

看護師における特性的自己効力感尺度の方法因子を用いた因子構成の検討

Examination of a Factor Structure Using Methodological Factors in a Generalized Self-Efficacy Scale on Nurses

熊谷たまき¹⁾ 小竹久実子²⁾ 藤村 一美³⁾

Tamaki Kumagai Kumiko Kotake Kazumi Fujimura

Abstract

It has been shown that the factor structure of a generalized self-efficacy scale, one of self-rated scales, is composed of 23 items of invariant factors. On the other hand, it is reported that it might be a model that postulates that nine items of positive factors and 14 items of negative factors are treated as methodological factors. In this research we examined methodological factors on a generalized self-efficacy by analyzing questionnaires answered by nurses. We conducted an anonymous, self-administered questionnaire survey of 1,461 nurses in this research (valid response 47.9%). Following the previous studies, we established three models (1: invariant factor structure; 2: two factors structure by methodological factors; and 3: methodological and generalized factor structure), and examined the factor structures of models 1, 2 and 3 by confirmatory factor analysis. The analysis revealed that the model 3 produced the highest score (GFI = 0.882, AGFI = 0.842, RMSEA = 0.75), confirming the validity of the previous studies. The age difference of a generalized self-efficacy was not statistically significant.

Key Words : Generalized Self-Efficacy Scale, Methodological Factors, Factor Structure

要 旨

自己評価尺度の1つである特性的自己効力感尺度は23項目の単因子構成であることが示されているが、肯定的因子9項目と否定的因子14項目を方法因子に仮定するモデルの可能性が報告されている。本研究では看護師を対象とした調査データを用いて、特性的自己効力感尺度における方法因子の存在を検証することを目的とした。調査は看護師を対象に無記名自記式質問票を用いて実施し、本研究では1461名の回答を分析に用いた(有効回答率47.9%)。分析は先行研究にならい3つのモデル(1:単因子構成、2:方法因子による2因子構成、3:方法因子・特性的因子による構成)を設定し、各モデルについて確認的因子分析を用いて因子構成を検討した。分析からモデル3が最善であり(GFI .882, AGFI .842, RMSEA 0.75)、先行研究と同様の結果が示された。なお特性的自己効力感の年齢差は本分析対象においてはみられなかった。

キーワード：特性的自己効力感，方法因子，因子構成

I. はじめに

Bandura (1977) によって提唱された自己効力感 (Self-efficacy) は、社会的学習理論あるいは社会的

認知理論の中核概念の1つであり、ある状況において結果を達成するために必要な行動を自分がどの程度行うことができるかという予期や確信といわれる。Banduraによる自己効力感には2つの水準があるとき

¹⁾ 大阪市立大学大学院看護学研究科

²⁾ 奈良県立医科大学大学院看護学研究科

³⁾ 山口大学大学院医学系研究科保健学専攻

* 連絡先：熊谷たまき 大阪市立大学大学院看護学研究科 内線3547

れ、1つは特定の場面や状況に特異的に影響を及ぼす自己効力感であり、もう1つの水準は特定の状況に限らず日常的場面における個人の行動に影響を及ぼす自己効力感である (Bandura, 1977; 坂野ら, 1986)。これらは前者が特異的自己効力感、後者が一般性自己効力感あるいは特性的自己効力感と呼ばれており、特性的自己効力感は人の行動を規定する人格特性や認知傾向とみなされている (坂野, 1986)。水準が異なる2つの自己効力感の関係については、特定の行動遂行場面で求められる自己効力感に特性的自己効力感が影響を及ぼすと考えられており、三宅 (2000) は特性的自己効力感の高さが特異的自己効力感の変容を通して課題遂行に影響することを、大学生を対象とした研究結果として示している。

