

教師のイラショナル・ビリーフとバーンアウトに関する研究

The Relationship Between Teachers' Irrational Belief and Burnout

森 田 慎 一

【問題と目的】

今日、地域社会や家庭の教育力の低下から、不登校やいじめ、学級崩壊といった教育問題が深刻化している。そのため、学校で直接児童・生徒の指導にあたる教師のメンタルヘルスの悪化が叫ばれている。平成17年度、公立学校教職員の精神疾患による病気休職者は4,178人に達し、過去10年間における最大値を記録した（文部科学省分限処分調査、2006）。

一方、教師に対する支援は乏しく、教師の精神疾患や燃え尽きの予防への具体的な対応は未だに成されていない。このため、教師のメンタルヘルスを改善するための対策を検討することが、緊急の課題となっている。そして、何らかの対策が行われ、教師の精神的な負担が軽減されることは、教師一人ひとりが生きいきと教職に取り組めるほか、その教職の質を高めることにつながり、児童・生徒の良好な発達にも影響すると考えられる。

そこで、本研究では教師のメンタルヘルス研究において注目されている、バーンアウトを取り上げる。バーンアウトは、Freudenberger (1974) によって提唱された概念であり、その後 Maslach & Jackson (1981) によって、「解決困難な課題に常に晒された結果、極度の心身の疲労と情緒の枯渇をきたした症候群」と定義されている。また、Maslach はバーンアウト傾向を測定する「Maslach Burnout Inventory」(以下、MBI) を作成し、バーンアウトが、情緒的消耗感、脱人格化、個人的達成感の低下という3つの

特徴で捉えられることを示している。その後、この尺度を用いて数多くの実証的な研究がなされてきた。日本においては、1980年代後半から看護師のバーンアウト研究が成され、それが一段落した1990年代以降、教師バーンアウトの研究が盛んに行われている。そうした中、新井 (2002) は、教師という職業に限定した「教師バーンアウト」を定義し「教師が理想を抱き真面目に仕事に専念する中で、学校でのさまざまなストレスにさらされた結果、自分でも気づかぬうちに消耗し極度の疲弊をきたすに至った状態」とした。

これまでの先行研究を総括すると、教師のメンタルヘルスやバーンアウトは大きく3つに分けることができる。第一に、教職の特殊性に着目した「教師文化」の研究である。久富 (1994) は、多忙感の強さは必ずしもバーンアウト度の高さに繋がらないことを指摘している。さらに、佐藤 (1994) は、教師の職務内容を3つの観点、つまり、「再帰性」「無境界性」「不確実性」から捉え、これらの特殊性によって、「燃え尽きる教師はもはや特殊な現象ではない」と述べている。また、伊藤 (2002) は「成果の不透明性」として、教師が行った教育活動の成果は、量的な変化として把握しにくいことを指摘している。これらの教職が独自に持っている特殊性は、教師のメンタルヘルスを脅かす背景となっており、教師バーンアウトを研究していく上で欠かせない視点といえる。

第二に、教師の個人的要因が挙げられる。この要因では、性別や年齢、校種、教職経験年数、パーソナリティなどを扱った研究が見られる。例えば、ストレスの認知に関しては、性別による差が

あることが示されている（岡東・鈴木、1997；田中・杉江・勝倉、2003）。また、岡東・鈴木（1997）は、教職経験や、職務構造の違い等の要因が、教師のストレスに異なった影響を及ぼすことを明らかにしている。河村（2003）は生涯発達観点から、教師の抱える発達課題がストレスにも影響を及ぼしており、それをどう克服するかがその後の教職への向き合い方に影響するとも論じている。

また、バーンアウトの規定要因として、性格特性を取り上げた研究も多く見られる。久保・田尾（1991）は、対人援助職に必要とされる性格特性が、同時にバーンアウトを引き起こしやすい特性でもあることを指摘している。さらに、八並・新井（2001）は、規定要因としてタイプA特性を挙げているほか、近藤（1995）は、教師自身が、無数の規範意識やビリーフに縛られていることが、日常の職務遂行を阻害し、ストレスを高めているのではないかと指摘している。

第三に、外的要因が挙げられる。学校においては、校種・学年・校務分掌・学校組織の在り方など、教師個人が属する職場環境は様々であり、また、それぞれの要因が複雑に交錯しているため、そこに体系的な研究や明確な提言を行う難しさがある。しかし、近年、教師の職場環境の問題について、経験的な指摘にとどまらず、実証的な研究も行われるようになってきた。田尾・久保（1996）は、教師の多忙感が、バーンアウトの中心症状である情緒的消耗感を増大させることを明らかにしている。また、職場内の関係性に焦点を当てた研究では、同僚との関係がうまくいっていない人は、情緒的消耗感を感じやすいが、同僚との関係が良い人は個人的達成感が高く、また脱人格化も起こりにくいという結果が得られている（Leiter & Maslach, 1988）。さらに、田村・石隈（2001）は、男性教師の場合は、教師自身の指導や援助に対して同僚からの批判を感じている人と、同僚に助けをもらうことに抵抗のある人のバーンアウト得点は深刻であり、女性教師の場合は、生徒からの反抗の多い教師と、同僚に助けをもらうことに抵抗のある人のバーンアウト得点が深刻

であったことを指摘している。また、役割ストレスとバーンアウトとの関係についても、多くの研究がなされている。例えば Schwab & Iwanicki（1982）は、教師の役割葛藤が情緒的消耗感と脱人格化に、そして役割の曖昧さが個人的達成感に影響することを明らかにしている。

ここで、バーンアウト研究を行う上で重要な点について、「なぜある教師はバーンアウトに陥り、ある教師は陥らないのか」（八並・新井、2001）という疑問を軸に考えてみる。これまでバーンアウトは、「教師文化」あるいは「個人的要因」「外的要因」といった単独の視点で捉えるものが多かった。しかし、バーンアウトは一般的なストレスよりも長期的なプロセスで起こる（荻野、1999）と指摘されている通り、単独の視点だけでは説明しきれないと言える。このため、バーンアウトを捉えるためには、個人的要因と外的要因を併せた、より広範な視点を持つことが重要であろう。

