

## 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)

その他のタイトル	Modeling of the Relationships among the Constructs of Personality using Parceling Method: Big Five, State-Trait Anxiety, and Mood States
著者	清水 和秋, 山本 理恵
雑誌名	関西大学社会学部紀要
巻	38
号	3
ページ	61-96
発行年	2007-03-30
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10112/2253">http://hdl.handle.net/10112/2253</a>

## 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) —

清水和秋・山本理恵

### Modeling of the Relationships among the Constructs of Personality using Parceling Method: Big Five, State-Trait Anxiety, and Mood States

Kazuaki SHIMIZU and Rie YAMAMOTO

#### Abstract

Exploratory factor analysis (N=226) was conducted for a set of 30 adjective items to measure the Big Five dimensions: Neuroticism, Extraversion, Openness to Experience, Agreeableness, and Conscientiousness. To confirm the five factors, structural equation modeling analyses were performed through the Amos 5 for 30 items and for 15 parcels of two items independently. Searching for a better model of simple structure, the 70 models for parceling variables were estimated. A complex model added seven paths to the simple structure model, and gave an acceptable fit level. For two waves of the STAI and the POMS in an interval of one week, longitudinal path model analyses (N=219) were conducted using parceling variables and scales. The results indicated the high stability of trait anxiety and the low stability of state and mood factors. The relationships among the Big Five, the STAI and the POMS were modeled in a single path diagram. Significant paths from the Big Five factors to the trait anxiety factor were estimated. A few significant paths from these factors to state and mood factors of wave one were also estimated. There were no relationships among the Big Five factors and the wave two factors of the STAI and POMS. The methodology for exploring the parceling variables of a best fit model among possible combinations was demonstrated for the Big Five modeling. Mentioning the Reticular and Strata Models (Cattell, 1966), the implications of these findings were discussed.

Key words: Big Five, STAI, POMS, exploratory factor analysis, structural equation modeling, parceling, longitudinal model, stability, state, trait, constructs, Reticular and Strata Models

#### 抄 録

Big Fiveの次元(情動性、外向性、開放性、協調性、誠実性)を測定するために30個の形容詞に因子分析をおこなった(N=226)。5因子を確認するために30項目と2つの項目を小包にした15の変数とに独立にAmos 5で構造方程式モデリングによる分析をおこなった。単純構造のよりよいモデルを求めて、小包化した変数の70個のモデルが推定された。単純構造に7つのパスを加えて複雑化したモデルが受け入れることのできるレベルの適合度となった。1週間間隔で2回測定 of STAIとPOMSに縦断的パスモデル分析(N=219)が小包変数と尺度を使っておこなわれた。特性不安の安定性が高く、状態と気分の安定性は低かった。Big Five、STAIそしてPOMSの関係性を1つパス図の中でモデル化した。Big Fiveの因子から特性不安因子に有意なパスが推定された。これらの因子から第1回目の状態と気分の因子へは小数の有意なパスがまた推定された。Big Five因子と第2回目のSTAIとPOMSの因子とは関係がなかった。可能な組み合わせの中で最良の適合度の小包変数を探索する方法論がBig Fiveモデル化を例としてしめされた。Cattell (1966)によるReticular and Strata Modelsに言及しながら、これらの発見の意味を議論した。

キーワード: Big Five、STAI、POMS、探索的因子分析、構造方程式モデリン、小包化、縦断的モデル、安定性、状態、気分、特性、構成概念、Reticular and Strata Models

## はじめに

因子分析法は、その100年を超える歴史の中で、構成概念の構造を探求する方法論として、実証的な知見の蓄積に貢献してきた。知能の構造に関する C. Spearman と L. L. Thurstone の論争は、階層的な構成概念のモデル化への道を開いたともいえよう。H. J. Eysenck は、性格測定モデル化で、項目反応・尺度・1次因子・2次因子の4つの水準をおいている。このようなパーソナリティの古典的な研究での議論は、実は、方法論による制約の範囲内で展開されていたものであった。たとえば、2次因子を求める手順は、1次レベルの因子を因子分析し、そこで得られた因子間相関をさらに因子分析（場合によっては主成分分析）することによって2次因子を得る、というものである。複数の異なったレベルにあると想定される潜在的な変数を1つのモデルの中で表現することは、あくまでも、いつかの段階を経て得られた結果を総合化するという理念的な操作によらなければならなかった。

このような方法論の時代にあっても、因子分析法を応用する中で、パーソナリティ理論の実証的な研究を目指していた R. B. Cattell は、探索的な因子分析法と重回帰分析によるパス解析とを組み合わせながら、Reticular and Strata Models (Cattell, 1966) として、階層的な因子モデルや因子間に仮説的な関連性を想定したモデル群を提案している。因子間の横の関係や階層的な上限関係を影響の方向性をも取り込みながらいくつかのモデルとして、パーソナリティ研究の成果を描こうとしている。Cattell によるこのアイディアは、McArdle (1984) が的確に指摘しているように、構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling: 以下 SEM) によって始めて、理念的なモデルからデータ解析の対象となった (清水, 1989)。

1990年代以降からは、探索的因子分析から尺度を構成する方法が、斜交回転を前提として、心理学では定番となってきたようである。そして、ある特定の構成概念の測定モデルの構築とその検証の道具として SEM が活用されるようになってきている。Borsboom (2005) が議論しているように、今後は、潜在的な内部構造を保持しながら構成概念間の関係性をモデル化した知見を蓄積していく研究の展開の方向へと向かうと考えられる。

パーソナリティ特性理論の新しい展開分野である Big Five 研究では、どうしたわけか、探索的因子分析と伝統的多変量解析法を応用することが多いようである。複数の概念間の関係については、SEM の方法論的な進展にもかかわらず、尺度構成や因子の不変性の検証ほどには活用されていないようである。観測変数間での単純相関係数、(重) 回帰分析、正準相関係数分析などが使用され、潜在的な因子を尺度として、あるいは因子得点として推

定し、構造間の関係を、これらの方法論で解析することもある。そして、複数の領域にわたって潜在する因子を探索するいわゆるジョイント因子分析を適用することもおこなわれてきた（柏木, 1997; 辻, 1998）。

SEMと古典的な方法論との違いの1つは、領域間で共分散あるいは因果的パスの形式で関連する（潜在）変数間の関連を、統計的に有意なものだけに制限できることである。SEMでは、よく知られているように、データへのモデルの当てはまりの適否を検定あるいは各種の指標から総合的に判断することができる。全体としてのモデルについての議論が数理統計学的基盤の上で展開することができるわけである。

本稿では、パーソナリティの構造について、変数のレベルと関連性についてモデルを構築し、複数の構成概念間の関係のモデル化を試みてみることにする。対象とするのはBig Fiveと不安そして気分である。

Big Fiveの研究では、探索的な因子分析法が適用されてきた（たとえば、Goldberg, 1981; Costa & McCrae, 1992; 下仲・中里・権藤・高山, 2002; 藤島・山田・辻, 2005など）。測定変数として形容詞を使用した研究（たとえば、John & Srivastava, 1999; Gosling, Rentfrow & Swann, 2003; 柏木・和田・青木, 1993; 和田, 1996など）でも方法論は探索的な因子分析であった。5次元の詳細については、Big Five研究者間で見解が完全に一致しているわけではない。大きな枠組みとしての5次元が、質問（文章）項目方式による検査尺度でも、形容詞による測定でも、ほぼ共通して報告されている状況にあるといえよう（詳しくは、Kashiwagi (2002) や辻 (1998)、山本 (2006) など参照）。Big Five研究者による伝統的な質問紙検査の批判は、たとえば柏木 (1997) がおこなっているように、次元性、特にその数に向けられてきた。

SEMによる研究が盛んになるなかで、Big Fiveの研究分野では、探索的な方法論がいまだに大きな役割を占めている。探索的因子分析からSEMへと進展しない理由が、単純構造のとらえ方と変数そのものの性質にあるのではないかと考えている。

単純構造は、SEMの方法論が変数の望ましい性質としていることである。測定モデルにおいて、因子と変数との関係がL. L. Thurstoneのいう単純構造以上に純粋に単純な構造であることが、適合度のよいモデルの条件となっている。Aluja, Gracia, Gracia & Seisdedos (2005) は、探索とSEMによるモデル化をスペイン版NEO PI-Rを中心に比較をおこなっている。因子的不変性を回転によって議論しているところは、古典的な方法論の制約内での結果ではあるが、SEMによるモデル化が単純構造の仮定にあることを述べ、複雑化したモデルによれば、両方の方法からも同一の因子の構造を確認できることを報告

し、McCrea, Zonderman, Costa, Bond & Paunonen (1996) の主張に整合する結果であるとしている。

観測変数間に何らかの共分散が発生することがある。調査項目間の類似性による共分散は、観測変数の誤差間共分散としてSEMにおいてモデルとして処理できる(狩野, 2002a, b)。道具的な要因が関与していることが明確であれば、誤差間に共分散を置くことの明白な理由となる。項目の表現やそこに内包される意味も道具的な要因ではあるが、この処理はそれほど単純ではない。項目作成では、意味内容が1つに集約することができるように、その表現に検討が加えられても、そこに内包される多義性は、曖昧な結果をもたらすことになる。形容詞を刺激語とした場合には、項目表現の類似性か多義性によるものか、判然としない。

最尤法によるSEMでのパラメータの推定では、標本数Nが十分に大きな数でかつ多変量正規分布することが条件となる。モデルの適合度が基準となるレベルに達しない場合に、原因の1つとして、観測変数の分布が最尤法の要求する条件に達していないと考えることもできる。実際の研究では、100人程度を対象とし、4件法程度の反応カテゴリーの項目からでも、測定モデルや構造モデルを確認したとする報告があり、このような結果はある意味では、正規分布からの乖離に対しての最尤法が頑健であることの傍証ともいえよう。

モデルの適合度が悪い場合には、一般的により適合度が高くなるように不適切な点を改善する方向での修正作業に入ることになる。狩野・三浦(2002)が指摘しているように、SEMの解析ソフトウェアが出力してくれる修正指標が、モデル改善の目安として適切であるとは限らない。

いくつかの項目をまとめて下位尺度とする方法を小包化(parceling)と命名したのはCattell(1956)であり、下位尺度を観測変数とする探索的因子分析法を小包因子分析(parcel factor analysis)とも呼んでいる(Cattell & Burdsal, 1975)。小包化したほうがより適切な解を推定する可能性が高まる(狩野, 2002a, b)。たとえば、1つの項目よりも、内部一貫性のある複数の項目を合成した尺度のほうが、信頼性が高くなることは古典的テスト理論が明らかにしたことでもある。十分に大きな標本を対象に研究を進めることは容易なことではない。最尤推定によるSEMでは、主因子法での因子解の推定よりも観測変数の分布からの影響をうけることになり、100~200人程度を対象とした場合には、反応カテゴリーの少ない項目では、特に分布のバイアスを気にせざるを得ない。小包化した観測変数から構成概念のモデル化を適切におこなうことができることは、感情状態の構造(森・清水, 2005)、対人恐怖心性・ストレスコーピング(清水・沢内・平田・井出・内田, 2005)、進

路自己効力感（花井・清水, 2005, 2006）あるいはBig Five（清水・山本, 2006b; 山本, 2006）などいくつかの研究で報告している。

本研究では、まず、Big Fiveの測定に関して、2つの方向からSEMによるモデル化の可能性を追求してみることにする。1つは、極端な単純構造の仮定から少々の複雑化に踏み込みながら適合度のよいモデルを探ろうとするものである。もう1つは、小包化（parceling）の適用である。この2つを組み合わせることによって、Big Fiveの形容詞を変数として、その測定モデルの可能性を追求しながら、方法論の観点から考察を加えてみたい。

特性レベルが状態レベルよりも上位にあると仮定されてきた（たとえば、Schutte, Malouff, Segreera, Wolf & Rodgers, 2003）。本研究では、次に、抽象度の最も高い特性（あるいは類型）レベルの変数を対象としたモデルと状態によって変化する不安や気分のモデルとを総合的に1つの図の上で描くことができるかを検討してみる。不安と気分に関しては、仮定していた構成概念の性質に妥当なものであるかどうかを捉えるために、清水（1997）のように縦断的に収集したデータから特性変数の安定性と状態変数の安定性とをモデル化し、その可能性を検討し、最後に、Big Fiveにこれらの変数を加えた総合的なモデルを追求してみることにする。

## 方 法

### 調査対象者

関西大学社会学部心理学専攻の授業で2回の調査を2005年6月から7月におこなった。第1回目では、Big Five形容詞版2005（7件法30項目）、STAI-JYZ（肥田野他, 2000）、POMS短縮版（横山, 2005）を実施した。次の週に第2回調査として、STAI-JYZとPOMS短縮版を実施した。第1回目の調査に参加したのは226人であったが、2回の調査ともに参加したのは219人（男子：65、女子：154）であり、平均年齢は19.81歳（SDは1.81）であった。なお、これらの調査では、この他にも多くの変数での調査を同時に実施している。結果については、別な機会でも報告することを予定している。

