

【個人研究】

教師バーンアウトの因子構造に関する検討 —日本語版Maslach Burnout Inventoryを用いて—

谷島 弘仁*

An examination of the factor structure of teachers' burnout —Using the Japanese language version of the Maslach Burnout Inventory

Hirohito YAJIMA

The purpose of this study was to examine the factor-structure of teachers' burnout using the Japanese language version of the Maslach Burnout Inventory with exploratory and confirmatory factor analysis. The participants in the survey were 247 teachers (male = 100, female = 147). Exploratory factor analysis of the MBI indicated that items high loaded 'emotional exhaustion' were factored in a 2 factor-structure. Confirmatory factor analysis indicated that the three-factor model with three inter-correlated factors provided a fit superior to other models. However, the model fit indices were not sufficiently high. An extremely strong correlation was also observed between 'emotional exhaustion' and 'depersonalization.' Some implications for future research on teachers' burnout are discussed.

Key words: teacher, burnout, factor-structure, confirmatory factor analysis

教師、バーンアウト、因子構造、検証的因子分析

問 題

学校においては児童生徒の心の問題が話題になることが多いが、教師の心の問題も深刻化している。文部科学省の調査(平成20年12月26日毎日新聞報道による)によれば、2007年度にうつ病などの精神疾患で休職した公立学校の教師は4995人(前年度比320人増)で過去最多だった。これは、15年連続の増加であり、2001年度(2503人)の約2倍であった。精神疾患による休職が病気休職者に占める割合も13年連続で増え、過去最高の61.9%(前年度比0.8ポイント増)に達したという。うつ病等で休職した教師は氷山の一角であり、休職には至らないまでも多くの教師が心の問題を抱えてい

ることが指摘されている(田中, 2008)。

教師が心身ともに健康でなければ、児童生徒への接し方において問題が生じてしまうであろう。しかし、現在の教育現場において、教師の心の健康への対応は十分になされているだろうか。公立学校の場合、各学校の規模は事業所としては小さく、児童生徒の心の問題への対応のためにスクールカウンセラーや心の教室相談員が配置されてはいるものの、教師の心の健康への対応窓口は皆無に等しい。また、教育委員会や教育事務所についても、その主な役割は人事や指導であり、教師の心の健康への対応の担当者を置いている所はきわめて少ないのではないだろうか。

このような教師の心の健康を考える上で、近年、バーンアウト(burnout)が重要な概念として捉えられている。Maslach & Jackson(1981)によれば、バーンアウトとは、「長期の対人援助の過程

* やじま ひろひと 文教大学人間科学部臨床心理学科

で、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」とされる。Maslach & Jackson(1981)は、バーンアウトを①情緒的消耗感、②個人的達成感の低下、③脱人格化の3つの側面から構成されると捉え、それぞれの側面を測定するために、Maslach Burnout Inventory(MBI)を開発した。ここで、①情緒的消耗感とは心理的な疲労感であり、バーンアウトの中心的な症状であるとされる。②脱人格化とは、関心や配慮の低下を主とした、児童・生徒や業務に対するネガティブな態度である。③個人的達成感の低下とは、仕事を成し遂げたとの達成感や充実感が得られないことである。以上をまとめると、教師のバーンアウトとは、長期間にわたるストレスの結果、慢性的な情緒的消耗感の状態に陥り、同時に同僚や児童・生徒との関わりを避けるようになり、達成感を味わうことができなくなる状態であると捉えることができるものと考えられる。

