

小学校における学級担任と保護者との関係構築に関する研究

—ソーシャルサポートを背景とした小学校学級担任と保護者間との関係構築が自己効力感及びワーク・エンゲイジメント向上に与える影響の検討—

杉山志穂^a，藤原忠雄^b

^a大阪府公立小学校 shiho.7.hoshi@gmail.com

^b神戸親和大学 t-fujiwara@ecip.kobe-shinwa.ac.jp

要約：本研究の目的は、小学校学級担任が保護者と良好な関係を構築するための具体的な関わり方を明らかにすることである。また、同僚からのソーシャルサポートが関係構築にどう関わるのかを検討し、それらが自己効力感及びワーク・エンゲイジメントに与える影響についても検討することである。調査対象は、2023年度の小学校学級担任 203 名であった。本研究の結果、保護者との良好な関係構築には、「積極的な受容・配慮」「適時的な報連相」「詳細な情報共有・記録」「尊重的双方向性」「直接的交流」の 5 つの観点が重要であることの示唆を得た。さらに、同僚からのソーシャルサポートを受けながら保護者と良好な関係を構築できている担任は、自己効力感が高まり、それがワーク・エンゲイジメント向上に繋がっていることが明らかになった。

キーワード

小学校学級担任
保護者
関係構築
ソーシャルサポート
ワーク・エンゲイジメント

1. 問題と目的

近年、教育現場における教員のメンタルヘルス問題が深刻化しており、文部科学省（2024）の報告では、令和 5 年度に精神疾患で病気休職した教育職員が 7,119 人に達し、過去最多を記録した。大竹・諸富（2004）は、教員が直面する悩みや問題の多くは人間関係に起因し、「子どもとの関係」「保護者との関係」「同僚・管理職との関係」の三つに分類できると指摘している。特に、教師と保護者の連携は重要とされるが、信頼関係の構築が困難な場合が多い（上村・石隈, 2000, 2007）。このような状況において、露口（2023）は、信頼関係の醸成が、教員の自己効力感や職務モチベーション、ワーク・エンゲイジメント、主観的幸福感を向上させ、バーンアウトや抑鬱を軽減する効果があると訴えている。一方、保護者対応に悩む教員がストレスから心身症や精神疾患を発症する例が多い（宮田, 2013）。また、小橋（2013）は、小・中学校教員ともにバーンアウト得点が高く、特に小学校教員が「保護者との人間関係」で中学校教員よりも強いストレスを感じることを示している。さらに、大竹・諸富（2004）は、小学校教員には、他の教師に援助を求めにくい文化が存在することが、さらなる問題を生んでいると指摘している。

以上の先行研究を踏まえ、本研究では小学校教員に焦点を当て、まず研究 1 において、保護者との良好な関係を構築するために必要な学級担任の具体的な行動を明らかにする。次に研究 2 で、研究 1 で明らかになった関係構築と同僚からのソーシャルサポート、学級担任のワーク・エンゲイジメント及び自己効力感との関連を検討する。

本研究における学級担任と保護者との「関係構築」とは、「子どもの理解と支援に関する意思疎通や連携・協働が可能な関係を構築すること」を意味する。そして、「関係構築」ができていない状況をズレが生じている状態と捉える。

また、ソーシャルサポート、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントの 3 つの概念の捉え方は以下の通りである。ソーシャルサポートとは、他者との社会的支援関係を指し、個人が他者からどのように、またどの程度の支援を受けているかに関する認知である（廣岡・森田, 2002）。自己効力感とは、ある状況において、ある結果を達成するた

めに必要な行動を遂行することができる、と自分の可能性を認識していること (Bandura, A. 1977 原野監訳 1979)。ワーク・エンゲイジメントは、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、熱意、没頭を特徴とし、仕事に向けた持続的かつ全般的な感情と認知を意味する (Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B., 2002)。

ワーク・エンゲイジメントの要因について、JD-R(The Job Demand-Resource)モデル (厚生労働省, 2019) では、仕事の資源、個人の資源、仕事の要求度が影響を及ぼすとされている。また、ソーシャルサポート及び自己効力感、ワーク・エンゲイジメントに関する先行研究として、以下のものが挙げられる。教育活動において困難に直面した際、85%の教員が同じ職場の教員や先輩教員に相談している (山内・小林, 2000)。さらに、保護者との信頼関係を認知している教員は自己効力感が高い傾向にある (露口, 2012)。加えて、教員を取り巻く信頼関係は、自己効力感や職務モチベーション、ワーク・エンゲイジメント、及び主観的幸福感を高めるとともに、バーンアウトや抑うつ傾向を抑制する (露口, 2023) ことが示唆されている。これらの先行研究を踏まえ、本研究では、ワーク・エンゲイジメントを高める要因として、仕事の資源の一つである同僚からのサポートに注目するとともに、個人の資源として自己効力感を取り上げ、以下の仮説を設定した。

仮説 1: ソーシャルサポートを得ている学級担任は、保護者と関係構築ができる。

仮説 2: 保護者と関係構築ができる学級担任は、自己効力感及びワーク・エンゲイジメントが高い。

仮説 3: 自己効力感の高い学級担任は、ワーク・エンゲイジメントも高い。

以上の仮説を検証するために、本研究の目的を以下の 4 つに設定した。

目的 1: 学級担任と保護者との関係構築尺度を検討する。

目的 2: 関係構築に関する基本属性の差異を検討する。

目的 3: 学級担任のソーシャルサポート、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントに関する基本属性の差異を検討する。

目的 4: ソーシャルサポートと関係構築との関連の検討、及びそれらが自己効力感、ワーク・エンゲイジメントに及ぼす影響について検討する。

2. 研究 1

(1) 関係構築尺度検討のための予備調査 1

1) 目的 学級担任・保護者の相互に対する意識のズレの実態把握。

2) 調査協力者 (8 名)

小学校教員: 10 年未満の男性教員 1 名, 女性教員 1 名, 20 年以上の男性教員 1 名, 女性教員 1 名, 小学生の子どもがいる保護者: 男児の父親 1 名, 母親 1 名, 女児の父親 1 名, 母親 1 名

3) 実施時期 2023 年 1 月 6 日—1 月 15 日

4) 調査内容

小学校教員に対しては、保護者と関係構築ができずズレが生じたことを把握するために今年度の内容だけでなく、過去の保護者対応での経験も含め、広く率直な思いや考えを尋ねた。

小学生の子どもがいる保護者に対しては、担任と関係構築ができずズレが生じたことを把握するために、過去の経験も含め、広く率直な思いや考えを尋ねた。

5) 結果

面接終了後、録画と筆記記録から、逐語録を作成した。語りのまとめりにごに切片化し整理した結果、小学校教員では 39 項目の語りが、保護者では 51 項目の語りが得られた。学校心理学を専門とする大学教員、心理学を専攻する大学院生 (小・中学校教員) 6 名, 学校心理士の資格を持つ S C 1 名の計 8 名で KJ 法を参考に、内容の

類似性に基づいてボトムアップ形式で分類した。

小学校教員の分類の結果、17項目の中カテゴリが編成され、定義付けを行い、最終的に7つの大カテゴリ【配慮のあり方】【目標・方向性の相違】【保護者の背景】【日頃の連絡】【不協働性】【一方性】【伝達方法・伝達手段】が見出された。同様に保護者の分類の結果、24項目の中カテゴリが編成され、定義付けを行い、最終的に7つの大カテゴリ【先生への過度な配慮】【考えの相違】【子どもの感情による判断】【不適切な連絡方法】【向き合う機会の少なさ】【要望への不对応】【連絡手段】が見出された。

(2) 関係構築尺度検討のための予備調査2

1) 目的

保護者対応時に心がけていることや大切にしていることについて、教職員の意識を把握する。

2) 調査協力者

現職の教職員33名（幼稚園1名、保育所1名、小学校19名、中学校10名、高等学校2名）であった。

3) 実施時期 2023年4月27日—5月7日

4) 調査内容

保育や教育現場における保護者対応でのズレの経験をもとに関係構築に必要なだったと今思うこと、不足していたこと、現在保護者対応していく上で大切にしていること、心がけていることについて箇条書きで回答を求めた。実施時間は5分程度であった。

5) 結果

調査終了後、語りのまとまりごとに切片化し整理した結果、388項目の語りが得られた。学校心理学を専門とする大学教員、心理学を専攻する大学院生（小学校教員）4名、学校心理士の資格を持つS C 1名の計6名でKJ法を参考に、内容の類似性に基づいてボトムアップ形式で分類した。

分類の結果、55項目の小カテゴリが編成され、30項目の中カテゴリ、最終的に8つの大カテゴリ【教師の心がけ】【組織的な対応】【担任と子どもとの関係】【担任からの関係づくり】【担任からの連絡】【協働・限界の明示】【双方向での共有】【受容・傾聴】が見出された。

