

感情的表現測定による Big Five 測定の半年間隔での安定性と変動 — 個人間差、状態・特性不安、自尊感情との関連 —

清水和秋・山本理恵

Stability and Change of Big Five Measurements by Affective Word Items between Two Waves at Half a Year Interval: Related Inter-individual, State-Trait Anxiety, Self-Esteem

Kazuaki SHIMIZU and Rie YAMAMOTO

Abstract

Two kinds of scale for Big Five personality measurement were developed for this study. Adapting the traditional personality inventory wording to measure inter-individual differences, six items were described for each Big Five factors. The other set of 30 items was worded to measure the affective feeling paralleling the above inter-individual difference items. In the first wave of this longitudinal study, these two sets of Big Five scales and Self-Esteem Scale were used in a survey of 121 freshmen, and the same scales and STAI in 163 sophomores. After half a year, the same students (N=284) responded to the same two sets of Big Five scales and Self-Esteem Scale. Using parceling methodology for observation variables, simultaneous longitudinal factor analyses with structured mean for two groups of freshmen and sophomores were constructed for the two waves of the longitudinal dataset. The main findings of two independent modeling analyses for two sets of Big Five measures were as follows: (1) With regard to stability, the standardized path coefficients between corresponding factors at the two time periods ranged from .781 to .945 (inter-individual Big Five), from .763 to .933 (affective Big Five), and from .711 to .761 (self-esteem). (2) Changes of the factor score means in standardized form of affective Big Five were larger than the inter-individual changes. With regard to the means of self-esteem factors, there were no differences. (3) Only Neuroticism of the Big Five affected to the state anxiety and trait anxiety of STAI. (4) Trait anxiety of STAI affected to the self-esteem at the time of the first survey, but not the second. Finally, (5) the same factors of the Big Five affected to self-esteem in both surveys. The implications of these findings relating to the methodology for stability and change in personality development using the structural equation modeling are discussed.

Key Words: stability and change, Big Five, affection, self-esteem, STAI, longitudinal factor analysis modeling, structured mean, parceling

抄 録

Big Five パーソナリティの測定のために 2 種類の尺度が本研究のために開発された。個人間差を測定することを特化した伝統的なパーソナリティ質問紙の項目表現で、Big Five の各因子に 6 つの項目を作成した。もう 1 つの 30 項目からなるセットは、上の個人間差項目と平行させながら感情傾向を測定するように項目を表現した。縦断研究の最初の機会では、121 名の 1 年生を対象として 2 セットの Big Five 尺度と自尊感情を、163 名の 2 年生を対象としてこれらの尺度と STAI を、調査した。半年後に、この調査の 2 回目では、同じ学生 (N=284) は、2 セットの Big Five 尺度と自尊感情へ応えた。観測変数の小包化の方法論を使用しながら、1 年生と 2 年生の 2 つの集団に対する構造平均の同時縦断的因子分析を 2 つの機会の縦断データセットでおこなった。2 セットの Big Five 測定に対する 2 つの独立したモデル化分析での主要な発見は以下である。(1) 安定性に関して、2 回の機会の対応する因子間での標準パス係数は、.781 to .945 (個人間差 Big Five)、.763 to .933 (感情 Big Five)、そして、.711 to .761 (自尊感情) であった。(2) 感情 Big Five の標準化形式での因子得点の平均の変化は、個人間のものよりも大きかった。自尊感情因子の平均については、違いはなかった。(3) Big Five の情動性だけが STAI の状態不安と特性不安に影響していた。(4) STAI の特性不安が 1 回目の自尊感情に影響し、2 回目にはしなかった。そして、(5) Big Five のいくつかの因子が両方の機会での自尊感情に影響していた。構造方程式モデリングによるパーソナリティ発達における安定性と変化に対する方法論と関連づけてここで得た結果について議論した。

キーワード：安定性と変化、Big Five、感情、自尊感情、STAI、縦断的因子分析モデル化、構造平均、小包化

1. はじめに

パーソナリティの構成概念の中でも、性格領域の測定では、日常生活場面をイメージさせて反応を求める方式と形容詞を刺激として反応を求める方法の2つの流れがある（たとえば、辻（1998）；Kashiwagi（2002）など）。前者の代表的な検査であるYG性格検査（辻岡, 1957）では「口数が多い方である」「不満が多い」「のんきなたちである」のような表現形式によって性格の傾向を測定する方式を採用している。傾向性の程度を、他の人の傾向と比較させることで測定しようとしているともいえる。項目のすべてが、この例のように個人「間」比較を明示的に記述するものばかりではないが、全般的には、個人間での比較という視点からの内省を求める形式である。後者の形容詞形式では、「神経質な」「話し好きな」のような刺激語だけを採用している。単一の刺激語に自分が当てはまるかどうかという観点から応えることになる。

質問項目形式では、自分あるいは周囲の人の行動あるいは行為によって喚起される感情への反応を求める項目もある。同じく引用すると、「色々な人と知り合いになるのが楽しみである」「時々何に対しても興味がなくなる」「軽蔑されたと思うとひどく腹が立つ」などである。

特性としての向性に関する測定では、主として、他者との比較を内省の手がかりとしているようである。情動に関する構成概念の測定では、喚起される感情や感情的な反応が引き出されたりすることに関する状況を設定しているようである。YG性格検査だけではなく、実際の性格あるいはパーソナリティ検査の多くは、「個人間」比較と「感情」喚起とが混在した形式で構成されている（山本, 2007; 山本・清水, 2007）。本研究では、この2つの形式での質問を独立した調査表として作成し、感情的反応として測定される情報に検討を加えてみることにする。調査項目は、Big Fiveの測定を目的として開発した形容詞短縮版2006をベースに、個人間差の表現項目と感情表現項目とを作成している（山本, 2007）。

心理学での検査尺度の構成は、1つの横断的な標本からその内部構造を探索し、新しい標本でその構造を、因子的不変性の観点から、検証するという方法論が確立してきている。横断的な方法論では、時間軸をおくことによってはじめて本質的な姿を現す構成概念の研究には、限界がある。構成概念の妥当性の検証には時間軸が重要な役割を果たすと考えている。安定性が高いといわれているBig Fiveを対象として、構造方程式モデリング（SEMと略す。）を応用しながら、妥当性に関して議論してみることも本稿の目的の1つである。

清水・山本（2007）や清水・花井（2007）などで結果の一部を示してきたように、大学生を調査参加者としたBig Fiveとキャリア関連行動を中心とした縦断的調査の研究プロジェクトを進行させている。本稿では、その途中経過として、1年生の半年間（春学期と秋学期）と、2年生の半年間（春学期と秋学期）の2回の調査結果から、起きている変化の質を特定する方法論を検討してみたい。ここでいう変化の質は、3つの側面から明らかにする必要があると考えている。

まず、1つめは安定性である。2つの機会測定間での相関係数は、古典的テスト理論では、「安定性」として信頼性の推定値とみなされてきた。古典的な多変量解析的手法では、観測誤差を内包した観測変数を分析の対象としていたために、推定値のモデル化とその検証をおこなうことができなかつた。SEMでは、因子的不変性の観点から測定の本質を検証することができる。そして、これを踏まえて、誤差の混入しない安定性を推定することができる。ここでは、Big Fiveを中心として、縦断的な因子分析モデルにおいて、この質の検討をおこなってみることにする。1年生と2年生とを複数標本の同時分析としてモデル化することで、学年間での安定性の違いを、より正確に比較する方法も検討してみたい。

2つめは、平均の変動についてである。安定性は、個人間の分布上での位置関係が測定機会の間でどの程度まで変化したかについての係数でもある。この値が高ければ、2回の測定の場合であれば、標本内での個人の得点上での位置関係が、そのまま次の測定機会でも維持されているということになる。分布が平行移動しても、この変動は安定性からでは見えない。測定機会ごとの得点分布は独立しているので、安定性係数は分布の平均移動を評価する係数としては不適切なわけである。清水（2003）でも論じたように、SEMの構造平均モデルは、平均レベルの変動をとらえる有力な方法であり、因子的に不変な構造を測定機会ごとに確保しながら、その構造間の安定性と潜在変数である因子の平均を同時に1つのモデル内で取り扱うことが可能となっている。Big Fiveの変動と変化を、本研究では、山本（2007）や山本・清水（2007）を踏まえながら、個人「間」比較すなわち個人間差の測定と「感情」面での測定とを比較し、「感情」的な刺激の意味を検討してみたい。

妥当性は「テスト得点またはそれに類する他の評価方法をもとにしておこなう推論（inference）と行為（action）の相応性（adequacy）ならびに適切性（appropriateness）について、それを支持する経験的証拠と理論的理由づけの度合いを示す総合的な評価判断（Linn（1989、池田他訳、1992、p.21）」と定義されている。妥当性は、単純な指標からはその本質的な姿を見ることはできない。構成概念の妥当性は、清水・山本（2006）でも報告したように、概念間の関係性をモデル化することによって、明らかになるのではないかと

考えている。本研究でも、3つめとして、変化に何が影響しているのか、という因果的な関係性の検討を試みてみることにする。すなわち、Big Fiveと不安そして自尊感情との関連である。1年生を参加者として、自尊感情尺度をBig Fiveの変数と同時に繰り返して測定している。2年生では、これに加えて、状態・特性不安の調査も実施している。2つの標本の同時分析ではあるが、1年生の標本と2年生の標本とでは、モデルに投入される変数が異なる。Big Five変数を因子的に不変としたのと同じように自尊感情尺度も2回の観測機会では不変として、2年生のみで状態・特性不安がどのように関連するのかをSEMでモデル化してみることにする。

2. 方法

2.1. 調査参加者

調査は大学1年生と2年生を対象として、別な授業時間内におこなった。参加者には事前に調査内容についての説明をおこない、承諾した学生のみが調査に回答している。参加承諾の手続きは清水・花井(2007)に記述している。

第1回調査(2006年6～7月)、第2回調査(2006年12月～2007年1月)の両調査に参加した大学1、2年生284名(1年生男性31名、1年生女性90名、2年生男性51名、2年生女性112名)を分析対象とした。第1回目の時点での1年生を対象とした調査での平均年齢は18.39歳(SD=0.800)で、2年生を対象とした調査での平均年齢は19.47歳(SD=0.996)であった。

なお、回答には、欠損値が46件(自尊感情1回目で1件、2回目で1件、Big Five(個人間差)1回目で7件、2回目で12件、Big Five(感情)1回目で12件、2回目で13件)あった。STAIでは実施した2年生に欠損はなかった。回答に欠損があるものについては、EM法(SPSS 15)により、欠損値を推定値で置き換えている。

2.2. Big Five項目の作成

Big Fiveの5つの次元(情動性(N)、外向性(E)、開放性(O)、協調性(A)そして誠実性(C))に関して、清水・山本(2006, 2007)では、Gosling, Rentfrow, & Swann(2003)、Kashiwagi(2002)、藤島・山田・辻(2005)、辻・藤島・辻・夏野・向山・山田・森田・秦(1997)、下仲・中里・権藤・高山(1999)で提案されている項目を参考とした形容詞30項目(Big Five形容詞短縮版2005)を作成した。この探索的因子分析結果において、因子パターンの値が低い項目、複数の因子で中程度の因子パターンを示す項目、意味内容が

似通っている項目について、再検討をおこなった。柏木・辻・藤島・山田（2005）、和田（1996）、村上（2003）などの項目をさらに参考にしながら、30個の形容詞について部分的に入れ替えをおこない、Big Five形容詞短縮版2006を確定した。

形容詞項目をキー概念として、文章形式での質問項目を、個人間差と感情に関して、次のようにして、それぞれ30項目を作成した（Table 1 参照）。

- (1) 個人間差：人との比較において、どのような傾向にあるかを測定するための項目である。たとえば、「他の人とよく話す方である（外向性）」、「責任感の強い方である（誠実性）」のように「～な方である」という表現で項目を記述した。
- (2) 感情：ある傾向の行動をとったときに喚起される感情での傾向性を測定するための項目である。たとえば、「人に親切に接することが好きだ（協調性）」、「ちょっとしたことに、