特性的自己効力感を測定する尺度は、わが国では坂野ら (1986) が「一般性セルフ・エフィカシー尺度」を作成しており、本尺度は個人の行動に長期的に影響を及ぼす自己効力感の強さを16項目で把握する。一般性セルフ・エフィカシー尺度を用いた研究には看護師の自己効力の特性に関する研究 (小谷野, 1999)、看護大学生の学習効果の評価に関する報告 (飯島ら, 2008) 等が散見される。坂野らの尺度以外には、Sherer, et al. (1982) が開発した尺度「the Self-efficacy Scale」の邦訳版23項目 (成田ら, 1995) を用いた研究が多くみられる。本尺度はthe General Self-efficacy subscale (17項目) とthe Social Self-efficacy subscale (6項目) の2つの下位尺度から構成されるが、邦訳版を作成する過程において因子構成の検討結果から23項目単因子構成が妥当であることが示され (成田ら, 1995)、23項目から成る次元性尺度として特性的自己効力感の測定に用いられている。

特性的自己効力感尺度の因子構成については近年、9項目の肯定的項目と14項目の否定的項目 (逆転項目) の2つの方法因子を仮定する可能性が報告されており、また2つの方法因子は年齢が高くなるにしたがって相関関係が高くなる傾向も示されている (福留ら, 2018)。そこで本研究は看護師を対象とした調査データを用いて、特性的自己効力感の測定尺度において肯定的項目群と否定的項目群からなる方法因子の存在可能性を検証し、また年齢による方法因子の差異をみることに、さらに方法因子の特性について特性的自己効力感との併存妥当性が報告されている精神的健康と主観的健康感 (成田ら, 1995)、ならびに類似の概念といわれる自己統御感との関連を検討することを目的とした。方法因子を用いた以上の検討によって得られる因

子構成に関する知見は、特性的自己効力感尺度を単因子構成として活用する上で、尺度の潜在構造を理解する一助になると考える。

II. 方法

1. 調査方法

各都道府県にある200床以上の医療機関から抽出率5%で選定した施設に調査協力を依頼し、うち協力の承諾が得られた40施設、看護師3,089名に無記名自記式調査票を用いて調査を実施した。調査は平成27年10月から12月に実施し、3,089名中1,505名から回答が得られた (回収率48.7%)。なお本報告では、特性的自己効力感尺度の回答に欠測がない1,461名の回答を分析に用いた (有効回答率47.9%)。

2. 測定

特性的自己効力感と精神的健康、主観的健康感、自己統御感は次の方法で測定した。

1) 特性的自己効力感

特性的自己効力感は成田ら (1995) が開発した尺度を用いた。特性的自己効力感尺度は肯定的項目 (以下、P-SE) 9項目と否定的項目 (以下、N-SE) 14項目で構成されており、質問内容は「自分が立てた計画は、うまくできる自信がある (肯定的項目)」「しなければならないことがあってもなかなか取りかからない (否定的項目)」等で、各項目に対する回答は「とてもそう思う = 5点」から「まったくそう思わない = 1点」の5段階の選択肢を設けている。本分析対象におけるP-SEとN-SEの平均と標準偏差は、それぞれ25.8 (4.0)、40.5 (7.9) であった。

2) 精神的健康

精神的健康は健康関連QOL尺度であるSF-36v2の下位尺度「心の健康」によって測定した。「心の健康」は過去1ヶ月間の精神的状態を測る下位尺度で、得点が高いほど落ち着いて穏やかな気分であり、得点が高いほど神経質で憂うつな気分であることを示す。得点化にあたってはSF-36v2™日本語版スコアリングプログラムに則って値を算出した。取り得る値の範囲は0点~100点であり、本分析対象の平均 (標準偏差) は、58.3 (18.4) であった。

3) 主観的健康感

現在の健康状態を「最高に良い = 5点」から「良くない = 1点」の5段階でたずね、素点を主観的健康感として分析に用いた。主観的健康感の平均 (標準偏差)

