

Latackコーピング尺度改訂版の因子不変性に関する検討

齋藤 圭介* · 原田 和宏* · 布元 義人** · 香川幸次郎 · 中嶋 和夫

要旨 本研究は、Latackコーピング尺度改訂版の因子不変性の検証、ならびに因子得点と基本属性との関連性について検討することを目的とした。調査対象は、岡山県内の特別養護老人ホームに勤務するすべての介護職員とし、調査は施設への留置法で実施した。回収された調査票1,445名のうち、調査項目に欠損値を有さない1,224名の資料を分析に用いた。統計解析には、共分散構造分析による同時因子分析を用い、「調整」と「逃避」の2因子10項目からなる2因子斜交モデルのデータへの適合度を検討した。その結果、前記因子構造モデルは、性別、年齢、資格の有無、学歴、経験年数、現職場での勤続年数のそれぞれでグループ化された標本間において、すべてのパラメータを拘束した条件下においても、高い水準で適合することを明らかにした。これは、Latackコーピング尺度改訂版の構成概念妥当性を支持するものである。なお基本属性別に因子得点の差の検定を行ったところ、年齢では40歳以上の者は、それ以下の年齢の者に比べて「調整」因子が0.18倍高いこと、また資格のある者は、ない者に比べて「逃避」因子が0.27倍低いことを明らかにした。このことは年齢と資格の有無によって、コーピングの特徴が異なることを示唆するものである。

キーワード：コーピング尺度、介護職員、同時因子分析

I. 緒 言

著者らは既に、ヒューマンケア提供者のコーピングを測定する尺度を得ることをねらいとして、「Latackコーピング尺度 (Latack's Coping Questionnaire)」^{1),2)}を取り上げ、その妥当性を検証した^{3),4)}。コーピングは、「ストレスフルな交渉によって引き起こされる内的、外的要求を処理したり、減じたり、あるいはそれに耐えたりするような認知的、行動的な努力である」⁵⁾と定義されており、これまで数多くの測定尺度が開発されてきた。中でも本尺度は、ヒューマンケア提供者に使用できる内容となっており、既に整形外科病院¹⁾や精神病院の職員²⁾のデータで内容的妥当性が確かめられている。しかし著者らの検証結果、本尺度は構成概念妥当性に問題があることが共分散構造分析を用いた解析で明らかとなり^{3),4)}、著者らは因子構造モデルに関して再検討を行い、その改訂版尺度を開発した⁶⁾。この改訂版尺度は、Latackコーピング尺度と同様の因子から

構成され、高い水準で構成概念妥当性を支持でき、さらに基準関連妥当性、信頼性を備えていることが確認された⁶⁾。しかし、測定尺度の妥当性に着目するならば、属性の違いに関わらず安定した因子構造をもつこと、すなわち因子不変性を備えていることが不可欠である^{7),8)}。先行の研究業績によれば、既存の多くのコーピング尺度が因子不変性に問題をもつことが指摘されており⁹⁾⁻¹³⁾、しかもLatackコーピング尺度に関しても因子不変性を積極的に支持できないことが既に確認されている^{1),2)}。したがってLatackコーピング尺度改訂版に関して、その因子不変性を検証しておくことは、今後ヒューマンケア提供者のコーピング測定に使用していく上で不可欠な課題といえよう。

本研究は、Latackコーピング尺度改訂版の因子構造モデルに関して、対象は同じでも基本属性の違いによってグループ化された標本に当てはめ、その因子不変性を同時因子分析¹⁴⁾を用いて検証することを目的とした。併せて、改訂版尺度で測定された因

* 岡山県立大学大学院保健福祉学研究科保健福祉学専攻
〒719-1197 岡山県総社市窪木111
** 特別養護老人ホームさわらび苑
〒701-0151 岡山県岡山市平野1005-9

岡山県立大学保健福祉学部保健福祉学科
〒719-1197 岡山県総社市窪木111

子得点と基本属性との関連性を検討することとした。

II. 方 法

調査対象として、岡山県内の特別養護老人ホーム89ヶ所（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）全例を選定した。