(3) 関係構築尺度検討のための本調査

1) 目的

上述の目的1（学級担任と保護者との関係構築尺度の検討）、目的2（関係構築に関する基本属性の差異の検討）

2) 調査対象者

近畿圏内の小学校34校に、質問紙調査の概要と回答方法を記した調査依頼状を送付し、依頼した。また、調査者の知り合いを通じての声かけもあわせて行った。同意を得られた2023年度通常学級・支援学級を担任している教員からGoogle Formsを通じて回答を得た（有効回答率：100%）。

対象者の性の内訳は、男性69名、女性134名、回答しない0名の203名であった。

3) 実施時期 2023年7月20日—8月31日

4) 調査内容

①基本属性

性別、講師歴を含む小学校における教員歴、現在の勤務校における在籍年数、現在担任している学年、学級の児童数、通常学級数+支援学級数の学校全体の学級数の記入を求めた。

②関係構築尺度

2回の予備調査の結果をKJ法を参考に整理した関係構築に関する設問55項目を原尺度とした。調査の実施に際しては、「1学期を振り返り、あなたがおこなってきたことについて、当てはまるものを1つ選んでください。」と教示し、各項目について、「1：全くしていなかった」から「5：いつもしていた」の5件法で回答を求めた。

③小学校教師用ストレス尺度（1因子5項目）

本研究においては、上記関係構築尺度における基準関連妥当性を検討するために、清水（2012）が作成した小学校教師用ストレス尺度のうち、本研究に関連のある保護者ストレスのみを抽出して用いた。調査の実施に際しては「1学期の間にあなたが感じたことについて、当てはまるものを1つ選んでください。」と教示し、各項目について、「1：全くなかった」から「5：とても多くあった」の5件法で回答を求めた。

5) 手続き

調査は協力依頼書に基づき、研究の目的や内容、質問紙を行う上での留意点を含む説明を行った。また学校、個人が特定されない旨を伝え、校長等の同意を得た後に質問紙調査を行った。

6) 倫理的配慮

質問紙の表紙に、調査の目的、自由意思による回答、個人情報やプライバシーの保護など、研究上の倫理についての説明を記載し、調査協力に同意した方から回答を得た。実施時間は10分程度であった。

7) 分析方法

・探索的因子分析

関係構築尺度における各因子の構造を明らかにするために、探索的因子分析（主因子法、プロマックス回転）を行った。また因子の信頼性を検証するために、信頼性係数（Cronbach' α ）を算出し、内的整合性を確認した。

・確認的因子分析

探索的因子分析により抽出された下位因子及び項目の構成の適切性を検証するために確認的因子分析を行った。なお、統計解析にはSPSS29.0及びAmos25.0を用いた。属性の詳細は表1に示した。

表 1. 調査協力者の属性の内訳 ($n=203$)

性別	教員歴	在籍年数	現在の担任	現在の学級の児童数	学校規模 (通常学級数+支援学級数)
男性 69	1～5年 24	1年目 44	1年 29	10人以下 44	小規模校 (1～11学級) 44
女性 134	6～10年 54	2年目 33	2年 28	11～20人 7	標準校 (12～18学級) 88
	11～15年 64	3年目 15	3年 16	21～25人 34	中規模校 (19～24学級) 52
	16～20年 34	4年目 20	4年 25	26～30人 41	大規模校 (25～30学級) 15
	20年以上 27	5年目 32	5年 29	31～35人 51	過大規模校 (31学級以上) 4
		6年目 25	6年 38	36～40人 17	
		7年以上 34	支援学級 38	41人以上 9	

(4) 関係構築における基本属性の差異の検討

本研究の2つ目の目的は、関係構築に関する基本属性の差異を検討することであった。

調査対象者を性で分類したt検定と、教員歴、在籍年数、現在の担任、現在の学級の児童数、学校規模を以下の通り分類し、1要因分散分析及びTukey法による多重比較を行った。

1) 基本属性の分類方法

【性別】

「回答しない」は0名だったため、「男性」「女性」の2群とした。

【教員歴】

令和4年度実施「学校教員統計調査」(文部科学省,2023)に倣い、「5年未満」「5年以上10年未満」「10年以上15年未満」「15年以上20年未満」「20年以上」の5群とした。

【在籍年数】

中島(2004)の公立学校教員の職域専門病院を受診するのは、まだ学校に慣れていない、子どもたちも違う、保護者が要求するものもまるで違う、という学校間格差を感じるためと、同僚や管理職との関係が十分出来ていないため、圧倒的に異動後1年目が多い、との指摘がある。よって、在籍年数を1年目、それ以後を2年ごとにまとめ、「1年目」「2・3年目」「4・5年目」「6年目以上」の4群とした。

【現在の担任】

第1・2学年を「低学年」、第3・4学年を「中学年」、第5・6学年を「高学年」、特別支援学級を「特別支援」の4群とした。

【現在の学級の児童数】

渡部（2000）の研究において、質問紙に記入のあった16校全てが30人以下を適正な学級規模と回答していたことより、「10人以下」、「11～30人」、「31人以上」の3群とした。

【学校規模】

学校教育法施行規則（昭和22年文部省令第11号）第41条において「小学校の学級数は、12学級以上18学級以下を標準とする」と規定されている（文部科学省,2015）。この適正規模校を「標準校」とし、標準校を下回る11学級以下の学校を「小規模校」、19学級以上の学校を「中規模校以上」の3群とした。

2) 属性分析（各属性における水準間の差異の検討）

独立変数を各属性、従属変数を関係構築下位尺度得点とするt検定（性）、1要因分散分析（性以外の5属性）を行った。その結果を以下に示す。なお、文中の全角不等号（<）は、その大小関係が有意であったことを意味する。統計的検討の有意水準は5%とした。

3) 結果

①関係構築尺度の因子構造について

関係構築尺度の構造を検証するため探索的因子分析を行い、適切性を担保するために確認的因子分析を行った。

②探索的因子分析

関係構築尺度の全55項目における天井効果及び床効果の検証を行った結果、床効果は確認されなかったが、7項目に天井効果が認められた。これらの項目は、保護者との関係構築において担任が意識的に取り組むと得点が高くなる傾向があるため、本研究では尺度検討を目的とし、できる限り多くの観点を抽出することを優先して削除を行わなかった。次に、因子分析において因子負荷量が.35に満たない項目及び他の因子との競合を示す項目を確認し、該当する項目を削除した後、因子分析を繰り返した。信頼性の検証では、Cronbachの α 係数を用いて内的整合性を確認した。

主因子法・プロマックス回転を用いた探索的因子分析の結果、固有値が順に6.656, 1.915, 1.431, 1.258, 1.053, 0.868と減少し、その減衰率及び固有値1を基準にしたところ、5因子構造が適切であると判断した。第1因子は、保護者を積極的に受け入れ、接する際の配慮に関連する項目で構成され、「積極的な受容・配慮」と命名した。第2因子は、保護者や他の教師との連絡に関する項目で「適時的な報連相」と命名した。第3因子は、児童の様子の記録や保護者との情報共有に関する項目で「詳細な情報共有・記録」とした。第4因子は、保護者の意見を尊重しつつ話し合う項目で「尊重的双方向性」と命名し、第5因子は保護者との直接的なコミュニケーションに関連する項目で「直接的交流」と名付けた。

各因子の信頼性を確認するためにCronbachの α 係数を算出した結果、第1因子は.885、第2因子は.768、第3因子は.711、第4因子は.609、第5因子は.670であった（表2）。第4因子と第5因子については項目数が少ないため α 係数はやや低いですが、いずれも担任と保護者との関係構築において重要な因子であると考えられるため採用した。また、本尺度を用いて、共分散構造分析での確認的因子分析をこの後実施すること、尺度全体として、因子構造が不安定ながらこの5つの特性因子により有益な分析ができると考え、今後の課題があることをふまえた上で5因子解を採用した。

さらに、関係構築尺度の基準関連妥当性を検討するため、5つの下位尺度得点と小学校教師用ストレス尺度（清水,2012）の設問「保護者が教師に対して批判的である」得点との相関分析を行った。その結果、5つの下位尺度と負の相関が認められ（-.305, -.216, -.220, -.095, -.201）、関係構築のための取り組みが保護者からの批判と関連していることが示された。この結果により、尺度の基準関連妥当性が一定程度確認されたと考えられる。

③確認的因子分析

確認的因子分析の結果、適合指数が $GFI=.891, CFI=.928, RMSEA=.063$ であり、 GFI は十分とは言えないが、概ね適切なモデルであると判断した。

