

YG性格検査の120項目のtarget回転による因子分析

その他のタイトル	Item factor analysis with target rotation for the one hundred and twenty items of the Yatabe Guilford Personality Inventory
著者	清水 和秋, 山本 理恵
雑誌名	関西大学社会学部紀要
巻	51
号	2
ページ	51-70
発行年	2020-03-31
URL	http://hdl.handle.net/10112/00020011

YG 性格検査の120項目の target 回転による因子分析

清水和秋・山本理恵

Item factor analysis with target rotation for the one hundred and twenty items of the Yatabe Guilford Personality Inventory

Kazuaki SHIMIZU and Rie YAMAMOTO

Abstract

The Yatabe Guilford Personality Inventory was developed for measuring the twelve traits of personality (Tsujioka, 1957). Although ten items for each trait were selected using the item analysis method (item-total correlation), some researchers have questioned the dimensionality of the one hundred and twenty items of this inventory. In this research, we conducted item factor analysis for the one hundred and twenty items using the target rotation method with Weighted Least Square Mean and Variance adjusted of *Mplus*. The results of twelve factors were evaluated according to the principle of factor-trueness by Cattell and Tsujioka (1964). The communality of each scale of ten items was compared with alpha coefficient as an index for estimating the reliability of the scale. By examining the sixty-six figures of two-dimensional plotting for the factor patterns of one hundred and twenty items and twelve scales, the implications of the methodology for scale development were discussed.

Keywords: Yatabe Guilford Personality Inventory, item factor analysis, target rotation, factor-trueness, communality of scale, omega

抄 録

YG 性格検査は、12のパーソナリティの特性を測定するために開発された(辻岡、1957)。各特性の10個の項目は、項目分析法(項目-合計相関)によって選択されたにもかかわらず、一部の研究者は、この検査の120個の項目の次元性について疑問を提起した。この研究では、*Mplus*のWeighted Least Square Mean and Variance adjustedで解を推定し、ターゲット回転法を使用して、120個の項目の項目因子分析を行った。12因子の結果を、Cattell and Tsujioka (1964)による因子的真理の原理の観点から評価した。尺度の信頼性を推定するための指標という観点から、10項目からなる尺度の共通性をアルファ係数と比較した。120項目と12尺度の因子パターンについての66個の2次元プロット図を吟味しながら、尺度開発の方法論について議論した。

キーワード：矢田部ギルフォード性格検査、項目因子分析、ターゲット回転、因子的真実性、尺度の共通性、 ω

1. 問題

心理検査の作成では、因子分析的手法により、次元の探索が行われ、因子に高く負荷する項目から尺度が構成されるという手法が確立している。次元の数が一つの場合には、1因子構造に対応した一つの尺度が構成され、次元の数が複数になると下位レベルの因子に対応した複数の尺度が構成されることになる。これは心理検査の作成時に収集された標本を対象とした因子分析的研究として行われ、その後、規準化標本を母集団から抽出し、構成した尺度の平均・標準偏差から標準化の手続きとしての研究が行われる。

刊行されている心理検査へ投げかけられる疑問の一つは、因子の構造が、新しく収集した標本でも確認することができるのかということである。探索的因子分析からは、先行研究と同じ因子の構造を得ることができるとは限らない。その理由は、分析対象となる集団が異なるだけでなく、たとえば、Shimizu, Vondracek, Schulenberg, & Hostetler (1988) が Career Decision Scale の因子分析結果の混乱を因子数の決定、因子解の推定方法、因子軸の回転方法による違いから整理しているように、同じ変数を対象としても手法の違いから多様な結果が発表されることがあるからである。このため、因子分析の手順で適用する方法によっては、先行研究の因子の構造を確認できないことになることも多い。このような混乱を解決する方法として、構造方程式モデリングによる因子的不変性を検証する方法として多集団同時分析が使用されている（清水・山本, 2017a）。

本研究で取り上げる YG 性格検査には、續・織田・鈴木（1970）が、12の尺度を因子分析により確認することができないと、600名から計算された120×120の項目間の相関係数にセントロイド法を適用した結果から否定的な評価を与えている。これに引き続く、續・織田・鈴木（1971）は、「因子分析の結果は、軸の回転を行なう余地の少ないもので、回転を行なっても稔り多い所見は得られないと判断された。（p.85）」と主張し、回転前の因子解から新しい5つの尺度を構成している（鈴木, 1994）。1次元の尺度の構成であれば、回転は不要となる。多次元の構造であるにもかかわらず因子軸の回転に否定的であることには、'70年代初期の研究であったとしても、R. B. Cattell, H. J. Eysenck や J. P. Guilford などによるパーソナリティ研究の伝統から逸脱した主張といわざるをない。

YG 性格検査の因子構造についての疑問を提起したとして引用されることがあるもう一つの研究が、3件法の120×120の項目全体を対象にして、直交プロクラステス回転法を適用した玉井・田中・柏木（1985）である。「資料区分」での紙面の制約があったためか、この論文には、因子解推定の方法についての記述は見当たらないが、494名を対象にして、主

因子法で12因子の共通性を推定したようであり、その因子解に YG 性格検査の12尺度の構成内容を仮説構造として、直交プロクラステス回転を適用している。仮説の構造は、プロクラステス法でよく使われている $\{1,0\}$ ではなく、この1に該当する値には推定された共通性の平方根を代入することにより仮説行列を行単位で基準化している。YG 性格検査の12尺度間の相関係数については、尺度間に潜在する因子構造を追求した初期の研究から報告されていた（辻岡, 1954）。清水・山本（2017a）の Table 1 にあるように、YG プロフィールで近い位置にある尺度間では、0.702や0.671などの相当に高い相関も報告されている。玉井らは、12因子により12尺度を確認することができない項目があると主張しているにもかかわらず、3件法の項目間の相関行列から、このような尺度間の相関関係を無視し、尺度に対応する12の因子間に直交の制約を置くプロクラステス回転法を採用している。

清水・山本（2017b）では、12尺度の内部構造を尺度内の10項目を対象として、Maximum Likelihood (ML), Weighted Least Squares (WLS), そして Weighted Least Square Mean and Variance adjusted (WLSMV) で検討している。Mplus 7.4 (Muthén & Muthén, 1998-2015) を使用して、3件法の10項目をカテゴリー変数として多分相関係数 (polychoric correlation) から因子を抽出し、因子の回転では bifactor の観点から適合度を確認し、O 尺度と G 尺度を除いた10個の尺度では、適合度の高い結果を報告している。この研究は、内的整合性の原理による項目分析で作成された検査に含まれる12尺度を個別にカテゴリー因子分析という現代的な方法論から検討しようとするものであった。

本研究では、同じデータを使って、YG 性格検査の全項目の120項目を対象として、多分相関係数による因子の構造の検討を試みてみることにする。使用するソフトは、清水・山本（2017b）と同じ Mplus であり、因子の解の推定には MLS と WLSMV を使用する。そして、仮説構造への回転には Browne (1972a, b) が提案した target 回転法が Mplus にオプションとして組み込まれているので、これを使用することにする。

モデル適合度については、カットオフ値を、Browne & Cudeck (1993)、Hu & Bentler (1999) や O'Boyle & Williams (2011)、West, Taylor, & Wu (2012) の提案を踏まえ、CFL、TLI については0.95以上、RMSEA については0.05以下とする。WRMR については1.0以下とした (DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018)。

因子分析の因子パターンから尺度を構成する場合、構成した尺度の方向と因子の方向との関係を検討することはほとんど行われてこなかった。構成した尺度を因子空間に布置させて、そのベクトルの長さ（共通性）と方向を計算する方法が、因子的真実性の原理として体系化されている (Cattell & Tsujioka, 1964; 辻岡, 1964)。因子分析の結果から信頼

性を推定する方法として、McDonald (1999) が ω を提案している。この ω を多次元に展開すると、因子的真実性の原理の下で得られる尺度の共通性と一致することを清水 (2010) が明らかにしている。そこで、共通因子空間に構成した尺度を布置させることにより、これらの関係を示しながら、構成した尺度の評価を行うことの課題についても検討してみたい。

