

教師をとりまく環境とメンタルヘルスとの関連

—学校現場で自分を大切にしながら、働き続けるために—

金谷 直美

Naomi KANETANI

The Relationships between the Environment and Mental Health Affecting Teachers

—In order to Continue Working, Valuing One's Position in School—

【 要 旨 】

本研究の目的は、学校現場のストレスラーに対して、教師の個人内要因や環境要因が、メンタルヘルスの向上にどのように機能しているのかを探ることである。個人内要因として、教育への信念、自尊感情、コーピング、レジリエンス、また環境要因として学校での人間関係や職場組織の特性、そして家族のサポートを取り上げることとした。小・中学校教師を対象に質問紙調査を実施し、172部の有効回答を分析の対象とした。調査結果から具体的な対処方法として、職員間の人間関係ストレスラーに対しては、肯定的な未来を期待して努力しようとすることや学校組織の協力体制を見直すことが、学校業務ストレスラーに対しては他者への相談行動が、メンタルヘルスの向上に結びつくという結果が得られた。ストレスラーの高い学校現場においても、自己受容を生起する職場環境であれば、個人のレジリエンスや自尊感情が高まり、それらのことがメンタルヘルスの向上につながるということが示唆された。

【キーワード：メンタルヘルス ストレスラー 教師 個人内要因 環境要因】

I 問題と目的

学校において、児童・生徒のこころの問題が話題になることが多いが、教師のこころの問題も深刻化している。

一般的にストレスとは、環境からの要請によって生体の適応能力が消耗した結果、心理的・生理的な変化が起こり、健康に対して有害な影響を及ぼすにいたるプロセス全体を指す。ストレスプロセスにおいて、生体の適応能力を消耗させる環境からの要請はストレスラーと呼ばれる。ストレスラーとなる日常業務で疲れ果て、燃えついた状態をFreudenberger

(1975)が、「バーンアウト(燃え尽き症候群)」として提唱した。この20年で教師のストレスの問題は深刻化し、教師に限定した「教師バーンアウト」という概念(新井, 2002)も提出され、教師のストレスに焦点をあてた研究が多くなされている。

しかし、職場環境や個人の特性が、メンタルヘルス向上にどのように関与しているのかという、肯定的側面に焦点をあてた研究は少ない。メンタルヘルスとは、

「精神保健」や「精神衛生」、広くは「こころの健康」と訳され、感情、行動、社会性の上で成熟し正常であり、精神上および行動上の障害がないことを指す。

そこで本研究では、学校現場のストレスラーに対して、教師の個人内要因や環境要因が、メンタルヘルス向上のためにどのように機能しているのかを探ることを目的とする。具体的には、NIOSH 職業性ストレスモデルを参考に仮説モデルを設定し、検証を行う。

NIOSH 職業性ストレスモデルとは、米国国立労働安全衛生研究所(National Institute for Occupational Safety and Health: NIOSH)が職業ストレス研究の内容分析に基づき、提案したものである。NIOSHのモデルでは、職場ストレスラーが仕事要因、個人要因、緩衝要因によって調整・緩衝され、心理的・身体的・行動的急性ストレス反応に影響するとされている。

本研究ではその因果関係に沿った構成を構築しながらも、メンタルヘルスの向上につながるプロセスを検討する。そのため、以下のような仮説モデルの設定を行った。

1 仮説モデルの設定 (図1 参照)

仮説モデルは、ストレスラーが個人内要因、環境要因によって調整・緩衝され、メンタルヘルスに結びつくことを表している。各要因は、次のように設定している。ストレスラーは、業務内容や人間関係など『学校現場のストレスラー』である。個人内要因は、『教育への信念』、『自尊感情』、『コーピング』、『レジリエンス』という、個人の資源で構成されている。環境要因は、『学校での人間関係』、『職場組織の特性』、『家族のサポート』という、教師をとりまく環境で構成されている。メンタルヘルスは、ポジティブな側面とネガティブな側面の両面で構成されている。

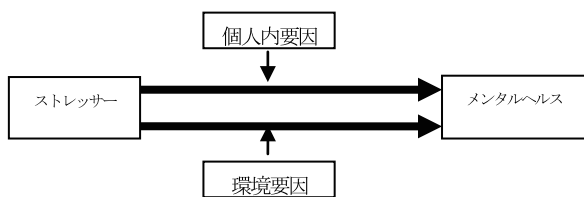


図1 仮説モデル

仮説1 ストレスラーの値が低いと、メンタルヘルスは保たれる。

仮説2 ストレスラーの値が高くても、個人内要因と環境要因が機能すれば、メンタルヘルスは保たれる。

仮説3 ストレスラーの値が高い場合、個人内要因が機能しても環境要因が機能しないと、メンタルヘルスは保たれない。

仮説4 ストレスラーの値が高い場合、環境要因が機能しても個人内要因が機能しないと、メンタルヘルスは保たれない。

仮説5 個人内要因のうち、『教育への信念』が良好であれば、環境要因の援助を引き出す関係を得やすくなり、その結果メンタルヘルスが保たれる。

仮説6 環境要因のうち、『職場組織の特性』における〈協働性〉が高いと、個人内要因の『コーピング』が多様になり、その結果メンタルヘルスが保たれる。

仮説7 環境要因のうち、『職場組織の特性』における〈協働性〉が高いと、個人内要因の『レジリエンス』が機能しやすくなり、その結果メンタルヘルスが保たれる。

II 方法

1 調査対象者

公立小学校4校、中学校4校の教師、192名(管理職を除いた、教諭、講師、養護教諭、養護助教諭、栄養教諭)を対象に質問紙調査を行った。その結果、172名の有効回答が得られた(回収率90%)。有効回答の内訳は、小学校71名、中学校101名であった。

年齢構成は、20歳代15名、30歳代30名、40歳代70名、50歳代57名であった。

2 調査手続き

各学校を訪問し、校長に質問紙の配布を依頼した。その後、10日~2週間後に学校を再訪問し回収を行った。

3 調査時期

2012年9月から10月に行われた。

4 調査内容

フェイスシートには、学校種、年齢、性別、担任する学級の有無、分掌や教科等の主任・主事の有無、現任校での在籍年数、教職の経験年数、勤務地(現任校は本拠地管内か外か)の記載を求めた。

なお、本研究の分析において仮定する各要因名については『 』で、各因子名については〈 〉で示される。

(1)『教育への信念』(個人内要因)

河村・國分(1996)が作成した「教師特有のビリーフ尺度」を基に、三沢(2011)が作成した「教師ビリーフ尺度簡易版」を、『教育への信念』を測定する尺度とした。「教師ビリーフ尺度簡易版」は、〈教師の理想・意義〉、〈児童生徒の管理〉、〈児童生徒への期待〉、〈教師の熱意・使命感〉、〈教師の権威・役割思考的な対応〉の5因子である。回答は、「とてもあてはまる」から「全くあてはまらない」の4件法で答えさせた。得点が高いほど、『教育への信念』が強いことを示す。

(2)『学校での人間関係』(環境要因)

『学校での人間関係』を測定する尺度として、鈴木(2007)の作成した「教師-生徒関係、同僚との関係、教育上の成果を問う項目群」20項目のうち、〈教育上の成果〉を除いた2因子(教師-生徒関係、同僚との関係)を用いた。回答は、「とてもあてはまる」から「全くあてはまらない」の4件法で答えさせた。得点が高いほど、『学校での人間関係』が良好であることを示す。

(3)『職場組織の特性』(環境要因)