Table 1 Big Five文章項目版の項目と小包の組み合わせ

形容詞項目 (キー概念)	個人間差項目 ¹⁾	個人間差 小包記号 ²⁾	感情項目 ¹⁾	感情 小包記号 ²⁾
N1 悩みがち	悩みがちな方である	間NA	ちょっとしたことに、すぐに悩んでしまう	感NA
N2 不安になりやすい	不安になりやすい方である	間NA	ちょっとしたことに、不安を強く感じてしまう	感NA
N3 心配性	心配性な方である	間NB	ちょっとしたことを、心配してしまう	感NB
N4 傷つきやすい	傷つきやすい方である	間NA	ちょっとしたことに、傷ついてしまう	感NA
N5 動揺しやすい	動揺しやすい方である	間NB	ちょっとしたことで、動揺してしまう	感NB
N6 神経質な	神経質な方である	間NB	ちょっとしたことでも、神経質に気にしてしまう	感NB
E1 話し好きな	人とよく話す方である	間EA	人といろいろな話をするのが楽しい	感EA
E2 内気なR	内気な方であるR	間EA	内気にしている方が、気が楽だR	感EA
E3 陽気な	陽気な方である	間EA	陽気に振る舞うのが楽しい	感EA
E4 控えめなR	控えめな方であるR	間EB	控え目にしている方が、気が楽だR	感EB
E5 外向的な	外向的な方である	間EB	人と外向的に接することが好きだ	感EB
E6 もの静かなR	もの静かな方であるR	間EB	もの静かにしていることが好きだR	感EB
C1 勤勉な	勤勉な方である	間CA	勤勉にひとつのことに打ち込むことは、楽しい	感CA
C2 ルーズなR	ルーズな方であるR	間CB	いろいろなことをルーズにやってしまうことは、嫌いだ	感CB
C3 責任感のある	責任感の強い方である	間CB	責任をもって自分の仕事をやり遂げることは、楽しい	感CB
C4 怠惰なR	怠惰な方であるR	間CA	怠惰に生活を送ることが嫌いだ	感CA
C5 辛抱強い	辛抱強い方である	間CA	辛抱強く頑張ることが好きだ	感CA
C6 無責任なR	無責任な方であるR	間CB	いろいろなことを無責任にやってしまうことは、嫌いだ	感CB
A1 親切な	親切な方である	間AA	人に親切に接することが好きだ	感AA
A2 利己的なR	利己的な方であるR	間AA	利己的に行動することは、嫌いだ	感AA
A3 協力的な	協力的な方である	間AB	協力的に行動することは、楽しい	感AB
A4 共感的な	人に対して、共感的な方である	間AB	人に対して、共感的に接することが好きだ	感AB
A5 自己中心的なR	自己中心的な方であるR	間AB	自己中心的に行動することは、嫌いだ	感AB
A6 協調的な	協調的な方である	間AA	協調的に行動することは、楽しい	感AA
O1 独創的な	独創的な方である	間OA	独創的に考えて、いろいろと試みることが楽しい	感OA
O2 発想の豊かな	発想の豊かな方である	間OB	発想を豊かにして、考えることが好きだ	感OB
O3 頭が固いR	頭が固い方であるR	間OB	規則通りに、固く物事をすすめるほうが気が楽だR	感OB
O4 想像力に富んだ	想像力に富んだ方である	間OA	いろいろなことを想像して、いろいろとやってみることが楽しい	感OA
O5 視野が狭いR	視野が狭い方であるR	間OA	視野を広げて、物事を考えることが好きだ	感OA
O6 興味の広い	興味の広い方である	間OB	いろいろなことに興味をもって、やってみることが楽しい	感OB

注1) 表1から表3で、アルファベット（N、E、C、A、O）と数字（1～6）が同じものどうしは共通のキー概念の項目である。Rがついているものは逆転項目である。

注2) モデル化では、観測変数を、3項目ずつを合わせた小包とした。小包記号が同じもの（3項目）を1つの小包とした。

不安を強く感じてしまう(情動性)」のように、「～するのが好きだ(あるいは、嫌だ)」「～(な感情)を感じる」というような表現で項目を記述した。

ここで構成した10尺度(5尺度×2)は、それぞれ6項目(合計60項目)からなり、反応カテゴリーを、個人間差と感情項目ともに4件法(1:あてはまらない 2:どちらかといえばあてはまらない 3:どちらかといえばあてはまる 4:あてはまる)としている。

2.3. 状態・特性不安: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の日本独自の改良版である(肥田野・福原・岩脇・曾我・Spielberger, 2000)。この検査は、清水・山本(2007)でも言及したように、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が特性不安尺度では0.7程度であったものが、状態不安尺度ではかなり低い(15名の男子では0.6、同じ人数の女子では0.1)。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。

2.4. 自尊感情尺度

Rosenberg(1965)のself-esteemの日本語版(山本・松井・山成, 1982)を使用した。この尺度の10項目の構造に関しては、多くの疑問が提示されている。清水・吉田(2008)では、青木・清水(2004)の分析を、データ数を加えて、さらに尺度構造について、詳細な検討をおこなっている。詳細はこれらを参照してもらうこととして、ここでは、自尊心

情の一般因子をモデル化するに留める。なお、内部構造については、清水（2005）でも提示したように、1次元では因子パターンがゼロとなる1つの項目（「もっと自分自身を尊敬できるようになりたい」）があるが、 α 係数は0.85であった。一般的には、この尺度は、1次元として使用されている。

2.5. 小包の構成

SEMによるモデル化では、十分に大きな標本が必要とされる。そして、最尤法によるパラメータの推定では、対象となる変数が正規分布していることが望ましいとされる。4件法程度の項目では、この条件を満たすことが、対象者の数が相当数になっても難しい。そして、項目を観測変数とすると、信頼性のレベルが分析に十分なものであるかどうかについては、尺度構成と信頼性推定の歴史からみても、疑問を感じざるをえない。Cattell（1956）は、古典的な因子分析から次元の探索において、いくつかの項目を合成した下位尺度を構成する方法を提案し、この方法を小包化（parceling）と呼んだ。SEMでも、清水・山本（2007）で展開したように、小包化は有効な方法であると考えている。

2.5.1 Big Five感情項目と個人間差項目の小包化

今回の調査に含まれるBig Five関連の変数については、当初は、小包への項目の配置について統一した組み合わせを、形容詞項目を基準にして探索してみた。まず、形容詞短縮版2006の第1回目のデータ（492名）を対象として、清水・山本（2007）に従って、最適な小包の組み合わせを求めた。次に、感情と個人間差に関する文章項目版において、独立に、最適な小包の組み合わせを探った。項目に内包される意味が測定方法によって異なるようで、形容詞・個人間差・感情でそれぞれもっともよい適合度を示す組み合わせが異なる結果となった。

測定方法間での比較を行うには、変数の共通性が条件となる。Table 1の3種類のBig Five測定方法の項目作成では、形容詞2006年版をキー概念として、個人間差と感情の2種類の質問項目をそれぞれ30個作成した。もし、ここで、清水・山本（2007）で示したようなSEMでの測定モデル（あるいは因子分析モデル）での最適解を、測定方法ごとに独立に求めると、観測変数の意味合いが含まれる項目の違いによって、異なることになる。

SEMでは、推定したモデルの適合度が、これが適切なものであるかの判断の根拠を与える。ここでは、モデルの適合度のレベルを少々犠牲にしても、異なる測定方法でも観測変数の内が同じものとなるようにした。具体的には、共通のキー概念である形容詞2006

年版で最適な小包の組み合わせを基準にして、文章項目での個人間差（「間」）と感情（「感」）の小包を統一することにした（Table 1 の小包記号参照）。

2.5.2 状態不安と特性不安尺度の小包化

不安傾向を測定するSTAIには、不安な感情をそのままに表現した項目（不安存在）と表現を逆転させた不安不在の項目とが含まれている。版の改良が重ねられてきたSTAIであるが、この尺度に因子分析を適用すると、不安存在因子と不安不在因子が得られる（例えば、清水（1997a,b）など）。状態不安、特性不安のいずれにおいても、測定項目の表現方向による道具的な分散・共分散による2つの因子に尺度が集約されることになる。この道具的な分散・共分散を回避する方策を清水（1997a, b）では、奇数と偶数番号で下位尺度を構成することによって回避している。

清水・山本（2007）では、新版STAI-JYZの探索的因子分析の結果から、状態不安と特性不安のそれぞれについて2つずつ（10項目）の小包を観測変数としてモデル化している。その際、因子パターンの値と不安存在項目と不安不在項目が偏らないように項目を組み合わせている。本研究でもそれと同じ組み合わせで、特性不安因子と状態不安因子のそれぞれの小包を構成した（清水・山本（2007）の表5aと表5bを参照）。

2.5.3 自尊感情尺度の小包化

自尊感情尺度の内部構造に関しては議論がある。項目からのモデル化の可能性については、清水・吉田（2008）で検討をおこなっている。ここでは、Nの数が200台であり、多集団のモデルでは100台となるので、この尺度に関しても小包化を検討してみることにした。

第1回目の項目からのモデルにおける因子パターンの値をもとに、小包を構成した。自尊感情の項目には肯定的表現の項目（「自分に対して肯定的である」など）と否定的表現の項目（「何かにつけて、自分は役に立たない人間だと思う」など）が含まれているので、STAIの場合と同様に、肯定表現項目と否定表現項目が偏らないように項目を組み合わせ、小包化した。本研究では、それぞれの小包に含まれる項目数が等しくなる組み合わせとして、小包が5つ（2項目ずつ）の場合と2つ（5項目ずつ）の場合を比較した。組み合わせは、次の表に示したように、肯定表現項目と否定表現項目、また因子パターンの値（1回目のデータ）が大きいものと小さいものが各小包で偏らないように構成した（Table 2 の小包記号参照）。

Table 2 自尊感情尺度の探索的因子分析結果と小包

		因子パターン	小包記号 (5つ)	小包記号 (2つ)	
否定的 表現項目	項目10R	何かにつけて、自分は役に立たない人間だと思う	-0.78	SEg	SEM
	項目09R	自分は全くだめな人間だと思うことがある	-0.68	SEh	SEN
	項目03R	敗北者だと思うことがよくある	-0.64	SEi	SEM
	項目05R	自分には自慢できるところがあまりない	-0.63	SEj	SEN
	項目08R	もっと自分自身を尊敬できるようになりたい	-0.17	SEk	SEM
肯定的 表現項目	項目06	自分に対して肯定的である	0.64	SEk	SEN
	項目02	色々なよい資質を持っている	0.61	SEj	SEM
	項目01	少なくとも人並みには、価値のある人間である	0.59	SEi	SEN
	項目07	だいたいにおいて、自分に満足している	0.57	SEh	SEM
	項目04	物事を人並みには、うまくやれる	0.48	SEg	SEN

3. 結果

3.1. 尺度別の測定モデルの構築

SEMによってモデルの適合度を評価しながら、より適合度の高い推定値を求めようとする際に、複数の構成概念を混在させている複雑なモデルを対象とする場合には特に、Amosによる推定では、出力される修正指標が適切な方向を示してくれるとは限らない。本質的な姿を、モデル修正過程で見失うことも起きる。そこで、ここでは、複数の構成概念間の関係性の分析をおこなう前処理として、個々の構成概念の内部での測定モデルを確認しておくことにする。

3.1.1 Big Five感情項目と個人間差項目のモデル化

ここでのBig Five（個人間差、感情）の1回目の測定モデルの構築から縦断モデルの構築までは、山本（2007）と山本・清水（2007）と同じ手続きである。方法で記述したように、欠損値に推定値を代入して、同じ分析手法を適用した。ここでは、この再分析の結果を報告する。

Table 1で設定した小包を観測変数として、個人間差と感情に関して、それぞれ5因子から対応する2つの小包へパスをひいて、単純構造のモデルを作成した（Figure 1、Figure 3）。この分析は、284名の1回目の調査データのみを対象としてモデルをAmos 7で推定した。その結果、個人間差のモデル（Figure 1）では、外向性の小包（間1EA）の独自性分散が負の不適解となった。そこでもう一方の外向性の小包（間1EB）と独自

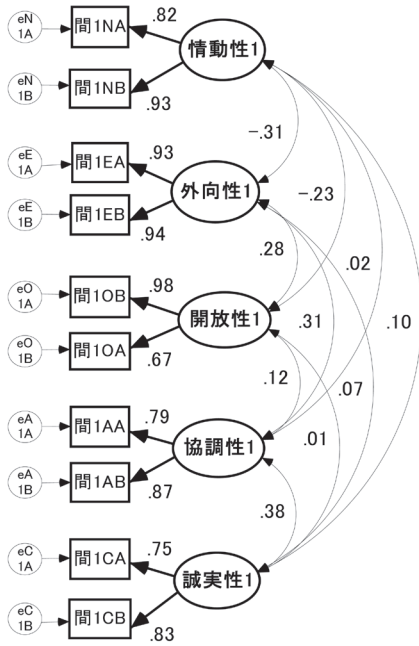


Figure 1 Big Five個人間差の小包モデル (1回目 単純構造)

