

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 —

清水 和秋・山本 理恵

The factor structure of the YG Personality Inventory:
Confirming three dimensions via multi-group simultaneous analysis

Kazuaki SHIMIZU and Rie YAMAMOTO

Abstract

The purpose of this study was to confirm the dimensionality of the YG Personality Inventory which has been one of the most popular psychological tests in Japan. Twelve scales of the inventory were administered to 437 male and 819 female college students in their classrooms from 2003 to 2009 except in 2004. Three factors from this inventory were extracted using the maximum estimation method of the SPSS. The following factors were rotated using the promax method; Emotional instability (D, C, I, N, O, Co, and T (minus)), Dominance (A, S, G, Ag, and I (minus)), and Nonreflective thinking (R and T). Correlation matrices among twelve scales of this inventory including means and standard deviations were reported by Tsujioka and Fujimura (1975b) and Tsujioka and Higashi (1987). In the current study, multi-group simultaneous analysis for these three groups was conducted using Amos to confirm these three factors of the YG Personality Inventory. The measurement model of the three factors with the covariance among the uniqueness of scale adequately fitted data collected over the past three decades. Reviewing the history of the development of the YG Personality Inventory by Yatabe (1954) and Tsujioka (1957), the invariant three factors were discussed, giving rise to controversy, as highlighted by Guilford (1975) and Eysenck (1977), on the factor of the extraversion-introversion.

Keyword: Yatabe Guilford Personality Inventory, exploratory factor analysis, scale development, dimensionality

抄 録

この研究の目的は、日本で最もポピュラーな心理テストの一つである YG 性格検査の次元性を確認することである。2004年を除いた2003年から2009年に検査の12尺度を授業中に437名の男子学生と819名の女子学生に実施した。この検査の3因子がSPSSの最尤推定法により抽出された。次の3因子がPromax法で回転された：情緒不安定性 (D, C, I, N, O, Co, そして T (負))、主導性 (A, S, G, Ag, そして I (負))、そして、非内省性 (R そして T)。この検査の平均・標準偏差と相関行列を辻岡・藤村 (1975b) と辻岡・東 (1987) が報告している。YG 性格検査の因子の構造を確認するために、これらの三つの集団に Amos で同時分析が行われた。尺度の独自性間の共分散のあるこれらの3因子の測定モデルが、過去30年間に収集された3つのデータに適切に適合した。矢田部 (1954) と辻岡 (1957) による YG 性格検査の開発歴史を振り返りながら、Guilford (1975) と Eysenck (1977) の外向性—内向性に関する論争と関連させて、不変な3因子について議論した。

キーワード：矢田部ギルフォード性格検査、探索的因子分析、尺度開発、次元性

はじめに

3件法の120項目から構成されている矢田部ギルフォード性格検査（以下、YG性格検査）は、12尺度のプロフィールからの個人の性格傾向の診断を行うことができる。これに加えて、情緒不安定性—情緒安定性と外向性—内向性の2つの領域に配置された各6尺度から5つの類型に判定をすることができる。特性レベルと類型レベルで性格傾向の個人診断を行うことのできる非常にユニークな検査である（土井，1992）。

YG性格検査への批判として、尺度の構成と因子の構造に関するものがある。たとえば、續・織田・鈴木（1970，1971）は、120項目からなる検査の構成が因子分析法により確認されていないことを、YG性格検査の因子分析による項目分析という観点から批判を行っている。玉井・田中・柏木（1985）は、直交プロクラステス回転を120項目全体に適用し、12尺度に対応した因子を抽出し、「完全および部分合致の総数は91で全体の75.8%となり、一応の合致の水準は保たれているように思われる（P. 295）」としている。これらの研究により、そして、項目の因子分析をベースとしたBig Five研究が日本でも展開していく中で、YG性格検査の「尺度の因子的妥当性にもそれらの独立性にも問題がある（和田，1966，P. 62）」とした論調が流布するようになったのではないだろうか。

YG性格検査は、矢田部達郎（1954）と辻岡（1957）が詳細に説明しているように、内的整合性の原理による項目分析により構成された検査であった。反応選択肢の数が3であるために、項目分析には、積率相関係数ではなく、GP分析あるいは点双列相関係数が使用されている。YG性格検査は、計算を筆算で行うという技術的な制約があった時代に開発された。因子分析もセントロイド法により手計算で行っている。このような制約の中で、辻岡（1957）は、妥当性を高めることと信頼性を高めることが目標としては共有できないことを論じ「信頼性を高めるという目標はそれぞれの下位検査に向け、妥当性を高める目標はテストバッテリーそのものに向けられるべきだ（P. 71）」としている。

YG性格検査は、Guilfordの3つ検査に含まれる13尺度をそのまま翻訳した検査として開発されたのではなく、京都大学文学部の矢田部研究室の共同研究として、項目の収集と分析が繰り返され（矢田部良子，1954；竹本，1954）、さらなる項目分析の結果から現在の検査が完成したのである（辻岡，1957）。

YG性格検査のもう一つの特徴は、前にも述べたように、特性レベルの診断と類型レベ

ルの判定が簡便にできる点にある。このような工夫は Guilford の検査にはなく、性格のプロフィール作成する場合でも、Guilford の 3 つの検査の含まれる尺度を検査ごとに並べて描いている (Guilford, J. S., 1952)。特性と類型の両方を同時に行うことができるのは、YG 性格検査の尺度の配置の順番が、尺度全体の因子分析結果の蓄積によって決められたからである (辻岡, 1957)。しかしながら、探索的因子分析として報告されている因子は、6 因子あるいは 7 因子であり、このことが、先にも引用した YG 性格検査への批判となっているのかもしれない。辻岡 (2000) でも、12 尺度の因子の構造については、統一的な見解は掲載されていない。本論文では、構造方程式モデリングの測定モデルにおいて、YG 性格検査の因子を検証してみることにする。使用するデータは、1971 年と 1986 年に収集されたデータと 2003 年から 2009 年に収集したデータである。前者は尺度間の相関行列と平均・標準偏差として論文に掲載されている (辻岡・東, 1987)。これらに、後者の大規模データを加えて、約 30 年間の時間の経過の中でも不変な因子を得ることができるかどうか、構造方程式モデリングの多集団同時分析により検討を行うことにする。

YG 性格検査の項目分析

質問紙法の代表的な心理検査である YG 性格検査は、長年にわたり人事や教育そして臨床場面で幅広く使用されている。この検査の出発点は、C と S の 2 尺度で 50 項目からなる矢田部キブラ向性検査 (YK 検査) である (矢田部 達郎, 1954)。性格領域の測定検査としては、この時代には、淡路・岡部 (1932) の向性検査が使用されていた。この向性検査は、一般知能のような性格の一般因子を前提とし、尺度構成のための項目分析では、2 件法での回答が「はい」あるいは「いいえ」に偏らないことを条件としていた。YK 検査の作成の理論的背景には、性格の構造が多次元であるという考えがあり、性格検査の構成に適した方法の追求があった。そして、淡路式と呼ばれることもある向性検査ではなく、M. Kibler が 1925 年に発表した研究に遡り、分裂気質 (S) と循環気質 (C) の 2 つを想定し、全体反応と項目反応に GP 分析を適用した。結果的には、『総括的自己診断検査』という暗黙のうちに 1 次元を仮定した検査として発表されている (矢田部 良子, 1954)。なお、この論文には、50 項目の YK-II 自己診断表とこれに至るまでに検討されてきた M. Kibler のリスト Die Autodiagnose der Pykniker und Leptosomen (Pp. 73-74) とその日本語訳の C の 40 項目と S の 40 項目 (P. 76)、YK-I の 50 項目 (P. 77)、そして、淡路式の向性検査と YK-I から選定された 50 項目 (YA 向性検査 (P. 78)) と YK-II 自己診断表が掲載されて

いる (P. 79)。

共同研究の第二部として、竹本 (1954) は、向性検査の結果を踏まえ、多次元の特性を対象とした検査の検討を行っている。この研究では、J. P. Guilford を中心として開発された3種類の検査を詳細に検討し、次の13の特性を特定している。

An Inventory of factors STDCR 175項目 (竹本, 1954, Pp. 90-93)

- S (社会的内向 social introversion)
- T (思考的内向 thinking introversion)
- D (抑鬱性 depression)
- C (循環性傾向 cyclic tendency)
- R (のんきさ rhythmia)