バーンアウトを測定するための尺度としては、MBIが世界的に使用されており、「事実上の世界標準」(久保, 2004)と位置づけられている。教師バーンアウトの測定においてもMBIが多く用いられており、とりわけ、最近の日本における教師バーンアウト研究のほとんどにおいて、MBIを使用した研究が行われている(平岡, 2003; 伊藤, 2000; 見川・鈴木, 2006; 宮下, 2008; 森田, 2008; 田村・石隈, 2001)。しかし、MBIには尺度としての問題点が存在することが指摘されている(久保, 2004; 増田, 1999; 田中, 2007)。問題点の一つは、因子構造の問題である。Brookings, Bolton, Brown, & McEvoy(1985)は、医療従事者を対象とした調査において、情緒的消耗感と脱人格化の項目が独立した因子に分かれず一つの因子にまとまったため、両者を異なる概念と捉えることには問題があることを指摘している。Schwarzer, Schmitz, & Tang(2000)による教師を対象とした調査においても、情緒的消耗感と脱人格化が独立した因子として見いだされなかった。このことは、日本の教師を対象とした調査においてもしばしば認められる。2000年以降に発表された報告に限定して概観すると、Maslachらによる報告通りに3因子が見いだされたという報告(平岡, 2003; 宮下, 2008; 森田, 2008; 田村・石隈, 2001)

がある一方で、脱人格化の因子が抽出されず、2因子であったという報告(伊藤, 2000; 見川・鈴木, 2006; 高木・田中, 2003)もあり、一定していない。田中(2007)は、中学校教師を対象として、MBIの因子構造について探索的因子分析により検討したところ、2因子に指定した因子分析では脱人格化の項目が情緒的消耗感の因子に高い負荷量を示してしまうことや、3因子に指定した因子分析では脱人格化と情緒的消耗感の高い相関関係にあることが明らかとなった。それらの結果を受けて、田中(2007)は、MBIを2因子構造が妥当であると結論づけている。

このように、教師を対象とした探索的因子分析においては、MBIの因子構造に関する曖昧さが残されているものと考えられる。また、MBIの因子構造を検討する場合、探索的因子分析のみでは限界があることが指摘されており(久保, 2004; 増田, 1997)、検証的因子分析による検討も必要とされる。しかし、海外においては Boles, Dean, Ricks, Short, & Wang (2000)らによって教師を対象とした検証的因子分析が行われているが、日本における報告では、教師を対象として検証的因子分析によりMBIの因子構造を検討した報告は、筆者の知る限り見あたらない。従来から指摘されてきたMBIの因子構造の曖昧さを明確化するためには、検証的因子分析により、教師を対象としてMBIの因子構造を検討する必要があるものと思われる。また、本来、MBIは看護師を対象として開発されたのであり、他の対人援助職の従事者にそのまま適用可能かどうかについて検討する必要があるだろう。対人援助職というカテゴリーに含まれてはいても、看護師のような医療職と教師のような教育職では、意識や働き方は大きく異なることが指摘されている(久保, 2004)。MBIをそのまま教師に対して適用可能かどうかについては、検証的因子分析等の結果を踏まえて検討する必要がある。

以上の先行研究を踏まえ、本研究においては、教師を対象として探索的因子分析および検証的因子分析による日本語版MBIの因子構造の検討を行う。ただし、宮下(2008)は、探索的因子分析におけるMBIの因子構造の曖昧さの理由として、調査対象とする学校種の問題をあげている。そのため、

本研究では、公立小学校・中学校・高等学校・特別支援学校の幅広い学校種の教師を対象とする。また、日本語版MBIの因子構造の検討結果を踏まえ、教師に対するMBIの適用可能性についても考察する。

方 法

1) 調査対象：公立小学校・中学校・高等学校・特別支援学校の教師247名が調査対象となった。男女の内訳は、男性100名、女性147名。学校種は、小学校112名、中学校115名、高等学校17名、特別支援学校3名。年齢は、20歳代61名、30歳代76名、40歳代43名、50歳代以上67名であった。調査は、2009年6月～8月にかけて実施した。

