

Latackコーピング尺度改訂版の開発

齋藤 圭介*¹ 原田 和宏*² 布元 義人*³
香川 幸次郎*⁴ 中嶋 和夫*⁴

I 緒 言

ヒューマンケア提供者は、ストレスフルな状態にさらされる機会が多く、バーンアウト(burnout: 燃えつき症候群)に陥りやすいことが指摘されている¹⁾²⁾。バーンアウトは、自己卑下や労働意欲の喪失、離職などを引き起こし^{1)~3)}、さらに看護婦²⁾⁴⁾や施設の直接処遇職員⁵⁾などでは、ケアの質が低下するなど援助を受ける側に好ましくない影響を与えるとされている。

先行の研究業績^{5)~12)}によれば、バーンアウトの発現に、コーピング(Coping: 対処行動)が強く関連していることが指摘されており、ヒューマンケア提供者のバーンアウトの発現を予防し、精神的健康を維持する方策を検討するには、ストレスに対するコーピングの緩衝効果や精神的健康との関連をさらに解明していくことが必要性である。

しかし、従来のコーピング尺度の多くは、構成概念妥当性の問題が指摘されている¹³⁾。著者らもヒューマンケア提供者のコーピング測定に使用されている「Latackコーピング尺度(Latack's Coping Questionnaire)」¹⁴⁾¹⁵⁾をとりあげ、特別養護老人ホームの介護職員のデータをもとに、その構成概念妥当性を確証的因子分析を用いて検討してきた¹⁶⁾¹⁷⁾。その結果、Latackコーピング尺度は、適合度において許容水準を満たさない指標が見受けられるなど構成概念妥当性に不安を残していた¹⁶⁾¹⁷⁾。したがっ

て、本尺度をヒューマンケア提供者のコーピング測定に使用するには、さらなる因子構造モデルの検討を行い、構成概念妥当性の高い尺度に再構成する必要があるものと判断された。

そこで本研究は、ヒューマンケア提供者のコーピングを測定する上で、より適切な構成概念妥当性を備えた貢献度の高い尺度を得ることをねらいとし、介護職員のデータを用いてLatackコーピング尺度の改訂版を開発することを目的に行った。

II 方 法

調査は、岡山県内の特別養護老人ホーム89カ所(平成10年3月31日時点)に勤務している介護職員(寮母・ケアワーカー・介助員ほか)全例を対象に、施設への留置法とし、無記名自記式で実施した。調査票は本人が封筒に密封し、施設代表者が一括し大学宛に郵送する方法で回収した。

調査内容は、人口学的要因(年齢、性別、教育歴)、職種、現職場での勤続年数、コーピングならびに仕事の継続意思で構成した。調査項目のうち、コーピングは28項目で構成されている「Latack's Coping Questionnaire」¹⁴⁾¹⁵⁾で測定した。回答方法は、Latackと同様に5件法とし、「まったくない」、「ほとんどない」、「どちらでもない」、「たまにある」、「いつもある」の選択肢を用意した¹⁴⁾。さらに、改訂版コーピング尺

* 1 青森県立保健大学健康科学部理学療法学科助手

* 2 広島大学大学院医学系研究科保健学専攻

* 3 特別養護老人ホームさわらび苑生活指導員 * 4 岡山県立大学保健福祉学部教授

度の基準関連妥当性を検討するための外的基準として、仕事の継続意思(「あなたは今の仕事を続ける気持ちがありますか」)を取りあげた。回答には「まったくない」「ほとんどない」「どちらでもない」「ある」「おおいにある」の選択肢を用意した。

統計解析には、回収された1,445人のうち、年齢、性別、コーピングの質問項目を欠損値がない女性1,168人のデータを用いた。

改訂版コーピング尺度の開発にあたっては、まず第一段階として、Latackコーピング尺度に使用されている28項目のうち、社会的支援の利用に関する5項目をのぞく23項目¹⁶⁾¹⁷⁾に対し、探索的因子分析を行った。次いで、その結果仮定された因子構造モデルの構成概念妥当性を、確認的因子分析¹⁸⁾で検討した。

前記解析において、回答の得点化は、「まったくない」と「ほとんどない」を『0点：そうしない』に、「たまにある」と「いつもある」を『2点：そうする』に、そして『1点：どちらでもない』とした。