The Guilford-Martin Inventory of Factors GAMIN 270項目 (竹本, 1954, Pp. 93-96)

- G (一般的活動性 general activity)
- A (支配性 ascendancy)
- M (男子性 masculinity)
- I (劣等感 inferiority feeling)
- N (神経質 nervousness)

The Guilford-Martin Personnel Inventory 149項目 (竹本, 1954, Pp. 96-99)

- O (客観性の欠乏 lack of objectivity)
- Ag (愛想のないこと lack of agreeableness)
- Co (協調性の欠乏 lack of cooperativeness)

なお、Guilford (1975) は、彼の13尺度を G, A, S, R, T, C, D, N, I, O, F, P, M と表記している。上の Ag と Co ではなく、以下の2つの尺度をこれらに当てている。

- F (Friendliness versus hostility)
- P (Personal Relations, or cooperativeness)

竹本 (1954) は、以上の STDCR、GAMIN や YK 検査の項目から、M 尺度については男女学生を対象にして有意差のある項目を選定するなどしながら、18の特性を対象に、次の

ような組み合わせからなる240項目を作成している（Pp. 100-104）。

STDRCR (96項目)

1. S項目群、S被験者群の肯定もしくは否定の反応においてのみ特徴を示す項目（12項目）
2. S-R項目群、S被験者群の肯定に特徴が現われると同時に、R被験者群の否定に特徴が現われる項目、及びその逆の項目（12項目）
3. T項目群、T被験者群のみの肯定若くは否定に特徴を示す項目（12項目）
4. T-R項目群、T被験者群の肯定に特徴が現われると同時に、R被験者群の否定に特徴が現われる項目、及びその逆の項目（12項目）
5. D項目群、D被験者群のみ同上（6項目）
6. C項目群、C被験者群のみ同上（6項目）
7. DC項目群、DC両被験者群が同時に肯定若くは否定する項目（12項目）
8. R項目群、R被験者群のみ同上（12項目）
9. CR項目群、CR両被験者群が同時に肯定若くは否定する項目（12項目）

GAMIN (84項目)

10. G項目群、これは Guilford の G 項目（12項目）
11. A項目群、これは Guilford の A 項目（12項目）
12. I項目群、これは Guilford の I 項目（12項目）
13. N項目群、これは Guilford の N 項目（12項目）
14. O項目群、これは Guilford の O 項目（12項目）
15. Ag項目群、これは Guilford の Ag 項目（12項目）
16. Co項目群、これは Guilford の Co 項目（12項目）

YK 検査 (24項目)

17. Y項目群（12項目）
18. Y'項目群（12項目）

以上に「諸検査を参照して重要と思われるもの36項目（竹本, 1954, P. 100）」を加え、合計240項目を YG 予備検査としている。調査は、400名の京都大学の大学生を対象として、

次のように実施された。「被験者は自分に当てはまる項目番号を○で囲み、当てはまらぬものは×、どうしても決められない時には()で囲むように要求される。実験者は各項目を約6秒(読む時間3秒、休み3秒位)で読み、総計約24分を費やした(竹本, 1954. P.104)」。分析では、各200名の2群に分け、全体の○と×そして、()の反応比率を算出している。さらに、項目別に2つの群の3件の反応度数を算出し、 χ^2 検定を報告し、2つの群反応に大きな差違が見られないとして、200名を項目分析の対象としている。

項目分析では、18の項目群の上位4分の1と下位4分の1を特定し、これを240項目の反応とのクロス表を作成し、 χ^2 検定を適用し、 18×240 の χ^2 の値を掲載している(同、Pp. 112-115)。この分析では、尺度に含まれる項目とその項目との χ^2 の値は、その項目が含まれる分の重複を割り引く必要があるとして、独自の修正式を提案し、内的整合度の基準を定めている。項目分析の結果から 18×25 項目を選択し、これをYG検査第一型式としている(同、Pp. 121-125)。

YG予備検査の項目分析は、先に紹介したように、先行する研究を複雑に含む18の項目群を対象とするものであった。この問題点は、いくつもの項目が、項目分析の対象となった18の項目群に重複して属していることである。項目群に属する項目の数を12個とする方向での項目分析を試行錯誤することにより、最終的には、1%水準で、S、D、C、G、A、I、Nそして、Rの8特性の項目を特定している。そして、Tでは5%水準で、12項目を選択できたとしているが、M、O、Ag、Coの4特性については、GP分析では十分に整合的な水準とはいえないとしながらも12項目を選定し、最終的に13特性 \times 12項目の156項目からなるYG検査第二型式を報告している(同、Pp. 126-128)。なお、Y-G自己診断表型式II(同、Pp. 132-133)には、参考のためとして、項目が重複するYとY'の特性も含め、採点対象としない項目を最終の160番目に置いている。そして、項目に加えて、この型式の採点フォームも掲載している。

Guilfordの13特性は、3つの種類の検査によって測定される。そこに含まれる尺度の名称も、先にも紹介したが、Guilford(1975)では、13尺度をG、A、S、R、T、C、D、N、I、O、F、P、Mとしている。Guilfordの一連の研究では、AgとCoが使われてきたのに、1975年の論文だけが異なる表記をしている。このFはFriendliness and agreeableness vs. hostility and belligerence、そして、Pは(Good) Personal relations and cooperativeness vs. criticalness and intoleranceであり、なぜこのような表記を使用したのか、その理由の説明はないが、これらはYG検査第二型式のAgとCoに対応していると考えることができる。

竹本 (1954) は、「これまで我々は尺度の名称を Guilford に従って STDCR 等と呼んで来た。しかし我々の尺度は種々なる操作の過程を経て Guilford の名称とは必ずしも一致しない側面を露呈するに至った。これは Guilford の分析の不備による点もあり、又我々の操作の方に欠点があったかも知れない。とにかく数個の名称は変更する方が適当であると考えられるようになった。(P. 133)」として、C に E (Emotional unstable) という別表記を追加している。他にも、A に L (social leadership)、O に P (phantastic)、Ag に A (aggressive)、Co に F (frustrated) などが追加された。Guilford (1975) は、C、D、N、そして、I をまとめて E (Emotional Stability and optimism vs. instability and depression) と表記しており、この 4 尺度の上位因子であるとしている。

YK 検査と 3 つの下位検査から構成される Guilford の 13 尺度を出発点として、矢田部を中心とした共同研究において、項目の収集と項目分析を繰り返すことにより作成された YG 検査第二型式は、最終的には、Guilford と同じ 13 尺度に再構成されたわけである。ここで詳細にみてきたように、尺度の名称や略号にも差違が認められる。尺度に含まれる項目の数だけでなく、園原 (1954) がまとめているように一つひとつの項目の表現も、Guilford の検査とは異なるものとなった。日本語での項目作成では、次のような基準において作業を行っている。すなわち、「(1) 日本語として不適当な表現は、適当な日本語に改変した。(2) 社会的態度に依拠する所が多いと思われる項目は削除した。(3) 感情的因子とは区別さるべき特性群について、感情的な特徴と混同されていると思われるような項目は除外した。(4) Guilford の項目中にある極めて特殊な行動傾向に属するとみとされる項目例えば神経症的徴候の如きものは削除した。(P. 161)」である。

辻岡 (1957) は、YG 検査第二型式の 156 項目を対象に、関西大学の男子学生 300 名を対象として収集したデータで、点二系列相関係数により新たに項目分析を行っている。GP 分析では、上位と下位のそれぞれ 25% の反応しか項目分析の対象としない。相関係数による方法のほうがより正確に項目の評価ができるとして、この方法が採用されている。項目の選択では、京都大学の学生 200 名を対象とした YG 検査第二型式の GP 分析の結果を参照して、各特性の 10 項目を選択している。M は、内的整合性としては十分な結果が得られず、また、以下に紹介する因子分析で他の尺度と独立した関係にあったので、新しく 120 項目から構成された YG 性格検査では削除されている。