2) 調査内容：Maslach & Jackson(1981)によるMaslach Burnout Inventoryを久保・田尾(1994)が日本人向けに改訂した17項目を教師用に表現を一部修正し、使用した。本尺度を採用した理由としては、まず、日本の教師を対象としてMBIによりバーンアウトを測定した研究では、久保・田尾(1994)が日本人向けに改訂した17項目を教師用に表現を一部修正して使用している場合が多いこと。つぎに、Maslach & Jackson(1981)による22項目では、脱人格化を構成する項目はフロア効果を示しがちであることが指摘されており(田中, 2007)、それらの項目の多くが取り除かれている久保・田尾(1994)による17項目を使用する方が望ましいと判断したためである。回答形式は4件法であり、「たいへんあてはまる」から「まったくあてはまらない」までの4段階に対して4点～1点を与えた。逆転項目に対しては、反対のスコアリングを行った。MBIの本来の評定は7件法を用いているが、田中(2007)は4件法を用いており、本研究においてもこれに倣った。その他、個人的属性に関する項目として、性別、年齢、校種を尋ねた。

結 果

1) 探索的因子分析結果

MBIの17項目に対して探索的因子分析を行った。Maslach & Jackson(1981)は、直交解により因子分

析を行っているが、MBIを使用した研究の多くで高い因子間相関が認められているため、斜交解によって因子分析を行った。最尤法により因子を抽出したところ、初期解の固有値および累積寄与率(Table 1)は田中(2007)の結果と同様であり、固有値の変

Table 1 探索的因子分析における固有値と寄与率

因子	固有値	寄与率	累積寄与率
1	5.262	30.950	30.950
2	2.293	13.487	44.437
3	1.239	7.286	51.723
4	1.098	6.457	58.180

動状況からは2因子解が、累積寄与率からは3因子解が採用可能であった。そこで、2因子および3因子を指定してプロマックス回転を施した。2因子指定の場合の因子パターン行列をTable 2に、3因子指定の場合の因子パターン行列をTable 3に示した。2因子指定の場合の因子パターン行列では、内容的に情緒的消耗感の因子と個人的達成感の因子に分かれており、本来、脱人格化に属する因子の多くが情緒的消耗感の因子に高い負荷を示した。3因子指定の場合の因子パターン行列では、項目内容から判断して、第1因子が脱人格化、第2因子が個人的達成感、第3因子が情緒的消耗感に相当すると思われる。ただし、第1因子には本来の脱人格化の項目だけではなく、本来の情緒的消耗感の項目も高く負荷しており、久保・田尾(1994)通りの明確な分離は得られなかった。また、因子間相関は、第1因子と第2因子、第1因子と第3因子で比較的高く、第2因子と第3因子で低い値であった。

2) 検証的因子分析結果

つぎに、検証的因子分析によりMBIの因子構造を検討する。先行研究に基づき、3つのモデルを構成した。第一のモデルは、情緒的消耗感と脱人格化に関する項目が一つの因子にまとまり、個人的達成感と併せて2つの因子から構成される。この2つの因子の間には相関関係のあることを想定した(2因子モデル)。第二のモデルは、Maslach & Jackson(1981)が見いだした3因子(情緒的消耗感、脱人格化、個人的達成感)のうち、情緒的消耗感と脱人格化、脱人格化と個人的達成感には相関関係があるが、情緒的消耗感と個人的達成感には相関がないとする3因子2相関モデル、第三のモデル