### 観測変数

#### (1) Big Five形容詞短縮版2005

Big Fiveの5因子を想定して、形容詞による先行研究（Gosling, Rentfrow & Swann, 2003; Kashiwagi, 2002; 藤島・山田・辻, 2005; 辻ほか, 1997; 下仲ほか, 2002）を参考にして、

外向性 (Extraversion)、情動性 (Neuroticism)、誠実性 (Conscientiousness)、協調性 (Agreeableness)、開放性 (Openness to Experience) について各 6 項目で合計30項目からなる Big Five (形容詞) 短縮版2005を作成した。

外向性 (E) : 話し好きな、陽気な、外向的な、内気な (R)、控えめな (R)、もの静かな (R)
情動性 (N) : 悩みがちな、不安になりやすい、心配性な、傷つきやすい、動揺しやすい、神経質な
誠実性 (C) : 責任感のある、集中力がある、ルーズな (R)、勤勉な、無責任な (R)、あきっぽい (R)
協調性 (A) : 親切的な、やさしい、寛大な、反抗的な (R)、わがままな (R)、批判的な (R)
開放性 (O) : 想像力に富んだ、機転のきく、洞察力のある、美的感覚の鋭い、独創的な、好奇心が強い

この中で (R) を付記しているのは、逆転表現の形容詞である。回答形式は、7 件法 (1 : まったくあてはまらない、2 : あてはまらない、3 : どちらかといえばあてはまらない、4 : どちらともいえない、5 : どちらかといえばあてはまる、6 : あてはまる、7 : 非常によくあてはまる) とした。

本研究で新たに作成した30項目が Big Five の 5 因子構造となるかどうかを検討するために、測定 1 回目のデータで探索的因子分析をおこなってみることにする。そして SEM で、構成概念のモデル化が可能かどうか検討してみることにする。

## (2) 新版 STAI-JYZ (State-Trait Anxiety Inventory-Form JYZ)

個人の情緒状態としての不安とパーソナリティ傾向としての特性的な不安の 2 つを 1 つの質問紙において測定することを目的に開発された不安検査であり、海外で使用されている STAI-Y の日本独自な改良版である (肥田野・福田・岩脇・曾我・Spielberger, 2000)。この検査は 2 つの下位尺度から構成されており、状態不安の 20 項目での被験者への指示は「たった今、あなたがどう感じているか」そして「あなたの現在の気持ちを一番よく表す」である。もう 1 つの特性不安の 20 項目では「あなたがふだん、どう感じているか」そして「あなたがふだん、感じている気持ちを一番よく表す」となっている。なお、選択肢は 4 件である。

この Form-JYZ は、質問項目の表現の方向で「不安存在 (たとえば、自信がない)」と「不安不在 (たとえば、幸せである)」の項目を、状態不安尺度・特性不安尺度のそれぞれにおいて、等しい数 (10 項目) に揃えるという Form-Y からの改良が加えられている。STAI-JYZ の信頼性と妥当性については、肥田野ほか (2000) に報告がある。α 係数からみた下限としての信頼性の推定値が、0.9 前後の値で、4 ヶ月間隔での再検査信頼性は、特性不安尺度では 0.7 程度であるが、状態不安尺度ではかなり低い (15 名の男子では .6、同じ人数の女子では .1)。再検査の人数が非常に少なく、状態と特性の違いを反映する結果

であるかどうかはこの報告では不明確である。なお、2つの尺度の相関は、千人を超える大学生のデータから0.6台であるとしている。

### (3) POMS (Profile of Mood States) 短縮版

気分を測定する質問紙法として米国で開発されたPOMS日本語版の65項目版（正規版）を30項目に削減したものである（横山, 2005）。6つの気分を測定する尺度は、「緊張—不安（TA: Tension-Anxiety）」、「抑うつ—落込み（D: Depression-Dejection）」、「怒り—敵意（AH: Anger-Hostility）」、「活気（V: Vigor）」、「疲労（F: Fatigue）」そして「混乱（C: Confusion）」であり、各尺度は5項目からなる。被験者への指示は、「その項目の表す気分になることが過去1週間「まったくなかった」（0点）から「非常に多くあった」（4点）までの5段階（0点～4点）のいずれか1つを選択する（横山, 2005, p.2）」であり、短期の気分状態を測定することを目的として作成されている。各尺度の $\alpha$ 係数による信頼性の下限の推定値としては「混乱（C）」が0.6をやや下回る値であるが、他は0.8を上回っている（0.805～0.880）ことが男女の標準化データから報告されている。この検査では、「活気（V）」だけがポジティブで活発な気分・感情を測定する尺度となっている。他の5尺度の合計得点から「活気得点」を引いて、Total Mood Disturbance（TMD）得点としているが、本研究では、観測変数の独立性を確保するために、このTMD得点は分析では使用しないで、気分6尺度の尺度得点をそのまま観測変数の得点として取り扱うことにする。

## 結 果

### (1) Big Five 形容詞短縮版2005の測定モデル

#### (1-1) 探索的因子分析

項目からの探索的因子分析をおこなった。スクリー・グラフと、仮説にもとづいて、因子数を5とした。主因子法の繰り返しにより共通性を推定し、主因子解をVarimax法で直交回転し、さらにPromax法で斜交回転をおこなった。なお、この分析では、第1回調査の226人を分析の対象として、SPSS ver. 13を使用して、解の推定・計算をおこなった。

項目作成段階で仮定したBig Fiveの構成概念にほぼ対応する5因子が得られた（表1）。すなわち、第1因子（情動性因子：Neuroticism）は「不安になりやすい」や「心配性な」などの6項目からなる。第2因子（外向性因子：Extraversion）は「もの静かな（逆転：以下Rと略）」や「外向的な」などの6項目からなる。第3因子（誠実性因子：Conscientiousness）は「責任感のある」や「ルーズな（R）」などの5項目からなる。第4因子（開



放性因子：Openness to Experience)は「独創的な」や「想像力に富んだ」などの4項目と協調性尺度の1項目(「反抗的な(R)」)からなる。第5因子(協調性因子：Agreeableness)は「親切的な」や「やさしい」などの4項目からなる。外向性因子と情動性因子に弱い負の相関(-0.347)があり、誠実性因子と協調性因子に弱い正の相関(0.342)があった。その他の因子間の相関は低い(-0.128~0.274)。

表1 Big Five形容詞短縮版2005の5因子解(N=226)

尺度名と項目	情動性	外向性	誠実性	開放性	協調性	共通性	平均値	標準偏差
(情) 不安になりやすい	<b>0.866</b>	-0.020	-0.012	-0.128	0.025	0.806	5.195	1.602
(情) 心配性な	<b>0.783</b>	0.073	0.156	-0.099	0.004	0.593	5.137	1.495
(情) 傷つきやすい	<b>0.768</b>	0.061	0.017	0.123	0.052	0.549	5.009	1.541
(情) 悩みがちな	<b>0.768</b>	-0.058	-0.006	0.074	0.018	0.611	5.199	1.424
(情) 動揺しやすい	<b>0.600</b>	-0.022	-0.145	-0.097	0.035	0.436	4.615	1.525
(情) 神経質な	<b>0.529</b>	-0.121	0.363	0.141	-0.171	0.427	4.097	1.789
(外) もの静かな	-0.061	<b>-0.876</b>	0.178	0.201	0.134	0.748	3.407	1.587
(外) 控えめな	0.071	<b>-0.699</b>	-0.065	0.142	0.285	0.561	4.088	1.497
(外) 外向的な	-0.042	<b>0.698</b>	0.035	0.135	0.189	0.646	4.389	1.511
(外) 話し好きな	0.133	<b>0.670</b>	0.012	0.044	0.161	0.453	5.341	1.256
(外) 陽気な	-0.037	<b>0.646</b>	0.000	0.074	0.225	0.535	4.938	1.260
(外) 内気な	0.319	<b>-0.527</b>	-0.201	-0.012	0.119	0.554	4.027	1.605
(誠) 責任感のある	0.085	0.058	<b>0.769</b>	0.005	-0.040	0.569	4.854	1.414
(誠) 無責任な	-0.037	-0.107	<b>-0.750</b>	0.184	-0.083	0.599	3.128	1.407
(誠) ルーズな	-0.015	0.015	<b>-0.645</b>	0.269	0.021	0.426	4.580	1.661
(誠) 勤勉な	0.169	-0.046	<b>0.588</b>	0.001	0.021	0.362	3.934	1.467
(誠) 集中力がある	-0.204	-0.123	<b>0.432</b>	0.141	-0.073	0.258	4.283	1.520
(誠) あきっぽい	-0.030	0.061	-0.192	0.269	-0.087	0.117	4.677	1.545
(開) 独創的な	-0.078	-0.120	-0.177	<b>0.705</b>	0.146	0.507	4.173	1.509
(開) 想像力に富んだ	0.001	0.034	-0.125	<b>0.674</b>	0.086	0.474	4.553	1.491
(開) 美的感覚の鋭い	-0.061	-0.198	0.166	<b>0.481</b>	0.014	0.278	3.858	1.438
(開) 洞察力のある	-0.013	0.047	0.335	<b>0.435</b>	-0.108	0.338	4.487	1.488
(開) 好奇心が強い	-0.025	0.297	0.047	0.391	0.123	0.361	5.292	1.287
(開) 機転のきく	-0.274	0.027	0.373	0.354	0.081	0.488	4.199	1.366
(協) 親切的な	0.154	0.084	0.009	0.057	<b>0.831</b>	0.709	4.867	1.166
(協) やさしい	0.135	0.091	0.063	0.145	<b>0.781</b>	0.705	4.876	1.230
(協) 寛大な	-0.129	-0.006	-0.122	-0.062	<b>0.622</b>	0.374	4.681	1.277
(協) わがままな	0.148	0.123	-0.126	0.313	<b>-0.434</b>	0.332	4.115	1.629
(協) 反抗的な	0.174	0.148	-0.155	0.637	-0.328	0.547	3.903	1.649
(協) 批判的な	0.090	-0.056	-0.019	0.375	-0.293	0.196	4.062	1.534
情動性	1.000							
外向性	-0.347	1.000						
誠実性	-0.128	0.051	1.000					
開放性	-0.132	0.274	0.161	1.000				
協調性	-0.123	0.034	0.342	0.158	1.000			

注：( )内の文字は、作成の段階で該当すると考えた尺度名である。  
外は外向性、情は情動性、誠は誠実性、協は協調性、開は開放性をあらわす。

このように尺度作成の際に想定した項目を中心とした5因子が構成された。大きく異なっていたのは、協調性の逆転項目として想定した「反抗的な」である。この項目は、開放性因子での因子パターンのほうが高く.637で、協調性では-.328となった。「批判的な」も値が低いですが、同じような傾向を示した。誠実性で逆転として仮定した「あきっぽい」は、共通性が小さく、明確な傾向を示さなかった。外向性については、逆転項目を設定しても仮説通りの結果を得ることができたが、他の3因子では、逆転として表現した方向を適切に確定するには、表現上での工夫が必要なようである。なお、情動性は形容詞での表現の方向性が因子の構造に反映され、明確な結果となった。

項目を作成した段階で想定していた5尺度（6項目）の信頼性を $\lambda_3$ （Guttman, 1945）でみると、外向性が0.843、情動性が0.859、誠実性が0.717、協調性が0.705、開放性が0.750であり、項目数が6にもかかわらず、心理尺度として受け入れることのできるレベルの信頼性の下限としての推定値を得ることができた。

## (1-2) Big Fiveのモデル化

### (1-2-1) 項目からのモデル化

探索的因子分析を再現することを目的として、30個の形容詞項目からモデル化を試みることにした。ここでは、因子ごとに仮定した項目を、単純構造となるように想定して、配置してみた。Amos 5で推定した結果を標準化形式で示したのが次の図1である。

探索的因子分析では、主因子法で因子解の推定をおこなっている。Amosの最尤法で推定した値を標準形式に変換した図1の値を表1と比較しても、それほど大きな違いはないようである。SEMとしての推定モデルの適合度は、RMSEA、CFIいずれにおいても、かなり悪い、といわざるを得ない。

探索的因子分析の結果を一瞥すると、単純構造のようでもあるが、因子パターンの高い値を該当する因子において示した項目でも、他の因子に0.1台や0.2台の値が見られ、図1のような完全に単純化したモデルではデータを十分に説明していないことが想像される。図では提示していない残差系の適合度指標を掲載するとGFI=0.716そしてRMR=0.254であった。Amosの修正指標で適合度のより高いモデルを探索するには、表1からみても明らかのように、不適合の様相があまりにも複雑であるために、ここでは、項目からのモデル化の可能性を追求することはおこなわないことにした。なお、SEMの各種の適合度については、Marsh, Hau & Grayson (2005) に従ってその適否の判断をおこなっている。