YG 検査第二型式の因子分析

辻岡 (1954) は、共同研究の第三部において、まず、Thurstone (1951) による Guilford の13尺度の因子分析を詳細に紹介している。この因子分析は、Lovell (1945) が200名の大学生のデータから計算した Guilford の3つの検査の {STDCR}、{GAMIN}、そして {OAgCo} の13尺度間の相関行列を対象としたものであり、Thurstone は、Lovell が相関行列の列の最も高い相関係数を共通性として相関行列の対角項に代入して因子分析を行っていることを批判し、Lovell が報告している尺度を折半して Spearman-Brown の式から計算された信頼性を共通性として、9 因子をセントロイド法で抽出し、これを斜交回転している。性格の因子として解釈をしているのはそのうちの7因子で、残りの2つの因子については、X1 と X2 という記号が与えられ、解釈の対象とはなっていない。なお、この9 因子の因子間相関から Baehr (1952) は、4つの二次因子を報告している。

次に、辻岡 (1954) は、竹本 (1954) が報告している200名から算出した13尺度間の相関行列を対象として、Thurstone (1951) と同様の方法で、8 因子を抽出している。なお、この分析では、共通性の値は、この時点では再検査信頼性の値しかなかったので、Thurstone が使用した信頼性の平均的な値として .9を採用している。セントロイド法で抽出した因子を斜交回転し、この結果から、YG 検査第二型式の13尺度の7因子と Thurstone の7因子とが類似していることを明らかにしている。そして、一次因子の因子間相関を因子分析し、二次因子についても同様の比較を行っている。

ここで得られた因子を引用すると次のようになる (辻岡, 1954, Pp. 150-155)。一次因子と二次因子にはそれぞれ1と2の添え字をつけて区別した。

一次因子

D¹ : 主導性 Dominant (S¹ 社会的外向 Social Extraversion)

辻岡 : S (.56)、A (.54)、N (.25)

Thurstone : S (.42)、A (.55)

E¹ : 情緒安定性 (Emotional Stability)

辻岡 : C (.53)、N (.51)、O (.49)、D (.47)、I (.39)

Thurstone : C (.50)、N (.32)、D (.50)、I (.15)、S (.32)、T (.36)

A¹ : 活動的 Active (G¹ 現実性 Reality Grade)

辻岡 : G (.43)、O (.57)

Thurstone : G (.44)、O (.16)、Co (.43)

R¹ : 反省的 Reflective (T¹ 思考的内向 Thinking Introversion)

辻岡 : T (.81)、R (.26)、N (.25)、D (.17)

Thurstone : T (-.76)、R (-.41)、D (-.35)、S (-.29)、C (-.26)

S₁¹ : 社交性第一 Sociable (ただし、Frustration)

辻岡 : Co (.79)、O (.23)、N (.21)

Thurstone : Co (.72)、O (.31)、N (.24)

S₂¹ : 社交性第二 Sociable (ただし、Aggression)

辻岡 : Ag (.45)、I (.50)、N (.38)、A (.20)

Thurstone : Ag (.66)、I (.12)、N (.24)、R (.21)

X¹ :

辻岡 : Co (-.67)、R (.36)、G (.31)

Thurstone : R (.45)、G (.60)

M¹ : 男子性 (Masculinity)

辻岡 : M (.70)

Thurstone : M (.74)、N (.24)

二次因子

A² : 情緒的安定 (Emotionally Stable)

辻岡 : E¹ (.78)、S₂¹ (.50)、D¹ (.67)

Baehr : E¹ (.62)、S¹ (.79)、A¹ (-.46)

B² : 現実性 (Reality Grade)

辻岡 : D¹ (.49)、A¹ (.58)

Baehr : D¹ (.80)、I¹ (.85)

C² : 活動性 (Activity)

辻岡 : M¹ (.57)、A¹ (.63)、S₁¹ (.60)

Baehr : V¹ (.52)、A¹ (.40)、E¹ (.47)

D² : 社交性 (Sociable)

辻岡 : S₁¹ (.96)、S₂¹ (.68)、M¹ (.81)

Baehr : R¹ (.37)、E¹ (-.55)

以上の一次因子については、辻岡（1957）にも紹介がある。二次因子の D^2 については、Baehr（1952）に結果では対応するものが見いだせなかったので、Thurstone の S^1 が対応するのではないかとしている（辻岡，1954，P. 155）。

この共同研究の結論として、園原（1954）は、「全般的には、Thurstone の一次因子、Baehr の二次因子構造に比較して YG 第二型式の因子構造は、より簡明であり整合的である。このことは、恐らく YG 検査が Guilford-Martin の原案よりも、遙かに特性の内的整合性を高めた結果であろうと思われる（P. 164）」としている。

以上のようにして、誕生した YG 性格検査の心理検査としてのユニークさは、12尺度のプロフィールと類型の判定にあることは前にも紹介した。Guilford の検査は、3つの独立した検査から構成されており、これらは独立に使用されることもあったようである（たとえば、Martin, 1944, 1945; Terracciano, McCrae, & Costa, 2006）。3つの検査を同時に一つのプロフィールとして描く場合の尺度の並びは、先にも紹介したように、{STDCR} {GAMIN} {OAgCo} であった（Guilford, J. S., 1952）。辻岡（1957）での分析や結果の表記での尺度の順番は、M が削除されていることを除いて、Guilford の並びと同じであった。辻岡（1957）は、YG 検査第二型式の因子分析の一次と二次の因子を総合的に解釈し、「尺度の方向を、情緒安定性、外向性、活動性、社会的不適応が右側に来るように、S と T と A とが逆にされ（P. 93）」、そして、T の位置を情緒性の尺度群から向性の尺度に入れ替え、現在使用されている12尺度の順番 DCINOC_oAgGRTAS を決定している。

YG 性格検査の因子分析

12尺度だけを対象とした因子分析の報告はそれほど多くはない。辻岡（1954, 1957）は、YG 検査第二型式の13尺度を対象として、Thurstone の結果との比較を行っているわけで、YG 性格検査の12尺度を対象としたものではない。YG 性格検査の因子の妥当性を確認するために他の心理検査とのジョイント因子分析などがいくつかの分析結果が辻岡（2000）には掲載されている。

YG 性格検査の因子の構造が本格的に報告されたのは、辻岡（1960）ではないだろうか。この研究では、まず、12尺度について標準状況での反応を求め、次に、同じ12尺度について価値判断（社会的望ましき反応）の反応を求め、 2×12 尺度の因子分析を行っている。なお、この研究での尺度の並びは YG 検査第二型式のままであった。標準状況と価値判断という2つのジョイント因子分析というスタイルで、現在の YG 性格検査の尺度を使った

研究が辻岡・藤村（1975a）であった。約10年後に辻岡・東（1987）でも同様の研究が行われている。これらの社会的望ましさを因子を特定するための一連の研究（辻岡, 1960; 辻岡・東, 1987; 辻岡・藤村, 1975b）には、標準状況の12尺度間の相関行列と尺度の平均と標準偏差とが掲載されている。この一連の研究を総括した辻岡・東（1987）には、標準状況の12尺度と社会的望ましさをの価値判断状況での12尺度とジョイント因子分析結果が、辻岡・藤村（1975a）の結果と並列して掲載されている。そこで、まず、YG 性格検査の因子を確認するために、この一連の研究から標準状況の因子だけを取り出してみることにする（辻岡・東, 1987, P. 63）。

一次因子

E 因子（情緒不安定性因子）	D (.53, .52)、C (.43, .42)、I (.38, .42)、N (.46, .43)、 O (.59, .53)、T (-.37, -.35)
DO 因子（空想性因子）	D (.30, .31)、O (.25, .41)
Co 因子（不満性因子）	Co (.46, .55)
G 因子（活動性因子）	G (.38, .49)
AS 因子（主導性因子）	A (.59, .48)、S (.56, .56)
RT 因子（非内省性因子）	R (-.44, .51)、T (.77, .67)
Ag 因子（進取性因子）	Ag (.77, .53)

なお、括弧内の数値は順に辻岡・藤村（1975a）と辻岡・東（1987）としている。二次因子については、社会的望ましさをの一次因子とも関係するので、ここでは、省略した。

次に、12尺度だけを対象として、因子の構造を新たに探索してみることにする。使用するデータは、2003年から2009年（ただし、2004年を除く）の間に、学部2年生の授業で収集したものである（1256名：女子819名、男子437名）。なお、この調査は、調査参加者の承諾の下で行った。Table 1が12尺度間の相関行列と平均・標準偏差である。

