関西大学心理学研究　2013 年　第 4 号　pp.33-39

共通因子空間を新しい変数あるいは小包に含まれた変数へ延長
──因子得点と Gorsuch（1997）の方法──

清　水　和　秋　関西大学社会学部
三　保　紀　裕　京都学園大学経済学部
山　本　理　恵　NPO 法人産業メンタルヘルス研究所

Extension the Common Factor Space to New Variables or Variables included in Parcels: A Comparison among Estimates by Factor Score Method and Gorsuch's Method

Kazuaki SHIMIZU (Faculty of Sociology, Kansai University)
Norihiro MIHO (Faculty of Economics, Kyoto Gakuen University)
Rie YAMAMOTO (Job Stress Research Laboratory (Non − Profit Organization))

Two kinds of extension factor analysis method were applied to the forty four items on the conceptions of learning activities in university. To confirm the four factors proposed by Miho (2011) and Miho & Shimizu (2011), a new exploratory factor analysis was conducted for the parceled eight variables constructed from these items. Factor patterns calculated by Gorsuch's method and factor score method were compared with original factor patterns by Miho & Shimizu (2011). The estimates by Gorsuch's method were more similar to the original numerics. Results were discussed with particular reference to the common factor space.

Key words: Extension factor analysis, factor pattern, communality, parceling

1. はじめに

因子分析の適用に関して、過去においては、たとえばFabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan（1999）、Henson & Roberts（2006）、Russell（2002）、清水（2003）や柳井（1999）などが指摘しているように、因子数の決定に Guttman 基準（固有値 1.0 以上）を機械的に適用することや単純構造の確認をしないままに Varimax 法の直交回転で因子軸の回転を終わったりするような誤りも起きていた。その原因の一つは、柳井（1999）や Henson & Roberts（2006）が指摘するように、利用者が因子分析の統計パッケージでの分析オプションのデフォルト指定をそのままに使用したことにあったようである。因子分析の使用に関するガイドラインとして、たとえば、Henson & Roberts（2006）は、因子分析の手順（因子数の決定方法、因子解の推定方法、因子軸の回転方法）と因子分析行列（分析に含まれたすべての項目の因子パターン行列と因子構造行列そして因子間相関行列）、そして共通性を掲載することを求めている。

因子分析結果の報告には、項目の平均と標準偏差も掲載すべき情報といえよう。ただし、天井効果・床効果という機械的基準で項目を因子分析から除外することが目的ではない。尺度構成を目的とした研究では、一つの標本あるいは一つの調査対象者集団を対象として行われることが多い。この標本の分布

の傾向が因子分析結果に影響を与えることもある。平均と標準偏差を掲載する必要があるのは、このことを因子の解釈に際して確認するためである。

分析を行う者が守るべき倫理的基準として、Cizek & Rosenberg（2011）は対象とする変数の性質と心理測定モデルとの関係についても言及している。ここでは、性格検査を代表とする心理尺度の構成を目的として使用されてきた因子分析と古典的テスト理論のモデルの違いについて検討してみる中で、心理尺度の構成の対象である項目の特殊性の意味について再確認してみることにする。

因子分析モデルに従い、ある観測変数jの分散を、共通性h_j^2と特殊性s_j^2そして誤差分散e_j^2の和として以下の（1）式のように表してみることにする。

（1）　$\sigma^2\left(x_j\right)=h_j^2+s_j^2+e_j^2$

古典的テスト理論は、真の得点の分散と誤差の分散との和として、観測得点の分散を定義してきた。すなわち、次の（2）式のように表すこともできる。

（2）　$\sigma^2\left(x_j\right)=\left(h_j^2+s_j^2\right)+e_j^2=t_j^2+e_j^2$

測定の信頼性を、共通性と特殊性の和を観測変数の分散で割ることで定義していると考えることもできる（たとえば、Lord & Novick, 1968; Thurstone, 1947）。これに対して、因子分析では、特殊性と誤差分散とを合わせて、（3）式のように独自性d_j^2を定義している。

（3）　$\sigma^2\left(x_j\right)=h_j^2+\left(s_j^2+e\right)=h_j^2+d_j^2$

この結果、この観測変数に限定すれば、特殊性の分散の大きさ分、因子分析で取り扱える分散の大きさが小さくなり、共通性を全分散で割るとこの変数の信頼性は、古典的テスト理論で導かれた値よりも低いものとなる。

