

若年層教員のキャリア発達における信頼効果

(教育実践高度化専攻) 露口 健司

The effects of trust on career development of young teachers

Kenji TSUYUGUCHI

(2020 年 9 月 1 日受理)

要約: 本研究の目的は、若年層教員を取り巻く信頼がキャリア発達に対して及ぼす影響を解明することである。研究課題は、(1)組織的信頼は、教師効力感、外部ネットワーク及び属性要因をコントロールしてもなお、若年層教員のキャリア発達に影響を及ぼすのであろうか。(2)若年層教員のキャリア発達に対する組織的信頼の影響は、教職 1 年目と 2 年目では変化するのだろうか、の 2 点である。調査対象は、A 県の 2018 年度初任者教員(小・中学校教諭)である。1 年目(2018 年度実施)は該当する 168 名のうち 167 名(99.4%)からの回答を得た。2 年目(2019 年度実施)は該当する 163 名のうち 162 名(99.4%)から回答を得た。抑鬱傾向、ワーク・エンゲイジメント、主観的幸福感を被説明変数、統制変数としてのカテゴリカル変数(Model 1)、外部ネットワークとしての初任者(2 年目)研修(Model 2)、教師効力感(Model 3)、組織的信頼(Model 4)を説明変数として逐次投入する 3×4 回の一般化線形モデルを構築し、分析を実施した。組織的信頼が若年層教員のキャリア発達に重要な影響を及ぼしていること、また、組織的信頼の効果は教職 1 年目よりも教職 2 年目においてより強くなることが明らかにされた。

キーワード: 若年層教員 (young teacher)、キャリア発達 (career development)、信頼 (trust)、ワーク・エンゲイジメント (work engagement)、主観的幸福感 (subjective well-being)

1. はじめに

本研究の目的は、若年層教員を取り巻く信頼がキャリア発達 (career development) に対して及ぼす影響を解明することである。

日本における初任者教員の離職率は、2018 年度「公立学校教職員の人事行政状況調査について」⁽¹⁾によると 1.42%を記録している。初任者教員の離職率は 2016 年度 1.13%、2017 年度 1.24%であり、この数年間増加傾向にある。今日では離職率 3%を超える自治体(東京都・富山県・横浜市・大阪市・福岡市)が全国各地で出現している。教員就任 5 年以内に 25~50%が離職する米国、約 25%が離職するオランダ (Helms-Lorenz et al. 2016) 等と比べると高い数値とは言えない。しかし、日本では、初任者教員の離職率は 1997 年度 0.26%から 20 数年間で 5 倍以上に上昇している。離職率上昇は無視できない問題である。初任者離職が学校に与える影響は決し

て小さくない。特に、年度途中の離職は、大量採用により代替可能な教員が希少となっているため、学校に対するネガティブインパクトが大きい。補充人員無しでの業務遂行を強いられることもある。こうした背景を受け、教育関係者は、初任者離職はもろんのこと、離職の前段階とも言える教職適応/不適応(モチベーション低下やバーンアウト現象を含む)にこれまで以上に関心を持つようになった。

日本では、若年層教員 (young teacher) を対象とする研究のほとんどが初任者教員 (beginning teacher) を対象としている。その理由としては、① 1 年目という大学等の他機関からの移行期が職業キャリアの形成において重要であるという認識が関係者間で共有されている点をあげることができる。また、②初任者教員については文部科学省のデータが公開されており、集合研修の機会が多いためデータ

収集が容易であることも関連している。さらに、③それらのデータが社会に公開される場合に「初任者の離職者数(率)」として報道されるため、教育関係者の関心は初任者に集中しやすい。そして、④教員養成にあたる大学側も、送り出した初任者に対しては教育効果検証の側面からも関心を持っている等が考えられる。しかしながら、周知の通り、移行期における教員研修は1年目にとどまらず、フォローアップ研修等の名称で2～3年目にまで及ぶことが多い。移行期の教員研修が、1年目のみから2～3年目へと転換しているにもかかわらず、先行研究では、1年目教員のみを分析対象とすることが多い。ただし、パネルデータを用いた研究の価値が着目される中で、1年目のみならず、2年目以降を射程に含む研究が出現している(De Neve & Devos 2016; 波多江他 2016; Helms-Lorenz et al. 2016)。教職への適応状況を、1年目のみの調査・観察で終えるのではなく、もう少し長いスパンで観察する必要がある。学校における複数年での教職への適応(=社会化)の実態を踏まえると、初任者教員の研究から若年層教員の研究へと対象を拡張する必要があると考えられる。

このように、若年層教員の教職適応/不適応が発生するプロセスの解明は、日本においても極めて重要な課題である。本研究では、以下の理論フレームを基盤として、この課題の解明を試みる。

2. 先行研究の検討と理論フレームの構築

(1) 教職を取り巻く信頼の効果

若年層教員の教職への適応/不適応に影響を及ぼす要因として、本研究では、教員を取り巻く「信頼」に着目する⁽²⁾。まずは、教員を取り巻く信頼の効果について、教職キャリア全般と若年層教員を区分して整理する。

教職キャリア全般: 教員を取り巻く信頼には、校長との信頼、教員相互の信頼、保護者及び子どもとの信頼の3次元がある(Hoy & Tschannen-Moran 1999)。これらを統合化した信頼変数(組織的信頼; organizational trust)は、社会的経済的要因をコントロールしてもなお、学力向上に影響を及ぼすことが検証されている(Bryk & Schneider 2002; Goddard et al. 2009)。学力向上以外にも、教員を取り巻く信頼には、各次元において様々な正の影響が認められている。たとえば、校長との信頼関係を認知する教員は職務モチベーションが高い(Tarter & Hoy 1988)。教員相互の信頼は、学力向上への直接効果の

みならず、専門職の学習共同体(professional learning community)の醸成やそれに伴う授業改善(Supovitz et al. 2010; Tschannen-Moran 2009)につながる。保護者との信頼関係が醸成されている学校では、職務ストレスの抑制を媒介して、教員バーンアウトが抑制されている(露口 2016a)。また、保護者との信頼関係を認知する教員は自己効力感も高いとする傾向がパス解析によって認められている(露口 2012)。教師と児童との信頼関係が醸成されている学級では、児童の学習意欲が高く、学習意欲の格差が縮小する(露口 2016b)等の研究成果が報告されている。

このように、教員を取り巻く信頼は、教員の自己効力感やモチベーション向上、バーンアウト抑制等の教員個人に効果を出現させる。また、児童生徒の学力・学習意欲向上(格差抑制)等、教員を取り巻く信頼の効果は子どもの成長にまで及ぶのである。これらの先行研究は、全キャリアの教員を対象としたものであるが、若年層教員のみを対象とした調査においても信頼の効果は認められているのだろうか。

若年層教員: 初任者教員の教職適応のためには、同僚教員や管理職からの支援が重要である。たとえば、佐々木他(2010)では、初任者教員のモチベーション低下(クライシス)を乗り越える要因としてモデルとなる教員の存在や管理職との関係を指摘している。また、安藤(2009)は、初任者教員が様々なトラブルに悩んでいる実態を記述するとともに、彼(女)らが、周囲への相談コーピングによって課題に対応している姿を描き出している。さらに、大前(2015)は、初任者教員の大半は児童生徒の指導がうまくいかず、保護者からの苦情を受けて落ち込むが、同僚や管理職の支えによってなんとか持ちこたえている初任者教員の姿を明らかにしている。初任者教員は、児童生徒や保護者との信頼関係は不十分であるが、信頼の欠落を同僚教員や管理職との信頼関係によって埋めることで、教職適応を果たしているものと解釈できる。ただし、これらの記述統計レベルの調査研究では、どのような初任者教員が、どのような条件下において教職適応/不適応となるのかが見えにくいという限界を持つ。

そこで、露口・増田(2016)は、人事心理学のキャリア適合理論(career fit theory)を用いることで、初任者教員の教職適応の原因にアプローチしている。この研究は、初任者教員の属性や大学の教育課程経験等の多様な変数をコントロールした上で、初任者

教員のキャリア適合（職務適合・職場適合・職業適合・職能適合）に影響を及ぼす変数の探索を試みている⁽³⁾。分析の結果、それぞれの適合次元ごとに、決定要因は多様であることが明らかにされている。心理的ストレス反応と最も関連性が強いのは、予想通り「職場適合」であった。働きやすい職場を理想とする初任者教員は職場不適合を起こしやすく、現実的に同僚との信頼関係がある初任者教員は職場適合が促進されるとする知見が得られている。

同様に、波多江他（2016）は、初任者教員を対象とするパネルデータ（教職1年目-2年目）を用いて、仕事を相談する同僚の存在が情緒的消耗感を抑止し、管理職への相談しやすさが達成感の後退を抑止するという結果を得ている。また、Kelly and Northrop（2015）では、学校における若年層教員への同僚支援が、職務不満足とバーンアウトの抑止要因であることを明らかにしている。若年層教員においても職場での対人関係が、教職適応に対して重要な影響を及ぼしているのである。

この他、若年層教員の職能適合（授業スキルの獲得）や職業適合（教育の専門家としての使命感形成）に関する研究も、複数報告されている。たとえば、Helms-Lorenz et al.（2016）では、1年目にワークライフバランスを重視して職務負担を減らしていた学校の初任者教員は、3年目に授業スキル（生徒認知による測定）がそれほど伸びていない実態を明らかにしている。逆に、1年目に学級観察とコーチング体制が整った学校の初任者教員は、3年目に授業スキルが向上していることも検証されている⁽⁴⁾。若年層教員を対象とする実践の公開や省察的対話の重要性は、De Neve and Devos（2016）やAnthony et al.（2019）においても明らかにされている。若年層教員のキャリア適合のためには、初任者教員を教育の専門家として育て、専門職の学習共同体に適応させるとする視点が重要であり、校長・副校長・教員リーダー・メンター教員らの影響力の総量、すなわち、分散型リーダーシップ（distributed leadership）による指導体制構築の重要性が指摘されている。

(2) 教職適応プロセス

1) 教職適応

教職適応（教職への適応）という生活世界での概念は、キャリア適合・キャリア発達・離職行動抑止の3つの要素によって構成されていると考えられる。本研究において、教職適応とは、教員が職場・職務・職業・職能に関わる環境にうまく適合するとともに、

ポジティブな職務態度を形成し、ネガティブな職務態度を抑制することで、離職行動が発生していない状態を示す概念とする。

キャリア適合とは、先述した露口・増田（2016）において言及した通り、職業人（個人）による職業生活（職務・職場・職業・職能）への適合状況を示す概念である。初任者教員をはじめとする若年層教員は、新たな職業に就き、新たな職場で、新たな職務において、多様な職能が求められる。こうした個人と環境との適合現象によって、個人には様々な反応が発生する。

キャリア発達とは、キャリア適合の結果として生じる個人の生き方の変容として定義しておく。確定した定義は無いようである。個人-環境適合理論では、組織コミットメント（Cable & Judge 1996）や職務満足の向上（Saks & Ashforth 1997）、心理的ストレス反応（露口・増田 2016）やバーンアウト現象（高木他 2006）の抑制が、キャリア発達状況を示す指標に内包されている。