以上の分析結果より、本研究において関係構築尺度の内容的妥当性、基準関連妥当性、因子的妥当性が確認された。

表 2. 関係構築尺度の因子分析（主因子法・プロマックス回転）（ $\alpha=.882$ ）

No.	項目	I	II	III	IV	V	
<第1因子 積極的な受容・配慮> ($\alpha=.885$)							
38	保護者の思いを尊重する	0.936	-0.050	-0.070	-0.050	-0.025	
23	保護者の大事に考えていることを受け入れる	0.926	-0.144	-0.035	0.053	-0.055	
28	保護者のことを理解しようと努め、対応する	0.801	0.119	-0.022	-0.003	-0.136	
50	適切な連絡方法について、保護者と共通理解をはかる	0.644	-0.001	0.039	-0.097	0.222	
55	保護者の要望や思いを聴く	0.617	0.113	-0.081	-0.028	0.089	
17	保護者の立場に立った伝え方をする	0.559	0.120	0.110	0.159	-0.171	
44	保護者が話しやすい雰囲気や環境づくりをする	0.431	0.090	0.030	0.101	0.189	
<第2因子 適時的な報・連・相> ($\alpha=.768$)							
27	自分一人で抱え込まないように、周囲の先生に報告・連絡・相談をする	0.009	0.875	0.146	-0.137	-0.150	
26	状況に応じて、連絡手段を選択する	0.008	0.563	-0.136	0.221	0.167	
54	保護者との連絡手段によく電話を利用する	-0.025	0.560	-0.189	-0.027	0.252	
32	他の教員から、児童の情報を収集する	0.088	0.545	0.119	-0.045	0.101	
<第3因子 詳細な情報共有・記録> ($\alpha=.711$)							
10	日頃から子どもの情報を保護者と共有する	0.069	-0.110	0.824	0.042	0.061	
11	些細なことでも、子どもの様子を丁寧に記録する	-0.062	0.123	0.658	-0.017	-0.001	
2	子どものことで気になることがあれば連絡帳で伝える	-0.091	-0.006	0.620	-0.033	0.004	
<第4因子 尊重的双方向性> ($\alpha=.609$)							
16	保護者と話をする際には、一方的に話さないようにする	-0.054	0.073	0.036	0.933	-0.138	
42	保護者とはズレが多少あっても仕方ないと考え、折り合いをつけて対応する	0.015	-0.131	-0.053	0.466	0.222	
8	保護者から相談があった場合、聴き役に徹する	0.128	-0.104	-0.009	0.414	0.122	
<第5因子 直接的交流> ($\alpha=.670$)							
41	保護者と直接会って、話をする	-0.060	0.116	-0.034	0.042	0.643	
52	保護者と日頃からコミュニケーションをとる	0.093	0.001	0.280	0.049	0.562	
累積寄与率=53.17							
		因子相関	I	II	III	IV	V
				0.52			
				0.44	0.18		
				0.5	0.45	0.21	
				0.59	0.39	0.37	0.26

④下位尺度間の平均値及び標準偏差

小学校における学級担任と保護者との関係構築を解明するために、個人のものである性、教員歴、在籍年数、担任学年、学級の児童数、学校規模に焦点を当てて分析を行った。下位尺度間の平均値及び標準偏差を算出した結果を表3に示す。

表 3. 関係構築尺度における平均値及び標準偏差結果

	積極的な受容・配慮	適時的な報連相	詳細な情報共有・記録	尊重的双方向性	直接的交流
性					
男性	3.85	4.12	3.08	3.97	3.46
(n=69)	(0.75)	(0.65)	(0.83)	(0.66)	(0.97)
女性	3.90	4.24	3.53	4.04	3.47
(n=134)	(0.68)	(0.61)	(0.85)	(0.61)	(0.81)
教員歴					
5年未満	3.55	3.71	3.62	3.85	3.03
(n=20)	(0.80)	(0.84)	(0.94)	(0.51)	(0.92)
5年～10年未満	3.73	4.22	3.16	3.88	3.33
(n=44)	(0.66)	(0.56)	(0.77)	(0.67)	(0.81)
10年～15年未満	3.96	4.27	3.27	4.09	3.52
(n=67)	(0.66)	(0.62)	(0.87)	(0.63)	(0.89)
15年～20年未満	4.13	4.30	3.41	4.30	3.70
(n=37)	(0.62)	(0.49)	(0.97)	(0.57)	(0.72)
20年以上	3.85	4.19	3.70	3.84	3.56
(n=35)	(0.77)	(0.61)	(0.76)	(0.57)	(0.91)
在籍年数					
1年目	3.87	4.05	3.40	4.08	3.30
(n=44)	(0.80)	(0.73)	(0.88)	(0.57)	(0.99)
2・3年目	3.92	4.26	3.43	3.93	3.43
(n=48)	(0.55)	(0.49)	(0.85)	(0.52)	(0.83)
4・5年目	3.64	4.21	3.11	3.88	3.37
(n=52)	(0.76)	(0.67)	(0.83)	(0.73)	(0.91)
6年目以上	4.08	4.25	3.57	4.15	3.73
(n=59)	(0.63)	(0.59)	(0.87)	(0.62)	(0.70)
現在の担任					
低学年	3.84	4.26	3.36	4.09	3.39
(n=57)	(0.72)	(0.62)	(0.81)	(0.61)	(0.82)
中学年	4.03	4.27	3.33	4.08	3.28
(n=41)	(0.74)	(0.58)	(0.74)	(0.63)	(0.89)
高学年	3.70	4.19	2.95	3.93	3.39
(n=67)	(0.71)	(0.63)	(0.75)	(0.68)	(0.90)
特別支援	4.10	4.02	4.23	3.99	3.93
(n=38)	(0.51)	(0.66)	(0.68)	(0.53)	(0.69)
学級の児童数					
10人以下	4.06	4.02	4.20	3.98	3.85
(n=44)	(0.55)	(0.64)	(0.70)	(0.55)	(0.80)
11～30人	3.94	4.27	3.15	4.03	3.41
(n=82)	(0.64)	(0.53)	(0.81)	(0.57)	(0.69)
31人以上	3.72	4.21	3.16	4.01	3.32
(n=77)	(0.81)	(0.70)	(0.72)	(0.72)	(1.01)
学校規模					
小規模校	3.86	4.22	3.56	3.99	3.84
(n=44)	(0.52)	(0.46)	(0.87)	(0.44)	(0.65)
標準校	3.91	4.18	3.39	3.98	3.32
(n=88)	(0.72)	(0.67)	(0.89)	(0.65)	(0.87)
中規模校以上	3.86	4.20	3.25	4.07	3.43
(n=71)	(0.78)	(0.66)	(0.83)	(0.69)	(0.92)

上段：平均値, 下段：標準偏差

⑤関係構築における基本属性の差異

関係構築に関する基本属性の差異を検討した結果、以下のことが明らかになった。

「積極的な受容・配慮」において、教員歴、在籍年数、担任学年、児童数の主効果が有意 ($F(4, 198)=3.15, p=.015$), ($F(3, 199)=3.80, p=.011$), ($F(3, 199)=3.59, p=.015$), ($F(2, 200)=3.70, p=.026$)であった。Tukey 法による多重比較の結果、教員歴においては5年未満<15~20年未満($p=.023$)であった。在籍年数においては4・5年目<6年目以上($p=.005$)であった。担任学年においては、高学年<特別支援($p=.024$)であった。児童数においては、31人以上<10人以下($p=.031$)であった。

「適時的な報連相」において、教員歴、在籍年数の主効果が有意 ($F(4, 198)=3.73, p=.006$), ($F(3, 199)=3.80, p=.011$)であった。Tukey 法による多重比較を行った。その結果、教員歴においては、5年未満<5年~10年未満($p=.02$), 10~15年未満($p=.003$), 15~20年未満($p=.005$), 20年以上($p=.047$)であった。在籍年数においては、有意な差が認められなかった。

「詳細な情報共有・記録」は性において主効果が有意であり、男性<女性 ($t(201)=3.61, p<.001$)であった。また教員歴、在籍年数、担任学年、児童数の主効果が有意 ($F(4, 198)=2.57, p=.039$), ($F(3, 199)=2.70, p=.047$), ($F(3, 199)=23.35, p<.001$), ($F(2, 200)=33.18, p<.001$)であった。Tukey 法による多重比較を行った。その結果、教員歴においては、5~10年未満<20年以上($p=.049$)であった。在籍年数においては、4・5年目<6年目以上($p=.029$)であった。担任学年においては、高学年<低学年($p=.016$), 低学年<特別支援($p<.001$), 中学年<特別支援($p<.001$), 高学年<特別支援($p<.001$)であった。児童数においては、11~30人<10人以下($p<.001$), 31人以上<10人以下($p<.001$)であった。