『職場組織の特性』を測定する尺度として、学校組織特性尺度(瀬戸, 2000)を用いた。学校組織特性尺度のうち、〈学習充実〉を除いた2因子(協働性、職場満足)を用いた。回答は「当てはまる」から「当てはまらない」の5件法で答えさせた。得点が高いほど、職場の協働性や職場への満足感が高いことを示す。

(4)『学校現場のストレスラー』

文部科学省(2012a)の「教職員のメンタルヘルスの状況に関するアンケート(教諭等用)」から、10項目のストレスラーを用いた。回答は、①10項目のストレスラー(ア)~(コ)について、「常にある」から「全くない」の4件法で答えさせた。得点が高

いほど、そのストレッサーが高いことを示す。②「上記(ア)～(コ)のうち、今一番ストレスを感じることは何ですか。1つ選んで○をしてください」と教示し、最も高いストレッサーについて答えさせた。

(5) 『コーピング』(個人内要因)

コーピングとは、心理学的ストレス理論において、「ストレッサーを処理しようとして意識的に行われる認知的努力(行動および思考)」として定義されている(Lazarus & Folkman, 1984)。本調査では、「職場ストレス測定用コーピング尺度」(小杉, 2000)を用いた。但し、被験者の負担軽減のため31項目すべてを使用することはせず、関山・園屋(2005)の先行研究を参考にし、5つある下位尺度(〈積極的な問題解決〉、〈逃避〉、〈他者からの援助を求める〉、〈諦め〉、〈行動・感情の抑制〉)からそれぞれ5項目を抜粋した。回答は「よくした」から「しなかった」の4件法で答えさせた。得点が高いほど、その『コーピング』をよく使っていることを示す。

(6) 『レジリエンス』(個人内要因)

レジリエンスとは、非常にストレスフルな出来事を経験したり、困難な状況になったりしても、精神的健康や社会的適応行動を維持する、あるいは回復する心理特性のことである(石毛・無藤, 2005)。本調査では、田中・兒玉(2010)の作成したレジリエンス尺度を用いた。〈自己受容〉、〈自己能力信頼感〉、〈他者信頼感〉、〈楽観的思考〉の4因子である。回答は「よく当てはまる」から「当てはまらない」の5件法で答えさせた。得点が高いほど、『レジリエンス』が高いことを示す。

(7) 『自尊感情』(個人内要因)

Rosenberg 自尊感情尺度(Mimura & Griffiths 訳)(10項目)を用いた。この尺度で測定されるのは「これでよい(good enough)」と感じる側面、つまり、自分を他者と比べて自信を感じるとか、優越感を持つといったものではなく、自分自身に対して尊敬でき、価値ある人間ととらえることができる程度である。内田・上埜(2010)により、単因子構造が報告されている。回答は「当てはまる」から「当てはまらない」の5件法で答えさせた。得点が高いほど『自尊感情』が高いことを示す。

(8) 『家族のサポート』(環境要因)

地域住民用ソーシャル・サポート尺度(JMS-SSS)(堤・萱場・石川・菊尾・詫摩, 2000)を用いた。JMS-SSSでは、配偶者・配偶者以外の家族・友人という3種類のサポート源について、同じ項目でサポートの入手可能性についてたずねている。本調査では、配偶者を含めた家族を最も身近なサポート源と仮定し、1種類のサポート源についてたずねている。回答は「非常にそう思う」か

ら「全くそうは思わない」の4件法で答えさせた。得点が高いほど、『家族のサポート』が高いことを示す。

(9) 『精神的健康』(メンタルヘルス)

メンタルヘルスのネガティブな側面を測定する尺度として、GHQ12を用いた。GHQ12は、中川・大坊(1985)が邦訳した60項目からなるGHQをIwata, Okuyama, Kawakami, Saito(1988)がさらに短縮した、精神的な健康度を測定する尺度である。〈抑うつ・不安〉と〈活動障害〉の2因子で構成されている。選択肢はそれぞれ質問文に続く形で記述されている。質問項目について、0-0-1-1とする2件法採点のGHQ法が用いられることもあるが、本調査では1～4点で採点された。得点が高いほどメンタルヘルスに問題があることを示す。

(10) 『主観的幸福感』(メンタルヘルス)

WHOの開発したSubjective Well-Being Inventory(Sell & Nagpal, 1992)を基に伊藤・相良・池田・川浦(2003)が作成した主観的幸福感尺度を用いた。主観的幸福感尺度は、〈満足感〉、〈自信〉、〈達成感〉、〈失望感〉の4因子である。選択肢は質問文に対応する形で、4件法で記述されている。数値が高いほど、メンタルヘルスが高いことを示す。

III 結果と考察

1 『学校現場のストレッサー』(図2参照)

教師が最も強く感じているストレッサーは業務の量であった。続いて、生徒指導、保護者への対応であった。

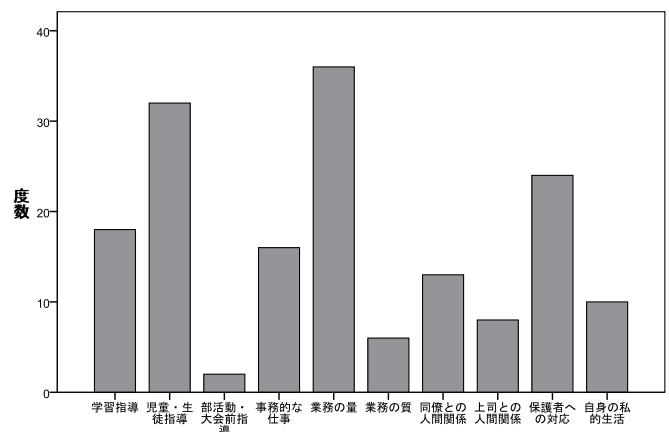


図2 教師が最も強く感じているストレッサー

2 各要因の構造の検討

各要因について因子分析(最尤法、プロマックス回転)を行った。因子分析を行う上でいずれの因子も固有値が少なくとも1以上になること、1因子の構成項目数が少なくとも2項目以上であることの2点をもとに因子数が設定された。また、因子の構成項目はいずれかの因子に因子負荷量0.35以上の値を持つことを条件とし、

それを満たさない項目については取り外したうえで、再度因子分析を行う手順がとられた。因子名についても、先行研究での命名を参考にしながら、因子が表しているものをより分かりやすく表現できるように命名された。

なお、本研究の分析においてはSPSS Statistics 18が使用された。

(1) 『学校現場のストレッサー』に関する因子構造 (表1参照)

いずれの因子にも因子負荷量 0.35 未満の1項目を取り外し2因子解が適当とされた。

表1 学校現場のストレッサーの因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量	
	I	II
第I因子 学校業務ストレッサー		
5 業務の量	.88	-.09
6 業務の質	.83	-.01
4 事務的な仕事	.70	-.10
2 児童・生徒指導	.53	.08
9 保護者への対応	.48	.21
1 学習指導	.40	.19
第II因子 職員間の人間関係ストレッサー		
8 上司との人間関係	-.03	.88
7 同僚との人間関係	.03	.76
因子相関行列	I	.44
	II	

(2) 『精神的健康』に関する因子構造 (表2参照)