離職行動抑制とは、離職行動を選択せず、そのまま教職にとどまることである。教員離職が頻繁に発生する雇用流動性が高い国では、離職データが蓄積されており、離職研究が進展している（McGee & Winters 2019; Redding & Henry 2018）。教員離職に関して、近年では、地方における教員採用状況の改善や選考方法の工夫（いわゆる里帰り優先制度等）により、都市部で離職し、地方で採用されるという現象が発生している。これは実質的な都道府県間異動であり、教職から他の職業に移行する現象とは意味が異なる。「離職」の意味が多様化していることに留意すべきである。

2) キャリア発達への焦点化

本研究では、教職適応プロセスの中でも、キャリア適合からキャリア発達に至る部分に焦点化する。離職行動については発生数が希少であるため、また、離職の意味が多様であるため、今回の分析からは除外する。教員を取り巻く信頼はキャリア適合の代理指標のひとつであると考えられる。一方、キャリア発達の代理指標としては、抑鬱傾向の抑制、やりがいと幸福感の向上に着目する。つまり、キャリア発達の具体的指標として、抑鬱傾向、ワーク・エンゲイジメント（work engagement）、主観的幸福感（subjective well-being）の3指標を設定する。抑鬱傾向は、キャリア発達が阻害されている状態を示す概念であり、バーンアウト概念とともに使用頻度が

高い。ワーク・エンゲイジメントは、キャリア発達のポジティブ側面を示す概念であり、仕事にやりがいを持って没頭している状態を示す。主観的幸福感は、私生活を含めた概念であるため、ワーク・ライフ・バランスの要素を含む指標として捉えることが可能である。キャリア発達の評価においては、私生活をも包括した指標が必要である (Schein 1978)。以下、本研究において扱う3つのキャリア発達指標の概要とこれらを選択した理由について記述する。

①抑鬱傾向: 日本では、キャリア発達のネガティブ指標として、バーンアウト等のストレス反応が最も頻繁に使用されてきた (波多江他 2016; 諏訪 2004; 岡東・鈴木 1997; 高木 2015; 高木・北神 2016)。バーンアウト現象や過剰な心理的・行動的ストレス反応が生じていない状態をもって、キャリア発達とみなす傾向が認められる。バーンアウト尺度は、田尾・久保 (1996) の 17 項目の使用頻度が高い。ただし、調査困難時代の今日、教員アンケートの質問項目数の多さは、調査の実現可能性を低下させてしまう。そこで、バーンアウト尺度に替わり、医学・社会疫学分野で浸透しつつあるメンタルヘルス/抑鬱傾向尺度 (K6) を本研究では使用する (Kessler et al. 2003)。K6 は、わずか 6 項目から構成される尺度であり、信頼性と妥当性の高さはもちろんのこと、リスク群やハイリスク群を抽出するスクリーニング機能も充実している (渡邊 2014)。K6 は国民生活基礎調査においても活用されている。ただし、分析モデルの構築において、ゼロが多い分布であるポアソン分布となるため、目的変数の分布を正規分布と仮定する重回帰分析が使用困難となる等の留意が必要である。

②ワーク・エンゲイジメント: 本研究では、キャリア発達のポジティブ指標として、近年、欧州等において注目されているワーク・エンゲイジメント (Schaufeli & Bakker 2004; Schaufeli et al. 2002, 2006) を使用する。ワーク・エンゲイジメントとは、「仕事に関連するポジティブで充実した心理状態であり、活力 (vigor)、熱意 (dedication)、没頭 (absorption) によって特徴づけられる。エンゲイジメントは、特定の対象、出来事、個人、行動などに向けられた一時的な状態ではなく、仕事に向けられた持続的かつ全般的な感情と認知」(島津 2014:28) を意味する⁽⁵⁾。

ワーク・エンゲイジメントは、「バーンアウト」の対極にあると考えられている。また、「ワーカホリズ

ム」と類似した概念のように見えるが、ワーカホリズムは活動水準が高いものの仕事への態度にネガティブな傾向がある状態を示すため、ワーク・エンゲイジメントとは異なる概念である。職務の快適さは高いが活動水準が低い「職務満足」とも異なる概念である。

ワーク・エンゲイジメントは、職場適合に関連する要因、すなわち、スクールリーダーのリーダーシップ (Sheikh et al. 2019; Zahed-Babelan et al. 2019)、意思決定への参加や発言権 (voice) の付与によって生まれる組織コミットメントや一体感 (Simsek & Gurler 2019)、心理的エンパワーメントや統制感 (Zahed-Babelan et al. 2019)、校長や同僚による組織的支援の認知 (Kose 2016; Zahed-Babelan et al. 2019)、管理職・同僚・児童生徒・保護者等の関係者との信頼関係認知 (Gulbahar 2017) 等によって影響を受けることが、先行研究において解明されている。また、職能適合に関連する要因としては、教師の授業改善についての効力感・達成感が、ワーク・エンゲイジメントを高める要因であることが判明している (武智・露口 2020)。

③主観的幸福感: 主観的幸福感とは、「人々の感情反応、場面ごとの満足感、総合的な生活満足の判断を含む諸現象」 (Diener et al. 1999: 277) を意味する。測定方法としては、Diener et al. (1985) の SWLS (Satisfaction With Life Scale) が有名である。また、Fordyce (1988) が提唱している一般的幸福尺度 (Happiness/Unhappiness Scale) も有名である。これは、最高に幸福な状態を 10、最高に不幸な状態を 0 として、現在の状況を 11 段階尺度で測定する方法である。OECD の幸福度調査においても使用されている (OECD 2015)。ワーク・エンゲイジメントは仕事の局面に限定された概念であるが、主観的幸福感は特に場面を特定しない限りは、家庭生活の状態も含む包括的な概念となる。この得点が高い教員は、家庭と仕事のいずれかに不調があるわけではなく、両面の満足感が高いため、ワーク・ライフ・バランスがとれている教員であると考えることが可能である。

教員の主観的幸福感に関する研究はここ数年増加傾向にある。たとえば、教員の許しと感謝に基づく行動が主観的幸福感を高めるとする研究 (Chan 2013) が報告されている。また、McInerney et al. (2018) は、教師の職務における自由裁量の拡充や弾力的な職務遂行が教師の主観的幸福感を高めるこ

とを報告している。同じく、Cumming (2016) は、上司や同僚との信頼関係が、教師の主観的幸福感に影響を及ぼすことを明らかにしている。さらに、Chi et al. (2014) では、校長のリーダーシップと教師の主観的幸福感との正の相関関係を明らかにしている。また、学校の組織風土、学級の雰囲気、生徒と教師の信頼関係、生徒のモチベーションや学力水準が教師の主観的幸福感と関連性を持つことも先行研究において解明されている (Brouskeli et al. 2018; McInerney et al. 2018; 高木 2019)。

3) 研究課題

若年層教員を対象とするキャリア研究としては、教職全体のライフコースの中で、中堅やベテランとの相対的比較を通して、若年期の特性を記述しようとする研究 (石上 2013, 2016; 山崎 2002, 2012 等) がある。このスタイルの研究は、中堅やベテランと比較しての若年層教員の職能成長上の標準的課題を探求することにおいて意義がある。ただし、教職就任後の約 10 年間を一つの集団として扱うため、当該期間内の詳細な成長過程が射程から外れてしまう。一方、教職移行後 1 年間の初任者教員期間を対象とする研究 (安藤 2009; 大前 2015; 佐々木他 2010; 露口・増田 2016 等) も、既述したように、複数報告されている。移行過程の特性記述には適しているが、教職就任後の研修を 3 年計画で実施する自治体が増加している今日、重要とされる 2・3 年目のキャリア適合・発達が分析対象に含まれていない点に限界が認められる。WEB アンケート技術の進展 (Salganik 2017; Tourangeau et al. 2013) により、パネルデータ生成が容易となりつつある。教職就任後の複数年を分析対象とする研究 (たとえば、波多江他 2016; Helms-Lorenz et al. 2016) が今後さらに増加するであろう。

本研究では、若年層教員キャリア発達の規定要因についての 1 年目から 2 年目への移行に焦点化する。初任者教員として、学年配置や業務分担への配慮があり、校内同僚教員・初任者指導担当・教育センター等からの支援が比較的得られやすい状態から、1 人前であることが少しずつではあるが求められる 2 年目。この期間に若年層教員のキャリア発達の規定要因の変化について検証を行う。なお、本研究の調査対象コーホート (2018 年度 A 県初任者) は、今後 10 年間にわたって追跡調査を実施する予定である。10 年調査計画の中の 1~2 年目調査であることを確認しておきたい。

キャリア発達の把握においては、抑鬱傾向、ワーク・エンゲイジメント、主観的幸福感の 3 変数に着目する。抑鬱傾向は健康に働くことができているかどうか、ワーク・エンゲイジメントは、若年層教員がやりがいを持って働くことができているかどうか、主観的幸福感はワーク・ライフ・バランスを維持して働くことができているかどうかを、それぞれ評価する指標である。若年層教員が環境に適応し、順調にキャリア発達を遂げている程度を表現する。

キャリア発達の規定要因としては、既述の通り、教師を取り巻く信頼 (組織的信頼) に着目する。教師を取り巻く信頼としては、先行研究を踏まえ、管理職との信頼、同僚教員との信頼、児童生徒との信頼、保護者との信頼の 4 次元モデルを使用する。

この他、キャリア発達に重要な影響を及ぼすと推察される規定要因 (= 統制変数) として、教師効力感、外部ネットワーク、属性や勤務状況を設定する。

教師効力感 (teacher efficacy) とは、Tschannen-Moran & Hoy (2001) によると、学級における教師の達成可能性についての信念の程度であり、指導戦略についての効力感 (instructional strategies)、学級経営についての効力感 (classroom management)、生徒の没頭についての効力感 (student engagement) の 3 次元から構成される概念である⁽⁶⁾。教師効力感は、教師の職務コミットメント、生徒の学力・意欲を高めることが判明しており、特に動機水準が低い困難な生徒の指導において効果を発揮することが明らかにされている (Ross & Gray 2006; Tschannen-Moran & Hoy 2001)。

外部ネットワークとしては、若年層教員が経験する、教育センター等での初任者 (2 年目) 研修等の機会における指導主事や初任者教員仲間とのネットワークに着目する。これは、若年層教員にとっての学校組織外における社会関係資本 (social capital) の一部と解釈できる。教師が所有する組織内外の社会関係資本の効果については、先行研究 (露口 2016c, 2016d) において検証が進められているが、若年層教員に特化した研究は、未だ報告されていないようである。

若年層教員のキャリア発達に対する組織的信頼の効果を検証する上で、教師効力感、外部ネットワークの他にも、個人的・組織的属性や勤務状況等の多様な統制変数 (後述) の設定が必要である。以上の課題意識は、以下の 2 点の研究課題に整理できる。

研究課題 1: 組織的信頼は、教師効力感、外部ネットワーク及び属性要因をコントロールしてもなお、若年層教員のキャリア発達に影響を及ぼすのであろうか。

研究課題 2: 若年層教員のキャリア発達に対する組織的信頼の影響は、教職 1 年目と 2 年目では変化するであろうか。

3. 方法

(1) 調査対象と手続き

調査対象は、A 県の 2018 年度初任者教員（小・中学校教諭）である。1 年目は該当する 168 名のうち 167 名（99.4%）からの回答を得た。2 年目は該当する 163 名のうち 162 名（99.4%）からの回答を得た。A 県内には中核市の B 市があり、B 市との異動交流がある。B 市の教員は今回の調査対象に含まれていない。