因子分析で最も重要なポイントは、因子数の決定である。共通性の大きさは、決められた因子の数の下で、主因子法や最尤法などの方法で推定される。このような初期の因子行列によって推定された因子の数からなる空間は共通因子空間とも呼ばれる。初期の因子行列は、1次元の場合を除いて、因子の解釈のために単純構造を求めて、共通因子空間において軸の回転が行われる。このように、因子分析が対象とする分散は、共通性だけであり、その内容は、因子パターン行列や因子構造行列そして、因子間相関行列として表現される。なお、直交に回転を留めた場合には、因子構造行列と因子パターン行列は一致し、因子行列あるいは因子負荷行列とも呼ばれ、因子間相関行列は単位行列となる。この場合には、変数の共通性は因子負荷量の平方和となる。斜交の場合には、因子パターン行列と因子構造行列あるいは因子間相関行列から計算することになる（たとえば、清水（2003）など）。因子分析結果の報告では、Henson & Roberts（2006）が勧めるように因子分析の手順に加えて、因子諸行列と共通性が必要となるわけである。

尺度構成を目的とした因子分析では、因子パターン行列の解釈を行い、そしてその結果から項目の選択を行う。さらにこのようにして構成された尺度の信頼性をα係数によって推定するという手順が心理学の研究スタイルとして定着してきている。因子分析によって項目の構造を因子分析モデルの目を通して確認しているにもかかわらず、この係数の計算が統計パッケージで提供されており、手計算でも可能なほどに簡便であることに加えて、信頼性の推定値としての下限を与えるという安心感が、α係数をこのように普及させているのではないだろうか（Sijtama, 2009）。

因子分析モデルの下でも信頼性に関する研究は進められてきた。McDonald（1999）は、因子分析モデルから共通因子分散と全体分散との比を定義し、因子分析結果から構成した尺度の信頼性をωとして定義している。なお、共通因子の分散は、因子パターン（1次元の場合には因子負荷量）の和の二乗としている。Cattell & Tsujioka（1964）あるいは辻岡（1964）は、多次元の共通因子分析から構成した尺度の共通性を定義している。独立して展開されてきたこの2つの理論は、清水（2010a）で検討したように、同じ結果を導き出している。

心理学のアセスメントは、共通因子についての調査参加者の得点を利用することが可能であるにもかかわらず、探索的因子分析で高い負荷量を示した項目から構成した尺度の得点が使われてきた。尺度得点は項目得点の単純和であるのに対して、因子得点の推定値を得るには、重み付きの計算という操作が必要であったことが理由ではないかと推測している。そして、構成した尺度の信頼性の推定値は、α係数で計算されることが多かった。

構成した尺度の改訂の方法論として、清水（2012）

は、共通因子空間に、因子分析には使用されなかった新たな項目を布置させる延長因子分析を紹介した。延長因子分析の方法として、因子得点を利用する方法と Gorsuch（1997）によるグラム・シュミットの直交化による方法、そして、構造方程式モデリングによる方法に理論的な検討を加えている（清水 , 2012）。そして、清水・三保・山本（2012）では、小規模な変数を対象として、Gorsuch の方法と構造方程式モデリングによる方法を比較し、前者のほうが実際の応用利用には適していることを議論している。

本稿では、まず、三保・清水（2011）の 44 項目の探索的因子分析結果から得られた 4 因子を元に構成した 8 個の小包化した変数（清水・三保，2011）を構成する。次に、この 8 変数を対象として今回の分析のために探索的因子分析を行い、その因子パターン行列 ${}_p\boldsymbol{V}_{fp}$（因子構造行列 ${}_p\boldsymbol{V}_{fs}$ に変換）と因子間相関行列 $\boldsymbol{C}_f$ とを計算してみることにする。ここでは、清水（2012）の行列の表記に従って、探索的因子分析から得られた行列の前に添え字 p を付けている。ただし、因子間相関行列は、探索的因子分析で得られた値を因子得点の推定においても同じ値として拘束するので、添え字で区別することはしないことにする。

因子得点による方法は、因子得点の推定値と 44 項目（添え字 i を項目の行列の前に付ける）との相関係数（項目の因子構造行列 ${}_i\boldsymbol{V}_{fs}$）を計算することになる。清水（1981, 2010b）の因子間相関を拘束する推定値を使えば、次のようにまとめることができる。

$$(4)\quad {}_i\boldsymbol{V}_{fs} = {}_{ip}\boldsymbol{R}\,{}_{pp}\boldsymbol{R}^{-1}\,{}_p\boldsymbol{V}_{fp}\boldsymbol{C}_f^{\frac{3}{2}}\left(\boldsymbol{C}_f^{\frac{3}{2}}\,{}_p\boldsymbol{V}'_{fp}\,{}_{pp}\boldsymbol{R}^{-1}\,{}_p\boldsymbol{V}_{fp}\boldsymbol{C}_f^{\frac{3}{2}}\right)^{-\frac{1}{2}}\boldsymbol{C}_f^{\frac{1}{2}}$$

