)	2.60 (0.73)	2.70 (0.74)	2.76 (0.80)	2.52 (0.71)	1.99 (0.64)	13.90**	.11	志望度低<若手, 中堅, ベテラン, 志望度高, 志望度中 志望度中 $\leq$ 志望度高
義務感	2.92 (0.65)	2.91 (0.66)	3.02 (0.74)	2.90 (0.78)	2.98 (0.61)	2.88 (0.56)	2.87 (0.61)	0.73	.00	
子ども志向	3.52 (0.49)	3.59 (0.42)	3.67 (0.42)	3.57 (0.59)	3.56 (0.44)	3.46 (0.47)	3.33 (0.52)	4.81**	.04	志望度低<若手, 中堅, ベテラン, 志望度高 志望度中 $\leq$ 中堅
無関心	1.41 (0.52)	1.36 (0.55)	1.30 (0.41)	1.31 (0.60)	1.41 (0.48)	1.43 (0.45)	1.59 (0.62)	3.46**	.03	若手, 中堅, ベテラン<志望度低
承認・比較志向	2.44 (0.64)	2.34 (0.64)	2.18 (0.62)	2.14 (0.60)	2.67 (0.62)	2.54 (0.60)	2.56 (0.63)	12.05**	.09	若手, 中堅, ベテラン<志望度高 中堅, ベテラン<志望度中, 志望度低
熟達志向	3.35 (0.58)	3.48 (0.56)	3.45 (0.62)	3.37 (0.64)	3.47 (0.49)	3.26 (0.56)	3.09 (0.57)	6.64**	.05	志望度低<若手, 中堅, ベテラン, 志望度高, 志望度中 志望度中<志望度高 志望度中 $\leq$ 若手

注1) \*\* $p<.01$

注2) 表中の記号<は $p<.05$ ,  $\leq$ は $p<.10$ を表す。

注3) 得点範囲は1点から4点。

高等学校 59 名，不明 2 名，平均年齢は 42.10 歳，標準偏差は 11.58 であった。

**調査内容** ①教師の教科指導学習動機尺度；研究 1 で作成したものを使用した。教示文および回答方法は研究 1 と同様であった。②ワークエンゲイジメント尺度；Shimazu, Schaufeli, Kosugi, Suzuki, Nashiwa, Kato, Sakamoto, Irimajiri, Amano, Hirohata & Goto (2008) の活力，熱意，没頭の 17 項目を使用した。活力は“仕事をしていると，活力がみなぎるように感じる”などの項目からなり“就業中の高い水準のエネルギーや心理的な回復力”を示す。熱意は“自分の仕事に，意義や価値を大いに感じる”などの項目からなり“仕事への強い関与，仕事の有意味感やほこり”を示す。没頭は“仕事をしていると，時間が経つのが早い”などの項目からなり“仕事への集中と没頭”をそれぞれ意味している（島津，2010）。7 件法で回答を求めた。

**手続き** 手続きは研究 1 と同様であった<sup>4</sup>。

## 結果

**教師の教科指導学習動機とワークエンゲイジメントとの関係の検討** 教師の教科指導学習動機を独立変数，ワークエンゲイジメントを従属変数として重回帰分析（強制投入法）を行った。まず，決定係数（ $R^2$ ）について検討すると，全ての下位尺度において有意となった（ $R^2=22-.26, p<.01$ ）。次に，標準偏回帰係数について見ていく。“活力”の項目に関しては，“内発的動機づけ（ $\beta=.22, p<.05$ ）”“子ども志向（ $\beta=.19, p<.10$ ）”“承認・比較志向（ $\beta=.22, p<.05$ ）”から正のパスがみられた。“熱意”の項目に関しては“内発的動機づけ（ $\beta=.18, p<.05$ ）”“子ども志向（ $\beta=.22, p<.05$ ）”“承認・比較志向（ $\beta=.19, p<.05$ ）”から正のパスが<sup>3</sup>，“義務感（ $\beta=-.18, p<.05$ ）”か

ら負のパスがみられた。“没頭”の項目に関しては，“内発的動機づけ（ $\beta=.21, p<.05$ ）”“承認・比較志向（ $\beta=.23, p<.01$ ）”“熟達志向（ $\beta=.19, p<.10$ ）”から正のパスがみられた（Table 4）。