「尊重的双方向性」において、教員歴の主効果が有意($F(4, 198)=3.91, p=.004$)であった。Tukey 法による多重比較を行った結果、5年未満<15~20年未満($p=.019$), 20年以上<15~20年未満($p=.014$)であった。

「直接的交流」において、教員歴、在籍年数、担任学年、児童数、学校規模の主効果が有意($F(4, 198)=2.50, p=.044$), ($F(3, 199)=2.72, p=.046$), ($F(3, 199)=4.91, p=.003$), ($F(2, 200)=33.18, p<.001$), ($F(2, 200)=5.73, p=.004$)であり、Tukey 法による多重比較を行った。その結果、教員歴においては、5年未満<15~20年未満($p=.037$)であった。

担任学年においては、低学年<特別支援($p=.013$), 中学年<特別支援($p=.004$), 高学年<特別支援($p=.009$)であった。児童数においては、11~30人, 31人以上<10人以下($p<.001$)であった。学校規模においては、標準校<小規模校($p=.003$), 中規模校以上<小規模校($p=.032$)であった。

3. 研究2

(1) 目的

上述の目的3(学級担任のソーシャルサポート, 自己効力感, ワーク・エンゲイジメントに関する基本属性の差異の検討), 目的4(ソーシャルサポートを背景とした関係構築が, 学級担任の自己効力感, ワーク・エンゲイジメントに与える影響の検討)

(2) 方法

1) 使用尺度

以下, 3尺度全てにおいて先行研究に倣い, 因子名はそのまま使用することとした。

①職場における短縮版ソーシャルサポート尺度 (3因子 各2項目)

森・三浦(2006)が開発した職場における短縮版ソーシャルサポート尺度を使用した。6項目の天井効果及び床効果の検討を行ったところ, 6項目中4項目が天井効果となったが, 全ての項目が必要であると判断し採用した。なお先述の通り, 森・三浦(2006)によって, 信頼性及び妥当性が確認されている。下位尺度ごとにCronbachの α 係数を算出したところ, 本研究においては, 第1因子が $\alpha=.913$, 第2因子が $\alpha=.932$, 第3因子が $\alpha=.922$ であり, 十分な信頼性が確認された。

②小学校教師用自己効力感尺度（3因子 各4項目）

松尾・清水（2007）が開発した小学校教師用自己効力感尺度を使用した。12項目の天井効果及び床効果の検討を行ったところ、天井効果、床効果は認められなかったことから、12項目全ての項目を採用した。なお、先述の通り、松尾・清水（2007）によって、信頼性及び妥当性が確認されている。下位尺度ごとにCronbachの α 係数を算出したところ、本研究においては、第1因子が $\alpha=.766$ 、第2因子が $\alpha=.812$ 、第3因子が $\alpha=.729$ であり、十分な信頼性が確認された。

③日本語版ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度（短縮版 UWES-J）（3因子 各3項目）

日本語版ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度（Utrecht Work Engagement Scale Japan: UWES-J）の短縮版を使用した。この尺度は、Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B.(2002)によって開発されたものであり、島津・小杉・鈴木・梨和・加登・平賀・入交・北岡（2007）により邦訳された。その後、Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kosugi, A., Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, A., Sakamoto, M., Irimajiri, H., Amano, S., Hirohata, K., & Goto, R., Kitaoka-higashiguchi, K.(2008)によって日本における信頼性及び妥当性が確認されている。本尺度は、仕事に積極的に向かい活力を得ている状態を評価するもので、個人のメンタルヘルスの状況を尋ねる。項目数により3種類あるが、本研究においては短縮版である9項目版を使用した。活力・熱意・没頭の3下位尺度から構成されている。9項目の天井効果及び床効果の検討を行ったところ、天井効果、床効果は認められなかったことから、9項目全ての項目を採用した。下位尺度ごとにCronbachの α 係数を算出したところ、本研究においては、第1因子が $\alpha=.893$ 、第2因子が $\alpha=.855$ 、第3因子が $\alpha=.894$ であり、十分な信頼性が確認された。

2) 各尺度における基本属性の差異の検討

①職場における短縮版ソーシャルサポート尺度におけるt検定及び1要因分散分析

独立変数を各属性、従属変数を職場における短縮版ソーシャルサポート各下位尺度得点とするt検定（性）、1要因分散分析（性以外の5属性）を行った。「情動的サポート」において、在籍年数の主効果が有意（ $F(3, 199)=3.06, p=.023$ ）であった。Tukey法による多重比較の結果、在籍年数においては1年目<6年目以上（ $p=.02$ ）であった。「道具的サポート」においては、主効果が有意でなかった。「情緒的サポート」において、在籍年数、学校規模の主効果が有意（ $F(3, 199)=4.07, p=.008$ ）、（ $F(2, 200)=5.35, p=.005$ ）であった。Tukey法による多重比較の結果、在籍年数においては1年目<6年目以上（ $p=.004$ ）であった。学校規模においては中規模校以上<標準校（ $p=.004$ ）であった。

②小学校教師版自己効力感尺度におけるt検定及び1要因分散分析

独立変数を各属性、従属変数を小学校教師版自己効力感各下位尺度得点とするt検定（性）、1要因分散分析（性以外の5属性）を行った。「生徒指導」において、教員歴の主効果が有意（ $F(4, 198)=8.40, p<.001$ ）であった。Tukey法による多重比較の結果、教員歴においては5年未満<15~20年未満（ $p<.001$ ）、20年以上（ $p<.001$ ）、5~10年未満<15~20年未満（ $p=.007$ ）、20年以上（ $p<.001$ ）、10~15年未満<20年以上（ $p=.022$ ）であった。「教師理解」において、教員歴の主効果が有意（ $F(4, 198)=7.14, p<.001$ ）であった。Tukey法による多重比較の結果、教員歴においては5年未満<15~20年未満（ $p=.001$ ）、20年以上（ $p<.001$ ）、5~10年未満<15~20年未満（ $p=.018$ ）、20年以上（ $p=.008$ ）、10~15年未満<15~20年未満（ $p=.045$ ）、20年以上（ $p=.021$ ）であった。「生徒理解」において、担任学年の主効果が有意（ $F(3, 199)=3.98, p=.009$ ）であった。Tukey法による多重比較の結果、担任学年においては高学年<低学年（ $p=.038$ ）、高学年<特別支援（ $p=.013$ ）であった。

③日本語版ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度におけるt検定及び1要因分散分析

独立変数を各属性、従属変数を日本語版ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント各下位尺度得点とするt検定（性）、1要因分散分析（性以外の5属性）を行った。「活力」において、在籍年数、学校規模の主効果が有意（ $F(3, 199)=4.32, p=.006$ ）、（ $F(2, 200)=8.79, p<.001$ ）であった。Tukey法による多重比較の結果、在籍年数においては4・5年目<6年目以上（ $p=.004$ ）、学校規模においては標準校<小規模校（ $p<.001$ ）、中規模校以上<標準校（ $p=.043$ ）であった。「熱意」において、教員歴、在籍年数の主効果が有意（ $F(4, 198)=2.59, p=.038$ ）、（ $F(3, 199)=5.39, p<.001$ ）であった。Tukey法による多重比較の結果、教員歴に有意差がみられなかったが、在籍年数においては4・5年目<6年目以上（ $p<.001$ ）であった。「没頭」においては、在籍年数の主効果が有意（ $F(3, 199)=4.50, p=.004$ ）であっ