適合度指標 $\chi^2=50.268$ df=26 P=.003
 RMSEA=.057 (LO=.033 HI=.081)
 TLI=.966 CFI=.981 AIC=108.268

注) 間1EAと間1EBの誤差分散を同値に拘束している。

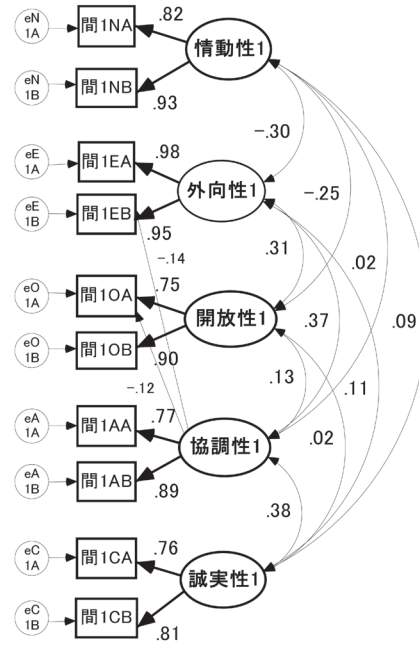


Figure 2 Big Five個人間差の小包モデル (1回目 パスを追加)

適合度指標 $\chi^2=19.947$ df=23 P=.645
 RMSEA=.000 (LO=.000 HI=.041)
 TLI=1.005 CFI=1.000 AIC=83.947

性分散が同値になるよう拘束し、推定した。この解の適合度指標はRMSEA (Root Mean Square Error of Approximation: Steiger & Lind, 1980) が0.057であった。感情のモデル (Figure 3) では情動性の小包 (感1NA) の独自性分散が負の不適解となったため、「感1NA」と「感1NB」の独自性分散を同値に拘束した。このモデルのRMSEAは0.062であった。

いずれのモデルもRMSEAを0.05以下とする基準 (Marsh, Hau, & Grayson, 2005) には達しておらず、あてはまりがよいものとはいえなかった。そこで、それぞれのモデルにおいて、他の因子の観測変数へのパスを追加してみることにした。その際、モデルの適合度指標に注意しながら、Amosの修正指標を参考とし、それぞれの因子が測定する特性から関係すると考えられる観測変数 (小包) へ統計的に有意なパス (10%以下) に限定してパスを追加した。個人間差モデルでは、協調性因子から外向性と開放性の観測変数に1本ずつパスを追加した。そして、感情モデルでも、外向性因子から開放性、開放性因子から誠実

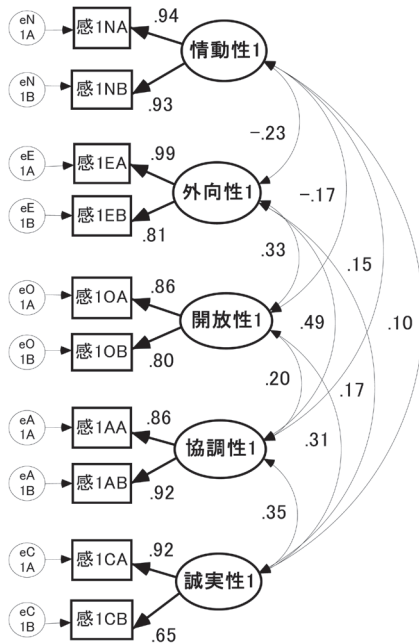


Figure 3 Big Five感情の小包モデル
(1回目 単純構造)

適合度指標 $\chi^2=54.192$ $df=26$ $P=.001$
 RMSEA=.062 (LO=.038 HI=.085)
 TLI=.967 CFI=.981 AIC=112.192

注) 感1NAと感1NBの誤差分散を同値に拘束している。

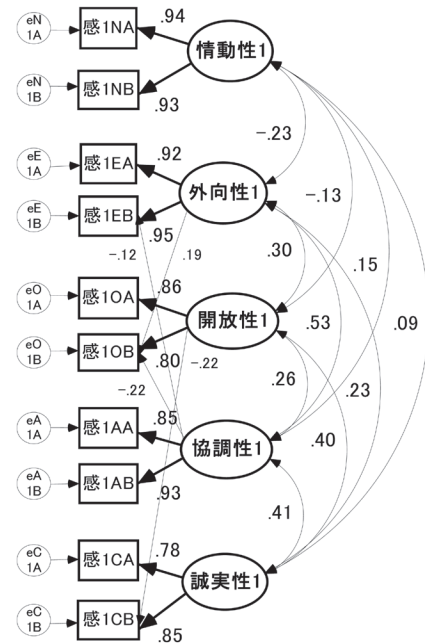


Figure 4 Big Five感情の小包モデル
(1回目 パスを追加)

適合度指標 $\chi^2=32.522$ $df=22$ $P=.069$
 RMSEA=.041 (LO=.000 HI=.069)
 TLI=.985 CFI=.993 AIC=98.522

注) 感1NAと感1NBの誤差分散を同値に拘束している。

性、協調性因子から外向性と開放性の観測変数にそれぞれ1本ずつパスを追加した。

欠損値処理をしていなかった山本（2007）、山本・清水（2007）と比較すると、同じ因子の2つの小包（A、B）のうちどちらにパスを追加するかは異なるものの、個人間差モデルはまったく同じとなった。感情モデルに関しては、今回のデータでは、さらに外向性因子から開放性の観測変数へのパスも追加した。この追加したパスの値は有意ではあっても小さなものであり、基本的な構造は、欠損値処理の前と後とでは、共通していたと判断することができた。欠損推定値を代入したことが、構造にどのような影響を与えるかは、今回の結果からは、欠損数もそれほど多くはなかったもので、感情でパスを追加すること以外には、明確な結論を導き出すことはできなかった。

その結果、個人間差のモデルでは外向性の小包の独自性分散を拘束しなくても不適解とならなくなり、RMSEAも0.000まで改善された。（Figure 2）。感情のモデルでは、情動性の小包の独自性分散を拘束したままであるがRMSEAが0.041まで改善された（Figure 4）。

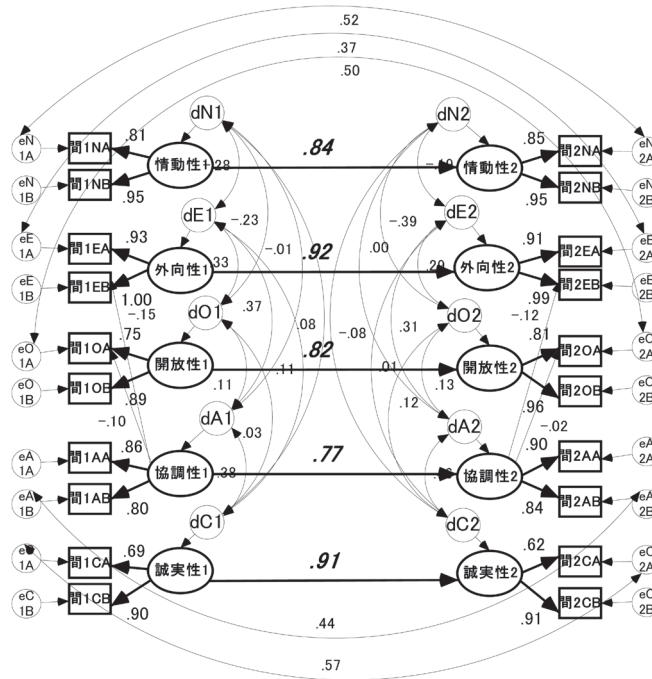


Figure 5 Big Five個人間差の縦断モデル (因子パターン不変性(太線))

適合度指標 $\chi^2=149.325$ $df=141$ $P=.299$ $RMSEA=.014$ ($LO=.000$ $HI=.032$) $TLI=.997$ $CFI=.998$ $AIC=287.325$

Figure 1 から Figure 4 は推定値を標準化したモデル図である。

縦断的なモデルは、1回目と2回目の測定モデルを同一にするために、個人間差では上のFigure 2のモデルを2回目のデータで作成した。感情の質問についても、同様に、Figure 4のモデルを2回目のデータで作成した。安定性については、第1回目の因子から第2回目の対応する因子へパスを引くことによって設定した。すなわち、1回目の情動性因子→2回目の情動性因子、1回目の外向性因子→2回目の外向性因子、1回目の開放性因子→2回目の開放性因子、1回目の協調性因子→2回目の協調性因子、1回目の誠実性因子→2回目の誠実性因子であり、これらのパス係数が各因子の2回の縦断調査間での安定性係数に相当する。

次に、これらのモデルについて、2つの調査機会の測定モデルに因子的不変性(清水, 2003)の拘束を導入してみることにした。個人間差、感情のそれぞれについて、①因子パターン不変性(単純構造の因子パターン(太線)を拘束する)、②因子パターン不変性(①+追加したパスの因子パターン(細線)を拘束する)、③強不変性(②+観測変数の独自

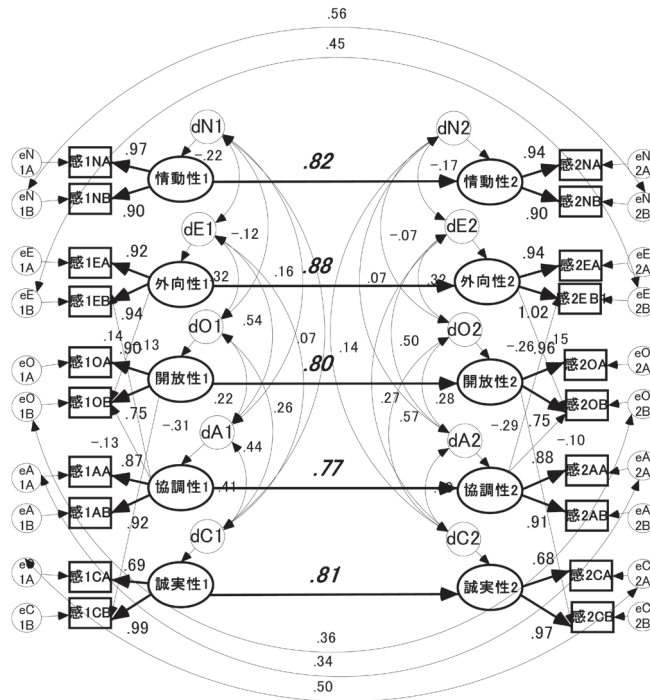


Figure 6 Big Five感情の縦断モデル (因子パターン不変性(太線))

適合度指標 $\chi^2=178.319$ $df=137$ $P=.010$ $RMSEA=.033$ ($LO=.017$ $HI=.045$) $TLI=.987$ $CFI=.990$ $AIC=324.319$

性分散を拘束する)、④因子の分散拘束 (③+ 因子の分散を拘束する)、⑤因子間共分散の拘束 (③+ 因子間の共分散を拘束する)、⑥厳格な不変性 (④+⑤) の拘束をしたモデルを推定した。

個人間差のモデルでは①と②の因子パターン不変性、③強不変性、⑤因子間共分散拘束モデルで2回目の因子の分散が負となる不適解となりそれ以外のモデルでは適合度がよくなかった。感情のモデルでは、②因子パターン不変性と⑤因子間共分散拘束モデルが不適解となりそれ以外のモデルにおいても適合度は十分なものではなかった。そこで、修正指標から読み取ることのできる観測変数の繰り返しの独自性間共分散を対応する下位尺度間においてみた。その結果、適合度が大きく改善された。RMSEAの値からは、個人間差・感情のいずれでも単純構造となるパス (図の太線) の因子パターンのみを拘束した①因子パターン不変性モデルがもっとも適合度のよいという結論を得ることができた。個人間差のモデルはFigure 5、感情はFigure 6 (いずれも標準化解) である。

3.1.2 状態・特性不安のモデル化

STAIは2年生の第1回目のみで調査をおこなっている。特性不安尺度の10項目ずつからなる2つの小包を観測変数とした特性不安因子と、状態不安尺度の10項目ずつからなる2つの小包を観測変数とした状態不安因子をおき、特性不安因子と状態不安因子の間に共分散をおいたモデルを作成した。このモデルについて推定すると、RMSEAの値はよくなかった(0.107)が、 χ^2 では $P>0.05$ となり、TLI(0.978)やCFI(0.996)の指標においては十分なレベルとなった。Figure 7は、推定値を標準化したモデル図である。