調査は 2018 年 10 月及び 2019 年 10 月の 2 回、いずれも 10 月の A 県教育センターの集合研修時に実施した。質問紙調査として実施し、事前に指導主事が調査目的や個人情報取り扱い等について説明した後、自宅で回答し、次回の集合研修時に持参するように伝達した。

米国では 1~2 月に教員の離職が発生しやすいことが明らかにされている（Redding & Henrey 2018）。日本の学校暦に置き換えれば 9~10 月頃に相当する。この研究成果が日本に適用できるかどうかの検討が必要であるが、教員離職が最も発生しやすい時期に実施されているとも考えられる。

(2) 測定項目

本研究では、以下の手順と方法において、被説明変数（抑鬱傾向、ワーク・エンゲイジメント、主観的幸福感）、及び説明変数（組織的信頼、教師効力感、初任者（2 年目）研修、カテゴリカル統制変数）を作成する。なお、変数の作成においては、教職 1 年目データを使用する。

1) 被説明変数

抑鬱傾向: Kessler et al. (2003) が開発した K6 (Kessler 6) を用いる。これは、鬱病や不安障害等の精神疾患をスクリーニングすることを目的とした心理的ストレス尺度である。設問項目が少なく質問紙調査での有効性も確認されている (Furukawa et al. 2008)。「この 1 ヶ月の間に感じたこと」として抑鬱傾向にかかわる 6 項目（巻末資料 1 参照）を設定した。尺度は「全くあてはまらない（0 点）」から「い

つもあてはまる（4 点）」の 5 件法である。2018 年度調査の主成分分析（プロマックス回転、以下同様）の結果、1 成分が抽出された。主成分得点の範囲は.666~.873、説明量 59.4%、 α 係数.861 であり一定の妥当性と信頼性を保持している。6 項目を単純加算した 24 点満点でスコアを構成した。2018 年度及び 2019 年度の得点の平均値と標準偏差については、後掲表 1 に示す通りである。

ワーク・エンゲイジメント: ワーク・エンゲイジメントの測定尺度として使用度が高い UWES (Schaufeli et al. 2002) を採用した。日本版 UWES として、3 つの下位因子（活力・熱意・没頭）を 3 項目ずつ配置した合計 9 項目によって測定できる短縮版が開発されており、これを使用する（巻末資料 2 参照）。尺度は、「全く感じない（0 点）」から「いつも感じる（6 点）」までの 7 件法である。2018 年度調査の主成分分析の結果、1 成分が抽出された。主成分得点の範囲は.659~.845、説明量 60.3%、 α 係数.916 であり一定の妥当性と信頼性を保持している。9 項目を単純加算した 54 点満点でスコアを構成した。

主観的幸福感: 主観的幸福感の尺度としては、Fordyce (1988) の一般的幸福尺度を使用する。最近 1 ヶ月の幸福感について、全体的として普段どの程度幸福だと感じていたかについて、教諭に対して回答を求めた。尺度は 0~10 の 11 件法である。

2) 説明変数

組織的信頼: Hoy & Tschannen-Moran (1999) が提唱する組織的信頼の 3 次元モデルを基盤として、児童生徒との信頼、保護者との信頼、同僚との信頼、管理職との信頼の 4 次元モデルを設定した。各次元の教諭から見た信頼関係について、ひじょうに強い場合は「10」を、ひじょうに弱い場合は「0」を、その中間であれば「5」を選択する 11 段階の選択肢を用いて測定した。

教師効力感: A 県における教員育成指標【基盤形成期】を参考として、20 項目から成る教師効力感尺度を新たに開発した（巻末資料 3 参照）。尺度は「ひじょうにあてはまる（4）」から「全くあてはまらない（1）」の 4 件法である。主成分分析の結果、第 1 成分：授業実践力（6 項目、説明量 30.5%、 α 係数.84）、第 2 成分：組織力（4 項目、説明量 14.9%、 α 係数.838）、第 3 成分：学級経営力（5 項目、説明量 6.9%、 α 係数.837）、第 4 成分：人間力（5 項目、説明量 6.7%、 α 係数.715）の 4 成分が抽出された。成分ごとに 4 点満点の平均点を算出し、合成変数を作

= 2.95, $p < .01$, 効果量 $r = .16$) が顕著である。保護者信頼が、組織的信頼次元ではもっとも大きな変化を示していた。

次に、7つのカテゴリカル変数の記述統計量を確認する(表2参照)。本研究は、2018年度初任者教員という同一コホートを対象としている。そのため、回答の有無、異動、年齢上昇等により、基本属性に若干の変化が認められるが、その効果は微少である。一方、担当学年と時間外勤務時間については、年度間での大幅な変化が認められている。担当学年については、小学校では、初任者年度は3・4年生が過半数を占めていたが、2年目では1年生(0名→29名)、6年生(1名→10名)等の一定の教職経験を要すると言われる学年に配属される傾向が認められている。中学校でも、進路に関わる3年生(2名→8名)配属が増加している。2年目で難易度の高い学年に配属される傾向が確認されている。また、時間外勤務時間は、2年目で大幅に増加している。初任者のときは分掌業務、部活動、困難な学年の担当等が免除されてきた可能性がある。2年目に入ると仕事の質が変わる可能性が示唆されている。

記述統計に示される1年目から2年目にかけての変化は以下のように整理できる。すなわち、①職務

の要求水準の上昇(難易度の高い学年への配置)と職務量の増加(時間外勤務時間の増加)。②内部ネットワークの強化(児童生徒・保護者・同僚)と外部ネットワークの脆弱化。③授業・学級経営面での自己効力感の向上。④キャリア発達の停滞現象である。

(2) 相関分析

表3は、本研究で使用する12の連続変数の相関マトリクスである。

キャリア発達の指標である抑鬱傾向、ワーク・エンゲイジメント、主観的幸福感の3変数の相関係数は、抑鬱傾向とワーク・エンゲイジメント(2018: $r = -.44, p < .01$, 2019: $r = -.47, p < .01$)、抑鬱傾向と主観的幸福感(2018: $r = -.53, p < .01$, 2019: $r = -.59, p < .01$)、ワーク・エンゲイジメント(2018: $r = .43, p < .01$; 2019: $r = .54, p < .01$)であり、いずれの組み合わせも統計的に有意な相関関係となっている。中程度の相関性を持った、それぞれに独立した概念であることが分かる。

また、説明変数群との相関関係をあわせて確認したところ、抑鬱傾向、ワーク・エンゲイジメント、主観的幸福感のいずれもが、説明変数と統計的に有意な相関関係を示していることが確認された。

表1 連続変数の記述統計量と Mann-Whitney U 検定/効果量

	教職1年目			教職2年目			MWU 検定	効果量 (r)
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Range</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Range</i>		
抑鬱傾向	5.30	4.67	0-24	6.25	5.23	0-22	1.50	.08
ワーク・エンゲイジメント	30.59	8.09	3-54	28.63	8.92	0-50	-2.08*	-.12
主観的幸福感	6.25	1.83	0-10	6.17	1.87	0-10	-.31	-.02
初任者(2年目)研修	3.20	.48	2.00-4.00	3.06	.51	1.00-4.00	-2.45*	-.14
授業実践力	2.30	.44	1.00-3.50	2.40	.43	1.00-3.83	2.34*	.13
組織力	3.54	.49	2.00-4.00	3.52	.47	1.00-4.00	-.60	-.03
学級経営力	2.46	.61	1.00-4.00	2.57	.56	1.00-4.00	2.02*	.11
人間力	3.17	.39	1.67-4.00	3.12	.40	1.00-4.00	-1.03	-.06
児童生徒信頼	6.19	1.50	2-10	6.62	1.47	0-10	2.79**	.15
保護者信頼	5.28	1.35	2-9	5.83	1.45	0-9	3.47**	.19
同僚信頼	6.80	1.72	2-10	7.36	1.70	0-10	2.95**	.16
管理職信頼	6.34	1.66	1-10	6.63	1.66	0-10	1.86	.10

Note. 教職1年目 $N=167$, 教職2年目 $N=162$. ** $p < .01$., * $p < .05$. M =平均値, SD =標準偏差, $Range$ =範囲.

MWU 検定= Mann-Whitney U 検定.

表2 カテゴリー変数の記述統計量とカイ二乗検定/効果量

	教職1年目		教職2年目		カイ二乗検定	効果量(V)
	%	N	%	N		
性別					.02	.01
男性	44.9	75	45.7	74		
女性	55.1	92	54.3	88		
年齢					3.08	.10
25未満	52.7	88	44.4	72		
25以上-30未満	31.7	53	38.3	62		
30以上-35未満	10.2	17	9.3	15		
35以上	5.4	9	8.0	13		
最終学歴					.302	.03
学部卒	89.2	149	88.2	142		
大学院(修士課程)	6.6	11	8.1	13		
大学院(教職大学院)	4.2	7	3.7	6		
学級数					3.04	.04
6以下	18.3	30	24.1	38		
7-12	34.8	57	35.4	56		
13-18	31.7	52	24.1	38		
19以上	15.2	25	16.5	26		
学校段階					.06	.01
小学校	67.3	113	66.0	107		
中学校	32.7	55	34.0	55		
担当学年					78.41**	.49
小学校1年生	0.0	0	18.0	29		
小学校2年生	8.9	15	14.3	23		
小学校3年生	25.6	43	6.2	10		
小学校4年生	23.2	39	9.3	15		
小学校5年生	8.3	14	9.3	15		
小学校6年生	0.6	1	6.2	10		
中学校1年生	14.9	25	12.4	20		
中学校2年生	10.7	18	16.8	27		
中学校3年生	1.2	2	5.0	8		
担任外	6.5	11	2.5	4		
時間外勤務時間推計					19.65**	.25
0-45未満	20.8	35	8.6	14		
45以上-60未満	5.4	9	7.4	12		
60以上-80未満	28.6	48	24.1	39		
80以上-100未満	16.1	27	33.3	54		
100以上	29.2	49	26.5	43		

Note. 教職1年目 N=167, 教職2年目 N=162. 検定値はカイ二乗値, 効果量 (Cramer's V). ** p<.01., * p<.05.