た。Tukey 法による多重比較の結果、4・5年目<6年目以上 ($p=.002$)であった。

(3) 各尺度における基本属性による差異の結果

個人の特性である性、教員歴、在籍年数、担任学年、学級の児童数、学校規模に焦点を当てて分析を行った。下位尺度間の平均値及び標準偏差を算出した結果を表4に示す。

表4. ソーシャルサポート尺度、自己効力感尺度、ワーク・エンゲイジメント尺度各平均値及び標準偏差結果

	情動的	道具的	情緒的	生徒指導	教師理解	生徒理解	活力	熱意	没頭
性									
男性	3.82	3.83	3.83	3.54	3.57	3.89	4.06	4.59	4.04
($n=69$)	(1.06)	(1.10)	(1.06)	(0.70)	(0.60)	(0.58)	(1.64)	(1.45)	(1.63)
女性	3.99	3.69	4.10	3.54	3.54	3.99	4.15	4.74	4.18
($n=134$)	(0.93)	(1.26)	(0.92)	(0.64)	(0.62)	(0.53)	(1.40)	(1.34)	(1.48)
教員歴									
5年未満	4.10	3.73	4.05	3.11	3.18	3.76	3.53	4.12	3.80
($n=20$)	(1.05)	(1.46)	(0.97)	(0.76)	(0.63)	(0.71)	(1.67)	(1.65)	(1.90)
5年～10年未満	4.08	3.92	3.90	3.32	3.40	3.89	3.90	4.46	3.76
($n=44$)	(0.93)	(0.97)	(1.00)	(0.63)	(0.45)	(0.47)	(1.40)	(1.02)	(1.21)
10年～15年未満	3.69	3.60	3.90	3.50	3.47	3.90	4.09	4.62	4.14
($n=67$)	(1.03)	(1.28)	(1.03)	(0.62)	(0.69)	(0.53)	(1.44)	(1.50)	(1.60)
15年～20年未満	4.04	3.76	4.14	3.80	3.80	4.14	4.44	5.09	4.41
($n=37$)	(0.88)	(1.20)	(1.01)	(0.54)	(0.48)	(0.53)	(1.68)	(1.38)	(1.53)
20年以上	3.99	3.76	4.17	3.89	3.84	4.07	4.45	5.03	4.49
($n=35$)	(0.94)	(1.20)	(0.82)	(0.55)	(0.55)	(0.56)	(1.24)	(1.22)	(1.46)
在籍年数									
1年目	3.64	3.57	3.66	3.57	3.44	4.00	3.93	4.70	3.98
($n=44$)	(1.10)	(1.36)	(1.19)	(0.61)	(0.60)	(0.53)	(1.55)	(1.41)	(1.70)
2・3年目	3.97	3.76	4.02	3.53	3.58	3.94	4.06	4.67	4.13
($n=48$)	(0.91)	(1.14)	(0.81)	(0.71)	(0.64)	(0.62)	(1.38)	(1.30)	(1.31)
4・5年目	3.84	3.69	3.93	3.38	3.55	3.88	3.72	4.16	3.65
($n=52$)	(0.98)	(1.14)	(0.97)	(0.75)	(0.53)	(0.48)	(1.48)	(1.45)	(1.38)
6年目以上	4.19	3.88	4.31	3.68	3.61	4.01	4.66	5.18	4.67
($n=59$)	(0.86)	(1.20)	(0.86)	(0.53)	(0.67)	(0.56)	(1.39)	(1.19)	(1.56)
担任学年									
低学年	4.20	3.91	4.27	3.54	3.55	4.05	4.18	4.82	4.35
($n=57$)	(0.84)	(1.16)	(0.74)	(0.73)	(0.58)	(0.50)	(1.54)	(1.44)	(1.61)
中学年	3.79	3.61	3.85	3.57	3.62	3.94	4.29	4.88	4.06
($n=41$)	(1.05)	(1.33)	(1.10)	(0.61)	(0.50)	(0.46)	(1.54)	(1.51)	(1.72)
高学年	3.79	3.61	3.82	3.43	3.45	3.79	3.72	4.33	3.94
($n=67$)	(1.00)	(1.24)	(1.07)	(0.59)	(0.64)	(0.59)	(1.53)	(1.39)	(1.49)
特別支援	3.91	3.83	4.09	3.72	3.66	4.13	4.55	4.94	4.24
($n=38$)	(0.99)	(1.05)	(0.91)	(0.69)	(0.70)	(0.58)	(1.06)	(0.99)	(1.23)
学級の児童数									
10人以下	3.98	3.93	4.13	3.63	3.57	4.11	4.50	4.89	4.20
($n=44$)	(1.02)	(1.07)	(0.94)	(0.69)	(0.69)	(0.57)	(1.06)	(0.93)	(1.22)
11～30人	3.95	3.77	4.01	3.52	3.51	3.95	3.92	4.70	4.13
($n=82$)	(0.94)	(1.18)	(0.93)	(0.59)	(0.55)	(0.55)	(1.52)	(1.35)	(1.51)
31人以上	3.88	3.59	3.94	3.53	3.59	3.88	4.12	4.57	4.10
($n=77$)	(0.99)	(1.30)	(1.05)	(0.71)	(0.63)	(0.53)	(1.62)	(1.60)	(1.72)
学校規模									
小規模校	4.09	3.61	4.07	3.62	3.65	4.05	4.77	5.07	4.42
($n=44$)	(0.79)	(1.20)	(0.89)	(0.64)	(0.64)	(0.54)	(1.30)	(1.10)	(1.33)
標準校	3.75	3.80	3.77	3.55	3.52	3.95	3.69	4.54	4.00
($n=88$)	(1.06)	(1.12)	(1.08)	(0.60)	(0.54)	(0.50)	(1.30)	(1.17)	(1.33)
中規模校以上	4.05	3.74	4.26	3.50	3.54	3.90	4.24	4.65	4.12
($n=71$)	(0.94)	(1.31)	(0.83)	(0.73)	(0.68)	(0.61)	(1.64)	(1.71)	(1.84)

上段：平均値，下段：標準偏差

①職場における短縮版ソーシャルサポート尺度における基本属性による差異の結果

「情動的サポート」において、在籍年数6年目以上の教員が1年目の教員よりも有意に高かった。

「情緒的サポート」においても、在籍年数6年目以上の教員が1年目の教員よりも有意に高かった。学校規模では、標準校の教員が中規模以上校の教員よりも有意に高い結果を示した。

②自己効力感尺度における基本属性による差異の結果

「生徒指導」において、教員歴15～20年未満の教員は、5年未満及び5～10年未満の教員よりも有意に高かった。また教員歴20年以上の教員は、5年未満、5～10年未満及び10～15年未満の教員よりも有意に高い結果を示した。「教師理解」において、教員歴15～20年未満及び20年以上の教員は、5年未満・5～10年未満及び10～15年未満の教員よりも有意に高かった。「生徒理解」において、低学年担任及び特別支援学級担任が、高学年担任よりも有意に高かった。

③日本語版ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度における基本属性による差異の結果

「活力」において、在籍年数6年目以上の教員が4・5年目の教員よりも有意に高かった。担当学年では特別支援学級の教員が高学年の教員よりも有意に高かった。学校規模では、小規模校の教員が標準校の教員よりも有意に高く、標準校の教員が中規模以上校の教員よりも有意に高かった。「熱意」及び「没頭」においても、在籍年数6年目以上の教員が4・5年目の教員よりも有意に高かった。

(4) 関係構築とソーシャルサポート、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントとの関連についての検討

本研究における目的4は、ソーシャルサポートを背景とした関係構築が、学級担任の自己効力感、ワーク・エンゲイジメントに与える影響について検討することであった。

各要因の影響過程を明らかにするため、それぞれ下位尺度間の検討を行った。

1) ソーシャルサポートが関係構築、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントに及ぼす影響の検討

ソーシャルサポート下位尺度を独立変数、関係構築、自己効力感、ワーク・エンゲイジメント下位尺度を従属変数として重回帰分析を行った。その結果を表5に示す。

表 5. ソーシャルサポートが関係構築、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントに与える影響 (強制投入法)

	標準化偏回帰係数 (β)										
	関係構築					自己効力感					ワーク・エンゲイジメント
ソーシャルサポート	積極的な受容・配慮	通時的な報道性	詳細な情報共有・記録	尊重的双方向性	直接的交流	生徒指導	教師理解	生徒理解	活力	熱意	没頭
情報のサポート	-.229	.098	.027	.010	-.119	-.040	.012	-.016	-.003	-.015	-.180
道具的サポート	.339 *	.077	-.001	.042	.048	-.332 **	-.369 ***	-.247 *	-.069	-.143	-.015
情緒的サポート	.211	.266 *	.168	.109	.330 **	.390 **	.534 ***	.446 ***	.285 **	.331 **	.323 **
R^2	.104 ***	.169 ***	.036	.022	.073 **	.087 ***	.162 ***	.108 ***	.058 **	.062 **	.040 *
調整済み R^2	.091	.156	.021	.008	.059	.073	.149	.094	.044	.048	.025

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

($n=203$)

2) 関係構築が自己効力感，ワーク・エンゲイジメントに及ぼす影響の検討

関係構築下位尺度を独立変数，自己効力感，ワーク・エンゲイジメント下位尺度を従属変数として重回帰分析を行った。その結果を表6に示す。

表6. 関係構築が自己効力感，ワーク・エンゲイジメントに与える影響（強制投入法）

関係構築	標準化偏回帰係数 (β)					
	自己効力感			ワーク・エンゲイジメント		
	生徒指導	教師理解	生徒理解	活力	熱意	没頭
積極的な受容・配慮	.259 **	.229 *	.243 **	.339 ***	.399 ***	.334 ***
適時的な報連相	.110	.149	.207 **	-.131	-.022	-.126
詳細な情報共有・記録	.166 *	.048	.081	.062	.101	.062
尊重的双方向性	.068	-.020	.080	-.063	.013	.016
直接的交流	.055	.087	.069	.127	.013	-.027
R^2	.232 ***	.160 ***	.259 ***	.140 ***	.199 ***	.094 ***
調整済み R^2	.212	.138	.240	.119	.178	.071