“内発的動機づけ”および“承認・比較志向”は全てのワークエンゲイジメントの指標に対して正の関連がみられた。また“義務感”のみが負の関連を示していた。

## 考 察

研究 1 では，教師の教科指導学習動機尺度を作成し，その妥当性および信頼性を検討した。その結果，尺度の内的一貫性と再検査信頼性が確認された。また，因子の項目内容に 6 名中 4 名以上の同意が得られたことから“内容的な側面の証拠”が，仮説に基づいた因子がみられたことから“構造的な側面の証拠”が，他の尺度との相関から“外的な側面の証拠”が一部確認された。

得られた下位尺度は“内発的動機づけ”“義務感”“子ども志向”“無関心”“承認・比較志向”“熟達志向”の 6 因子であった。中でも，子どものためにという思いからくる動機づけである“子ども志向”が確認されたことが教師の動機づけの特徴を表しているだろう。

研究 2 では，現職教師と教育実習経験学生の動機づけの比較を行った。その結果，現職教師の経験年数による動機づけの違いは見られなかった。このことより教師の動機づけは経験によって異なるものではなく，教師個人の中で安定しているものであると考えられる。秋田（1996）は，経験年数による授業イメージの変容を検討し，新任から数年の間に授業イメージが変容しやすいが<sup>3</sup>，一定の経験年数を経ると変容が少ない可能性

Table 4 教師の教科指導学習動機とワークエンゲイジメントの相関および重回帰分析の結果

	活 力		熱 意		没 頭	
	<i>r</i>	$\beta$	<i>r</i>	$\beta$	<i>r</i>	$\beta$
内発的動機づけ	.37**	.22*	.38**	.18*	.38**	.21*
義務感	.11	-.14	.10	-.18*	.14	-.10
子ども志向	.32**	.19†	.39**	.22*	.25**	.03
無関心	-.23**	-.03	-.31**	-.07	-.20*	-.03
承認・比較志向	.34**	.22*	.33**	.19*	.37**	.23**
熟達志向	.35**	.07	.43**	.16	.38**	.19†
決定係数（ $R^2$ ）		.23**		.26**		.22**

\*\* $p<.01$ , \* $p<.05$ , † $p<.10$

<sup>4</sup> 研究 3 では，研究 1 のサンプルの一部に対して研究 1 からおよそ 1 ヶ月後に調査を行った。

を示している。本研究では1年目から10年目までの教師を若手群としているが、稲垣・寺崎・松平(1988)は教職の最初の10年間に授業観や指導観の変容を迫られることが多いこと示しており、1年目の教師と10年目の教師では経験による考え方も大きく異なると考えられる。最初の数年で教師としての動機づけが変容したために、本研究では経験年数による差が見られなかったことが考えられる。今後は若手群の中でもさらに細かい分類を行い検討する必要がある。

一方で、教育実習経験学生の間で違いがみられた。教師志望度による違いをみると、“内発的動機づけ”および“熟達志向”は志望度が高くなるにつれて強くなることが示された。また、“子ども志向”に関しても同様の傾向が見られ、学習内容が自分の進路と関係が強いほど動機づけが強くなることが示された。伊田(2003)は教員養成課程学生のうち教師志望度の高い学生は志望度の低い学生と比べて、将来の目標を明確にして授業内容と職業との関連性を見出して学習に取り組んでいることを示しており、本研究においても同様のことが言えるだろう。

また、現職教師と教育実習経験学生との間にも違いがみられた。特に、現職教師と将来教師を目指している教師志望度高群の違いについて検討すると、“承認・比較志向”は、教育実習経験学生の志望度高群の方が現職教師よりも強かった。教師は、成果が不透明な職業であり、自分の教育の成果を量的な変化として把握しにくい(伊藤, 2002)。一方で、教職に関する理解が不十分である教育実習生は、短期間の実習の中で適切なフィードバックを得て自信をつけたいという思いが強いと考えられる。秋田(1996)は教職課程の学生と現職教師の授業イメージの違いを検討し、“教師になる”ことで授業を捉える視点が変化する可能性を示しており、本研究においても“教師になる”前後で動機づけが異なることが示された。

研究3では、教師の教科指導学習動機とワークエンゲイジメントとの関係について検討した。その結果、“内発的動機づけ”は活力、熱意、没頭のいずれにも正の関連がみられた。このことから、教師においても興味関心を持ち自律的に学ぶことがより適応的であることが示された。教師以外の職業においても就業動機の自律性が高いと業績が高く、健康である(櫻井, 2009)ことが示されており、働く上で自律的な動機づけは重要であると言えるだろう。“義務感”は、熱意にのみ負の関連がみられた。義務感にみられる“やって当たり前”という感覚で学ぶことにより、職務の意義を感じ