また、前記ふたつの統計解析を行うに当たっては、あらかじめ約50%の確率でランダムに分

割した2つの標本(「探索群」と「検証群」)を準備し、探索群のデータで因子構造モデルを開発し、検証群のデータにおいて因子構造モデルの適合度を検討した¹⁹⁾。

さらに、探索的因子分析に先だち、改訂版コーピング尺度に使用する項目選択を以下の手順により行った。まず、識別力の高い質問項目を採用するために²⁰⁾²¹⁾、周辺度数が80%をこえる項目を削除した。次に、尺度の内部一貫性を高める目的から、同時複数項目削減主成分分析法²²⁾に従い、第1成分の因子負荷量が低い項目をすべて削除した。

その後、選択された質問項目を用い改訂版コーピング尺度の因子構造モデルの開発を、最尤法を用いた斜交回転(プロマックス法)²³⁾での解を基礎に行った。このとき固有値が1.0以上の因子のみに着目し、因子の解釈は絶対値が0.3を超える因子負荷の推定値を参考とした。

次いで、探索的因子分析で得られた各因子に含まれる項目以外は、因子負荷を0(ゼロ)に固定した検証的モデルを構築し、その適合度について共分散構造分析²⁴⁾で検討した。適合度の判定にあたっては、説明力の指標として χ^2/df

比、適合度指標「GFI」ならびに「RMSEA」を採用した。安定性の指標としては、「AGFI」を採用した。一般的に、GFIとAGFIは0.9以上¹⁸⁾、またRMSEAは0.08以下²⁴⁾であれば、そのモデルがデータをよく説明していると判断される。

確認的因子分析で検証した項目を基礎とする改訂版コーピング尺度の信頼性は、因子得点と所属項目の素点の合計得点との相関係数の二乗(決定係数)²⁵⁾、ならびにクロンバック

表1 対象の人口学的要因等の分布

(単位 人、()内%)

	全体	探索群	検証群	基準関連妥当性 検証サンプル↑
人数	1168	595	573	863
年齢(Mean ± SD)(歳)	36.9±12.5	36.8±12.6	37.0±12.5	36.9±12.4
取得資格の有無	804(68.8)	407(68.4)	397(69.3)	608(70.5)
職業の不明	354(30.3)	186(31.3)	168(29.3)	252(29.2)
内訳(複数回答)	10(0.9)	2(0.3)	8(1.4)	3(0.3)
介護福祉士	532(45.5)	259(43.5)	273(47.6)	403(46.7)
社会福祉士	6(0.5)	4(0.7)	2(0.3)	4(0.5)
社会福祉主事	143(12.2)	75(12.6)	68(11.9)	108(12.5)
ホームヘルパー1級	56(4.8)	33(5.5)	23(4.0)	46(5.3)
ホームヘルパー2級	78(6.7)	45(7.6)	33(5.8)	60(7.0)
ホームヘルパー3級	55(4.7)	27(4.5)	28(4.9)	43(5.0)
その他の不明	159(13.6)	82(13.8)	77(13.4)	120(13.9)
最終学歴				
義務教育終了	61(5.2)	35(5.9)	26(4.5)	42(4.9)
高校・専門学校	516(44.2)	259(43.5)	257(44.9)	378(43.8)
短大・専修学校	249(21.3)	122(20.5)	127(22.2)	191(22.1)
専門学校・専修学校	293(25.1)	152(25.5)	141(24.6)	216(25.0)
大学	46(3.9)	25(4.2)	21(3.7)	33(3.8)
不明	3(0.3)	2(0.3)	1(0.2)	3(0.3)
現職場での就業年数(Mean±SD)(年)	5.2±5.2	5.0±5.1	5.4±5.3	5.4±5.3
介護職員の経験年数(Mean±SD)(年)	5.7±5.3	5.4±5.2	5.9±5.5	5.9±5.5

注 ↑「全体」サンプルのうち、「仕事の継続意思」の質問項目に欠損値のない者を対象

の α 信頼係数で検討した。さらに、基準関連妥当性の検討には、外的基準として「仕事の継続意思」を用い、独立変数として改訂版コーピング尺度の下位因子を配置する重回帰モデルを設定し、そのモデルの適合度と寄与率を共分散構造分析で検討した。この統計解析には、前記集計対象のうち「仕事の継続意思」の項目に欠損を有さない女性873人のデータを用いた。

以上の解析に関して、検証的因子分析には「AMOS Version3.6」²⁴⁾を使用し、そのほかの分析は「SPSS Version7.5.2J for Windows」を使用した。