Table 2 2因子指定による探索的因子分析結果

質問項目	因子 I	因子 II	共通性
体も気持ちも、疲れ果てたと思うことがある。(情)	.70	.27	.38
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。(情)	.69	.19	.38
同僚や児童生徒と、何も話したくなくなることもある。(脱)	.65	-.02	.43
同僚や児童生徒の顔を見るのも、嫌になることがある。(脱)	.64	-.03	.44
「こんな仕事、もうやめたい」と思うこともある。(情)	.62	-.21	.55
出勤前、職場に出るのが嫌になって、家にいたいと思うこともある。(情)	.61	-.15	.49
一日の仕事が終わると、「やっと終わった」と感じることもある。(情)	.60	.23	.27
こまごまと気配りすることが、面倒に感じることもある。(脱)	.57	-.02	.34
自分の仕事が、つまらなく思えて仕方ないことがある。(脱)	.48	-.36	.53
今の仕事に、心から喜びを感じることもある。(達)	.01	.74	.54
仕事が好きで、知らないうちに時間が過ぎることがある。(達)	.13	.69	.40
この仕事は、私の性分に合っていると思うこともある。(達)	-.13	.61	.46
我ながら、仕事をうまくやり終えたと思うこともある。(達)	.20	.59	.27
仕事を終えて、今日は気持ちの良い日だったと思うこともある。(達)	.02	.46	.21
我を忘れるほど仕事に熱中することがある。(達)	.24	.45	.15
今の仕事は、私にとって余り意味がないと思うこともある。(脱)	.28	-.40	.36
仕事の結果はどうでもよいと思うこともある。(脱)	.12	-.29	.13
因子間相関	因子 II	-.49	

注:(情)は情緒的消耗感,(脱)は脱人格化,(達)は個人的達成感を表す。

Table 3 3因子指定による探索的因子分析結果

質問項目	因子 I	因子 II	因子 III	共通性
同僚や児童生徒の顔を見るのも、嫌になることがある。(脱)	.91	.21	-.11	.58
同僚や児童生徒と、何も話したくなくなることもある。(脱)	.76	.16	.03	.51
「こんな仕事、もうやめたい」と思うこともある。(情)	.62	-.11	.09	.53
出勤前、職場に出るのが嫌になって、家にいたいと思うこともある。(情)	.61	-.05	.11	.50
自分の仕事が、つまらなく思えて仕方ないことがある。(脱)	.52	-.27	.06	.52
こまごまと気配りすることが、面倒に感じることもある。(脱)	.45	.02	.20	.34
仕事の結果はどうでもよいと思うこともある。(脱)	.38	-.14	-.19	.16
今の仕事は、私にとって余り意味がないと思うこともある。(脱)	.36	-.32	.00	.35
仕事が好きで、知らないうちに時間が過ぎることがある。(達)	.15	.74	-.07	.46
今の仕事に、心から喜びを感じることもある。(達)	-.08	.70	.00	.55
我ながら、仕事をうまくやり終えたと思うこともある。(達)	.14	.59	.01	.28
この仕事は、私の性分に合っていると思うこともある。(達)	-.24	.53	.03	.46
仕事を終えて、今日は気持ちの良い日だったと思うこともある。(達)	-.08	.41	.02	.20
我を忘れるほど仕事に熱中することがある。(達)	.08	.40	.12	.15
体も気持ちも、疲れ果てたと思うこともある。(情)	-.10	.01	.92	.74
一日の仕事が終わると、「やっと終わった」と感じることもある。(情)	-.01	.02	.65	.41
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。(情)	.23	.08	.48	.40
因子間相関	因子 II	-.52		
	因子 III	.53		-.16

注:(情)は情緒的消耗感,(脱)は脱人格化,(達)は個人的達成感を表す。

Table 4 因子モデルにおける適合度の比較

	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC
2因子モデル	.836	.788	.800	.094	446.047
3因子2相関モデル	.836	.785	.786	.098	465.813
3因子3相関モデル	.841	.790	.810	.093	435.831

は、それら3因子のすべての間に相関関係があると
する3因子3相関モデルである。それぞれのモデル
の適合度をTable 4に示した。すべてのモデルにお
いて、GFI、AGFIともに基準とされる .90を下回り、
RMSEAは基準とされる .05を上回った。そのため、
これらのモデルの適合度は良いとはいえない。モ
デルの改善を図るために、増田(1997)は、適合度
を下げている項目を削除することや潜在因子を構

成する項目を適合度の高くなる方向で他の因子に
入れ替えることなどを提案している。本研究にお
いても、増田(1997)の提案に沿って項目の削除や
項目の入れ替えを試みたが、GFI、AGFIやRMSEA
等の指標が基準を満たさなかったため、僅かでは
あるが三つのモデルのなかでもっとも適合度の良
かった3因子3相関モデルを採用することにした。
このモデルにおける潜在因子と観測変数間の標準