R (R Development Core Team, 2015) のパッケージ psych (Revelle, 2016) の平行分析により因子数の決定を行ったところ4因子となった。SPSSで出力される固有値を順に記載すると、4.605、2.504、1.082、.736、.626、.524、.492、.357、.315、.274、.256、.228であり、固有値の推移としてみると3因子が適切なようにも見える。そこで、4因子解と3因子解を最尤法で推定し、Promax法で回転を行ってみることにした。

4因子解（Table 2）は、情緒不安定性因子 {DCINOC}、主導性因子 {ASG}、攻撃性

Table 1 YG 性格検査12尺度間の相関行列と平均・標準偏差 (N=1256)

	D	C	I	N	O	Co	Ag	G	R	T	A	S
抑うつ性 (D: depression)	1	0.560	0.628	0.671	0.621	0.487	0.051	-0.364	-0.086	-0.450	-0.283	-0.294
回帰性傾向 (C: cyclic tendency)	0.560	1	0.565	0.621	0.563	0.376	0.299	-0.286	0.212	-0.244	-0.177	-0.094
劣等感 (I: inferiority feelings)	0.628	0.565	1	0.685	0.435	0.418	-0.149	-0.503	-0.138	-0.276	-0.498	-0.409
神経質 (N: nervousness)	0.671	0.621	0.685	1	0.519	0.487	0.099	-0.367	-0.113	-0.489	-0.307	-0.307
客観性のないこと (O: lack of objectivity)	0.621	0.563	0.435	0.519	1	0.410	0.192	-0.195	0.110	-0.316	-0.113	-0.113
協調性のないこと (Co: lack of cooperativeness)	0.487	0.376	0.418	0.487	0.410	1	0.171	-0.227	0.006	-0.284	-0.196	-0.237
愛想のないこと (Ag: lack of agreeableness)	0.051	0.299	-0.149	0.099	0.192	0.171	1	0.241	0.489	-0.125	0.333	0.290
一般的活動性 (G: general activity)	-0.364	-0.286	-0.503	-0.367	-0.195	-0.227	0.241	1	0.345	0.087	0.550	0.541
のんきさ (R: rhythmia)	-0.086	0.212	-0.138	-0.113	0.110	0.006	0.489	0.345	1	0.245	0.356	0.460
思考的外向 (T: thinking extraversion)	-0.450	-0.244	-0.276	-0.489	-0.316	-0.284	-0.125	0.087	0.245	1	0.068	0.130
支配性 (A: ascendance)	-0.283	-0.177	-0.498	-0.307	-0.113	-0.196	0.333	0.550	0.356	0.068	1	0.702
社会的外向 (S: social extraversion)	-0.294	-0.094	-0.409	-0.307	-0.113	-0.237	0.290	0.541	0.460	0.130	0.702	1
平均	12.629	11.158	10.898	11.888	10.865	8.866	10.701	10.338	11.862	8.287	9.575	11.779
標準偏差	5.891	5.091	5.562	5.291	4.085	4.379	4.384	4.944	4.734	4.716	5.289	5.596

注: Ag は攻撃性 (aggressiveness) と表記されることもある

因子 {Ag}、そして、非内省性因子 {TR} となった。この中で攻撃性因子に高い負荷を示したのは Ag のみであり、R がやや低く、そして、I は負の値で低い値を示していた。これらの弱い値を示した尺度は他の因子により大きな負荷を示しており、この因子は、YG 性格検査の共通因子というよりは、Ag だけの特殊因子の傾向を示している。なお、この攻撃性因子は、主導性因子と高い相関を示しており、広い意味での向性に属するものであると解釈できる。

3 因子解 (Table 3) は、情緒不安定性因子 {DCINOCOT (負)}、主導性因子 {ASGAgI (負)}、そして、非内省性因子 {TR} となった。I は主導性因子にも負で負荷しており、T は情緒不安定性因子にも負で負荷している。主導性因子は、非内省因子との間で因子間相関が .335 であり、情緒不安定性因子とは -.289 であり弱い負の関係にあった。辻岡・東

Table 2 YG 性格検査の 4 因子解 (因子パターン、因子間相関)

	情緒不安定性	主導性	攻撃性	非内省性	共通性
D	0.757	0.010	-0.060	-0.194	0.663
C	0.807	0.003	0.153	0.149	0.679
I	0.781	-0.141	-0.277	0.099	0.750
N	0.771	-0.033	-0.006	-0.217	0.733
O	0.686	0.096	0.073	-0.072	0.473
Co	0.449	-0.169	0.202	-0.126	0.342
Ag	0.062	-0.066	0.904	-0.059	0.753
G	-0.250	0.542	0.098	-0.089	0.482
R	0.213	0.276	0.337	0.446	0.620
T	-0.330	-0.149	-0.083	0.686	0.593
A	-0.071	0.825	0.021	-0.145	0.685
S	0.097	0.975	-0.162	0.055	0.767
情緒不安定性	1	-0.351	0.086	-0.201	
主導性	-0.351	1	0.575	0.321	
攻撃性	0.086	0.575	1	0.221	
非内省性	-0.201	0.321	0.221	1	

Table 3 YG 性格検査の 3 因子解 (因子パターン、因子間相関)

	情緒不安定性	主導性	非内省性	共通性
D	0.795	-0.048	-0.115	0.670
C	0.749	-0.033	0.268	0.651
I	0.618	-0.402	0.044	0.678
N	0.827	-0.057	-0.131	0.732
O	0.716	0.089	0.053	0.492
Co	0.557	-0.043	-0.004	0.326
Ag	0.325	0.449	0.276	0.386
G	-0.203	0.604	0.031	0.490
R	0.095	0.276	0.738	0.754
T	-0.589	-0.286	0.486	0.462
A	-0.033	0.859	-0.067	0.721
S	-0.053	0.729	0.122	0.630
情緒不安定性	1	-0.289	0.022	
主導性	-0.289	1	0.335	
非内省性	0.022	0.335	1	

(1987) による一連の因子分析では、主に一つの尺度だけからなる Table 2 の攻撃性因子のような因子が、Co や G についても報告されている。今回の因子分析では、Eysenck (1947) による階層的図式でいう、より上位の因子が抽出されたのかも知れない。

Guilford の一連の研究では、尺度の構成では因子分析と項目分析が併用されていたようである (Guilford & Zimmerman, 1956; 竹本, 1954)。YG 性格検査の前身である YG 検査第二型式は因子分析ではなく、GP 分析による項目分析によって作成されたものであった。辻岡 (1957) は、YG 性格検査の 12 尺度の項目について、点双列相関係数による項目分析に加えて、尺度別に因子分析を行い、尺度の内部構造の確認を行っている。Guilford もそうであるが、このようにして構成された尺度に因子あるいは特性が用語として当てられている。

Eysenck (1947) は、最下層に項目をおき、次に習慣反応水準、特性水準 (一次因子水準)、そして、類型水準 (二次因子水準) という因子分析結果を階層的に積み上げた図式を提案している。これまで検討してきたように、YG 性格検査の尺度の構造は複雑である。因子分析から得られる因子に、特性水準と一次因子水準、あるいは、二次因子水準が混在しているのかもしれない。本論文では、特性水準を因子と表記することを避ける意味で、単独の尺度から因子は抽出していない。これは、複数の観測変数から因子あるいは測定モデルを構成するためでもある。

Guilford (1975) は、因子軸の回転については直交回転に拘泥しながら、彼自身の 3 つの尺度の開発と因子分析による研究を Figure 1 として総括している。ここで使用されている

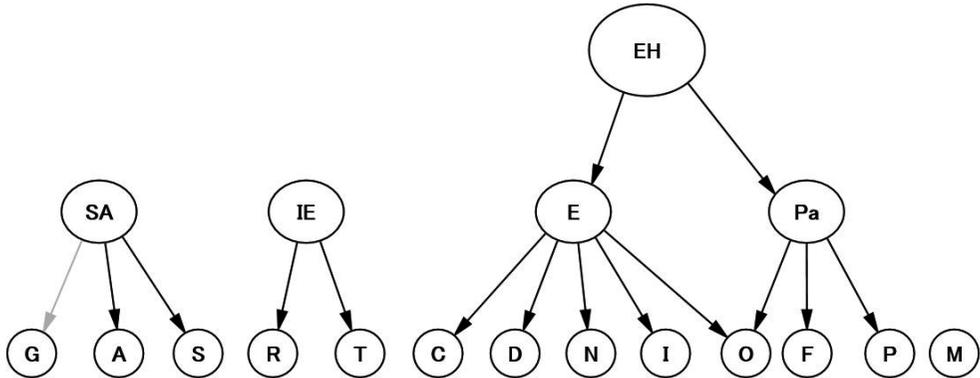


Figure 1 Guilfordの因子の階層モデル図 (出所: Guilford, 1975, P. 809)