Ⅲ 結 果

(1) 探索的因子分析による 因子構造モデルの検討

集計対象の人口学的要因等に関する回答分布は表1と表2に示した。

ランダムに分割された標本のうち、探索群595人の回答を基礎に、まず識別力の高い質問項目を採用する目的で、度数分布を確認し周辺度数が80%を越える項目を削除した。その結果、「項目1：その困難を適切に解決するために問題点を整理する」、「項目2：そのような状況は、自分にとって新しい技術を習得する上でよい機会である」と考える、「項目9：自分に期待されていることに、最善の努力をつくす」、「項目13：そのような

表2 コーピング尺度の回答分布(3件法)
(単位 人, () 内%)

質問項目		そうしない	どちらでもない	そうする
調整(Control)の項目				
X 1. その困難を適切に解決するために問題点を整理する	全体	9(0.8)	74(6.3)	1085(92.9)
	探索群	2(0.3)	39(6.6)	554(93.1)
	検証群	7(1.2)	35(6.1)	531(92.7)
X 2. そのような状況は、自分にとって新しい技術を習得する上でよい機会である」と考える	全体	35(3.0)	186(15.9)	947(81.1)
	探索群	16(2.7)	85(14.3)	494(83.0)
	検証群	19(3.3)	101(17.6)	453(79.1)
X 3. 問題解決に向けての計画やスケジュールを立てることに注意を払う	全体	23(2.0)	235(20.1)	910(77.9)
	探索群	14(2.4)	110(18.5)	471(79.2)
	検証群	9(1.6)	125(21.8)	439(76.6)
X 4. 自分はこれまで多くの困難を乗り越えてきたし、その問題も乗り越えられると考える	全体	132(11.3)	504(43.2)	532(45.5)
	探索群	72(12.1)	261(43.9)	262(44.0)
	検証群	60(10.5)	243(42.4)	270(47.1)
X 5. 多くの時間と労力をかたむけ、真剣に取り組む	全体	68(5.8)	329(28.2)	771(66.0)
	探索群	35(5.9)	160(26.9)	400(67.2)
	検証群	33(5.8)	169(29.5)	371(64.7)
X 6. そのような状況にあっても、やりがいを見いだすようにする	全体	20(1.7)	255(21.8)	893(76.5)
	探索群	7(1.2)	125(21.0)	463(77.8)
	検証群	13(2.3)	130(22.7)	430(75.0)
X 7. すみやかに、効率よく問題を処理する	全体	58(5.0)	315(27.0)	795(68.1)
	探索群	32(5.4)	169(28.4)	394(66.2)
	検証群	26(4.5)	146(25.5)	401(70.0)
X 8. 自分のやるべき事を明らかにし、それを関係者に説明する	全体	27(2.3)	241(20.6)	900(77.1)
	探索群	13(2.2)	125(21.0)	457(76.8)
	検証群	14(2.4)	116(20.2)	443(77.3)
X 9. 自分に期待されていることに、最善の努力をつくす	全体	32(2.7)	190(16.3)	946(81.0)
	探索群	19(3.2)	96(16.1)	480(80.7)
	検証群	13(2.3)	94(16.4)	466(81.3)
X 10. この問題の原因となっている方針をかえるために努力する	全体	94(8.0)	423(36.2)	651(55.7)
	探索群	45(7.6)	209(35.1)	341(57.3)
	検証群	49(8.6)	214(37.3)	310(54.1)
X 11. 問題解決に没頭する	全体	248(21.2)	536(45.9)	384(32.9)
	探索群	118(19.8)	285(47.9)	192(32.3)
	検証群	130(22.7)	251(43.8)	192(33.5)
逃避(Escape)の項目				
X 12. 自分に責任が転嫁されないように解決できるはずであると、自分に言いかけせる	全体	651(55.7)	403(34.5)	114(9.8)
	探索群	337(56.6)	193(32.4)	65(10.9)
	検証群	314(54.8)	210(36.6)	49(8.6)
X 13. そのような状況から逃避する	全体	947(81.1)	189(16.2)	32(2.7)
	探索群	478(80.3)	98(16.5)	19(3.2)
	検証群	469(81.8)	91(15.9)	13(2.3)
X 14. 時がすべてを解決してくれると自分を納得させる	全体	570(48.8)	393(33.6)	205(17.6)
	探索群	301(50.6)	188(31.6)	106(17.8)
	検証群	269(46.9)	205(35.8)	99(17.3)
X 15. その問題にいつさいかわりをもたない	全体	916(78.4)	229(19.6)	23(2.0)
	探索群	466(78.3)	121(20.3)	8(1.3)
	検証群	450(78.5)	108(18.8)	15(2.6)
X 16. 仕事ですべてではないと自分に言いかけせる	全体	405(34.7)	447(38.3)	316(27.1)
	探索群	210(35.3)	234(39.3)	151(25.4)
	検証群	195(34.0)	213(37.2)	165(28.8)
X 17. 悪い結果になるのではないかと、くよくよ考える	全体	610(52.2)	363(31.1)	195(16.7)
	探索群	295(49.6)	189(31.8)	111(18.7)
	検証群	315(55.0)	174(30.4)	84(14.7)
X 18. 責任問題は他の人に任せる	全体	974(83.4)	167(14.3)	27(2.3)
	探索群	498(83.7)	81(13.6)	16(2.7)
	検証群	476(83.1)	86(15.0)	11(1.9)
X 19. そのような状況に巻き込まれないようにする	全体	557(47.7)	451(38.6)	160(13.7)
	探索群	282(47.4)	226(38.0)	87(14.6)
	検証群	275(48.0)	225(39.3)	73(12.7)
X 20. できる限り、そのことで心を悩ませないようにする	全体	311(26.6)	398(34.1)	459(39.3)
	探索群	154(25.9)	206(34.6)	235(39.5)
	検証群	157(27.4)	192(33.5)	224(39.1)
X 21. 責任から逃れるようにうまく立ちまわる	全体	993(85.0)	140(12.0)	35(3.0)
	探索群	506(85.0)	70(11.8)	19(3.2)
	検証群	487(85.0)	70(12.2)	16(2.8)
X 22. 自分では何も問題解決ができないので、流れに身をまかせ、状況を受け入れる	全体	723(61.9)	297(25.4)	148(12.7)
	探索群	369(62.0)	147(24.7)	79(13.3)
	検証群	354(61.8)	150(26.2)	69(12.0)
X 23. そのようなことに取り組むよりも、自分のやりたいことを優先する	全体	914(78.3)	215(18.4)	39(3.3)
	探索群	459(77.1)	116(19.5)	20(3.4)
	検証群	455(79.4)	99(17.3)	19(3.3)