そこで本研究では、教師の認知的な側面に着目し、個人的要因として教師の役割意識に関するイラショナル・ビリーフを、外的要因として職場内の援助関係を取り上げ、ソーシャルサポートと被援助志向性という変数を用いる。そして、これらの変数とバーンアウトとの関連について検討を試みたい。

本研究で扱う、このイラショナル・ビリーフ（irrational belief）とは、「ねばならない」、「べきである」という must、should、ought で代表される要求・命令・絶対的な考え方をいう（Ellis, 1975）。これまでにイラショナル・ビリーフを測定するために多くの研究が行われており、河村・國分（1996a）は、「教師特有の指導行動を生むイラショナル・ビリーフ尺度」を作成し、教師特有のビリーフが、教師自身の自然な感情表現を妨げるだけでなく、子どものスクール・モラルなどにも影響を及ぼすと述べている（河村・國分、1996b；河村・田上、1997；河村・田上、1998）。また、土井・橋口（2000）は、教師の「責任と権限」に関するイラショナル・ビリーフを多次的に捉えた22項目からなる「中学校教師のイラショナル・ビリーフ・インベントリー」を作

成し、イラショナル・ビリーフと精神的健康との関連について検討をしている。その後、羽鳥・小玉（2003）は、確認的因子分析法により本尺度の再検討を行った結果、尺度構成、因子構造について信頼性・妥当性を含めたきめ細やかな吟味が必要と指摘している。

次に、職場におけるソーシャルサポート研究について考えてみる。久保・田尾（1994）は、職場内に強いネットワークを持つ人ほど脱人格化を起すににくいことを示し、バーンアウトを軽減するための効果的な対人関係が、職場外よりも職場内の対人関係であると指摘している。バーンアウトを捉える上で重要な変数と考えられる。

さらに、水野・石隈（1999）は、ソーシャルサポートの知覚に関わる個人的変数として、「被援助志向性」という概念を取り上げ、バーンアウト研究を行っている。被援助志向性とは「個人が、カウンセリングやメンタルヘルスサービスの専門家、教師などの職業的な援助者、および友人・家族などのインフォーマルな援助者に援助を求めるかについての認知的枠組み」と定義される。この被援助志向性を取り上げることで、これまで示されているソーシャルサポートによるバーンアウトの軽減効果を、個人的要因だけでなく、個人の認知も含めたより広い視点で捉えることが可能であろう。

以上のことを踏まえ、本研究では、教師のイラショナル・ビリーフ尺度の信頼性・妥当性を再検討し、イラショナル・ビリーフとバーンアウトとの関連を明らかにすることを第一の目的とする。さらに、バーンアウトを捉えるにあたっては、教師の役割意識に対するイラショナル・ビリーフ、教師の知覚するソーシャルサポート、教師の援助に対する認知的側面である被援助志向性、の3つの変数を用いる。これらの変数について、個人的属性による分析および各変数間の相関分析により各変数の特徴を明らかにした上で、変数同士がどのような影響を与えるかについて検討を行い、モデル化を試みることを第二の目的とする。

【方法】

調査対象および手続き

北海道内の小・中・高校・中高一貫校の教師400名に調査票を配布し、郵送により返信を求めた。有効回答数は207名（男性138名、女性65名）であり、学校の種類別では、小学校17名、中学校78名、高等学校99名、中高一貫校9名。年齢構成は、23～30歳（43名）、31～36歳（39名）、37～43歳（42名）、44～49歳（40名）、50～61歳（39名）であり、平均年齢は39.65歳（SD=9.74）であった。また、現在の勤務校の在籍年数構成は、1～2年目（63名）、3～4年目（62名）、5～37年（78名）であった。ただし管理職の教員（校長・教頭）は調査対象から除いた。

調査時期

2005年8月下旬～10月上旬。

調査内容

1. 教師のイラショナル・ビリーフ尺度

教師の役割意識に関して、教師が持ちやすいと思われる不合理な信念を問う尺度として、土井・橋口（2000）の22項目に、筆者が独自に考案した4項目を加えた26項目からなる教師のイラショナル・ビリーフ尺度を作成した。回答は、「当てはまらない」から「当てはまる」の5件法で行った。この尺度では得点が高いほど、イラショナル・ビリーフ傾向が強いことを示す。

2. バーンアウト尺度

教師のバーンアウト度を測定する尺度として、田尾（1989）のMBI日本語版を使用した。18項目からなり、回答は「まったくない」から「いつももある」の5件法で行った。

3. 職場サポート尺度

小牧（1994）および井田・福田（2004）の職場

サポート尺度を参考に、14項目からなる教師用の職場サポート尺度を作成した。サポートの経路は、「同僚」および「上司」の2経路とした。回答は、「まったくなかった」から「いつもあった」の5件法で行った。

4. 被援助志向性尺度

田村・石隈（2001）が作成した被援助志向性尺度から11項目を採用した。この尺度には、「援助の欲求と態度」、「援助関係に対する抵抗感の低さ」の2つの下位尺度が含まれる。回答は、「当てはまらない」から「当てはまる」の5件法で行った。

5. フェイスシート

性別・年齢・教職経験年数・現在の学校の在籍年数・学校の種類について問うた。

【結果と考察】

1. 各尺度の妥当性の検討

各尺度の構造および妥当性を検討するため、

207名の全データを用いて因子分析を行い、 α 係数を算出した。

(1) イラショナル・ビリーフ尺度

本尺度の因子構造を検討するため、主因子法、プロマックス回転により因子分析を行った。分析では固有値1以上、因子パターン行列において、因子スコア.40以上を有効とした。その結果、26項目のうち16項目について因子が特定でき、3因子が抽出された（表1）。