ここで ${}_{ip}\boldsymbol{R}$ は項目と小包化した変数との間の相関行列で、${}_{pp}\boldsymbol{R}$ は小包化した変数間の相関行列である。これに因子間相関行列の逆行列を掛けることによって、尺度構成の対象となる項目の因子パターン行列 ${}_i\boldsymbol{V}_{fp}$ を計算することができる。

Gorsuch による方法は、因子分析の対象となった変数（小包化した 8 変数：添え字 p）、因子分析の対象ではなかった新たな変数（44 個の項目：添え字 i）、そして、因子得点（8 変数を対象とした因子分析モデルの得点）の超相関行列 ${}_c\boldsymbol{R}$ を対象とする。この超相関行列を次のように表してみることにする。

$$(5)\quad {}_c\boldsymbol{R} = \begin{bmatrix} {}_{pp}\boldsymbol{R} & {}_{pi}\boldsymbol{R}' & {}_p\boldsymbol{V}_{fs} \\ {}_{ip}\boldsymbol{R} & {}_{ii}\boldsymbol{R} & \left({}_i\boldsymbol{V}_{fs}\right) \\ {}_p\boldsymbol{V}'_{fs} & \left({}_i\boldsymbol{V}'_{fs}\right) & \boldsymbol{C}_f \end{bmatrix}$$

ここで ${}_{ii}\boldsymbol{R}$ は新たな変数間の相関行列であり、${}_p\boldsymbol{V}_{fs}$ は因子分析の対象となった変数と因子得点との相関行列すなわち因子構造行列である。この中で、新しい変数の因子構造行列 ${}_i\boldsymbol{V}_{fs}$ を括弧で括ったのは、この時点では未知の行列であることを明示するためである。3 列からなるこの超行列から既知の行列からなる第 1 列（あるいは第 1 行）だけを対象として、この行列から直交化する成分を因子分析の対象となった変数の数だけグラム・シュミットの直交化によって取り出すことができる（具体的な手順は、清水（2012）参照）。この直交化から得られた成分の行列を変数に対応させて順に ${}_p\boldsymbol{P}$、${}_i\boldsymbol{P}$、${}_f\boldsymbol{P}$ とする。直交化で説明ができなかった残差を $\boldsymbol{E}$ と表記すると、この結果から超相関行列 ${}_c\boldsymbol{R}$ は次のように表すことができる。

$$(6)\quad {}_c\boldsymbol{R} = \begin{bmatrix} {}_p\boldsymbol{P}\,{}_p\boldsymbol{P}' & {}_p\boldsymbol{P}\,{}_i\boldsymbol{P}' & {}_p\boldsymbol{P}\,{}_f\boldsymbol{P}' \\ {}_i\boldsymbol{P}\,{}_p\boldsymbol{P}' & {}_i\boldsymbol{P}\,{}_i\boldsymbol{P}' & {}_i\boldsymbol{P}\,{}_f\boldsymbol{P}' \\ {}_f\boldsymbol{P}\,{}_p\boldsymbol{P}' & {}_f\boldsymbol{P}\,{}_i\boldsymbol{P}' & {}_f\boldsymbol{P}\,{}_f\boldsymbol{P}' \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} {}_{pp}\boldsymbol{E} & {}_{pi}\boldsymbol{E} & {}_{pf}\boldsymbol{E} \\ {}_{ip}\boldsymbol{E} & {}_{ii}\boldsymbol{E} & {}_{if}\boldsymbol{E} \\ {}_{fp}\boldsymbol{E} & {}_{fi}\boldsymbol{E} & {}_{ff}\boldsymbol{E} \end{bmatrix}$$

未知であった ${}_i\boldsymbol{V}_{fs}$ は、${}_i\boldsymbol{P}$ に ${}_f\boldsymbol{P}$ の転置を掛けた結果として得られることになる。ただし、対応する残差 ${}_{if}\boldsymbol{E}$ がゼロに限りなく近いことを仮定している。対象となる変数の因子パターン行列 ${}_i\boldsymbol{V}_{fp}$ はこの ${}_i\boldsymbol{V}_{fs}$ に $\boldsymbol{C}_f$ の逆行列を掛けることによって計算することができる。