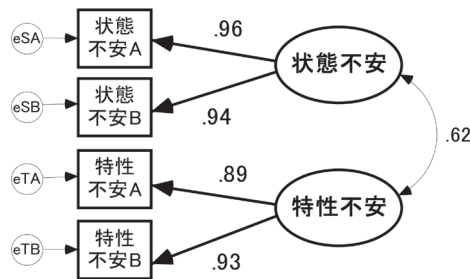


Figure 7 STAIモデル(2年生のみ)

適合度指標 $\chi^2=2.855$ $df=1$ $P=.091$ $RMSEA=.107$ (LO=.000 HI=.262) $TLI=.978$ $CFI=.996$ $AIC=20.855$

3.1.3 自尊感情尺度のモデル化

第1回目の1年と2年の全体データで、観測変数をTable 2に示した5つの小包(SEg, SEh, SEi, SEj, SEk)とした場合と、2つの小包(SEM, SEN)とした場合とで比較をおこなってみた。5つの小包の場合、項目の場合と比べて、適合度は全体的に高くなった(Figure 8)。しかし、十分なレベルに達していない指標もあった。Amosの修正指標と項目表現などを検討し、SEhとSEkの独自性間に共分散をおいたところ、適合度はいずれの指標においてもよいものとなった(Figure 9)。2つの小包を観測変数とした場合、1回目だけのモデル(Figure 10)では、自由度が負となり推定できなかった。2つの小包の独自性分散を同値に拘束したところ、推定することはできたが、自由度が0となるため、適合度は検討できず、またこれ以上のパスを追加することもできなかった。

2つの小包方式のいずれがよいかは、縦断データで追求してみることにした。そこで、2回目のデータにおいても同様の組み合わせの小包を構成し、縦断モデルとして5つの小包の場合と2つの小包の場合との比較をおこなった。ここでは、1回目と2回目で因子パ

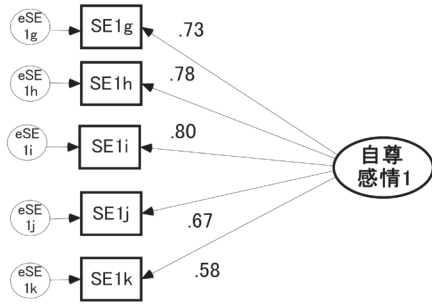


Figure 8 自尊感情（1回目）の5小包モデル

適合度指標 $\chi^2=25.664$ $df=5$ $P=.000$
 RMSEA=.121 (LO=.077 HI=.169)
 TLI=.922 CFI=.961 AIC=45.664

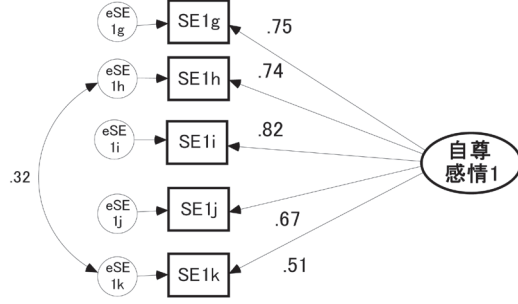


Figure 9 自尊感情（1回目）の5小包モデル
 （誤差間に共分散をおいた場合）

適合度指標 $\chi^2=4.949$ $df=4$ $P=.293$
 RMSEA=.029 (LO=.000 HI=.098)
 TLI=.996 CFI=.998 AIC=26.949

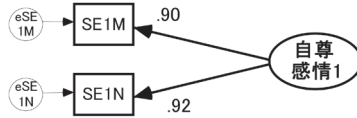


Figure10 自尊感情（1回目）の2小包モデル

適合度指標 $\chi^2=.000$ $df=0$

注) SE 1 MとSE 1 Nの誤差分散を同値に拘束している。

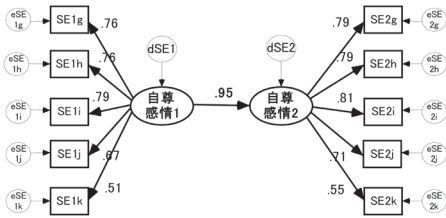


Figure11 自尊感情（5小包）の縦断モデル
 （強不変性）

適合度指標 $\chi^2=356.513$ $df=43$ $P=.000$
 RMSEA=.161 (LO=.145 HI=.176)
 TLI=.804 CFI=.813 AIC=380.513

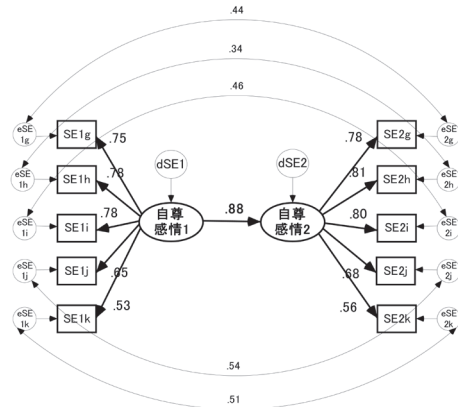


Figure12 自尊感情（5小包）の縦断モデル
 （誤差間共分散をおいた場合 強不変性）

適合度指標 $\chi^2=71.995$ $df=38$ $P=.001$
 RMSEA=.056 (LO=.036 HI=.076)
 TLI=.976 CFI=.980 AIC=105.995

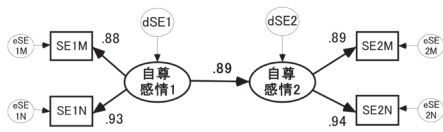


Figure13 自尊感情（2小包）の縦断モデル（強不変性）

適合度指標 $\chi^2=50.876$ df=4 P=.000
 RMSEA=.203 (LO=.156 HI=.255)
 TLI=.929 CFI=.953 AIC=62.876

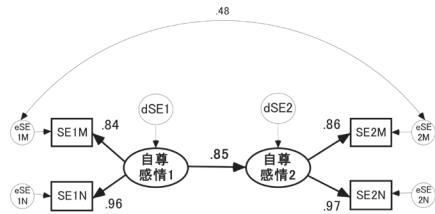


Figure14 自尊感情（2小包）の縦断モデル（誤差間共分散をおいた場合 強不変性）

適合度指標 $\chi^2=2.139$ df=3 P=.544
 RMSEA=.000 (LO=.000 HI=.088)
 TLI=1.002 CFI=1.000 AIC=16.139

ターンを拘束したモデル（因子パターン不変性）と1回目と2回目で因子パターンと独自性分散を同値拘束したモデル（強不変性）、因子パターンと独自性分散、さらに因子の分散を拘束したモデルを検討した。小包が5つの場合も2つの場合も適合度はいずれの指標においても悪かった（Figure 11、Figure 13）。Amosの修正指標から、1回目と2回目で対応する小包の独自性間に共分散（統計的に有意なもの）を入れてみると、適合度はかなり改善された（Figure 12、Figure 14）。5つの小包と2つの小包を比較すると、2つの小包の場合のほうが、いずれの指標においても適合度がよいと判断できた。したがって、本研究では、2つの小包から構成した自尊感情尺度のモデルを用いることとした。Figure 8からFigure 14はいずれも推定値を標準化したモデル図である。

3.2. 複数尺度間のモデルの構築

Big Five（個人間差・感情）、自尊感情、STAIごと測定モデルを順次組み合わせて、1つのモデルとしてこれらの関係性を描き出すことができるのかを検討してみる。

3.2.1 Big Five（個人間差・感情）とSTAI

Big FiveとSTAI（不安）のモデルは、STAIを実施した2年生のみを対象として検討した。この検討では、清水・山本（2007）の結果から、Big Fiveの因子のほうが、構成概念としても上位にあるとまず想定してみた。そこで、関連が最も高いと想定できる「状態不安」と「特性不安」へのパスを同時に測定した第1回目の「情動性」から引くところから始めて、よりよい適合度を得ることができないか、修正指標で検討をおこなうことにした。その際には、次のような方針をとった。まず、測定モデルや構成概念の内容に不合理なパスあるいは共分散関係は取り上げない、とした。そして、修正指標でパスあるいは共分散の

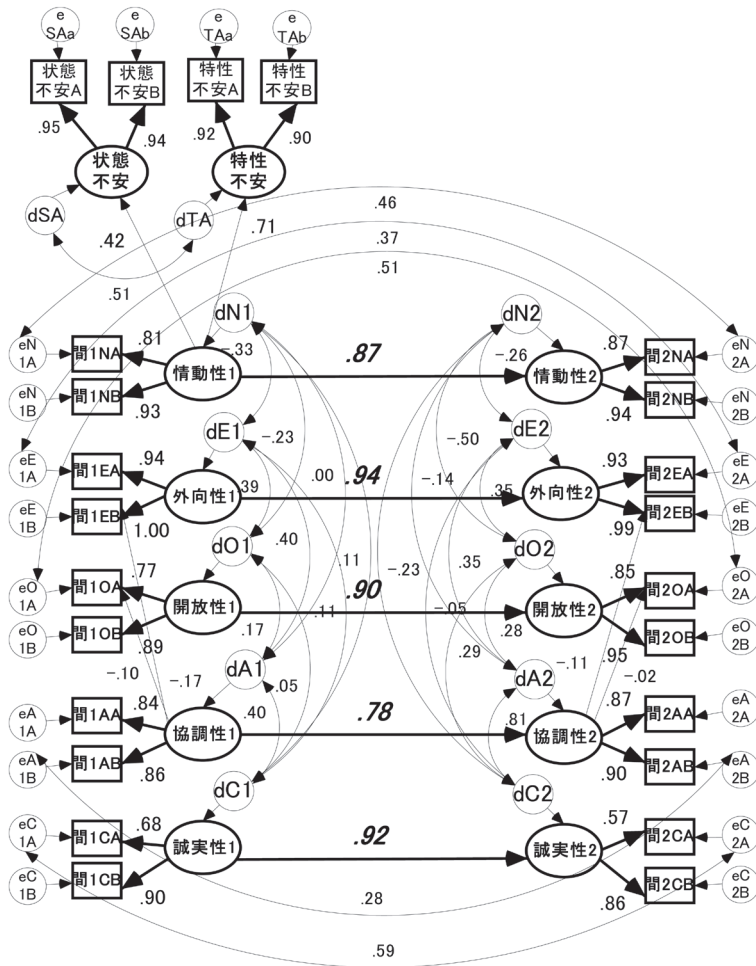


Figure15 Big Five個人間差とSTAIのモデル（Big Fiveの因子パターン不変性(太線)）

適合度指標 $\chi^2=299.199$ $df=220$ $P=0.000$ $RMSEA=.047$ ($LO=.033$ $HI=.060$) $TLI=.969$ $CFI=.975$ $AIC=459.199$

注) 2年生のみを対象としている。

可能性が示されても、5%以下の統計的に有意なものに限定した。

Big Five（個人間差）とSTAIとの場合、「情動性」のみが「特性不安」にも「状態不安」にも影響し、それ以外の因子はSTAIが測定している不安傾向には影響しないという結果となった。この検討でもBig Fiveの測定では因子的不変性の組み合わせを探ってみたが、結局は、①の単純構造の因子パターン不変性モデルの適合度がもっとも良いという結果となった（Figure 15）。