2. 方法

2.1 参加者

2003年から2009年（ただし、2004年を除く）の間に、学部2年生の授業の中でYG性格検査を実施し、参加者の承諾の下で検査用紙を回収した。参加者の総数は1,256名で、そのうち、女子が819名、男子が437名であった（清水・山本, 2017a, b）。

2.2 変数

YG性格検査の12尺度に含まれる120項目を分析の対象とする。12個の尺度名は、抑うつ性 (D: depression)、回帰性傾向 (C: cyclic tendency)、劣等感 (I: inferiority feelings)、神経質 (N: nervousness)、客観性のないこと (O: lack of objectivity)、協調性のないこと (Co: lack of cooperativeness)、愛想のないこと (Ag: lack of agreeableness)、一般的活動性 (G: general activity)、のんきさ (R: rathymia)、思考的外向 (T: thinking extraversion)、支配性 (A: ascendance)、そして、社会的外向 (S: social extraversion) である。それぞれの尺度は10個の項目から構成されているので、ここでは、尺度の略号と合わせて、清水・山本 (2017b) と同じく、D01からD10のように項目を表記し、項目の質問内容は掲載しない。なお、検査の質問項目の中には逆転採点の項目がある。これらの逆転項目については、検査の回答欄への反応からデータを入力したので、項目の採点の方向は、尺度内では統一したものとなっている。

2.3 分析

YG性格検査は3件法である。間隔尺度水準とみなすことはできないと判断し、WLSMVを分析に使用した。この方法に関しては、清水・山本 (2017b) で説明している。ここでは、その特徴を簡単に紹介する。

因子解の推定方法として最尤法は、推定値の標準誤差を得る上で、また、モデル適度の評価を行う上で、もっとも望ましい方法である。この方法が解を得る条件である多変量正

規分布を仮定できないような分布の変数を対象とした推定方法が、Browne (1984) による Asymptotically Distribution-free (ADF) 法である。Mplus (Muthén & Muthén, 1998-2015) では、この方法は、Weighted Least Squares (WLS) と表記される。この方法を実際のデータ分析に適用するには相当大きな数の標本が必要となる。これが少ない場合には、計算上での困難に遭遇することもある。分析対象の変数の数との関係で、標本の数が少ない場合でも ADF や WLS と同じような統計量の推定値を計算する方法を Muthén (1993) が提案した。この Weighted Least Square Mean and Variance adjusted (WLSMV) 法では、WLS の重み行列の逆行列の計算に関係した改良が行われおり、より少ない標本の数でも結果を得ることができる (Beauducel & Herzberg, 2006)。今回の検討する変数は 3 件法の 120 項目であり、1,256 名から収集したデータである。これを使って、Mplus の WLS と WLSMV を因子解の推定を行ってみることにする。

仮説的な因子の構造を因子軸を回転することにより得ようとする方法は、伝統的には Procrustes 法と呼ばれてきた (Hurley & Cattell, 1962)。この回転方法は、視覚的な回転の流れの中で因子軸の因子パターンではなく、準拠軸の準拠構造を対象とするものであった (清水, 2014)。因子軸を対象とする方向で検討を加えた Browne (1972a, b) は、target という用語を使っている (Browne, 2001)。Mplus 7.4 では、TYPE=GENERAL の下でこの target 回転法を使用することができる。

本研究では、仮説的行列は、尺度に含まれる項目には 1 を当該因子の値として与え、それ以外の 11 因子には 0 を与えて構成した。たとえば、D 尺度の 1 番目の項目の第 1 因子 (D 因子) には 1 を与え、この変数の他の 11 個の因子には 0 を与え、最後の S 尺度の 10 番目の項目 (全体では 120 番目) の第 12 因子 (S 因子) には 1 を与え、この変数の他の因子パターンには 0 を与えた。順次このようにして 120 項目の仮説的行列を構成したわけである。具体的な手順を示すために、論文の最後に Appendix として Mplus のスクリプトを掲載した。

3. 結果

WLS で解の推定を行ってみたところ、重み行列が正定値でなく、少なくとも 7,380 の標本の数が必要であるという表示を出力して計算が中断した。同様の方法による計算を提供している R の psych パッケージの fa.poly も試みてみたが、必要な標本の数の表示は出なかったが、同じ様な結果となった。これに対して、WLSMV では、解が得られ、 χ^2 の値は 7918.265 ($df = 5766$) で、 $P < 0.001$ となった。適合度指標は、RMSEA = 0.017 (90% 区

間では0.016から0.018)、CFI = 0.966、TLI = 0.957、WRMR = 0.282であり、この結果から適合度は非常に良いと判断することができた。

WLSMV から得られた因子パターンが Table 1 である。この表では推定値の標準誤差とワルド検定による有意水準については省略している。ここでは、この表の値を、一般的な探索的因子分析から得られたものとして解釈してみることにする。12因子の名前は、仮説的な因子の構造がほぼ得られたので、12尺度の名前をそのままとし、表では、因子名は尺度の略号とした。太字としたところが、項目の因子パターンが高い値を示すことが期待された箇所であり、結果は、ほぼその傾向を示した。ただし、O 尺度の10項目 (O01~O10) は、0.4を越えた項目が二つだけで、この因子を確認することができなかった。このO尺度については、清水・山本 (2017b) でも1次元性については疑問があることを報告している。

Table 1 YG 性格検査120項目の因子パターンと共通性

項目	因子												共通性
	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S	
D01	0.68	0.04	-0.05	0.02	0.58	0.11	-0.12	-0.07	-0.06	0.09	0.03	-0.14	0.65
D02	0.65	0.13	0.00	0.03	0.40	-0.01	-0.12	0.05	-0.05	-0.26	-0.04	0.01	0.55
D03	0.59	0.11	0.13	0.08	0.46	0.15	-0.26	-0.12	-0.09	0.07	0.07	0.04	0.65
D04	0.74	-0.03	0.04	0.19	0.21	0.11	-0.20	-0.08	0.15	0.07	0.23	-0.05	0.66
D05	0.43	0.01	0.23	0.28	0.24	0.08	-0.16	-0.03	-0.10	-0.26	0.14	0.02	0.57
D06	0.49	0.19	0.21	0.16	0.38	0.00	-0.07	0.03	-0.11	-0.29	-0.01	0.14	0.63
D07	0.59	0.15	0.12	-0.01	0.42	0.16	-0.03	0.06	-0.16	0.04	0.05	-0.03	0.55
D08	0.60	0.11	0.22	0.05	0.16	0.16	-0.08	-0.02	-0.10	0.01	0.07	-0.09	0.58
D09	0.44	0.09	0.03	0.04	0.44	-0.20	0.10	-0.15	0.03	-0.33	0.02	-0.12	0.48
D10	0.79	0.14	0.05	-0.12	0.26	0.20	-0.10	-0.08	-0.01	0.09	0.12	-0.08	0.69
C01	-0.19	0.69	-0.11	0.28	0.11	-0.07	0.46	-0.11	0.22	0.03	0.00	0.02	0.53
C02	0.10	0.44	-0.13	0.52	0.01	-0.10	0.16	-0.25	-0.01	0.05	0.12	-0.02	0.49
C03	-0.01	0.33	0.23	0.14	0.25	0.18	0.15	0.04	0.22	-0.12	-0.03	0.05	0.46
C04	0.34	0.32	0.23	0.20	0.01	-0.06	0.12	-0.10	0.22	0.07	0.06	-0.03	0.50
C05	0.36	0.23	0.13	0.27	0.14	-0.19	0.13	-0.12	0.18	0.00	-0.12	0.11	0.52
C06	0.14	0.39	0.26	0.02	0.31	0.01	-0.13	-0.03	0.17	-0.16	-0.03	-0.02	0.62
C07	0.07	0.38	0.11	0.15	0.42	0.05	0.11	-0.13	0.14	0.02	-0.21	0.02	0.50
C08	0.09	0.21	0.29	0.31	0.01	-0.05	0.19	-0.05	0.26	0.08	-0.07	0.13	0.40
C09	0.05	0.74	0.18	0.07	0.13	-0.13	0.25	-0.05	-0.17	0.02	0.09	-0.08	0.59
C10	0.02	0.59	0.10	0.30	-0.05	-0.26	0.35	-0.17	0.15	0.16	0.21	0.08	0.51
I01	0.02	0.02	0.61	0.30	-0.10	0.13	-0.15	-0.11	-0.03	-0.14	-0.12	0.17	0.54
I02	0.05	0.12	0.39	0.15	0.16	0.29	-0.20	-0.14	0.02	0.03	-0.25	0.03	0.58
I03	0.21	0.09	0.44	0.33	0.04	0.23	-0.19	-0.01	0.00	0.12	0.01	0.02	0.50
I04	0.12	0.28	0.27	0.36	0.18	-0.18	-0.17	0.04	0.09	0.08	-0.29	-0.06	0.45
I05	0.04	-0.05	0.60	0.19	-0.11	0.35	-0.24	0.03	0.07	0.03	0.11	-0.12	0.62
I06	0.19	0.14	0.35	0.21	0.07	0.05	-0.18	0.03	0.01	0.14	-0.39	0.03	0.51
I07	-0.02	0.35	0.50	0.17	0.01	-0.23	-0.02	-0.06	0.20	-0.11	-0.10	-0.18	0.51
I08	0.10	0.26	0.48	0.23	0.08	0.10	-0.19	0.05	0.07	0.06	-0.20	-0.01	0.49