表3 コーピングの因子構造(プロマックス回転後の因子負荷行列)

項 目	I	II
X 6. そのような状況の中にあっても、やりがいを見いだすようにする	0.660	0.161
X 8. 自分のやるべき事を明らかにし、それを関係者に説明する	0.621	
X 7. すみやかに、効率よく問題を処理する	0.607	
X 3. 問題解決に向けての計画やスケジュールを立てることに注意をはらう	0.369	
X 5. 多くの時間と労力をかけ、真剣に取り組む	0.356	
X 17. 悪い結果になるのではないかと、くよくよ考える	-0.252	0.171
X 14. 時がすべてを解決してくれると自分を納得させる	0.138	0.561
X 19. そのような状況には巻き込まれないようにする		0.520
X 22. 自分では何も問題解決ができないので、流れに身をまかせ、すべての状況を受け入れる		0.485
X 23. そのようなことに取り組むことよりも、自分のやりたいことを優先する	-0.115	0.450
X 15. その問題にいっさいかかわりをもたない	-0.241	0.440

注 固有値1.0以上の因子と因子負荷量0.1以上のみの数値を記載

状況から逃避する」,「項目18:責任問題は他の人に任せる」,「項目21:責任から逃れるようにうまく立ちまわる」の、以上6項目が削除された。次に、前記分析で残った17項目を主成分分析に投入した。その結果、第1成分の因子負荷量は、項目10:この問題の原因となっている方針をかえるために努力する」,「項目11:問題解決に没頭する」,「項目20:できる限り、そのことで心を悩ませないようにする」の3項目が0.3以下となっていた。本分析では、より内部一貫性の高い因子構造モデルの構築をねらいとして、これら3項目に加え、因子負荷量が0.4に満たなかった「項目4:自分はこれまで多くの困難を乗り越えてきたし、その問題も乗り越えられると考える」,「項目12:自分に責任が転嫁されないように解決できるはずであると、自分に言いきかせる」,「項目16:仕事がすべてではないと自分に言いきかせる」の3項目も削除した。

次いで、因子分析の回転方法を決定する目的から、前記分析で残った12項目の項目間の相関係数を求めた。その結果、すべての項目間で有意な水準での相関が観察された。このことから、本研究では斜交回転(プロマックス法)を用い最尤法による因子解を求めた。その結果、固有値が1.0以上の因子が2個抽出された(表3)。因子間の相関係数は、 -0.336 であった。