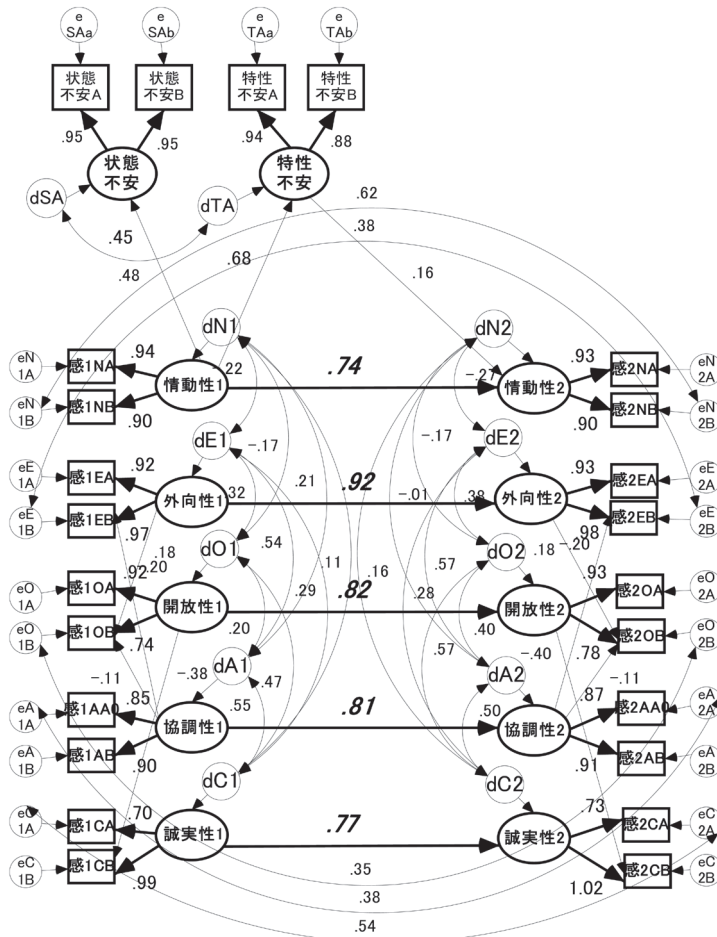


Figure16 Big Five感情と STAIのモデル (Big Fiveの強不変性)

適合度指標 $\chi^2=346.679$ $df=229$ $P=.000$ $RMSEA=.056$ ($LO=.044$ $HI=.068$) $TLI=.955$ $CFI=.963$ $AIC=488.679$

注) 2年生のみを対象としている。

Big Five (感情) と STAI のモデルが個人間差と STAI のモデルと異なったのは、パス関係では、「特性不安」が 2 回目の「情動性」に影響するという点だけであった。このモデルは、③の強不変性での適合度がもっともよかった (Figure 16)。

3.2.2 Big Five (個人間差・感情) と自尊感情

Big Five (個人間差) と自尊感情の関係性のモデルは、Big Five の 5 因子のそれぞれが自尊感情に影響するモデルで、①の単純構造の因子パターンを拘束する因子パターン不変

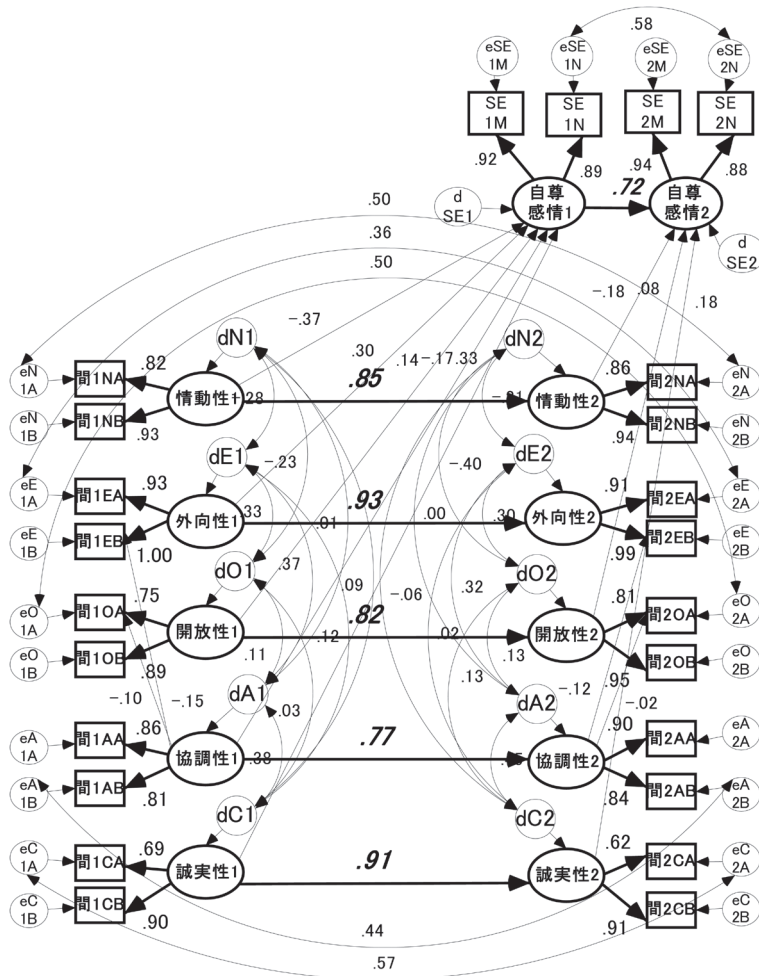


Figure17 Big Five個人間差と自尊感情の縦断モデル（因子パターン不変性(太線)）

適合度指標 $\chi^2=279.428$ $df=214$ $P=.002$ $RMSEA=.033$ ($LO=.021$ $HI=.043$) $TLI=.984$ $CFI=.988$ $AIC=451.428$

性においてもっとも適合度が高かった。「外向性」と「開放性」、「誠実性」から「自尊感情」へのパスは正で、「情動性」と「協調性」から「自尊感情」へのパスは負であった。縦断の2回目においても「自尊感情」へ有意なパスがおけるのは「情動性」、「開放性」、「誠実性」であった。それ以外（外向性と協調性）からもパスをおいてみたが、有意な関係を得ることはできなかった（Figure 17）。

Big Five（感情）と自尊感情の関係性のモデルにおいても、「開放性」以外の4因子が「自尊感情」に影響するモデルで、①の単純構造の因子パターンを拘束する因子パターン不変

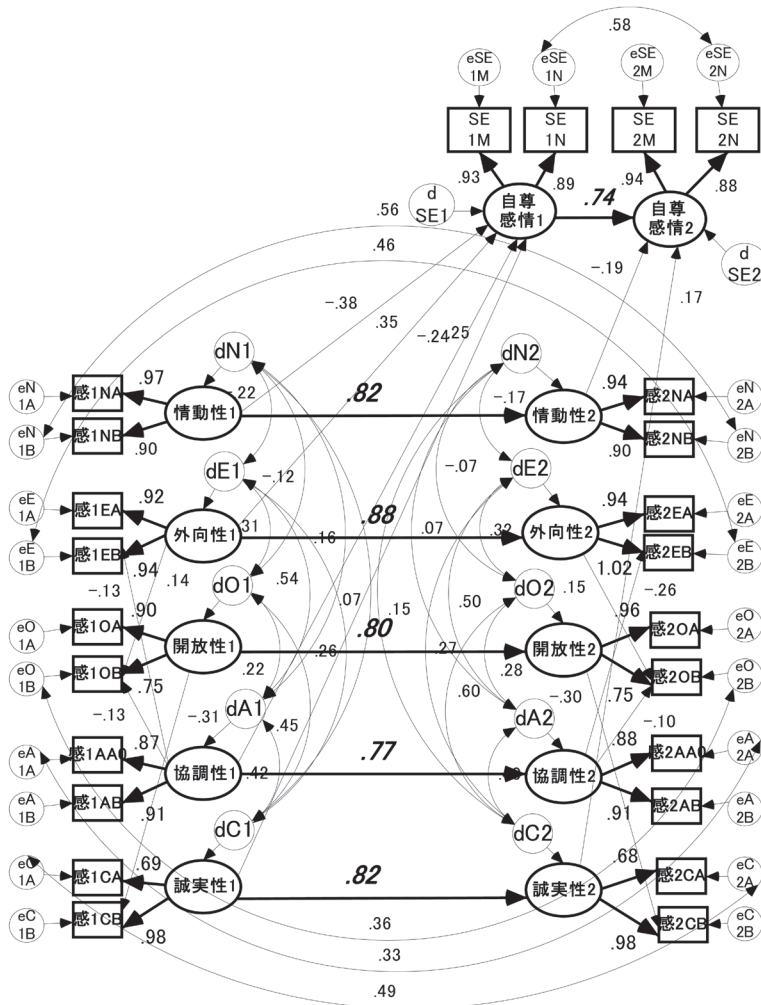


Figure18 Big Five感情と自尊感情の縦断モデル (因子パターン不変性(太線))

適合度指標 $\chi^2=298.042$ $df=212$ $P=.000$ $RMSEA=.038$ ($LO=.027$ $HI=.048$) $TLI=.979$ $CFI=.984$ $AIC=474.042$

性をもっとも適合度が高かった。ここでも「外向性」と「誠実性」から自尊感情へのパスは正で、「情動性」と「協調性」からは負であった。「開放性」からのパスは有意でなかった。Big Five (感情) の場合も、「情動性」と「誠実性」は縦断の2回目にも「自尊感情」へ有意なパスがあった (Figure 18)。

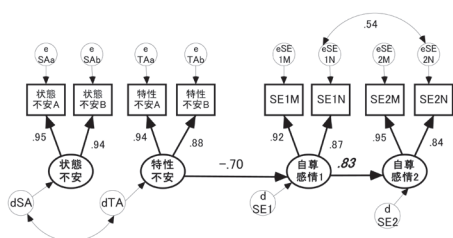


Figure19 STAIと自尊感情のモデル
(特性不安→自尊感情 自尊感情の因子パターン不変性)

適合度指標 $\chi^2=19.172$ df=17 P=.319

RMSEA=.028 (LO=.000 HI=.079)

TLI=.997 CFI=.998 AIC=57.172

注) 2年生のみを対象としている。

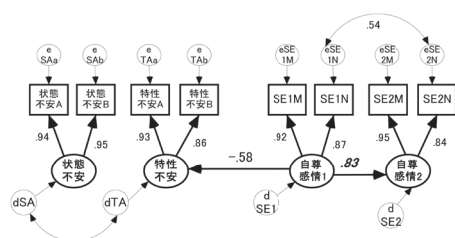


Figure20 STAIと自尊感情のモデル
(自尊感情→特性不安 自尊感情の因子パターン不変性)

適合度指標 $\chi^2=50.526$ df=17 P=.000

RMSEA=.110 (LO=.076 HI=.146)

TLI=.950 CFI=.970 AIC=88.526

注) 2年生のみを対象としている。

3.2.3 自尊感情とSTAI

STAI（不安）と自尊感情のモデルは、STAIを実施した2年生のみを対象として検討した。自尊感情とSTAIの間の関係性には、不安傾向（特性不安）が自尊感情に影響するモデル（Figure 19）と自尊感情が不安傾向（特性不安）に影響するというモデル（Figure 20）が考えられる。両方のモデルを作成し、推定した結果、「特性不安」から「自尊感情」へ影響するというモデルのほうが、より適合度が高かった。したがって、本研究では、「特性不安」から「自尊感情」へという流れのモデルで、以降の分析をおこなうことにする。

3.2.4 Big Five（個人間差・感情）・自尊感情・STAI

1年生と2年生とは観測変数は同じではない。STAIの測定は、2年次のみである。他の変数は、3尺度（Big Five（個人間差）、Big Five（感情）、自尊感情）を2学年とも同じように調査している。1つのデータにこの1年と2年を併合したのでは、STAIの関連性を分析できないことになる。ここでは、多集団の同時分析の方法論を拡張して、1年生と2年生の2つの集団の同時分析の変数としてはBig Five（個人間差）と自尊感情あるいはBig Five（感情）と自尊感情とし、2年生の集団にだけSTAIを挿入したモデルを構築してみることにする。

この同時分析を適用する目的は、Big Fiveの因子の半年間の変動と学年間の違いを追求するためである。構造平均分析のために、まず、Big Fiveに関しては、1年生の1回目のBig Fiveの因子の平均をゼロとし、1年生の2回目、2年生の1、2回目の因子の平均を推定することにした。自尊感情の因子についても、同様に、変動と違いを推定することに

した。2年生でだけ測定したSTAIについては、状態不安と特性不安の2つの因子の平均をゼロとしている。なお、この同時分析の平均構造分析では、個人間差と感情は、これまでと同じように独立させたモデルとした。

この総合的な分析では、3.2.1から3.2.3で構築した尺度間の関係性のモデルをもとに、Big Fiveから自尊感情とSTAIへ、STAIの特性不安から自尊感情へのパスをおいたモデルを作成した。