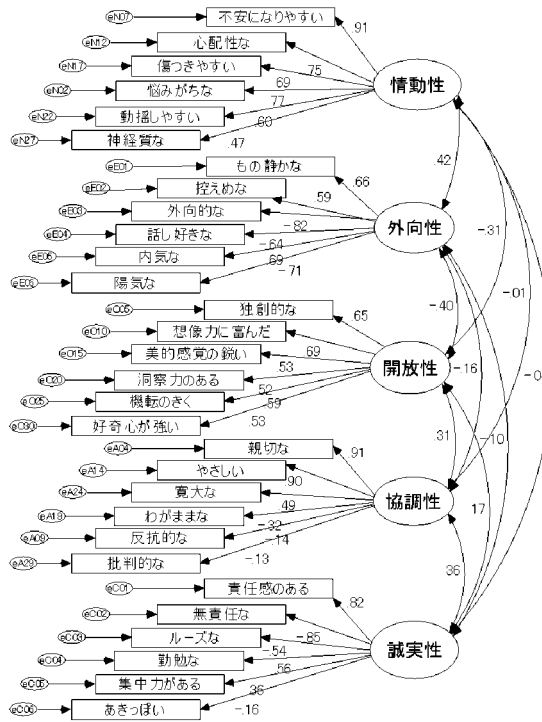


図1 Big Five形容詞短縮版2005のモデル (逆転前の項目から)  
 注：適合度指標  $\chi^2=1199.098$   $df=395$   $P=.000$   $RMSEA=.097$   $CFI=.704$   $IFI=.708$

(1-2-2) 観測変数の小包化

項目よりも統計的によい性質を小包化した変数に期待することができることは明らかである (狩野, 2002a, b)。項目をまとめて下位尺度あるいは小包にするやり方の課題は、小包化の方法が確立しているわけではないことにある。Coffman & MacCallum (2005) は、等質的な下位尺度の構成よりも、下位尺度構成の対象となっている因子を全体として、下位尺度でもカバーするように構成することが望ましいこと報告している。本研究では、Big Fiveの30項目の形容詞を対象として、最も適合度のよいモデルを、小包化の方法を検討するなかで、追求してみることにする。

同じ尺度内で複数の項目を合わせて下位尺度をつくり、その下位尺度 (parcel: 小包) を観測変数とする。そして、単純な構造を仮定したモデルを設定し、項目の組み合わせを次の3つの方法でおこない、モデルの適合度を比較してみることにした。

(1) 等質小包構成法 (homogeneous parceling method)

尺度 (6項目) ごとに探索的因子分析をおこない、内部の下位因子の項目を組み合わせ

た。下位因子が2つの協調性と開放性の場合、下位尺度は2つ（各3項目）となり、下位因子が3つの誠実性は、下位尺度が3つ（各2項目）となる。1因子構造と判断した外向性と情動性は1での因子パターンで上位（2項目）・中位（2項目）・下位（2項目）の項目どうしで下位尺度を構成した。この方法は結果として等質性の高い下位尺度を構成することになったので、ここでは「HP」とよぶ。

(2) 下位領域再現法（sub-domain representative method）

尺度（6項目）ごとに独立におこなった探索的因子分析から、下位因子の項目が混合するように組み合わせた。2因子構造の協調性と開放性では、因子パターンの値が小さく（0.4に満たない）いずれの因子にも含まれない項目は、項目の内容などから、仮にいずれかの因子に含めるものとし、（第1因子に含まれる項目のなかで因子パターンが最大の項目＋第2因子に含まれる項目のなかで第2因子へのパターンが最小の項目）、（第1因子パターンが2番目に大きい項目＋第2因子パターンが2番目に小さい項目）、というように2項目ずつ3つの小包をつくった。

3因子構造の誠実性では、いずれの因子にも含まれない項目は、仮に第3因子に含めるものとし、（第1因子に含まれる項目のなかで因子パターンが最大の項目＋第2因子に含まれる項目のなかで第2因子へのパターンが最小の項目＋第3因子に含まれる項目のなかで第3因子へのパターンが最小の項目）、（第1因子パターンが2番目に大きい項目＋第2因子パターンが2番目に小さい項目＋第3因子パターンが2番目に小さい項目）の3項目ずつ2つの小包をつくった。

1因子構造の外向性尺度と情動性尺度では、因子パターンが（最大の項目＋最小の項目）、（2番目に大きい項目＋2番目に小さい項目）、（3番目に大きい項目＋3番目に小さい項目）という組み合わせで下位尺度を構成した。ここでは、この方法を「Sub-DPR」とよぶ。

(3) 領域再現法（domain representative method; Coffman & MacCallum（2005））

30項目全体での探索的因子分析結果の因子パターン（表1）から、その因子への因子パターンが（最大の項目＋最小の項目）、（2番目に大きい項目＋2番目に小さい項目）、（3番目に大きい項目＋3番目に小さい項目）という組み合わせで下位尺度を構成した。因子パターンの値の順番を手がかりとしたので、ここでは、「因子パターン順」とよぶ。この方法では、結果として構成された尺度の当該因子での因子パターンの平均が各小包で同じような値となることを目標とした。

以上の3つの方法で推定された解の適合度指標に、図1の項目から単純構造を想定して推定した解のものを加えて整理したのが、次の表2である。この結果、(3)の全項目から

の探索的因子分析での因子パターンによる方法から最も適合度のよい解を得ることができたと判断できる。しかしながら、あてはまりがよいとされる基準には、いずれの指標においても達していない。

表2 Big Five形容詞短縮版2005のモデル比較

モデル	$\chi^2$	df	P	RMSEA			CFI	AIC
				RMSEA	L90	H90		
項目（6項目）から（図1）	1199.098	395	0.000	0.097	0.090	0.103	0.704	1339.098
(1) HP	261.740	56	0.000	0.128	0.112	0.144	0.799	331.740
(2) Sub-DRP	241.232	67	0.000	0.108	0.093	0.122	0.875	317.232
(3) 因子パターン順	212.039	80	0.000	0.086	0.072	0.100	0.909	292.039

注：モデルの適合度に関する指標としては、 $\chi^2$ 統計量、RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation; Steiger & Lind, 1980）、CFI（Comparative Fit Index; Bentler, 1990）、AIC（Akaike Information Criterion; Akaike, 1987）だけを表示している。なお、RMSEAについては、信頼区間を90%として表示している。

### (1-2-3) 最適適合度のモデルの探索

そこで、次に、(3)の「因子パターン順」を基準として、それぞれの尺度内で、可能な組み合わせを作成してみることにした。各尺度内での全組み合わせをつくり、4つの因子（尺度）の下位尺度の組み合わせは(3)での構成内容に固定しながら1つの因子（尺度）のみの組み合わせを変えてゆき、基準の場合よりも適合度のよくなる組み合わせを、小包の数を3個に限定して、探してみることにした。

情報量が多くなるが、5因子別に結果を整理してみることにする。「情動性」については、付表1が小包とした形容詞の組み合わせ（15通り：基準として最初のモデルを置き、2項目で3つ小包を6項目から作成）であり、付表2がこの組み合わせの下でのモデルの適合度である。「外向性」から「開放性」まで順に、形容詞の組み合わせと適合度を付表として論文末尾に提示しているので、参照されたい。

いずれの尺度においても、基準となる(3)よりも適合度のよくなる組み合わせが複数あった。ただし、組み合わせによっては誤差分散がマイナスとなる不適解にも遭遇した。各尺度でもっとも適合度のよい下位尺度（付表2、4、6、8、10で\*がついている組み合わせ）を用いたモデルでは、基準としておいたモデル（表2）よりも適合度はかなりよくなった（図2a）。しかしながら、この単純構造を仮定したモデルではRMSEAが0.056であり、さらによりよい適合度のモデルを求める余地があると考えられた。表1の探索的因子分析結果でも完全な単純構造とはなっていない。そこで、関連すると仮定できる因子の下位尺度へ、統計的に有意なパスに限定して、新たにパスを追加してみることにした。情動性因子から外向性Cと誠実性Cの下位尺度へ、外向性因子から開放性Aへ、誠実

性因子から外向性Aと協調性Cへ、協調性因子から開放性Aへ、開放性因子から協調性Bへとパスを仮定したモデル（図2b）の適合度は、全ての指標において、極めてよい適合度に達した（表3）。

表3 Big Five形容詞短縮版2005の最も適合度のよいモデル

モデル	$\chi^2$	df	P	RMSEA			CFI	AIC
				RMSEA	L90	H90		
図2a 単純構造モデル	136.297	80	0.000	0.057	0.040	0.073	0.959	216.297
図2b 小包Big Fiveモデル	85.812	73	0.145	0.028	0.000	0.050	0.991	175.812

新しく追加した因子と変数との関係は、パス係数としては統計的に有意な水準にはあるが、測定モデルを構成する変数ほどには高い値ではない。図2aと図2bでは、結果を共に標準形式で提示している。単純構造での測定モデルの構造は、パスを加えた影響は因子間相関に小さな値として表れているが、複雑化した図2bにおいても大きな変化はない。

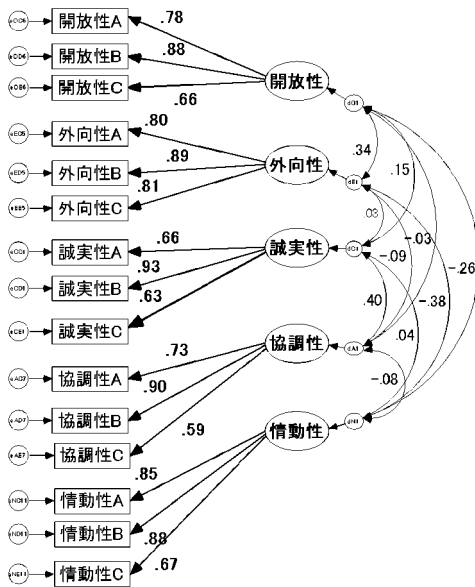


図2a Big Five形容詞版2005のモデル  
（小包化した変数での単純構造）  
注：適合度指標  $\chi^2=136.297$  df=80 P=.000  
RMSEA=.057 CFI=.959 IFI=.960

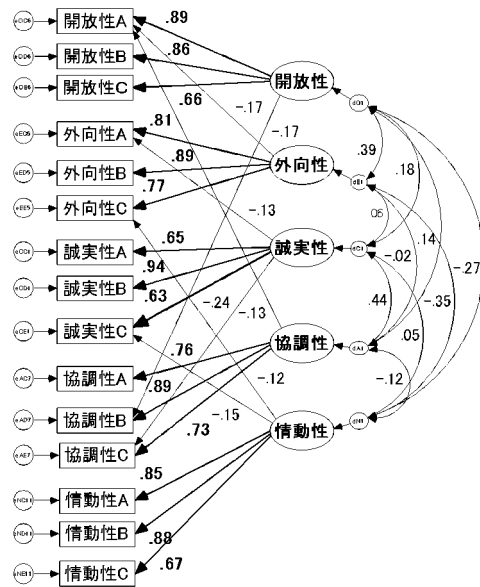


図2b Big Five形容詞版2005のモデル  
（小包化した変数から）  
注：適合度指標  $\chi^2=85.812$  df=73 P=.145  
RMSEA=.028 CFI=.991 IFI=.991

表4 Big Five形容詞短縮版2005の推定値 (図2b)

	パスの方向		非標準化推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準
因子パターン	情動性A	← 情動性	1*		0.853	
	情動性B	← 情動性	0.931	0.072	0.877	0.1%
	情動性C	← 情動性	0.747	0.073	0.665	0.1%
	外向性C	← 情動性	-0.119	0.052	-0.122	5%
	誠実性C	← 情動性	-0.157	0.061	-0.151	1%
	外向性A	← 外向性	1*		0.811	
	外向性B	← 外向性	1.134	0.083	0.888	0.1%
	外向性C	← 外向性	0.906	0.076	0.767	0.1%
	開放性A	← 外向性	-0.201	0.074	-0.172	1%
	誠実性A	← 誠実性	1*		0.654	
	誠実性B	← 誠実性	1.611	0.180	0.939	0.1%
	誠実性C	← 誠実性	1.128	0.137	0.630	0.1%
	協調性C	← 誠実性	-0.372	0.111	-0.245	0.1%
	外向性A	← 誠実性	-0.226	0.087	-0.129	1%
	協調性A	← 協調性	1*		0.758	
	協調性B	← 協調性	1.121	0.106	0.889	0.1%
	協調性C	← 協調性	0.918	0.106	0.728	0.1%
	開放性A	← 協調性	-0.180	0.076	-0.131	5%
	開放性A	← 開放性	1*		0.887	
	開放性B	← 開放性	0.956	0.094	0.859	0.1%
開放性C	← 開放性	0.676	0.074	0.662	0.1%	
協調性B	← 開放性	-0.173	0.058	-0.168	1%	
因子間共分散	情動性	↔ 外向性	-0.416	0.102	-0.348	0.1%
	情動性	↔ 誠実性	0.046	0.065	0.054	
	情動性	↔ 協調性	-0.117	0.081	-0.116	
	情動性	↔ 開放性	-0.338	0.104	-0.274	0.1%
	外向性	↔ 誠実性	0.045	0.054	0.065	
	外向性	↔ 協調性	-0.017	0.067	-0.020	
	外向性	↔ 開放性	0.395	0.098	0.385	0.1%
	誠実性	↔ 協調性	0.263	0.059	0.444	0.1%
	誠実性	↔ 開放性	0.127	0.059	0.175	5%
	協調性	↔ 開放性	0.124	0.081	0.143	