($n=203$)

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

3) 仮説モデルの検討

ソーシャルサポートを外生変数、関係構築、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントを内生変数として、4 者間の影響過程を共分散構造分析によって検討した。具体的には、ソーシャルサポートから関係構築、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントへ、関係構築から自己効力感、ワーク・エンゲイジメントへ、自己効力感からワーク・エンゲイジメントへのパスを設定した。

ソーシャルサポート、関係構築、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントの各尺度を潜在変数とし、各因子の下位尺度得点を観測変数として分析を行うこととした。全ての観測変数には、誤差変数 (e1-e14) を設定し、従属変数となる潜在変数には、攪乱変数 (d1-d3) を設定した。なお、モデルの検討においては、有意でないパスを削除し、修正指標に基づき同一尺度内における誤差変数間に共分散を設定する修正を行った。その結果を図1に示す。4 尺度間の相互関係を規定したモデルの適合度指標は、 $GFI=.900$, $CFI=.919$, $RMSEA=.080$ であり、モデルの適切性は担保されたと判断した。

共分散構造分析結果 (図1) から、ソーシャルサポートにより関係構築が高められ、関係構築により自己効力感が高められ、自己効力感によりワーク・エンゲイジメントが高められることが示唆された。

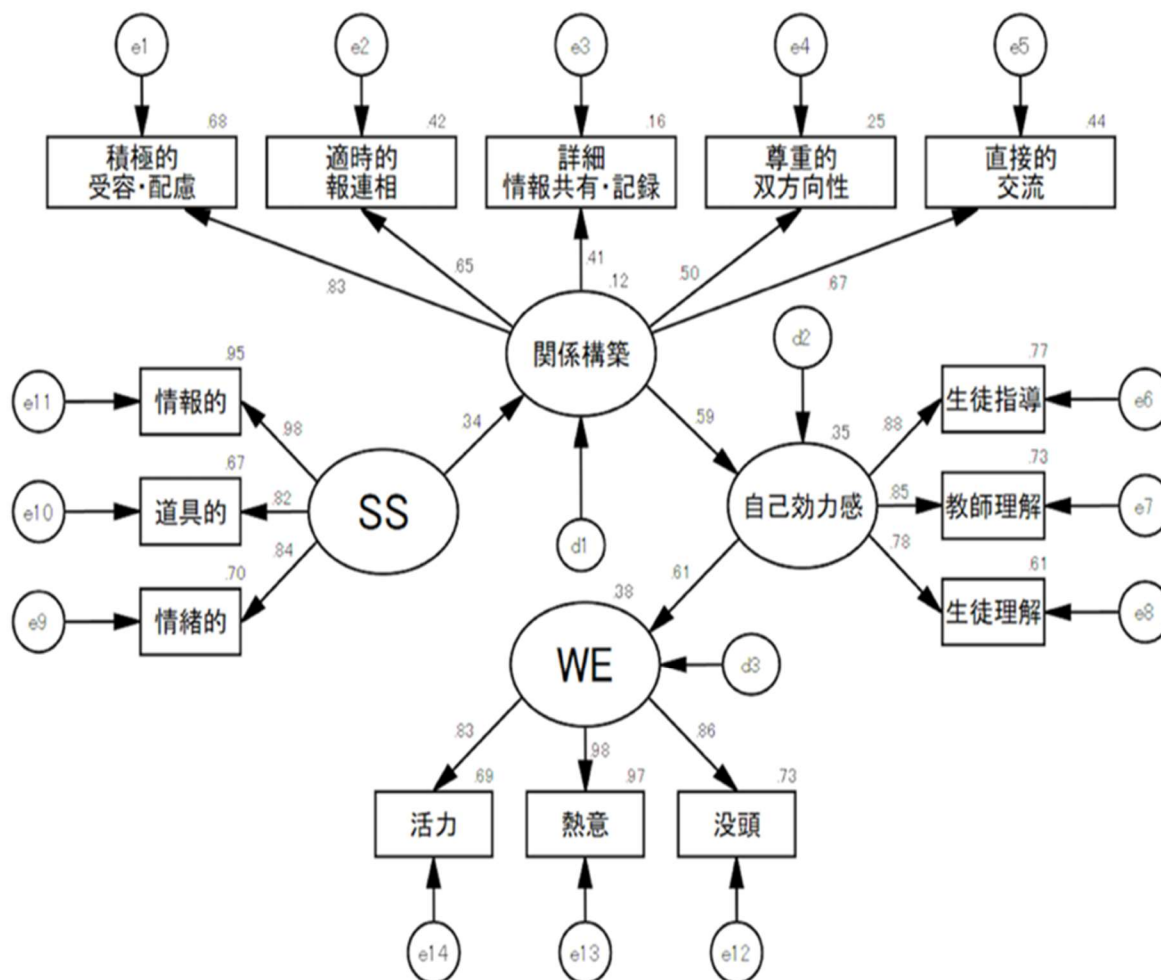


図1. 共分散構造分析の結果

4. 総合考察

本研究の結果、明らかになったのは次の4点である。

1点目は、小学校学級担任と保護者との関係構築には「積極的な受容・配慮」「適時的な報連相」「詳細な情報共有・記録」「尊重的双方向性」「直接的交流」の5つの観点が重要であることが明らかとなった。また、教員歴が浅い担任ほど保護者との関わりが希薄になりやすい傾向が示唆された。本研究では、保護者との関係構築において「意識」よりも「行動」に焦点を当てる木口（2019）の視点や、保護者からの信頼を獲得するために具体的な行動をとることの重要性を指摘する三田村（2024）の見解を採用し、実践的な「行動」を評価する関係構築尺度を検討した。本尺度は、学級担任が保護者との関係を客観的に評価し、具体的な改善策を見出すためのツールとして意義を持つ。さらに、保護者との連携を円滑に進め、児童の成長を共に喜び合う良好な関係を構築するための指針となることを目指している。

本研究で検討した関係構築尺度は、学級担任と保護者の関係発展を促進し、学級担任の負担軽減と教育現場の改善に寄与することが期待される。さらに、本尺度を用いた縦断的研究や介入研究を通じて、保護者対応における具体的な改善策を明らかにすることが可能となる。本研究の成果は、教師のストレス要因の一つである保護者対応の課題が軽減されるだけでなく、児童の成長を支える健全な学校運営の実現にも貢献するものである。

2点目は、関係構築、ソーシャルサポート、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントに関する性、教員歴、在籍年数、担任学年、学級の児童数、学校規模の差異を検討した結果、以下のことが明らかになった。ここでは関係構築の教員歴についてのみ記述する。関係構築では、「積極的な受容・配慮」において15年～20年未満の方が5年未満より有意に高かった。「適時的な報連相」において5～10年未満、10～15年未満、15～20年未満、20年以上の方が5年未満より有意に高かった。「詳細な情報共有・記録」において、20年以上の方が5～10年未満より有意に高かった。「尊重的双方向性」において、15～20年未満の方が、5～10年未満、20年以上より有意に高かった。「直接的交流」において15～20年未満の方が5年未満より有意に高かった。

本研究において、属性のうち教員歴のみ5つ全ての観点到有意差がみられ、教員歴が浅い担任に比べて、経験豊富な担任ほど保護者との関係構築における5つの視点を積極的に取り入れていることが明らかとなった。この知見は、保護者対応スキルが経験を通じて発展する性質を持つことを示唆している。小野田（2015）は、保護者との良好な関係構築能力は初めから備わっているものではなく、経験を重ねながら体得していくものであると指摘している。同様に、文部科学省（2013）は、保護者や地域との関係構築において、困難な対応が求められることがあり、教職員個人の知識や経験だけでは十分に対応できないことがあると述べていることから、保護者対応に必要なスキルは、教員としての経験を積む中で徐々に発展していくものと考えられる。しかし現実には、大学卒業直後の初任者が担任として保護者と向き合う状況が多く、経験不足による対応の困難さが課題となっている。松永（2017）は、小学校新任教師がストレスを感じるのは、保護者からのクレームが最も高いことや、思っていたような保護者との関係が築けないことにより、焦りを感じる場合もあることを述べている。そのため、新任教師を支える同僚教師ができることとして、①授業や指導方法についてのアドバイスや助言、②困っていることはないか、などの声かけ・相談、③一緒に解決策を考えるとといった仕事のサポート、④職員室を話しやすい雰囲気にするといった環境調整の4つの具体例を挙げている。金本（2015）は、経験豊富な教員ほど保護者対応マニュアルの存在を認識し、それを基に対応している可能性が高いことを指摘している。一方で、吉田・岡村（2019）は、特別支援学級担任を対象にロールプレイを取り入れた演習を行った結果、全参加者において保護者とのコミュニケーション行動が向上したと報告している。このことから、保護者対応においては、単に知識を提供するだけでなく、実践的なスキルを養うための具体的な研修が必要であることが示唆される。以上を踏まえると、教員歴が保護者との関係構築に重要な役割を果たす一方で、初任者を含む経験の浅い教員に対しては、実践的なスキル育成が急務である。具体的には、傾聴やアサーションを含むロールプレイ研修を導入し、保護者との日常的なコミュニケーションを促進することで、教員の保護者対応能力を向上させる取り組みが求められる。