本稿では、以上で紹介してきた 2 つの方法から得られる 2 つの ${}_i\boldsymbol{V}_{fp}$ と三保・清水（2011）の 44 項目の探索的因子分析で既に得られている因子パターン行列とを比較することによって、これらの方法の適否と小包化の成否について検討を行うことにする。

2. 方法

今回の分析で使用するデータは、三保（2011）あるいは三保・清水（2011）で報告されているものである。ここでは、本稿での分析に関係するところだけを簡単に紹介する。詳細は、三保（2011）あるいは三保・清水（2011）を参照されたい。

調査参加者は、ある私立大学 11 学部の 1 年生 725 名（男性 362 名、女性 363 名）、平均年齢は 18.31 歳（$SD = 0.59$）であった。測定変数は、「大学での学習

観」を測定するために収集した4件法で回答を求めた44項目からなる。44項目の探索的因子分析（主因子法、Promax回転）から、『主体的学習』（大学での勉強を主体的に学んでいくものであるとする学習観：11項目）、『自己成長』（大学での勉強が、自分の成長や将来のために繋がるものであるとする学習観：11項目）、『単位取得』（大学での勉強を単位のため、あるいは卒業のためのものであるとする学習観：6項目）、『受身』（大学での勉強を受動的なもの、講義を受けていれば良いとする学習観：13項目）が得られた。三保（2011）あるいは清水・三保（2011）では、4因子のそれぞれで高い因子パターンを示した6項目を特定し、短縮版の尺度を構成している。さらに、この短縮版尺度に小包化の操作（たとえば、清水・山本, 2007）を適用して、各因子に2個の下位尺度（あるいは小包化した変数）を構成している。なお、尺度得点は項目の数で割っており、小包化した変数の内容と2つの変数名の記号ABなど詳細は、清水・三保（2011）のAPPENDIX 1を参照されたい。

3. 小包化した変数の探索的因子分析

44項目から4因子のそれぞれで高い負荷を示した24項目に絞り、これを各2つの変数として、因子数を決定するために固有値を算出したところ高い値から順に3.710, 2.049, .785, .678, .255, .200, .168, .155となった。2因子との判断も可能であるが、ここでは、44項目の4因子の構造を小包化した変数から再現することができるかを確認するために、因子数は4とした。この因子数で最尤法を適用したところ、共通性の値が1を越え、不適解の現象が現れた。そこで、主因子法の繰り返し法で共通性を推定し、Promax法で因子軸の回転を行った（表1）。なお、この分析にはIBM SPSS Ver.20を使用した。

この探索的因子分析から得られた学習観の4因子の因子間相関は、44項目の探索的因子分析結果の因子間相関にも近い値であり、因子的妥当性を小包化した8変数においても確認することができたと考えられる。

4. 延長因子分析

因子得点推定値による方法については、清水（2010b）のRスクリプトにより因子得点の推定値を計算し、44項目の得点とこの推定値との相関係数を計算し、この因子構造行列に因子間相関行列の逆行列を掛けることにより ${}_i\boldsymbol{V}_{fp}$ を計算した。Gorsuchによる方法については、清水（2012）のRスクリプトにより ${}_i\boldsymbol{V}_{fp}$ の計算をおこなった。この結果、44項目×4因子の大きさの2つの行列を得ることができた。表2が、探索的因子分析結果（三保・清水（2011）の表3）とGorsuch（1997）の結果そして因子得点の推定値による結果を横に並べたものである。

表1 『学習観』の4因子：小包化した8変数の平均・標準偏差と主因子解（N=725）

	自己成長	単位取得	主体的学習	受身	共通性	平均値	標準偏差
主体的学習A	0.007	0.006	**0.907**	0.001	0.826	3.388	0.528
主体的学習B	0.018	−0.005	**0.894**	−0.020	0.842	3.386	0.546
自己成長A	**0.915**	0.021	0.008	0.021	0.837	3.446	0.608
自己成長B	**0.905**	−0.022	0.008	−0.021	0.840	3.447	0.576
単位取得A	0.011	**0.890**	−0.040	−0.010	0.801	2.852	0.758
単位取得B	−0.010	**0.889**	0.040	0.020	0.793	2.913	0.659
受身A	0.007	0.008	−0.009	**0.856**	0.746	1.834	0.691
受身B	−0.008	0.013	−0.011	**0.851**	0.751	2.037	0.682
自己成長	1.000						
単位取得	0.042	1.000					
主体的学習	0.569	−0.238	1.000				
受身	−0.321	0.542	−0.581	1.000			