は、3.0 (0.8) であった。

4) 自己統御感

自己統御感はPearlin et al. (1978) らが開発した Sense of Mastery Scaleの日本語版(Togari, et al., 2015) を用いて測定した。Sense of Mastery Scale は7項目で構成される尺度であるが、逆転項目の2項目を除いた短縮版の方が内の一貫性と構成概念妥当性が高いことが報告されているため (Togari, et al., 2015; 熊谷ら, 2017)、本研究においても短縮版5項目 (以下、SOMS-5) を用いた。SOMS-5の質問項目は、「自分の身に起こることを、コントロールすることができない」「自分が抱えている問題のいくつかをどうしても解決できない」等で設定されており、各項目は「とてもあてはまる = 4点」から「まったくあてはまらない = 1点」で回答を得て単純加算して得点化する。取り得る値の範囲は5点~20点であり、本分析対象における平均 (標準偏差) は13.3 (2.7) であった。

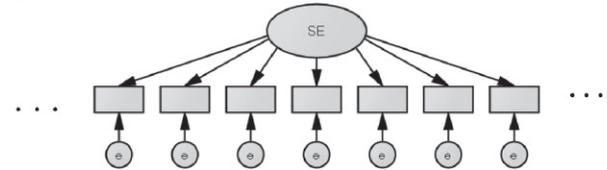
5) その他

基本的特性として性別、年齢、看護師経験年数、最終学歴の回答を得た。

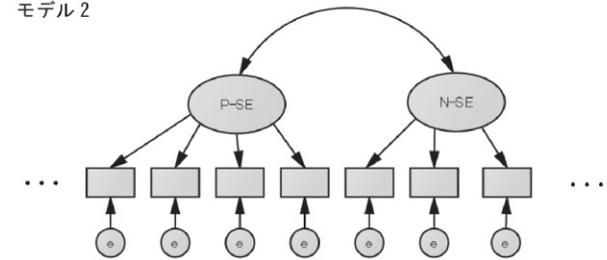
3. 分析方法

特性的自己効力感の因子構成を検討するにあたっては先行研究にならい3つのモデルを設定した (福留ら, 2018)。モデル1は全ての観測変数23項目による特定因子 (一般因子) の1因子構成とし、モデル2は肯定的項目群と否定的項目群を方法因子 (グループ因子) とする2因子構成とし、モデル3はモデル1とモデル2を組み合わせ特定因子と方法因子を付置し、各モデルについて確認的因子分析を行った (図1)。モデルの検討は、年齢の中央値で分けた2群 (I群: 27歳未満、II群: 28歳以上) において多母集団同時分析を行い、加えて特性的自己効力感の方法因子の年齢による差異をみた。なお検討には先行研究の結果を参考に制約を設定しない配置不変モデルを用い、3つのモデルについては適合度指標 χ^2/df 、GFI、AGFI、RMSEA、AICからモデルのあてはまりの良さを比較した。適合度指標の目安は経験的基準が提唱されており、GFI・AGFIは0.90以上、RMSEAは0.05以下であればあてはまりがよく、0.1以上ではあてはまりが悪いとされている (豊田, 1998)。また2つの方法因子の特性について、精神的健康、主観的健康感、自己統御感との相関関係はピアソン積率相関係数を用いて検討した。以上の分析には否定的項目は点数を逆転した値を投入し、分析は統計パッケージSPSS 22.0, Amos22

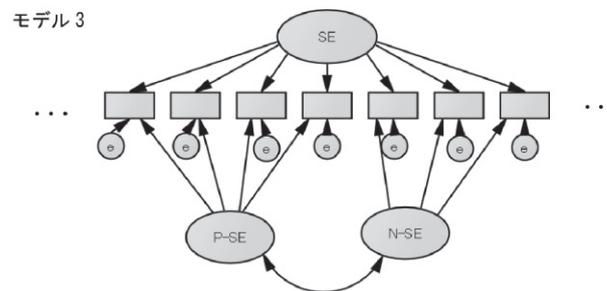
モデル1



モデル2



モデル3



- 注) 1. 図中の観測変数は、肯定的因子14項目、否定的因子9項目を省略する形で示している。
 2. 図中の潜在変数は次の略語で示した。SE (特性的自己効力感)、P-SE: (肯定的因子群)、N-SE (否定的因子群)、e (残差)。