ることができず、熱意を失ってしまったことが考えられる。

“子ども志向”は活力、熱意に正の関連がみられた。子どものためを思って職務に取り組むことで目標ができ、よりやりがいを感じることができていると考えられる。小島(2013)は“子どもの声を生かして仕事の工夫をしている”など、子どもを大切にしながら職務を遂行することは、個人的達成感の低下と負の相関があることを示している。本研究においても子どものためを思い取り組むことが、教師のメンタルヘルスの向上につながる可能性が示された。一方で没頭には関連性はみられなかった。没頭の項目は“仕事をしていると、他のことはすべて忘れてしまう”など仕事以外には注意を向けられない状態を示しており、“子ども志向”で学ぶ教師は仕事でも子どものことが頭にあり没頭にはつながらないことが考えられる。そして、“承認・比較志向”は活力、熱意、没頭いずれにも正の関連がみられた。教師は成果が不透明であり、自身の教育活動に対する適切な評価や他者からの支持の少なさが教師の自信のなさにつながり、メンタルヘルスの悪化に影響している(田上・山本・田中, 2004)。そのため自尊感情を維持するために適切なフィードバックを得たり、他者から認めてもらえたりするように努力することでワークエンゲイジメントを高めていると考えられる。

“無関心”はワークエンゲイジメントのいずれにおいても関連性がみられなかった。しかし、相関をみるといずれの下位尺度にも負の相関を示しており、学ぶ意義を考えることは教師にとって重要であると言えるだろう。最後に“熟達志向”は没頭に正のパスがみられたが、活力および熱意にはパスはみられなかった。“熟達志向”は、学習が自分にとって価値のあるものだと思えた動機づけであるため、適応的であると予想されたが、子どもを対象とした先行研究ほどは大きな関連はみられなかった。研究1で“熟達志向”と授業実践力不安との間に正の相関が見られたことから、成長したい、授業が上手になりたいという思いの裏側には授業に対する不安や自信のなさが存在することが考えられ、不安解消のために学びに没頭するが、そのこと自体に活力や熱意を感じることができていないのではないかと考えられる。

本研究では教師の教科指導学習動機尺度を作成し、その妥当性および信頼性の検討を行った。この尺度を用いることで、子どものために学ぶといった教師特有の動機づけの側面に着目した研究が可能となった。これまでの教師のメンタルヘルスや適応に関する研究は

主に職務遂行や対人関係に焦点を当てて行われてきた。しかし、本尺度を用いることで、学習動機といった新たな側面から、教師としての成長や熟達に関する検討などを行うことができ、教育現場に有益な示唆を与えることができるだろう。

最後に、本研究の限界および問題について述べる。本研究では小学校、中学校、高等学校の教師全てのサンプルを混合して分析を行った。本研究では十分なサンプル数を得ることができず、学校の種類や経験ごとの詳細な検討を行うことができなかった。しかし、学校の種類や経験によっても学習動機やその関係性が異なる可能性が考えられる。そのため、今後はサンプル数を増やし、学校種や経験などを考慮したモデルで研究を行う必要があるだろう。また、研究2では教師を分類する際に1年目から10年目を若手群としたが、新任の教師と10年目の教師では経験の差などにより考え方が大きく異なる可能性がある。若手教師の中でもさらに細かい群分けをした上で検討する必要があるだろう。さらに、研究3では教師の教科指導学習動機とワークエンゲイジメントとの関係について検討したが、相関に基づく一時点の調査であったため、因果関係を調べるために縦断的な研究を行う必要があるだろう。