注: SA (Social Activity)、IE (Introversion-Extraversion)、E (Emotional Stability)、Pa (Paranoid disposition) は2次因子であり、EH (Emotional Health) は3次レベルの因子である。尺度の略号では、Fは Friendliness and agreeableness vs. hostility and belligerence、そして、Pは (Good) Personal Relations and cooperativeness vs. criticalness and intoleranceであり、それぞれAgとCoに対応していると考えられる。なお、SAとGは弱い関係を想定している。

尺度の中で2つの尺度は、前にも紹介したように、これまでの Guilford の Personnel Inventory の尺度表記 (Ag や Co) とは異なり、F と P と表記している。ここでは、内容からみて、そして、Martin (1944) の Ag と Co の説明から、旧来の尺度に対応するものと考えておくことにする。Guilford は、この2つの尺度と O を合わせ Pa としている。これらの3つの尺度に関して、辻岡 (1957) は、「鑑別所等における臨床経験では、O、Ag、Co の三尺度を同一グループとして考える方が便利であるという高橋雅春の意見 (P. 80)」を紹介している。

このモデル (Figure 1) では、SA と IE とが独立した2次水準の因子として描かれている。Guilford は、因子軸を直交として変数を布置させ、因子の解釈を行うという立場に固執してきたことが、この図にも反映されている。SA と IE とを独立した2次因子とするアイデアに、強い反論を加えたのが Eysenck (1977) である。彼は R と T の2つだけから IE すなわち内向性—外向性と定義することに強く反論している。そして、G、A、S、R そして T を合わせて一つの外向性として定義できると主張している。

M 尺度は YG 性格検査では既に全体の体系からは除外されており、Guilford のモデルでもこの尺度は上位の因子とは関連しないとしている。Ag や Co 尺度の名前も変更されて、YG 性格検査との関連を付けるのは難しそうであるが、Pa と E との上位に EH が置かれていることを参考に、このモデルを Table 3 と照らし合わせてみると {D、C、I、N、O、Co} {A、S、G (、Ag)} {R、T} という図を描けそうである。Table 3 をベースとすると、外

向性と非内省性との相関が正であることから、Eysenck の議論とも整合的であると考えられる。

YG 性格検査の因子構造の検証

先にも紹介したように1973年と1986年に収集されたデータを対象として、探索的因子分析が行われ、7個の一次因子が報告されている（辻岡・藤村, 1975a; 辻岡・東, 1987）。本論文では、2003年から2009年にかけて収集したYG 性格検査12尺度に探索的因子分析を適用し、3因子が適切な解であると解釈した。この結果を踏まえ、Guilford (1975) の図を参考に構成した3因子モデルが時代の異なる3つの集団において不変なものであるかどうかを、構造方程式モデリングの多集団同時分析によって検証してみることにする。

分析資料

1. 辻岡・藤村 (1975b, P. 13) と辻岡・東 (1987, P. 60) に掲載されている1973年に300名の大学生（男子200名、女子100名）を対象に調査が行われた標準状況と価値判断状況の超行列（相関行列と平均・標準偏差）から標準状況だけを取り出し、分析資料とする。なお、このデータを本論文では「1973データ」と表記する。

2. 1986年に276名（男子158名、女子118名）を対象に収集された同様の超行列（辻岡・東, 1987, P. 61）から標準状況だけを取り出し、「1986データ」として分析資料とする。

3. これらに加えて、2003年と2005年から2009年の間に大学生を対象に収集した標準状況でのYG 性格検査データ（1256名：男性437名、女性819名）を分析の対象とする。なお、このデータの一部を使って、中山 (2010)、中山・清水 (2009)、清水・中山 (2009) が、12尺度の内部構造に検討を加えている。ここでは、「2009データ」と表記する。

測定変数

YG 性格検査の12の尺度（D、C、I、N、O、Co、Ag、G、R、T、A、S）を対象とする。

分析方法

YG 性格検査の3因子構造（Table 3）を測定モデルとして、適合度のよい解の探索を行うことにする。分析では、Figure 2を出発モデルとした。この図の中で、黒い太線で描いた因子からの尺度へのパス（因子パターン）は、Table 4で太文字で示したものである。因

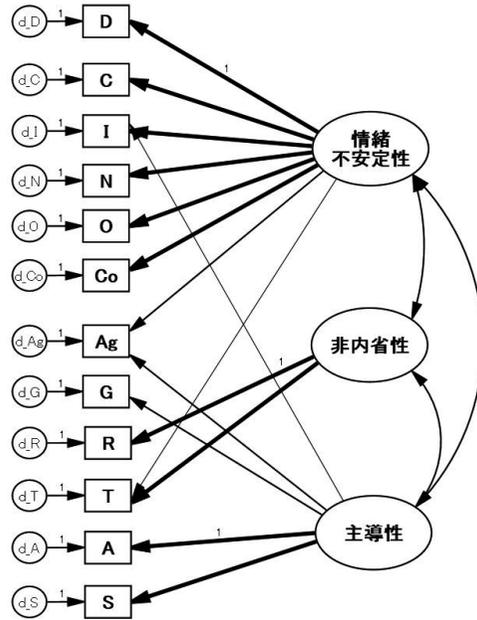


Figure 2 YG 性格検査 3 因子構造の出発モデル

Table 4 YG 性格検査の 3 因子構造最終モデルの推定値 (部分的因子パターン不変性)

測定モデル	パスの方向	1973年				1986年				2009年			
		推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準	推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準	推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準
		D ← 情緒不安定性	1		0.845		1		0.727		1		0.789
C ← 情緒不安定性	0.884	0.026	0.849 ***		0.884	0.026	0.747 ***		0.884	0.026	0.815 ***		
I ← 情緒不安定性	0.673	0.025	0.598 ***		0.673	0.025	0.512 ***		0.673	0.025	0.566 ***		
N ← 情緒不安定性	0.959	0.026	0.880 ***		0.959	0.026	0.755 ***		0.959	0.026	0.843 ***		
O ← 情緒不安定性	0.619	0.018	0.687 ***		0.619	0.018	0.628 ***		0.619	0.018	0.690 ***		
Co ← 情緒不安定性	0.533	0.023	0.595 ***		0.533	0.023	0.502 ***		0.533	0.023	0.568 ***		
Ag ← 情緒不安定性	0.264	0.062	0.300 ***		0.311	0.070	0.297 ***		0.298	0.031	0.316 ***		
G ← 情緒不安定性	-0.177	0.050	-0.178 ***		-0.164	0.061	-0.148 **		-0.214	0.026	-0.202 ***		
T ← 情緒不安定性	-0.845	0.069	-0.908 ***		-0.921	0.083	-0.783 ***		-0.731	0.037	-0.723 ***		
A ← 主導性	1		0.899		1		0.892		1		0.941		
S ← 主導性	0.944	0.032	0.894 ***		0.944	0.032	0.869 ***		0.944	0.032	0.846 ***		
I ← 主導性	-0.406	0.047	-0.370 ***		-0.489	0.057	-0.423 ***		-0.517	0.031	-0.466 ***		
Co ← 主導性	-0.142	0.043	-0.163 **		-0.142	0.055	-0.152 **		-0.111	0.024	-0.127 ***		
Ag ← 主導性	0.187	0.072	0.217 **		0.381	0.081	0.413 ***		0.274	0.044	0.312 ***		
G ← 主導性	0.563	0.052	0.582 ***		0.596	0.057	0.609 ***		0.613	0.029	0.619 ***		
T ← 主導性	-0.509	0.071	-0.560 ***		-0.631	0.085	-0.610 ***		-0.510	0.046	-0.541 ***		
R ← 非内省性	1		0.890		1		0.928		1		0.810		
T ← 非内省性	1.009	0.074	0.945 ***		1.009	0.074	0.877 ***		1.009	0.074	0.822 ***		
D ← 非内省性	-0.424	0.060	-0.312 ***		-0.310	0.069	-0.230 ***		-0.454	0.041	-0.295 ***		
C ← 非内省性	0		0		0.217	0.069	0.188 **		0.120	0.039	0.091 **		
N ← 非内省性	-0.424	0.057	-0.340 ***		-0.410	0.068	-0.330 ***		-0.436	0.041	-0.316 ***		
Ag ← 非内省性	0.347	0.091	0.344 ***		0.224	0.090	0.218 *		0.389	0.064	0.340 ***		
A ← 非内省性	-0.132	0.060	-0.101 *		-0.148	0.063	-0.119 *		-0.250	0.045	-0.181 ***		
共因子間	情緒不安定性 ⇔ 主導性	-6.431	1.650	-0.272 ***		-5.153	1.405	-0.304 ***		-4.708	0.893	-0.202 ***	
	情緒不安定性 ⇔ 非内省性	7.342	1.508	0.365 ***		2.848	1.324	0.187 *		3.678	0.807	0.206 ***	
	主導性 ⇔ 非内省性	11.107	1.651	0.539 ***		10.470	1.461	0.604 ***		12.461	0.930	0.650 ***	