まず、Big Five（個人間差）と自尊感情・STAIとの関係性のモデル化では、個人間差とSTAI（Figure 15）、個人間差と自尊感情（Figure 17）、STAIと自尊感情のみの場合（Figure 19）と同様に、Big Fiveの5つの因子（1回目）それぞれから自尊感情（1回目）へ、Big Five（2回目）の「情動性」、「開放性」、「誠実性」から「自尊感情」（2回目）へ、Big Fiveの「情動性」からSTAI（2年生のみ）の「特性不安」と「状態不安」へ、そして「特性不安」から「自尊感情」（1回目）へのパスをおいた。1回目ではBig Fiveから「自尊感情」へのパスのうち、「開放性」からのパスは1年生においても2年生においても有意でなかったため、削除した。つまりBig Fiveの「情動性」、「外向性」、「協調性」、「誠実性」から「自尊感情」へのパスをおいたモデルとなった。ただし、「情動性」からのパス係数の値は1年生のみ有意で2年生では有意ではなかった。また「協調性」からのパスは2年生のみ有意で1年生は有意でなかった。2回目では、3.2.2で検討した2つの尺度間の関係性のモデルと同様に「情動性」、「開放性」、「誠実性」から「自尊感情」へパスをおくことができた（「開放性」については2年生のみ有意で1年生では有意でなかった）。Big Fiveの「情動性」からSTAIの「特性不安」と「状態不安」へ、STAIの「特性不安」から「自尊感情」へパスがあるという関係は、2尺度間のモデルで検討したモデルと同じである。またBig Five（個人間差）と自尊感情の2尺度で検討したモデル（Figure 17）に合わせると、「情動性」から「自尊感情」へのパスの可能性が考えられたが、3尺度間のモデルではそのパス係数の値が、1年生においてのみ有意であり、STAIを投入した2年生においては有意でなかった。このように3つの領域を総合化したことによって、2つの組み合わせでの分析結果とは異なるところも出てきた。これは、「情動性」からSTAIの「特性不安」へのパスをおいたことにより、「情動性」から「特性不安」へ、「特性不安」から「自尊感情」へと間接的な影響の流れができたためではないだろうか。

このモデルにおいて、ゼロと固定した因子（Big Fiveと自尊感情の1年生の1回目）に対して、平均の推定値が有意（10%以下）でない因子（山本・清水，2007と同じ。Table 3参照）をゼロとして再び推定すると、やや適合度が改善された。RMSEAで比較し

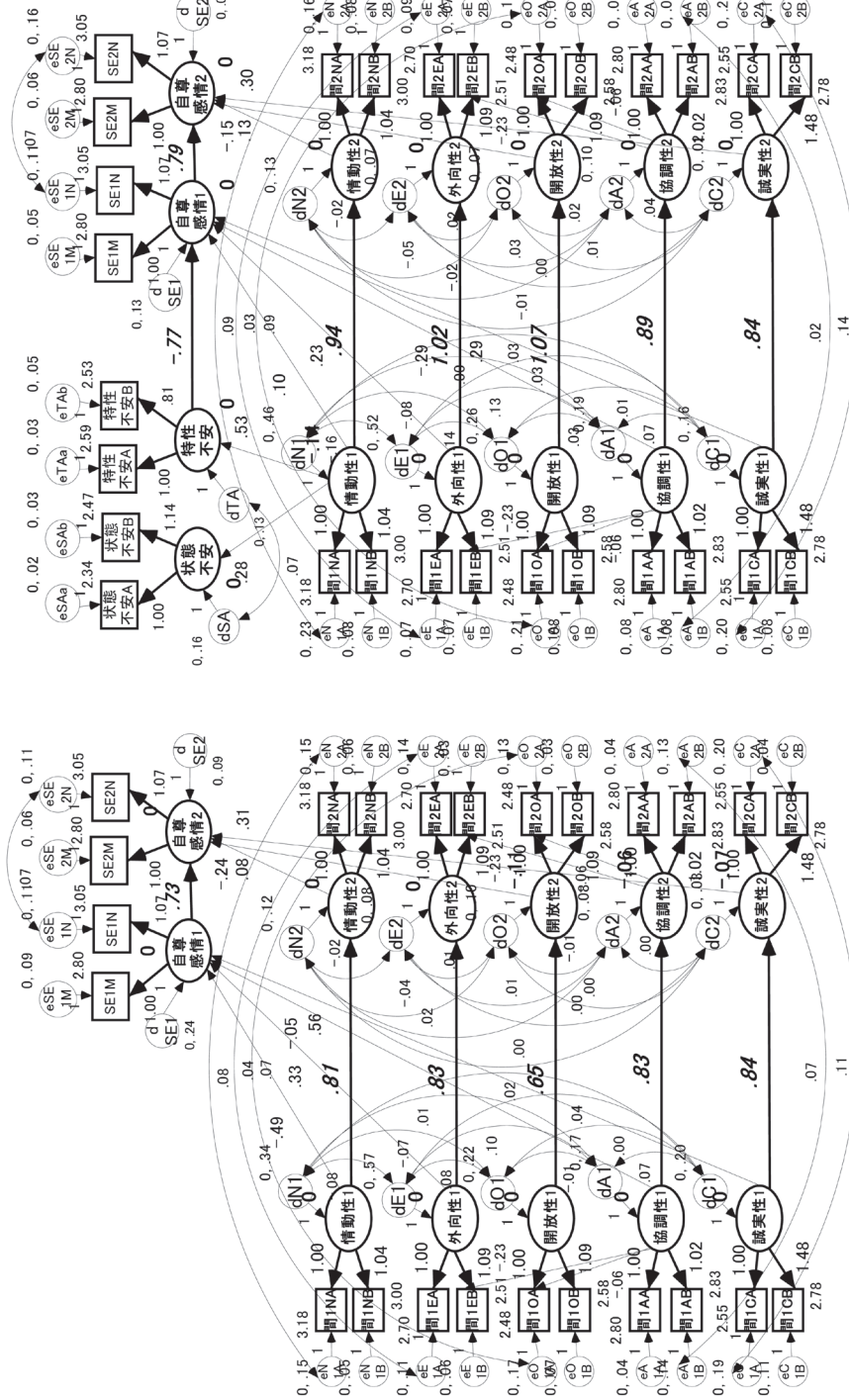


Figure21 Big Five個人間差・STAI・自尊感情の縦断での平均構造モデル (因子パターン不変性 (細線) 非標準化推定値 左: 1年生 右: 2年生)

適合度指標 $\chi^2=738.991$ $df=568$ $P=0.000$ $RMSEA=0.047$ $TLI=.968$ $CFI=.972$ $AIC=1118.991$

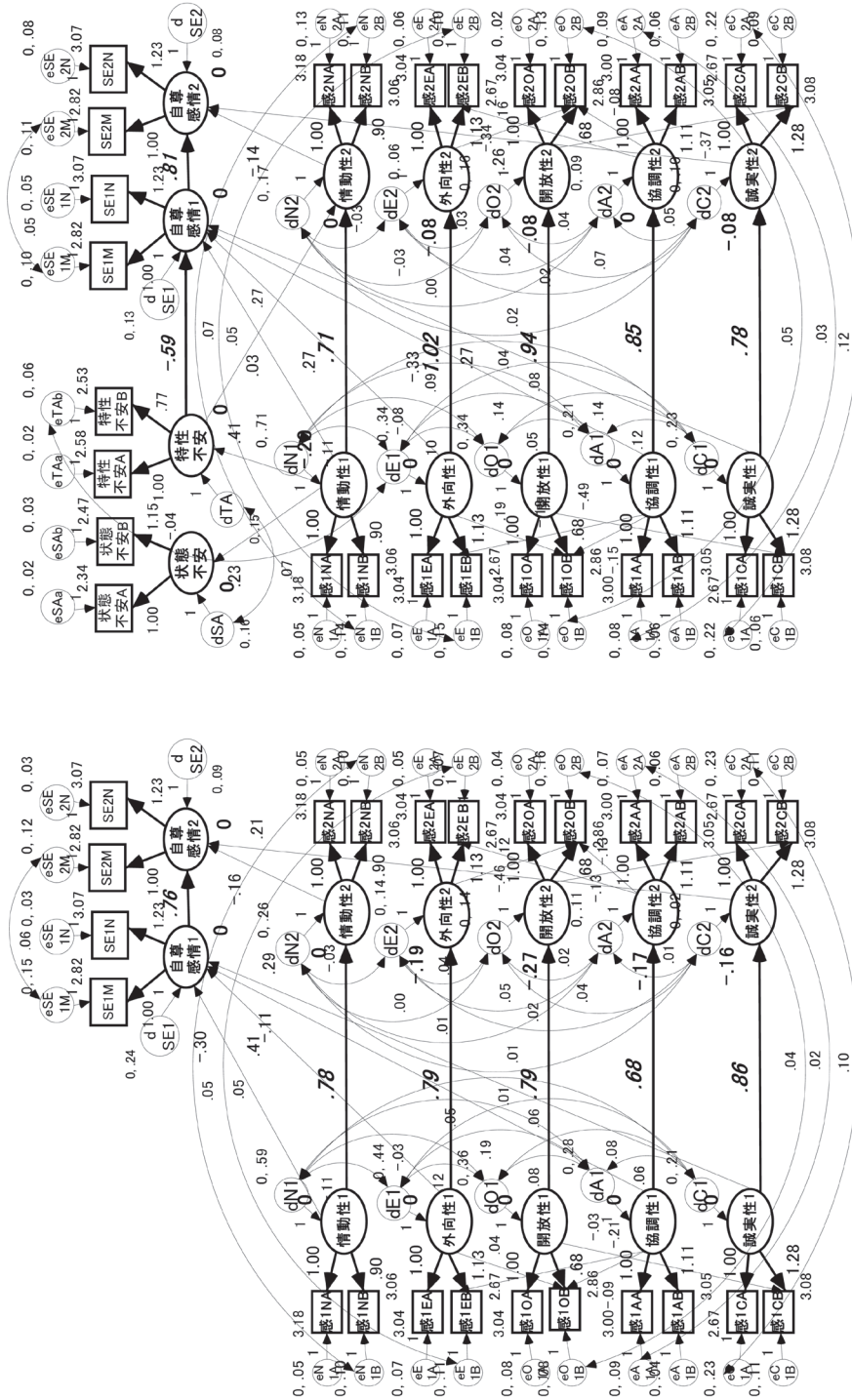


Figure 22 Big Five感情・STAI・自尊感情の縦断での平均構造モデル (因子パターン・不変性 (太線) 非標準化推定値 左: 1年生 右: 2年生)

適合度指標 $\chi^2 = 730.575$ $df = 550$ $P = 0.000$ $RMSEA = 0.48$ $TLI = 0.965$ $CFI = 0.971$ $AIC = 1146.575$

たところ、因子パターン不変性（Big Fiveと自尊感情についてすべての因子パターンを拘束する）モデルでもっとも適合度が高かった（Table 4、Table 5、Figure 21）。

Big Five（感情）・自尊感情・STAIとの関係性のモデル化においても、まずBig Five（感情）と自尊感情（Figure 18）、Big Five（感情）とSTAI（Figure 16）、STAIと自尊感情（Figure 19）のみの2尺度間のモデルで検討したものにしたがい、「開放性」以外の4因子（1回目）から「自尊感情」（1回目）へ、「情動性」と「誠実性」（2回目）から「自尊感情」（2回目）へ、「情動性」からSTAI（2年生のみ）の「特性不安」と「状態不安」へ、そして「特性不安」から「自尊感情」（1回目）と「情動性」（2回目）へのパスをおいたモデルを作成した。このうち、「情動性」から「自尊感情」（1回目）へのパスは1年生のみで有意であり、2年生においては有意でなかった。個人間差のモデルの場合と同様に、2年生においては「情動性」が「特性不安」を経由して「自尊感情」へ影響することで、「情動性」から「自尊感情」への直接のパスは有意でなくなったためと考えられる。「協調性」から「自尊感情」（1回目）へのパスは2年生のみ有意であり1年生は有意でなかった。それ以外のパスについてはすべてこのモデルにおいても有意な値であった。

この時点でのモデルでは、適合度がやや不十分であった。そこで、Amosの修正指標と尺度の項目内容を検討し、さらにパスが追加できるかどうかを試みた。STAIの項目の内容を検討すると、特性不安の項目はBig Fiveでいう情動性の特徴のほかに、内向性（外向性の逆）の特徴とも共通していると考えられた。しかし、Big Fiveの「外向性」からSTAIの特性不安へパスをおいたところ、値は有意なものではなかった。そこで、特性不安因子の観測変数である小包（特性不安B）の独自性と外向性因子の分散との間に共分散をおいてみたところ、その値は有意であり、適合度もやや改善された。