表3 連続変数の相関マトリクス

	2019											
2018	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. 抑鬱傾向	—	-.47**	-.59**	-.29**	-.30**	-.24**	-.30**	-.31**	-.23**	-.27**	-.32**	-.38**
2. WE	-.44**	—	.54**	.44**	.39**	.29**	.36**	.44**	.37**	.43**	.37**	.43**
3. 主観的幸福感	-.53**	.43**	—	.26**	.22**	.19**	.27**	.30**	.37**	.41**	.41**	.41**
4. 初任者研修	-.27**	.38**	.24**	—	.43**	.38**	.43**	.60**	.34**	.34**	.29**	.25**
5. 授業実践力	-.22**	.38**	.24**	.30**	—	.29**	.61**	.53**	.53**	.56**	.31**	.22**
6. 組織力	-.31**	.31**	.30**	.35**	.16*	—	.35**	.49**	.28**	.25**	.41**	.43**
7. 学級経営力	-.29**	.54**	.40**	.29**	.61**	.25**	—	.59**	.62**	.54**	.41**	.43**
8. 人間力	-.30**	.46**	.25**	.55**	.35**	.47**	.40**	—	.51**	.51**	.41**	.35**
9. 児童生徒信頼	-.22**	.41**	.30**	.13	.44**	.12	.55**	.23**	—	.71**	.54**	.50**
10. 保護者信頼	-.18*	.31**	.22**	.20**	.39**	.16*	.48**	.27**	.68**	—	.51**	.51**
11. 同僚信頼	-.20*	.35**	.30**	.14	.15	.27**	.22**	.19*	.47**	.44**	—	.57**
12. 管理職信頼	-.22**	.33**	.28**	.26**	.29**	.26**	.27**	.32**	.40**	.47**	.66**	—

Note. 教職1年目 N=168, 教職2年目 N=162. ** p<.01., * p<.05. WE=ワーク・エンゲイジメント.

(3)一般化線形モデル

研究課題1の解明のため、抑鬱傾向、ワーク・エンゲイジメント、主観的幸福感を被説明変数、統制変数としてのカテゴリカル変数 (Model 1)、外部ネットワークとしての初任者(2年目)研修 (Model 2)、教師効力感 (Model 3)、組織的信頼 (Model 4) を説明変数として逐次投入する階層化した一般化線形モデルの分析を実施した。非標準化偏回帰係数 (B) と標準誤差 (SE) は最終モデルである Model 4 の結果を掲示し、Model 1~Model 3 については分散変化量のみを記述している。また、検定においては p 値を確認するとともに、Wald 検定 95%信頼区間が 0 をまたいでいないかどうか、あわせて確認している。表 3~表 5 のいずれの分析結果においても、 p 値が有意なものは、95%信頼区間の 0 またぎが認められなかった。したがって検定結果の表示は p 値のみとしている。

また、研究課題2の解明のため、2018年度初任者の教職1年目データと教職2年目データで同様の分析を実施した。この方法によって、異なるキャリアポイントでの組織的信頼の効果を確認することが可能となる。

1)抑鬱傾向を被説明変数とする一般化線形モデルの分析結果

抑鬱傾向を被説明変数とするモデル (表 4) では、教職1年目において組織的信頼の効果は認められていない。組織的信頼固有の説明量も 0.97% であり低い数値である。組織的信頼以外の変数の効果は次の通りである。教職1年目の抑鬱傾向は、女性教諭 ($B = .23, p < .01$) が高い。また、35歳以上の教諭に比べて、25歳未満 ($B = -.48, p < .01$) 及び30歳以上35歳未満 ($B = -.82, p < .01$) が低い。つまり、比較的採用年齢が高い教諭において抑鬱傾向が高い。19学級以上の大規模校勤務の教諭に比べて、7-12学級 ($B = -.29, p < .05$) の小規模校勤務の教諭は低い。100時間以上の時間外勤務時間の教諭に比べて60時間以上80時間未満の教諭は低い。初任者研修 ($B = -.28, p < .01$) が社会関係資本として機能している教諭は低い。教師効力感の組織力次元 ($B = -.35, p < .01$) が高い教諭、すなわち自ら同僚や管理職に主体的・積極的に相談・報告している教諭は低い。そして、教師効力感の学級経営次元 ($B = -.25, p < .01$)、すなわち、学級経営が比較的安定している教諭は低い。

教職1年目では、比較的採用年齢の高い女性教諭

において抑鬱傾向が認められやすい。性別や年齢が、抑鬱傾向の規定要因となっている。しかし、小規模校に勤務し、60~80時間の時間外勤務時間で、初任者研修において良いつながりを持ち、自ら同僚・管理職と積極的に関わり、学級経営が安定している教諭において、抑鬱傾向リスクが縮減される可能性が示唆されている。

教職2年目に入ると、同僚信頼 ($B = -.09, p < .01$) と管理職信頼 ($B = -.13, p < .01$) が、抑鬱傾向に対する抑制効果を持つようになる。固有説明量も9.28%と、1年目の0.97%に比べて大きな数値となっている。同僚・管理職との信頼関係は、教職1年目よりも、教職2年目の教諭に入ることによって、抑鬱傾向抑制のための重要な要因となる。

教職2年目においても、女性教諭 ($B = .18, p < .05$) は変わらず男性よりも高い。また、35歳以上の教諭に比べて、30歳以上35歳未満 ($B = -.82, p < .01$) が低い。性別と年齢の効果は2年目においても、同等ではないものの観察されている。学校段階では、中学校の教諭が低い ($B = -.20, p < .05$) とする結果が得られている。担当学年では、難易度の高い学年以外の教諭が低い ($B = -.20, p < .05$)。つまり、難易度の高い学年 (小学校1・5・6年、中学校3年) を担当している教諭の抑鬱傾向が高い。時間外勤務時間は、100時間以上に比べて、0-45時間 ($B = -.66, p < .01$)、45-60時間 ($B = -.42, p < .01$)、60-80時間 ($B = -.53, p < .01$) において低い。長時間労働は、2年目の教諭の抑鬱傾向を高めている。2年目研修 ($B = -.28, p < .01$) が社会関係資本として機能している教諭は、1年目と同様に抑鬱傾向が低い。なお、教師効力感については統計的に有意な変数は認められなかった。

職務の要求水準・職務量・難易度が高まる教職2年目では、小学校勤務の女性教諭で1・5・6年生を担当し、時間外勤務時間が100時間を超えるような勤務状態にある教諭が抑鬱傾向のリスクを保有している。ただし、初任者研修において良いつながりを形成している教諭、同僚・管理職と信頼関係を構築している教諭は、抑鬱傾向リスクが縮減されている。

この点は、説明量の変化においても確認できる。担当学年や時間外勤務時間を含む教職2年目におけるカテゴリカル変数の説明量は21.04%と、教職1年目10.31%から約2倍となっている。説明量の変化については、この他、初任者(2年目)研修が6.73%から10.12%へと増加している。また、既述したよう

に、組織的信頼も教職 1 年目の 0.97% から 9.28% へと大幅に増加している。一方、教師効力感については、教職 1 年目 8.98% から教職 2 年目 3.00% へと減少している。抑鬱傾向の分散を説明する要因が、教職 1 年目と 2 年目でかなり異なっていることが分析結果に示されている。

2) ワーク・エンゲイジメントを被説明変数とする一般化線形モデルの分析結果

教員のやりがいについての指標であるワーク・エンゲイジメントを被説明変数とするモデル (表 5) では、教職 1 年目において同僚信頼の効果 ($B = 1.08, p < .01$) が、教職 2 年目において管理職信頼の効果 ($B = 1.33, p < .01$) が、それぞれ認められている。組織的信頼固有の説明量は教職 1 年目で 9.80%、教職 2 年目で 13.58% となっている。

教職 1 年目のワーク・エンゲイジメントは、教職大学院修了者に比べて修士課程修了者 ($B = -6.67, p < .05$) において低い。また、100 時間以上の時間外勤務時間の教諭に比べて 0-45 時間未満の教諭 ($B = -2.98, p < .05$) が低い。19 学級以上の大規模校勤務の教諭に比べて、7-12 学級 ($B = 3.43, p < .05$) の小規模校勤務の教諭、初任者研修 ($B = 2.72, p < .05$) が社会関係資本として機能している教諭、教師効力感の学級経営力次元 ($B = 4.87, p < .01$) を実感している教諭、同僚との信頼関係 ($B = 1.08, p < .01$) が醸成されている教諭において高い。

教職 1 年目では、修士課程修了者、時間外勤務時間が短い教諭において、低ワーク・エンゲイジメント状態が認められている。時間外勤務時間については、1 年目に担任外教諭が多いため、これに該当する教諭がやりがいを感じにくい状態にあると解釈できる。一方、小規模校に勤務し、初任者研修において良いつながりを持ち、学級経営が安定しており、同僚との信頼関係が構築できている教諭は、ワーク・エンゲイジメントが高い傾向が認められる。

教職 2 年目のワーク・エンゲイジメントは、19 学級以上の大規模校勤務の教諭に比べて、7-12 学級 ($B = 3.47, p < .05$) の小規模校勤務及び 13-18 学級 ($B = 4.17, p < .05$) の中規模校勤務の教諭において高い。また、小学校に比べて中学校勤務 ($B = 4.32, p < .01$) の教諭において高い。さらに、2 年目研修 ($B = 4.86, p < .01$) が社会関係資本として機能している教諭、管理職との信頼関係 ($B = 1.33, p < .01$) が醸成されている教諭において高い。教職 2 年目では、学校規模や学校段階といった組織属性の他、2 年目

研修における外部ネットワーク機能、管理職信頼という水平的信頼が、教諭のワーク・エンゲイジメントを規定していた。

教職 1 年目のやりがいは、学級内での児童生徒との関係 (1 次ネットワーク) と学年内での同僚関係 (2 次ネットワーク) によって強く規定されているようである。これはほぼ予想通りの結果である。しかし、本研究では、職務の要求水準・職務量・難易度が高まる教職 2 年目では、教諭のやりがい認知が管理職 (3 次ネットワーク) へと移行している点に特徴が認められる。学級経営力次元を含む教師効力感の説明量は 24.70% から 6.86% へと低下する一方、管理職信頼次元を含む組織的信頼の説明量は 9.80% から 13.58% へと上昇している。若年層教員のやりがいの規定要因が 1 年間で大幅に変動している実態が示されている。

3) 主観的幸福感を被説明変数とする一般化線形モデルの分析結果

教員の主観的幸福感を被説明変数とするモデル (表 6) では、教職 1 年目において児童生徒信頼 ($B = .22, p < .05$) と保護者信頼 ($B = .25, p < .01$) が、教職 2 年目において同僚信頼 ($B = .19, p < .05$) の効果が認められている。組織的信頼固有の説明量は教職 1 年目で 2.47%、教職 2 年目で 6.01% である。教職 2 年目では、説明量自体はそれほど大きくはないが、カテゴリカル変数 (2.29%)、初任者 (2 年目) 研修 (1.67%)、教師効力感 (1.02%) に比べると若干高い説明量となっている。この他、教職 1 年目のワーク・エンゲイジメントは、35 歳以上に比べて 25 歳未満 ($B = 1.10, p < .01$)、25 歳以上 30 歳未満 ($B = .90, p < .05$)、30 歳以上 35 歳未満 ($B = 1.09, p < .05$) の方が高い。また、小学校に比べて中学校勤務 ($B = .46, p < .05$) の教諭の方が高い。さらに、時間外勤務時間 100 時間以上の者に比べて 45 時間以上 60 時間未満 ($B = 1.43, p < .01$)、60 時間以上 80 時間未満 ($B = .53, p < .05$) の教諭が高い。そして、教師効力感の組織力 ($B = .22, p < .05$) と学級経営力 ($B = .25, p < .01$) を実感している教諭が高い。分かりやすくまとめると、教職 1 年目では、35 歳以上での就任、100 時間以上の長時間勤務は、主観的幸福感の低下リスクとなる。中学校に勤務し、自ら同僚・管理職と積極的に関わり、学級経営が安定しており、児童生徒や保護者と信頼関係が醸成されている教諭において、主観的幸福感が高い傾向にある。