注：有意水準の列で ***は0.1%水準で、**は1%水準で、*は5%水準で有意であることを示している。

子の解釈で主要な因子の構成要素ではないが、0.4を超える負荷を示した関係を細い線のパスとした。3つの集団を対象とした因子的不変性の追求においては、布置不変性（たとえば、清水, 2003; 2013）と部分的因子パターン不変性（たとえば、Marsh & Grayson, 1994）を採用した。具体的には、太線のパス係数が3つの集団で同値として拘束し、細字については、集団間での拘束を掛けずに、自由推定とした。なお、Figure 2で1と表示しているパス係数は、識別性をするために固定したものであり、同時に、因子の方向を正に定めるようにした。推定するモデルの探索では、Amos から出力される修正指数を参照し、パス係数として挿入可能な箇所を優先させることにした。その際には、推定の有意性も参照した。以上の手続きでも十分なモデル適合度を得ることができなかった場合に、独自性間の共分散を置くことにした。

構造方程式モデリングによる結果の評価や報告に関しては、Boomsma (2000), Hoyle & Panter (1995), Martens (2005), McDonald & Ho (2002), Raykov, Tomer, & Nesselroede (1991), West, Taylor, & Wu (2012) などが、理論的な展開を踏まえたガイドラインを提供している。これらに従い、モデルの適合度の判断に関しては、 χ^2 統計量に加えて、Jackson, Gillaspay, & Purc-Stephenson (2009) が、より適切な判断を下すことができるとしている指標で、構造方程式モデリングのソフトウェアである Amos が出力する RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)、CFI (Comparative Fit Index)、TLI (Tucker-Lewis Index)、IFI (Incremental Fit Index)、SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) を参照した。なお、Hu & Bentler (1998) は、SRMR は因子間の関係の構造モデル部分に、そして、RMSEA、CFI、TLI は因子と観測変数の部分に、それぞれ敏感な指標であることを報告している。モデルの適合を評価するカットオフ値は、Browne & Cudeck (1993)、Hu & Bentler (1999) や O'Boyle & Williams (2011)、West, Taylor, & Wu (2012) の提案を踏まえ、CFI、TLI、IFI については0.95以上、RMSEA については0.05以下、SRMR については0.08以下とした。ただし、一つの指標で適合度を判断するのではなく、複数の指標でカットオフ値をクリアしたモデルを採択することもできる。ここでの分析では、上で紹介したすべての指標が基準をクリアすることを目指すことにした。なお、モデル間の比較では、AIC (Akaike's Information Criterion) も参照した。

分析結果

3 集団（「1973データ」「1986データ」「2003データ」）を対象とした Figure 2の同時分析では、布置不変性と部分的因子パターン不変性のいずれも R の独自性の分散が負となり、

不適解となった。そこで、不適解の状況から脱するために、Table 3の因子パターンで絶対値で.2を超える値を示したところを対象に、因子から尺度へのパスを追加した。その結果、配置不変性では、 $\chi^2 = 986.368$, $df = 126$, $P = .000$, RMSEA = .061, CFI = .920, TLI = .875, IFI = .921, SRMR = .050, AIC = 1202.368となり、部分的因子パターン不変性では、 $\chi^2 = 1022.200$, $df = 110$, $P = .000$, RMSEA = .059, CFI = .921, TLI = .884, IFI = .919, SRMR = .054, AIC = 1210.200となった。このように、3集団の同時分析としての解を推定することはできた。しかしながら、すべての適合度指標の値ではカットオフという基準に達したとはいえない。そこで、Amosの修正指数を参考にして、より良い適合度の結果を「分析方法」で記述した手順で追求した。ここでは、この過程は省略し、最終の結果のみを掲載することにする。

最尤法による最終解の適合度は、配置不変性では、 $\chi^2 = 260.428$, $df = 104$, $P = .000$, RMSEA = .029, CFI = .985, TLI = .972, IFI = .986, SRMR = .029, AIC = 520.428となり、部分的因子パターン不変性では、 $\chi^2 = 1022.200$, $df = 110$, $P = .000$, RMSEA = .028, CFI = .985, TLI = .972, IFI = .986, SRMR = .033, AIC = 516.524となった。なお、RMSEAをSteiger(1998)に従い、集団の数で修正すると、それぞれ0.050と0.048となった。

Table 4は、部分的因子パターン不変性の推定値、推定の標準誤差、推定値を標準化した値、そして、ワルド検定による推定値の有意水準である。ここでは、配置不変性の表は、この表の値とそれほど大きな差異がみられなかったので省略した。3つのデータのそれぞれで、自由推定としたところでは有意水準に違いはみられるが、いずれも有意な値が推定された。例外は、「1973データ」の非内省性因子のCである。これは推定値が有意とならなかったものでゼロに固定した。

データの年度による違いが明確に表れたのは、Table 5の独自性間共分散であった。最も多くの共分散の推定を置いたのは、「2009データ」であった。「1973データ」と「1986データ」ではそれほど大きな違いがみられなかった。最も高い値となったのは、「1973データ」ではIとAgとの間であり、「1986データ」ではIとNとの間であり、「2009データ」ではDとOとの間であった。このように、独自性間の共分散は、収集した年度のデータによって、異なった様相を示した。

探索的因子分析の結果と比較するために、Table 4の推定を標準化した値と因子間の相関を整理したのがTable 6である。探索的因子分析は相関行列を解の推定の対象としており、これはある意味で、観測変数の分散を1に揃えていると考えることもできる。これに対し

YG 性格検査の因子の構造（清水・山本）

Table 5 YG 性格検査 3 因子構造最終モデルの独自性間共分散の推定値（部分的因子パターン不変性）

		1973年				1986年				2009年			
		推定値	標準誤差	標準化	有意	推定値	標準誤差	標準化	有意	推定値	標準誤差	標準化	有意
				推定値	水準			推定値	水準			推定値	水準
独自性間共分散	d_D ⇔ d_O	3.428	0.773	0.310 ***		3.735	0.819	0.342 ***		3.163	0.382	0.285 ***	
	d_C ⇔ d_Co	0		0		0		0		-2.666	0.358	-0.278 ***	
	d_C ⇔ d_T	2.827	0.677	0.361 ***		0		0		1.697	0.420	0.187 ***	
	d_I ⇔ d_D	0		0		0		0		1.623	0.376	0.134 ***	
	d_I ⇔ d_N	1.534	0.717	0.152 *		3.560	0.825	0.339 ***		2.311	0.371	0.241 ***	
	d_I ⇔ d_Ag	-3.799	0.740	-0.339 ***		-3.320	0.699	-0.310 ***		-2.895	0.365	-0.270 ***	
	d_I ⇔ d_S	0		0		0		0		2.381	0.396	0.242 ***	
	d_Ag ⇔ d_S	0		0		0		0		-2.602	0.400	-0.270 ***	
	d_T ⇔ d_Ag	0		0		0		0		-2.481	0.478	-0.233 ***	
	d_T ⇔ d_G	0		0		0		0		-2.135	0.411	-0.181 ***	