図1 特性的自己効力感における分析モデル図

を使用した。

4. 倫理的配慮

本研究への協力を得るにあたっては本研究の目的と方法、調査の参加は自由意思によるものであり協力を拒否しても不利益は生じないこと、調査票は無記名であるため調査票の返送後は同意を撤回できないことを文書に明記し調査対象者に説明した。なお本研究は順天堂大学医療看護学部研究等倫理審査委員会の承認を得て実施した。

Ⅲ. 結果

1. 分析対象者の特性

分析対象の特性を表1に示した。1,461件中、女性は89.2%、男性は10.5%であり、平均年齢 (標準偏差) は28.9 (5.7) 歳であった。看護師経験年数の平均 (標準偏差) は6.1 (4.3) 年であり、最終学歴は専門学校が最も多く7割以上を占めた。また年齢の中央値で分

表1 分析対象の特性

	全数 % (N=1461)	I 群 % (n=714)	II 群 % (n=747)
性別			
女性	89.2	91.6	86.9
男性	10.5	8.3	12.7
無回答	0.3	0.1	0.4
年齢			
平均年齢±標準偏差	28.9 ± 5.7	24.6 ± 1.7	33.0 ± 5.2
中央値	28.0	25.0	31.0
看護職経験年数			
平均年数±標準偏差	6.1 ± 4.3	3.6 ± 1.9	8.5 ± 4.7
中央値	5.0	4.0	8.0
最終学歴			
専門学校	74.0	69.7	78.4
短期大学	3.2	2.7	3.1
大学・大学院	21.1	26.1	16.5
その他	1.4	1.5	1.3
無回答	0.1	0.1	0.0

注) I 群; 年齢28歳未満、II 群; 年齢28歳以上。

けた2つの群では、I 群に比べII 群で男性の割合がやや高く、最終学歴は専門学校が多かった。看護職経験年数はI 群で平均3.6年に対し、II 群では平均8.5年であった。

2. 特性的自己効力感の確認的因子分析と階層因子分析の結果

本研究で仮定した3つのモデルについて検討した分析結果を表2に示した。モデル1において項目20は帰属が明確ではないが成田らの(1995)の報告においても項目20は低い因子負荷量であるため本報告においても除外せず分析を行った。それぞれのモデル適合度は次のとおりであった。I 群のモデル1: $\chi^2/df = 8.237$, GFI = .783, AGFI = .739, RMSEA = .101, AIC = 1986.54; モデル2: $\chi^2/df = 7.859$, $p < .001$, GFI = .791, AGFI = .748, RMSEA = .098, AIC = 1893.72; モデル3: $\chi^2/df = 5.175$, $p < .001$, GFI = .875, AGFI = .832, RMSEA = .077, AIC = 1206.11であった。II 群