3点目は、ソーシャルサポート、関係構築、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントの各下位尺度間の関連を検討した結果、以下のことが明らかになった。ここではソーシャルサポートが関係構築に与える影響についてのみ記

述する。「道具的サポート」を受けている担任は、「積極的な受容・配慮」に対して正の影響 ($\beta = .339, p < .05$) が認められた。これは、若手教師が保護者面談において先輩教師の同席を通じて保護者への姿勢や対応を観察し、学ぶ機会を得ることが重要(植木・安部・倉内, 2013)であると推察される。「情緒的サポート」を受けている担任は、「適時的な報連相」、「直接的交流」に対して正の影響 ($\beta = .266, p < .05$, $\beta = .33, p < .01$) が認められた。同僚教師からの精神的支援は、担任の心理的安定を促し、保護者との信頼関係構築や円滑なコミュニケーションを可能にすることが示唆される。さらに、小野田(2019)は、過去の担任が現在の担任を孤立させるのではなく、問題の背景や原因を共有し協力することが、学級経営や保護者対応の改善につながると指摘している。以上の結果から、教師間の協力体制を強化し、若手教員への支援を充実させることが、保護者との関係構築を促進するために重要であると考えられる。

4点目は、ソーシャルサポート、関係構築、自己効力感、ワーク・エンゲイジメントの4者の影響過程を検討するために共分散構造分析を行った結果、ソーシャルサポートを受けながら保護者と良好な関係を築くことが、学級担任の自己効力感を高め、ワーク・エンゲイジメントの向上につながることが明らかになった。この結果は、仮説1及び3を支持するものであった。小学校は学級担任制のため、担任と子どもの関係が密接であり、教師に対する保護者の依存度も高い(兵藤, 1992)。したがって、担任が一人で問題を抱え込むリスクがあり、同僚からのソーシャルサポートが重要となる(宮下, 2008)。本研究の結果は、同僚からのサポートが保護者対応の負担や不安を軽減し、自己効力感や仕事への意欲の向上に寄与することを示唆している。また、同僚及び保護者との関係性が良好であるほど、自己効力感が高まることが確認された点について、本研究の結果は、教師を取り巻く人間関係のあり方が自己効力感の形成において重要な要因となることを指摘した鈴木・松田(1999)や、教師の成長を一番動機づけるものは、同僚による指導・助言であるといった秋田(1998)を支持するものであった。更に、岩崎(2001)の調査によれば、「悩みを抱えた時の相談相手」として最も多く挙げられたのは、校内の親しい教諭(33.8%)であり、次いで家族、校外の親しい教諭と続き、管理職を挙げた割合はわずか2.3%にとどまった。これらの結果から、同僚からのサポートを得られることが、教師の職務執行において重要な役割を果たすと考えられ、自己効力感がワーク・エンゲイジメントに関連しているBakker, A. B., & Leiter, M. P. (2010) 島津総監訳 2014)の論を支持するものであった。一方、関係構築ができていないと、直接ワーク・エンゲイジメントを高めるとした仮説2は支持されなかった。しかし、自己効力感を介して高まることが確認できた。このことは、学校内でのソーシャルサポートの充実が、教師のストレスやバーンアウト(燃え尽き症候群)の低減に大きく寄与するもの(赤坂, 2024)、ワーク・エンゲイジメントの向上に直結しない可能性を示唆している。また、教師と保護者の関係構築に関する先行研究は依然として少なく、具体的な影響要因や介入方法については十分に解明されていない。したがって、今後は教師と保護者の関係性がワーク・エンゲイジメントに与える影響を検討し、より実証的な研究を進める必要がある。

中島(2021)は、「教師の仕事は、他の職業にはない感動ややりがいを感じられる素晴らしい職業である」と述べている。小学校教員は児童の成長に携わることのできる魅力的な職業であるが、この職務を長く続けるためには、まず自身の心身の状態が健康であることが何よりも重要である。米山・松尾・清水(2005)は、保護者や同僚から理解され、信頼関係を築いている教師は、ストレス反応としての身体的疲労が直接的に現れにくいことを明らかにしている。真金(2018)は、教師のメンタルヘルスが損なわれると、本来の教育機能を果たすことが難しくなり、それが教育環境の形成にも影響を与えると警鐘を鳴らしている。また、石山・坂口(2009)は、問題が生じた際に一人で悩まず、相談できる相手を持つことが教師であり続けるために重要だと述べている。さらに、新井(2007)は、職場内に相談相手がいることが、バーンアウトの抑止に有効であり、困難を抱えた同僚には、声をかけ、話を聴き、一緒に対応する関係が職員室にあることで、互いに安心感を得られ、困難な仕事にも前向きに取り組めると提唱している。鈴木(2017)は、「学校が元気で、生徒が元気で、先生が元気であること」を理想の環境とし、本研究の成果がその実現に寄与することを期待している。

5. 今後の課題

本研究の成果は、学級担任と保護者の認識のズレを未然に防ぎ、より良好な関係を構築するための指針として、

教育現場での活用が期待される。しかし、本研究にはいくつかの課題が残る。

まず、因子構造の安定性や測定精度の課題である。本研究の目的の一つは、小学校学級担任と保護者との関係構築尺度を検討することであった。学級担任と保護者の関係は、児童の学習環境や発達に大きな影響を与えるが、その関係性を測定する明確な尺度は十分に確立されていない。よって、本研究では、学級担任と保護者との認識のズレを防ぎ、良好な関係を構築するための指針を提供することを目的としている。今回、尺度の構成には分析に有益であると判断し、暫定的に5因子解を採用したが、 α 係数が0.60台の項目や、固有値1未満の因子が含まれており、信頼性・妥当性の向上が求められる。今後の研究では、より精度の高い尺度の作成を進め、安定した因子構造を確立することが必要である。

次に、調査の実施時期と地域的偏りの課題である。本研究の調査は夏季休業期間中に行われ、学級担任が児童及び保護者と関係を築いてから約4か月程度の時期にあたる。このため、学年末に調査を実施し、1年間の関係性を振り返りながら回答できることが望ましい。また、調査対象が近畿圏内の特定地域に限定されていたことから、今後はより多様な地域でデータを収集し、結果の一般化可能性を高める必要がある。

更に、教師と保護者の関係構築に関する実証的研究の深化が求められる。特に、関係性の長期的な変化を明らかにするため、縦断的研究の実施が必要である。これにより、一時点のデータに依存しない、より包括的な知見を得ることができる。

最後に、教育現場での実践的手法を明確にすることが課題となる。学校教育において、教師と保護者の連携は重要視されるが、実際には円滑に進まない場合がある。教師には保護者の心理的援助や信頼関係の構築、共通理解の形成が求められているが、その具体的な方法は未だ明確に示されていない（上村・石隈, 2000）。先行研究では、教師と保護者の関係に影響を与える要因について多くの議論がなされている。吉田・秋光（2006）は、教師が保護者との間に感じるズレは、子どもへの視点の相違に由来すると述べている。また、金子（1992）は、学校と家庭における子どものとらえ方の違いや、子どもの問題行動の原因を保護者の養育態度にあるかのように指摘することが、保護者の教師に対する不信感につながる可能性を示唆している。このような認識の違いは、学校と家庭の間に溝があると保護者に感じさせる要因となり得る（日本PTA全国協議会, 2020）。このため、教師だけでなく、保護者・教師双方の視点から関係構築のあり方を検討する必要がある（瀬戸, 2013; 上村・石隈, 2007）。教師が保護者との信頼関係をどのように構築すべきか、具体的な方法を提示することで、学級担任と保護者の円滑な連携が促進されると考えられる。今後の研究では、得られた知見をもとに、より実用性の高い尺度の作成を進め、教育実践に寄与する成果を生み出していくことが求められる。