第1因子の因子負荷量に着目すると、0.3以上の数値を示していたのは、「項目3:問題解決に向けての計画やスケジュールを立てることに注意をはらう」,「項目5:多くの時間と労力をか

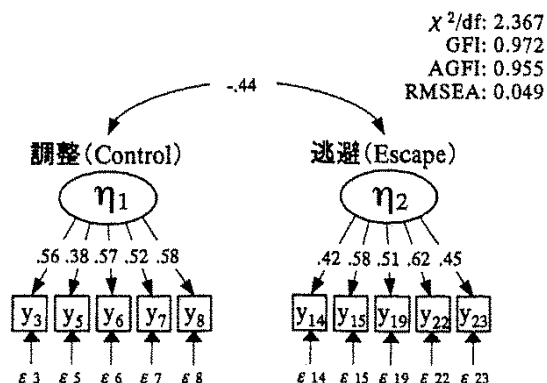
たむけ、真剣に取り組む」,「項目6:そのような状況の中にあっても、やりがいを見いだすようにする」,「項目7:すみやかに、効率よく問題を処理する」,「項目8:自分のやるべき事を明らかにし、それを関係者に説明する」の5項目で、いずれも「調整」因子の所属項目と解釈できた。

第2因子の因子負荷量に着目すると、0.3以上の数値を示していたのは、「項目14:時がすべてを解決してくれると自分を納得させる」,「項目15:その問題にいっさいかかわりをもたない」,「項目19:そのような状況に巻き込まれないようにする」,「項目22:自分では何も問題解決ができないので、流れに身をまかせ、状況を受け入れる」,「項目23:そのようなことに取り組むことよりも、自分のやりたいことを優先する」の5項目で、いずれも「逃避」因子の所属項目と解釈できた。

(2) 確証的因子分析による改訂版コーピング尺度の因子構造モデルに関する適合度の検討

以上の解析結果をもとに、「調整」と「逃避」の2つの潜在因子からなる斜交モデルならびに「調整」と「逃避」を一次因子、「コーピング」を二次因子とする二次因子モデルを仮定した。因子の下位項目には、探索的因子分析において因子負荷量が0.3以下となっていた「項目17:悪い結果になるのではないかと、くよくよ考える」も除き、最終的に10項目を使用することとした。因子構造モデルの適合度を、ランダムに分割した検証群の573人のデータをもとに検討

図1 コーピングに関する因子構造モデル

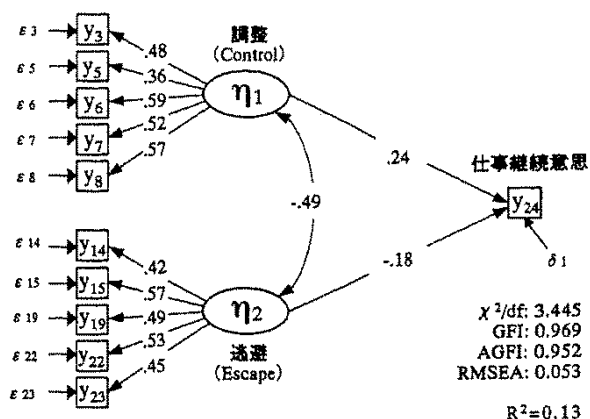


したところ、2因子斜交モデルでは、 χ^2/df 比が2.367, GFIが0.972, AGFIが0.955, RMSEAが0.049と、高い適合度を示した(図1)。このときの潜在因子から観測変数へのパス係数(標準解)は、いずれも正值で、「調整」は0.38~0.58, 「逃避」は0.42~0.62の範囲にあった。棄却比であるF値は、すべて1.96(5%有意水準)以上であった。一方、二次因子モデルでは、二次因子として設定した「コーピング」の分散が-0.028と異常値を示した。このことから、二次因子モデルはデータに適合しないものと判断された。

(3) 改訂版コーピング尺度の信頼性の検討

以上の解析で得られた、10項目からなる改訂版コーピング尺度の信頼性を検討した。まず信頼性係数として、検証群のデータをもとに、各因子の下位項目の素点合計を従属変数、各項目得点にパス係数を乗じて算出した各因子の合計点を独立変数としたときの寄与率をもとめた。その結果、「調整」では0.99, 「逃避」では0.99となった。さらに、クロンバックの α 信頼性係数を、標本全体、探索群、検証群で確認した。その結果、標本全体では、「調整」が0.637, 「逃避」が0.621であった。探索群では、「調整」が0.634, 「逃避」が0.611であった。また検証群では、「調整」が0.641, 「逃避」が0.632であった。これらの数値は、高いとはいえないが、項目数から判断して許容水準を満たすものと判断された。