第I因子については、「教師が生徒に受け入れられるためには本音を出すべきではない」「自分を犠牲にしなければ職場の人間関係はうまくいかない」など対人関係において失敗を恐れたり、自己を抑制するといった内容であるため、「自己抑制」の因子と命名した。第II因子は、「生徒は常に学習意欲がなくてはならない」など生徒の行動に関する考え方を表しており、「生徒行動規範」の因子と命名した。第III因子は、「生徒の心の支えになってやれない自分は無能である」「授業中に寝ている生徒を見ると教師になるべきではなかったと思う」など教師という職業に対する不合理な

表1 採択されたイラショナル・ビリーフ尺度の因子パターン行列（主因子法、プロマックス回転）

質問項目	I	II	III	共通性
I. 自己抑制 (8項目 $\alpha=.84$)				
10.教師が生徒に受け入れられるためには本音を出すべきではない	.801	.069	-.082	.631
20.教師が生徒に好かれるためには、自己主張はなるべく避けるべきである	.767	-.153	.066	.570
11.教師は人前で失敗するところを見られるべきではない	.658	.187	.001	.554
7.管理職に認めてほしかったら、従順になるべきである	.624	-.026	.018	.389
22.自分を犠牲にしなければ職場の人間関係はうまくいかない	.569	-.234	.017	.292
8.教師はどんな生徒からも嫌われてはならない	.545	.108	.020	.360
12.同僚教師に相談するのは頼っているようで嫌だ	.482	.177	-.038	.304
3.教師は一度信用をなくしてしまうと、もうおしまいだ	.445	.080	.178	.338
II. 生徒行動規範 (3項目 $\alpha=.83$)				
4.生徒は常に学習意欲がなくてはならない	.081	.894	-.101	.791
5.生徒は授業中、常に落ち着いているべきである	-.015	.869	-.049	.718
9.生徒は何事にも前向きに取り組むべきである	-.073	.573	.183	.406
III. 教師信念 (5項目 $\alpha=.74$)				
23.生徒の心の支えになってやれない自分は無能である	.044	-.050	.746	.559
1.物事を思い通りに進めることのできない自分は無能である	-.217	.208	.689	.515
25.生徒と接する楽しさを感じられない自分は教師失格である	.086	-.127	.607	.370
2.授業中に寝ている生徒を見ると教師になるべきではなかったと思う	.094	.210	.453	.379
15.子どもを理解するには今の自分では力不足である	.215	-.111	.405	.246
因子相関行列	—	.340	.420	
		—	.370	
			—	

信念であるため、「教師信念」と命名した。

さらに、イラショナル・ビリーフ尺度の内的整合性・信頼性の確認を行った。因子分析によって採択された下位尺度ごとに合計点を求め、その下位尺度に含まれる各項目得点との相関を求めた。その結果、自己抑制では.56～.78、生徒行動規範.81～.89、教師信念.62～.78といずれも正の有意な相関が得られた ($p < .01$)。次に、下位尺度ごとに Cronbach の α 係数を算出したところ.74～.84 の値を示した (表1)。また、採択されたイラショナル・ビリーフ尺度の項目すべてにおける α 係数は.85であった。以上の結果から、本尺度の十分な信頼性が確認された。

それぞれの下位尺度について解釈をすると、「教師信念」因子とは、「教師は…でなければならない」という教職、および教師の「責任」や「役割意識」に起因するイラショナル・ビリーフであると考えられる。次に、「生徒行動規範」因子とは、「生徒は…でなければならない」というような教師が理想とする生徒像であり、生徒を社会化するという教師本来の役割から派生するイラシ

ナル・ビリーフであると考えられる。最後に、「自己抑制」因子とは、「対人関係における摩擦を避けるためには自分を抑えなければならない、対人関係で失敗をしてはならない」というような因子であり、対人関係上の摩擦を低減させようとする教師文化が反映されたイラショナル・ビリーフであると推測される。

(2) バーンアウト尺度

本尺度の因子構造を検討するため、全18項目を用い、主因子法、プロマックス回転により分析を行った。分析では固有値1以上、因子パターン行列において、因子スコア.40以上を有効とした。その結果、17項目について因子が特定でき、解釈可能な3因子が抽出された (表2)。

第I因子には「同僚と何も話したくなくなることもある」「生徒と何も話したくなくなることもある」などの内容から、「脱人格化」の因子と命名した。第II因子は、「仕事が楽しくて、知らないうちに時間が過ぎることがある (逆転項目)」「仕事を終えて今日は気持ちのよい日だったと思

表2 採択されたバーンアウト尺度の因子パターン行列 (主因子法、プロマックス回転)

質問項目	I	II	III	共通性
I. 脱人格化(7項目 $\alpha = .88$)				
11. 同僚と何も話したくなくなることもある	.949	-.214	-.075	.670
8. 生徒と何も話したくなくなることもある	.808	-.046	.048	.660
9. 生徒の顔を見るのも嫌になることがある	.745	-.035	.157	.682
6. 同僚の顔を見るのも嫌になることがある	.736	-.070	-.052	.455
16. 今の仕事は、私にとってあまり意味がないと思うことがある	.655	.092	-.010	.492
10. 仕事の結果はどうでもよいと思うことがある	.522	.053	.001	.305
7. 自分の仕事がつまらなく思えて仕方のないことがある	.476	.302	.127	.585
II. 個人的達成感の低下(6項目 $\alpha = .78$)				
*17. 仕事が楽しくて、知らないうちに時間が過ぎることがある	-.284	.869	.212	.701
*14. 仕事を終えて今日は気持ちのよい日だったと思うことがある	.207	.618	-.189	.456
*15. 今の仕事に心から喜びを感じることもある	.369	.597	-.254	.559
*12. 我を忘れるほど仕事に熱中することがある	-.156	.585	-.088	.253
*13. この仕事は私の性分に合っていると思うことがある	.123	.572	.039	.441
*18. 我ながら、仕事をうまくやり終えたと思うことがある	-.082	.471	.114	.233
III. 情緒的消耗感(4項目 $\alpha = .78$)				
3. 仕事のために心にゆとりがなくなつたと感じることもある	.018	-.069	.749	.538
2. 一日の仕事が終わるとやっとなつたと感じることもある	-.085	-.017	.696	.416
4. 出勤前、職場に出るのが嫌で家にいたいと思うことがある	.305	-.011	.558	.591
1. 「こんな仕事はもうやめてしまいたい」と思うことがある	.355	.123	.410	.562
因子相関行列	—	.520	.570	
		—	.400	
			—	