このモデルにおいて、ゼロと固定した因子（Big Fiveと自尊感情の1年生の1回目）に対して、平均の推定値が有意でない因子（山本・清水、2007と同じ。Table 3参照）をゼロとして再び推定すると、やや適合度が改善された。RMSEAで比較すると、因子パターン不変性（自尊感情とBig Fiveの単純構造部分の因子パターンを拘束する）モデルでもっとも適合度がよくなった（Table 4、Table 6、Figure 22）。

Table 5、Table 6の安定性係数より、Big Five（個人間差）・STAI・自尊感情のモデルにおいてもBig Five（感情）・STAI・自尊感情のモデルにおいてもBig Fiveの5因子と自尊感情の半年間隔での安定性は非常に高かった。また、1年生と2年生を比較すると、Big Five（個人間差）・STAI・自尊感情のモデルでは、Big Fiveの5因子については全体的に、2年生でより安定性係数が高かった。Big Five（感情）・STAI・自尊感情のモデルでは、

Table 3 2回の調査機会での因子の平均の推定値

学年	調査機会	個人間差					感情					STAI		自尊感情
		情動性(N)	外向性(E)	開放性(O)	協調性(A)	誠実性(C)	情動性(N)	外向性(E)	開放性(O)	協調性(A)	誠実性(C)	状態不安	特性不安	
1年生	1回目	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	-	-	0 ¹⁾
	2回目	0 ²⁾	0 ²⁾	-0.335***	-0.218**	-0.397***	0 ²⁾	-0.503****	-0.738****	-0.531****	-1.035****	-	-	0 ²⁾
2年生	1回目	-0.201*	0 ²⁾	0 ²⁾	0 ²⁾	0 ²⁾	-0.239**	0 ²⁾	0 ²⁾	0 ²⁾	0 ¹⁾	0 ¹⁾	0 ²⁾	
	2回目	0 ²⁾	0 ²⁾	0 ²⁾	0 ²⁾	0 ²⁾	0 ²⁾	-0.311***	-0.199**	0 ²⁾	-0.258***	-	-	0 ²⁾

注1) Big Five (個人間差と感情) と自尊感情の因子は1年生の1回目を、STAIの因子は2年生1回目をすべて0に固定した。
 2) 因子得点の平均の推定値が有意でないところは0に固定した。
 3) 数値は、因子得点の平均を標準偏差で割ったものである。
 4) *p<.10 **p<.05 ***p<.01 ****p<.001

Table 4 Big Five (個人間差・感情)・STAI・自尊感情モデルの適合度

モデル	χ^2	df	P	χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA	AIC
個人間差・STAI・自尊感情モデル ①因子パターン不変性 (太線) (単純構造の因子パターンを拘束)	733.265	562	0.000	1.305	0.967	0.972	0.033	1125.265
②因子パターン不変性 (細線) (①+追加したパスの因子パターン拘束)	738.991	568	0.000	1.301	0.968	0.972	0.033	1118.991
③強不変性 (②+観測変数の誤差分散を拘束)	810.098	604	0.000	1.341	0.963	0.966	0.035	1118.098
④因子の分散拘束 (③+因子の分散を拘束)	1155.560	622	0.000	1.858	0.908	0.912	0.055	1427.560
⑤因子間共分散拘束 (③+因子間の共分散を拘束)	884.142	634	0.000	1.395	0.958	0.959	0.037	1132.142
⑥厳格な不変性 (④+⑤)	1236.833	652	0.000	1.897	0.904	0.904	0.056	1448.833
感情・STAI・自尊感情モデル ①因子パターン不変性 (太線) (単純構造の因子パターンを拘束)	730.575	550	0.000	1.328	0.965	0.971	0.048	1146.575
②因子パターン不変性 (細線) (①+追加したパスの因子パターン拘束)	760.842	562	0.000	1.354	0.963	0.968	0.049	1152.842
③強不変性 (②+観測変数の誤差分散を拘束)	788.395	586	0.000	1.345	0.963	0.967	0.049	1132.395
④因子の分散拘束 (③+因子の分散を拘束)	1026.087	604	0.000	1.699	0.926	0.932	0.071	1334.087
⑤因子間共分散拘束 (③+因子間の共分散を拘束)	878.356	616	0.000	1.426	0.955	0.958	0.055	1162.356
⑥厳格な不変性 (④+⑤)	1111.660	634	0.000	1.753	0.920	0.923	0.074	1359.660

Big Fiveの誠実性において安定性係数が1年生のほうが高く、それ以外の4因子では同じ程度あるいは2年生のほうがやや高い傾向があった。

Table 3において、因子の平均の変動をみると、自尊感情は平均がほとんど変化していない(推定値が有意でなかったため、ゼロと固定している)。これに対し、Big Fiveの因子は、個人間差においても感情においても1年生の2回目で開放性・協調性・誠実性が下がる傾向があった。また個人間差と感情を比較すると、感情のほうで、より多くの因子の

感情的表現測定によるBig Five測定の半年間隔での安定性と変動（清水・山本）

Table 5 Big Five(個人間差)・STAI・自尊感情モデル(因子パターン不変性(細線))のパス係数の推定値

パスの方向			1年生				2年生			
			推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準 ²⁾	推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準 ²⁾
安定性係数	情動性2 ← 情動性1	0.812	0.066	0.809	***	0.941	0.054	0.873	***	
	外向性2 ← 外向性1	0.826	0.043	0.913	***	1.021	0.038	0.945	***	
	開放性2 ← 開放性1	0.652	0.079	0.695	***	1.075	0.068	0.904	***	
	協調性2 ← 協調性1	0.827	0.086	0.768	***	0.894	0.072	0.781	***	
	誠実性2 ← 誠実性1	0.845	0.067	0.903	***	0.843	0.063	0.915	***	
自尊感情2 ← 自尊感情1	0.726	0.060	0.723	***	0.793	0.064	0.711	***		
構造モデル	特性不安 ← 情動性1	-	-	-	-	0.526	0.053	0.711	***	
	状態不安 ← 情動性1	-	-	-	-	0.276	0.053	0.421	***	
	自尊感情1 ← 情動性1	-0.491	0.094	-0.414	***	0.095	0.083	0.118	n.s.	
	自尊感情1 ← 外向性1	0.333	0.075	0.365	***	0.229	0.056	0.300	***	
	自尊感情1 ← 協調性1	-0.049	0.152	-0.029	n.s.	-0.291	0.100	-0.233	**	
	自尊感情1 ← 誠実性1	0.563	0.136	0.364	***	0.291	0.101	0.211	**	
	自尊感情1 ← 特性不安	-	-	-	-	-0.774	0.112	-0.709	***	
	自尊感情2 ← 情動性2	-0.245	0.070	-0.206	***	-0.155	0.048	-0.185	***	
	自尊感情2 ← 開放性2	0.081	0.080	0.051	n.s.	0.128	0.053	0.126	*	
	自尊感情2 ← 誠実性2	0.315	0.092	0.190	***	0.303	0.090	0.181	***	
測定モデル	問1NA ← 情動性1	1.000 ¹⁾	-	0.834	-	1.000 ¹⁾	-	0.815	-	
	問1NB ← 情動性1	1.038	0.044	0.937	***	1.038	0.044	0.932	***	
	問1EA ← 外向性1	1.000 ¹⁾	-	0.919	-	1.000 ¹⁾	-	0.942	-	
	問1EB ← 外向性1	1.092	0.031	0.986	***	1.092	0.031	0.988	***	
	問1OA ← 開放性1	1.000 ¹⁾	-	0.748	-	1.000 ¹⁾	-	0.747	-	
	問1OB ← 開放性1	1.092	0.058	0.892	***	1.092	0.058	0.889	***	
	問1AA ← 協調性1	1.000 ¹⁾	-	0.896	-	1.000 ¹⁾	-	0.848	-	
	問1AB ← 協調性1	1.018	0.054	0.749	***	1.018	0.054	0.851	***	
	問1EB ← 協調性1	-0.231	0.048	-0.114	***	-0.231	0.048	-0.127	***	
	問1OA ← 協調性1	-0.062	0.050	-0.041	n.s.	-0.062	0.050	-0.040	n.s.	
	問1CA ← 誠実性1	1.000 ¹⁾	-	0.717	-	1.000 ¹⁾	-	0.669	-	
	問1CB ← 誠実性1	1.482	0.104	0.892	***	1.482	0.104	0.905	***	
	特性不安A ← 特性不安	-	-	-	-	1.000 ¹⁾	-	0.948	-	
	特性不安B ← 特性不安	-	-	-	-	0.807	0.049	0.874	***	
	状態不安A ← 状態不安	-	-	-	-	1.000 ¹⁾	-	0.947	-	
	状態不安B ← 状態不安	-	-	-	-	1.136	0.073	0.947	***	
	SE1M ← 自尊感情1	1.000 ¹⁾	-	0.918	-	1.000 ¹⁾	-	0.924	-	
	SE1N ← 自尊感情1	1.068	0.040	0.914	***	1.068	0.040	0.872	***	
	問2NA ← 情動性2	1.000 ¹⁾	-	0.832	-	1.000 ¹⁾	-	0.878	-	
	問2NB ← 情動性2	1.038	0.044	0.928	***	1.038	0.044	0.936	***	
	問2EA ← 外向性2	1.000 ¹⁾	-	0.879	-	1.000 ¹⁾	-	0.932	-	
	問2EB ← 外向性2	1.092	0.031	1.000	***	1.092	0.031	0.992	***	
	問2OA ← 開放性2	1.000 ¹⁾	-	0.773	-	1.000 ¹⁾	-	0.836	-	
	問2OB ← 開放性2	1.092	0.058	0.935	***	1.092	0.058	0.952	***	
	問2AA ← 協調性2	1.000 ¹⁾	-	0.919	-	1.000 ¹⁾	-	0.872	-	
	問2AB ← 協調性2	1.018	0.054	0.785	***	1.018	0.054	0.885	***	
	問2EB ← 協調性2	-0.231	0.048	-0.137	***	-0.231	0.048	-0.135	***	
	問2OA ← 協調性2	-0.062	0.050	-0.048	n.s.	-0.062	0.050	-0.043	n.s.	
	問2CA ← 誠実性2	1.000 ¹⁾	-	0.686	-	1.000 ¹⁾	-	0.562	-	
	問2CB ← 誠実性2	1.482	0.104	0.953	***	1.482	0.104	0.864	***	
	SE2M ← 自尊感情2	1.000 ¹⁾	-	0.940	-	1.000 ¹⁾	-	0.930	-	
	SE2N ← 自尊感情2	1.068	0.040	0.915	***	1.068	0.040	0.854	***	
因子間共分散	d情動性1 ⇔ d外向性1	-0.079	0.043	-0.180	n.s.	-0.165	0.044	-0.335	***	
	d情動性1 ⇔ d開放性1	-0.066	0.029	-0.243	*	-0.080	0.031	-0.230	**	
	d情動性1 ⇔ d協調性1	0.007	0.024	0.030	n.s.	0.000	0.026	0.000	n.s.	
	d情動性1 ⇔ d誠実性1	0.017	0.026	0.067	n.s.	0.029	0.024	0.107	n.s.	
	d外向性1 ⇔ d開放性1	0.078	0.037	0.221	*	0.142	0.034	0.386	***	
	d外向性1 ⇔ d協調性1	0.104	0.033	0.336	**	0.126	0.030	0.396	***	
	d外向性1 ⇔ d誠実性1	0.040	0.034	0.119	n.s.	0.029	0.025	0.100	n.s.	
	d開放性1 ⇔ d協調性1	-0.010	0.020	-0.052	n.s.	0.035	0.020	0.154	n.s.	
	d開放性1 ⇔ d誠実性1	0.000	0.022	0.001	n.s.	0.010	0.018	0.050	n.s.	
	d協調性1 ⇔ d誠実性1	0.067	0.021	0.365	***	0.070	0.017	0.396	***	
	d状態不安 ⇔ d特性不安	-	-	-	-	0.071	0.015	0.491	***	
	d情動性2 ⇔ d外向性2	-0.017	0.013	-0.184	n.s.	-0.024	0.012	-0.264	n.s.	
	d情動性2 ⇔ d開放性2	-0.037	0.014	-0.345	**	-0.046	0.014	-0.492	***	
	d情動性2 ⇔ d協調性2	0.022	0.013	0.223	n.s.	-0.016	0.014	-0.141	n.s.	
	d情動性2 ⇔ d誠実性2	0.003	0.010	0.051	n.s.	-0.011	0.009	-0.204	n.s.	
	d外向性2 ⇔ d開放性2	0.015	0.011	0.167	n.s.	0.025	0.010	0.376	*	
	d外向性2 ⇔ d協調性2	0.010	0.011	0.125	n.s.	0.032	0.011	0.397	**	
	d外向性2 ⇔ d誠実性2	-0.001	0.008	-0.019	n.s.	0.000	0.007	0.008	n.s.	
	d開放性2 ⇔ d協調性2	-0.011	0.011	-0.123	n.s.	0.025	0.012	0.306	*	
	d開放性2 ⇔ d誠実性2	0.005	0.009	0.080	n.s.	0.011	0.008	0.281	n.s.	
d協調性2 ⇔ d誠実性2	0.002	0.008	0.041	n.s.	0.038	0.009	0.811	***		
誤差間共分散	e問1NA ⇔ e問2NA	0.082	0.019	0.548	***	0.090	0.021	0.462	***	
	e問1EA ⇔ e問2EA	0.042	0.015	0.350	**	0.026	0.011	0.338	*	
	e問1OA ⇔ e問2OA	0.073	0.018	0.498	***	0.092	0.020	0.494	***	
	e問1AB ⇔ e問2AB	0.070	0.016	0.533	***	0.022	0.011	0.295	*	
	e問1CA ⇔ e問2CA	0.105	0.022	0.547	***	0.142	0.024	0.591	***	
	eSE1N ⇔ eSE2N	0.067	0.017	0.633	***	0.071	0.015	0.538	***	