注：主因子解をVarimax法，Promax法で回転した。
共通性の他に，因子パターン行列と因子間相関行列（下三角）を掲載した。

表２　学習観の探索的因子分析（主因子法、Promax 回転、*N*=725）と２種類の延長因子分析から得られた因子パターン行列

項目	小包化変数[1]	平均値	標準偏差	44項目の探索的因子分析（三保・清水, 2011）[2]					Gorsuch（1997）の方法				因子得点による方法			
				自己成長	受身	主体的学習	単位取得	共通性	自己成長	受身	主体的学習	単位取得	自己成長	受身	主体的学習	単位取得
社会に出るために大事なものである	自己成長fA	3.360	0.744	**0.829**	0.009	−0.049	0.028	0.646	**0.814**	0.009	0.008	0.052	**0.937**	0.060	−0.049	−0.005
将来につなげるためのものである	自己成長fB	3.528	0.627	**0.805**	0.056	0.026	−0.044	0.638	**0.781**	0.026	0.043	−0.009	**0.712**	0.018	0.089	0.020
将来に活かすためのものである	自己成長B	3.481	0.651	**0.801**	−0.037	0.004	−0.011	0.665	**0.765**	−0.055	0.032	0.004	**0.657**	−0.035	0.113	0.007
社会に役立つ知識を学ぶものである	自己成長B	3.331	0.748	**0.776**	−0.001	−0.077	−0.078	0.532	**0.770**	−0.023	−0.045	−0.046	**0.657**	−0.003	0.035	−0.037
自分の将来のためになるものである	自己成長A	3.545	0.615	**0.756**	0.027	0.085	−0.037	0.633	**0.742**	0.027	0.109	−0.022	**0.805**	0.075	0.099	−0.048
社会に出るための準備となるものである	自己成長A	3.432	0.749	**0.749**	0.027	−0.084	−0.013	0.483	**0.809**	0.019	−0.077	0.018	**0.983**	0.068	−0.173	−0.052
自分の将来に関わるものである		3.491	0.737	**0.601**	0.132	0.127	−0.069	0.401	**0.554**	0.053	0.091	−0.027	**0.536**	0.065	0.120	0.002
自分を成長させるためのものである		3.503	0.666	**0.578**	−0.132	0.156	−0.031	0.560	**0.448**	−0.152	0.213	−0.008	**0.395**	−0.122	0.272	−0.010
自分を向上させるものである		3.549	0.594	**0.534**	−0.101	0.297	0.040	0.636	**0.435**	−0.120	0.317	0.040	**0.396**	−0.082	0.373	0.026
自分の能力をのばすためのものである		3.492	0.630	**0.524**	−0.030	0.295	0.072	0.563	**0.439**	−0.080	0.293	0.079	**0.412**	−0.030	0.345	0.053
自分自身の成長を手助けするものである		3.455	0.689	**0.513**	−0.095	0.211	0.006	0.498	**0.400**	−0.130	0.245	0.029	**0.353**	−0.136	0.286	0.053
わずらわしいものである	受身A	1.930	0.829	−0.080	**0.893**	0.187	−0.044	0.624	0.006	**0.838**	0.044	−0.041	0.046	**1.069**	0.125	−0.154
面倒なものである	受身B	2.204	0.886	−0.123	**0.799**	0.241	0.060	0.542	−0.023	**0.791**	0.107	0.032	−0.009	**0.754**	0.073	0.034
嫌なものである	受身A	1.961	0.838	−0.086	**0.782**	0.147	0.024	0.541	0.013	**0.772**	0.037	0.000	0.075	**1.074**	0.137	−0.157
やらされているものである	受身A	1.612	0.713	0.027	**0.771**	−0.055	−0.015	0.625	−0.001	**0.604**	−0.123	0.071	0.032	**0.784**	−0.067	−0.011
課題をこなせばそれでよいものである	受身B	1.870	0.792	0.010	**0.699**	−0.078	−0.046	0.526	0.018	**0.635**	−0.110	0.014	0.031	**0.447**	−0.224	0.089
講義を聞いているだけのものである	受身B	2.039	0.808	−0.026	**0.667**	−0.021	−0.040	0.451	−0.011	**0.663**	−0.038	−0.015	−0.031	**0.439**	−0.146	0.082
自分にとって意味の無いものである		1.458	0.637	−0.182	**0.614**	−0.026	−0.108	0.459	−0.150	**0.441**	−0.111	−0.010	−0.112	**0.500**	−0.118	−0.046
価値が無いものである		1.392	0.600	−0.180	**0.598**	0.035	−0.115	0.380	−0.148	**0.422**	−0.068	−0.021	−0.110	**0.422**	−0.105	−0.042
講義を受けていればそれでよいものである		1.828	0.770	0.061	**0.596**	−0.184	−0.072	0.452	0.030	**0.464**	−0.214	0.013	0.039	**0.344**	−0.297	0.048
時間的な束縛を受けるものである		2.312	0.842	0.095	**0.519**	0.076	0.110	0.276	0.064	**0.363**	−0.007	0.155	0.063	**0.452**	0.028	0.096