図2 短縮版尺度と仕事継続意思の関係(重回帰モデル)



(4) 改訂版コーピング尺度と仕事の継続意思との関連性の検討

統計解析は、前記分析で得られた2つの潜在因子、すなわち「調整」および「逃避」と、「仕事の継続意思」との関連性について重回帰モデルを設定し、そのモデルの適合度と寄与率を共分散構造分析で検討した。その結果、前記2因子をそれぞれ独立変数としたときの重相関係数は0.36, 寄与率は13.0%であった。適合度とともに許容範囲にあり, GFIは0.969, AGFIは0.952, RMSEAは0.053であった。なお「仕事の継続意思」に対して、「調整」は0.24, 「逃避」は-0.18のパス係数が得られ、統計学的にはともに有意な水準にあった。

IV 考 察

これまで看護婦^{6)~10)}や医師¹¹⁾¹²⁾, 施設の直接処遇職員²⁾⁵⁾, ソーシャルワーカー²⁸⁾²⁷⁾などのヒューマンケア提供者を対象として、コーピングによるストレスの緩衝効果や精神的健康との関連が多数検証されてきた。しかし、既存の多くのコーピング尺度が構成概念妥当性に問題があることを踏まえるなら、前記の関連をさらに解明していくためにも妥当性を備えたコーピング尺度の開発が喫緊の課題と言えよう。こうした背景のもと、本研究では、著者らがこれまで妥当性の検証を行ってきたLatackコーピング尺度に関して、特に構成概念妥当性を高める視点に立った改訂作業を行うことを目的とした。

Latackコーピング尺度の開発過程において、Latack¹⁴⁾は、アイテムプールを作成するにあたり、予め「行動(action;問題中心型コーピングに相当)」、「認知的再評価(cognitive reappraisal;情動中心型コーピングに相当)」を準備し、その表面的な内容的妥当性を4人の大学カウンセラーで判定している。このようなことから、著者らはLatackコーピング尺度を妥当性の高い尺度に改訂するためには、個々の尺度項目の適切さを統計学的に吟味した上で因子構造モデルを再構築する必要があると判断した。

このことを踏まえ、本研究の統計解析では、まず回答分布に著しく偏りのある項目を削除することにより、識別力の高い尺度項目の採用を試みた²⁰⁾²¹⁾。次いで行った同時複数項目削減主成分分析法²²⁾は、主成分得点を真の得点の代用とみなし、それと相関が大きい項目が内部一貫性を大きくするという考え方に基づく技法である。これら手続きの採用は、適切な尺度項目を基礎に因子構造モデルを構築することをねらいとしたからに他ならない。

次いで、探索的因子分析を行い因子構造モデルを構築し、その構成概念妥当性を共分散構造分析による確証的因子分析で検証した。探索的因子分析は、因子抽出と解釈の際に恣意性、曖昧さを含んでしまう²⁹⁾。それに比して、本研究で用いた確証的因子分析は、理論的にたてられたモデルをデータにあてはめ、その適合度の検定をととしてモデルの妥当性が検証できる分析手法となっている²⁹⁾。

加えて、探索的因子分析の結果の信頼性を高めることをねらいとして、Joreskogら²⁸⁾の提案に従い、探索的因子分析と確証的因子分析の2つの分析をランダムに分割した2つの標本に別個に適用する方法を採用した。

Latackコーピング尺度の開発過程において、Latack¹⁴⁾が行った妥当性の検証はクラスター分析による内容的妥当性の確認にとどまっている。それに対して、本研究で採用した統計解析は、本尺度を構成概念妥当性の高い尺度に改訂すべく厳密な手続きを採用しており、その水準からみて妥当な方法であったと判断された。

これらの手続きに従いコーピング尺度の改訂作業を行ったが、探索的因子分析によってLatackコーピング尺度と同様、「調整」および「逃避」からなる因子構造モデルを開発することができた。さらにこの仮定された因子構造モデルの適合度を共分散構造分析で検証した結果、適合度指標であるGFI, AGFI, RMSEAはいずれも高い水準の数値を示した。これは、改訂版コーピング尺度の構成概念妥当性を裏付けるものである²⁹⁾。加えて、この改訂版コーピング尺度の信頼性は統計的にも許容水準を満たすものであることが確認された。