調査は、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。調査期間は、平成10年4月から平成10年5月の約1ヶ月であった。

調査内容は、人口学的要因（年齢、性別）、職種、現職場での勤続年数、経験年数、教育歴、ならびにコーピング尺度の質問項目とした。前記調査項目のうち、コーピングはLatackコーピング尺度の28項目^{1),2)}で測定した。回答には、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¹⁾。

統計解析は、回収された1,445名のうち、調査項目に欠損値を有さない1,224名を集計対象とした。改訂版コーピング尺度の因子構造モデルの不変性の検討にあたっては、前回の検討⁶⁾でえられた「調整 (Control)」、「逃避 (Escape)」の2因子からなる斜交モデルを設定した（図1）。この因子構造モデルは、「調整」に関する5項目と、「逃避」に関する5項目の計10項目から構成されている（表1）。因子不変性の検証は、性別、年齢、資格の有無、学歴、介護職員の経験年数、現職場での勤続年数のそれぞれで2群に分類した標本について、共分散構造分析による同時因子分析¹⁴⁾によっておこなった。この際のグループ化は、年齢は40歳を、学歴は高校卒業以上の学歴の有無を基準にして行った。介護職員の経験年数と現職場での勤続年数のグループ化は、それぞれの平均値に着目し、前者に関しては5.5年を、後者に関しては5年を基準にして行った。なお、これらの検証方法は、Latackコーピング尺度での因子不変性の検証結果⁴⁾と比較できるように同様の方法を採用した。さらに今回は、基本属性のうち重要な変数である年齢に関して、29歳以下、30歳から39歳、40歳から49歳、50歳以上と、4群に細分化した場合についても前記分析をおこなった。

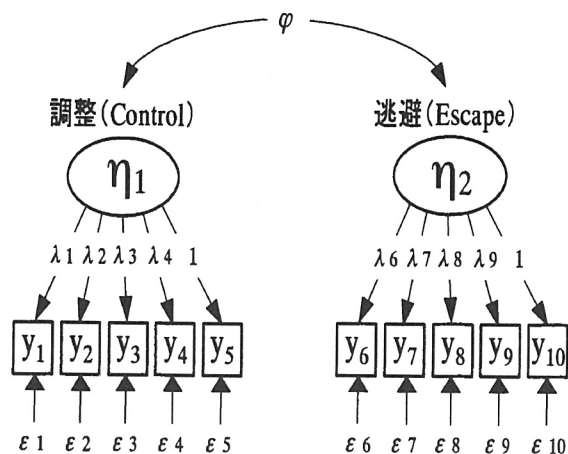


図1 コーピング尺度の因子構造モデル

統計解析は、統計ソフト「AMOS version3.6」¹⁵⁾でおこなった。適合度の判定にあたっては、説明力の指標として適合度指標「GFI」Goodness of Fit Indexならびに「RMSEA」Root Mean Square Error of Approximationを採用した。安定性の程度としては、修正適合度指標「AGFI」Adjusted Goodness of Fit Indexを採用した。モデルの相対的な良さは「AIC」Akaike's Information Criterionで判断した。また、RMSEA自体の検定は、PCLOSE (close fit¹⁵⁾)でおこなった。一般的に、GFIとAGFIは0.9以上¹⁶⁾、RMSEAは0.08以下¹⁵⁾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。またAICは、数値の小さいものが最適なモデルであることを意味する。因子不変性の強度は、第1ステップは等値条件なし（モデルI）、第2ステップは因子負荷量（ λ ）を同値に拘束する（モデルII）、第3ステップは λ に加えて因子共分散（ ϕ ）を拘束する（モデルIII）、第4ステップは λ に加えて質問項目の残差分散・残差共分散（ $\theta \epsilon$ ）を拘束する（モデルIV）、第5ステップは λ 、 ϕ 、 $\theta \epsilon$ を拘束する（モデルV）といった、5つの条件下で観察した¹⁷⁾（図1）。