Table 5 検証的因子分析における標準化係数の推定値と因子間相関

質問項目	因子 I	因子 II	因子 III
「こんな仕事、もうやめたい」と思うことがある。(情)	.75		
出勤前、職場に出るのが嫌になって、家にいたいと思うことがある。(情)	.72		
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。(情)	.57		
体も気持ちも、疲れ果てたと思うことがある。(情)	.53		
一日の仕事が終わると、「やっと終わった」と感じることもある。(情)	.45		
自分の仕事が、つまらなく思えて仕方がないことがある。(脱)		.73	
同僚や児童生徒の顔を見るのも、嫌になることがある。(脱)		.67	
同僚や児童生徒と、何も話したくなくなることもある。(脱)		.66	
こまごまと心配りすることが、面倒に感じることもある。(脱)		.58	
今の仕事は、私にとって余り意味がないと思うことがある。(脱)		.57	
仕事の結果はどうしてもよいと思うことがある。(脱)		.34	
今の仕事に、心から喜びを感じることもある。(達)			.78
この仕事は、私の性分に合っていると思うことがある。(達)			.66
仕事楽しくて、知らないうちに時間が過ぎることがある。(達)			.63
我ながら、仕事をうまくやり終えたと思うことがある。(達)			.51
仕事を終えて、今日は気持ちの良い日だったと思うことがある。(達)			.47
我を忘れるほど仕事に熱中することがある。(達)			.33
因子間相関	因子 II	.90	
	因子 III	-.46	-.59

注：(情)は情緒的消耗感、(脱)は脱人格化、(達)は個人的達成感を表す。

化係数の推定値と因子間相関をTable 5に示した。

考 察

Maslach & Jackson(1981)は、当初、バーンアウトの測定項目として47項目を収集した。それらの項目について因子分析の結果から4因子25項目を抽出したが、第4因子の固有値が十分ではなかったため、最終的に3因子22項目の尺度となった。日本では、久保・田尾(1994)が日本人向けに改訂した17項目が多く使用されている。また、Maslach & Jackson(1981)による22項目では、脱人格化を構成する項目はフロア効果を示しがちである(田中, 2007)ため、それらの項目の多くが取り除かれている久保・田尾(1994)による17項目を使用する方が望ましいと本研究では判断し、使用した。

探索的因子分析の結果から、以下のことが明らかとなった。すなわち、固有値の変動状況からは2因子解が、累積寄与率からは3因子解が採用可能であった。2因子解の因子パターン行列では、内容的に情緒的消耗感の因子と個人的達成感の因子に分かれており、本来、脱人格化に属する因子の多くが情緒的消耗感の因子に高い負荷を示した。3因子解の場合は、脱人格化の因子に本来の脱人格化の項目だけではなく本来の情緒的消耗感の項目も高く負荷しており、情緒的消耗感の因子と脱人格化の因子の明確な分離は得られなかったことの二点である。以上の結果を検討すると、探索的因子分析からは田中(2007)が主張する通り、教師を対象として17項目から構成されるMBIを使用する場合も2因子構造であると考えることが妥当かもしれない。

検証的因子分析では三つのモデルを検討したが、どのモデルの指標も基準を満たさなかった。適合度の低さについては増田(1997)と同様である。Boles et al.(2000)らによって行われた教師らを対象とした検証的因子分析においても、因子構造の適合度は十分ではないことが報告されている。本研究の結果は、先行研究の結果と一致している。本研究で想定した三つのモデルの適合度を比較したところ、3因子3相関モデルが、僅かではあるが