*は逆転項目

うことがある（逆転項目）」などの内容から、「個人的達成感の低下」の因子と命名した。第Ⅲ因子は、「仕事のために心にゆとりがなくなったと感がある」「一日の仕事が終わるとやっと終わったと感がある」などの内容から、「情緒的消耗感」の因子と命名した。

さらに、内的整合性・信頼性の検討を行った。因子分析で採択された下位尺度ごとに合計点を算出し、その下位尺度に含まれる各項目得点との相関を求めた。その結果、脱人格化では.69～.83、個人的達成感.60～.79、情緒的消耗感.72～.83といずれも有意な正の相関が得られた ($p < .01$)。次に、下位尺度ごとに Cronbach の α 係数を算出したところ.78～.88の値を示した (表2)。また、採択されたバーンアウト尺度の全項目における α 係数は.89であり、本尺度の信頼性が確認された。

本研究において MBI は 3 因子構造であり、久保・田尾 (1994) や増田 (1997) が示した MBI の 3 因子 3 相関モデルを支持するものであった。本研究においても、「MBI は 3 因子構造であるが、3 因子それぞれが独立したものではなく、3 因子が互いに関連しあっている」というこれまでの先行研究と同様の解釈が適当であろう。

(3) 被援助志向性尺度

主因子法、プロマックス回転により分析を行った。分析では固有値 1 以上、因子パターンにおいて因子スコアが.40以上を有効とした。その結果、11項目すべてについて因子が特定でき、解釈可能な 2 因子が抽出された (表3)。

第Ⅰ因子は、「困っていることを解決するために、他者から助言や援助がほしい」「自分が困っているときには、話を聞いてくれる人がほしい」など危機に際しての援助の欲求にかかわる内容であるため、「援助の欲求」の因子と命名した。また、第Ⅱ因子は、「他人から助言や援助を受けることに抵抗がある（逆転項目）」、「自分が困っているとき、周りの人には、そっとしておいて欲しい（逆転項目）」など、援助関係に対する抵抗感や否定感情を表す内容であることから、「援助への抵抗感の低さ」の因子と命名した。さらに、被援助志向性尺度の内的整合性・信頼性の検討を行った。因子分析によって採択された下位尺度ごとに合計点を求め、その下位尺度に含まれる各項目得点との相関を求めた。その結果、援助の欲求では.73～.91、援助への抵抗感の低さでは.64～.83といずれも有意な正の相関が得られた ($p < .01$)。次に、下位尺度ごとに Cronbach の α 係数を算出したところ.84～.87の値を示した (表3)。また、

表3 採択された被援助志向性尺度の因子パターン行列 (主因子法、プロマックス回転)

質問項目	I	II	共通性
I. 援助の欲求(5項目 $\alpha=.87$)			
2.自分が困っているときには、話を聞いてくれる人がほしい	.943	-.199	.724
1.困っていることを解決するために、他者から助言や援助がほしい	.913	.007	.840
3.困っていることを解決するために、自分と一緒に対処してくれる人	.849	-.126	.620
7.今後も、自分の周りの人に助けられながら、うまくやっていきたい	.608	.124	.468
*4.自分は、よほどのことがない限り、人に相談することはない	.447	.317	.456
II. 援助への抵抗の低さ(6項目 $\alpha=.84$)			
*9.他人から助言や援助を受けることに抵抗がある	-.080	.873	.692
*8.自分は、人に相談したり援助を求めるとき、いつも心苦しさを感	-.275	.717	.374
*10.人は誰でも、相談や援助を求められたら、わずらわしく感じると	-.011	.689	.466
*11.自分が困っているとき、周りの人には、そっとしておいて欲しい	.229	.581	.535
*5.何事も人に頼らず、自分で解決したい	.239	.557	.513
*6.他人の援助や助言は、あまり役に立たない	.332	.491	.529
因子相関行列	—	.550	

*は逆転項目

採択された被援助志向性の項目すべてにおける信頼性係数は.89であった。以上の結果から、本尺度の十分な信頼性が確認された。

(4) 職場サポート尺度

本研究では、「職場サポート尺度」は1つの概念であると考えた。「同僚」および「上司」各々について Cronback の α 係数を算出したところ、「同僚サポート」は.94であり、「上司サポート」は.96であった。このことから、本尺度の内的整合性が高いことが支持された。

2. 「イラショナル・ビリーフ」「バーンアウト」の性差・年齢差・在籍年数差

「イラショナル・ビリーフ」および「バーンアウト」の特徴を明らかにするために、各尺度得点の平均値、標準偏差を男女別、年齢別、現勤務校の在籍年数別に算出し、比較を行った。男女別の比較では平均値を t 検定で比較した。さらに、年齢別グループを5群(①23～30歳、②31～36歳、③37～43歳、④44～49歳、⑤50～61歳)に分け、それぞれの年齢群の平均値を対応のない1要因分散分析で比較した。また、現勤務校の在籍年数別グループを3群(①1～2年目、②3～4年目、③5～37年)に分け、それぞれの年数群の平均値を対応のない1要因分散分析で比較した。

(1) 「イラショナル・ビリーフ」の性差・年齢差・在籍年数差

「自己抑制」「生徒行動規範」「教師信念」の平均値を比較した結果、性差は見られなかったが、年齢差、在籍年数差が認められた。年齢差について Bonferroni による多重比較を行った結果、「教師信念」($F(4, 198)=3.21, p<.05$)において30歳以下の群が50歳以上の群よりも有意に平均値が高いことが示された。「教師信念」とは、教師の役割や責任に関する信念であり、若手教師においてこのような信念の不合理性が高いことが認められた。岡東・鈴木(1997)は、経験年数の浅い教師は情熱的ではあるが多様な問題に直面し、ス