参考文献

- 赤坂真二（2024）.『学校の心理的安全性（最終回）職員室の心理的安全性におけるソーシャルサポートの役割』授業力&学級経営力,明治図書. 62(3), pp.120-123.
- 秋田喜代美（1998）.『教師像の再構築 現代の教育第6巻』岩波書店. pp.235-259.
- 新井肇（2007）.「教師のバーンアウトの理解と援助」『広島大学大学院心理臨床教育研究センター紀要』6, 23-26.
- 石山陽子・坂口守男（2009）.「教員の職場内メンタルヘルスに関する報告（1）—離職・病気休職者からの聞きとり調査をもとに—」『大阪教育大学紀要』57(2), 59-68.
- 岩崎久志（2001）.「教師のメンタルヘルスのためのソーシャルサポート—学校ソーシャルワーカーの視点から—」『関西教育学会紀要』25, 139-143.
- 植木克美・安部紀江・倉内明子（2013）.「小学校教師の保護者対応における長期的な変容」『北海道教育大学紀要（教育科学編）』63(2), 197-205.
- 大竹直子・諸富祥彦（2004）.「特集論文 教職員の現在とこれから<4> 教師の悩みとその支援—「教師を支える会」の活動から—」『学校教育研究』19, 50-63.
- 小野田正利（2015）.『普通の教師が生きる学校 モンスター・ペアレント論を超えて（第212回）若い教師への手紙』内外教育 時事通信社. 6407, pp.6-7.
- 小野田正利（2019）.『普通の教師が生きる学校 モンスター・ペアレント論を超えて（第421回）「俺（私）の時は何もなか

- った」という殺し文句』内外教育 時事通信社. 6800, pp.4-5.
- 金子健 (1992). 「学齢期における家族サポート—学童保育所での障害児受け入れ—」『発達障害研究』14, 98-104.
- 金本佐紀子 (2015). 「保護者対応の課題—教員意識調査に焦点をあてて—」『日本女子大学教職教育開発センター年報』2, 39-48.
- 上村恵津子・石隈利紀 (2000). 「教師からのサポートの種類とそれに対する母親のとらえ方の関係—特別な教育ニーズを持つ子どもの母親に焦点をあてて—」『教育心理学研究』48, 284-293.
- 上村恵津子・石隈利紀 (2007). 「保護者面談における教師の連携構築プロセスに関する研究—グラウンデッド・セオリー・アプローチによる教師の発話分析を通して—」『教育心理学研究』55, 560-572.
- 木口雅也 (2019). 「学校（教員）による保護者への信頼を高める要因は何か—教員が感じる苦情の多寡と保護者の学校協力意識・行動に着目して—」『九州教育経営学会研究紀要』31-39.
- 公益社団法人日本PTA 全国協議会 (2020). 令和元年度—教育に関する保護者の意識調査報告書 p.105.
- 厚生労働省 (2019). 令和元年版 労働経済の分析—人手不足の下での「働き方」をめぐる課題について—
<https://www.mhlw.go.jp/stf/wp/hakusyo/roudou/19/backdata/2-3-08.html> (最終閲覧:2025.2.3)
- 小橋繁男 (2013). 「小中学校教師のストレスとバーンアウト、離職意思との関係」『日本保健科学学会誌』15 (4), 240-259.
- 米山恵美子・松尾一絵・清水安夫 (2005). 「小学校教師のストレスに関する研究—ストレスラー、自己効力感、コーピング、ストレス反応を指標とした検討—」『学校メンタルヘルス』8(0), 103-113.
- 島津明人・小杉正太郎・鈴木綾子・梨和ひとみ・加登朝子・平賀光美・入交洋彦・北岡和代 (2007). 「ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度日本語版 (UWES-J) の信頼性・妥当性の検討」『第80回日本産業衛生学会講演集』49, 777.
- 清水安夫 (2012). 「小学校教師の職業性ストレスモデルの開発」『ストレスマネジメント研究』9(1), 19-30.
- 鈴木一行 (2017). 『学校メンタルヘルスハンドブック I -2-2 学級担任の立場から』日本学校メンタルヘルス学会, 大修館書店. p40.
- 鈴木眞雄・松田惺 (1999). 「中堅教員の自己効力感の構造と形成要因に関する基礎的調査研究」『愛知教育大学研究報告 (教育科学)』48, 65-71.
- 瀬戸美奈子 (2013). 「子どもの援助に関する教師と保護者との連携における課題」『三重大学教育学部研究紀要』64, 233-237.
- 露口健司 (2012). 『学校組織の信頼』大学教育出版.
- 露口健司 (2023). 「教員を取り巻く信頼関係に対するネットワーク規模効果と空間共有効果」『学校改善研究紀要』1-13.
- 中島一憲 (2004). 「教師のメンタルヘルス—最新データによる臨床的検討—」『学校メンタルヘルス』8, 35-41.
- 中島秀行 (2021). 『校長のお仕事 第7回 先生になりたい?』時事通信社. 6888, p.9.
- 兵藤啓子 (1992). 「小学校教師のストレスとカウンセリング」『カウンセリング研究』25, 72-84.
- 廣岡秀一・森田千恵子 (2002). 「中学生のストレスとソーシャルサポートに関する研究—ソーシャルサポートの緩衝効果を中心に—」『三重大学教育学部研究紀要 (教育科学)』52,1-14.
- 真金薫子 (2018). 『月曜日がつらい先生たちへ—不安が消えるストレスマネジメント—』時事通信社 p.185.
- 松尾一絵・清水安夫 (2007). 「「小学校教師版自己効力感尺度の開発」—教師の個人的属性による比較検討—」『応用教育心理学研究』24(1), 11-17.
- 松永美希 (2017). 「特集1・新年度の教師のストレス—新任教師のストレス—初任者のリアリティ・ショックを中心に—」『教育と医学』65(4), pp.316-323.
- 三田村裕 (2024). 『特集—保護者を学校の味方に—保護者と協働するための方策—』月刊生徒指導, 5 学事出版. 4(5), pp.16-19.
- 宮下敏恵 (2008). 「小・中学校教師におけるバーンアウト傾向とソーシャル・サポートとの関連」『上越教育大学研究紀要』27,97-105.
- 宮田正和 (2013). 「教育現場におけるメンタルヘルス」『心身医学』53(10), 905-911.
- 森慶輔・三浦香苗 (2006). 「職場における短縮版ソーシャルサポート尺度の開発と信頼性・妥当性の検討—公立中学校教員への調査を基に—」『昭和女子大学生活心理研究所紀要』9, 74-88.
- 文部科学省 (2013). 教職員のメンタルヘルス対策について (最終まとめ)

- https://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2013/03/29/1332655_03.pdf (最終閲覧：2024.12.12)
- 文部科学省 (2024). 令和5年度公立学校教職員の人事行政状況調査について
https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/jinji/1411820_00008.htm (最終閲覧：2025.2.12)
- 山内久美・小林芳郎 (2000). 「小・中・高校教員の教職に対する自己認識—教師に対する有効な学校コンサルテーションのために—」『大阪教育大学紀要 第IV部門』48(2), 215-232.
- 吉田君彦・岡村章司 (2019). 「特別支援学級担任への保護者連携に関する研修効果—保護者とのコミュニケーション促進を目指して—」『日本特殊教育学会第57回大会発表論文集』3-8.
- 吉田美沙・秋光恵子 (2006). 「教師が保護者との間に感じるズレとは何か—修正版グラウンデッド・セオリー・アプローチによる質的研究—」『日本教育心理学会総会発表論文集』48(0), 737.
- 渡部昭男 (2000). 「学級規模の変化とその影響に関する調査研究」『日本教育学会大会研究発表要項』59(0), 164-165.
- Bakker, Aenold B., Leiter, Michael P. (2010). *Work engagement : a handbook of essential theory and research*. Psychology Press. (島津明人総監訳・井上彰臣・大塚泰正・種市康太郎監訳 (2014). 『ワーク・エンゲイジメント—基本理論と研究のためのハンドブッカー』星和書店).
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. Prentice Hall. (原野広太郎監訳(1979). 『社会的学習理論』金子書房.)
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B.(2002). The measurement of engagement and burnout:A two sample confirmative analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71-92.
- Shimazu,A., Schaufeli,W.B., Kosugi,S., Suzuki,A., Nashiwa,H., Kato,A., Sakamoto,M., Irimajiri,H., Amano,S.,Hirohata,K.,Goto,R.,& Kitaoka-higashiguchi,K.(2008).Work engagement in Japan:Validation of the Japanese version of theUtrecht Work Engagement Scale.*Applied Psychology:An International Review*, 57, 3, 510-523.日本語版ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度 (短縮版 UWES- J)
<https://hp3.jp/wp-content/uploads/2018/01/UWES1.3.pdf> (最終閲覧：2024.12.12)