### 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**, 176-186. (Akita, K. (1996). How images of teaching change with expertise : A comparative study of metaphors about classroom. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **44**, 176-186.)
- 浅野志津子 (2002). 学習動機が生涯学習参加に及ぼす影響とその過程—放送大学学生と一般大学学生を対象とした調査から— 教育心理学研究, **50**, 141-151. (Asano, S. (2002). Motivation that enhances lifelong learning : Open university students and regular university students. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **50**, 141-151.)
- 中央教育審議会 (2005). 新しい時代の義務教育を創造する (答申)
- 中央教育審議会 (2012). 教職生活の全体を通じた教員の資質能力の総合的な向上方策について (答申)
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination*. New York : Plenum Press.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (Eds.) (2002). *Handbook of self-determination research*. Rochester, NY : University of Rochester Press.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The Job Demands-Resource Model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, **86**, 499-512.
- Fernet, C., Senecal, C., Guay, F., Marsh, H., & Dowson, M. (2008). The Work Task Motivation Scale for Teachers. *Journal of Career Assessment*, **16**, 256-279.
- Guay, F., & Vallerand, R. J. (1997). Social context, students' motivation, and academic achievement : Toward a process model. *Social Psychology of Education*, **1**, 211-233.
- 市川伸一 (1995). 学習動機の構造と学習観との関連 日本教育心理学会第37回総会発表論文集, 177. (Ichikawa, S.)
- 市川伸一 (1998). 認知カウンセリングから見た学習方法の相談と指導 プレーン出版
- 伊田勝憲 (2003). 教員養成課程学生における自律的な学習動機づけ像の検討—自我同一性、達成動機、職業レディネスと課題価値評定との関連から— 教育心理学研究, **51**, 367-377. (Ida, K. (2003). Autonomous motivation in college education majors : Ego-identity achievement motivation, occupational readiness, and task-value evaluation. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **51**, 367-377.)
- 稲垣忠彦・寺崎昌男・松平信久 (編) (1988). 教師のライフコース—昭和史を教師として生きて— 東京大学出版会
- 伊藤美奈子 (2002). 教師のバーンアウトとそれを取り巻く学校状況 教育と医学, **50**, 239-245. (Ito, M.)
- 伊藤忠弘 (2012). 努力は自分のためならず—他者志向的動機— 鹿毛雅治 (編) モチベーションをまなぶ12の理論 金剛出版
- 小島崇義 (2013). 小学校教師のバーンアウトを防ぐための研究—小学校教師用バーンアウトとモチベーション促進要因測定尺度の作成— 東京学芸大学教職大学院年報, **2**, 51-61. (Kojima, T.)
- 教員職員養成審議会 (1997). 新たな時代に向けた教員養成の改善方策について
- 前原武子 (1994). 教師の効力感と教師モラル, 教

- 師ストレス 琉球大学教育学部紀要, **44**, 333-342. (Maehara, T. (1994). Teacher efficacy and teacher morale, teacher stress. *Bulletin of College of Education, University of the Ryukyus*, **44**, 333-342.)
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment. *American Psychologist*, **50**, 741-749.
- 文部科学省 (2007). 教員・保護者意識調査
- 文部科学省 (2012). 教師のメンタルヘルスの現状
- 村山 航 (2012). 妥当性—概念の歴史の変遷と心理測定学的観点からの考察— 教育心理学年報, **51**, 118-130. (Murayama, K. (2012). Validity : Historical and psychometric perspectives. *Annual Report of Educational Psychology in Japan*, **51**, 118-130.)
- 西村多久磨・河村茂雄・櫻井茂男 (2011). 自律的な学習動機づけとメタ認知方略が学業成績を予測するプロセス—内発的な動機づけは学業成績を予測することができるのか?— 教育心理学研究, **59**, 77-87. (Nishimura, T., Kawamura, S., & Sakurai, S. (2011). Autonomous motivation and meta-cognitive strategies as predictors of academic performance : Does intrinsic motivation predict academic performance? *Japanese Journal of Educational Psychology*, **59**, 77-87.)
- 西村多久磨・櫻井茂男 (2013a). 小中学校における学習動機づけの構造的変化 心理学研究, **83**, 546-555. (Nishimura, T., & Sakurai, S. (2013). Changes in academic motivation among elementary and junior high school students. *Japanese Journal of Psychology*, **83**, 546-555.)
- 西村多久磨・櫻井茂男 (2013b). 中学生における自律的な学習動機づけと学業適応との関連 心理学研究, **84**, 365-375. (Nishimura, T., & Sakurai, S. (2013). The relationship between autonomous motivation and academic adjustment in junior high school students. *Japanese Journal of Psychology*, **84**, 365-375.)
- 大野木裕明・宮川充司 (1996). 教育実習不安とその構造の変化 教育心理学研究, **44**, 454-462. (Ohnogi, H., & Miyakawa, J. (1996). Structures and changes in perceptions of student teachers' anxiety towards practice teaching. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **44**, 454-462.)
- 大家まゆみ・藤江康彦 (2007). 小学校から中学校への移行期における理数科の動機づけ—算数・数学の動機づけ尺度の作成— お茶の水女子大学子ども発達教育研究センター紀要, **4**, 75-81. (Oie, M., & Fujie, Y. (2007). Motivation on science [sic] and mathematics [sic] across elementary school to junior high school : Making measurement of motivation on mathematics. *Bulletin of the Research Center for Child and Adolescent Development and Education, Ochanomizu University*, **4**, 75-81.)
- Pelletier, L. G., Séguin-Lévesque, C., & Legault, L. (2002). Pressure from above and pressure from below as determinants of teachers' motivation and teaching behaviors. *Journal of Educational Psychology*, **94**, 186-196.
- Roth, G., Assor, A., Kanat-Maymon, Y., & Kaplan, H. (2007). Autonomous motivation for teaching : How self-determined teaching may lead to self-determined learning. *Journal of Educational Psychology*, **99**, 761-774.
- 坂本篤史 (2007). 現職教師は授業経験から如何に学ぶか 教育心理学研究, **55**, 584-596. (Sakamoto, A. (2007). How do in-service teachers learn from their teaching experiences? *Japanese Journal of Educational Psychology*, **55**, 584-596.)
- 櫻井茂男 (2009). 自ら学ぶ意欲の心理学—キャリア発達の視点を加えて— 有斐閣
- Schaufel, W. B., & Bakker, A. B. (2010). Defining and measuring work engagement : Bringing clarity to the concept. In A. B. Barker & M. P. Leiter (Eds.), *Work engagement : A handbook of essential theory and research*. New York : Psychology Press.
- 島津明人 (2010). ワーク・エンゲイジメントに注目した自助と互助 総合病院精神医学, **22**, 20-26. (Shimazu, A. (2010). Individual- and organizational-focused approaches in terms of work engagement. *Japanese Journal of General Hospital Psychiatry*, **22**, 20-26.)
- Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kosugi, S., Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, A., Sakamoto, M., Irimajiri, H., Amano, S., Hirohata, K., & Goto, R. (2008). Work engagement in Japan : Validation of the Japanese version of the Utrecht Work Engagement Scale. *Applied Psychology*, **57**,