受動的なものである		1.963	0.778	0.125	**0.517**	−0.259	0.068	0.489	0.030	**0.374**	−0.246	0.140	0.023	**0.347**	−0.269	0.162
強制的なものである		1.772	0.733	0.183	**0.504**	−0.180	0.075	0.389	0.076	**0.315**	−0.163	0.185	0.097	**0.389**	−0.155	0.138
義務的なものである		1.996	0.869	0.138	**0.400**	−0.267	0.207	0.462	0.082	**0.289**	−0.244	0.270	0.089	**0.293**	−0.270	0.237
自分から進んでやるものである	主体的学習B	3.382	0.634	0.024	−0.008	**0.793**	0.028	0.650	0.000	−0.030	**0.786**	0.009	−0.048	0.044	**0.886**	−0.008
自ら取り組んでいくものである	主体的学習A	3.470	0.600	−0.021	−0.017	**0.761**	0.017	0.572	−0.031	0.014	**0.799**	−0.016	−0.045	0.080	**0.883**	−0.037
自分から学んでいくものである	主体的学習A	3.468	0.598	0.024	−0.105	**0.741**	0.086	0.654	0.009	−0.092	**0.763**	0.047	−0.035	−0.028	**0.862**	0.023
主体的に取り組んでいくものである	主体的学習B	3.368	0.690	−0.015	−0.064	**0.668**	0.004	0.492	−0.046	−0.031	**0.744**	−0.008	−0.067	0.020	**0.809**	−0.027
学問追求をしていくものである	主体的学習A	3.225	0.698	0.101	0.100	**0.661**	−0.029	0.449	0.035	0.070	**0.716**	−0.013	−0.048	0.143	**0.851**	−0.007
物事を深く追求していくものである	主体的学習B	3.408	0.668	0.178	0.071	**0.657**	−0.031	0.542	0.093	0.011	**0.678**	−0.013	0.063	0.071	**0.756**	−0.023
学びたいことを追求していくものである		3.473	0.640	0.207	0.038	**0.656**	0.004	0.592	0.159	−0.058	**0.557**	0.004	0.090	−0.021	**0.647**	0.011
興味のある分野を深く学んでいくものである		3.513	0.607	0.228	0.084	**0.653**	−0.011	0.576	0.191	−0.035	**0.530**	0.000	0.123	−0.009	**0.614**	0.015
興味・関心を深めていくものである		3.539	0.609	0.222	−0.044	**0.524**	0.038	0.488	0.167	−0.105	**0.467**	0.038	0.111	−0.090	**0.534**	0.054
目的を持って取り組んでいくものである		3.386	0.673	0.262	−0.028	**0.483**	0.029	0.465	0.234	−0.059	**0.463**	0.013	0.187	−0.022	**0.538**	0.024
自分の好きな分野を専門的に学べるものである		3.563	0.665	0.222	−0.042	**0.431**	0.003	0.375	0.170	−0.108	**0.356**	0.004	0.136	−0.098	**0.402**	0.022
卒業するためのものである	単位取得A	3.037	0.883	−0.136	−0.125	0.017	**0.949**	0.775	−0.054	−0.091	0.011	**0.857**	−0.045	−0.107	−0.015	**0.836**
卒業に必要なものである	単位取得B	3.377	0.774	−0.041	−0.068	0.096	**0.808**	0.575	−0.013	−0.100	0.081	**0.796**	−0.013	−0.179	0.053	**0.887**
単位のためのものである	単位取得A	2.654	0.955	−0.183	0.221	0.087	**0.695**	0.658	−0.113	0.138	0.007	**0.698**	−0.098	0.115	−0.031	**0.662**
単位取得のためのものである	単位取得B	2.826	0.854	−0.087	0.097	0.055	**0.687**	0.523	−0.050	0.032	0.029	**0.723**	−0.093	−0.099	0.008	**0.875**
やらなければいけないものである	単位取得A	2.863	0.976	0.283	0.043	−0.197	**0.463**	0.359	0.185	−0.074	−0.110	**0.617**	0.255	−0.009	−0.160	**0.468**
与えられた課題をこなすものである	単位取得B	2.535	0.884	0.126	0.237	−0.071	**0.423**	0.369	0.037	0.101	−0.009	**0.591**	−0.015	−0.059	−0.034	**0.783**
受身的なものである		2.026	0.841	0.147	0.284	−0.370	0.173	0.395	0.059	0.182	−0.322	0.226	0.045	0.130	−0.353	0.264
与えられるものである		2.081	0.818	0.248	0.313	−0.276	0.126	0.292	0.124	0.171	−0.224	0.212	0.106	0.160	−0.228	0.234
自分にとって興味・関心が無いものである		1.630	1.017	−0.064	0.299	−0.102	0.040	0.177	−0.032	0.237	−0.122	0.072	0.039	0.307	−0.144	0.028