GHQ12は、いずれの因子にも因子負荷量0.35未満の1項目を取り外し2因子解が適当とされた。

表2 GHQ12 (精神的健康度) の因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量	
	I	II
第I因子 抑うつ		
10 自信を失ったことは	.80	-.02
9 いつもより気分が重くてゆううつになることは	.80	.03
5 いつもよりストレスを感じたことが	.75	-.06
6 問題を解決できなくて困ったことが	.70	-.16
11 自分は役に立たない人間だと考えたことは	.61	.19
2 心配事があって、よく眠れないようなことは	.45	.05
第II因子 不安全感		
3 いつもより自分のしていることに生きがいを感じることは	-.16	.73
12 一般的にみて幸せだと感じたことは	-.09	.59
4 いつもより容易にものごとを決めることが	.07	.54
8 問題があった時に、いつもより積極的に解決しようとするのが	.15	.43
7 いつもより日常生活を楽しく送ることが	.28	.39
因子相関行列	I	.47
	II	

(3) 『主観的幸福感』に関する因子構造 (表3参照)

主観的幸福感尺度は、いずれの因子にも因子負荷量0.35未満の2項目を取り外し3因子解が適当とされた。

表3 主観的幸福感尺度の因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量		
	I	II	III
第I因子 自信			
8 今の調子でやっていけば、これから起きることにも対応できる自信がありますか。	.88	.03	-.12
6 危機的な状況 (人生を狂わせるようなこと) に出会ったとき、自分が勇気を持ってそれに立ち向かって解決していけるという自信がありますか。	.62	-.04	.08
2 ものごとが思ったように進まない場合でも、あなたはその状況に適切に対処できると思いますか。	.52	-.09	.14
12 自分がやろうとしたことはやり遂げていますか。	.46	.16	.09
第II因子 達成感			
10 ここ数年やってきたことを全体的に見て、あなたはどの程度幸せを感じていますか。	-.06	.87	-.01
5 過去と比較して、現在の生活は幸せですか。	-.08	.75	.06
11 期待通りの生活水準や社会的地位を手に入れたと思いますか。	.21	.46	-.16
第III因子 満足感			
3 自分の人生は退屈だと面白くないと感じていますか。 ※	.00	-.16	.99
9 自分の人生には意味がないと感じていますか。 ※	.04	.24	.55
1 あなたは人生が面白いと思いますか。	.21	.23	.36
因子相関行列	I	.62	.56
	II		.52
	III		

(4) 『教育への信念』に関する因子構造 (表4参照)

教師ピリーフ尺度は、いずれの因子にも因子負荷量0.35未満の4項目を取り外し3因子解が適当とされた。

表4 教師ピリーフ尺度の因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量		
	I	II	III
第I因子 教職の意義と喜び			
11 教職は、やりがいのある職業である。	.99	-.06	.00
10 教職は、社会的に価値のある仕事である。	.68	.20	-.17
12 教職は、児童・生徒に接する喜びのある仕事である。	.65	-.11	.15
第II因子 児童・生徒の管理			
2 教師はその指示によって、学級の児童・生徒に規律ある行動をさせる必要がある。	-.03	.79	.00
1 学級のきまりがゆるむと、学級全体の規律がなくなるので、教師は毅然とした指導が必要である。	-.03	.77	-.04
6 児童・生徒は授業中に、挙手の仕方・発言の仕方など、規律ある態度が必要である。	.11	.45	.31
第III因子 教師の権威的態度			
7 児童・生徒は授業中のノートを取り方など、教師の指示どおりに行うことが必要である。	.09	-.01	.56
3 教師は授業において、自分の知識が不確かな場合に、それを児童・生徒に知られることは、教育上好ましいことではない。	-.12	.04	.54
因子相関行列	I	.24	.06
	II		.53
	III		

(5) 『自尊感情』に関する因子構造 (表5参照)

Rosenberg 自尊感情尺度は、1因子解が適当とされた。

表5 自尊感情尺度における因子構造 (1因子解)

項目内容	因子負荷量
5 私には誇れるものがたいしてないと感じる。 ※	.85
3 私は、けっこう長所があると感じている。	.77
1 私は、自分自身にだいたい満足している。	.76
6 時々、自分は役に立たないと強く感じることもある。 ※	.74
2 時々、自分はまったくダメだと思うことがある。 ※	.72
10 私は、自分のことを前向きに考えている。	.71
7 自分は少なくとも他の人と同じくらい価値のある人間だと感じている。	.63
4 私は、他の大半の人と同じくらい物事がこなせる。	.63
9 よく、私は落ちこぼれだと思ってしまう。 ※	.62
8 自分のことをもう少し尊敬できたらいいと思う。 ※	.44

※逆転済み

(6) 『コーピング』に関する因子構造 (表6参照)

職場ストレス測定用コーピング尺度は、いずれの因子にも因子負荷量0.35未満の2項目を取り外し4因子解が適当とされた。

表6 コーピング尺度の因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量			
	I	II	III	IV
第I因子 他者相談				
24 自分のおかれた状況を人に話した。	.77	-.13	.14	-.02
17 似た経験を持つ人に相談した。	.70	.04	-.04	.05
9 人に助けを求めた。	.68	.02	.06	-.14
21 家族や友人に打ち明けた。	.61	.01	-.12	.01
13 その分野の専門家に相談した。	.54	.17	-.08	.08
第II因子 自己内解決				
8 問題点を明確にしようとした。	.02	.71	.02	-.13
7 不満を口に出さないようにした。	-.43	.65	.17	-.01
19 様々な解決方法を試した。	.27	.55	-.15	.10
12 問題をひとつひとつ片付けた。	.06	.52	-.17	-.14
4 その状況を客観的に見ようとした。	.06	.51	.14	.10
6 最悪の状況を予測して心の準備をした。	.00	.49	-.01	.08
15 早まった行動をとらないようにした。	-.01	.39	-.08	.08
1 自分の過去の経験を参考にした。	.19	.37	-.01	.03
第III因子 消極的受容				
14 どうすることもできず、状況に身を任せた。	-.07	-.03	.75	.01
25 時の流れにまかされた。	.06	-.10	.72	.03
23 この状況は変えられないと思った。	.21	.05	.55	-.14
20 何もせず状況が好転することを期待した。	.01	.04	.46	.26
16 その状況があるがままに受け入れた。	.06	.24	.44	-.11
第IV因子 問題の回避				
11 その問題以外のことで忙しくした。	.00	.03	-.06	.68
5 自分の趣味に没頭した。	-.03	-.05	-.07	.64
10 「その問題は重要でない」と自分に言い聞かせた。	.11	.12	.01	.60
3 しばらくの間、その問題から遠ざかった。	-.02	-.10	-.10	.55
18 独りの時間を大切にした。	-.09	.08	-.01	.44
因子相関行列	I	.34	-.23	.24
	II		-.08	.14
	III			.29
	IV			

(7) 『レジリエンス』に関する因子構造 (表7参照)