YG 性格検査の120項目の target 回転による因子分析 (清水・山本)

Table 1 (続き)

項目	因子												共通性
	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S	
I09	0.24	-0.11	0.53	0.14	-0.06	0.07	-0.12	-0.19	0.04	-0.01	-0.15	0.01	0.60
I10	-0.05	0.16	0.40	0.39	-0.03	0.11	-0.29	-0.12	-0.10	-0.15	-0.18	0.17	0.49
N01	-0.03	0.20	0.28	0.48	0.18	0.05	0.11	-0.08	-0.04	-0.07	-0.21	-0.03	0.57
N02	0.01	0.16	-0.15	0.30	0.14	0.34	0.09	-0.08	-0.18	-0.20	0.11	-0.21	0.56
N03	0.22	0.29	0.40	0.50	0.05	-0.15	-0.07	0.01	-0.12	-0.18	0.13	0.04	0.60
N04	-0.14	0.18	0.05	0.59	0.02	0.17	-0.06	0.07	-0.12	-0.41	0.06	-0.02	0.54
N05	0.21	0.13	0.36	0.41	-0.01	0.21	0.00	0.06	0.04	-0.06	-0.04	0.08	0.51
N06	0.13	0.24	0.36	0.25	0.11	0.16	-0.02	0.03	0.07	-0.12	-0.05	-0.13	0.53
N07	0.04	0.18	0.37	0.44	-0.26	0.04	0.21	0.13	-0.14	-0.21	0.06	0.03	0.48
N08	0.03	0.48	0.38	0.42	0.10	-0.09	-0.15	0.00	-0.04	-0.23	-0.01	0.07	0.60
N09	0.20	0.16	-0.02	0.25	-0.09	0.14	0.39	-0.03	-0.24	-0.15	-0.01	-0.08	0.42
N10	0.13	0.22	0.43	0.24	-0.09	0.10	-0.13	-0.01	0.13	-0.19	-0.05	-0.10	0.58
O01	0.43	0.11	-0.03	0.15	0.28	-0.02	0.03	-0.09	0.35	-0.05	0.13	0.00	0.46
O02	0.52	0.16	-0.03	0.07	0.17	-0.05	0.18	0.11	-0.07	-0.10	-0.13	0.11	0.52
O03	0.36	0.29	-0.03	-0.16	0.34	0.02	-0.25	0.01	0.07	0.05	-0.24	0.05	0.34
O04	0.14	0.12	0.26	0.16	0.28	-0.20	0.20	-0.03	0.01	-0.09	0.18	0.06	0.32
O05	0.42	-0.07	-0.04	-0.11	0.45	0.22	-0.08	-0.01	0.06	-0.06	0.13	0.01	0.36
O06	0.55	0.05	-0.08	-0.03	0.15	0.13	0.02	0.09	-0.04	-0.04	-0.03	0.05	0.29
O07	0.28	0.31	-0.04	0.04	0.23	0.08	-0.07	-0.08	0.19	-0.08	-0.01	0.20	0.37
O08	0.24	-0.01	0.18	0.07	0.26	-0.14	0.14	-0.06	0.30	0.03	-0.08	-0.18	0.30
O09	0.17	0.08	0.08	0.01	0.42	0.07	-0.21	-0.01	0.07	-0.17	0.19	-0.07	0.53
O10	0.38	0.30	0.00	-0.05	0.39	0.07	0.35	-0.06	0.11	0.03	-0.01	0.03	0.46
Co01	0.06	-0.19	-0.03	0.03	0.13	0.72	0.16	0.03	0.02	0.05	-0.18	-0.06	0.39
Co02	0.20	-0.28	0.18	0.23	0.02	0.61	0.17	0.03	0.03	0.17	-0.07	0.20	0.48
Co03	0.18	-0.19	0.21	0.15	0.03	0.21	0.45	0.14	-0.08	0.03	-0.22	0.06	0.73
Co04	-0.10	-0.05	-0.06	0.35	0.03	0.59	0.19	-0.04	0.08	0.08	-0.16	0.08	0.39
Co05	0.13	-0.36	0.16	0.07	-0.18	0.65	0.45	0.07	0.02	0.06	-0.16	0.03	0.50
Co06	-0.19	-0.14	-0.01	0.07	0.00	0.79	0.04	0.02	0.06	-0.10	0.00	-0.02	0.64
Co07	0.06	0.07	0.20	0.10	-0.29	0.59	0.38	-0.05	0.04	0.07	0.06	-0.05	0.46
Co08	0.05	0.05	0.04	0.04	0.04	0.46	-0.27	0.00	0.09	-0.11	0.18	-0.04	0.72
Co09	0.16	-0.05	0.11	-0.04	0.07	0.51	0.13	-0.07	0.10	-0.13	0.00	-0.05	0.43
Co10	0.26	-0.22	0.11	0.02	-0.09	0.62	0.27	0.01	0.03	0.11	0.00	-0.07	0.37
Ag01	-0.06	0.09	-0.04	0.20	-0.15	0.16	0.59	0.18	0.36	-0.10	-0.21	0.15	0.51
Ag02	-0.06	0.04	-0.13	-0.08	0.17	-0.09	0.40	0.16	0.02	-0.16	-0.05	0.12	0.28
Ag03	0.07	-0.16	-0.17	0.26	0.08	0.05	0.31	0.12	-0.01	0.00	0.16	0.09	0.34
Ag04	-0.08	0.39	-0.08	0.34	0.11	0.06	0.62	-0.13	0.28	0.14	0.15	-0.17	0.60
Ag05	-0.12	0.20	-0.23	0.03	-0.09	0.13	0.61	0.14	0.14	-0.20	-0.17	0.05	0.34
Ag06	-0.07	-0.04	-0.22	-0.07	0.10	0.11	0.63	-0.04	0.25	-0.19	0.19	-0.04	0.34
Ag07	-0.06	0.65	-0.13	0.21	-0.07	0.10	0.52	-0.08	0.12	0.13	0.03	-0.15	0.55
Ag08	-0.16	0.27	-0.09	-0.13	-0.06	0.19	0.41	0.01	0.05	-0.31	0.10	0.04	0.36
Ag09	0.06	0.00	-0.31	-0.18	0.02	-0.04	0.42	-0.02	0.31	-0.34	0.06	0.09	0.35
Ag10	-0.20	0.05	-0.05	-0.04	0.12	0.28	0.46	0.15	0.50	-0.14	-0.01	-0.05	0.43
G01	-0.19	0.13	0.06	0.09	0.07	0.12	-0.30	0.51	0.22	-0.12	0.31	-0.14	0.72
G02	0.09	-0.01	0.09	-0.08	-0.02	-0.05	0.02	0.74	-0.03	0.13	0.06	-0.07	0.60
G03	-0.07	-0.08	-0.07	-0.16	0.04	0.09	0.07	0.34	0.32	-0.07	0.20	0.25	0.48
G04	-0.13	-0.28	0.03	-0.07	0.13	-0.08	0.16	0.40	0.22	0.02	0.00	0.13	0.51
G05	0.12	-0.04	-0.16	0.30	-0.02	0.15	-0.11	0.99	0.07	-0.09	0.24	-0.41	0.71