表2 2群における特性的自己効力感の確認的因子分析の結果

項目	I 群						II 群					
	モデル1 SE	モデル2 P-SE N-SE		モデル3 P-SE N-SE		SE	モデル1 SE	モデル2 P-SE N-SE		モデル3 P-SE N-SE		SE
1	.333	.359		.311	.122	.379	.443		.434		.085	
3	.383	.458		.562	-.060	.388	.494		.582		-.099	
7	.254	.348		.235	.322	.367	.451		.381		.226	
11	.335	.432		.520	-.055	.314	.412		.494		-.115	
12	.369	.467		.435	.115	.349	.461		.423		.122	
14	.311	.422		.345	.271	.327	.499		.434		.272	
17	.299	.404		.469	-.016	.360	.449		.483		-.021	
20	-.074	-.039		.003	-.092	-.050	-.021		.028		-.124	
21	.432	.483		.280	.764	.422	.517		.389		.726	
2*	.380		.383		.404	-.024	.441		.446		.435	.082
4*	.539		.516		.347	.728	.541		.520		.418	.688
5*	.601		.605		.588	.166	.636		.647		.630	.135
6*	.673		.686		.757	-.044	.723		.734		.761	-.010
8*	.533		.545		.519	.129	.541		.544		.520	.117
9*	.535		.545		.521	.102	.551		.550		.522	.123
10*	.549		.541		.486	.237	.516		.511		.460	.288
13*	.564		.575		.605	-.004	.654		.664		.679	-.004
15*	.499		.501		.431	.269	.577		.590		.584	.068
16*	.507		.514		.527	.018	.557		.558		.569	-.030
18*	.526		.513		.367	.583	.552		.550		.468	.522
19*	.391		.395		.301	.332	.450		.460		.415	.252
22*	.697		.712		.761	.015	.724		.734		.784	-.093
23*	.568		.574		.542	.159	.628		.633		.651	-.006
r			.738		.678				.702		.671	

注) 1. I 群; 年齢28歳未満、II 群; 年齢28歳以上。

2. 項目番号は成田ら(1995)の論文に則って表記した。なお、項目番号の*は反転項目であることを示す。

3. 表には全てのモデルは配置不変モデルによる多母集団同時分析の結果を示した。

では、モデル 1 : $\chi^2/df=8.452, p<.001, GFI = .789, AGFI = .747, RMSEA = .100, AIC = 2036.07$; モデル 2 : $\chi^2/df=7.705, p<.001, GFI = .805, AGFI = .765, RMSEA = .095, AIC = 1858.41$; モデル 3 : $\chi^2/df=5.201, p<.001, GFI = .882, AGFI = .842, RMSEA = 0.75, AIC = 1211.50$ であった。I 群と II 群のいずれのモデルも十分な適合度を示しているとはいえないが、モデル 3 が最善であった (表 2)。なお、適合度指標の χ^2/df は標本数の影響を受けやすいことから本研究では参考指標にとどめた (豊田, 1998)。

次に、モデル 2 において肯定的項目群と否定的項目群である 2 つの方法因子の相関関係をみると、相関係数は I 群では .738 であり、II 群でも .702 の高い値を示した。モデル 3 においても I 群 .678、II 群 .671 の相関がみられた。本研究では方法因子間の関係については年齢による明らかな差異はみられなかった。

3. 特性的自己効力感の方法因子と精神的健康・主観的健康感・自己統御感との関連

方法因子 P-SE・N-SE と精神的健康・主観的健康感・自己統御感との関連を検討した結果を表 3 に示した。I 群において P-SE と精神的健康、N-SE と精神的健康の相関係数は .194、.361 であり、否定的項目群でより高い関連を認め、自己統御感においても相関係数は P-SE .237、N-SE .496 と肯定的項目群より否定的項目群の方が高い値を示した。主観的健康感では先の 2 変数ほどではないものの P-SE .171、N-SE .230 と因子間に差がみられた (表 3)。以上の傾向は II 群においても同様であり、精神的健康、主観的健康感、自己統御感のいずれにおいても P-SE より N-SE において相関関係が高い結果であった (表 3)。

表 3 特性的自己効力感の方法因子と精神的健康、主観的健康感、自己統御感との相関関係

基準変数	I 群	II 群
P-SE		
- 精神的健康	.194	.244
- 主観的健康感	.171	.213
- 自己統御感	.237	.336
N-SE		
- 精神的健康	.361	.425
- 主観的健康感	.230	.248
- 自己統御感	.496	.534