ただし因子構造モデルに着目するなら、上位概念に「コーピング」を設定した2次因子モデルは標本に適合しなかった。このことは、改訂版コーピング尺度10項目の素点合計点が算出できないことを意味し、あくまでも因子ごとの素点合計点のみが許容されることを示唆している。

さらに本研究では、改訂版コーピング尺度の基準関連妥当性の検証をねらいとして、「仕事の継続意志」との関連性を検討した。

Lazarusら³⁰⁾のストレス対処理論に従うなら、コーピング尺度の従属変数としては、バーンアウトの状態を測定すべきものと推察される。従来の研究業績についてみると、バーンアウトの測定尺度としては、「Maslach Burnout Inventory」³⁾、Pines³¹⁾による「The Burnout Measure」が主として使用されている。これらの尺度は、ヒューマンケア提供者のデータを基礎とした確証的因子分析によって、構成概念妥当性が検討されてきている³²⁾³³⁾。

本邦において、これら尺度を用いた研究²⁾⁵⁾³⁴⁾は散見されるが、前記バーンアウト尺度の因子不変性の検証をはじめとする標準化作業は未だ不十分な状態にあると推察される。したがって、今回の検討ではバーンアウト尺度の代用として、「仕事の継続意志」をとりあげた。バーンアウトは、「長期にわたり人に援助する過程で、心的エネルギーがたえず過度に要求された結果、極度の心身の疲労と枯渇を主とする症候群であり、卑下、仕事嫌悪、思いやりの喪失などを伴う状態」³⁾と定義され、仕事の継続性と関連すること

が従来より指摘されている¹²⁾。これらのことから、今回の分析で改訂版コーピング尺度の従属変数に「仕事の継続意志」を用いたことは妥当な判断であったと推察された。

分析の結果、「調整」および「逃避」の因子を独立変数としたときの寄与率は13.0%であり、また、このときの因果モデルそのもののデータへの適合度は、統計学的な許容範囲を満たすものであった。この結果は、改訂版コーピング尺度の基準関連妥当性を支持すると同時に、コーピングがストレス反応を規定するという命題が否定できないことを示している。また、それぞれの因子から「仕事の継続意志」へ向かうパス係数の正負に着目するなら、「調整」因子の正の関係にあり、「逃避」因子は負の関係にあることが示された。

Leiter¹⁵⁾は、Latackコーピング尺度とMaslach Burnout Inventoryで評価したバーンアウト得点との関連を分析した結果、調整のストラテジーはバーンアウトを抑制し、そして逃避のストラテジーはバーンアウトを促進する関係にあるとしている。また、同様の傾向は、看護婦を対象にWays of Coping Questionnaireを用いた研究⁹⁾¹⁰⁾でもみられている。今回の結果は、先行研究と同様の傾向を示したものと言えよう。

V ま と め

本研究においては、ヒューマンケア提供者のコーピングを測定する上で妥当性を備えた尺度を得ることをねらいとして「Latackコーピング尺度」の改訂版の開発を試みた。

その結果、「調整」および「逃避」の2因子10項目からなる因子構造モデルを構築でき、かつ高い水準で構成概念妥当性を支持しうることが確認された。さらに、本尺度は基準関連妥当性、信頼性を支持しうることが確認された。この成果は、コーピングが簡便な測定内容と項目数で把握できることを示しており、ヒューマンケア提供者のバーンアウト発現に関連する要因を解明していく上で、本尺度は有効な機能を果たし得るものと思料される。

ただし、本尺度は岡山県下の特別養護老人ホームの介護職員のデータを基礎に開発したものであり、本尺度をさらに職種や所属機関・施設の異なる標本に適用し、構成概念妥当性の交差妥当化などさらにレベルの高い検証が今後の重要な課題であると思料される。