- 510-523.
- 鈴木有美・木野和代 (2008). 多次元共感性尺度 (MES) の作成—自己指向・他者指向の弁別に焦点を当てて— 教育心理学研究, **56**, 487-497. (Suzuki, Y., & Kino, K. (2008). Development of the Multidimensional Empathy Scale (MES) : Focusing on the distinction between self-and other-orientation. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **56**, 487-497.)
- 田上不二夫・山本淳子・田中輝美 (2004). 教師のメンタルヘルスに関する研究とその課題 教育心理学年報, **43**, 135-144. (Tagami, F., Yamamoto, J., & Tanaka, T. (2004). Teachers' mental health : A review. *Annual Report of Educational Psychology in Japan*, **43**, 135-144.)
- Walls, T. A., & Little, T. D. (2005). Relations among personal agency, motivation, and school adjustment in early adolescence. *Journal of Educational Psychology*, **97**, 23-31.
- 山口 剛 (2012). 動機づけの変遷と近年の動向—達成目標理論と自己決定理論に注目して— 法政大学大学院紀要, **69**, 21-38. (Yamaguchi, T.)

## 謝 辞

本研究にご協力いただきました先生方に心より感謝いたします。

(2014.9.17 受稿, '15.4.26 受理)

## *Development of the Learning Motivation Scale on Subject Instruction for Teachers and Examination of its Features*

SHUHEI MIWA (GRADUATE SCHOOL OF COMPREHENSIVE HUMAN SCIENCES, UNIVERSITY OF TSUKUBA)

MIKI TOYAMA (FACULTY OF HUMAN SCIENCES, UNIVERSITY OF TSUKUBA)

JAPANESE JOURNAL OF EDUCATIONAL PSYCHOLOGY, 2015, 63, 426-437

The purposes of the present study were to develop the Learning Motivation Scale on Subject Instruction for Teachers, and to confirm the reliability and validity of the Scale. In Study 1, teachers ( $N=202$ ) completed a questionnaire developed on the basis of a preliminary investigation. Exploratory factor analysis revealed that the Learning Motivation Scale on Subject Instruction for Teachers consisted of the following 6 factors in 29 items: "intrinsic motivation," "sense of duty," "orientation toward children," "indifference," "orientation to approval and comparison," and "skill orientation." In Study 2, teachers ( $n=243$ ) and student teachers ( $n=362$ ) completed the Scale. When features of their reported experiences were compared, the results suggested that the student teachers scored higher on "orientation to approval and comparison" than the established teachers did. In Study 3, teachers ( $N=157$ ) completed questionnaires. When the relation between the teachers' motivation and their work engagement was examined, the results suggested that "intrinsic motivation," "orientation toward children," and "orientation to approval and comparison" may have a positive effect on work engagement.

Key Words : Learning Motivation Scale on Subject Instruction for Teachers, learning motivation, subject instruction, scale development, teachers