レジリエンス尺度は、4因子解が適当とされた。

表7 レジリエンス尺度の因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量			
	I	II	III	IV
第I因子 自己能力信頼感				
19 自分で決めた事なら最後までやり通すことができる。	.75	.16	-.12	-.09
4 どちらかといえば目標が高い方がやる気がでてる。	.71	-.17	-.10	.14
1 一つの課題に粘り強く取り組むことができる。	.70	.03	-.24	.07
16 物事を自分の力でやり遂げることができる。	.69	.06	-.02	.04
2 自分にはかなり自信がある。	.67	-.25	.31	-.12
14 一つの課題に集中して取り組むことができる。	.60	.07	-.15	.07
17 たいでいの人を持っている能力は自分にもある。	.54	-.06	.20	-.08
8 何事にも意欲的に取り組むことができる。	.52	.25	-.05	.08
第II因子 他者信頼感				
11 私のことを親身になって考えてくれる人がある。	.05	.92	-.03	-.12
13 私の考えや気持ちをわかってくれる人がある。	.03	.88	-.11	-.05
7 いざという時に頼りにできる人がある。	-.12	.63	.11	.17
第III因子 自己受容				
9 自分には、あまり誇れるところがない。※	.11	.00	.72	-.07
12 ととき自分は全くだめだと思う。※	.03	-.13	.70	-.02
18 私の生き方を誰もわかってくれはしないと思う。※	-.29	.18	.56	.07
15 自分には、よいところがたくさんあると思う。	-.24	.08	.49	.12
20 自分自身のことが好きである。	-.16	.33	.41	.05
5 物事がうまくいかない時、つい自分のせいにしてしまう。※	-.17	-.07	.38	.05
第IV因子 肯定的な未来志向				
6 どんなことでも、たいでいなんとかかなりそう気がする。	.02	-.12	.00	.99
3 いやなことであっても次の日には何とかなりそう気がする。	.06	.16	.11	.43
10 物事は最後にうまくいくと思っている。	.16	.07	.04	.41
※逆転				
因子相関行列	I	.44	.60	.51
	II		.36	.48
	III			.47
	IV			

(8) 『学校での人間関係』に関する因子構造 (表8参照)

教師-生徒関係、同僚との関係尺度は、3因子解が適当とされた。

表8 教師-生徒関係、同僚との関係尺度の因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量		
	I	II	III
第I因子 児童・生徒との信頼関係			
5 自分の仕事が児童・生徒の成長に役立った。	.85	-.14	-.14
4 問題等を抱えている児童・生徒への援助が成功した。	.74	-.08	-.14
7 児童・生徒から頼りにされた。	.73	-.03	.03
1 児童・生徒と気持ちが通じ合った。	.50	.20	.04
12 児童・生徒から慕われている。	.48	.17	.16
10 自分の考えが児童・生徒に支持された。	.48	.19	.16
2 クラスがまとまり、児童・生徒と打ち解けた会話ができた。	.42	.27	.03
第II因子 同僚との親和的な関係			
11 職場の雰囲気が和やかであった。	-.07	.71	-.37
3 職場に心を許せる同僚がいる。	.00	.65	.06
9 職場の同僚と仲良くやってきた。	-.04	.65	-.03
6 職場の同僚と親密な関係を育む機会があった。	.07	.55	.03
14 児童・生徒の明るい笑顔や喜ぶ顔が見られた。	.22	.43	.11
第III因子 同僚の態度への疑問視			
13 職場の同僚の他の教員に対する態度に疑問を持った。	-.19	.10	.96
8 職場の同僚の児童・生徒に対する態度に疑問を持った。	.17	-.17	.62
因子相関行列	I	.55	.31
	II		.04
	III		

(9) 『職場組織の特性』に関する因子構造 (表9参照)

学校組織特性尺度は、2因子解が適当とされた。

表9 学校組織特性尺度の因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量	
	I	II
第I因子 協働性		
2 私の現勤務校では、職員間の協力体制が整っている。	.91	-.01
3 私の現勤務校では、校務分掌が機能的である。	.77	.09
4 私の現勤務校では、管理職の指導力がある。	.66	-.07
5 私の現勤務校では、校内研修が活発である。	.51	.16
第II因子 職場満足		
7 現勤務校での学校の仕事は充実感がある。	.01	.87
6 現勤務校の児童生徒に愛着を持っている。	-.06	.80
1 教師の仕事はやりがいがあると感じている。	.21	.52
因子相関行列	I	.69
	II	

(10) 『家族のサポート』に関する因子構造 (表10参照)

JMS ソーシャルサポートスケールは、2因子解が

適当とされた。

表10 JMS ソーシャルサポートスケールの因子分析結果 (プロマックス回転)

項目内容	因子負荷量	
	I	II
第I因子 情緒的サポート		
2 物事をいろいろよく話し合っ、一緒に取り組んでいける。	.98	-.10
1 あなたに何か困ったことがあって、自分の力ではどうしようもないとき、助けてくれる。	.85	-.04
7 気持ちが通じ合う。	.77	.13
8 あなたの喜びを我がことのように喜んでくれる。	.70	.10
3 あなたが経済的に困っているときに、頼りになる。	.69	.00
9 お互いの考えや将来のことなどを話し合うことができる。	.67	.19
第II因子 道具的サポート		
6 家事をやったり、手伝ったりしてくれる。	-.19	.98
4 あなたが病気で寝込んだ時に、身の回りの世話をしてくれる。	.15	.72
10 家族がいるので孤独ではないと思う。	.23	.61
5 引っ越しをしなければならなくなった時に、手伝ってくれる。	.24	.59
因子相関行列	I	.72
	II	

3 属性ごとのストレス、メンタルヘルスの比較

まず、仮説モデルにおいて、ストレスとメンタルヘルスの値が、調査対象者の属性によって有意な差があるのか検証された。属性とは、質問紙のフェイスシートに記された、「年齢」、「性別」、「学校種」、「担任の有無」、「分掌や教科等の主任・主事の有無」、「現任校での在籍年数」、「勤務地」のことを示す。

(1) 属性別ストレス得点の比較

まず、属性ごとに、〈学校業務ストレス〉の値に有意な差があるか比較するために、〈学校業務ストレス〉を従属変数とし、属性を独立変数とした対応のない t 検定や一元配置の分散分析を行った。

その結果、「学級担任の有無」をグループ化変数とした、対応のない t 検定において 0.1%水準で有意な差がみられた (担任あり $N=99$, $M=2.92$, $SD=.46$; 担任なし $N=62$, $M=2.59$, $SD=.61$; $t(159)=3.87$, $p<.001$)。

教師のメンタルヘルス向上を考える際に、学級担任は自分自身が〈学校業務ストレス〉の高い状況に置かれていることを自覚するとともに、学校全体として学級担任の〈学校業務ストレス〉の低減を意識することが必要であると考えられる。

〈学校業務ストレス〉の値を従属変数とし、属性を独立変数とした分析において、他の属性では有意な差はみられなかった。

次に、属性ごとに、〈職員間の人間関係ストレス〉の値に有意な差があるか比較するために、〈職員間の人間関係ストレス〉を従属変数とし、属性を独立変数とした対応のない t 検定や一元配置の分散分析を行った。

その結果、学校種のみ 5%水準で有意な差がみられた (小学校 $N=71$, $M=2.39$, $SD=.52$; 中学校 $N=71$, $M=2.16$, $SD=.52$; $t(170)=2.37$, $p<.05$)。

この結果から、小学校教師の方が〈職員間の人間関係ストレス〉がやや高いことが明らかになった。

〈職員間の人間関係ストレス〉の値を従属変数とし、属性を独立変数とした分析において、他の属性では有意な差はみられなかった。

(2) 属性別メンタルヘルス得点の比較

属性ごとに、メンタルヘルスの値に有意な差があるか比較するために、メンタルヘルスの『主観的幸福感』、『精神的健康』のそれぞれの合計得点を従属変数とし、属性を独立変数とした二元配置の分散分析を行った。

その結果、「勤務地」を独立変数とした際、『主観的幸福感』、『精神的健康』で有意な差がみられた。「勤務地」とは、現任校が自身の本拠地管内か、その他かを示したものである。『主観的幸福感』は1%水準で有意な差がみられた(本拠地管内 $N=149$, $M=3.03$, $SD=.37$; その他 $N=19$, $M=2.81$, $SD=.37$; $t(164)=2.24$, $p<.01$)。