注１：小包化変数の欄で空白の項目は小包化の対象外となった項目である。
注２：三保・清水（2011）に掲載したものと同じであるが，ここでは小数第３位まで表示した。

表２には項目の平均と標準偏差も掲載した。『自己成長』と『主体的学習』に高い負荷を示した多くの項目が、天井効果といわれる値（平均値＋標準偏差）を超えている。もし、この分析の前処理として天井効果を基準として項目を削除すると、この２因子が分析から失われることになったことを指摘しておきたい。分布の偏りは、これらの項目には確かにあるが、共通性の値は、一般的な項目を対象とした結果とそれほど変わらない。因子の構造も明確であり、天井効果（逆に床効果）という基準を心理学研究で使用することの危うさをまず指摘しておきたい。

Gorsuch（1997）は、彼の方法のほうが、因子得点による方法よりも適切な結果を与えることを主張している。表２で３種類の因子パターンを比較してみると彼が主張するように、因子得点による方法のほうが、値が高くなる傾向を示している。特に、小包化した変数の推定値においては、その傾向が強いようである。

因子パターンの類似度を因子の一致性係数で計算してみたところ違いを明らかにするような数値を得ることができなかった。そこで、ここでは、これらの因子パターンの類似の程度をユークリッド距離により計算してみた（表３）。44項目の場合でも、小包化した24項目でも、Gorsuchの方法による推定値のほうが、オリジナルな因子分析結果の因子パターンにいずれの因子でも近い値を示した。小包化で除外

表3　探索的因子分析の因子パターンとのユークリッド距離

対象項目	延長因子分析の方法	自己成長	受　身	主体的学習	単位取得
分析対象の44項目	Gorsuchの方法	0.436	0.582	0.406	0.382
	因子得点による方法	0.685	0.812	0.559	0.591
小包化した24項目	Gorsuchの方法	0.281	0.299	0.304	0.288
	因子得点による方法	0.502	0.649	0.481	0.531
小包化で除外した20項目	Gorsuchの方法	0.333	0.499	0.269	0.252
	因子得点による方法	0.467	0.487	0.285	0.259

した20項目は、因子パターンの値が低かったわけで、2つの方法ではほぼ同じような傾向を示したが、この結果から優劣を判断することはできない。以上の結果から、Gorsuch（1997）の主張を確認することができたといえそうである。

5. 考　察

心理学の測定で使用される質問項目には、ワーディングの微妙な違いが結果に影響を与える。質問紙での項目の順番もまた影響を与える要因となる。ランダム誤差とは異なり、測定に付随するこのような分散を因子分析モデルでは特殊性としてきた（Child, 2006）。古典的テスト理論の立場では、信頼できる分散の一部と扱われる特殊性は、因子分析では、ランダムな誤差と共に、独自性として定義されてきた。実際の因子分析では、このような特殊性の分散が操作されることはなく、共通性を推定することは、この分散を排除することであり、その結果として得られる共通因子空間が、解釈や尺度構成の対象となると考えることができる。因子分析結果から尺度を構成する際には、共通性を推定することは必須のことである。尺度の改訂を行う場合にも、特殊因子の分散を混入させないためにも、共通因子空間に対象となる新しい項目を布置させるべきなのである。

延長因子分析から、最初の44項目の探索的因子分析の因子パターンをほぼ復元することができた。表2の因子パターンの値は、いずれの方法であってもそれほど大きくは変わらないが、表3で示したように、小包に含まれていた項目の復元は、Gorsuchの方法のほうがより良い結果を示しており、この方法のほうが、より適切な因子パターンの推定値を提供してくれると結論づけることができそうである。