文 献

- 1) 窪田暁子. 援助専門職におけるバーンアウト(燃えつき症候群). 社会福祉研究 1993; 54: 11-7.
- 2) 宗像恒次, 他. 高齢社会のメンタルヘルス. 金剛出版, 1994.
- 3) Maslach, C. and Jackson, SE. The measurement of experienced burnout. Journal of Occupational Behavior 1981; 2: 99-113.
- 4) 南裕子. 燃えつき現象の精神看護学的推論. 看護研究 1988; 21(2): 12-9.
- 5) 佐藤秀紀, 中嶋和夫. 精神薄弱者更生施設職員におけるバーンアウトモデル. 民族衛生 1996; 62(6): 348-58.
- 6) Lees, S. and Ellis, N. The design of a stress-management programme for nursing personnel. J Adv Nurs 1990; 15(8): 946-61.
- 7) Boyle, A., et al. Personality hardiness, ways of coping, social support and burnout in critical care nurses. J Adv Nurs 1991; 16(7): 850-7.
- 8) McAbee, R. Occupational stress and burnout in the nursing profession. A model for prevention. AAOHN 1991; 39(12): 568-75.
- 9) Ceslowitz, S.B. Burnout and coping strategies among hospital staff nurses. J Adv Nurs 1989; 14(7): 553-8.
- 10) Hare, J., et al. Predictors of burnout in professional and paraprofessional nurses working in hospitals and nursing homes. Int J Nurs Stud 1988; 25(2): 105-15.
- 11) Benetto, L. and Kelaher, M. Longitudinal predictors of burnout in HIV/AIDS health professionals. Aust J Public Health 1994; 18(3): 334-6.
- 12) Deary, I.J., et al. Models of job-related stress and personal achievement among consultant doctors.

- Br J Psychol 1996 ; 87(1) : 3-29.
- 13) James, D.A., et al. If in changes, it might be unstable : Examining the factor structure of the Ways of Coping Questionnaire. Psychological Assessment 1993 ; 5(3) : 361-8.
 - 14) Latack, J.C. Coping with job stress : Measures and future directions for scale development. Journal of Applied Psychology 1986 ; 71(3) : 377-85.
 - 15) Leiter, M.P. Coping patterns as predictors of burnout : The function of control and escapist coping pattern. Journal of Organizational Behavior 1991 ; 12 : 123-44.
 - 16) 齋藤圭介, 他. Latackコーピング尺度の因子構造モデルの検討. 東京保健科学学会誌 1999 ; 2(2) : 43-50.
 - 17) 齋藤圭介, 他. Latackコーピング尺度修正版の因子不変性に関する検討. 東京保健科学学会誌 1999 ; 2(2) : 51-8.
 - 18) 豊田秀樹. SASによる共分散構造分析. 東京大学出版会, 1992.
 - 19) 筒井孝子, 中嶋和夫. 要介護高齢者の問題行動に関する因子構造の妥当性—療養型病床群, 老人保健施設, 特別養護老人ホーム入院, 入所者を対象として—. 病院管理1998 ; 35(4) : 21-9.
 - 20) 海保博之. 心理・教育データの解析法10講基礎編. 福村出版株式会社, 1995.
 - 21) 古谷野直. 実証研究の手引き. ワールドプランニング, 1997.
 - 22) 服部環. テストの内部一貫性を大きくするための項目選択技法. 教育心理学研究 1991 ; 39 : 195-203.
 - 23) 柳井晴夫, 他. 因子分析—その理論と方法—. 朝倉書店, 1990.
 - 24) Arbuckle, J.L. Amos user's guide version3.6. Chicago, SmallWaters Corporation, 1997.
 - 25) 池田央. 調査と測定. 新曜社, 1980.
 - 26) Egan, M. Resilience at the front lines : hospital social work with AIDS patients and burnout. Soc Work Health Care 1993 ; 18(2) : 109-25.
 - 27) Gilbar, O. Relationship between burnout and sense of coherence in health social workers. Soc Work Health Care 1998 ; 26(3) : 39-49.
 - 28) Joreskog, K.G. And Lawley, D.N. New methods in maximum likelihood factor analysis. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology 1968 ; 21 : 85-96.
 - 29) 古谷野直, 他. 生活満足度尺度の構造—因子構造の不変性—. 老年社会科学 1990 ; 12 : 102-16.
 - 30) Lazarus, R.S. and Folkman, S. Stress, appraisal, and coping. Springer, 1984.
 - 31) Pines, A.M. The Burnout Measure, Paper presented at the National Conference on Burnout in the Human Service, Philadelphia, November, 1981.
 - 32) Gautam, N. and Brett, D. Confirmatory factor analysis of the Maslach Burnout Inventory. Social Work Research 1995 ; 19(3) : 184-92.
 - 33) Wilmar, B. and Dirk, V.D. The construct validity of two burnout measures. Journal of Organizational Behavior. 1993 ; 14 : 631-47.
 - 34) 田尾雅夫. 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 1989 ; 4(2) : 91-7.