注：1は測定モデルでこの値で固定した。分散は省略している。

質問項目であれば状況設定を表現に組み込むことによって測定したい方向を特定することができる。形容詞では、被験者にこのような方向性を提示しているわけではない。一般的にも形容詞は多義的であるといわれている。単純な測定モデルの構造を求めても、適合度がそれほどよいものとはならなかった理由がこの多義性にあると考えている。

心理テストや心理尺度の構造の解析や検証でSEMが主流となっている中で、Big Five研究の主要な解析方法は探索的因子分析法を用いたものが多い。表1や図2aのように、単純構造には近いが、SEMにそのまま持ち込んでも十分に高い適合度の解を得ることが難

しい。このような現象が、Big Five研究でSEMが解析方法の中心とならない理由ではないかと推測している。

Amosでは、測定誤差間の共分散として適合度を高める方策を修正指標として提供してくれる。この修正指標は狩野（2002a）も指摘しているように使い方によっては不適切な解を導くこともある。ここでは、多義性に配慮して、因子と観測変数（小包）との関係を、単純構造を離れて、少々複雑なものとしてみた（図2b、表4）。

モデルとして受け入れることのできるレベルの適合度を得ようとして因子から観測変数へのパスを追加したわけであるが、図2aと図2bとを比較すると各因子を構成する骨格としての観測変数の因子パターンの値に大きな変化がないことがわかる（図では太い線とフォントで表示）。多義的な要素の情報が、細い線で表した因子パターンとして、推定されたのではないかと考えている。

## (2) STAI-JYZとPOMSの縦断的因子分析モデル

### (2-1-1) STAI-JYZの小包（下位尺度）の構成

STAI-JYZは、状態不安と特性不安についてそれぞれ不安顕在と不安不在（不安測定では逆転方向）の表現でそれぞれ10項目から構成されている。この項目の下位尺度化をおこなうために、第1回目のデータを対象として、状態不安20項目と特性不安20項目について、独立に探索的因子分析を適用した。共に、スクリー・グラフからは2因子が適切と判断できたので、主因子法の繰り返し法で共通性を推定し、Promax法により因子パターンを求めてみた。表5aの状態不安と表5bの特性不安の因子分析結果では共に、1つの因子は、不安存在因子で、不安方向での質問項目を表現した項目からなる。もう1つは不安不在因子で、質問を不安の逆転方向から尋ねるものからなっている。なお、同じような内容構成のSTAI-JYについてIwata, Mishima, Okabe, Kobayashi, Hashiguchi & Egashira（2000）は、全体の40項目から分析し、不安存在では状態と特性に因子が分かれ、不安不在では、1つの因子に状態と特性の項目が含まれる3因子構造となることを報告している。

小包化は、Big Fiveで結果を参考にして、下位尺度構成の対象となっている因子の全体を、構成する下位尺度もカバーする方向でおこなった。詳細は報告しないが、等質性の高い下位尺度を構成することも試みてみた。結果は、測定する領域が狭くなることに加えて、項目表現の方向性が分散に混入することになり、受け入れることのできるレベルの適合度のモデルを得ることができなかった。平井（2000）は、Little, Lindenberger & Nesselrode（1999）を紹介しながら、項目からの因子分析という文脈において「内部一貫性の落とし穴」



表 5 a SATI-JYZ 状態不安項目の因子分析結果\*1

項目*2	不安不在	不安存在	小包記号*3
10	0.829	0.029	状態A
15	0.804	0.027	状態B
8	0.804	0.205	状態A
16	0.787	0.140	状態B
20	0.756	0.152	状態A
19	0.745	-0.112	状態B
5	0.727	-0.079	状態A
2	0.710	-0.196	状態B
1	0.666	-0.158	状態A
11	0.447	0.002	状態B
7	0.070	0.819	状態B
9	0.101	0.745	状態A
12	-0.035	0.740	状態B
6	0.065	0.731	状態A
18	0.041	0.693	状態B
3	0.032	0.689	状態A
4	-0.243	0.618	状態B
17	-0.058	0.603	状態A
14	0.167	0.563	状態B
13	-0.243	0.465	状態A

注1：因子間相関は-0.494であった。  
 注2：項目はここでは省略している。数値はSTAI-JYZの順番である。小包の作成段階では上の段の不安不在因子では、逆転採点をしている。  
 注3：構成した小包の記号である。SEMのモデルでは、1回目の測定では、この記号の最後に1を、2回目の測定では2を、追加して変数名としている。

表 5 b SATI-JYZ 特性不安項目の因子分析結果\*1

項目*2	不安不在	不安存在	小包記号*3
36	0.779	0.136	特性A
39	0.774	0.112	特性B
37	0.684	0.004	特性A
30	0.672	0.073	特性B
28	0.639	0.139	特性A
22	0.558	0.003	特性B
27	0.552	-0.165	特性A
34	0.545	-0.076	特性B
31	0.513	-0.176	特性A
24	0.508	-0.070	特性B
35	0.006	0.850	特性B
40	0.054	0.816	特性A
29	0.101	0.808	特性B
32	-0.169	0.726	特性A
21	0.094	0.710	特性B
23	-0.038	0.652	特性A
25	-0.209	0.490	特性B
26	-0.399	0.163	特性A
33	-0.284	0.124	特性B
38	-0.350	0.113	特性A

注1：因子間相関は-0.396であった。  
 注2：項目はここでは省略している。数値はSTAI-JYZの順番である。小包の作成段階では上の段の不安不在因子では、逆転採点をしている。  
 注3：構成した小包の記号である。SEMのモデルでは、1回目の測定では、この記号の最後に1を、2回目の測定では2を、追加して変数名としている。

を回避する方策として「少ない項目でも中心を外さないためには、領域全体に散らばるように項目をサンプリングするのが賢明である。逆説的だが、内部一貫性を過度に高めるサンプリングは、測定したい構成概念を外す危険性を高めているといえる (p.118)」としている。清水 (1997) では、清水・今榮 (1981) の翻訳したSTAIの状態と特性の下位尺度について、項目表現による特殊因子の情報を避ける方策として、奇遇法で折半した下位尺度で構成して縦断的モデルを構築している。本研究では新しい版のSTAY-JYZの因子分析結果を踏まえて、測定領域を再現する小包化 (domain representative parceling: Coffman & MacCallum, 2005) で、状態不安に2つの下位尺度を、そして、特性不安でも2つの下位尺度を構成した (表 5 a, b 参照)。

#### (2-1-2) STAI-JYZの縦断的因果モデル

再検査信頼性 (安定性係数) は、測定間隔が近ければ値が高くなることが期待される。

そして、構成概念の定義からして、特定不安のほうが、状態不安よりも高いことが期待される。そこで、特性不安が状態不安に影響を与えるという因果的な関係をベースにモデルを構成し、そして、第1回目の測定が第2回目に影響を与えていると仮定して、この影響をそれぞれの因子としての潜在変数間関係をパスとして描いてみることにした。

今回の縦断調査は、1週間間隔という短期間での2回の繰り返しの測定である。調査ではSTAI-JYZの検査用紙を使用しているので、受験した記憶が測定間の共分散となることは容易に想像される。繰り返し測定で生起する共分散を処理しない当初の縦断的なモデルの適合度は予想どおりかなり悪かった（RMSEA = 0.127）。

次に、2つの機会の測定モデルについては、因子パターンを因子的に不変なものとして拘束したモデルについても検討してみた。測定モデルを同値として拘束したモデルのほうが、AICの値が小さく、比較の上では、より適合度の良いモデルではあるが、図3aに提示したようにRMSEAは0.117でSEMのモデルとしては受け入れるレベルに達しなかった。なお、ここでの結果の表示では、標準形式で示しているの、拘束の結果が反映されていない。

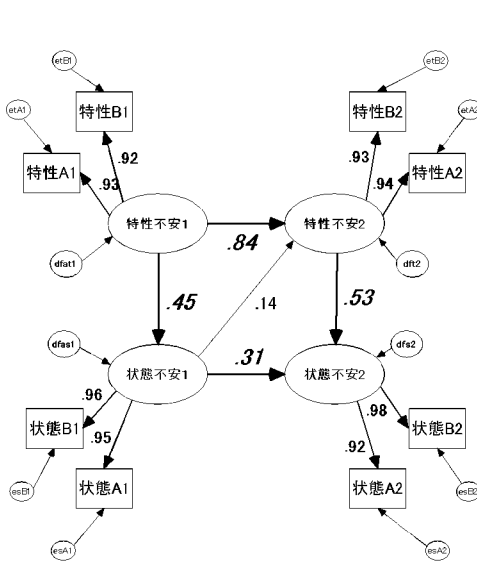


図3a 状態・特性不安 (SATI-JYZ) の1週間間隔での縦断測定モデル (小包化)

注：適合度指標  $\chi^2=67.921$   $df=17$   $P=.000$   
RMSEA=.117 CFI=.973 IFI=.973

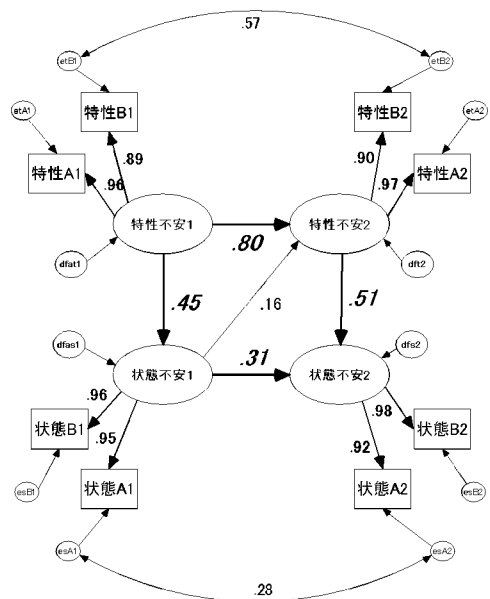


図3b SATI-JYZの縦断モデル (誤差間共分散)

注：適合度指標  $\chi^2=11.579$   $df=15$   $P=.711$   
RMSEA=.000 CFI=1.000 IFI=1.002

次に、Amos 5 の修正指標を慎重に検討しながら誤差間に共分散を置いてみた。図 3b に示したように、RMSEA = 0.000 となった。90% の信頼区間は、0.000~0.049 であり、 $\chi^2$  統計量の P は 0.711 となり、SEM の解析結果としては、ほぼ完璧な適合度のモデルとなった。

図 3a と図 3b とを比較すると、観測変数誤差間に共分散を設定したモデルのほうが安定性係数の値が若干ではあるが、低い値となっている。大きな違いではないが、誤差間に共分散を置くことのできない古典的な分析方法では、真のモデルを解析することには成功していなかったのであり、図 3a では、誤差間の共分散が安定性係数に混入しているといえよう。縦断的データでは観測変数の誤差間に共分散を積極的に導入する必要があると、清水 (1997) や狩野 (2002b) も指摘しているように、SEM によってしかモデル化できない事例の 1 つでもある。

1 週間という短期間隔ではあったが、特性不安の安定性が、状態不安よりも高いことが明確で、状態と特性の構成概念としての性質に対応する結果となった。半年間隔の STAI を用いた清水 (1997) との違いは、1 回目の状態不安が、1 週間の特性不安に影響を与えていることである。標準化した値で 0.16 は他の係数と比べて低いが、0.1% 水準で有意であり、短期間では、状態が次の特性傾向を形成することに影響するという可能性を示唆していると考えられる。

今回の解析では、特性から状態へという因果的関係を、2 回の独立した測定機会では、独立して仮定している。逆のパスも想定可能なモデルの 1 つではある。そこで、図 3b で状態因子から特性因子へと逆のパスを 2 回の測定それぞれで入れて解析してみた。RMSEA の値が 0.1 を超え、適合度は極端に悪くなった。すなわち、SEM から、構成概念に整合するモデルを推定することができた、ということでもある。

(2-2) POMS の縦断因子分析モデル

表 6 POMS 6 尺度の 1 因子解

	主因子
緊張-不安 (T-A)	0.780
抑うつ-落込み (D)	0.790
怒り-敵意 (A-H)	0.544
活気 (V)	-0.389
疲労 (F)	0.793
混乱 (C)	0.744