Table 1 (続き)

項目	因子												共通性
	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S	
G06	0.00	-0.03	-0.07	0.28	0.00	0.08	0.07	1.04	-0.03	-0.04	0.24	-0.42	0.78
G07	-0.09	0.01	-0.05	-0.22	-0.02	-0.02	-0.21	0.29	0.41	-0.12	-0.08	0.17	0.48
G08	-0.04	-0.15	0.02	-0.05	0.07	0.10	0.04	0.45	0.21	0.19	0.15	0.26	0.47
G09	-0.14	-0.11	-0.11	0.13	0.16	-0.02	-0.15	0.66	0.49	-0.08	0.00	-0.25	0.61
G10	0.13	-0.06	0.19	0.20	-0.16	-0.06	-0.03	0.58	-0.08	0.13	0.09	0.17	0.70
R01	-0.01	-0.04	0.08	-0.38	0.09	0.12	0.22	0.17	0.38	0.10	0.01	0.13	0.30
R02	0.05	0.27	-0.01	-0.01	0.25	-0.03	0.19	0.13	0.47	0.40	-0.16	-0.09	0.32
R03	-0.20	0.13	0.25	0.00	-0.01	0.02	0.42	0.16	0.44	0.15	-0.05	0.29	0.48
R04	0.01	-0.03	0.13	-0.02	0.23	0.19	0.41	0.16	0.36	0.15	0.32	0.19	0.49
R05	-0.10	0.12	0.30	-0.17	0.29	-0.08	0.38	0.13	0.53	0.45	0.02	0.04	0.62
R06	0.01	0.34	-0.10	-0.06	0.01	0.10	-0.04	0.08	0.66	0.30	-0.18	0.13	0.57
R07	-0.10	0.21	-0.13	0.16	-0.08	0.09	0.33	0.16	0.42	-0.08	0.03	0.32	0.49
R08	-0.10	0.16	-0.10	0.03	0.03	0.10	0.18	0.14	0.69	0.05	0.02	0.09	0.54
R09	0.00	0.24	0.03	-0.10	-0.01	0.09	0.24	0.13	0.48	0.25	-0.04	-0.21	0.28
R10	-0.02	-0.10	-0.08	-0.10	0.25	0.03	0.15	0.20	0.48	0.14	-0.20	0.25	0.41
T01	-0.22	0.10	0.26	-0.21	-0.18	0.24	-0.42	-0.03	0.28	0.64	0.01	0.03	0.56
T02	0.22	-0.03	0.03	-0.20	-0.18	-0.09	0.19	0.04	0.15	0.29	-0.34	0.17	0.70
T03	-0.25	0.04	0.00	-0.14	-0.32	-0.23	-0.29	-0.01	0.27	0.47	0.12	-0.17	0.57
T04	0.18	0.16	-0.10	-0.51	0.20	-0.13	-0.04	0.04	0.38	0.68	0.06	-0.08	0.53
T05	-0.01	0.03	0.03	-0.17	-0.21	0.08	-0.42	0.09	0.14	0.68	-0.04	0.07	0.43
T06	-0.23	-0.04	0.05	-0.19	-0.05	0.01	-0.24	-0.04	0.08	0.70	0.04	-0.10	0.49
T07	0.20	0.15	-0.35	-0.26	0.17	-0.20	-0.05	-0.02	0.30	0.61	0.12	-0.11	0.45
T08	-0.24	0.03	0.01	-0.17	-0.05	-0.08	-0.25	0.14	-0.01	0.63	-0.14	0.08	0.56
T09	-0.25	-0.02	-0.06	-0.22	0.29	0.07	-0.13	-0.05	0.33	0.06	0.06	-0.18	0.67
T10	-0.19	-0.04	0.17	0.10	-0.04	0.23	-0.30	0.01	0.11	0.85	-0.12	0.12	0.57
A01	0.00	0.11	-0.28	-0.05	-0.04	0.03	0.11	-0.01	0.00	-0.02	0.65	0.51	0.71
A02	0.25	-0.09	-0.19	0.05	-0.16	0.08	0.03	0.16	-0.05	0.01	0.52	0.27	0.42
A03	0.14	-0.07	0.03	0.08	-0.03	-0.02	-0.11	0.38	0.28	-0.22	0.34	0.19	0.45
A04	0.03	0.13	-0.10	-0.13	-0.11	0.06	0.27	0.03	-0.02	0.17	0.46	0.38	0.50
A05	0.16	0.06	-0.23	-0.09	-0.11	-0.15	-0.07	-0.01	-0.09	-0.24	0.48	0.23	0.36
A06	0.08	-0.15	-0.16	0.04	0.17	-0.34	0.04	0.08	-0.13	-0.06	0.37	0.25	0.43
A07	-0.02	0.05	-0.28	0.14	0.06	0.06	-0.03	-0.06	0.03	0.16	0.56	0.45	0.53
A08	0.06	-0.06	0.04	0.08	0.17	-0.12	-0.01	0.39	0.08	-0.15	0.21	0.31	0.41
A09	0.01	0.03	-0.18	-0.02	0.12	0.09	0.11	0.11	-0.23	-0.09	0.46	0.23	0.32
A10	0.03	-0.03	-0.22	-0.02	0.04	0.03	0.11	0.03	-0.09	0.12	0.63	0.54	0.68
S01	-0.03	0.10	-0.16	-0.28	0.08	0.15	-0.03	-0.04	0.17	-0.15	0.41	0.29	0.67
S02	0.12	-0.10	0.00	0.09	0.03	-0.25	0.08	0.02	-0.09	0.19	0.39	0.55	0.77
S03	-0.20	0.11	0.19	-0.02	-0.06	-0.12	-0.05	0.03	0.15	-0.03	0.26	0.83	0.72
S04	0.13	-0.01	0.01	-0.11	0.08	-0.03	-0.02	0.12	0.10	0.05	0.49	0.62	0.60
S05	-0.04	-0.06	0.01	0.02	0.10	0.05	-0.04	0.07	0.15	-0.11	0.23	0.67	0.47
S06	-0.11	0.07	0.17	-0.04	-0.01	-0.13	-0.04	0.19	0.30	-0.08	0.15	0.53	0.49
S07	-0.01	0.08	-0.12	0.08	0.04	-0.01	0.02	0.16	0.25	-0.03	0.43	0.57	0.66
S08	-0.18	0.16	0.18	-0.04	0.07	-0.10	-0.21	0.02	0.10	0.01	0.37	0.85	0.73
S09	-0.11	0.21	-0.09	-0.13	-0.07	0.12	-0.29	-0.12	0.04	-0.06	0.46	0.54	0.72
S10	0.11	-0.22	-0.14	0.05	0.06	-0.01	0.21	0.07	-0.04	0.12	0.18	0.50	0.68

注：尺度に含まれる項目の因子パターンは太字とした。逆転項目は、処理済みである。

Table 2 の因子間相関行列は、本来の YG 性格検査の尺度間相関とは違った傾向を示した。清水・山本（2017a）の情緒不安定性因子に高い因子パターンを示した尺度間の相関はかなり強く、主導性因子の場合でも同様であった。今回の因子間の相関には、C 因子と Co 因子間の0.58や G 因子と S 因子間の0.60のようにかなり強い相関もみられ、清水・山本（2017a）の Table 1 の尺度相関と部分的に同じ傾向を示したものもあったが、R 因子と T 因子や A 因子と S 因子のように正負が逆の傾向を示すものもあった。