表4 抑鬱傾向を被説明変数とする一般化線形モデル

	教職1年目		教職2年目	
	B	SE	B	SE
切片	5.24**	.51	3.91**	.38
カテゴリカル変数				
性別=0 [女性]	.23**	.08	.18*	.08
性別=1 [男性]	0	.	0	.
年齢=1 [25未満]	-.48**	.17	-.01	.16
年齢=2 [25以上-30未満]	-.28	.17	.18	.16
年齢=3 [30以上-35未満]	-.82**	.22	-.82**	.22
年齢=4 [35以上]	0	.	0	.
最終学歴=1 [学部卒]	.40	.23	.09	.22
最終学歴=2 [大学院 (修士課程)]	-.12	.28	-.44	.26
最終学歴=3 [大学院 (教職大学院)]	0	.	0	.
学級数=1 [6以下]	-.19	.14	.02	.12
学級数=2 [7-12]	-.29*	.12	.20	.10
学級数=3 [13-18]	-.07	.12	-.15	.12
学級数=4 [19以上]	0	.	0	.
学校段階=0 [中学校]	.03	.09	-.20*	.08
学校段階=1 [小学校]	0	.	0	.
難易度の高い学年担当=0 [その他]	-.17	.13	-.19*	.08
難易度の高い学年担当=1 [小5・6, 中3]	0	.	0	.
時間外勤務時間推計=1 [0-45未満]	-.08	.12	-.66**	.15
時間外勤務時間推計=2 [45以上-60未満]	-.05	.17	-.42**	.16
時間外勤務時間推計=3 [60以上80未満]	-.25*	.10	-.53**	.10
時間外勤務時間推計=4 [80以上-100未満]	-.07	.11	-.16	.09
時間外勤務時間推計=5 [100以上]	0	.	0	.
外部ネットワーク				
初任者 (2年目) 研修	-.28**	.09	-.24**	.08
教師効力感				
授業実践力	.03	.13	-.12	.12
組織力	-.35**	.09	.09	.09
学級経営力	-.25**	.10	-.05	.09
人間力	-.12	.13	-.11	.12
組織的信頼				
児童生徒信頼	-.04	.04	.07	.04
保護者信頼	.04	.04	.02	.04
同僚信頼	-.04	.03	-.09**	.03
管理職信頼	.01	.03	-.13**	.03
分散説明量				
分散 Model 0 [基準値]	679	—	751	—
分散 Model 1 [カテゴリカル変数]	609	10.31%	593	21.04%
分散 Model 2 [初任者 (2年目) 研修]	568	6.73%	533	10.12%
分散 Model 3 [教師効力感]	517	8.98%	517	3.00%
分散 Model 4 [組織的信頼]	512	0.97%	469	9.28%
適合度				
対数尤度 (-2LL)	-488		-475	
赤池情報量基準 (AIC)	1026		1000	
ベイズ情報量基準 (BIC)	1102		1077	

Note. 教職1年目N=159, 教職2年目N=156. ** $p < .01$., * $p < .05$.

表5 ワーク・エンゲイジメントを被説明変数とする一般化線形モデル

	教職1年目		教職2年目	
	B	SE	B	SE
切片	-4.95	6.37	-10.86	7.05
カテゴリカル変数				
性別=0 [女性]	-.10	1.00	-.63	1.23
性別=1 [男性]	0	.	0	.
年齢=1 [25未満]	-.73	2.20	-1.19	2.47
年齢=2 [25以上-30未満]	-1.05	2.23	-.44	2.49
年齢=3 [30以上-35未満]	-.25	2.51	1.50	2.80
年齢=4 [35以上]	0	.	0	.
最終学歴=1 [学部卒]	-4.88	2.53	-1.33	3.71
最終学歴=2 [大学院 (修士課程)]	-6.67*	3.09	.53	4.09
最終学歴=3 [大学院 (教職大学院)]	0	.	0	.
学級数=1 [6以下]	1.89	1.68	3.24	1.88
学級数=2 [7-12]	3.43*	1.53	3.47*	1.74
学級数=3 [13-18]	1.64	1.56	4.17*	1.86
学級数=4 [19以上]	0	.	0	.
学校段階=0 [中学校]	1.26	1.11	4.32**	1.37
学校段階=1 [小学校]	0	.	0	.
難易度の高い学年担当=0 [その他]	-1.64	1.65	-1.47	1.28
難易度の高い学年担当=1 [小5・6, 中3]	0	.	0	.
時間外勤務時間推計=1 [0-45未満]	-2.98*	1.47	4.29	2.28
時間外勤務時間推計=2 [45以上-60未満]	-2.89	2.08	2.56	2.48
時間外勤務時間推計=3 [60以上80未満]	-.45	1.23	.80	1.67
時間外勤務時間推計=4 [80以上-100未満]	1.89	1.48	.28	1.54
時間外勤務時間推計=5 [100以上]	0	.	0	.
外部ネットワーク				
初任者 (2年目) 研修	2.72*	1.17	4.86**	1.39
教師効力感				
授業実践力	-.77	1.50	.81	1.92
組織力	1.03	1.13	-.38	1.52
学級経営力	4.87**	1.11	-.55	1.58
人間力	3.28	1.71	1.75	2.16
組織的信頼				
児童生徒信頼	.65	.49	.60	.65
保護者信頼	-.63	.50	.32	.63
同僚信頼	1.08**	.39	.39	.46
管理職信頼	-.02	.42	1.33**	.48
分散説明量				
分散 Model 0 [基準値]	9386	-	12666	-
分散 Model 1 [カテゴリカル変数]	8241	12.20%	10985	13.27%
分散 Model 2 [初任者 (2年目) 研修]	6968	15.45%	8557	22.10%
分散 Model 3 [教師効力感]	5247	24.70%	7970	6.86%
分散 Model 4 [組織的信頼]	4733	9.80%	6888	13.58%
適合度				
対数尤度 (-2LL)	-490		-517	
赤池情報量基準 (AIC)	1032		1086	
ベイズ情報量基準 (BIC)	1043		1165	

Note. 教職1年目 $N=157$, 教職2年目 $N=156$. ** $p<.01$., * $p<.05$.

表6 主観的幸福感を被説明変数とする一般化線形モデル

	教職1年目		教職2年目	
	B	SE	B	SE
カテゴリカル変数				
性別=0 [女性]	.12	.19	.13	.19
性別=1 [男性]	0	.	0	.
年齢=1 [25未満]	1.10**	.42	-.28	.39
年齢=2 [25以上-30未満]	.90*	.43	-.11	.40
年齢=3 [30以上-35未満]	1.09*	.48	.36	.45
年齢=4 [35以上]	0	.	0	.
最終学歴=1 [学部卒]	.58	.52	-.38	.58
最終学歴=2 [大学院 (修士課程)]	.22	.61	-.44	.64
最終学歴=3 [大学院 (教職大学院)]	0	.	0	.
学級数=1 [6以下]	-.07	.34	.30	.30
学級数=2 [7-12]	-.16	.31	.11	.28
学級数=3 [13-18]	-.23	.32	.21	.30
学級数=4 [19以上]	0	.	0	.
学校段階=0 [中学校]	.46*	.21	.36	.21
学校段階=1 [小学校]	0	.	0	.
難易度の高い学年担当=0 [その他]	-.32	.31	-.19	.20
難易度の高い学年担当=1 [小5・6, 中3]	0	.	0	.
時間外勤務時間推計=1 [0-45未満]	.15	.28	.80*	.36
時間外勤務時間推計=2 [45以上-60未満]	1.43**	.42	.65	.39
時間外勤務時間推計=3 [60以上80未満]	.53*	.24	.38	.26
時間外勤務時間推計=4 [80以上-100未満]	.36	.28	.35	.24
時間外勤務時間推計=5 [100以上]	0	.	0	.
外部ネットワーク				
初任者 (2年目) 研修	.10	.23	.41	.22
教師効力感				
授業実践力	-.13	.29	-.46	.31
組織力	.47*	.22	-.30	.24
学級経営力	.83**	.22	-.07	.25
人間力	.39	.32	.09	.34
組織的信頼				
児童生徒信頼	.22*	.10	.13	.10
保護者信頼	.25**	.10	.12	.10
同僚信頼	.06	.07	.19*	.07
管理職信頼	.08	.08	.14	.08
分散説明量				
分散 Model 0 [基準値]	601	—	612	—
分散 Model 1 [カテゴリカル変数]	573	4.66%	598	2.29%
分散 Model 2 [初任者 (2年目) 研修]	565	1.40%	588	1.67%
分散 Model 3 [教師効力感]	527	6.73%	582	1.02%
分散 Model 4 [組織的信頼]	514	2.47%	547	6.01%
適合度				
対数尤度 (-2LL)	-257		-273	
赤池情報量基準 (AIC)	580		615	
ベイズ情報量基準 (BIC)	680		718	

Note. 教職1年目N=151, 教職2年目N=153. ** p<.01., * p<.05. 主観的幸福感の閾値(教職1年目,教職2年目)は, 0(4.05,.19), 1(-.45), 2(4.81,.77), 3(5.52,1.42), 4(6.19,1.95), 5(6.95,2.72), 6(7.67,3.33), 7(8.38,3.99), 8(9.30,4.95), 9(9.21,5.23).

教職2年目の主観的幸福感の規定要因はわずかである。時間外勤務時間100時間以上の者に比べて45時間未満 ($B = .80, p < .05$) において高い。また、同僚との信頼関係 ($B = .19, p < .05$) を醸成している教諭において高い。既述の説明量を考慮すると、若年層教員の主観的幸福感を高める上で、組織的信頼(特に同僚信頼)に着目すべき点が示唆される。

5. 考察

次に、研究課題1及び研究課題2に基づく分析結果の考察を行う。研究課題1とは、「組織的信頼は、教師効力感、外部ネットワーク、及び属性要因をコントロールしてもなお、若年層教員のキャリア発達に影響を及ぼすのであろうか」であった。研究課題2とは、「若年層教員のキャリア発達に対する組織的信頼の影響は、教職1年目と2年目では変化するのであろうか」であった。本研究における分析結果の一覧は、表7の通りである。

(1) 組織的信頼の効果

研究課題1・2を解明するために、若年層教員のキャリア発達の3次元(抑鬱傾向、ワーク・エンゲイジメント、主観的幸福感)に対する、組織的信頼の4次元(児童生徒信頼、保護者信頼、同僚信頼、管理職信頼)の効果をも2年間にわたって調査した。年度を問わない組織的信頼の効果についての分析の結果

は、以下の3点に整理できる。

第1は、同僚信頼が、キャリア発達3次元すべてにおいて効果を有する点である。職務態度のプラス面(ワーク・エンゲイジメント)とマイナス面(抑鬱傾向)、そして、ワーク・ライフ・バランスの状況(主観的幸福感)のいずれにおいても、同僚信頼が効果を及ぼしている。信頼できる同僚(特に学年教員)との関係が、若年層教員のやりがいを高めるとともに抑鬱傾向を抑え、幸福感を高める作用を持つ。