トレスが高いと報告している。高い競争率を勝ち抜いて教師になるためには、教育者としての熱意が求められる。そのため、教師になって10年に満たない30歳までの教師は、他の年代の教師に比べて、熱意を持ち、より強く教師としての理想を求める傾向があるのではないだろうか。そして、それは現実に即したものというより、「教師として自分は…でなければならぬ」と不合理性の高いものであると考えられる。逆に50歳以上の教師の場合は、経験が30年を超える者も多く、教師として様々なことを経験している。このため、理想や熱意を持ちつつも、自ら教師として果たすべき役割が現実にあった形で捉えられていると考えられる。また、教師としての自信を持っていることや、逆に、モチベーションの低下ということがイラショナル・ビリーフの緩和につながっているのではないだろうか。

次に、在籍年数差では「自己抑制」($F(2, 200)=3.15, p<.05$) および、「教師信念」($F(2, 200)=3.89, p<.05$) で有意な主効果が見られた。多重比較を行った結果、「自己抑制」「教師信念」共に3～4年目の群が5年目以上の群よりも有意に得点が高いことが示された。

ここで、在籍3年目以降の職務上の変化について考える。在籍1～2年目では、学校に慣れ、その学校での仕事の進め方を覚えていくことが主に求められるのに対し、在籍3年目以降の教師では、その学校での校務分掌等において重要な役割を果たすことが求められる。3年目以降の“中心的役割を果たす”という職務上の変化が、イラショナル・ビリーフの変化に影響しているのではないだろうか。一方で、在籍5年目以降の教師は、その中心的役割についてもある程度経験し、自分の力量でその仕事をこなすことができ、的確に自らの役割を捉えることによってイラショナル・ビリーフが緩和されると考えられる。

(2) 「バーンアウト」の性差・年齢差・在籍年数差

在籍年数別に下位尺度毎の比較を行ったところ、性差、年齢差は認められなかった。また、在籍年数別の比較では、「情緒的消耗感」のみで有意差

が認められた。つまり、3～4年目の群は1～2年目の群よりも「情緒的消耗感」得点が有意に高いことが示された ($F(2, 200)=3.05, p<.05$)。このことについて、イラショナル・ビリーフの項目でも考察したが、在籍3～4年目に起こる変化として、学級担任や校務分掌の主任になる等、学校の中心的役割に就くことが挙げられる。新井(1999)は、教務主任や生徒指導主任といった責任ある役職について中堅教師の場合、周囲のサポートをうまく得られず、自分一人で仕事を抱え込んだときに消耗感を強め、バーンアウトに至ることを示している。また、経験の少ない役職について、望まない担任や予期しない役職を強要されたと認識している場合には、モラール(士気、仕事への意欲)が低下し、さらに、困難に直面するとバーンアウトへとつながりやすいと述べている。本研究の結果からも、新任または転勤後、その勤務校で初めて慣れない責任ある役割に就き、困難に直面することが情緒的消耗感につながるものが推測される。

3. 「イラショナル・ビリーフ」と「バーンアウト」「被援助志向性」「職場サポート」との関連

モデルの作成に先駆けて、イラショナル・ビリーフとバーンアウト、被援助志向性、ソーシャルサポートとの関係性を調べるために、各下位尺度間における Pearson の相関係数を算出した(表4)。

表4 イラショナル・ビリーフと他の変数との関連

	自己抑制	生徒行動規範	教師信念
バーンアウト			
情緒的消耗感	.08	.01	.30***
個人的達成感の低下	.27***	.08	.19**
脱人格化	.29***	.04	.31***
被援助志向性			
援助の欲求	-.26***	.13	.20**
援助への抵抗感の低さ	-.46***	-.13	-.12
職場サポート			
同僚サポート	-.38***	-.01	-.08
上司サポート	-.21**	-.04	-.14

ただし, *** $p<.001$ ** $p<.01$

(1) 「イラショナル・ビリーフ」と「バーンアウト」との関連

「自己抑制」に関しては、「個人的達成感の低下」($r=.27, p<.001$)、「脱人格化」($r=.29, p<.001$)との間に有意な正の相関が認められた。また、「教師信念」に関しては、「情緒的消耗感」($r=.30, p<.001$)、「個人的達成感の低下」($r=.19, p<.01$)、「脱人格化」($r=.31, p<.001$)、とバーンアウト下位尺度すべてとの間に有意な正の相関が認められた。さらに「生徒行動規範」に関して、有意な相関は認められなかった。以上のことから、対人関係において自己を抑制しようとする信念や教職に対する信念が不合理であることがバーンアウトと関連することが示された。

さらに、これらの変数間で注目されるのは、「教師信念」とバーンアウト3因子との関連である。「教師信念」はこの3因子すべてとの間に有意な正の相関が認められており、教師のイラショナル・ビリーフの中心的概念である可能性が考えられる。そして、この結果は、羽鳥・児玉(2003)の結果を支持するものであった。

(2) 「イラショナル・ビリーフ」と「被援助志向性」との関連

「自己抑制」に関しては、「援助の欲求」($r=-.26, p<.001$)、「援助への抵抗感の低さ」($r=-.46, p<.001$)との間に有意な負の相関が認められた。また、「教師信念」では、「援助の欲求」($r=.20, p<.01$)との間に有意な相関が認められた。しかし、「生徒行動規範」に関して、有意な相関は認められなかった。ここで注目すべき点は、「自己抑制」および「教師信念」と「援助の欲求」との関連である。つまり、自己抑制的なビリーフを持っている教師は、援助の欲求が低く、援助への抵抗感が強いが、教職に対するイラショナル・ビリーフが強い教師は、逆に、援助の欲求が高い傾向が示された。この「教師信念」と「自己抑制」の因子の特徴については、今後さらなる吟味が必要であろう。