以上の検討に加えて、これらのパラメータをすべて拘束した条件下で、カイ二乗値と棄却比を参考にして因子得点の差の検定をおこなった¹⁷⁾。なお、尺度項目の得点に関しては、先の報告^{3),4),6)}で採用したように、「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「どちらでもない」に1点を与えることで、3件法として得

表1 コーピング尺度の回答分布（3件法）

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			
X1. 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	25 (2.0%)	245 (20.0%)	954 (77.9%)
X2. 多くの時間と労力をかたむけ、真剣に取り組む	67 (5.5%)	347 (28.3%)	810 (66.2%)
X3. 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	22 (1.8%)	264 (21.6%)	938 (76.6%)
X4. すみやかに、効率よく問題を処理する	62 (5.1%)	336 (27.5%)	826 (67.5%)
X5. 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	31 (2.5%)	251 (20.5%)	942 (77.0%)
逃避(Escape)の項目			
X6. 時がすべてを解決してくれると自分を納得させる	643 (52.5%)	405 (33.1%)	216 (17.6%)
X7. その問題にいっさいかかわりをもたない	960 (78.4%)	238 (19.4%)	26 (2.1%)
X8. そのような状況に巻き込まれないようにする	591 (48.3%)	460 (37.6%)	173 (14.1%)
X9. 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	763 (62.3%)	306 (25.0%)	155 (12.7%)
X10. 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	949 (77.5%)	228 (18.6%)	47 (3.8%)

単位:名(%)

点化したものを用いた。

Ⅲ. 結 果

1. 基本属性等の分布

集計対象1,224名の内訳は、男性85名(6.9%)、女性1139名(93.1%)であった。全体の平均年齢は36.4歳(18~64歳)で、性差が統計学的に認められ、男性(26.6±7.3歳)が女性(37.1±12.5歳)に比べて年齢が低い傾向にあった($p<0.01$)。取得資格についてみると、「あり」が846名(69.1%)、「なし」が378名(30.9%)であった。取得資格の内訳(重複回答)についてみると、「介護福祉士」556名(男性33名、女性523名)、「社会福祉士」6名(男性1名、女性5名)、「社会福祉主事」163名(男性22名、女性141名)、「ホームヘルパー1級」65名(男性7名、女性58名)、「ホームヘルパー2級」77名(男性2名、女性75名)、「ホームヘルパー3級」51名(男性1名、女性53名)、「その他」161名であった。最終学歴についてみると、「義務教育終了」が63名(男性2名、女性61名)、「高校」が527名(男性23名、女性504名)、「短大・高専」が253名(男性12名、女性241名)、「専門学校・専修学校」が322名(男性33名、女性289名)、「大学」59名(男性15名、女性44名)であった。介護職員の経験年数は、平均5.5年(0~30.0年)で、性差が統計学的に認められ、男性(3.3±3.9年)に比べて女性(5.7±5.4年)が長い傾向にあった($p<0.01$)。現職場での勤続年数は平均5.0年(0~26.6年)で、性差が統計学的に認められ、男性(3.2±3.8年)に比べて女性(5.2±5.2年)が長い傾向にあった($p<0.01$)。

2. コーピング尺度の回答分布(表1)

「調整」因子に所属する項目1から項目5については、「どちらでもない」、「そうする」の回答に高い傾向が見受けられた。「そうする」の回答割合が70%を越えるものについてみると、項目1「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」(77.9%)、項目3「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」(76.6%)、項目5「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」(77.0%)の3つであった。反対に「逃避」因子に所属する項目6から項目10は、「そうしない」、「どちらでもない」の回答に高い傾向が見受けられた。「そうしない」の回答割合が70%を越えるものについてみると、項目7「その問題にいっさいかかわりをもたない」(78.4%)、項目10「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」(77.5%)であった。

3. コーピング尺度の因子不変性の検討

集計対象を性別、年齢、資格の有無、学歴、介護職員の経験年数、現職場での勤続年数のそれぞれで2群に分類したサンプルを基礎に、同時因子分析による因子不変性の検討をおこなった。その結果は表2に示した。それぞれの適合度指標についてみると、すべてのグループともモデルVの条件下でGFI, AGFI, RMSEAは許容水準を満たす数値を示した。また年齢に関して、4群に細分化したサンプルを基礎とした検討においても、前記適合度指標は、許容水準を満たす数値を示した(表3)。これら分析において、モデルVの条件下での潜在因子から観測変数へのパス係数(標準解)は、いずれも正值であり、