身近な同僚との信頼関係や支援関係が若年層教員のキャリア発達において重要な意味をもつことは、安藤(2009)、Chi et al. (2014)、Cumming (2016)、波多江他(2016)、大前(2015)、佐々木他(2010)、及び露口・増田(2016)においても確認されている。

第2は、抑鬱傾向とワーク・エンゲイジメントに対しては、管理職信頼が効果を持つ点である。これらは職務と関連する指標である。若年層教員が職務にやりがいを感じ、抑鬱傾向を抑えるためには、管理職との信頼関係が重要であることが明らかにされている。若年層教員と管理職との信頼関係は、若年層教員のキャリア発達の規定要因としてそれほど注目されてこなかった。若年層教員の教職への適応において、管理職が重要な役割を果たしているとする知見は、広く学校現場において共有されるべきであろう。

表7 分析結果一覧

	抑鬱傾向		ワーク・エンゲイジメント		主観的幸福感	
	1年目	2年目	1年目	2年目	1年目	2年目
性別	女性>男性	女性>男性				
年齢	高>低中	高>中			低・中>高	
最終学歴			教職>修士			
学級数	大>小		小>大	小・中>大		
学校段階		小>中		中>小	中>小	
難易度の高い学年担当		高>低				
時間外勤務時間	長>中	長>短	長>短		短>長	短>長
初任者(2年目)研修	抑制効果	抑制効果	促進効果	促進効果		
授業実践力						
組織力	抑制効果				促進効果	
学級経営力	抑制効果		促進効果		促進効果	
人間力						
児童生徒信頼					促進効果	
保護者信頼					促進効果	
同僚信頼		抑制効果	促進効果			促進効果
管理職信頼		抑制効果		促進効果		
分散 [カテゴリカル変数] %	10	21	12	13	5	2
分散 [初任者(2年目)研修] %	7	10	15	22	1	2
分散 [教師効力感] %	9	3	25	7	7	1
分散 [組織的信頼] %	1	9	10	14	2	6

第3は、主観的幸福感に対して、児童生徒信頼と保護者信頼が効果を持つ点である。この点については、生徒との信頼関係が教師全般の主観的幸福感と関連性を持つことが Brouskeli et al. (2018) や McInerney et al. (2018) において明らかにされている。本研究の結果は、若年層教員に限定したものはあるが、教師と生徒との信頼関係と教師の主観的幸福感の関連性を明らかにしている。保護者との信頼関係と教師の主観的幸福感の関係については、これまでに検討されておらず、本研究において生成された新たな知見であると言える。保護者との信頼関係の重要性や信頼構築の方法については様々な研究において検証が進められてきた(露口 2012)。しかしながら、学校・教師が力を入れて醸成した保護者との信頼関係が、教師の職務態度やキャリア発達に対して及ぼす効果については、それほど議論されてこなかった。子どもとの信頼関係、保護者との信頼関係が教師の幸福感的向上を促進しているという関係性は、誰もが実感していることであるが、このことをデータで説明した点に、本研究の価値が認められる。

(2) 組織的信頼の効果の経年変化

前節では、教職1年目と教職2年目の結果を包括した考察を行った。次に、組織的信頼の効果についての年度間比較の結果を考察する。

教職1年目では、ワーク・エンゲイジメントに対する同僚信頼の促進効果、主観的幸福感に対する児童生徒信頼と保護者信頼の促進効果が認められた。ワーク・エンゲイジメントに対する同僚教員との信頼関係の促進効果は、Gulbahar (2017)、Kose (2016)、Zahed-Babelan et al. (2019) によって検証されている。本研究では、同僚教員との信頼関係が、初任者教員(全てのキャリアの教員ではなく)のワーク・エンゲイジメントに対して有効である点を解明した点に価値を認めることができる。また、教師の主観的幸福感に対する、教師と児童生徒・保護者との信頼関係の効果についても Brouskeli et al. (2018) や McInerney et al. (2018) において検証されている。初任者教員においては、「同僚との信頼がやりがいを、児童生徒と保護者との信頼が幸福感を高める」とする傾向が認められている。

教職2年目では、抑鬱傾向に対する同僚信頼と管理職信頼の効果、ワーク・エンゲイジメントに対する管理職信頼の効果、主観的幸福感に対する同僚信頼の効果、それぞれ認められている。教職2年目

は、組織的信頼次元のうち、教職1年目に認められた児童生徒信頼と保護者信頼の効果が認められておらず、同僚信頼と管理職信頼といった組織成員の信頼関係にウエイトが移行している。特に管理職信頼の効果が顕著である。管理職との信頼関係が2年目教員の抑鬱傾向を規定するということは、管理職との信頼関係を評価していない教員はやりがい低調であり、抑鬱傾向が高いということになる。教職2年目においては、「同僚との信頼が抑鬱を抑制し、幸福感を高める。管理職との信頼が抑鬱を抑制し、やりがいを高める」とする傾向が認められる。教職1年目と教職2年目では、若年層教員のキャリア発達に対する効果のポイントが変化している。

それでは、なぜ、教職2年目で、管理職信頼が重要な規定要因となるのであろうか。教職1年目の初任者の時期は、初任者指導員が配置される。調査対象自治体では、初任者指導員は退職校長が務めることが多い。そのため、先輩管理職が初任者教員を専属で指導するため、現役管理職が関与する場面は少なくなる。ところが、2年目に入り、初任者指導員の担当が外れたところで、管理職の介入場面が増加する。そして、もうひとつの解釈がある。それは、働き方改革に対する管理職のアプローチである。調査を実施した2019年度は、時間外勤務時間の縮減の機運が全国で進展し、調査対象自治体にも及んだ。働き方改革を時間外勤務時間の縮減として安易に捉える管理職は、とにかく教員を帰宅させることに力を入れた。若年層教員は仕事が片付かないし、また、やりたいと考えていることができない。こうして、働き方改革をミスリードする管理職の学校において、若年層教員が管理職に対して不信感を抱き、抑鬱傾向が高まり、やりがいを低下させている可能性がある。このように解釈すると、信頼の効果は、キャリアアポイントではなく、その時期の政策・事業の影響を受けている可能性に行き着く。この問題を克服するためには、限界と今後の課題においても言及する複数コーホートの調査を実施する必要がある。どのコーホート(2019年度以降の初任者)も教職2年目で管理職信頼が重要な効果を持つかどうかの検証作業が必要となる。

2018年度初任者データを見ると、教職1年目と2年目では、組織的信頼固有の説明量も変化している。抑鬱傾向は教職1年目(0.97%)から教職2年目(9.28%)へと増加している。ワーク・エンゲイジメントも教職1年目(9.80%)から教職2年目(13.58%)

へと増加している。主観的幸福感についても、教職1年目(2.47%)から教職2年目(6.01%)へと増加している。組織的信頼の効果は、教職1年目よりも、教職2年目において、若年層教員のキャリア発達の分散を説明することが分かる。組織的信頼は、教職1年目よりも2年目において、さらに重要となることが示唆される。

これに対して、説明量が低下しているのが、教師効力感である。抑鬱傾向は教職1年目(8.98%)から教職2年目(3.00%)へと減少している。ワーク・エンゲイジメントも教職1年目(24.70%)から教職2年目(6.86%)へと減少している。主観的幸福感についても、教職1年目(6.73%)から教職2年目(1.02%)へと減少している。教職1年目は、周囲との信頼関係よりも、安定的な学級経営ができていのかどうか、組織人として周囲に積極的に関与しているかどうかについての自信・信念の方が、キャリア発達においてより重要なのである。組織的信頼の説明力は、1年目から2年目にかけて上昇し、教師効力感の説明力は、1年目から2年目にかけて下降する。ただし、これらの1年目と2年目を比較しての解釈は、当該年度の教育政策・事業の影響を考慮しない場合のみ成立するものであることを、改めて確認しておきたい。

6. 実践的示唆

以上の分析・考察から、実践に対する示唆を4点提示する。

第1は、各自治体レベルでの若年層教員の理解を深めて育成戦略を検討する研修の開発・実施である。自治体内での若年層教員の属性、校内人事配置、勤務時間等をデータで確認し、自校の若年層教員の状況を管理職等が理解する機会を設ける必要がある。今回の調査では、教職2年目の教諭が、難易度の高い職務に就き、長時間勤務を余儀なくされており、なおかつ、抑鬱傾向が強いとする傾向が示された。条件にあてはまる教諭が配置される学校の管理職には、校内での人材育成戦略を省察し、必要に応じて改善を進める等の行動変容が期待される。若年層教員との信頼関係醸成のアプローチについても、研修内容に含めたい。本調査で収集した若年層教員のデータであれば、教育センター等の指導主事が、若年層教員を対象とする集合研修時のWEBアンケート等の方法で簡単に収集することができる。教員の属性・キャリア発達の様子を、人的資源管理を目的と

したビッグデータとして蓄積し、その分析結果を管理職や指導主事が共有し、人材育成に生かす仕組みの開発は、Society5.0ビジョンに適合する。

第2は、初任者(2年目)研修の集合研修の見直しと充実化である。集合研修時における同期コーホートの形成、担当指導主事との対話を通しての信頼関係の醸成は、若年層教員のキャリア発達において重要な意味を持つことが判明した。特に、学校内で信頼関係が醸成できていない場合の「つながりのセフティネット」としての機能が期待される。また、学校内で解決できない「問題解決のセフティネット」としても期待できる。本研究では、初任者(2年目)研修のキャリア発達効果が確認されている。しかしながら、全国的(特に地方都市)において、教育センターの対応能力を超えた若年層教員の増加現象が認められており、簡素化・縮減の方向が模索されている。集合研修の際にも、これまでのように指導主事による丁寧な個別支援が困難となりつつある。もちろん、初任者(2年目)研修のカリキュラムや方法の見直しは必要であるが、これまで若年層教員を支えてきた外部ネットワークとしての機能を脆弱化させることは回避したい。また、教職大学院修了者で初任者(2年目)研修を免除する動きがあるが、同期コーホートへの参加(社会関係資本)の価値を鑑みれば、研修の一部免除に止め、集合研修に参加させた方がよいのではないだろうか。

第3は、働き方改革の見直しである。分析結果には、難易度の高い職務に従事し、時間外勤務時間が長い若年層教員において抑鬱傾向が高いとする結果が示された。記述統計量を見ても、教職2年目の38.5%が難易度の高い学年を担当し、59.8%がいわゆる過労死ラインを超えている。働き方改革が適切に進展しているとは言えない状態にある。教職員増員等の環境・条件要因の整備無しに、国が示すガイドラインに準拠し、管理職が帰宅を促すアプローチを採ると、若年層教員は苦境に陥る可能性がある。仕事に十分に慣れていないにもかかわらず難易度の高い業務を担当するため、時間外勤務時間が延びる。数年前であれば、専門職の職能成長過程として当然、子供たちのために当然という解釈をあてはめることで、また、職場での同僚の支援を得ることで、抑鬱傾向を抑制し、やりがいをなんとか維持してきた。しかし、ある時期から突然、その行為が咎められるようになったのである。手のひらを返したように「とにかく帰れ」では、管理職への不信感は高まるばかり