(3) 「イラショナル・ビリーフ」と「ソーシャルサポート」との関連

「自己抑制」に関しては、「同僚サポート」($r=-.38, p<.001$)、「上司サポート」($r=-.21, p<.01$)との間に有意な負の相関が見られた。しかし、「生徒行動規範」「教師信念」に関しては、有意な相関は認められなかった。自己抑制的なビリーフが強い場合、ソーシャルサポートの知覚が低く、特に同僚サポートにおいてそれが顕著であることが示唆された。

4. 「バーンアウト」と「被援助志向性」、「職場サポート」との関連

バーンアウトと被援助志向性やソーシャルサポートとの関係性を調べるために、各下位尺度間における Pearson の相関係数を算出し、分析を行った(表5)。

表5 バーンアウトと他の変数との関連

	情緒的消耗感	個人的達成感の低下	脱人格化
被援助志向性尺度			
援助の欲求	.11	-.18**	-.06
援助への抵抗感の低さ	-.05	-.22**	-.30***
職場サポート尺度			
同僚サポート	-.03	-.31***	-.32***
上司サポート	-.15*	-.24***	-.22**

ただし、*** $p<.001$ ** $p<.01$ * $p<.05$

(1) 「バーンアウト」と「被援助志向性」との関連

「情緒的消耗感」については、有意な相関は認められなかった。「個人的達成感の低下」については、「援助の欲求」($r=-.18, p<.01$)、「援助への抵抗感の低さ」($r=-.22, p<.01$)との間に有意な負の相関が認められた。「脱人格化」については、「援助への抵抗感の低さ」($r=-.30, p<.001$)との間に有意な負の相関が認められた。

これらの結果をまとめると、個人的達成感の低下が大きい教師は、援助の欲求が低く、援助への抵抗感が強い傾向があり、脱人格化傾向の高い教師は、援助への抵抗感が高いことが示された。この結果は、田村・石隈(2001)の結果を支持するものであった。また、これらの変数間の関連を考

えた場合、直接関連するというより、ソーシャルサポートを介して間接的にバーンアウトに影響すると考えたほうが適当ではないだろうか。つまり、被援助志向性が高い教師は、援助要請を行う可能性が高く、ソーシャルサポートもそれだけ得やすくなると考えられる。

(2) 「バーンアウト」と「ソーシャルサポート」との関連

「情緒的消耗感」については、「上司サポート」($r=-.15, p<.05$)との間に有意な負の相関が認められた。「個人的達成感の低下」については、「同僚サポート」($r=-.31, p<.001$)、「上司サポート」($r=-.24, p<.001$)との間に有意な負の相関が認められた。「脱人格化」については、「同僚サポート」、「上司サポート」($r=-.22, p<.01$)との間に有意な負の相関が認められた。本研究の結果は、田尾・久保(1996)の結果を支持するものであった。つまり、同僚とのコミュニケーションが欠如し、ソーシャルサポートを受けられないことは、個人的達成感の低下や脱人格化に関係し、上司からのサポートや評価を得られないことは、情緒的消耗感に繋がると考えられる。

5. 「被援助志向性」と「ソーシャルサポート」との関連

被援助志向性とソーシャルサポートとの関連を調べるために、被援助志向性の下位尺度と「同僚サポート」「上司サポート」との Pearson の相関係数を算出し、分析を行った(表6)。その結果、「援助の欲求」に関しては、「同僚サポート」($r=.47, p<.001$)および「上司サポート」($r=.28, p<.001$)との間に有意な正の相関が認められた。さらに、「援助への抵抗感の低さ」に関しては、「同僚サポート」($r=.46, p<.001$)および「上司サポート」($r=-.22, p<.01$)との間に有意な正の相関が認められた。以上のことから、援助の欲求の高さや援助への抵抗感の有無とソーシャルサポートの知覚に関連があることが明らかになった。

表6 被援助志向性とソーシャル・サポートとの関連

	援助欲求	援助への抵抗感の低さ
同僚サポート	.47***	.46***
上司サポート	.28***	.22**

ただし, *** $p < .001$ ** $p < .01$

6. イラショナル・ビリーフがバーンアウトに及ぼす影響およびモデルの検討

本研究で用いた「イラショナル・ビリーフ」「被援助志向性」「職場サポート」がバーンアウトに対して、どのような影響を与えているかを検討するために、パス解析を行った。その結果、教師のイラショナル・ビリーフの下位尺度のうち「教師信念」が「情緒的消耗感」に対して ($\beta = .31, p < .05$)、「脱人格化」に対して ($\beta = .24, p < .05$)、有意なパスを示した。よって、「教師信念」が「情緒的消耗感」「脱人格化」といったバーンアウトの症状に影響を与えていることが示唆された。

また、職場サポートのうち「同僚サポート」は「脱人格化」に対して ($\beta = -.24, p < .05$)、「個人的達成感の低下」に対して ($\beta = -.20, p < .05$)、有意な負のパスを示した。よって、上司サポートの影響は示されなかったが、同僚からのサポートが、脱人格化や個人的達成感の低下を軽減あるいは抑制することが示された。

また、「自己抑制」に対して、「教師信念」が正のパス ($\beta = .41, p < .05$)、「援助への抵抗感の低さ」 ($\beta = -.27, p < .05$)と「同僚サポート」が負のパス ($\beta = -.18, p < .05$)を示し、これらは有意であった。

さらに、被援助志向性の2つの下位尺度について見ると、「援助への抵抗感の低さ」および「援助の欲求」に対して、「同僚サポート」が正の有意なパスを示した ($\beta = .44, p < .05$) ($\beta = .46, p < .05$)。これらの結果を図1に示す。また、このモデルでは、適合指標が、 $GFI = .92$ 、 $AGFI = .57$ 、 $RMR = 1.67$ 、 $AIC = 123.17$ であった。