表2 コーピング尺度の同時因子分析の結果

項目とグループ	人数(名)	拘束パラメータ	GFI	AGFI	RMSEA	AIC	
性別 男性	85	1. なし	0.963	0.939	0.044 *	312.372	
		女性 1139	2. λ	0.960	0.943	0.042 *	310.445
			3. λ, φ	0.960	0.943	0.042 *	310.659
			4. $\lambda, \theta\epsilon$	0.955	0.942	0.041 *	314.140
			5. $\lambda, \theta\epsilon, \varphi$	0.955	0.943	0.041 *	314.014
年齢 40歳未満	674	1. なし	0.959	0.933	0.047 *	337.022	
		40歳以上 550	2. λ	0.957	0.937	0.045 *	331.745
			3. λ, φ	0.956	0.937	0.045 *	333.983
			4. $\lambda, \theta\epsilon$	0.953	0.939	0.045 *	343.547
			5. $\lambda, \theta\epsilon, \varphi$	0.952	0.939	0.045 *	346.331
学歴 高卒以下	590	1. なし	0.965	0.943	0.042 *	295.849	
		高卒以上 634	2. λ	0.963	0.946	0.039 *	288.687
			3. λ, φ	0.963	0.947	0.039 *	287.144
			4. $\lambda, \theta\epsilon$	0.960	0.948	0.039 *	292.990
			5. $\lambda, \theta\epsilon, \varphi$	0.960	0.949	0.039 *	291.206
資格 あり	846	1. なし	0.967	0.946	0.040 *	284.118	
		なし 378	2. λ	0.966	0.951	0.037 *	273.510
			3. λ, φ	0.966	0.951	0.037 *	272.148
			4. $\lambda, \theta\epsilon$	0.962	0.951	0.037 *	278.862
			5. $\lambda, \theta\epsilon, \varphi$	0.962	0.952	0.037 *	277.686
経験年数 5.5年未満	779	1. なし	0.961	0.937	0.045 *	317.645	
		5.5年以上 445	2. λ	0.960	0.942	0.042 *	310.347
			3. λ, φ	0.960	0.942	0.042 *	309.726
			4. $\lambda, \theta\epsilon$	0.958	0.946	0.040 *	303.078
			5. $\lambda, \theta\epsilon, \varphi$	0.958	0.947	0.040 *	302.421
勤務年数 5年未満	794	1. なし	0.962	0.938	0.045 *	316.566	
		5年以上 430	2. λ	0.961	0.944	0.042 *	307.107
			3. λ, φ	0.961	0.944	0.042 *	306.495
			4. $\lambda, \theta\epsilon$	0.958	0.946	0.041 *	308.806
			5. $\lambda, \theta\epsilon, \varphi$	0.957	0.946	0.041 *	308.215

* p<0.05

表3 年齢階層別の同時因子分析結果

グループと人数(名)	拘束したパラメータ	GFI	AGFI	RMSEA	AIC	
~29歳	497	1. なし	0.947	0.915	0.034 **	496.916
30歳~39歳	177	2. λ	0.942	0.921	0.032 **	476.817
40歳~49歳	315	3. λ, φ	0.941	0.921	0.032 **	476.171
50歳~	235	4. $\lambda, \theta\epsilon$	0.925	0.913	0.036 **	544.625
		5. $\lambda, \theta\epsilon, \varphi$	0.924	0.914	0.036 **	543.924

* p<0.05

表4 因子得点の差の検定結果

項目	χ^2	df	p
1. 性別	2.948	2	N.S
2. 年齢	6.554	2	*
3. 学歴	2.299	2	N.S
4. 資格	18.155	2	**
5. 経験年数	0.073	2	N.S
6. 勤務年数	1.570	2	N.S