りである。こうした生成される不信感、若年層教員からの報告・連絡・相談の頻度を低下させる可能性があり、ひいては、学校内での様々な事件・事故を引き起こす原因となりかねない。教員個々のペースを無視した、時間外勤務時間の縮減を過剰に強調する働き方改革は再考さなければならぬ⁽⁸⁾。

第4は、組織的信頼を高め、若年層教員の幸福感を向上させる学校経営戦略の開発・実践である。組織的信頼には、先述したように、専門職の学習共同体の形成、授業研究の質の向上、子供の学力・学習意欲の向上等の多様な効果が確認されている。本研究では、組織的信頼によるこれらの効果に加えてさらに、教員の主観的幸福感の向上についても、その効果が認められている。子供・保護者・同僚教員といった日常的に関わる人々との信頼関係が、教師の幸せの原因であると解釈できる。主観的幸福感がさらに様々な効果を生むことが、幸福研究において明らかにされている。信頼と幸福の関連性は、教師のみならず、子供や保護者にもあてはまる。「信頼」と「幸福」を関連づけた学校経営戦略が、今後、多くの学校組織において展開されるであろう⁽⁹⁾。

7. 限界と今後の課題

最後に、限界と今後の課題について言及しておく。

第1は、複数コーホートを対象とする調査の実施である。本研究では、教職2年目における管理職信頼の効果がキャリア発達に対して重要な影響を及ぼしているとする結果が得られた。しかし、この効果が、教職2年目というキャリアポイントだから発生するものなのか、それとも、時間外勤務時間の縮減を強烈に推し進める働き方改革を管理職が選択したことによるものなのか、はっきりしない。この問題を克服するためには、2018年度初任者とは別のコーホートを対象とした経年調査が必要となる。今後、2019-2022年度初任者コーホートについて、A県教育センターとの連携により、各コーホート10年間の調査を継続する予定である。

第2は、個人データの紐付け問題である。2018年度初任者コーホートはこの作業ができていない。2020年度初任者コーホートからはWEBアンケートに切り替えるため、2020年度初任者コーホートからの紐付け作業を開始する。ただし、本調査とは別に収集している県立学校教職員調査（WEBアンケート）では、3年間限定であるが個人紐付け調査を開始した。また、別途実施しているB市を対象とした

調査では、毎月調査を実施し、個人紐付きビッグデータを生成している。既に先例が複数あり、信頼問題と技術問題は共に克服できている。

第3は、外部妥当性の問題である。本研究はA県教育センターが所管する初任者コーホートを対象とした調査研究であり、この結果を、他県においてそのまま適用することには無理がある。自治体を超越しての人事・研修データのビッグデータ生成を進めることで、各自治体には相対的な数値（全国平均との比較等）をフィードバックし、学術的には一般化を進展させる方向で、調査研究を進めたい。

第4は、組織的信頼の測定である。本研究では、主観的幸福感と同様に、子供・保護者・同僚教員・管理職の4次元について11件法で選択する尺度を構成した。今回の研究では、十分に検討できなかったが、信頼尺度が何点を下回れば、どの程度の確率で抑鬱傾向やワーク・エンゲイジメントのリスクが発生するのかを視覚的に理解する方法の開発を今後、ビッグデータ化の試みの中で具現化する。

第5は、説明変数の追加である。本研究では、異動、初任者指導員、講師経験等の重要な変数を取り込めていない。本調査は、教育センターとの連携調査であり、質問数にはかなりの制約がある。この1-2年は、特に教員による回答負荷の抑制（=質問数の抑制）が強く求められている。2020年度のWEB調査では、回答作業の効率化を進めることで、新規の重要項目の追加を実現する予定である。

【付記】

調査に協力頂きました教諭の皆様へ心より感謝申し上げます。なお、本研究は、科学研究費補助金、挑戦的研究（萌芽）17K18649及び基盤研究（B）20H01683の助成を得て実施されました。

【註】

- (1) https://www.mext.go.jp/content/20191224-mxt_zaimu-000003245_30200.pdf (2020.3.18)
- (2) 学校組織における信頼の定義等についての議論は、露口(2012)に詳しい。信頼とは、「不確実性が存在する状況下において、他者・集団の行為を認知した結果として形成される他者に対する期待感」(p.7)として、以下の議論を進める。
- (3) 職務適合(person-job fit)とは、個人の職務についての理想と現実の一致を示す概念である。職場適合

(person-organization fit) とは、個人が理想と考える職場に関する価値観と職場での現実認知の一致を示す概念である。職業適合 (person-vocation fit) とは、個人が理想と考える職業についての価値観と職業生活についての現実認知の一致を示す概念である。職能適合 (person-competence fit) とは、個人の能力と周囲から求められる能力との一致を示す概念である (露口・増田 2016)。

- (4) この他、初任者教員の授業スキルは、クラスサイズや学校の地理的要因 (都市部) の影響を受けることも判明している (Van der Pers & Helms-Lorenz 2019)。クラスサイズが大きい場合、都市部の学校に勤務する場合に、授業スキルが伸びにくい、職能成長が難しくなるといった可能性が示唆されている。
- (5) 活力 (vigor) とは、職務における高度な活気と精神的な再起性、自らの職務への努力投入に対する意欲、困難に直面した場合の抵抗力に特徴づけられる概念である。熱意 (dedication) とは、自らの職務に積極的に関与、情熱・インスピレーション・プライドの実感に特徴づけられる概念である。没頭 (absorption) とは、自らの職務に集中し、幸福感を享受、夢中で取り組む様子に特徴づけられる概念である (Bakker et al. 2008)。
- (6) 指導戦略についての効力感とは、授業計画、授業実践、生徒評価等に関する自信の程度を示す。学級経営についての効力感とは、学級における生徒の逸脱行動への対応、スムーズな授業運営等に関する自信の程度を示す。生徒の没頭についての効力感とは、生徒の学習意欲と没頭感の促進及び生徒の成長支援等に関する自信の程度を示す (Tschannen-Moran & Hoy 2001)。
- (7) ワーク・エンゲイジメントについては、正規分布を仮定するパラメトリック検定 (t 検定) をあわせて実施している。検定結果はノンパラメトリック検定と大差ない。
- (8) 日本経済新聞 (2020.3.24 付) では、「働きがいのある会社ランキング」2020 年度版において、日本の企業では「低下傾向」いう回答が 42.5% を占め、「改善傾向」を 15.9% も上回っている実態を紹介している。長時間労働の是正等を進めた一方で、効率性を重視するあまり、職場のコミュニケーションが減ったことを原因としている。人手不足に陥りやすい小規模企業で、低下傾向はさらに顕著となっている。
- (9) 教職研修 (2020.4 月号) は、学校における「幸せ」を特集として扱っている。子供・保護者・教員の幸福が、学校経営の重要なテーマとなりつつある。

[参考文献]

- 安藤輝次 (2009). 「初任者教員と優秀教員の資質・能力に関する研究」『奈良教育大学紀要』58(1), 147-156.
- Anthony, A.B., Gimbert, B.G., Luke, J.B., & Hurt, M.H. (2019). Distributed leadership in context: Teacher leaders' contributions to novice teacher induction. *Journal of School Leadership*, 29(1), 54-83.
- Bakker, A. B., Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., & Taris, T.W. (2008). Work engagement: An emerging concept in occupational health psychology. *Work & Stress*, 22(3), 187-200.
- Brouskeli, V., Kaltsi, V., and Loumakou, M. (2018). Resilience and occupational well-being of secondary education teachers in Greece. *Issues in Educational Research*, 28(1), 43-60.
- Bryk, A. S., & Schneider, B. (2002). *Trust in schools: A core resource for improvement*, Russell Sage Foundation : NY.
- Cable, D.M., & Judge, T. A. (1996). Person organization fit, job choice decisions, and organizational entry. *Organizational Behavior and Human Decision Process*, 67(3), 294-311.
- Chan, D. W. (2013). Subjective well-being of Hong Kong Chinese teacher: The contribution of gratitude, forgiveness, and the orientations to happiness. *Teaching and Teacher Education*, 32, 22-30.
- Chi, H., Yeh, H., & Wu, S. F. (2014). How well-being mediates the relationship between social support and teaching effectiveness. *Journal of Education and Learning*, 3(4), 117-130.
- Cumming, T. (2016). Early childhood educators' well-being: An updated review of the literature. *Early Childhood Education Journal*, 45(5), 583-593.
- De Neve, D., & Devos, G. (2016). The role of environmental factors in beginning teachers' professional learning related to differentiated instruction. *School Effectiveness and School Improvement*, 27(4), 557-579.
- Diener, E., Larsen, R. J., Levin, S., & Emmons, R. A. (1985). Intensity and frequency: Dimensions underlying positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48 (5), 1253-1265.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125 (2), 276-302.
- Dobson, A. J. (2002). *An introduction to generalized linear*

- models*. Chapman & Hall: UK. (田中豊・森川敏彦・山中竹春・富田誠訳 (2008).『一般化線形モデル入門』共立出版.)
- Fordyce, M. (1988). Fordyce emotions questionnaire. *Social Indicators Research*, 20, 355-381.
- Furukawa, T. A., Kawakami, N., Saitoh, M., Ono, Y., Nakane, Y., Nakamura, Y., Tachimori, H., Iwata, N., Uda, H., Nakane, H., Watanabe, M., Naganuma, Y., Hata, Y., Kobayashi, M., Miyake, Y., Takeshima, T., & Kikkawa, T. (2008). The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 17(3), 152-158.
- Goddard, R. D., Salloum, S. J., & Berebitsky, D. (2009). Trust as a mediator of the relationships between poverty, racial composition, and academic achievement. *Educational Administration Quarterly*, 45 (2), 292-311.
- Gulbahar, B. (2017). The relationship between work engagement and organizational trust: A study of elementary school teachers in Turkey. *Journal of Education and Training Studies*, 5(2), 149-159.
- 波多江俊介・川上泰彦・妹尾渉 (2016).「初任教員のストレスと適応感—パネルデータを用いた分析—」『日本教育経営学会紀要』58, 50-64.
- Helms-Lorenz, M., van de Grift, W., & Maulana, R. (2016). Longitudinal effects of induction on teaching skills and attrition rates of beginning teachers. *School Effectiveness and School Improvement*, 27(2), 178-204.
- Hoy, W. K., & Tschannen-Moran, M. (1999). Five faces of trust: An empirical confirmation in urban elementary schools. *Journal of School Leadership*, 9, 184-208.
- 石上靖芳 (2013).「校内授業研究の活性化要因が若手・中堅・ベテラン教師の力量形成に及ぼす影響—中学校教師への質問紙調査の数量的分析—」『教師学研究』12, 1-10.
- 石上靖芳 (2016).「若手・中堅・ベテラン小学校教師の授業力量の形成に影響を及ぼす研修機会—国語科を対象とした質問紙調査の数量的分析—」『教科開発学論集』4, 13-22.
- Kelly, S., & Northrop, L. (2015). Early career outcomes for the “best and the brightest”: Selectivity, satisfaction, and attrition in the beginning teacher longitudinal survey. *American Educational Research Journal*, 52(4), 624-656.
- Kessler, R. C., Barker, P. R., Colpe, L. J., Epstein, J. F., Gfroerer, J. C., Hiripi, E., Howes, M. J., Normand, S. T., Manderscheid, R. W., Walters, E. E., and Zaslavsky, A. M. (2003). Screening for serious mental illness in the general population. *Archive of General Psychiatry*, 60(2), 184-189.
- Kose, A. (2016). The relationship between work engagement behavior and perceived organizational support and organizational climate. *Journal of Education and Practice*, 7(27), 42-52.
- McGee, J. B., & Winters, M. A. (2019). Rethinking the structure of teacher retirement benefits: Analyzing the preferences of entering teachers. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 41(1), 63-78.
- McInerney, D.M., Korpershoek, H., Wang, H., & Morin, A.J.(2018).Teachers’ occupational attributes and their psychological wellbeing, job satisfaction, occupational self-concept and quitting intentions. *Teaching and Teacher Education*, 71, 145-158.
- OECD (2015). *How's life ? 2015 Measuring well-being*. (西村美由起訳 (2017).『より良い暮らし指標: 生活向上と社会進歩の国際比較』明石書店.)
- 岡東壽隆・鈴木邦治 (1997).『教師の勤務構造とメンタル・ヘルス』多賀出版.
- 大前暁政 (2015).「小学校初任者教員の現場適応の困難性と教員養成課程で身に付けるべき教師力の意識に関する研究」『心理社会的支援研究』6, 3-20.
- Redding, C., & Henry, G. T. (2018). New evidence on the frequency of teacher turnover: Accounting for within-year turnover. *Educational Researcher*, 47(9), 577-593.
- Ross, J. A., & Gray, P. (2006). Transformational leadership and teacher commitment to organizational values: The mediating effects of collective teacher efficacy. *School Effectiveness and School Improvement*, 17 (2), 179-199.
- Saks, A. M., & Ashforth, B. E. (1997). A longitudinal investigation of the relationship between job information, source, applicant perceptions of fit, and work outcomes. *Personnel Psychology*, 50, 395-426.
- Salganik, M. J. (2017). *Bit by bit: Social research in the digital age*. Princeton Univ. Press: NJ. (瀧川裕貴・常松淳・坂本拓人・大林真也訳 (2019).『ビット・バイ・ビット—デジタル社会調査入門—』有斐閣)
- 佐々木邦道・保坂亨・明石要一 (2010).「初任者教員のモチベーション研究 I—1 年間の変容の軌跡—」『千葉大学教育学部紀要』58, 29-36.
- Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and