注：有意水準の列で***は0.1%水準で、*は5%水準で有意であることを示している。

Table 6 YG 性格検査 3 因子構造の推定値を標準化した値（Table 4 の表示を変更）

	1973年			1986年			2009年		
	情緒不安定性	主導性	非内省性	情緒不安定性	主導性	非内省性	情緒不安定性	主導性	非内省性
D	0.845		-0.312	0.727		-0.230	0.789		-0.295
C	0.849		0.000	0.747		0.188	0.815		0.091
I	0.598	-0.370		0.512	-0.423		0.566	-0.466	
N	0.880		-0.340	0.755		-0.330	0.843		-0.316
O	0.687			0.628			0.690		
Co	0.595	-0.163		0.502	-0.152		0.568	-0.127	
Ag	0.300	0.217	0.344	0.297	0.413	0.218	0.316	0.312	0.340
G	-0.178	0.582		-0.148	0.609		-0.202	0.619	
R			0.890			0.928			0.810
T	-0.908	-0.560	0.945	-0.783	-0.610	0.877	-0.723	-0.541	0.822
A		0.899	-0.101		0.892	-0.119		0.941	-0.181
S		0.894			0.869			0.846	
情緒不安定性	1.000			1.000			1.000		
主導性	-0.272	1.000		-0.304	1.000		-0.202	1.000	
非内省性	0.365	0.539	1.000	0.187	0.604	1.000	0.206	0.650	1.000

て、構造方程式モデリングでは、仮説モデルと分散・共分散行列との関数の最小化を最尤法ではかる。その際、識別性を確保するために、この分析で行ったように、因子パターンの一つを1で固定する（たとえば、清水，2013）。構造方程式モデリングの推定値の標準化とは、標準化した解を推定するのではなく、分散・共分散として推定された値を、伝統的な因子分析の表示に近づけるために、因子の分散を1とした計算を行っているに過ぎない。この処理は、多集団を対象とした場合には、集団ごとに独立に行われる。このため、Table 4の部分的因子パターン不変性として集団間で、識別性確保の1固定も合わせて、同値拘束した推定値の標準化した値は、理論的には、集団間では同値とはならない。実際の標準化された値を集団間で比較すると非常に近い値となっており、因子パターンの値も正負の

符号も同じであり、「2009データ」の探索的因子分析の結果である Table 2 とほぼ同じような値を3つのデータで得ることができたといえる。違いがみられたのはTで、いずれのデータでも情緒不安定性因子と非内省因子に非常に高い値を示した。この尺度について辻岡(1957)は、「Guilfordの指摘する如く、linking for thinking(深く物事を考える傾向がある)とintellectual leadership(考え込むくせがある)」とに分離されつつ、この両者が相関しながらTなる一つの尺度を構成しているものと考えられる(P. 87)」としていることとこの結果は合致するのではないだろうか。

主導性因子と非内省性因子との因子間相関は、探索的因子分析の結果よりも値が高くなり、年度の順に.539、.604、.650となった。この2つの因子が外向性—内向性の構成要素とするEysenckの考えに添う結果となった。そして、これはまた、YG性格検査の12尺度を2つの大きな枠組みで2等分するという採点方式を補強する結果ともいえよう。

2009年データの標本サイズが1973年や1986年と比べて、圧倒的に数が多かった。そこで、数の多かった「2009データ」を除き、「1973データ」と「1986データ」の2つの集団を対象とした部分的因子パターン不変性のモデルで同時分析を行った。その結果、結果の適合度は、 $\chi^2 = 158.732$, $df = 81$, $P = .000$, RMSEA = .041, CFI = .977, TLI = .960, IFI = .978, SRMR = .030, AIC = 308.732となった。RMSEAを集団の数で修正すると.058となり、これだけが適合度基準を少しだけ上回るだけであり、この2つの集団の同時分析からも、YG性格検査の12尺度に同様の3つの因子が潜在していると結論づけることができる。

終わりに

YG性格検査の因子的妥当性そして尺度の独立性について、疑問が投げかけられてきた。この疑念に対する回答を12尺度の探索的因子分析と時代の異なる3つのデータの多集団同時分析から導き出すことが本論文の目的であった。結果として、3因子構造という結論を報告することができた。

この構造を、Big Fiveの理論やその理論の下で開発された尺度(たとえば、和田, 1996)と比べてみると、情緒不安定性(あるいは神経症傾向)は1因子として明確に対応するが、向性(外向性)は因子間の相関の高い主導性因子と非内省性因子の2つから構成されることになり、少々複雑なものとなった。この原因は、Guilfordの検査が3種類の検査から構成されていたこと、そして、YG性格検査がGuilfordの検査をベースとして開発されたと

いう経緯にあるのではないだろうか。Big Five や Eysenck の MPI 尺度に比べると、YG 性格検査の12尺度は複雑さを付加したように思われるかも知れないが、結果として、向性の下位の特性についてより詳細な情報を提供することにもなっている。YG 性格検査を MPI や Big Five のように利用するのであれば、類型レベルが対応する。そして、辻岡 (1957) が {OAgCo} について紹介しているように、より詳細に特性水準で個性を記述するのであれば、12尺度のプロフィールが利用できる。

YG 性格検査は、YG 検査第二型式の13尺度 (各12項目) の項目分析から12尺度 (各10項目) の検査として作成された (辻岡, 1957)。辻岡 (1954) や辻岡 (1957) の因子分析の報告は、Thurstone (1951) による Guilford の13尺度の因子に焦点を当てることにより、日本で独自に開発された尺度の因子的妥当性を確認することを目的としていた。この段階では、Guilford の一連の研究でも、尺度が特性水準にあるとする議論と一次因子水準とする議論が混在しており、この影響が、辻岡・東 (1987) の7因子にも表れており、因子的妥当性への疑問を生じさせたのかもしれない。

Guilford による13尺度の因子構造についてのモデルとしての提案は1975年であり、SA (Social Activity)、IE (Introversion-Extraversion)、E (Emotional Stability)、Pa (Paranoid disposition) を2次因子とし、E と Pa の上位に3次因子のEH (Emotional Health) を置いている。Guilford の尺度の重要な要素であった Ag と Co を F と P としており、伝統的な13尺度を対象としたものとはいえないようである。ただし、このEHの領域は、YG 性格検査の因子分析では、情緒不安定性として、探索的因子分析でも常に抽出される因子と見做すことができる。因子分析での回転では直交に拘ってきた Guilford は、1975年の提案では、SA と IE とを独立とした。外向—内向を1つの因子と考えてきた Eysenck (1977) からは、R と T の尺度からなる因子にIEという名称を与えることへの反論だけではなく、外向—内向の主要な構成要素と考えることのできる A や S そして G からなる因子 (SA) と独立としたモデルが描かれていることを強く批判されたわけである。

Guilford の3つの検査が {STDCR} {GAMIN} {OAgCo} で並存していた時代に、辻岡 (1957) は、YG 検査第二型式の13尺度の因子分析から {DCINOC} {AgGRTAS} という2次元の枠によるプロフィール作成とこれに引き続く類型判定の方法を提案している。この中で T は、情緒性の尺度群ではなく、採点の方向を逆転して思考的外向として、向性の尺度群に配置されている。これにより、6尺度からなる2次元の枠組みが構成され、類型判定を簡便に算出することができるようになった。

今回の結果は、情緒不安定性因子 (DCINOC)、主導性因子 (ASGAg)、非内省性因子

(RT) の3因子がYG性格検査を構成する因子であり、この中で主導性と非内省性との相関が多集団同時分析の結果では0.65であるように非常に高く、この2つを一つの領域と括ることができそうである。このことにより、辻岡（1957）のYG性格検査プロフィールの尺度配置の正当性を再確認することができたのではないだろうか。