『精神的健康』は5%水準で有意な差がみられた(本拠地管内 $N=150$, $M=2.16$, $SD=.39$; その他 $N=19$, $M=2.43$, $SD=.43$; $t(167)=2.74$, $p<.05$)。

メンタルヘルスのポジティブな側面は数値が低く、ネガティブな側面においては数値が高いことから、本拠地以外の学校で勤務をしている教師は、メンタルヘルスに注意する必要があると考えられる。

『精神的健康』の値を従属変数とし、属性を独立変数とした分散分析において、他の属性では有意な差はみられなかった。

「現任校での在籍年数」とメンタルヘルスの関連について調べるために、「現任校での在籍年数」を独立変数とし、『主観的幸福感』を従属変数とした、一元配置の分散分析を行った。その結果、1%水準で有意な差がみられた($F(5, 161)=3.32$, $p<.01$)。また、在籍年数を1年目…5年目、6年以上の6グループに分けて比較したところ、2年目のグループにおいて『主観的幸福感』の値が他のグループよりも低くなっていた。在籍年数ごとの人数、『主観的幸福感』の平均値と標準偏差を表11に示す。

表11 在籍年数ごとの主観的幸福感の値の比較

在籍年数	M	SD	N
1年	3.10	.36	49
2年	2.86	.42	34
3年	3.08	.36	28
4年	2.87	.26	19
5年	3.13	.35	18
6年以上	2.88	.38	19
総和	3.00	.38	167

文部科学省(2012b)は、「精神疾患により休職している教師の約半数(平成22年度において45.7%)が、所属校に配置後2年以内に休職に至っている」と述べている。これらのことから、所属校に配置後2年以内の教師もメンタルヘルスに注意する必要があると考えられる。

『主観的幸福感』の値を従属変数とし、属性を独立変数とした分散分析において、他の属性では有意な差はみられなかった。

これらのことから、「勤務地」や「現任校での在籍年数」が、メンタルヘルスに影響を与えることが示唆された。このことから、教師のメンタルヘルスの不調を、個人の性格などの個人内要因だけでなく、環境要因にも影響されるものとして捉える事が必要であると考えられる。

これまでの結果から、校種、学級担任の有無や異動によって、ストレスやメンタルヘルスの値に差があることが示された。しかし、その他の属性において、有意な差はみられなかった。これらのことをふまえ、次に、ストレスや個人内要因、環境要因、メンタルヘルスが、多くの教師において、どのように関連しているのかを調べるために、属性ごとではなく有効回答者全員を対象にした仮説の検証が行われた。

4 仮説モデルの検証

(1) 仮説1の検証

仮説1「ストレスの値が低いと、メンタルヘルスは保たれる」について検証するために、ストレスの2因子である、〈学校業務ストレス〉、〈人間関係ストレス〉の高低群を比較した。〈学校業務ストレス〉と〈人間関係ストレス〉の得点分布を二分し回答者を高群・低群に分け、得点比較の対象とした。ストレス高低群の記述統計量を、表12に示す。

表12 ストレス高低群ごとの記述統計量

	学校業務ストレス		職員間の人間関係ストレス	
	高群	低群	高群	低群
N	92	69	75	97
最小値	2.86	1.00	2.50	1.00
最大値	4.00	2.71	4.00	2.00
M	3.16	2.31	2.85	1.80
SD	.28	.41	.36	.37

メンタルヘルスの『主観的幸福感』、『精神的健康』の各合計得点を従属変数とし、〈学校業務ストレス〉、〈人間関係ストレス〉の高群・低群を独立変数として、対応のないt検定を行った。結果を表13に示す。

表13 ストレス高低群とメンタルヘルス得点の比較

学校業務ストレス	N	M	SD	t 値	自由度	有意確率
主観的幸福感・合計	67	3.16	.34	4.77	156	.000
精神的健康・合計	69	2.01	.34	-5.65	157	.000
職員間の人間関係ストレス	N	M	SD	t 値	自由度	有意確率
主観的幸福感・合計	92	3.07	.34	2.75	165	.007
精神的健康・合計	97	2.11	.34	-3.11	168	.002

〈学校業務ストレス〉高低群の、『主観的幸福感』、『精神的健康』の合計得点において、有意な差がみられた(主観的幸福感 $t(156)=4.77$, $p<.001$; 精

神的健康 $t(157)=5.65, p<.001$ 。〈職員間の人間関係ストレス〉高低群は、『主観的幸福感』、『精神的健康』の合計得点においてやや有意な差がみられた（主観的幸福感 $t(165)=2.75, p<.01$ ；精神的健康 $t(168)=3.11, p<.01$ ）。

これらのことから、ストレス低群では『主観的幸福感』の値が高く、『精神的健康』の値は低いことが示された。すなわち、仮説1「ストレスの値が低いと、メンタルヘルスは保たれる」は支持された。

(2) 仮説2, 3, 4の検証

仮説2「ストレスの値が高くても、個人内要因と環境要因が機能すれば、メンタルヘルスは保たれる」、仮説3「ストレスの値が高い場合、個人内要因が機能しても環境要因が機能しないと、メンタルヘルスは保たれない」、仮説4「ストレスの値が高い場合、環境要因が機能しても個人内要因が機能しないと、メンタルヘルスは保たれない」を検証するために、ストレス、メンタルヘルス、個人内要因、環境要因の関連について、因子間のピアソンの積率相関係数を通して検討した。

〈学校業務ストレス〉と相関がみられたのは、個人内要因では、『自尊感情』が有意な負の相関 ($r=-.32, p<.01$)、『コーピング』の〈他者相談〉が有意な正の相関 ($r=.23, p<.01$)、『レジリエンス』の〈自己能力信頼感〉 ($r=-.30, p<.01$)、〈自己受容〉 ($r=-.25, p<.01$)、〈肯定的な未来志向〉 ($r=-.21, p<.01$)と有意な負の相関がみられた。また、環境要因では『学校での人間関係』の〈同僚の態度への疑問視〉と弱い正の相関がみられた ($r=.19, p<.05$)。

また、〈職員間の人間関係ストレス〉と相関がみられたのは、個人内要因では『自尊感情』が有意な負の相関 ($r=-.27, p<.01$)、『コーピング』の〈問題の回避〉が弱い正の相関 ($r=.18, p<.05$)、『レジリエンス』の〈自己能力信頼感〉 ($r=-.19, p<.05$)、〈自己受容〉と有意な負の相関 ($r=-.31, p<.01$)がみられた。また、環境要因では『学校での人間関係』の〈同僚との親和的な関係〉と有意な負の相関 ($r=-.28, p<.01$)、〈同僚の態度への疑問視〉と有意な正の相関がみられた ($r=.30, p<.01$)。

個人内要因の『教育への信念』の3因子、環境要因の『家族のサポート』の2因子は、どちらのストレスとも相関がみられなかった。

このような相関関係をもとに、〈職員間の人間関係ストレス〉高群 ($N=75, M=2.85, SD=.36$)において、個人内要因の5因子と環境要因3因子がメンタルヘルスを規定する仮説モデルを、2要因の分散分析に