Table 2 12因子間の因子間相関行列

	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S
D	1.00	0.06	0.30	0.38	-0.31	-0.03	0.36	-0.05	-0.12	0.05	-0.37	0.10
C	0.06	1.00	0.07	-0.19	0.05	0.58	-0.29	-0.21	0.22	-0.38	0.14	-0.20
I	0.30	0.07	1.00	0.01	0.12	0.02	0.23	-0.32	-0.18	-0.03	-0.05	-0.22
N	0.38	-0.19	0.01	1.00	0.15	-0.05	0.19	-0.18	-0.01	0.18	-0.29	0.07
O	-0.31	0.05	0.12	0.15	1.00	0.31	-0.10	-0.23	0.02	-0.13	0.13	-0.20
Co	-0.03	0.58	0.02	-0.05	0.31	1.00	-0.46	-0.42	0.26	-0.49	0.26	-0.45
Ag	0.36	-0.29	0.23	0.19	-0.10	-0.46	1.00	0.35	-0.37	0.49	-0.17	0.38
G	-0.05	-0.21	-0.32	-0.18	-0.23	-0.42	0.35	1.00	-0.24	0.19	-0.08	0.60
R	-0.12	0.22	-0.18	-0.01	0.02	0.26	-0.37	-0.24	1.00	-0.34	0.38	-0.10
T	0.05	-0.38	-0.03	0.18	-0.13	-0.49	0.49	0.19	-0.34	1.00	-0.26	0.30
A	-0.37	0.14	-0.05	-0.29	0.13	0.26	-0.17	-0.08	0.38	-0.26	1.00	-0.25
S	0.10	-0.20	-0.22	0.07	-0.20	-0.45	0.38	0.60	-0.10	0.30	-0.25	1.00

仮説構造への一致を検討するために、玉井ほか（1985）の基準に適用したのが Table 3 である。該当する尺度に0.4以上の値を示した割合は54.2%であった。23.3%であった玉井ほか（1985）よりも高い。これに対して、不一致の割合が29.2%と玉井ほか（1985）よりも少し悪くなった。部分一致の割合が16.7%と低いのが今回の結果の傾向であった。Table 3 を尺度別にみると C 因子と O 因子で一致した項目の数がそれぞれ 2 と少なく、O 因子では不一致の項目が 8 個もあった。完全一致の項目の数が 6 を越えるのは、8 因子あった。

Table 3 項目の因子パターンが仮説構造との一致の程度（玉井ほか（1985）の方式で算出）

	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S	合計	割合
完全一致	6	2	6	4	2	8	7	6	6	8	4	6	65	54.2
部分一致	4	2	0	2	0	1	2	1	2	0	3	3	20	16.7
不一致	0	6	4	4	8	1	1	3	2	2	3	1	35	29.2
合計	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	120	

注：完全一致は、該当する因子にのみ0.4以上の因子パターンの値であった項目の数。不完全一致は、他の因子でも0.4以上の因子パターンを示した場合。不一致は、当該因子には0.4以上の因子パターンの値を示さなかった場合。

因子分析の結果から構成した尺度の評価に関しては、Cattell & Tsujioka (1964) と辻岡 (1964) が因子的真実性の原理を提案している。構成した尺度の合成ベクトルの方向が因子軸との一致の程度が因子的真実性係数であり、辻岡・清水 (1975) は、共通因子空間において構成した尺度の統計量をこの原理から計算する Fortran のプログラムを公開している。Rにおいて、清水 (2010) は、一連の計算を R スクリプトに書き直している。そして、上でも述べたが、因子的真実性の原理により定義される構成した尺度の共通性が、McDonald (1999) が因子分析モデルから定義した信頼性の ω と、多次元に展開すると一致することを明らかにしている。

因子的真実性を計算するためには、対象となる項目の因子パターン行列、共通性ベクトル、そして、因子間相関行列が必要である。Mplus の target 回転での出力では項目の共通性が出力されない。そこで、Table 1 の項目の共通性を因子パターンと相関行列からあらかじめ計算し、次に、清水 (2010) の R スクリプトにより、構成した尺度の因子パターンと共通性を計算した。Table 4 ではこれに加えて SPSS で計算した構成した尺度の α 係数も参考のために掲載した。構成した尺度の因子パターンの値は、Table 1 の項目の因子パターンよりも高い傾向を示している。そして、共通性の値 (= ω) も、全般的に α 係数より高い値を示した。その中で、最も低い値を示したのが Ag 尺度と O 尺度であった。Ag の α 係数は 0.6 を下回っていた。Table 1 に戻って、Ag 尺度の項目の因子パターンをみると、0.31 から 0.63 と全般的に低い値であり、O 尺度の同様の値はもっと低く、0.15 から 0.45 であり、

Table 4 構成した尺度の因子パターンと共通性 (ω) と α 係数

尺度	因子												共通性	α 係数
	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S		
D	0.80	0.13	0.13	0.10	0.47	0.10	-0.14	-0.05	-0.07	-0.10	0.09	-0.04	0.93	0.84
C	0.15	0.70	0.20	0.36	0.21	-0.10	0.29	-0.16	0.22	0.02	0.00	0.04	0.87	0.73
I	0.13	0.18	0.67	0.36	0.03	0.13	-0.25	-0.07	0.05	0.01	-0.23	0.01	0.90	0.80
N	0.12	0.35	0.38	0.60	0.02	0.15	0.06	0.02	-0.10	-0.28	0.00	-0.06	0.89	0.77
O	0.67	0.25	0.05	0.03	0.56	0.03	0.06	-0.03	0.20	-0.09	0.03	0.05	0.78	0.61
Co	0.15	-0.25	0.17	0.19	-0.04	1.05	0.36	0.03	0.07	0.04	-0.10	0.02	0.84	0.64
Ag	-0.13	0.30	-0.28	0.10	0.05	0.19	0.98	0.09	0.40	-0.23	0.05	0.02	0.77	0.59
G	-0.05	-0.10	-0.01	0.07	0.04	0.05	-0.07	0.99	0.30	0.00	0.20	-0.05	0.89	0.73
R	-0.08	0.23	0.06	-0.11	0.18	0.11	0.43	0.25	0.85	0.33	-0.04	0.20	0.84	0.68
T	-0.14	0.07	0.01	-0.34	-0.07	-0.02	-0.34	0.03	0.36	0.99	-0.04	-0.03	0.86	0.67
A	0.11	0.00	-0.25	0.01	0.02	-0.04	0.07	0.17	-0.03	-0.05	0.74	0.53	0.87	0.77
S	-0.05	0.05	0.01	-0.06	0.05	-0.05	-0.05	0.07	0.17	-0.01	0.49	0.87	0.93	0.80

注：行の D～S は構成した尺度である。この因子パターンは因子的真実性の原理により計算された値である。0.4 を越えた数値は太字とした。

構成した尺度の共通性は信頼性の ω に相当する (清水, 2010)。なお、列の D～S は因子分析で得られた因子である。

これらの項目の共通性の値も他の項目よりも低い。その結果、 ω が低くなったと思われる。

構成した尺度の方向と12次元の共通因子空間で因子軸との関係を表したのが Table 5 に載せた因子的真実性係数である。最も高い値を示したのが G 尺度で、0.88で、次が S 尺度で0.77であった。逆に最も低かったのが O 尺度で、0.45で、次が、Ag 尺度で、0.55であった。この2つの尺度の信頼性も、上で検討したように低い値であった。

Table 5 構成した尺度の因子的真実性係数

尺度	因子											
	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S
D	0.68	0.36	0.46	0.40	0.36	0.47	-0.01	-0.43	0.02	-0.31	-0.10	-0.28
C	0.45	0.63	0.42	0.45	0.27	0.33	0.18	-0.39	0.23	-0.11	-0.04	-0.10
I	0.48	0.33	0.73	0.44	0.19	0.35	-0.11	-0.56	0.01	-0.19	-0.31	-0.30
N	0.52	0.45	0.53	0.57	0.23	0.46	0.02	-0.42	0.00	-0.35	-0.12	-0.28
O	0.59	0.45	0.36	0.35	0.45	0.45	0.06	-0.33	0.24	-0.31	-0.03	-0.13
Co	0.43	0.23	0.30	0.37	0.22	0.73	0.12	-0.34	0.05	-0.16	-0.04	-0.24
Ag	0.11	0.26	-0.19	0.12	0.07	0.11	0.55	0.27	0.32	-0.06	0.24	0.27
G	-0.25	-0.18	-0.43	-0.20	-0.10	-0.24	0.11	0.88	0.18	0.00	0.28	0.45
R	-0.07	0.17	-0.12	-0.06	0.08	-0.04	0.30	0.28	0.62	0.19	0.22	0.41
T	-0.37	-0.10	-0.23	-0.33	-0.19	-0.24	-0.10	0.08	0.16	0.68	0.05	0.10
A	-0.17	-0.09	-0.43	-0.15	-0.11	-0.20	0.21	0.58	0.18	0.03	0.58	0.59
S	-0.22	-0.04	-0.29	-0.19	-0.07	-0.23	0.14	0.53	0.28	0.03	0.39	0.77