POMS (Profile of Mood States) は、先にも紹介したように、一時的な気分・感情を測定する 6 つの下位尺度 (緊張-不安 (TA)、抑うつ-落込み (D)、怒り-敵意 (AH)、活気 (V)、疲労 (F) そして混乱 (C)) からなる。短縮版では、この 6 つの気分尺度が、各 5 項目からなる尺度得点を観測変数として、第 1 回目のデータで探索的

因子分析を適用したところ、スクリー・グラフから 1 因子が適切であると判断できたので、主因子法の繰り返し法で解を求めた (表 6 参照)。横山 (2005) は混乱尺度の信頼性が低

いことを報告しているが、この尺度よりも逆方向をはかる活気 (V) 尺度が1因子の構造としては、十分な因子パターンの値を示していない。ここでは、項目からPOMSの内部構造を探って下位レベルでの尺度を構成することはせずこのまま縦断的モデルの可能性を1次元で追求してみることにする。なお、モデル図では、尺度名の後ろに調査機会の番号をつけて識別できるようにした。

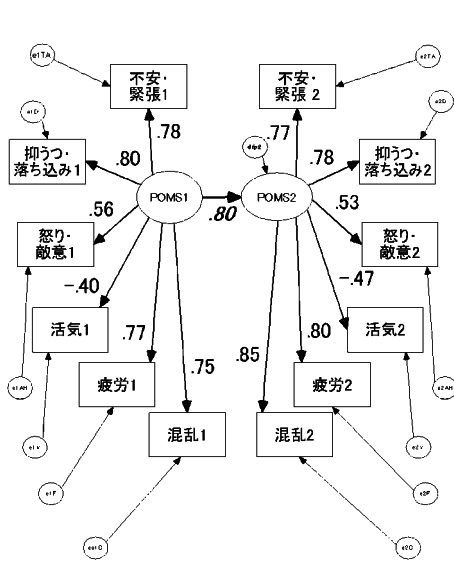


図 4a POMSの1週間間隔での縦断測定モデル (下位尺度から)

注: 適合度指標  $\chi^2=455.817$   $df=53$   $P=.000$   
RMSEA=.187 CFI=.741 IFI=.743

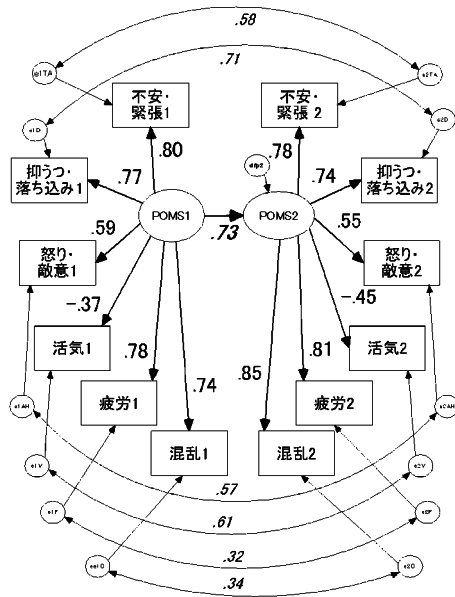


図 4b POMSの縦断測定モデル (誤差間共分散)

注: 適合度指標  $\chi^2=63.079$   $df=47$   $P=.059$   
RMSEA=.040 CFI=.990 IFI=.990

POMSでも観測変数の誤差間に共分散を仮定しない場合の適合度は図4aに示したようになりに悪い。同一変数間の誤差間にだけ共分散を置くと図4bのように十分な適合度の解を得ることができた。POMSを実施する際の指示では「過去1週間のあいだの気分をあらわすのに」として回答を求めている。STAIと同様に、項目の順番や調査実施状況が影響しているので、繰り返しの効果を排除したモデルのほうが適合度の良い結果となったわけである。安定性係数もSTAIと同様の傾向の差異が見られた。なお、ここでは、2つの機会間では因子パターンの値を同じとするモデルより、それぞれを独立に推定するモデルのほうが、適合度が良かった。そして、図4bの観測変数の因子パターンの値は、表6に

近いものとなった。

### (3) 複数領域の関係性のモデル化

データ解析から手にすることができる結果は、方法論の限界という制約を逃れることはできない。ここでは2つの例をあげておこう。まず、方法に組み込まれた数理的な基準という点である。探索的因子分析法のVarimax回転での直交は、数理的な基準として挿入されたものであって、実質的には意味のない制約であった。回転の方向によってはマイナスの方向へ軸回転がおこなわれ、場合によっては、負の負荷が多く出ることがある。この負を意味あることと解釈するような議論もあったが、現在ではソフトウェア開発時でこのような場合には軸を逆転させて、誤解を与えないようにしているようである。Varimaxの回転結果だけから直交の因子を得たかのような論もあった。現在では、Promaxなどの斜交回転を適用して、因子間相関の程度を確認する手順を採用することが主流であり、直交解で終わることは過去のものとなった。

次は、観測誤差の取り扱いという観点である。観測変数からの分析では、観測誤差（因子分析の用語では独自性）を含んだままに関連性を追求することになる。測定を制御することで精度を高める方法よりは、モデルで誤差を確定して真の関係を追求する方法を心理学では、因子分析法やSEMとして展開してきた。重回帰分析あるいは正準相関分析のように観測変数から相互の関係を検討する研究が多い。これは観測変数間の関連の最大化の残差としての誤差を扱うものであって、観測変数内に内在する誤差の操作には成功していない方法である。

複数の領域の変数を同時に因子分析する方法はジョイント因子分析と呼ばれている（柏木, 1997; 辻, 1998）。複数の領域にわたって潜在する因子を探索する方法であり、領域が独立しておればそれぞれの変数は、独立した因子に分かれる。変数間で重なりが大きければ特定の因子にその重なりが集約されることになる。この方法は、探索的因子分析であるがためにモデルを記述することができない。ここでいうモデルとは、因子間の関係性をCattell (1966) のReticular and Strata Modelsのように定義することである。

SEMでは、1次因子と2次因子では、2次因子が原因となって1次因子に影響を与えている、という図式で、上限の関係を定義することができる。因子間の水平の関係は、共分散（あるいは相関）という形式で定義することができる。STAIの特性不安と状態不安のモデル化では、特性を上位に、状態を下位に置くことで適合度の良いモデルを推定することができた。これを手がかりにして、POMSによる気分状態を統合的に取り扱うモデル

を検討してみることにする。その後、ここへ特性レベルのパーソナリティ変数である Big Five を加えてみることにする。

(3-1) STAIとPOMSの関係性のモデル化：状態と特性

STAIとPOMSの縦断モデルを1つの図の中で描いてみた。ここでは、単純に図3bと図4bを1つにあわせたわけであるが、STAIの特性不安として測定する傾向は、それぞれの時点でのPOMSの気分の傾向性にも影響し、STAIの状態とPOMSとは同じレベルで共分散の関係にあると仮定してみることにする。そして、特性へ状態からのパスを逆に置くモデルも比較のために推定してみることにする。

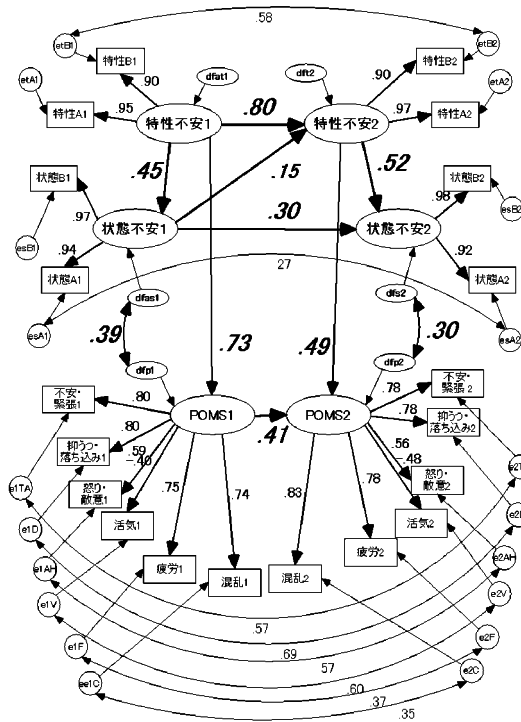


図5 特性と状態変数のモデル (STAI-JYZとPOMSの繰り返し)

注：適合度指標  $\chi^2=246.355$   $df=154$   $P=.000$   $RMSEA=.052$   $CFI=.975$   $IFI=.975$

よく似た概念を測定することによる複合した関係があるためか、独立でモデルを推定した場合と比べるとRMSEAが0.05を若干ではあるが越え、十分な適合度と断言できるほどの結果とはならなかった。RMSEAの90%信頼区間は、0.040~0.064であり、CFIやIFIは

0.95を超えており、SEMでの適合度の最低水準は超えてはいるが、RMRの値が0.629である。このような残差系の適合度指標は、他と比べて悪く、GFIも0.904であった。STAIとPOMSの観測変数間の誤差間にモデルとして十分に説明しつくしていない共分散が多少は残っているようであるが、ここでは、この原因を追及することはしない。

STAIで試みたのと同じように、状態不安から特性へ、そしてPOMSから特性へパスを逆方向で引いてみた。RMSEAが0.065と悪くなり、因果的なパスの方向は、図5の特性から状態へ、そして、気分へ、ということがデータの上でも確認することができた。

表7 STAI-JYZとPOMSの同時縦断モデルのパス係数の推定値 (パス係数のみ)

パスの方向		非標準化推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準
構造モデル	状態不安1 ← 特性不安1	0.435	0.064	0.450	***
	特性不安2 ← 特性不安1	0.868	0.051	0.804	***
	POMS1 ← 特性不安1	5.457	0.493	0.731	***
	状態不安2 ← 特性不安2	0.434	0.052	0.516	***
	POMS2 ← 特性不安2	2.979	0.430	0.486	***
	特性不安2 ← 状態不安1	0.172	0.048	0.154	**
	状態不安2 ← 状態不安1	0.283	0.055	0.301	***
	POMS2 ← POMS1	0.361	0.062	0.407	***
測定モデル	特性A2 ← 特性不安2	1		0.971	
	特性B2 ← 特性不安2	0.861	0.035	0.903	***
	特性A1 ← 特性不安1	1		0.953	
	特性B1 ← 特性不安1	0.858	0.039	0.895	***
	状態A2 ← 状態不安2	1		0.917	
	状態B2 ← 状態不安2	1.090	0.047	0.985	***
	状態B1 ← 状態不安1	1.091	0.051	0.966	***
	状態A1 ← 状態不安1	1		0.941	
	緊張・不安2 ← POMS2	1		0.778	
	抑うつ・落ち込み2 ← POMS2	1.109	0.082	0.780	***
	怒り・敵意2 ← POMS2	0.643	0.072	0.558	***
	活気2 ← POMS2	-0.608	0.078	-0.485	***
	疲労2 ← POMS2	1.043	0.081	0.785	***
	混乱2 ← POMS2	0.945	0.069	0.831	***
	緊張・不安1 ← POMS1	1		0.802	
	抑うつ・落ち込み1 ← POMS1	1.008	0.072	0.796	***
	怒り・敵意1 ← POMS1	0.658	0.068	0.592	***
	活気1 ← POMS1	-0.452	0.071	-0.397	***
	疲労1 ← POMS1	0.900	0.072	0.755	***
	混乱1 ← POMS1	0.717	0.059	0.735	***

注：\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

この統合化したモデルで興味深いことは、SATIに関して推定された値が、図3bの独立の分析結果とほとんど違いが見られないことである（表7）。POMS（図4b）でも同様であり、統合してもそれぞれの固有のモデルは確保することができたわけである。それぞれの内部的関係を測定モデルと構造モデルで維持しながら、STAIで測定する特性不安がPOMSの気分に影響を与えるという関係にあり、その関係はSTAIの状態不安より強い、という結果を得ることができた。STAIの状態不安とPOMSの気分とは1回目も2回目もやや低い相関関係にある。安定性係数は、特性不安がもっとも高く、POMSと状態不安はほぼ同じレベルにある。

### (3-2) Big FiveとSTAIとPOMSの関係性のモデル化

STAIとPOMSは、不安・気分・感情を対象として測定する心理テストであり、対象とする構成概念だけではなく質問項目の内容的にも類似しているところがある。Big Fiveが対象とするのはパーソナリティでもかなり抽象度の高い特性レベルである。

本稿の最後の分析として、形容詞でモデル化した5因子（図2b）と繰り返し測定での特性不安・状態不安・気分との関係（図5）を1つのモデル図の中で、検討してみることにする。

ここでの仮説は、特性レベルが状態や気分に影響を与えている、とする。より具体的には、Big Fiveの因子から状態不安や気分への影響を仮定し、特性不安もBig Fiveよりも下のレベルにあると仮定し、それぞれの構成概念内では、独立したモデルでの関係をそのまま保持させ、新たなパスは挿入させないことにする。