これらの結果について考えてみる。本研究の結果、「情緒的消耗感」および「脱人格化」に対し

て「教師信念」が有意なパスを示した。このため、教師という仕事に対して不合理な信念を持っている場合は、バーンアウトの中心的症状とされる「情緒的消耗感」や「脱人格化」に影響を与えると推測される。河村・國分 (1996a) が指摘するように、教師の役割として期待されるのは、学級全体の生徒に対して一定の学力と生活態度の育成をすることである。そして、近年の生徒の反社会的行動の増加から、教師には一層生徒の生活指導ができることが求められている。このような背景から、「教師は、学習面、生活面において生徒をきちんと指導できなければならない」というような教師のイラショナル・ビリーフが作られていくのかもしれない。さらに、河村・國分 (1996a) は、教師の教育実践が高い公共的使命に支えられているならば、管理主義的なビリーフの強迫性は高くなるだろうと述べている。また、今日の「教師の責任意識」や「資質の向上」を求める社会的風潮が、教師の役割意識をさらに締め付けていることも考えられる。

このようなイラショナル・ビリーフを持っている教師が、職務上解決困難な問題を抱えた場合、ビリーフを持たない教師と比べて、事態の感じ方は深刻であろう。このような形で教師ビリーフのイラショナル性が高くなることが、「情緒的消耗感」や「脱人格化」に影響を与えるのかもしれない。

また、教師のイラショナル・ビリーフが高い場合は、両立し得ない要求を果たさなければならないとき、あるいは自らの資質や能力に合わない仕事をしたときに起こる役割葛藤や役割の曖昧さの感じ方に影響があるのかもしれない。田尾 (1989) は、バーンアウトと仕事の状況に関する変数との間で重回帰分析を行い、バーンアウトを規定する重要な要因は役割葛藤や役割の曖昧さであると指摘している。

また、ソーシャルサポートとバーンアウトの関係では、「同僚サポート」は、「個人的達成感の低下」や「脱人格化」の軽減に寄与していることが示された。一方、「上司サポート」では、バーンアウト3因子に対して有意なパスは見られなかつ

た。以上の結果から、同僚からのサポートを多く知覚している教師は、情緒的消耗感が低く、脱人格化を起こしていないことが示唆された。この結果は、「同僚との関係がよい人は、脱人格化も起こしにくい」という Leiter & Maslach (1988) を支持するものであった。

さらに、ソーシャルサポートと被援助志向性の関係では、「上司サポート」からの有意なパスが認められなかったが、「同僚サポート」からは、「援助の欲求」、「援助への抵抗感の低さ」に対して有意なパスが示された。よって、職場内で互いの協力体制が築かれ、他者からサポートを受けていることが、その後の援助の欲求やその抵抗感に影響し、それは新たなサポートに結びついていくのであろう。この点については、職場において教師のソーシャルサポートや被援助志向性を高めることに大きな影響を与えるものは、同僚教師との良好な人間関係であるという、田村・石隈(2001)の指摘に一致する。

そして、ソーシャルサポートの軽減効果を考える場合、サポート資源の有無だけでなく、被援助志向性についても考慮が必要であらう。

まとめとして、本研究では、イラショナル・ビリーフ、被援助志向性、ソーシャルサポートの3変数に着目し、バーンアウトを検討してきた。本研究の結果から、バーンアウトの軽減・予防に当たっては、個人のイラショナル・ビリーフを緩和すること、そして、援助への抵抗感を緩和することが挙げられる。それにはソーシャルサポートが大きく関係しており、職場内の良き人間関係の構築が重要であると考えられる。さらに、転勤、あるいは、担任や主任等経験の乏しい役割に就く際には、特に周囲からサポートを行っていくことが、バーンアウトの予防という点で重要であらう。

7. 本研究の問題点

本研究で用いたイラショナル・ビリーフ尺度については、尺度の信頼性・妥当性のほか、下位尺度の特徴に関してさらなる検討が必要であらう。また、イラショナル・ビリーフと他の要因との関係であるが、イラショナル・ビリーフがどのような過程で高められるかを検討することがイラショナル・ビリーフとバーンアウトとの因果関係の推

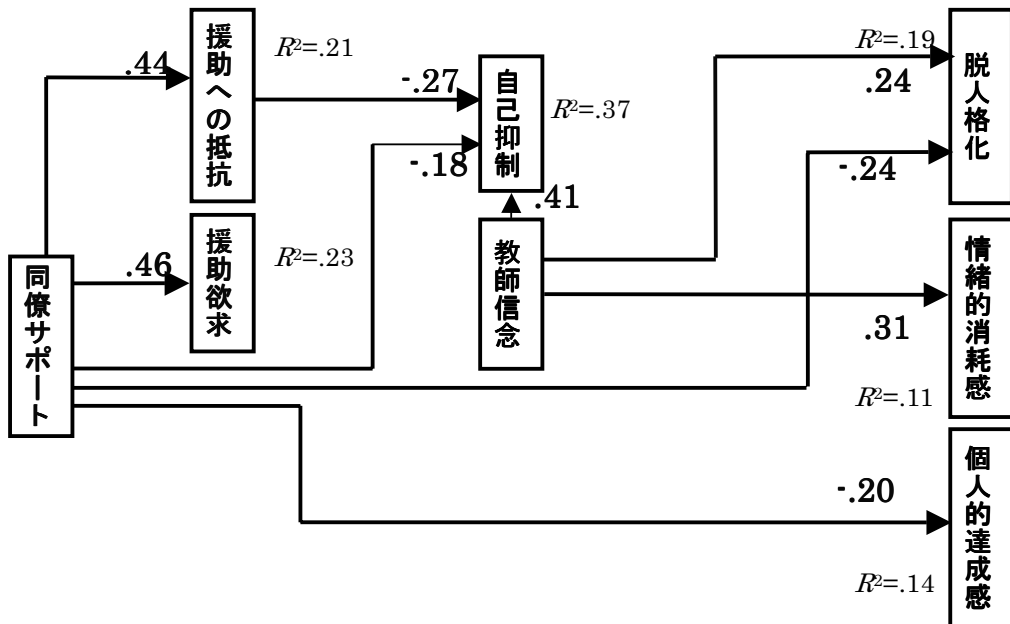


図1 バーンアウトのパス・ダイアグラム

定にあたって必要であろう。

次に、本研究では、目的としてイラショナル・ビリーフおよびバーンアウト、ソーシャルサポート、被援助志向性という変数を投入したモデルの作成を挙げていた。しかし、本研究では、適合度の高いモデルを作成することはできなかった。今後は、本研究で用いた変数間の影響を考えるとともに、教師の役割葛藤によるストレスなど新たな潜在変数について考える必要があるだろう。