より検討することとした。独立変数とする要因は、因子ごとの得点分布を二分し回答者を高群・低群に分け、得点比較の対象とした（表14参照）。

表14 職員間の人間関係ストレス高群における個人内要因と環境要因のメンタルヘルス平均値と標準偏差

従属変数：主観的幸福感		環境要因					
		人間関係			組織特性		
		同僚との親和的な関係	同僚の態度への疑問視	協働性	低群	高群	低群
自尊感情	低群	2.67	2.87	2.96	2.67	2.69	2.85
	高群	.39	.33	.27	.39	.40	.34
コーピング	低群	3.13	3.15	3.08	3.19	3.12	3.19
	高群	.32	.36	.29	.36	.30	.40
問題の回避	低群	2.78	2.90	3.02	2.84	2.84	2.99
	高群	.41	.45	.29	.43	.40	.39
自己能力信頼感	低群	3.02	2.99	3.06	2.88	2.90	3.00
	高群	.35	.40	.31	.48	.46	.39
自己受容	低群	2.71	2.89	2.95	2.67	2.74	2.84
	高群	.41	.30	.21	.43	.43	.31
肯定的な未来志向	低群	3.01	3.11	3.15	3.02	3.00	3.18
	高群	.40	.39	.35	.41	.37	.42

従属変数：精神的健康		環境要因					
		人間関係			組織特性		
		同僚との親和的な関係	同僚の態度への疑問視	協働性	低群	高群	低群
自尊感情	低群	2.66	2.29	2.40	2.55	2.64	2.33
	高群	.41	.27	.27	.45	.45	.25
コーピング	低群	1.99	2.02	2.08	1.95	2.02	1.98
	高群	.33	.37	.33	.36	.28	.45
問題の回避	低群	2.52	2.35	2.20	2.42	2.46	2.18
	高群	.50	.51	.24	.52	.50	.32
自己能力信頼感	低群	2.17	2.14	2.26	2.25	2.30	2.20
	高群	.34	.37	.45	.49	.49	.44
自己受容	低群	2.54	2.26	2.38	2.46	2.53	2.32
	高群	.37	.26	.25	.42	.40	.27
肯定的な未来志向	低群	2.26	2.07	2.02	2.22	2.24	2.01
	高群	.62	.38	.35	.56	.53	.43

注) 上段は平均値、下段は標準偏差

個人内要因の5因子と環境要因3因子を独立変数に、メンタルヘルスを従属変数にすることで、あわせて30通りの分散分析を行った（表15参照）。

この結果、有意な交互作用は、『精神的健康』を従属変数とした場合において、個人内要因の〈肯定的な未来志向〉と環境要因の〈同僚との親和的な関係〉の組み合わせでみられた ($F(1, 69)=6.84, p<.05$)。このため、交互作用の検討と多重比較を行ったところ、〈同僚との親和的な関係〉低群において、〈肯定的な未来志向〉の単純主効果が有意であった ($F(1, 166)=19.53, p<.001$)。このことから、〈同僚との親和的な関係〉低群において、〈肯定的な未来志向〉によってメンタルヘルスのネガティブな面に差が生じることが示された。すなわち、〈同僚との親和的な関係〉を築きにくい職場においても、〈肯定的な未来志向〉を心がけることでメンタルヘルスを向上させることができると考えられる。

〈肯定的な未来志向〉と〈同僚との親和的な関係〉以外の組み合わせでは、交互作用はみられなかった。

『主観的幸福感』を従属変数とした場合には、いずれの組み合わせにおいても、交互作用は見られなかった。

『主観的幸福感』および『精神的健康』を従属変数と

した組み合わせのすべてにおいて、個人内要因の『自尊心』と『レジリエンス』の〈自己能力信頼感〉、〈自己受容〉、〈肯定的な未来志向〉の主効果が有意であった。『コーピング』の〈問題の回避〉は、どの組み合わせにおいても、有意な主効果が示されなかった。

表15 職員間の人間関係ストレス高群における個人内要因と環境要因のメンタルヘルスへの影響

従属変数：主観的幸福感	環境要因		
	人間関係	人間関係	組織特性
	同僚との親和的な関係	同僚の態度への疑問視	協働性
自尊心	自尊感情 $F(1, 68)=18.14, p<.001$	自尊感情 $F(1, 67)=13.16, p<.01$	自尊感情 $F(1, 68)=13.16, p<.01$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 68)=1.67, n.s.$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 67)=1.16, n.s.$	協働性 $F(1, 68)=1.67, n.s.$
コーピング	問題の回避 $F(1, 67)=.24, n.s.$	問題の回避 $F(1, 66)=.14, n.s.$	問題の回避 $F(1, 67)=1.60, n.s.$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 67)=3.05, n.s.$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 66)=.03, n.s.$	協働性 $F(1, 67)=.14, n.s.$
個人内要因	自己能力信頼感 $F(1, 69)=7.74, p<.01$	自己能力信頼感 $F(1, 68)=8.40, p<.01$	自己能力信頼感 $F(1, 69)=10.69, p<.01$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 69)=2.37, n.s.$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 68)=4.68, p<.05$	協働性 $F(1, 69)=2.57, n.s.$
レジリエンス	自己受容 $F(1, 69)=13.43, p<.001$	自己受容 $F(1, 68)=9.07, p<.01$	自己受容 $F(1, 69)=14.29, p<.001$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 69)=2.46, n.s.$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 68)=1.46, n.s.$	協働性 $F(1, 69)=1.67, n.s.$
肯定的な未来志向	楽観的思考 $F(1, 69)=8.08, p<.05$	楽観的思考 $F(1, 68)=5.71, p<.05$	楽観的思考 $F(1, 69)=7.72, p<.01$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 69)=3.61, n.s.$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 68)=4.33, p<.05$	協働性 $F(1, 69)=.74, n.s.$

表15の続き

従属変数：精神的健康	環境要因		
	人間関係	人間関係	組織特性
	同僚との親和的な関係	同僚の態度への疑問視	協働性
自尊心	自尊感情 $F(1, 68)=29.60, p<.001$	自尊感情 $F(1, 67)=22.46, p<.001$	自尊感情 $F(1, 68)=28.83, p<.001$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 68)=3.91, n.s.$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 67)=.02, n.s.$	協働性 $F(1, 68)=3.68, n.s.$
コーピング	問題の回避 $F(1, 67)=.90, n.s.$	問題の回避 $F(1, 66)=.22, n.s.$	問題の回避 $F(1, 67)=2.93, n.s.$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 67)=6.97, p<.05$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 66)=.84, n.s.$	協働性 $F(1, 67)=.44, n.s.$
個人内要因	自己能力信頼感 $F(1, 69)=5.58, p<.05$	自己能力信頼感 $F(1, 68)=7.72, p<.01$	自己能力信頼感 $F(1, 69)=8.81, p<.01$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 69)=5.55, p<.05$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 68)=1.80, n.s.$	協働性 $F(1, 69)=4.56, p<.05$
レジリエンス	自己受容 $F(1, 69)=26.53, p<.001$	自己受容 $F(1, 68)=20.96, p<.001$	自己受容 $F(1, 69)=27.10, p<.001$
	同僚との親和的な関係 $F(1, 69)=5.77, p<.05$	同僚の態度への疑問視 $F(1, 68)=.16, n.s.$	協働性 $F(1, 68)=3.68, n.s.$
肯定的な未来志向	交互作用 $F(1, 69)=6.84, p<.05$	楽観的思考 $F(1, 68)=11.16, p<.01$	楽観的思考 $F(1, 69)=3.84, p<.01$
		同僚の態度への疑問視 $F(1, 68)=1.24, n.s.$	協働性 $F(1, 69)=2.48, n.s.$