手計算で因子分析が行われた時代に doolittle 的な方法として、因子分析の近似値を得るために提案されたのが内的整合性の原理による項目分析（Richardson, 1936）であり、竹本（1954）や辻岡（1957）では、項目分析の対象項目を含むままの値を、それを除いた値へと修正する Guilford（1953）の方法が採用されている（清水, 2011）。Guilford の3種類の検査やYG性格検査の開発の主要な方法は、この項目分析であり、續ら（1970）が批判するような120項目のすべてを一括して因子分析することなど、この時代には行うことはできなかった。Guilford の検査もYG性格検査も項目の反応選択肢は3件であり、これをそのまま積率相関係数で計算し、その相関行列を因子分析の対象とすることは、多変量正規分布を仮定する最尤法やその近似である主因子法では、適切な解を得ることは難しいと考えるべきであろう。玉井ら（1985）がそれでも75.8%の項目が本来の尺度にほぼ該当していると報告しており、YG性格検査は内的整合性の原理による項目分析によって項目の選択が行われたにもかかわらず、因子分析に近い結果を得ていたと言えそうである。清水・中山（2009）と中山・清水（2009）は、項目からの因子分析についてはいくつかの検討を行っており、ここでもある程度以上の尺度と項目との関係については、整合性のある結果を得ている。項目に焦点を当てた分析については、情報量も膨大となるので、稿を改めてさらに詳細に報告したい。

YG性格検査の因子の構造をここでは3因子とした。Big Fiveのパーソナリティ理論の枠の中でのYG性格検査の位置づけについては、それほど多くの研究が行われているわけではない。たとえば、山本・清水（2010）は、ジョイント因子分析によりYG性格検査がBig Fiveの特に情動性（N）と外向性（E）をより詳細に検討することのできる検査であるとしている。大沢（2002）も同様の結果を報告しているが、TやIなどが開放性と負に、Agが調和性と負に関係しているとしている。このような性格検査間の関係についても、社会的望ましさととの関連も合わせて、それぞれ稿を改めて検討を行う予定である。

引用文献

- 淡路 圓治郎・岡部 彌太郎 (1932). 向性検査と向性指数 (上) 心理学研究, 7, 1-54.
- Baehr, M.E. (1952). A factorial study of temperament. *Psychometrika*, 17, 107-126.
- Boomsma, A. (2000). Reporting analyses of covariance structure. *Structural Equation Modeling*, 7, 461-483.
- 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.
- 土井 聖陽 (1992). YG法 (矢田部-ギルフォード性格検査) 氏原 寛・小川 捷之・東山 紘久・村瀬 孝雄・山中 康裕 (編) 心理臨床大事典 (Pp. 505-509) 培風館
- Eysenck, H. J. (1947). *Dimensions of personality*. London: Routledge & Kegan Paul.
- Eysenck, H. J. (1977). Personality and Factor Analysis: A Reply to Guilford. *Psychological Bulletin*, 84 (3), 405-411.
- Guilford, J. P. (1953). The correlation of an item with a composite of remaining items in a test. *Educational and Psychological Measurement*, 13, 87-93.
- Guilford, J. P. (1975). Factors and factors of personality. *Psychological Bulletin*, 82 (5), 802-814.
- Guilford, J.P., & Zimmerman, W.S. (1956). Fourteen Dimensions of Temperament. *Psychological Monographs: General and Applied*, 70 (10), 1-26.
- Guilford, J. S. (1952). Temperament traits of executives and supervisors measured by the Guilford Personality Inventories. *Journal of Applied Psychology*, 36 (4), 228-233.
- Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 158-176). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological methods*, 3, 424-453.
- 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.
- Jackson, D. L, Gillapsy, J. A., Jr., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14, 6-23.
- Lovell, C. (1945). A Study of the Factor Structure of Thirteen Personality Variables. *Educational and Psychological Measurement*, 5, 335-350.
- Marsh, H. W., & Grayson, D. (1994). Longitudinal stability of latent means and individual differences: A unified approach. *Structural Equation Modeling*, 1, 317-359.
- Martens, M. P. (2005). The use of structural equation modeling in counseling psychology research. *The Counseling Psychologist*, 33, 269-298.
- Martin, H. G. (1944). Locating the troublemaker with the Guilford-Martin Personnel Inventory. *Journal of Applied Psychology*, 28 (6), 461-467.
- Martin, H. G. (1945). The construction of the Guilford-Martin Inventory of factors GAMIN. *Journal of Applied Psychology*, 29 (4), 298-300.
- McDonald, R. P., & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological methods*, 7, 64-82.
- 中山 皓平 (2010). 心理尺度構成方法論の比較研究 — FA モデルと IRT モデルを対象として — 関西大学大学院心理学研究科修士論文 (未公開)

- 中山 皓平・清水 和秋 (2009). 心理尺度の内部構造の評価——YG性格検査の12尺度を対象として——日本心理学会第73回大会発表論文集, 499.
- 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.
- 大沢 正子 (2002). 5因子論とBig Five尺度の検討——Y-G, MPIとのジョイント因子分析を通して——教育諸学研究 16, 7-20.
- R Development Core Team (2015). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Raykov, T., Tomer, A., & Nesselroade, J. R. (1991). Reporting structural equation modeling results in Psychology and Aging: Toward a proposition of publication guidelines. *Psychology and Aging*, 6, 499-503.
- Revelle, W. (2016). *Package 'psych'*. <http://personality-project.org/r/psych>.
- Richardson, M. W. (1936). Notes on the rationale of item analysis. *Psychometrika*, 1, 69-76.
- 清水 和秋 (2003). 構造方程式モデリングによる平均構造の解析モデル 関西大学社会学部紀要, 34 (2), 83-108.
- 清水 和秋 (2011). 項目と潜在変数との相関を使った項目分析——因子負荷量, 因子構造そして因子パターンと関係の再考察—— 関西大学心理学研究, 2, 1-6.
- 清水 和秋 (2013). 構造方程式モデリング 日本パーソナリティ心理学会 (企画) 二宮克美・浮谷秀一・堀毛一也・安藤寿康・藤田圭一・塩谷真司・渡邊芳之 (編集) パーソナリティ心理学ハンドブック (pp. 669-675) 福村出版
- 清水 和秋・中山 皓平 (2009). 心理尺度の内部構造の探索——YG性格検査の12尺度を対象として——日本心理学会第73回大会発表論文集, 498.
- 園原 太郎 (1954). 結語 京都大学文学部紀要, 3, 159-165.
- Steiger, J. H. (1998). A note on multiple sample extensions of the RMSEA fit index. *Structural Equation Modeling*, 5, 411-419.
- 竹本 照子 (1954). 特性別自己診断検査の作製 京都大学文学部紀要, 3, 87-138.
- 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.
- Terracciano, A., McCrae, R. R., & Costa, P. T., Jr. (2006). Longitudinal trajectories in Guilford-Zimmerman Temperament Survey data: Results from the Baltimore Longitudinal Study of Aging. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, 61B, P 108-116.
- Thurstone, L. L. (1951). The dimensions of temperament. *Psychometrika*, 16, 11-20.
- 辻岡 美延 (1954). 矢田部Guilford性格検査の因子分析的研究 京都大学文学部紀要, 3, 139-158.
- 辻岡 美延 (1957). 矢田部 ギルフォード性格検査 心理学評論, 1, 70-100.
- 辻岡 美延 (1960). 自己診断過程における価値観と人格特性との関連について 関西大学経済政治研究所研究双書, 5, 51-125.
- 辻岡 美延 (2000). 新性格検査法——YG性格検査実施・応用・研究手引—— 日本・心理テスト研究所.
- 辻岡 美延・藤村 和久 (1975a). 質問紙法性格検査における社会的望ましさの因子について 教育心理学研究, 23, 69-77.
- 辻岡 美延・藤村 和久 (1975b). 質問紙法性格検査における社会的望ましさの因子の除去について——YG性格検査について—— 関西大学社会学部紀要, 6 (2), 11-26.
- 辻岡 美延・東 正訓 (1987). 質問紙法における反応歪曲の検出について (I)——YG性格検査の場合——

- 関西大学社会学部紀要, 19 (1), 51-85.
- 續 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 教育心理学研究, 18 (1), 33-47.
- 續 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 教育心理学研究, 19 (2), 85-97.
- 和田 さゆり (1996). 性格特性用語を用いた Big Five 尺度の作成 心理学研究, 67, 61-67.
- 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.
- 山本 理恵・清水 和秋 (2010). Big Five と YG 性格検査の関係性の探索 — Big Five 形容詞短縮版と YG のジョイント因子分析から — 日本心理学会第74回大会発表論文集, 61.
- 矢田部 達郎 (1954). 性格自己診断検査の作製 京都大学文学部紀要, 3, 71-167.
- 矢田部 良子 (1954). 総括的自己診断検査の作製 京都大学文学部紀要, 3, 71-86.

—2017.2.5受稿—