注：行の D～S は構成した尺度であり、列の D～S は因子分析で得られた因子である。

構成した尺度の等質性とベクトルの方向を確認するために、120項目の因子パターン（Table 1）と12尺度の因子パターン（Table 4）を合わせて66個の2次元の布置図を作成した。Rでこのような図を作成した場合、直交の図式で示さざるを得ない。ここでは清水（2014）の R で作成したスクリプトを使い、図の左上に因子間相関を表示している。因子パターンの値は、因子間相関の関係で、絶対値で1.0を越えることもある。今回の結果では、項目では G06、尺度では Co がそのような値となった。なお、この図では、逆転項目については採点段階で逆転させているので、負で大きな値を示す項目も尺度もない。そこで、スペースを節約するために、2次元の軸の負は、-0.5からの表示としている。

図の数が多いので、66個の図を精査して、大まかに4つに分類した。ここでは、それぞれの区分の中で代表的な図を2つだけ取り出して示すことにする。なお、Table 6 が4つに区分した結果である。

構成した尺度が当該因子の軸の上に布置した例を Figure 1（D と G）と Figure 2（N と A）で示した。Figure 1 では、D 尺度のほうが G よりも等質的である。因子的真実性の原

Table 6 2次元因子空間における構成した尺度の布置から分類

	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S
D		○	○	○	×	○	○	◎	○	○	○	◎
C			○	×	×	△	△	○	△	○	◎	◎
I				×	○	○	△	◎	◎	◎	△	◎
N					○	○	○	◎	○	△	◎	◎
O						◎	○	○	△	○	○	○
Co							△	◎	○	◎	○	◎
Ag								○	△	△	○	◎
G									△	◎	○	◎
R										△	◎	△
T											◎	◎
A												×
S												

注：上三角で組み合わせを表示。◎は尺度が因子軸上に布置している場合。○は因子軸の近辺に布置している場合。△は因子軸から大きく離れた位置に布置している場合。×は完全に布置の位置がずれている場合。

理(辻岡, 1964)からいえば、この図に限定してのことであるが、Gの尺度は10項目を合成する中で、D因子の正負に負荷する項目の値が抑制されてG因子の軸上に布置した考えることができる。このような抑制はFigure 2のN尺度とA尺度でもみられる。D因子とG因子との因子間相関は、-0.05であった。参考に、清水・山本(2017a)の尺度間相関をみると、-0.364であり、無視できる以上の違いがみられる。これに対して、N尺度とA尺度の相関係数は-0.307で、Figure 2の-0.29に近い値であった。

因子軸から少し離れた所に尺度が布置している図としては、C因子とI因子(Figure 3)とN因子とCo因子(Figure 4)を例として掲載した。このような布置図となったのは、因子に該当する尺度の項目だけではなく、他の尺度の項目が軸の方向を決めるのに関係しているからのである。これらの因子間相関と上で引用した尺度間相関を比べてみると、CとIでは、それぞれ、0.07と0.565であり、NとCoでは、-0.04と0.487である。Mplusでのtarget回転法では、斜交とはしているが、因子間相関については拘束をかけていない。因子軸の方向は、因子に該当する尺度の項目だけでなく、他の項目も関係する中で決定された結果であると考えられる。このことから、尺度の確認という観点からみると、尺度間の関係をどのように操作するのかという課題が残されているといえよう。

因子軸から大きく離れた位置に布置している例として、ここでは、I因子とAg因子の布置図(Figure 5)とO因子とR因子の布置図(Figure 6)を掲載した。この2つについても、尺度間の相関と比較してみると、IとAgでは、0.23と-0.149、OとRでは、0.02と

0.110であり、図のそれぞれの因子軸を尺度の上に回転すれば、清水・山本（2017a）の相関係数に一致しうである。

完全に布置の位置がずれている例として掲載したのが、Figure 7（A 因子とS 因子）と Figure 8（C 因子とN 因子）である。これらについても、因子間相関と尺度間相関を比較してみると、A とSでは、 -0.25 と 0.702 、C とNでは、 -0.19 と 0.621 であった。図では、