最後に、本研究ではソーシャルサポートおよび被援助志向性という変数を用いて援助関係に関して検討を行った。今後、これらの変数の関係を詳細に検討することが、バーンアウトの予防や軽減を考える上でも重要であると考えられる。

引用文献

- 新井 肇 1999 「教師」崩壊—バーンアウト症候群克服のために すぎさわ書店
- 新井 肇 2002 教師バーンアウトの「なぜ」と「どうする」(特集 学校教師の危機) 労働の科学, 57, 218-221.
- 土井一博・橋口英俊 2000 中学校教師におけるイラショナル・ビリーフと精神的健康との関係 健康心理学研究, 13(1), 23-30.
- Ellis, A. 1975 How to live with a Neurotic at Home and at Work. New York: Crown Publishers, Inc. 國分康孝監訳 1984 神経症とつきあうには 川島書店
- Freudenberger, H. J. 1974 Stuff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30, 159-165.
- 羽鳥健司・小玉正博 2003 教師のイラショナル・ビリーフとバーンアウトとの関連 教育相談研究, 41, 13-19.
- 久富善之 1994 日本の教員文化—その社会学的研究— 多賀出版
- 井田正則・福田広美 2004 看護師への職場サポートがバーンアウト反応におよぼす影響 立正大学心理学研究所紀要, 2, 77-88.
- 伊藤美奈子 2002 教師バーンアウトとそれを取り巻く学校状況 教育と医学, 50, 39-45.
- 河村茂雄 2003 教師力—教師として今を生きるヒント(上) 誠信書房
- 河村茂雄・國分康孝 1996a 小学校における教師特有のビリーフについての調査研究 カウンセリング研究, 29(1), 44-54.
- 河村茂雄・國分康孝 1996b 教師にみられる管理意識と児童の学級適応感との関係についての調査研究 カウンセリング研究, 29(1), 55-59.
- 河村茂雄・田上不二男 1997 教師の教育実践に関するビリーフの強迫性と児童のスクール・モラルとの関係 教育心理学研究, 45(2), 213-219.
- 河村茂雄・田上不二男 1998 教師の指導行動・態度の変容への試み(1) —教師特有のビリーフと指導行動・態度との関係— カウンセリング研究, 31(2), 126-132.
- 小牧一裕 1994 職務ストレスとメンタルヘルスへのソーシャルサポートの効果 健康心理学研究, 7(2), 2-10.
- 近藤邦夫 1995 子どもと教師のもつれ 岩波書店
- 久保真人・田尾雅夫 1991 バーンアウト—概念と症状, 因果関係について 心理学評論, 21, 412-431.
- 久保真人・田尾雅夫 1994 看護婦におけるバーンアウト—ストレスとバーンアウトとの関係— 実験社会心理学研究, 34(1), 33-43.
- 久保真人 2004 バーンアウトの心理学—燃え尽き症候群とは— セレクション社会心理学, 23, サイエンス社
- Leiter, M. P., & Maslach, C. 1988 The impact of interpersonal environment on burnout and organizational commitment. *Journal of Organizational Behavior*, 9, 297-308.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. 1981 The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behaviour*, 2, 99-113.
- 増田真也 1997 日本語版 Maslach Burnout Inventory の妥当性の検討 健康心理学研究, 10(2), 44-53.
- 水野治久・石隈利紀 1999 被援助志向性, 被援助行動に関する研究の動向 教育心理学研究, 47(4), 530-539.
- 文部科学省 2006 平成17年度教育職員に係る懲戒処分等の状況について 文部科学省
- 荻野佳代子 1999 バーンアウト研究の課題と展望—その概念を中心に 学術研究教育心理学編, 47, 57-72.
- 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
- 佐藤 学 1994 教師文化の構造 日本の教師文化 稲垣忠彦・久富義之(編) 東京大学出版会 21-41.
- Schwab, R. L., & Iwanicki, E. F. 1982 *Educational*

Research Quarterly, 17(2), 5-16.

- 田中輝美・杉江 征・勝倉孝治 2003 教師用ストレスサー
尺度の開発 筑波大学心理学研究, 25, 141-148.
- 田村修一・石隈利紀 2001 指導・援助サービス上の悩み
における中学校教師の被援助志向性に関する研究—
バーンアウトとの関連に焦点をあてて— 教育心理
学研究, 49(4), 438-448.
- 田村修一・石隈利紀 2002 中学校教師の被援助志向性と
自尊感情の関連 教育心理学研究, 50(3), 219-300.
- 田尾雅夫・久保真人 1996 バーンアウトの理論と実際,
誠心書房
- 田尾雅夫 1989 バーンアウト—ヒューマン・サービス従
事者における組織ストレス— 社会心理学研究, 4
(2), 91-97.
- 八並光俊・新井 肇 2001 教師バーンアウトの規定要因
と軽減方法に関する研究 カウンセリング研究 34,
249-260.

〔付記〕

本論文は、2005年度北星学園大学社会福祉学部
福祉心理学科卒業論文「教師のイラショナル・ビ
リーフとバーンアウトに関する研究」を加筆・修
正したものである。

なお、この論文の内容の一部を日本教育心理学会
第49回大会で発表した。

〔謝辞〕

本論文の作成にあたり、ご指導いただきました
北星学園大学の清水信介教授、ならびに諸先生方、
お忙しい中、調査用紙の配布ならびに調査にご協
力いただきました各学校の先生方、関係者の皆様
に心より厚く御礼申し上げます。