1週間の間隔であっても、図5で示したように、状態や気分の安定性は特性不安のそれと比べてそれほど高くはなかった。これに対して、清水・山本（2006b）でも報告しているようにBig Fiveの5因子（形容詞短縮版）の安定性は半年間隔でも.79～.94であり、非常に高かった。そこで、次の仮説として、Big Fiveで測定するレベルの変数からは、第2回目の状態不安や気分には影響しない、としてみることにする。

以上の仮説に基づいて、Amosでの実際の分析では、Big Fiveの5因子からSTAIによる特性不安、状態不安、そしてPOMSによる気分の2回の測定の各因子へパスを挿入してみた。図6に示したものが、統計的に有意なパスだけで描いたモデルである。表8には、パス係数を掲載した。

この結果でも、3つの領域の推定値は、独立に分析したモデルの値と大きくは変わらなかった。図5と表8からの推定値をBig Fiveのモデル（図2b、表4）やSTAI・POMSの



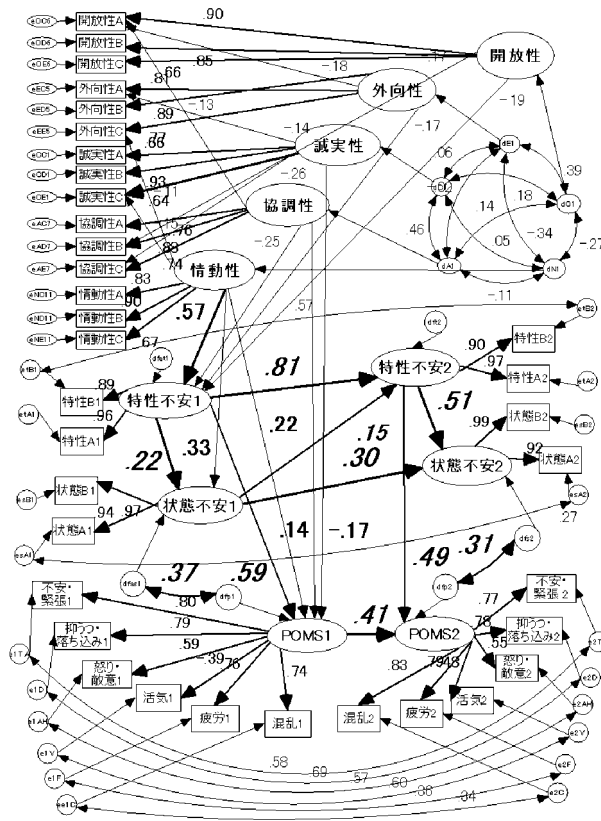


図6 特性と状態変数のモデル (STAI-JYZとPOMSの繰り返しとBig Five)  
 注: 適合度指標  $\chi^2=809.195$   $df=519$   $P=.000$   $RMSEA=.051$   $CFI=.947$   $IFI=.948$

縦断モデル (図5、表7) と比較すると、3つの領域のそれぞれの測定モデルの因子パターンの推定値は、それほど大きくは変わらなかった。縦断での因果的なパスについても同様であった。すなわち、各下位領域の構造を保持しながら、特性レベルと状態レベルの関係を検討することができたわけである。

この結果で特徴的なことは、情動性が特性不安に大きく影響していることであり、この特性不安には、誠実性を除く、他の因子も影響を与えている。POMSの1回目の総合的な気分の因子へは、情動性、協調性、誠実性も影響を与えている。そして、1週間後の2回目の不安や気分の因子へは、Big Fiveからの統計的に有意なパスを見いだすことができなかった。

表8 Big Five形容詞とSTAI・POMSの縦断データとの総合モデルのパス係数の推定値（パス係数のみ）

パスの方向		非標準化 推定値	標準誤差	標準化 推定値	有意水準
特性不安2	← 特性不安1	0.870	0.050	0.807	***
特性不安2	← 状態不安1	0.173	0.047	0.154	***
特性不安1	← 開放性	-0.100	0.031	-0.194	**
特性不安1	← 情動性	0.260	0.028	0.566	***
特性不安1	← 外向性	-0.090	0.032	-0.166	**
特性不安1	← 協調性	-0.157	0.035	-0.247	***
状態不安2	← 特性不安2	0.430	0.052	0.513	***
状態不安2	← 状態不安1	0.285	0.055	0.302	***
状態不安1	← 特性不安1	0.206	0.092	0.215	*
状態不安1	← 情動性	0.146	0.044	0.330	***
POMS2	← 特性不安2	2.955	0.424	0.486	***
POMS2	← POMS1	0.359	0.062	0.406	***
POMS1	← 特性不安1	4.351	0.703	0.587	***
POMS1	← 情動性	0.767	0.305	0.225	*
POMS1	← 誠実性	-0.970	0.362	-0.172	**
POMS1	← 協調性	0.665	0.323	0.141	*
特性B2	← 特性不安2	0.856	0.035	0.902	***
特性B1	← 特性不安1	0.849	0.038	0.890	***
特性A2	← 特性不安2	1		0.973	
特性A1	← 特性不安1	1		0.957	
状態B2	← 状態不安2	1.091	0.047	0.985	***
状態B1	← 状態不安1	1.098	0.050	0.969	***
状態A2	← 状態不安2	1		0.917	
状態A1	← 状態不安1	1		0.938	
活気2	← POMS2	-0.611	0.078	-0.485	***
緊張・不安2	← POMS2	1		0.773	
疲労2	← POMS2	1.048	0.082	0.786	***
抑うつ・落ち込み2	← POMS2	1.108	0.083	0.777	***
混乱2	← POMS2	0.952	0.069	0.833	***
怒り・敵意2	← POMS2	0.641	0.072	0.553	***
活気1	← POMS1	-0.449	0.071	-0.394	***
緊張・不安1	← POMS1	1		0.799	
疲労1	← POMS1	0.900	0.072	0.756	***
抑うつ・落ち込み1	← POMS1	1	0.072	0.790	***
混乱1	← POMS1	0.720	0.059	0.739	***
怒り・敵意1	← POMS1	0.653	0.068	0.587	***
開放性C	← 開放性	0.669	0.073	0.661	***
開放性B	← 開放性	0.941	0.090	0.853	***
開放性A	← 開放性	1		0.895	
協調性B	← 開放性	-0.174	0.058	-0.170	**
情動性C	← 情動性	0.775	0.073	0.672	***
情動性B	← 情動性	0.977	0.067	0.897	***
情動性A	← 情動性	1		0.832	
外向性C	← 情動性	-0.109	0.053	-0.108	*
誠実性C	← 情動性	-0.160	0.062	-0.149	**

開放性A	←	外向性	-0.206	0.074	-0.176	**
外向性C	←	外向性	0.909	0.076	0.769	***
外向性B	←	外向性	1.141	0.083	0.892	***
外向性A	←	外向性	1		0.811	
外向性A	←	誠実性	-0.234	0.086	-0.136	**
誠実性C	←	誠実性	1.125	0.135	0.637	***
誠実性B	←	誠実性	1.570	0.171	0.927	***
誠実性A	←	誠実性	1		0.662	
協調性C	←	誠実性	-0.385	0.112	-0.256	***
開放性A	←	協調性	-0.177	0.077	-0.129	*
協調性C	←	協調性	0.930	0.108	0.738	***
協調性B	←	協調性	1.115	0.102	0.884	***
協調性A	←	協調性	1		0.758	

注：\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

## 考 察

### 観測変数：項目から小包へ

因子分析法が、項目を対象とするようになったのは、100年の歴史を振り返ってみると、それほど古いことではない。そのはじまりでは、信頼性がある程度のレベルで保証された尺度得点間の相関行列が対象であった。尺度の構成の方法論は、尺度と項目とが整合的な関係にあるかを項目と尺度との相関を手がかりにチェックする内的整合性の原理によるものであり、この方法は項目分析ともよばれてきた。

因子として変数間に共通に潜在する内的な構造（次元性）を明らかにすることを目的とする因子分析法では、共通性の推定が因子解を得ることの前提条件である。大型計算機（メインフレーム）とFortranプログラムが普及した'70年代以降に、多量の計算処理を必要とする因子分析法が、項目分析にも適用されるようになってきた。

項目では、最尤推定法が仮定する多変量正規分布に適合しないことは明らかである。推定の頑健性や分布を仮定しない方法論の開発などがおこなわれてきているが、十分に大きなNを必要とするために、大量の項目を対象とした因子分析に適切であるとはいえない。項目を測定変数として、一般的な議論の対象としてみた際に、未解決の課題がこのように存在している。探索的因子分析法の立場からの尺度の改訂の方法をレビューしたReise, Waller & Comrey (2000) は、項目からのSEMによる方法には、分布や測定モデルの単純すぎる構造を理由に、否定的な見解を示している。

本研究では、そこで、小包化（parceling）の方法を積極的に採用することで、項目を観測変数とした際に生じる問題を回避する方法をいくつか試みてみた。

小包化については、確定した方法が提案されてはいない。そこで、本研究では、より適切な方法を求めて、次の3つの手順を比較してみた。(1) 等質的な下位尺度を小包として構成する方法、(2) 対象の領域（尺度あるいは因子）別に、その内部の構造を小包によって再現する方法、そして(3) 共通因子分析結果の因子パターン行列から共通因子空間で同じ様なベクトルとなるように下位尺度を構成する方法、である。今回の結果（表2）でもCoffman and MacCallum（2005）と同様の結果であり、等質性を追求することは、最適な方向へと導くことにはならないようである。等質性を高める方向での尺度構成では、特殊分散を蓄積する方向へと進むこともある。STAIに対して探索的因子分析を適用すると、項目表現による特殊性に近い要因による因子が得られる。等質性を強調する方向は、因子がカバーしている共通因子空間からはずれた、本来の真の構造とは異なった情報をより取り出しやすい状況を作り出すことになるのかもしれない。

共通因子空間において尺度を構成する方法論を展開したCattell & Tsujioka（1964）あるいは辻岡（1964）は、因子的真実性の原理として、因子空間内での項目の合成では、独立した項目であっても結果として、因子軸の方向を合致させれば、因子を対象とした尺度としての条件を満たすということを議論している。そして、内的整合性の原理のような等質性だけを目指す方向での項目分析では、合成された尺度の方向が、見失われたままとなることを警告している。共通因子空間に複数の観測変数を下位尺度として構成する場合にも、同じ様な結論を得たことになる。

因子パターン行列を対象として、(3)として示した方法は、もっとも適切なモデルを探索するための第1ステップにしかすぎない。より適合度のよいモデルを探す組み合わせは、膨大な数となる。本研究では、この組み合わせのバリエーションは当該因子内だけで検討し、因子ごとに独立に探索の手順を、付表1、3、5、7、9に示したように進めた。この作業を第2ステップとすると、次の第3ステップは、これらの中でより適合度のよかったモデルを付表2、4、6、8、10から選び出して、組み合わせることである。その結果でも、表3の「図2a単純構造モデル」として示したようにRMSEA < 0.05の適合度のモデルを得るには至らなかった。

図2bのように少々の因子パターンの複雑化が、劇的な変化を適合度にもたらした。追加した因子から小包の観測変数へのパスは、合計で、7つに過ぎない。表3の「図2b小包Big Fiveモデル」に示したように、 $\chi^2$ 統計量で $P = 0.145$ となり、全ての適合度指標で基準を超える解を得ることができた。図2aと図2bとを比べると、測定モデルの根幹の因子パターンには大きな変化はみられない。因子パターンを追加しても、基本的なBig Five

モデルはそのままである。ここで考えられる可能性は、この追加したパス関係が分析対象である今回のデータに固有なものかもしれないということであり、SEMは母集団を想定はしていても、標本の局所性から逃れることができていないかもしれない、と考えている。今回のBig Five形容詞での第4ステップは、形容詞の内包する多義性を因子パターンの複雑化、ということで解決してみた。これが適切な操作であったかどうかは、複数の標本での因子的不変性を追求する中で解明することができることを指摘し、今後の課題の1つとしておきたい。

一般論として考えてみると、第3ステップからさらに適合度の高いモデルを追求する場合には、観測変数の誤差間に共分散を置くという方法も考えられる。これは以下でも議論するが、明確な根拠のある場合にのみ許されることである。安易に誤差間に共分散を加えるよりは、潜在変数間の関係、すなわち、構造モデルの再検討も、第4ステップとすべきではないか、と考えている。

#### 誤差間共分散：繰り返し測定での

古典的テスト理論のモデルと因子分析モデルとを比較すると、特殊分散をモデルに入れるか、排除するか、という点に違いがある。観測変数の分散を真の分散と誤差の分散の和とするのが古典的テスト理論であり、因子分析では、この真の分散を共通性と特殊性に分け、特殊性と誤差の分散とを合わせて独自性としている。