* p<0.05 ** p<0.01 N.S: No Significant

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。

4. 因子得点の差の検定結果

性別、年齢、資格の有無、学歴、経験年数、現職場での勤続年数のそれぞれで2群に分類し、パラメータをすべて拘束したモデルVの条件下で因子得点の差の検定を行った。その結果は表4に示すとおりであり、年齢($\chi^2=9.781, df=2, p<0.01$)、資格($\chi^2=14.980, df=2, p<0.01$)で2群に分類し

たサンプルで、因子得点に有意差が認められた。棄却比を参考にして、その差を因子ごとにそれぞれの標準偏差で基準化するなら、年齢では、40歳以上の者は、それ以下の年齢の者に比べて「調整」因子が0.21倍高く、「逃避」因子が0.12倍低かった。また資格のある者は、ない者に比べて「逃避」因子が0.21倍低かった。

IV. 考 察

Latack コーピング尺度改訂版は、共分散構造分析による適合度の検証の結果、その2因子斜交モデルが特別養護老人ホームの介護職員標本に対して高い適合度を示したことから、構成概念妥当性を支持しうることが確認されている⁶⁾。しかし測定尺度は、属性の異なる標本においても同じ因子構造をもつこと、すなわち因子不変性を備えていることが不可欠である^{7),8)}。特に本尺度は、ヒューマンケア提供者一般を測定対象に想定していることから、属性の違いに影響を受けない安定した因子構造であるかを確認しておくことは重要な課題といえよう。

こうした背景のもと、本研究ではLatack コーピング尺度改訂版の因子構造モデルを、対象は同じでも、複数の基本属性によってグループ化された標本に当てはめ、その因子構造モデルの不変性について検討することを目的とした。なお今回の分析では、統計解析に共分散構造分析による同時因子分析を採用した。共分散構造分析は、理論的に立てられたモデルを実際にデータにあてはめ、その適合度の検定を通して妥当性の検証を行う分析方法である⁷⁾。コーピング尺度の因子不変性に関する検討の多くは、探索的因子分析を採用しているが、この手法では予め想定されているモデルの検証が不可能であり、しかも因子の抽出と解釈の際に恣意性や曖昧さを含んでしまう⁷⁾。それに対して、共分散構造分析はこれらの欠点を払拭する厳密な検証方法とされている⁷⁾。そして同時因子分析は、集団間の因子構造の異同を、段階的なパラメータの拘束による適合度の差異から検証する手法である^{7),17)}。

分析の結果、Latack コーピング尺度改訂版の2因子斜交モデルは、集計対象を性別、年齢、資格の有無、学歴、介護職員の経験年数、現職場での勤続年数のそれぞれで2群に分類した標本において、すべてのパラメータを拘束した条件下においても、そ

れぞれの標本間で適合度が統計学的な許容水準を満たすことを明らかにした。著者らは、Latack コーピング尺度から一部の項目を除いた修正因子構造モデルに関して、今回と同じ手続きで因子不変性の検証をおこなっている⁴⁾。しかし適合度指標に着目すると、AGFIはすべての条件下で許容水準を満たさず、GFIは経験年数、現職場の勤続年数の違いによって許容水準を満たさなかったことから、因子不変性に不安を残こしていた。それに対してLatack コーピング尺度改訂版の因子構造モデルは、前記の検証と同じ条件下で、すべての適合度指標が許容水準を満たしていた。しかも年齢に関しては、さらにグループを細分化した場合においても許容水準を満たす適合度を示していた。このことは、Latack コーピング尺度改訂版が、属性の違いに影響を受けず安定した因子構造を有することを示唆するものである。既存のコーピング尺度のうち、構成概念妥当性が共分散構造分析によって検証された尺度として、Ways of coping questionnaire^{9),10)}, Coping strategy questionnaire (CSI)^{11),12)}, Ways of coping in sport scale¹⁹⁾などがあるが、いずれも因子不変性の問題から、因子構造モデルに関する再検討が必要とされている^{10),12),19)}。それに比べて、Latack コーピング尺度改訂版が、通常の確認的因子分析よりもさらに厳格な統計解析である同時因子分析で、異なる属性間での因子不変性が証明されたことは、大きな成果であったと思料される。