注) 数値はピアソン積率相関係数を示しており、いずれも有意水準 1% であった。

IV. 考察

本研究は看護師を対象とした調査データを用いて、特性的自己効力感の測定尺度において方法因子の存在可能性を検証し、加えて特性的自己効力感の方法因子の年齢による差異をみた。次に、方法因子と精神的健康、主観的健康感、自己統御感との関連から方法因子の特性を検討した。

本研究で仮定した 3 つのモデルについて、福留ら (2018) の研究ではモデル 1 の適合度指標は $GFI = .703, RMSEA = .059$ 、モデル 2 では、 $GFI = .745, RMSEA = .053$ 、モデル 3 では $GFI = .876, RMSEA = .038$ 、でありモデル 3 が最善であり、次善はモデル 2 であることが報告されている。本研究の結果も同様の傾向がみられ、全 23 項目による単因子構成はモデル適合度が低い結果であり、肯定的項目群と否定的項目群の方法因子を設定したモデルを設定したモデル 2 は単因子構成よりもややモデル適合がよく、方法因子を仮定する可能性が考えられた。さらに、方法因子と一般因子を付置したモデル 3 を階層因子分析の結果からは方法因子である第 1 層で因子負荷量が高く、この結果も先行研究と同様の傾向であった (福留ら, 2018)。特性的自己効力感尺度の方法因子の相関関係について福留ら (2018) は、年齢が異なる 4 群 (15 歳~22 歳、23 歳~34 歳、35 歳~51 歳、52 歳~69 歳) で比較した結果として年齢階層が高くなるほど方法因子の相関関係が高くなることを示し、特性的自己効力感の特徴の 1 つと述べている。本研究では年齢による方法因子の相関関係に差異はみられなかったことは分析対象の年齢階層の範囲が一因と推察される。

肯定的方法因子と否定的方法因子それぞれと精神的健康、主観的健康感、自己統御感との関連は方法因子間に差がみられ、いずれにおいても肯定的方法因子より否定的方法因子の方が高い関連が示された。これは全観測変数による単因子構成からはみることができない特徴といえる。ここまで見てきたとおり特性的自己効力感を特定因子と方法因子を用いて検討した研究報告は福留ら (2018) による 1 報であるため、今後さらに異なる対象における研究を重ねることが望まれる。

最後に、今回は方法因子を用いて検討を進めた。自己評価尺度において方法因子を用いて尺度の構成を検討した研究には Rosenberg の自尊感情尺度と身体体格・体型の他者評価に対する不安感尺度 (Social Physique Anxiety Scale ; SPAS) が報告されており、自尊感情尺度においては肯定的方法因子と否定的方

法因子が、SPASでは否定的方法因子が導かれたという報告がなされ（福留ら, 2017, 2018; Marsh, et al., 2010; 清水ら, 2008）、方法因子の存在の可能性を検討することによって尺度の潜在構造を考える情報を得ることができる。先述したように本研究においても特性的自己効力感の方法因子と他の測定尺度との相関が肯定的方法因子と否定的方法因子とで差異があったこと、また先行研究から得られた知見ではあるが方法因子間の相関が年齢階層によって異なっていたこと等、方法因子を用いて見出されたこれらの結果を解釈するためには、Marsh, et al. (2010) が指摘するように方法因子がいかなる側面を表しているのかを検討する必要がある。福留ら (2018) は特性的自己効力感と自尊感情尺度の否定的・肯定的方法因子はそれぞれに独立しているという研究結果から、尺度特有の方法因子が存在すると述べている。特性的自己効力感尺度の潜在構造の理解を深めるためには、他の自己評価心理尺度の概念構造との比較検討等、今後さらなる研究蓄積が求められる。

V. 今後の課題

本報告は看護師を対象とした1調査データを用いて検討したにとどまっているため、今後、本研究結果を異なる対象集団で検証を重ねる必要がある。また他の自己評価心理尺度の概念構造との検討を重ね、測定尺度を用いて捉えるところの特性的自己効力感の潜在構造をより明確にすることが課題である。