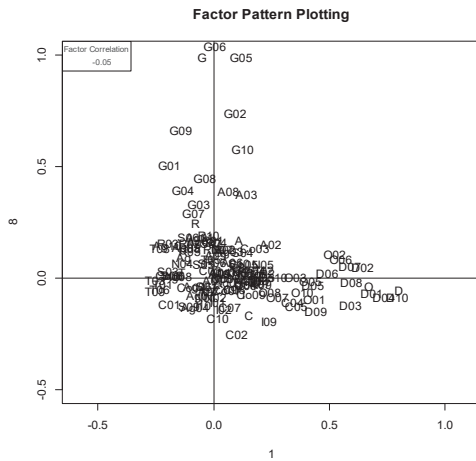


Figure 1 D 因子と G 因子の布置図

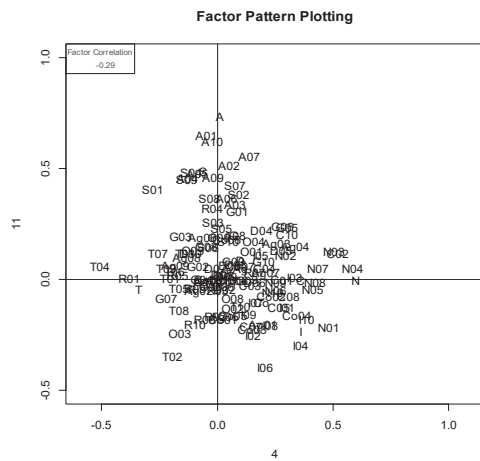


Figure 2 N 因子と A 因子の布置図

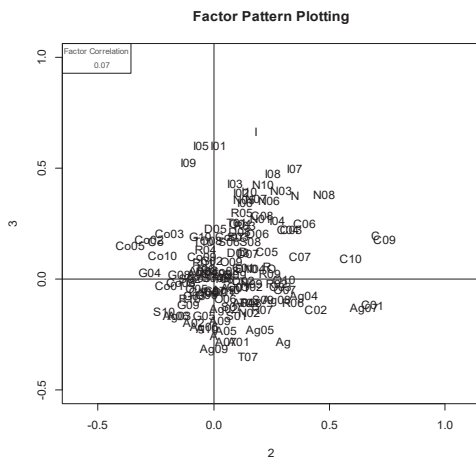


Figure 3 C 因子と I 因子の布置図

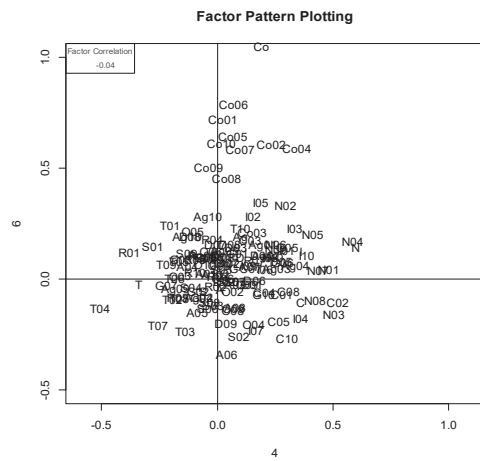


Figure 4 N 因子と Co 因子の布置図

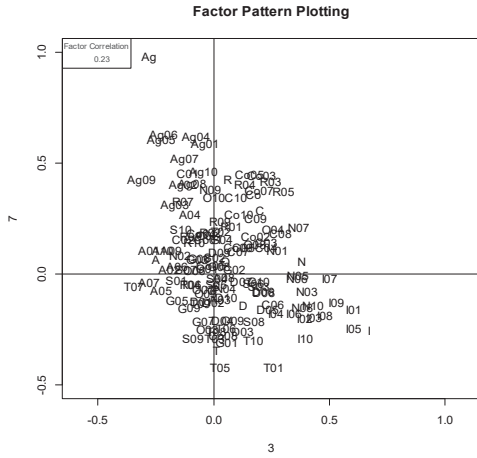


Figure 5 I 因子と Ag 因子の布置図

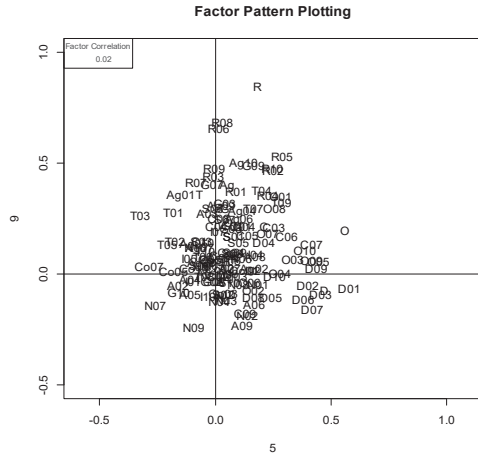


Figure 6 O 因子と R 因子の布置図

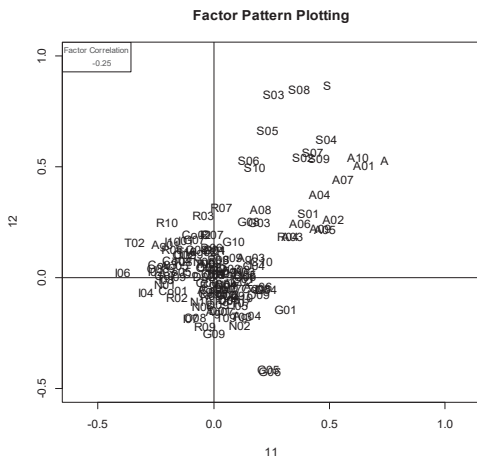


Figure 7 A 因子と S 因子の布置図

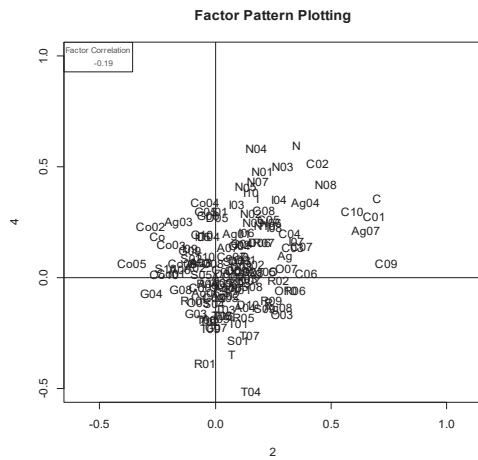


Figure 8 C 因子と N 因子の布置図

構成した尺度を布置させているが、仮説的構造への回転の対象とした変数は120項目であった。ここで取り上げた2つの組み合わせの尺度は概念的にも類似性が強い。このことは、結果の布置図で2つの尺度内項目が互いに関連しながら布置していることから明らかである。このような場合でも、因子間の相関を概念間の関係との整合性を確保しながら因子軸を回転すれば、より適切な結果を得ることができるのではないだろうか。

4. 考 察

YG 性格検査の尺度を個別に WLSMV の bifactor 回転法で分析した清水・山本（2017b）では、O 尺度と G 尺度については、適合度の高い結果を得ることができなかったことを報告している。この2つの尺度の内部構造が、1 個の一般因子と複数の特性因子からなると判断することができなかったわけである。

O 尺度については、今回の結果でも、Table 1 や Figure 6 にあるように、そして、因子的真実性係数や ω などの値からも明らかなように、構成した尺度を評価する指標の値は、十分なものとはいえなかった。Table 1 をみても、共通性の低い項目が他の尺度よりも多いようであるが、D 因子にも負荷する項目が多いようである。たとえば、O06（たびたびねつかれないで困ることがある）、O02（心配でねむれぬことがたびたびある）、O01（わけもなく喜んだり悲しんだりする）、O05（頭がよくなったり、悪くなったりきまらない）では、D 因子の因子パターンの値が0.4を越えている。O06や O02の因子パターンは「客観性のないこと（O: lack of objectivity）」よりは「抑うつ性（D: depression）」に明らかに高い。この2つの項目は辻岡（1957）の尺度内項目の因子分析でも他の項目とは違った傾向を示している。このような項目が「客観性のないこと」という特性傾向をしっかりとつかまえることを阻害しているのかもしれない。個別の尺度の分析と120項目全体の分析から、O 尺度の内部に潜む問題点がみえてきたのかもしれない。今回の target の仮説構造では、尺度内の項目に1を与えた。いくつかの項目でこの値をゼロにしたり、小さな値にしたりするなど、いくつかの試みが必要であると考えている。

G 尺度の因子的真実性係数は0.88で、12尺度のなかで最も因子軸に近い所に布置しており、Table 6 の布置図を精査した結果もこの傾向を示している。 ω は0.89で12尺度の中では高いほうであるが、 α 係数の値は0.73とそれほど高くはない（Table 4）。このG尺度の特徴は、Figure 1 から読み取れるように、尺度内部の一貫性がそれほど高くはないことである。その一方で、尺度として合成した結果としてのベクトルの方向がG因子の軸と一致している。この結果は、多次元の共通因子の空間において構成尺度を因子的真実性の原理で評価することの意義を示しており、このような場合、 α 係数は尺度の評価としては適切ではないといえるかもしれない。

今回の結果と玉井ほか（1986）の直交プロクラステス回転結果とを比較すると、項目の共通性の値に違いがある。各項目の因子パターンでも値に違いがあり、これが Table 3 の完全一致の割合の差にあらわれたのかもしれない。120項目間の相関行列をどのように算出し

たのか、そして、項目の反応カテゴリーが3件法であることの問題にどのように対応したのかも、玉井ほか(1986)は論文内に記述していない。辻岡(1975)は、續・ほか(1970, 1971)の方法論的な問題の所在とその解決法を明らかにしようと、Cattell研究室で開発されていた回転方法だけではなく、2件法のための四分相関係数や3件法のための九分相関係数の開発を行っている。今回のWLSMVによる解の推定は、この研究の流れを現代的な方法で実現したともいえる。

項目が当該因子に不一致となる割合(Table 4)は、玉井ほか(1985)の24.1%よりも少し高い。この数値だけをみれば、玉井ほか(1985)と同じように、YG性格検査が構成した尺度に対応する因子を確認していないという結果を再確認したに過ぎないことになるのかもしれない。この議論が正当であると判断するためには、12尺度間の相関からかけ離れた12因子間の相関の下で、このような結果が導きだれたことに注意しなければならない。玉井ほか(1985)は、直交という制約を回転において課している。今回の結果でも因子間の相関は部分的にしか再現できていない。辻岡(1975)は、Varimax解に代表されるような直交解に限定した研究法を、結果の転移可能性(transferability; Cattell Tsujioka, 1964)が低くなると批判している。これは、直交という因子の回転の数理的展開において導入された条件によって実際のデータの語ることが制約されるということであり、清水(2018)で指摘したようにmethodological artifactということにもなりかねない。今回は斜交のtarget回転法を使用した。因子間には何ら制約を置かない方法であったので、結果としては、尺度本来の相関関係を解析的に得ることができなかつたようである。

今回の分析では、辻岡(1975)に従って、結果を2次元の座標軸で布置させてみた。因子の真实性の程度を確認することを目的としたのであったが、項目の布置を構成した尺度の布置とも合わせて、詳細に検討することができた。これにより、G尺度やO尺度についての新しい知見を得ることができた。

Figure 1や2に示したこれらの尺度は例外的で、因子軸の上に布置した割合はTable 6にあるように全体の3割程度であった。因子軸の上に尺度が布置するような回転を行えば、結果は大きく変わったのではないだろうか。このような目的に使える方法がRotoplot法である(Cattell & Foster, 1963; 辻岡, 1975)。

Figure 1からFigure 8の図には、因子的真实性の原理の下で計算した構成した尺度の因子パターンを、結果を解釈しやすくすることを目的としてRで作図する前に追加していた。これらの図ではRotoplot法で因子軸を回転させる場合にはその方向を布置する尺度が示してくれるわけであるが、項目の因子パターンの変化は、この尺度の因子パターンの値にも