これらのことから、〈職員間の人間関係ストレス〉高群における、個人内要因と環境要因のメンタルヘルスへの影響は、環境要因よりも個人内要因の影響が強いことが示された。個人内要因の中でも、特に『自尊心』と『レジリエンス』の影響が強く、『レジリエンス』の中でも、〈自己受容〉の値が最も高かった。また、多くの組み合わせにおいて個人内要因と環境要因が別々に影響を与えていることが示された。

分散分析の結果から、仮説2の「ストレスの値が高くても、個人内要因と環境要因が機能すれば、メンタルヘルスは保たれる」は一部支持された。

しかし、仮説3の「ストレスの値が高い場合、個人内要因が機能しても環境要因が機能しないと、メンタルヘルスは保たれない」と、仮説4の「ストレスの値が高い場合、環境要因が機能しても個人内要因が機能しないと、

メンタルヘルスは保たれない」は、棄却された。

(3) 仮説5, 6の検証

次に、ストレス、メンタルヘルス、個人内要因、環境要因における、因子間のピアソンの積率相関係数を通して、仮説5, 6が検証された(相関係数については(2) 仮説2, 3, 4の検証を参照)。

個人内要因の『教育への信念』の3因子が、〈学校業務ストレス〉と〈職員間の人間関係ストレス〉の双方と相関がみられなかったことから、仮説5の「個人内要因のうち、『教育への信念』が良好であれば、環境要因の援助を引き出す関係を得やすくなり、その結果メンタルヘルスが保たれる」は棄却された。

また、仮説6の「環境要因のうち、『職場組織の特性』における〈協働性〉が高いと、個人内要因の『コーピング』が多様になり、その結果メンタルヘルスが保たれる」は、〈協働性〉と『コーピング』の4つの因子間に相関がみられず、仮説6は棄却された。

(4) 仮説7の検証 (図3参照)

仮説7の「環境要因のうち、『職場組織の特性』における〈協働性〉が高いと、個人内要因の『レジリエンス』が機能しやすくなり、その結果メンタルヘルスが保たれる」を検証するために、ストレス、メンタルヘルス、個人内要因、環境要因における、因子間のピアソンの積率相関係数を通して、検証が行われた。

〈協働性〉は〈職員間の人間関係ストレス〉と1%水準で、有意な負の相関がみられた ($r=-.25, p<.01$)。また〈協働性〉は、レジリエンスの4因子と1%水準で、有意な正の相関がみられた (〈自己能力信頼感〉 $r=.20, p<.01$; 〈他者信頼感〉 $r=.29, p<.01$; 〈自己受容〉 $r=.28, p<.01$; 〈肯定的な未来志向〉 $r=.25, p<.01$)。そして、『主観的幸福感』の3因子とは有意な正の相関がみられ (〈自信〉 $r=.22, p<.01$; 〈達成感〉 $r=.28, p<.01$; 〈満足感〉 $r=.30, p<.01$)、ネガティブな側面である『精神的健康』の2因子においては、有意な負の相関がみられた (抑うつ $r=-.25, p<.01$; 〈不全感〉 $r=-.30, p<.01$)。

これらのことから、〈協働性〉と〈職員間の人間関係ストレス〉、『レジリエンス』の4因子、そしてメンタルヘルスの間に関連性があることが示唆された。

この相関関係をもとに、〈職員間の人間関係ストレス〉に、個人内要因である『レジリエンス』の4因子と環境要因の〈協働性〉が関与し、メンタルヘルスを規定する仮説モデルを、重回帰分析により検討することとした。重回帰分析を繰り返し、得られた標準偏回帰係数 (β) をパス係数とし、有意なパス係数によってパス図が示された。

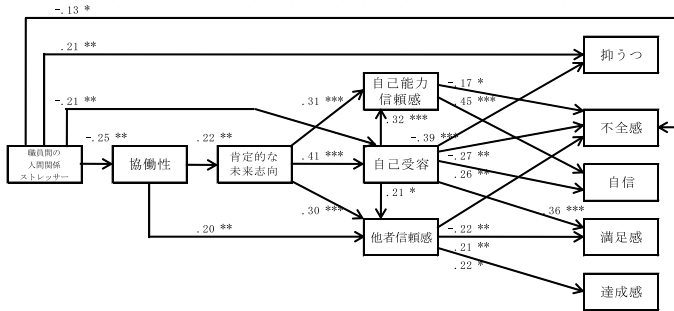


図3 〈職員間の人間関係ストレス〉からメンタルヘルスへのパス図

この結果から、環境要因における〈協働性〉が、個人内要因の『レジリエンス』である〈肯定的な未来志向〉を高め、〈肯定的な未来志向〉が高まることを通して、同じく『レジリエンス』の〈自己能力信頼感〉や〈自己受容〉、〈他者信頼感〉が高まる。また〈自己受容〉は、〈自己能力信頼感〉と〈他者信頼感〉を高めるとともに、『精神的健康』の〈抑うつ〉、〈不全感〉を軽減し、『主観的幸福感』の〈自信〉と〈満足感〉を高めることが示された。また、〈自己能力信頼感〉は〈不全感〉を軽減し、〈自信〉を高める。〈協働性〉、〈肯定的な未来志向〉、そして〈自己受容〉によって高められた〈他者信頼感〉は〈不全感〉を軽減し、〈満足感〉と〈達成感〉を高めることが示された。

一方、〈職員間の人間関係ストレス〉から、〈不全感〉に負のパスがみられた ($\beta = -.15, p < .05$)。このことは、人とのかかわりによる適度なストレスは、やる気を引き出すということを示しているように考えられる。

これらのことから、メンタルヘルスの両側面において、〈職員間の人間関係ストレス〉に対しては、学校組織としての協力体制や、校務分掌が機能的に働いているかを見直すことで、個人のもつレジリエンスのうち〈肯定的な未来志向〉が高められる。そのことによってレジリエンスが相互に影響し、より高められ、その結果、メンタルヘルスの向上に結びつくことが明らかになった。

よって、仮説7の「環境要因のうち、『職場の組織特性』における〈協働性〉が高いと、個人内要因の『レジリエンス』が機能しやすくなり、その結果メンタルヘルスが保たれる」は、支持された。

(5) 仮説モデル全体の検証

ストレスと有意な相関がみられた個人内要因と環境要因の因子について、メンタルヘルスへの関与を調べるために、仮説モデルをもとに、重回帰分析により検証が行われた。

① 〈学校業務ストレス〉の検証 (図4参照)

〈学校業務ストレス〉が〈他者相談〉と『レジリエンス』、『自尊感情』を媒介して、メンタルへ

ルスにどのような影響を与えているのかを検証するために、重回帰分析を行った。

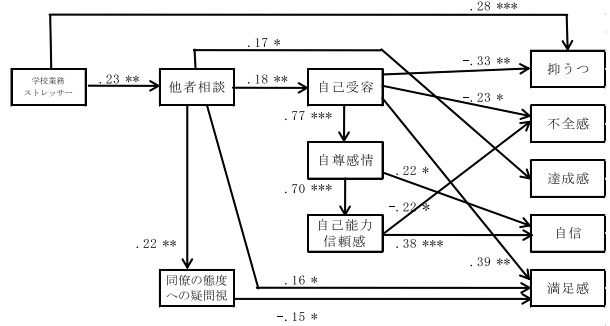


図4 〈学校業務ストレス〉からメンタルヘルスへのパス図

〈学校業務ストレス〉が高いと、〈他者相談〉が増える。〈他者相談〉が〈自己受容〉へつながると、『自尊感情』や〈自己能力信頼感〉を高め、メンタルヘルスを向上させていく。しかし、〈他者相談〉が〈同僚の態度への疑問視〉につながるとメンタルヘルスの向上を妨げる。〈他者相談〉を〈自己受容〉につなげるためには、相談者を受容する聴き手の存在が大切であると考えられる。