探索的な因子分析での共通性の値は真の分散から特殊性の分散を引いた値である。古典的テスト理論は、特殊性の分散をモデル内に入れるモデルであり、因子分析はこれを誤差と合わせて独自性とするモデルである。長年にわたって、因子分析の理論家を悩ましてきたこの問題の解決の道はまだ先のようなのである。観測変数に内在する真の分散の一部でもある特殊性は、やっかいな分散ではあるが、SEMでは、STAIやPOMSの縦断データの分析で示したように、操作可能な分散でもある。

STAIとPOMSの間では、図5の結果で紹介したように、この2つの領域間で誤差間にモデルでは説明されなかった残差があり、これが適合度を低めている可能性がある。POMSには「緊張—不安 (T-A)」の尺度がある。この残差の原因を追及するには、SATIの下位尺度の構成を2個ではなくもう少し多くして、構成している項目の数を少なくする必要があると考えている。そして、POMSとSTAIとを合わせての下位尺度の構成を再検討してみることも今後の課題の1つであると考えている。

## 関連した複数の構成概念のモデル化

複数の構成概念間の関係をモデル化する過程では、それぞれの構成概念について適合度のよいモデルを構築することが前提条件ではないだろうか。複数の領域の変数を同時にモデル図の中に挿入すると、変数間での関係が複雑に絡んでくることが想像される。SEMでのモデルは仮説の検証であって探索ではないとする考え方もあるが、先行する研究の蓄積が十分ではない状況では、結果としては、探索に入らざるを得ないのではないだろうか。特定領域の内部構造の探索でも、ここで示してきたようにいくつかの段階を踏まなければならない。複数を同時にという場合には、そこで起きることがたやすく想像できる複雑な道に迷い込まないためにも、特定モデルの因子と変数との関係をあらかじめ確定することを勧めたい。特定の構成概念をモデル化したものを、ここでは、ギャラクシーと呼び、複数のギャラクシー間の関係をパスであるいは共分散で描くことで全体の総合的なモデルを、図6のように追求することができると考えている。

測定のレベルを伝統的な多変量解析手法で操作することは難しかった。並列の関係を、ここでは、因子間の共分散とし、上位のレベルから下位へはパスを引くことで抽象度の違いをモデル化してみた。測定モデルに新しいパスを加える前と後では、潜在変数が質的に違ったものになるとの議論がある（星野（2003）など）。今回の分析では、Big Five・不安・気分について、それぞれを独立させた分析でも、相互間の関係をモデル化した分析でも測定モデルでは大きな変化なく、3つの構成概念を相互関係の中で確認することができた。この結果が示したように、SEMは、より複雑な内的な構造と構造間の関係性を解明していく上でも有力な方法である。

注記：本論文は2006年度教育心理学会にて清水・山本（2006b）として発表した際に配付した資料をさらに再分析し、加筆したものである。データの入力では、社会学研究科博士課程前期課程の松永祐子さんからの援助を得ている。コメントを頂いた方々や大学院「計量心理学ゼミ」に参加している皆さんにも感謝を申し上げる。

## 引用文献

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317-332.
- Aluja, A., Gracia, Ó., Gracia, L. F., & Seisdedos, N. (2005). Invariance of the “NEO-PI-R” factor structure across exploratory and confirmatory factor analysis. *Personality and Individual Differences*, 38, 1879-1889.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Borsboom, D. (2005). *Measuring the mind: Conceptual issues in contemporary psychometrics*. London, U.K.: Cambridge University Press.
- Cattell, R. B. (1956). Validation and intensification of the sixteen personality factor questionnaire. *Journal of*

- Clinical Psychology*, 12, 205-214.
- Cattell, R. B. (1966). The meaning and strategic use of factor analysis. In R. B. Cattell (Ed.), *Handbook of multivariate experimental psychology* (pp. 174-243) Chicago, IL: Rand McNally.
- Cattell, R. B., & Burdsal, C. A. (1975). The radial parcel double factoring design: A solution to item-vs.-parcel controversy. *Multivariate Behavior Research*, 10, 165-176.
- Cattell, R. B. & Tsujioka, B. (1964). The importance of factor-trueness and validity, versus homogeneity and orthogonality, in test scale. *Educational and Psychological Measurement*, 24, 3-30.
- Coffman, D. L, & MacCallum, R. C. (2005). Using parcels to convert path analysis models into latent variable models. *Multivariate Behavioral Research*, 40, 235-259.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory and NEO Five-Factor Inventory Professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- 藤島寛・山田尚子・辻平治郎 (2005) 5 因子性格検査短縮版 (FFPQ-50) の作成 パーソナリティ研究, 13, 231-241.
- Goldberg, L. R. (1981). Language and individual differences: The search for universals in Personality Lexicons. In L. Wheeler (Ed.), *Review of personality and social psychology*. Vol.2 (pp141-165). Beverly Hills, CA: Sage.
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B., Jr. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37, 504-528.
- Guttman, L. (1945). A basis for analyzing test-retest reliability. *Psychometrika*, 10, 255-282.
- 花井洋子・清水和秋 (2005) 進路選択に対する自己効力感と対人恐怖心性の因果モデル—2つの尺度の統合的モデル化の試み— 日本心理学会第69回大会発表論文集, 1347.
- 花井洋子・清水和秋 (2006) 進路選択における不決断・効力感尺度—SEMによるモデル化— 日本心理学会第70回大会発表論文集, 1358.
- 肥田野 直・福田真知子・岩脇三良・曾我洋子・Charles D. Spielberger (2000) 新版 STAI状態—特性不安検査 State-Trait Anxiety Inventory-JYZ— 実務教育出版.
- 平井洋子 (2000) 測定・評価に関する研究の動向—尺度による測定と「定型」再考— 教育心理学年報, 40, 112-122.
- 星野崇宏 (2003) 潜在変数への観測変数の回帰に関する問題と段階推定による解決 心理学研究, 74, 218-226.
- Iwata, N., Mishima, N., Okabe, K., Kobayashi, N., Hashiguchi, E., & Egashira, K. (2000). Psychometric Properties of the State-Trait Anxiety Inventory among Japanese Clinical outpatients. *Journal of Clinical Psychology*, 56, 793-806.
- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five trait Taxonomy: History, measurement and theoretical perspectives. In L. A. Pervin, & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research*, 2nd ed (pp. 102-138). New York: Guilford Press.
- 狩野 裕 (2002a) 構造方程式モデリングは、因子分析、分散分析、パス解析のすべてにとって代わるか? 行動計量学, 29 (2), 138-159.
- 狩野 裕 (2002b) 再討論: 誤差共分散の利用と特殊因子の役割 行動計量学, 29 (2), 182-197.
- 狩野 裕・三浦麻子 (2002) グラフィカル多変量解析 (増補版) 現代数学社.
- 柏木繁男 (1997) 性格の評価と表現—特性5因子論からのアプローチ— 有斐閣.
- Kashiwagi, S. (2002). Japanese adjective list for the Big Five. In B. De Raad & M. Perugini (Eds.), *Big Five assessment* (pp.305-326). Göttingen: Hogrefe & Hubber Publishers.

- 柏木繁男・和田さゆり・青木孝悦（1993）性格特性のBIG FIVEと日本語版ACL項目の斜交因子基本パターン 心理学研究, 64, 153-159.
- Little, T. D., Lindenberger, U., & Nesselroade, J. R. (1999). On selecting indicators for multivariate measurement and modeling with latent variables: When “good” indicators are bad and “bad” indicators are good. *Psychological Methods*, 4, 192-211.
- Marsh, H. W., Hau, K-T., & Grayson, D. (2005). Goodness of fit in structural equation models. In A. Maydeu-Olivares and J. J. McArdle (eds.). *Contemporary psychometrics: A festschrift for Roderick P. McDonald* (pp. 275-340). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- McArdle, J. J. (1984). On the Madness in his methods: R. B. Cattell’s contributions to structural equation modeling. *Multivariate Behavioral Research*, 19, 245-267.
- McCrea, R.R., Zonderman, A. B., Costa, P. T., Bond, M. H., & Paunonen, S. V. (1996). Evaluating replicability of factors in the revised NEO personality inventory: Confirmatory factor analysis versus procrustes rotation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 552-566.
- 森 洋敬・清水和秋（2005）形容詞による感情の測定一次元性の探索— 日本心理学会第69回大会発表論文集, 974.
- Reise, S. P., Waller, N. G., & Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12, 287-297.
- Schutte, N. S., Malouff, J. M., Segre, E., Wolf, A., & Rodgers, L. (2003). States reflecting the big five dimensions. *Personality and Individual Differences*, 34, 591-603.
- 清水秀美・今栄国晴（1981）STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORYの日本語版（大学生用）の作成 教育心理学研究, 29, 348-353.
- 清水和秋（1989）検証的因子分析, LISRELそしてRAMの概要. 関西大学社会学部紀要, 20 (2), 61-86.
- 清水和秋（1997）状態不安—特性不安尺度の縦断的同时分析—中学生男子と女子とを対象として 関西大学社会学部紀要, 28 (3), 75-103.
- 清水和秋・沢内香扶里・平田藍子・井出由紀・内田博子（2005）伝統的因子分析モデルからSEMによる因果モデル化へ—対人恐怖心性尺度・大学生用対人ストレスコーピング尺度を例として— 関西大学社会学部紀要, 36 (3), 109-132.
- 清水和秋・山本理恵（2006a）構成概念間の関係性のモデル化—Big Five・不安（STAI）・気分（POMS）を例として— 日本教育心理学会第48回総会論文集, 348.
- 清水和秋・山本理恵（2006b）Big Five（形容詞短縮版）の安定性—半年間隔での2回の縦断調査からのモデル化— 日本心理学会第70回大会, 50.
- 下仲順子・中里克治・権藤恭之・高山緑（2002）日本版NEO-PI-R, NEO-FFI使用マニュアル 東京心理
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980). *Statistically-based tests for the number of common factors*. Paper presented at the Psychometrika Society Meeting, Iowa City.
- 辻 平治郎（編）（1998）5因子性格検査の理論と実際—ここをはかる5つのものさし— 北大路書房.
- 辻 平治郎・藤島 寛・辻 斉・夏野良司・向山泰代・山田尚子・森田義宏・秦 一士（1997）パーソナリティの特性論と5因子モデル—特性の概念、構造、および測定— 心理学評論, 40, 239-259.
- 辻岡美延（1964）テスト尺度構成における新しい原理—因子的真实性— 心理学評論, 8, 82-90.
- 和田さゆり（1996）性格特性語を用いたBig Five尺度の作成 心理学研究, 67, 61-67.
- 山本理恵（2006）Big Five（文章項目試作版）の探索的因子分析とSEMによるモデル化 関西大学大学院『人間科学』, 65, 81-101.
- 横山和人仁（編著）（2005）POMS短縮版—手引と事例解説 金子書房.



付表1 「情動性」形容詞の組み合わせ

基準*	組み合わせ1		組み合わせ2		組み合わせ3	
	不安になりやすい	神経質な	心配性な	動揺しやすい	傷つきやすい	悩みがちな
1	不安になりやすい	神経質な	心配性な	悩みがちな	傷つきやすい	動揺しやすい
2	不安になりやすい	神経質な	心配性な	傷つきやすい	悩みがちな	動揺しやすい
3	不安になりやすい	動揺しやすい	心配性な	神経質な	傷つきやすい	悩みがちな
4	不安になりやすい	動揺しやすい	心配性な	悩みがちな	傷つきやすい	神経質な
5	不安になりやすい	動揺しやすい	心配性な	傷つきやすい	悩みがちな	神経質な
6	不安になりやすい	悩みがちな	心配性な	神経質な	傷つきやすい	動揺しやすい
7	不安になりやすい	悩みがちな	心配性な	動揺しやすい	傷つきやすい	神経質な
8	不安になりやすい	悩みがちな	心配性な	傷つきやすい	動揺しやすい	神経質な
9	不安になりやすい	傷つきやすい	心配性な	神経質な	悩みがちな	動揺しやすい
10	不安になりやすい	傷つきやすい	心配性な	動揺しやすい	悩みがちな	神経質な
11	不安になりやすい	傷つきやすい	心配性な	悩みがちな	動揺しやすい	神経質な
12	不安になりやすい	心配性な	傷つきやすい	神経質な	悩みがちな	動揺しやすい
13	不安になりやすい	心配性な	傷つきやすい	動揺しやすい	悩みがちな	神経質な
14	不安になりやすい	心配性な	傷つきやすい	悩みがちな	動揺しやすい	神経質な