影響を与える。

Rotoplot 法での回転は、グラフ用紙の上での視覚的回転をコンピュータから出力されるラインプリンター用紙の上で、あるいは、清水 (2014) では R のグラフ出力で行うことができる。主観的な判断により、因子の軸の方向を決めているのではないかという批判を受けることもある。この点で、Varimax 法や Promax 法などの解析的な回転方法とは異なる。YG 性格検査の因子の構造を項目から確認するためには、科学的な意味での再現性を確保した回転の方法や結果の報告について、因子軸ではなく準拠軸での回転であることも合わせて、いくつかの課題が残されていると考えている。この検討は別な機会としたい。

引用文献

- Beauducel, A., & Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling, 13* (2), 186-203.
- Browne, M. W. (1972a). Orthogonal rotation to a partially specified target. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 25*, 115-120.
- Browne, M. W. (1972b). Oblique rotation to a partially specified target. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 25*, 207-212.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 37*, 62-83.
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research, 36*, 111-150.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp.136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Cattell, R. B., & Foster, M. J. (1963). The Rotoplot program for multiple single-plane, visually-guided rotation. *Behavioral Science, 8*, 156-165.
- 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.
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling, 25*, 453-466.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Hurley, J. R., & Cattell, R. B. (1962). The Procrustes program: Producing direct rotation to test a hypothesized factor structure. *Behavioral Science, 7*, 258-262.
- Muthén, B. O. (1993). Goodness of fit with categorical and other non-normal variables. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp.205-243). Newbury Park, CA: Sage.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus user's guide* (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

- O'Boyle, E. H., Jr., & Williams, L. J. (2011). Decomposing model fit: Measurement vs. theory in organizational research using latent variables. *Journal of Applied Psychology*, 96, 1-12.
- 清水和秋 (2010). 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 (2014). 共通因子空間における観測変数の布置 関西大学心理学研究, 5, 1-9.
- Shimizu, K., Vondracek, F. W., Schulenberg, J. E., & Hostetler, M. (1988) The factor structure of the Career Decision Scale: Similarities across selected studies. *Journal of Vocational Behavior*, 32, 213-225.
- 清水和秋 (2018). 因子分析的研究における misuse と artifact 関西大学社会学部紀要, 49 (2), 191-211.
- 清水和秋・山本理恵 (2017a). YG 性格検査の因子の構造 — 多集団同時分析による3次元構造の確認 — 関西大学社会学部紀要, 48 (2), 1-25.
- 清水和秋・山本理恵 (2017b). YG 性格検査の12尺度の内部構造 — カテゴリー因子分析のBifactor Geomin 回転 — 関西大学社会学部紀要, 49 (1), 1-31.
- 鈴木真雄 (1994). “The Big Five” と績・織田・鈴木の5 因子の比較 愛知教育大学研究報告 (教育科学編), 43, 119-124.
- 玉井寛・田中芳美・柏木繁男 (1985). 項目単位の因子分析によるY-G テストの次元性の確証 心理学研究, 56, 292-295.
- 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.
- 辻岡美延 (1975). 確認的因子分析における検査尺度構成[共同研究] 関西大学社会学部紀要, 6(1), 1-90.
- 辻岡美延・清水和秋 (1975). 項目分析における項目統計量と構成尺度の統計量 — 因子的真実性係数と因子的妥当性 — 関西大学社会学部紀要, 7 (1), 107-120.
- 績 有恒・織田揮準・鈴木真雄 (1970). 質問型式による性格診断の方法論的吟味 — YG 性格検査の場合 — 教育心理学研究, 18, 33-47.
- 績 有恒・織田揮準・鈴木真雄 (1971). 質問型式による性格診断の方法論的吟味: II — YG 性格検査の洗練の試み — 教育心理学研究, 19, 85-97.
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In Hoyle, R. H. (Ed.) *Handbook of structural equation modeling* (pp.209-231). New York, NY: The Guilford Press.

Appendix : Mplus のスクリプト

```
TITLE: YG Personality Inventory 2003,2005-2009
DATA: FILE IS YGitems.txt;
VARIABLE: NAMES ARE
d01 d02 d03 d04 d05 d06 d07 d08 d09 d10
c01 c02 c03 c04 c05 c06 c07 c08 c09 c10
i01 i02 i03 i04 i05 i06 i07 i08 i09 i10
n01 n02 n03 n04 n05 n06 n07 n08 n09 n10
o01 o02 o03 o04 o05 o06 o07 o08 o09 o10
co01 co02 co03 co04 co05 co06 co07 co08 co09 co10
ag01 ag02 ag03 ag04 ag05 ag06 ag07 ag08 ag09 ag10
g01 g02 g03 g04 g05 g06 g07 g08 g09 g10
r01 r02 r03 r04 r05 r06 r07 r08 r09 r10
```

YG 性格検査の120項目の target 回転による因子分析（清水・山本）

```
t01  t02  t03  t04  t05  t06  t07  t08  t09  t10
a01  a02  a03  a04  a05  a06  a07  a08  a09  a10
s01  s02  s03  s04  s05  s06  s07  s08  s09  s10;
```

```
USEVARIABLES =
d01-d10 c01-c10 i01-i10 n01-n10 o01-o10 co01-co10
ag01-ag10 g01-g10 r01-r10 t01-t10 a01-a10 s01-s10;
```

```
CATEGORICAL =
d01-d10 c01-c10 i01-i10 n01-n10 o01-o10 co01-co10
ag01-ag10 g01-g10 r01-r10 t01-t10 a01-a10 s01-s10;
```

```
ANALYSIS:
  TYPE = GENERAL;
      ROTATION = target;
  ESTIMATOR= WLSMV;
```

MODEL:

```
D  BY d01-d101
      c01-c100 i01-i100 n01-n100 o01-o100 co01-co100
      ag01-ag100 g01-g100 r01-r100 t01-t100 a01-a100 s01-s100 (*1);
C  BY c01-c101
      d01-d100          i01-i100 n01-n100 o01-o100 co01-co100
      ag01-ag100 g01-g100 r01-r100 t01-t100 a01-a100 s01-s100 (*1);
I  BY i01-i101
      d01-d100 c01-c100          n01-n100 o01-o100 co01-co100
      ag01-ag100 g01-g100 r01-r100 t01-t100 a01-a100 s01-s100 (*1);
N  BY n01-n101
      d01-d100 c01-c100 i01-i100          o01-o100 co01-co100
      ag01-ag100 g01-g100 r01-r100 t01-t100 a01-a100 s01-s100 (*1);
O  BY o01-o101
      d01-d100 c01-c100 i01-i100 n01-n100          co01-co100
      ag01-ag100 g01-g100 r01-r100 t01-t100 a01-a100 s01-s100 (*1);
Co BY co01-co101
      d01-d100 c01-c100 i01-i100 n01-n100 o01-o100
      ag01-ag100 g01-g100 r01-r100 t01-t100 a01-a100 s01-s100 (*1);
Ag BY ag01-ag101
      d01-d100 c01-c100 i01-i100 n01-n100 o01-o100 co01-co100
      g01-g100 r01-r100 t01-t100 a01-a100 s01-s100 (*1);
G  BY g01-g101
      d01-d100 c01-c100 i01-i100 n01-n100 o01-o100 co01-co100
      ag01-ag100          r01-r100 t01-t100 a01-a100 s01-s100 (*1);
R  BY r01-r101
      d01-d100 c01-c100 i01-i100 n01-n100 o01-o100 co01-co100
      ag01-ag100 g01-g100          t01-t100 a01-a100 s01-s100(*1);
T  BY t01-t101
      d01-d100 c01-c100 i01-i100 n01-n100 o01-o100 co01-co100
      ag01-ag100 g01-g100 r01-r100          a01-a100 s01-s100(*1);
A  BY a01-a101
```

```
d01-d10`0 c01-c10`0 i01-i10`0 n01-n10`0 o01-o10`0 co01-co10`0
ag01-ag10`0 g01-g10`0 r01-r10`0 t01-t10`0          s01-s10`0 (*1);
S  BY s01-s10`1
    d01-d10`0 c01-c10`0 i01-i10`0 n01-n10`0 o01-o10`0 co01-co10`0
    ag01-ag10`0 g01-g10`0 r01-r10`0 t01-t10`0 a01-a10`0          (*1);
OUTPUT:
```

—2020.1.6 受稿—