この結果から、学校業務に関するストレスが高い現場においても、話を聴いてくれる他者がいることは、直接メンタルヘルスを向上させたり、『レジリエンス』や『自尊感情』を高めたりすることで、間接的にもメンタルヘルスを向上させるという流れが示された。

② 〈職員間の人間関係ストレス〉の検証 (図5参照)

〈職員間の人間関係ストレス〉が〈問題の回避〉と『レジリエンス』、『自尊感情』、『学校での人間関係』を媒介して、メンタルヘルスにどのような影響を与えているのかを検証するために、重回帰分析を行った。

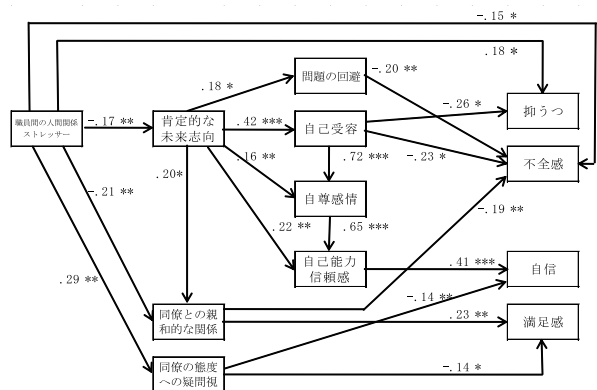


図5 〈職員間の人間関係ストレス〉からメンタルヘルスへのパス図

この結果から、職員間の人間関係に関わるストレスに対して、〈肯定的な未来志向〉によって問題から距離を置くことができ、それが〈不全感〉を緩和することにつながることが示された。〈肯定的な未来志向〉とは、「嫌なことがあっても、次の日には何とかかなりそうな気がする」、「物事は、最後にはうまくいく」等の項目から

なる因子である。また、〈肯定的な未来志向〉は『コーピング』の〈自己内解決〉と、有意な正の相関がみられた($r=.32, p<.01$)。これらのことから、〈肯定的な未来志向〉とは「自分自身で問題を解決しようとする人の、未来に対する信頼感」と捉えることができる。〈肯定的な未来志向〉、すなわち明るく肯定的な未来を期待・予想し、それに向けて努力しようとすることで、自己受容や自尊感情、自己能力信頼感も高まっていく流れが示された。そして、〈肯定的な未来志向〉によって視野が広がり、ストレスの対象とは違う人と親和的な関係を築くことにつながっていき、その関係は不全感を緩和し満足感を高め、メンタルヘルスを向上させることが示された。

〈職員間の人間関係ストレス〉に対しては、明るく肯定的な未来を期待・予想し、それに向けて努力しようとする〈肯定的な未来志向〉が、メンタルヘルスの向上にとって重要であることが示唆された。

〈学校業務ストレス〉と〈職員間の人間関係ストレス〉双方において、『主観的幸福感』に影響を与えたのは、〈自己能力信頼感〉であった。また、『精神的健康』に影響を与え、メンタルヘルスの向上に関与したのは〈自己受容〉であった。また〈自己受容〉は『自尊感情』を高め、『自尊感情』は〈自己能力信頼感』を高める流れが示された。

これらのことから、『学校現場でのストレス』に対しては、ストレスに応じた対処行動や思考をすることで〈自己受容〉が生起されれば、メンタルヘルスを向上させることが示唆された。その際にストレスが学校の業務に関わるものであれば、話を聴いてくれる他者の存在が〈自己受容〉を生起し、ストレスが職員間の人間関係に関わるものであれば、〈肯定的な未来志向〉が〈自己受容〉を生起させることが示された。

IV 結論と今後の課題

本研究では、〈学校現場のストレス〉に対して、教師の個人内要因や環境要因が、ポジティブなメンタルヘルスの向上にどのように機能しているのか、仮説モデルをもとに検証された。仮説モデルの検証において、メンタルヘルスに影響が示されたものは、個人内要因では、『自尊感情』、『コーピング』の〈他者相談〉と〈問題の回避〉、『レジリエンス』であった。また環境要因では、『職場組織の特性』の〈協働性〉と『学校での人間関係』の同僚との関係が影響することが示された。その中でも特に、『レジリエンス』の4つの因子である〈自己受容〉、〈他者信頼感〉、

〈自己能力信頼感〉、〈肯定的な未来志向〉が、メンタルヘルス向上に寄与することが明らかになった。

本研究では、管理職を除いた教師のメンタルヘルスについて検証した。その中で、メンタルヘルスの向上にとって、個人の意識とともに組織作りが重要であることが示唆された。組織作りの中心になるのは、やはり管理職である。今後は、管理職などリーダーシップを発揮する立場の方のストレスやメンタルヘルスの関係にも、目を向ける必要があると考えられる。

また、本研究では『学校現場のストレス』を、〈学校業務ストレス〉と〈職場の人間関係ストレス〉の2因子を軸に検証が行われた。この〈学校業務ストレス〉には、児童・生徒に直接関わるものや、事務的な仕事、保護者への対応など、対象が異なる項目が含まれている。今後、対応する対象の違いに焦点を当ててストレスの項目を整理することで、また違った視点からの対処方法やメンタルヘルスへの影響も検証できると考えられる。

ストレスフルな教育現場においても、教師が自信や達成感を得ていきいきと職務を遂行できるように、本研究の結果をもとに現場での挑戦を行ってきたい。

【謝辞】

本論文の作成にあたり、熱心にご指導いただいた石野陽子先生をはじめ、島根大学の皆様には、研修の場として最善の環境を整えていただきました。調査対象学校の皆様には、本研究の趣旨を理解し、快くご協力いただきました。皆様へ心からの感謝の気持ちとお礼を申し上げます。

【引用文献】

- 伊藤裕子・相良順子・池田政子・川浦康至 2003 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 心理学研究 74, 276-281
- 小杉正太郎 2000 ストレススケールの一斉実施による職場メンタルヘルス活動の実態—心理学的アプローチによる職場メンタルヘルス活動 産業ストレス研究 7, 141-150
- 三沢元彦 2011 教師のメンタルヘルス改善プログラムの開発研究—ピリフとメンシアウトに着目して—法政大学大講義要 66, 199-209
- 関山 徹・園崎高志 2005 小中学校におけるサポート資源の採用と心理的ストレスとの関連 鹿児島大学教育学部研究要 教科書編 56, 207-218
- 瀬戸健一 2000 高校の学校組織特性が教師とスクールカウンセラーの連携に及ぼす影響 教育心理学研究 48, 215-224
- 鈴木郁子 2007 学校教師のピリフに関する研究—小学校・中学校・高等学校教師の比較—中部大学 人文学部研究論集 19, 41-51
- 田中千晶・兒玉憲一 2010 レジリエンスと自尊感情 抑うつ症状、コーピング方略との関連 広島大学大学院心理臨床教育研究センター紀要 9, 67-79
- 堤 明純・堂場 則・石川 麟青・苅尾七臣・誌藤 三 2000 Jichi Medical School ソーシャルサポートスケール (SS-SSS) : 信頼性と妥当性・信頼性の検討 公衆衛生学雑誌 47, 866-878
- 内田和宏・上植高志 2010 Rosenberg 自尊感情尺度の信頼性および妥当性の検討—Mimura & Griffiths 訳の日本語版を用いて—東北大学大学院教育学部研究報告 58, 257-266