VI. 結論

本研究は看護師を対象に、特性的自己効力感尺度において方法因子の存在可能性を検証すること、方法因子と精神的健康、主観的健康感、自己統御感との関連から方法因子の特性を検討すること、さらに方法因子の年齢による差異があるか否かを検討することを目的とした。検討の結果、以下が明らかになった。特性的自己効力感尺度について方法因子を用いて確認的因子分析と階層因子分析をおこなった結果、単因子構成よりも肯定的項目群と否定的項目群を設定したモデルにおいてモデル適合度が高く、また他の変数との相関関係からも方法因子の存在の可能性を支持する知見が示された。方法因子の相関関係については、本研究対象においては年齢による差異はみられなかった。

本研究はJSPS科研費の助成を受けた（課題番号25463357）。

文献

- 1) Bandura, A.(1977) : Self-efficacy, *Psychological Review*, 84, p191-215.
- 2) DiStefano, C., Motl, R.W.(2006) : Further investigating method effects associated with negatively worded items on self-report surveys, *Structural Equation Modeling*, 13, p440-464.
- 3) 福留広大, 藤田尚文, 戸谷彰宏, 他(2017) : 中学生におけるローゼンバーグ自尊感情尺度の2側面－「肯定的自己像の受容」と「否定的自己像の拒否」－, *教育心理学研究*, 65, p183-196.
- 4) 福留広大, 森永康子(2018) : 自己評価の尺度における肯定的・否定的項目群因子の年齢別の分析－ローゼンバーグ自尊感情尺度と特性的自己効力感尺度－, *教育心理学研究*, 66, p212-224.
- 5) 飯島佐知子, 賀沢弥貴, 平井さよ(2008) : 自己効力感および職業レディネスによる看護大学生の看護管理実習の効果の評価に関する研究, *愛知県立看護大学紀要*, 14(9), p9-18.
- 6) 小谷野康子(1999) : 看護婦の自己効力の特性とその関連要因, *聖路加看護学会誌*, 3(1), p78-84.
- 7) 熊谷たまき, 小竹久実子, 藤村一美(2018) : 看護師における日本語版自己統御感の信頼性と妥当性の検討, *大阪市立大学看護学雑誌*, 14, p10-16.
- 8) Marsh, H. W., Scalas, L.F., Nagengast, B.(2010) : Longitudinal tests on competing factors structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale : Traits, ephemeral artifacts, and stable response style, *Psychological Assessment*, 22, p366-381.
- 9) 三宅幹子(2000) : 特性的自己効力感が課題特有の自己効力感の変容に与える影響, *教育心理学研究*, 48, p 42-51.
- 10) 成田健一, 下仲順子, 中里克治, 他(1995) : 特性的自己効力感尺度の検討－生涯発達の利用の可能性を探る, *教育心理学研究*, 43(3), p 306-314.
- 11) Pearlin, I. Leonard, Carmi Schooler(1978) : The Structure of Coping, *Journal of Health and Social Behavior*, 19 : p2-21.
- 12) 坂野雄二, 東條光彦(1986) : 一般性セルフ・エフィカシー尺度作成の試み, *行動療法研究*, 12(1), p73-82.

- 13) Sherer, M., Maddux, J.E., Mercandante, B. et al.(1982) : The self-efficacy scale - Construction and validation, Psychological Reports, 51, p663-671.
- 14) 清水和秋, 吉田昴平(2008) : Rosenberg自尊感情尺度のモデル化 - wordingと項目配置の影響の検討 -, 関西大学「社会学部紀要」, 39(2), p69-97.
- 15) Taisuke Togari, Yuki Yonekura(2015) : A Japanese version of the Pearlin and Schooler's Sense of Mastery Scale. Springer Plus, 4(1), p399.
- 16) 豊田秀樹(1998) : 共分散構造分析(入門編), 朝倉書店, 東京, p170-177.