三つのモデルのなかでもっとも適合度が良かった。そのため、検証的因子分析においては3因子3相関モデルが採択された。しかし、3因子3相関モデルと2因子モデルの適合度の差はごく僅かである上に、情緒的消耗感の因子と脱人格化の因子の相関は極めて高い。田中(2007)は、項目内容から検討すると脱人格化は情緒的消耗感の極まった状態であると結論づけている。本研究で使用したMBIの17項目からは、フロア効果を示しがちな脱人格化の典型的な項目は取り除かれているため、久保・田尾(1994)による17項目のMBIにおいては、脱人格化が情緒的消耗感のより強まった状態にすぎないとも考えることもできるのではないだろうか。このように考えた場合、Maslach & Jackson(1981)によるMBIの理論的構造にとらわれず、教師を対象とするMBIの測定においては2因子構造を想定する方が無理がないように思われる。

そもそも、脱人格化については、測定可能性の問題を考慮する必要がある。増田(1999)は、脱人格化を測定する上での問題点として、①脱人格化を認めることは自らの存在理由に反するため、サービス従事者には認めがたく、回答しにくいこと。②クライアントをないがしろにするような行動は、無自覚的に行われていることも多いと思われること。③脱人格化がサービスの質的低下を表すのであれば、本来、脱人格化状態の評定はサービスの受け手にしかできないはずであること、等を指摘している。久保(2004)も同様に、自分の提供しているサービスを否定的に評価することは、そのことにより不利な扱いを受けるかもしれないという危惧や、自己評価を損なうことにつながるため、回答者が自分を望ましく見せるために意図的に反応をゆがめる可能性は否定できないことを指摘している。このように、脱人格化は、バーンアウトの特徴とされながらも測定上の困難を内在しているのである。また、対人援助職というカテゴリーに含まれてはいても、看護師のような医療職と教師のような教育職では意識や働き方は大きく異なることが指摘されており(久保, 2004)、本来、看護師のような医療職を対象として開発されたMBIを教師のような他の対人援助職の従事者にそのまま適用可能かどうかについて検討する必要がある。例えば、

援助する相手に限ってみても、一般的に看護師は医師の監督下において無数の不特定多数の患者に対して限られた時間、対応するのに対して、教師は特定の児童生徒に対して長期にわたって対応する。援助する際は、教師は看護師より、はるかに高い自律性をもって児童生徒に対応する。このように、少なくとも脱人格化という観点からは、教師を看護師のような医療職や、介護職と対人援助職というカテゴリーにおいて同列に扱うことには慎重である必要があるだろう。

結論としては、教師のバーンアウトの測定にMBIを使用する場合、田中(2007)の指摘通り、情緒的消耗感(およびその延長線上としての脱人格化)と、個人的達成感の2因子構造として扱うことが適切であると思われる。しかし、その場合、MBIでバーンアウトの特徴とされる脱人格化を抽出しないこと、バーンアウトにおける個人的達成感の位置づけについて疑問が提出されている(Brookings et al., 1985; 増田, 1999)ことなどを考慮すると、教師のバーンアウトの測定にMBIを使用する意義を再検討する必要があるかもしれない。田中(2007)は、教師のバーンアウトの測定にMBIを使用する際には、研究の目的に適合した使用を意識する必要があることを指摘しているが、MBIにはこれまで述べたような尺度としての問題点が存在することを理解した上で使用する必要があるだろう。

バーンアウトを測定する尺度には、MBIの他に、Pines & Aronson(1988)によるBM(Burnout Measure)があり、バーンアウトを情緒的消耗感として一次的に捉えようとする点でMBIと異なっている。教師のバーンアウトの測定に際し、MBIではなくBMを使用することも方法の一つであろう。BMはバーンアウトの全体像を捉えていないという指摘(増田, 1999; Schaufeli, Enzmann, & Girault, 1993)や、想定された一次元構造とは異なるという指摘(Enzmann, Schaufeli, Janssen, & Rozenman, 1998)もあるが、少なくとも一次元の尺度として開発され、使用されてきた実績がある。日本においては、教師のバーンアウトの研究が行われた当初はBMを使用した報告が多かったが、MBIの普及とともにBMの使用頻度が減少したという経緯がある。ここ最近、教師のバーンアウトを測定する場