一方、属性について因子得点の差の検定をおこなった結果、年齢と資格の有無で分類したサンプル間で有意差を認めた。この結果は、Latack コーピング尺度で行った分析結果と同様の傾向を示しており⁴⁾、本尺度が10項目という少ない設問から成り立っているにもかかわらず、属性間のコーピングの特徴の違いを同様に検出できることを示唆するものと判断された。検定結果に着目すると、年齢については、40歳以上の者がそれ以下の年齢の者に比べて、調整の因子得点が高かった。著者らは、Latack コーピング尺度改訂版と仕事継続意思との関連について分析した結果、調整の因子が仕事継続意思と正の関係にあることを確認している⁶⁾。また看護婦^{20),21)}や老人保健施設の直接処遇職員²²⁾を対象とした先行の研究業績によると、若年層の方がバーンアウト (burnout: 燃えつき症候群) に陥りやすいことが

指摘されている。したがって、今回の結果は先行研究と同様の傾向を示したものと推察された。また資格に関しては、資格を有する者の方が無資格者に比べて逃避因子の得点が低い傾向を示した。これは、資格を持つことからくるプライドが逃避的行動を抑えていることが想定されるが、先行研究においてヒューマンケア提供者を対象として資格の有無とコーピングとの関連を検討した報告は見あたらないことから、さらに慎重な検討が必要と判断された。コーピングと属性との関連を検討した結果、以上のことが明らかとなったが、因子得点の差はサンプリングに依存することもありえることから、結果の一般化には留意が必要である。同時に、本尺度は測定対象としてヒューマンケア提供者一般を想定していることから、コーピングと属性との関連については、職種や所属施設の異なる標本での因子不変性に関する検証とともに、その特徴を明らかにしていく必要があるものと判断された。

まとめ

著者らはLatackコーピング尺度改訂版の因子不変性の検証を目的として、対象は同じでも基本的な属性によってグループ化した標本に対し、「調整」と「逃避」の2因子斜交モデルをあてはめ、同時因子分析を用いてその適合度を検討した。その結果、前記尺度における因子モデルが、集計対象を性別、年齢、資格の有無、学歴、介護職員の経験年数、現職場での勤続年数のそれぞれで2群に分類した標本において、すべてのパラメーターを拘束した条件下においても、高い水準の適合度を示すことを確認した。これはLatackコーピング尺度改訂版の因子不変性を裏付けるものである。今後は、異なる職種、所属施設を対象とした本尺度の交差妥当化（因子不変性）の検証を通じて、本尺度がヒューマンケア提供者一般に使用できるかどうかを検証していくことが必要と判断された。

文 献

1) Latack, J.C. (1986). Coping with job stress: Measures and future directions for scale development. *Journal of Applied Psychology*, 71(3): 377-385.
2) Leiter, M.P. (1991). Coping patterns as

predictors of burnout: The function of control and escapist coping pattern. *Journal of Organizational Behavior*, 12: 123-144.

- 3) 齋藤圭介, 原田和宏, 布元義人, 香川幸次郎, 中嶋和夫. (1999). 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*, 2 (2): 43-50.
4) 齋藤圭介, 原田和宏, 布元義人, 香川幸次郎, 中嶋和夫. (1999). Latackコーピング尺度改訂版の因子不変性に関する検討. *東京保健科学学会誌*, 2 (2): 51-58.
5) Lazarus R.S. and Folkman S: *Stress, appraisal, and coping*. Springer, 1984.
6) 齋藤圭介, 原田和宏, 布元義人, 香川幸次郎, 中嶋和夫. (1999). Latackコーピング尺度改訂版の開発. 厚生省の指標 (投稿中).
7) 古谷野亘, 柴田博, 芳賀博, 須山靖男 (1990). 生活満足度尺度の構造-因子構造の不変性-. *老年社会科学*, 12: 102-116.
8) 古谷野亘, 柴田博 (1992). 老研式活動能力指標の交差妥当性-因子構造の不変性と予測的妥当性-. *老年社会科学*, 14: 34-42.
9) James, D.A. Parker., Norman, S. Endler. And R. Michael Bagby. (1993). If it changes, it might be unstable: Examining the factor structure of the Ways of Coping Questionnaire. *Psychological Assessment*, 5(3): 361-368.
10) Wineman, N. M., Durand, E. J., McCulloch. B. J. (1986). Examination of the Factor structure of the Ways of Coping Questionnaire with clinical population. *Nursing Research*, 43(5): 268-273.
11) Lawson, K., Reesor K.A., Keefe F.J., and Turner, J.A. (1990). Dimension of pain-related cognitive coping: cross-validation of the factor structure of the Coping Strategy Questionnaire. *Pain*, 43(2): 195-204.
12) Riley, J.L.3rd. and Robinson, M.E. (1997). CSQ: five factors or friction?. *Clin J Pain*, 13 (2), 156-162.
13) Goudas, M., Theodorakis, Y. and Karamousalidis, G. (1998). Psychological