今回は、小包化した変数での探索的因子分析から得られる因子構造行列を手がかりとして延長因子分析を行った。4次元の因子構造は、本来は44×4という行列において、潜在する因子が確定される。今回の分析では、8×4という小さな行列にこれを圧縮している。1つの因子に変数が2個しかなかったために、最尤法では不適解という現象に遭遇したようであり、主因子法で解を得ることはできたとはいえ、延長因子分析に持ち込むには情報量としては十分ではなかった可能性も残っている。この点を詳細に検討するには、実際のデータではなくモンテカルロ実験による検討が必要と考えている[注1)]。

因子得点の推定方法には、回帰法やバートレッド法などいくつかの方法が使用されてきた（Grice, 2001）。今回は因子間相関を因子軸と同一の値となることを拘束条件としたF_{24}を使用した。いずれの因子得点の推定方法が、応用研究においてより適切であるかを確認するためにも、今回の結果を踏まえた検討を今後の課題としておきたい。

引用文献

Cattell, R. B., & Tsujioka, B.（1964）. The importance of factor-trueness and validity, versus homogeneity and orthogonality, in test scales. *Educational and Psychological Measurement*, 24, 3-30.

Child, D.（2006）. *The essentials of factor analysis*（*2nd ed.*）. London: Continuum.

Cizek, G. J. & Rosenberg. S. L.（2011）. Psychometric methods and high-stakes assessment: Contexts and methods for ethical testing practice. In A. T. Panter & S. K. Sterba（Eds.）. *Handbook of ethics in quantitative methodology*（pp. 211-240）. New York,

注1）　この点については、2012年の日本心理学会第76会大会で日本女子大学 岡本安晴先生から指摘を受けた。今後の課題としたい。

NY: Routledge.

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, **4**, 272-299.

Gorsuch, R. L. (1997). New procedure for extension analysis in exploratory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, **57**, 725-740.

Grice, J. W. (2001). Computing and evaluating factor scores. *Psychological Methods*, **6**, 430-450.

Henson, R. H. & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research. *Educational and Psychological Measurement*, **66**, 393-419.

Lord, F. M., & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.

McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

三保紀裕（2011）．大学１年生における入学後の変化と諸相―進学理由・学習観を中心とした検討―　関西大学心理学研究科博士論文（未刊行）.

三保紀裕・清水和秋（2011）．大学進学理由と大学での学習観の測定―尺度の構成を中心として―　キャリア教育研究，**29**, 43-55.

Russell, D. W. (2002). The use (and abuse) of factor analysis in *Personality and Social Psychology Bulletin*. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **28**, 1629-1646.

清水和秋（1981）．因子間相関を固定した斜交因子得点　関西大学社会学部紀要，**12**(2), 113-128.

清水和秋（2003）．因子分析における探索の意味と方法　関西大学社会学部紀要，**34**(2), 1-36.

清水和秋（2010a）．項目因子分析で構成した尺度の因子パターン、共通性、信頼性そして因子的真実性　関西大学心理学研究，**1**, 9-24.

清水和秋（2010b）．因子得点の推定　http://www2.ipcku.kansai-u.ac.jp/~shimizu/research/papers/FactorScore.pdf(2013 年 1 月 7 日).

清水和秋（2012）．延長因子分析の方法論―変数と因子との相関係数として定義される因子構造を用いて―　関西大学心理学研究，**3**, 1-13.

清水和秋・三保紀裕（2011）．潜在差得点モデルからみた変化―大学新入生の半年間の適応過程を対象として―　関西大学社会学部紀要 , **42**(3), 1-28

清水和秋・三保紀裕・山本理恵（2012）．延長因子分析法による尺度改訂の方法―その２　Gorsuch(1997）とSEM による結果の比較―　日本パーソナリティ学会第 21 回大会発表論文集，141.

清水和秋・山本理恵（2007）．小包化した変数によるパーソナリティ構成概念間の関係性のモデル化― Big Five・不安（STAI）・気分（POMS）―　関西大学社会学部紀要，**38**(3), 61-96.

Sijtama, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, **74**, 107-120.

Thurstone, L. L. (1947). *Multiple-factor analysis*. Chicago, IL: University of Chicago Press.

辻岡美延（1964）．テスト尺度構成における新しい原理　心理学評論，**8**, 82-90.

柳井晴夫（1999）．因子分析法の利用をめぐる問題を中心にして　教育心理学年報，**39**, 96-108.