- engagement: A multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, 25, 293-315.
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 701-716.
- Schaufeli, W.B., Salanova, M., Gon Alez-ro, V. A., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71-92.
- Schein, E. H. (1978). *Carrer Dynamics*. Addison-Wesley.
- (二村敏子・三善勝代訳 (1991). 『キャリア・ダイナミクス：キャリアとは、生涯を通しての人間の生き方・表現である』白桃書房)
- Sheikh, A. A., Inam, A., Rubab, A., Najam, U., Rana, N.A., & Awan, H.M. (2019). The spiritual role of a leader in sustaining work engagement: A teacher-perceived paradigm. *SAGE Open*, July-September 2019, 1-15. DOI: 10.1177/2158244019863567.
- 島津明人 (2014). 『ワーク・エンゲイジメントーポジティブ・メンタルヘルスで活力ある毎日をー』労働調査会.
- Simsek, Y., & Gurler, M. (2019). A study on employee voice and its effect on work engagement: Explicating from the Turkish teachers' perspectives. *International Education Studies*, 12(7), 80-92.
- Supovitz, J., Sirinides, P., & May, H. (2010). How principals and peers influence teaching and learning. *Educational Administration Quarterly*, 46 (1), 31-56.
- 諏訪英広 (2004). 「教員社会におけるソーシャル・サポートに関する研究ーポジティブ及びネガティブな側面の分析ー」『日本紀要育経営学会研究紀要』46, 78-92.
- 高木亮 (2015). 『教師の職業ストレス』ナカニシヤ出版.
- 高木亮 (2019). 「教師の幸福を左右する職員室のソーシャル・キャピタル」露口健司『ソーシャル・キャピタルで解く教育問題』ジダイ社, 234-248.
- 高木亮・北神正行 (2016). 『教師のメンタルヘルスとキャリア』ナカニシヤ出版.
- 高木亮・田中宏二・淵上克義・北神正行 (2006). 「教師の職業ストレスを抑制する方法の探索」『日本教育経営学会紀要』48, 100-114.
- 武智義尚・露口健司 (2020). 「高校教員のワーク・エンゲイジメントを規定する要因は何か？」『学校改善研究紀要』2, 63-75.
- 田尾雅夫・久保真人 (1996). 『バーンアウトの理論と実際ー心理学的アプローチー』誠信書房.
- Tarter, C.J., & Hoy, W.K. (1988). The context of trust: Teachers and the principal. *The High School Journal*, 71, 18-24.
- Tschannen-Moran, M. (2009) Fostering teacher professionalism in schools: The role of leadership orientation and trust., *Educational Administration Quarterly*, 45(2), 217-247.
- Tschannen-Moran, M., & Hoy, A.W. (2001). Teacher efficacy: Capturing an elusive construct. *Teaching and Teacher Education*, 17(7), 783-805.
- Tourangeau, R., Conrad, F. G., & Couper, M. (2013). *The science of web surveys*. Oxford Univ. Press. (大隅昇・鳩真紀子・井田潤治・小野裕亮訳 (2019). 『ウェブ調査の科学：調査計画から分析まで』朝倉書店.)
- 露口健司 (2012). 『学校組織の信頼』大学教育出版.
- 露口健司 (2016a). 「学区と地域が教師に与える影響」高木亮・北神正行『教師のメンタルヘルスとキャリア』ナカニシヤ出版, 128-142.
- 露口健司 (2016b). 「学級における『つながり』は学習意欲の格差を抑制できるか」露口健司『「つながり」を深め子どもの成長を促す教育学』ミネルヴァ書房, 49-60.
- 露口健司 (2016c). 『ソーシャル・キャピタルと教育』ミネルヴァ書房.
- 露口健司 (2016d). 『つながりを深め子供の成長を促す教育学』ミネルヴァ書房.
- 露口健司・増田健太郎 (2016). 「初任者段階をめぐる課題」高木亮・北神正行『教師のメンタルヘルスとキャリア』ナカニシヤ出版, 156-182.
- Van der Pers, M. & Helms-Lorenz, M. (2019). Regional school context and teacher characteristics explaining differences in effective teaching behavior of beginning teachers in the Netherlands. *School Effectiveness and School Improvement*, 30(2), 231-254.
- 渡邊大輔 (2014). 「地域の社会関係資本はだれの健康に影響するのか?ー精神的健康と社会関係資本ー」辻竜平・佐藤嘉倫『ソーシャル・キャピタルと格差社会ー幸福の計量社会学ー』東京大学出版会., 155-168.
- 山崎準二 (2002). 『教師のライフコース研究』創風社.
- 山崎準二 (2012). 『教師の発達と力量形成』創風社.
- Zahed-Babelan, A., Koulaei, G., Moeinikia, M., & Sharif, A. R. (2019). Instructional leadership effects on teachers' work engagement: Roles of school culture, empowerment, and job characteristics. *CEPS Journal*, 9(3), 137-156. DOI: 10.26529/cepsi.181.

資料1 抑鬱傾向 (K6) の主成分分析結果

	成分	共通性
気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じた。	.873	.762
自分は価値のない人間だと感じた。	.801	.642
何をやるにも骨折りと感じた。	.784	.614
絶望的だと感じた。	.768	.589
そわそわして落ち着きがないと感じた。	.715	.511
神経過敏であると感じた。	.666	.443

資料2 ワーク・エンゲイジメント (UWES) の主成分分析結果

	成分	共通性
職場では、元気が出て精力的になるように感じる。	.845	.713
仕事は、私に活力を与えてくれる。	.835	.697
仕事をしていると、活力がみなぎるように感じる。	.829	.687
仕事に没頭しているとき、幸せだと感じる。	.773	.598
朝、目が覚めると、さあ仕事へ行こう、という気持ちになる。	.767	.589
仕事をしていると、つい夢中になってしまう。	.758	.574
私は仕事にのめり込んでいる。	.754	.569
自分の仕事に誇りを感じる。	.751	.564
仕事に熱心である。	.659	.434

資料3 教師効力感尺度の主成分分析結果

	成分				共通性
	1	2	3	4	
正しく発問をする力がある。	.785	-.071	.017	.058	.645
授業方法教具についての知識や技術を持っている。	.785	.050	-.061	-.020	.576
どのようにすれば子どもたちの活動が能率よく進められるか知っている。	.728	-.026	.130	-.036	.623
授業で教えた内容に対する子どもの理解を推測することができる。	.715	-.030	-.009	-.021	.495
授業では、子どもに分かりやすい教え方ができている。	.687	.023	.156	-.008	.606
わかりやすく正確に板書している。	.608	.085	-.003	.186	.492
問題は一人で抱え込まず先輩教員や管理職の協力を得て解決を図っている。	-.047	.902	.154	-.133	.783
悩みや困ったことが生じた場合には、先輩教員や管理職に相談している。	.010	.855	-.107	.046	.741
分からないことは進んで質問し、確かめている。	.112	.778	-.064	-.032	.596
よい情報だけでなく悪い情報についても、報告連絡相談をしている。	-.121	.685	.263	.055	.613
子どもたちと一緒に学級のルールを作り上げることができている。	-.026	.071	.868	-.070	.723
学級内のコミュニケーションを活発にし、よりよい決定を作り出すことができている。	.081	.047	.827	-.089	.729
まとまりのあるクラスをつくる自信がある。	.308	-.147	.636	-.018	.662
問題のある子どもに授業を妨害させないようにすることができる。	.189	.133	.580	.011	.542
他の教師の授業や指導の参観観察に努め、自己の指導に生かしている。	-.161	.156	.412	.342	.398
よいものや必要なものを学ぼうとする意欲と謙虚さを持っている。	-.017	.090	-.087	.766	.609
時と場に応じた言葉遣いができている。	.039	-.211	.012	.719	.453
教職への情熱をもち、公平かつ愛情をもって児童生徒に接している。	-.157	-.191	.465	.626	.607
先輩教員の意見を聞く等して、自己省察し、指導力の向上を図っている。	.055	.318	-.194	.578	.542
校務分掌について理解し、自己の役割を遂行するとともに同僚と協力して取り組んでいる。	.236	.095	-.107	.507	.375
因子間相関係数	1	1.000			
	2	.123	1.000		
	3	.499	.197	1.000	
	4	.250	.419	.322	1.000

資料4 初任者 (2年目) 研修の社会関係資本尺度の主成分分析結果

	成分	共通性
校外の初任者 (2年目) 研修で得た知見を、教育活動で活用している。	.769	.591
校外の初任者 (2年目) 研修では、初任者の仲間と積極的に対話している。	.711	.505
教育センターの指導主事は、適切な助言やヒントを与えてくれる。	.698	.487
初任者 (2年目) 研修をはじめとする研修を、目的意識をもって受講している。	.692	.479
他の初任者 (2年目) 教員は、自分が困った時に支援してくれる。	.664	.441