- skills in basketball: preliminary study for development of a Greek form of the Athletic Coping Skills Inventory-28. *Percept Mot Skills*, 86(1), 59-65.
- 14) Joreskog, K.G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36(4), 409-426.
- 15) Arbuckle, J.L. (1997). Amos user's guide version 3.6. Chicago, SmallWaters Corporation.
- 16) 豊田秀樹 (1992). SASによる共分散構造分析. 東京大学出版会, 1992.
- 17) 狩野裕. グラフィカル多変量解析 (1997): 目で見える共分散構造分析. 現代数学社.
- 18) 古谷野亘 (1996). 共分散構造分析. *精神科神経学*, 7 (1) : 133-139.
- 19) Grove, J.R., Ekulund, R.C. and Heard, N.P. (1997). Coping with performance slumps: factor analysis of the Ways of Coping in Sport Scale. *Aust J Sci Med Sport*, 29(4), 99-105.
- 20) Harris, R.B. (1989). Reviewing nursing stress according to a proposed coping-adaptation framework. *Advance in Nursing Science*, 11(2): 12-28.
- 21) Bartz, C., and Maloney, J.P. (1986). Burnout among intensive care nurses. *Res Nurs Health*, 9(2): 147-153.
- 22) 宗像恒次・川野雅資 (1994). 高齢社会のメンタルヘルス. 金剛出版.

Invariability of The Revised Version of Latack's Coping Questionnaire

KEISUKE SAITOH*, KAZUHIRO HARADA*, YOSHIHITO NUNOMOTO**, KOUJIRO KAGAWA, KAZUO NAKAJIMA

*Graduate School of Health and Welfare, Okayama Prefectural University, 111 Kuboki, Soja-shi, Okayama 719-1112, Japan

**Nursing Home for The Aged, Sawarabienn, 1005-9, Hirano, Okayama-shi, Okayama 701-0151, Japan

Department of Welfare System and Health Science, Faculty of Health and Welfare Science, Okayama Prefectural University, 111 Kuboki, Soja-shi, Okayama 719-1112, Japan

The purpose of this study was to examine the invariability of the revised version of Latack's Coping Questionnaire, we developed. The subject were 1,224 caring professionals at nursing homes for the aged, Okayama prefecture (85 male, 1,139 female), ranging age from 18 to 64. Invariability of the questionnaire was performed with simultaneous factor analyses hold for each of several samples across gender, age, with or without qualifications, educational background, years as care professional, years at present job, using a two-factor (control, escape: 10-item) oblique model. As a results, the models fitted of all condition of the data with equality constraints for all parameters. It showed an invariability and further understanding about the construct validity of the coping questionnaire. Next, factor means were estimated in simultaneous factor analyses in order to clarify relationships between coping and demographic variables. The results indicated that above 40 years old sample was estimated 0.18 units above in control score beside the other. The qualified sample was estimated 0.27 units below in escape score beside the other. These findings represented the characteristics of coping strategy referring to age difference and with or without

qualifications.

Keywords: Coping questionnaire, caring professional, simultaneous factor analysis