合は、ほぼ習慣的にMBIが使用されており、MBIとBMのどちらが教師バーンアウトを測定する上でふさわしいかという観点からの検討はなされてきていないように思われる。本研究においては、BMに関する検討はしていないので、これ以上の言及は避けるが、教師のバーンアウトを測定する場合、MBIとBMのどちらを使用する方が適切かという観点からの検討も、今後、必要であるものと考えられる。

謝 辞

本研究を行うにあたって、茨城県教育研修センター所長、中村一夫先生、同教育相談課課長、青山晴美先生、同教育相談課指導主事、井坂雄爾先生、大和田綾子先生、水戸市総合教育研究所所長、菊池宏先生、同副参事、菊池久義先生、指導主事、浅野正樹先生に多大なご配慮をいただきました。心より感謝するとともに、厚くお礼を申し上げます。

引用文献

- Boles, J.S., Dean, D.H., Ricks, J.M., Short, J.C., & Wang, G. (2000). The dimensionality of the Maslach Burnout Inventory across small business owners and educators. *Journal of Vocational Behavior*, 56, 12-34.
- Brookings, J.B., Bolton, B., Brown, C.E., & McEvoy, A. (1985). Self-reported job burnout among female human service professionals. *Journal of Occupational Behavior*, 6, 143-150.
- Enzmann, D., Schaufeli, W.B., Janssen, P., & Rozenman, A. (1998). Dimensionality and validity of the Burnout Measure. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 71, 331-351.
- 平岡永子 (2003). 教師バーンアウトモデルの一考察(2) 関西学院大学教育学科研究年報, 29, 23-31.
- 伊藤美奈子 (2000). 教師のバーンアウト傾向を規定する諸要因に関する探索的研究—経験年数・教育観タイプに注目して— 教育心理学研究,

- 48, 12-20.
- 久保真人 (2004). バーンアウトの心理学—燃え尽き症候群とは— サイエンス社
- 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, 33-43.
- Maslach,C., & Jackson,S.E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 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.
- 増田真也 (1999). バーンアウト研究の現状と課題—Maslach Burnout Inventoryの尺度としての問題点— コミュニティ心理学研究, 3, 21-32.
- 見川直子・鈴木真雄 (2006). 教師バーンアウトと関連する学校組織特性, 教師自己効力感 愛知教育大学研究報告(教育科学編), 55, 61-69.
- 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.
- 森田慎一 (2008). 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 北星学園大学大学院論集, 11, 93-105.
- Pines,A., & Aronson,E. (1988). *Career burnout: Causes and cures*(2nd ed). New York: Free Press.
- Schaufeli,W.B., Enzmann,D., & Girault,N. (1993). Measurement of burnout: A review. In W.B.Schaufeli, C.Maslach, & T.Marek (Eds.) *Professional burnout*. Washington, DC: Taylor & Francis. Pp.199-215.
- Schwarzer,R., Schmitz,G.S., & Tang,C. (2000). Teacher burnout in Hong Kong and Germany: A cross-cultural validation of the Maslach Burnout Inventory. *Anxiety, Stress, & Coping*, 13, 309-326.
- 高木亮・田中宏二 (2003). 教師の職業ストレス—教師の職業ストレスとバーンアウトの関係を中心に— 教育心理学研究, 51, 165-174.
- 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 教育心理学研究, 49, 438-448.
- 田中輝美 (2007). 日本の教師のバーンアウト測定に関する研究—Maslachのバーンアウト尺度の因子構造と妥当性について— 筑波大学学校教育論集, 29, 45-50.
- 田中輝美 (2008). 中学校教師の精神的健康に関する研究—日本版GHQ精神健康調査票を用いて— 筑波大学学校教育論集, 30, 1-6.