注：基準とは「因子パターン順」での組み合わせである。この表の組み合わせで小包（下位尺度）を構成し、Amosを使って解の推定をおこなった。以下、付表9まで同じ。

付表2 Big Five形容詞短縮版2005の適合度の検討（「情動性」での組み合わせから）

モデル*	$\chi^2$	df	P	RMSEA			CFI	AIC
				RMSEA	Lo	Hi		
1	203.663	80	0.000	0.083	0.069	0.097	0.914	283.663
2	215.703	80	0.000	0.087	0.073	0.101	0.907	295.703
3	246.575	80	0.000	0.096	0.083	0.110	0.883	326.575
4	230.152	80	0.000	0.091	0.078	0.105	0.895	310.152
5	229.251	80	0.000	0.091	0.077	0.105	0.894	309.251
6	224.416	80	0.000	0.090	0.076	0.104	0.898	304.416
7	216.608	80	0.000	0.087	0.073	0.101	0.904	296.608
8	195.168	80	0.000	0.080	0.066	0.094	0.917	275.168
9	228.287	80	0.000	0.091	0.077	0.105	0.895	308.287
10	207.232	80	0.000	0.084	0.070	0.098	0.908	287.232
11※	185.676	80	0.000	0.077	0.062	0.091	0.923	265.676
12	226.337	80	0.000	0.090	0.076	0.104	0.898	306.337
13	213.871	80	0.000	0.086	0.072	0.100	0.904	293.871
14	203.664	80	0.000	0.083	0.069	0.097	0.911	283.664

注：モデルの順番は付表1に対応している。基準モデルの適合度は、表2の「(1)因子パターン順」であり、この表では省略している。検討したこの表の中で、最も適合度のよいモデルに※を付けている。以下、付表10まで同じである。なお、不適解となったモデルには#を付けている。

付表3 「外向性」形容詞の組み合わせ

基準	組み合わせ1		組み合わせ2		組み合わせ3	
	もの静かな	内気な	控えめな	陽気な	外向的な	話し好きな
1	もの静かな	内気な	控えめな	話し好きな	外向的な	陽気な
2	もの静かな	内気な	控えめな	外向的な	話し好きな	陽気な
3	もの静かな	陽気な	控えめな	内気な	外向的な	話し好きな
4	もの静かな	陽気な	控えめな	話し好きな	外向的な	内気な
5	もの静かな	陽気な	控えめな	外向的な	話し好きな	内気な
6	もの静かな	話し好きな	控えめな	内気な	外向的な	陽気な
7	もの静かな	話し好きな	控えめな	陽気な	外向的な	内気な
8	もの静かな	話し好きな	控えめな	外向的な	陽気な	内気な
9	もの静かな	外向的な	控えめな	内気な	話し好きな	陽気な
10	もの静かな	外向的な	控えめな	陽気な	話し好きな	内気な
11	もの静かな	外向的な	控えめな	話し好きな	陽気な	内気な
12	もの静かな	控えめな	外向的な	内気な	話し好きな	陽気な
13	もの静かな	控えめな	外向的な	陽気な	話し好きな	内気な
14	もの静かな	控えめな	外向的な	話し好きな	陽気な	内気な

付表4 Big Five形容詞短縮版2005の適合度の検討（「外向性」での組み合わせから）

モデル	$\chi^2$	df	P	RMSEA			CFI	AIC
				RMSEA	Lo	Hi		
1	239.992	80	0.000	0.094	0.081	0.108	0.891	319.992
2	198.203	80	0.000	0.081	0.067	0.095	0.917	278.203
3	241.929	80	0.000	0.095	0.081	0.109	0.885	321.929
4	234.691	80	0.000	0.093	0.079	0.107	0.893	314.691
5※	196.903	80	0.000	0.081	0.066	0.095	0.919	276.903
6	276.612	80	0.000	0.105	0.091	0.118	0.863	356.612
7	239.405	80	0.000	0.094	0.081	0.108	0.890	319.405
8	235.977	80	0.000	0.093	0.079	0.107	0.894	315.977
9	240.330	80	0.000	0.094	0.081	0.108	0.888	320.330
10	207.378	80	0.000	0.084	0.070	0.098	0.914	287.378
11	241.511	80	0.000	0.095	0.081	0.109	0.893	321.511
12	238.993	80	0.000	0.094	0.080	0.108	0.883	318.993
13	246.155	80	0.000	0.096	0.083	0.110	0.884	326.155
14	247.864	80	0.000	0.097	0.083	0.110	0.883	327.864

付表5 「誠実性」形容詞の組み合わせ

基準	組み合わせ1		組み合わせ2		組み合わせ3	
	責任感のある	あきっぱい	無責任な	集中力がある	ルーズな	勤勉な
1	責任感のある	あきっぱい	無責任な	勤勉な	ルーズな	集中力がある
2	責任感のある	あきっぱい	無責任な	ルーズな	勤勉な	集中力がある
3	責任感のある	集中力がある	無責任な	あきっぱい	ルーズな	勤勉な
4	責任感のある	集中力がある	無責任な	勤勉な	ルーズな	あきっぱい
5	責任感のある	集中力がある	無責任な	ルーズな	勤勉な	あきっぱい
6	責任感のある	勤勉な	無責任な	あきっぱい	ルーズな	集中力がある
7	責任感のある	勤勉な	無責任な	集中力がある	ルーズな	あきっぱい
8	責任感のある	勤勉な	無責任な	ルーズな	集中力がある	あきっぱい
9	責任感のある	ルーズな	無責任な	あきっぱい	勤勉な	集中力がある
10	責任感のある	ルーズな	無責任な	集中力がある	勤勉な	あきっぱい
11	責任感のある	ルーズな	無責任な	勤勉な	集中力がある	あきっぱい
12	責任感のある	無責任な	ルーズな	あきっぱい	勤勉な	集中力がある
13	責任感のある	無責任な	ルーズな	集中力がある	勤勉な	あきっぱい
14	責任感のある	無責任な	ルーズな	勤勉な	集中力がある	あきっぱい

付表6 Big Five形容詞短縮版2005の適合度の検討（「誠実性」での組み合わせから）

モデル	$\chi^2$	df	P	RMSEA			CFI	AIC
				RMSEA	Lo	Hi		
1※	193.268	80	0.000	0.079	0.065	0.094	0.922	273.268
2	207.45	80	0.000	0.084	0.07	0.098	0.91	287.450
3	231.989	80	0.000	0.092	0.078	0.106	0.895	311.989
4	207.763	80	0.000	0.084	0.07	0.098	0.912	287.763
5	234.388	80	0.000	0.093	0.079	0.106	0.893	314.388
6	213.426	80	0.000	0.086	0.072	0.1	0.906	293.426
7	228.255	80	0.000	0.091	0.077	0.105	0.897	308.255
8	213.053	80	0.000	0.086	0.072	0.1	0.906	293.053
9	213.758	80	0.000	0.086	0.072	0.1	0.905	293.758
10	216.975	80	0.000	0.087	0.073	0.101	0.904	296.975
11	195.826	80	0.000	0.080	0.066	0.095	0.921	275.826
12	220.772	80	0.000	0.088	0.075	0.102	0.897	300.772
13	210.136	80	0.000	0.085	0.071	0.099	0.906	290.136
14	209.382	80	0.000	0.085	0.071	0.099	0.908	289.382

付表7 「協調性」形容詞の組み合わせ

基準	組み合わせ1		組み合わせ2		組み合わせ3	
	親切的な	批判的な	やさしい	反抗的な	寛大な	わがままな
1	親切的な	批判的な	やさしい	わがままな	寛大な	反抗的な
2	親切的な	批判的な	やさしい	寛大な	わがままな	反抗的な
3	親切的な	反抗的な	やさしい	批判的な	寛大な	わがままな
4	親切的な	反抗的な	やさしい	わがままな	寛大な	批判的な
5	親切的な	反抗的な	やさしい	寛大な	わがままな	批判的な
6	親切的な	わがままな	やさしい	批判的な	寛大な	反抗的な
7	親切的な	わがままな	やさしい	反抗的な	寛大な	批判的な
8	親切的な	わがままな	やさしい	寛大な	反抗的な	批判的な
9	親切的な	寛大な	やさしい	批判的な	わがままな	反抗的な
10	親切的な	寛大な	やさしい	反抗的な	わがままな	批判的な
11	親切的な	寛大な	やさしい	わがままな	反抗的な	批判的な
12	親切的な	やさしい	寛大な	批判的な	わがままな	反抗的な
13	親切的な	やさしい	寛大な	反抗的な	わがままな	批判的な
14	親切的な	やさしい	寛大な	わがままな	反抗的な	批判的な

付表8 Big Five形容詞短縮版2005の適合度の検討（「協調性」での組み合わせから）

モデル	$\chi^2$	df	P	RMSEA			CFI	AIC
				RMSEA	Lo	Hi		
1	222.169	80	0.000	0.089	0.075	0.103	0.9	302.169
2	285.658	80	0.000	0.107	0.094	0.12	0.857	365.658
3	226.456	80	0.000	0.090	0.076	0.104	0.898	306.456
4	220.373	80	0.000	0.088	0.075	0.102	0.902	300.373
5	257.313	80	0.000	0.099	0.086	0.113	0.878	337.313
6	225.453	80	0.000	0.090	0.076	0.104	0.899	304.453
7※	211.316	80	0.000	0.085	0.072	0.100	0.910	291.316
8#	268.615	81	0.000	0.101	0.088	0.115	0.871	346.615
9	286.146	80	0.000	0.107	0.094	0.121	0.856	366.146
10	244.315	80	0.000	0.096	0.082	0.109	0.887	324.315
11	253.855	80	0.000	0.098	0.085	0.112	0.878	333.855
12#	281.906	81	0.000	0.105	0.105	0.092	0.858	359.906
13	246.548	80	0.000	0.096	0.083	0.110	0.882	326.548
14	270.741	80	0.000	0.103	0.090	0.117	0.860	350.741

付表9 「開放性」形容詞の組み合わせ

基準	組み合わせ1		組み合わせ2		組み合わせ3	
	独創的な	機転のきく	想像力に富んだ	好奇心が強い	美的感覚の鋭い	洞察力のある
1	独創的な	機転のきく	想像力に富んだ	洞察力のある	美的感覚の鋭い	好奇心が強い
2	独創的な	機転のきく	想像力に富んだ	美的感覚の鋭い	洞察力のある	好奇心が強い
3	独創的な	好奇心が強い	想像力に富んだ	機転のきく	美的感覚の鋭い	洞察力のある
4	独創的な	好奇心が強い	想像力に富んだ	洞察力のある	美的感覚の鋭い	機転のきく
5	独創的な	好奇心が強い	想像力に富んだ	美的感覚の鋭い	洞察力のある	機転のきく
6	独創的な	洞察力のある	想像力に富んだ	機転のきく	美的感覚の鋭い	好奇心が強い
7	独創的な	洞察力のある	想像力に富んだ	好奇心が強い	美的感覚の鋭い	機転のきく
8	独創的な	洞察力のある	想像力に富んだ	美的感覚の鋭い	好奇心が強い	機転のきく
9	独創的な	美的感覚の鋭い	想像力に富んだ	機転のきく	洞察力のある	好奇心が強い
10	独創的な	美的感覚の鋭い	想像力に富んだ	好奇心が強い	洞察力のある	機転のきく
11	独創的な	美的感覚の鋭い	想像力に富んだ	洞察力のある	好奇心が強い	機転のきく
12	独創的な	想像力に富んだ	美的感覚の鋭い	機転のきく	洞察力のある	好奇心が強い
13	独創的な	想像力に富んだ	美的感覚の鋭い	好奇心が強い	洞察力のある	機転のきく
14	独創的な	想像力に富んだ	美的感覚の鋭い	洞察力のある	好奇心が強い	機転のきく

付表10 Big Five形容詞短縮版2005の適合度の検討（「開放性」での組み合わせから）

モデル	$\chi^2$	df	P	RMSEA			CFI	AIC
				RMSEA	Lo	Hi		
1	185.556	80	0.000	0.077	0.062	0.091	0.927	265.556
2	211.659	80	0.000	0.086	0.072	0.100	0.909	291.659
3	194.457	80	0.000	0.080	0.066	0.094	0.921	274.457
4	199.122	80	0.000	0.081	0.067	0.096	0.916	279.122
5	217.436	80	0.000	0.087	0.074	0.101	0.903	297.436
6※	<b>184.100</b>	<b>80</b>	<b>0.000</b>	<b>0.076</b>	<b>0.062</b>	<b>0.091</b>	<b>0.929</b>	<b>264.100</b>
7	214.945	80	0.000	0.087	0.073	0.101	0.906	294.945
8	234.606	80	0.000	0.093	0.079	0.107	0.895	314.606
9	208.862	80	0.000	0.085	0.071	0.099	0.911	288.862
10	232.416	80	0.000	0.092	0.078	0.106	0.893	312.416
11	236.101	80	0.000	0.093	0.080	0.107	0.893	316.101
12	211.796	80	0.000	0.086	0.072	0.100	0.904	297.796
13	201.256	80	0.000	0.082	0.068	0.096	0.912	281.256
14#	240.796	81	0.000	0.094	0.080	0.107	0.888	318.796