1) パス係数を1と固定した。 2) *p<.05 **p<.01 ***p<.001

Table 6 Big Five (感情)・STAI・自尊感情モデル (因子パターン不変性 (太線)) のパス係数の推定値

パスの方向	1年生				2年生					
	推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準 ²⁾	推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準 ²⁾		
安定性係数	情動性2 ← 情動性1	0.780	0.067	0.764	***	0.715	0.062	0.738	***	
	外向性2 ← 外向性1	0.792	0.057	0.817	***	1.016	0.051	0.921	***	
	開放性2 ← 開放性1	0.794	0.075	0.790	***	0.944	0.074	0.810	***	
	協調性2 ← 協調性1	0.681	0.066	0.741	***	0.851	0.062	0.801	***	
	誠実性2 ← 誠実性1	0.863	0.081	0.933	***	0.779	0.069	0.769	***	
自尊感情2 ← 自尊感情1	0.763	0.059	0.761	***	0.811	0.069	0.714	***		
構造モデル	自尊感情1 ← 情動性1	-0.303	0.069	-0.364	***	0.033	0.059	0.054	n.s.	
	特性不安 ← 情動性1	-	-	-	-	0.407	0.040	0.667	***	
	状態不安 ← 情動性1	-	-	-	-	0.228	0.041	0.431	***	
	自尊感情1 ← 外向性1	0.412	0.097	0.428	***	0.272	0.076	0.313	***	
	自尊感情1 ← 協調性1	-0.107	0.119	-0.088	n.s.	-0.330	0.113	-0.298	**	
	自尊感情1 ← 誠実性1	0.289	0.118	0.206	*	0.269	0.090	0.252	**	
	自尊感情1 ← 特性不安	-	-	-	-	-0.588	0.095	-0.591	***	
	情動性2 ← 特性不安	-	-	-	-	0.272	0.103	0.171	**	
	自尊感情2 ← 情動性2	-0.159	0.044	-0.194	***	-0.144	0.042	-0.203	***	
	自尊感情2 ← 誠実性2	0.213	0.079	0.140	**	0.262	0.066	0.219	***	
	測定モデル	感1NA ← 情動性1	1.000 ¹⁾	-	0.963	-	1.000 ¹⁾	-	0.966	-
		感1NB ← 情動性1	0.896	0.030	0.911	***	0.896	0.030	0.896	***
感1EA ← 外向性1		1.000 ¹⁾	-	0.926	-	1.000 ¹⁾	-	0.917	-	
感1EB ← 外向性1		1.133	0.046	0.976	***	1.133	0.046	0.903	***	
感1OB ← 外向性1		0.038	0.057	0.050	n.s.	0.189	0.068	0.195	**	
感1OA ← 開放性1		1.000 ¹⁾	-	0.902	-	1.000 ¹⁾	-	0.900	-	
感1OB ← 開放性1		0.683	0.039	0.820	***	0.683	0.039	0.702	***	
感1CB ← 開放性1		-0.031	0.096	-0.028	n.s.	-0.494	0.097	-0.496	***	
感1AA ← 協調性1		1.000 ¹⁾	-	0.875	-	1.000 ¹⁾	-	0.847	-	
感1AB ← 協調性1		1.106	0.045	0.950	***	1.106	0.045	0.897	***	
感1EB ← 協調性1		-0.211	0.080	-0.145	**	-0.180	0.086	-0.113	*	
感1OB ← 協調性1		-0.094	0.071	-0.099	n.s.	-0.154	0.086	-0.125	n.s.	
感1CA ← 誠実性1		1.000 ¹⁾	-	0.689	-	1.000 ¹⁾	-	0.716	-	
感1CB ← 誠実性1		1.279	0.096	0.876	***	1.279	0.096	1.055	***	
SE1M ← 自尊感情1		1.000 ¹⁾	-	0.854	-	1.000 ¹⁾	-	0.850	-	
SE1N ← 自尊感情1		1.231	0.046	0.977	***	1.231	0.046	0.944	***	
特性不安A ← 特性不安		-	-	-	-	1.000	-	0.942	-	
特性不安B ← 特性不安		-	-	-	-	1.147	0.074	0.951	***	
状態不安A ← 状態不安		-	-	-	-	1.000	-	0.964	-	
状態不安B ← 状態不安		-	-	-	-	0.770	0.049	0.855	***	
感2NA ← 情動性2		1.000 ¹⁾	-	0.962	-	1.000 ¹⁾	-	0.913	-	
感2NB ← 情動性2		0.896	0.030	0.910	***	0.896	0.030	0.909	***	
感2EA ← 外向性2		1.000 ¹⁾	-	0.944	-	1.000 ¹⁾	-	0.933	-	
感2EB ← 外向性2		1.133	0.046	1.035	***	1.133	0.046	0.993	***	
感2OB ← 外向性2		0.118	0.070	0.130	n.s.	0.159	0.056	0.168	**	
感2OA ← 開放性2		1.000 ¹⁾	-	0.951	-	1.000 ¹⁾	-	0.977	-	
感2OB ← 開放性2		0.683	0.039	0.705	***	0.683	0.039	0.761	***	
感2CB ← 開放性2		-0.126	0.092	-0.125	n.s.	-0.371	0.079	-0.412	***	
感2AA ← 協調性2		1.000 ¹⁾	-	0.882	-	1.000 ¹⁾	-	0.858	-	
感2AB ← 協調性2		1.106	0.045	0.915	***	1.106	0.045	0.916	***	
感2EB ← 協調性2		-0.459	0.076	-0.317	***	-0.339	0.077	-0.225	***	
感2OB ← 協調性2		-0.129	0.091	-0.107	n.s.	-0.078	0.074	-0.063	n.s.	
感2CA ← 誠実性2	1.000 ¹⁾	-	0.660	-	1.000 ¹⁾	-	0.721	-		
感2CB ← 誠実性2	1.279	0.096	0.884	***	1.279	0.096	1.015	***		
SE2M ← 自尊感情2	1.000 ¹⁾	-	0.878	-	1.000 ¹⁾	-	0.863	-		
SE2N ← 自尊感情2	1.231	0.046	0.977	***	1.231	0.046	0.929	***		
因子間共分散	d情動性1 ⇔ d外向性1	-0.114	0.051	-0.223	*	-0.113	0.042	-0.23	**	
	d情動性1 ⇔ d開放性1	-0.035	0.046	-0.076	n.s.	-0.082	0.043	-0.166	n.s.	
	d情動性1 ⇔ d協調性1	0.046	0.040	0.113	n.s.	0.087	0.034	0.225	**	
	d情動性1 ⇔ d誠実性1	0.010	0.035	0.029	n.s.	0.040	0.035	0.099	n.s.	
	d外向性1 ⇔ d開放性1	0.122	0.043	0.306	**	0.102	0.030	0.298	***	
	d外向性1 ⇔ d協調性1	0.187	0.040	0.531	***	0.138	0.026	0.511	***	
	d外向性1 ⇔ d誠実性1	0.063	0.032	0.207	n.s.	0.083	0.026	0.294	***	
	d開放性1 ⇔ d協調性1	0.077	0.033	0.243	*	0.052	0.025	0.194	*	
	d開放性1 ⇔ d誠実性1	0.079	0.035	0.287	*	0.145	0.033	0.518	***	
	d協調性1 ⇔ d誠実性1	0.058	0.026	0.241	*	0.119	0.023	0.539	***	
	d状態不安 ⇔ d特性不安	-	-	-	-	0.071	0.015	0.466	***	
	d情動性2 ⇔ d外向性2	-0.031	0.021	-0.163	n.s.	-0.030	0.013	-0.287	*	
	d情動性2 ⇔ d開放性2	-0.003	0.022	-0.014	n.s.	-0.028	0.018	-0.171	n.s.	
	d情動性2 ⇔ d協調性2	0.012	0.019	0.07	n.s.	-0.003	0.013	-0.021	n.s.	
	d情動性2 ⇔ d誠実性2	0.012	0.015	0.153	n.s.	0.022	0.015	0.172	n.s.	
	d外向性2 ⇔ d開放性2	0.040	0.017	0.291	*	0.035	0.013	0.347	**	
	d外向性2 ⇔ d協調性2	0.049	0.016	0.408	***	0.043	0.011	0.579	***	
	d外向性2 ⇔ d誠実性2	0.016	0.012	0.279	n.s.	0.020	0.011	0.262	n.s.	
	d開放性2 ⇔ d協調性2	0.019	0.015	0.155	n.s.	0.039	0.014	0.334	**	
	d開放性2 ⇔ d誠実性2	0.041	0.015	0.727	**	0.069	0.017	0.562	***	
	d協調性2 ⇔ d誠実性2	0.008	0.010	0.16	n.s.	0.046	0.012	0.506	***	
	e特性不安b ⇔ d外向性1	-	-	-	-	-0.041	0.011	-0.29	***	
	誤差間共分散	e感1NB ⇔ e感2NB	0.047	0.013	0.468	***	0.075	0.016	0.601	***
		e感1EB ⇔ e感2EB	0.049	0.015	0.571	***	0.052	0.016	0.415	***
e感1OB ⇔ e感2OB		0.044	0.014	0.377	***	0.047	0.013	0.353	***	
e感1AA ⇔ e感2AA		0.019	0.010	0.253	n.s.	0.032	0.010	0.377	***	
e感1CA ⇔ e感2CA		0.098	0.027	0.426	***	0.121	0.022	0.557	***	
eSE1M ⇔ eSE2M		0.064	0.015	0.465	***	0.051	0.012	0.479	***	

1) パス係数を1と固定した。 2) *p<.05 **p<.01 ***p<.001

平均が変動し、その変化も大きい傾向にあった。

欠損値処理をしていなかった山本（2007）や山本・清水（2007）のBig Fiveのみの縦断の構造平均モデルでの結果と比較すると、STAIと自尊感情を加え、さらに欠損値を推定値で置き換えた今回のデータでは、個人間差の開放性（1年生）で0.724（標準化推定値）から0.695、誠実性（1年生）で0.952から0.903、協調性（2年生）で0.819から0.781、感情の情動性（2年生）で0.839から0.738などのように低くなる傾向があった。逆に、感情の開放性（1年生で0.751から0.790）、外向性（1年生で0.788から0.817）、誠実性（1年生で0.897から0.933）ではやや高くなる傾向があった。また、平均の推定値が有意な因子は同じであるが、それらのうち多くの因子で、その変動は小さくなる傾向があった。たとえば、個人間差では、協調性（1年生2回目）の平均の推定値は、欠損値のない場合では-0.375（ $P < .01$ ）であったが、推定値で置き換えた場合では-0.218（ $P < .05$ ）となり、誠実性（1年生2回目）では-0.865（ $P < .001$ ）から-0.397（ $P < .01$ ）、情動性（2年生1回目）で-0.271（ $P < .05$ ）から-0.201（ $P < .10$ ）、感情の情動性（2年生1回目）で-0.322（ $P < .01$ ）から-0.239（ $P < .05$ ）と小さくなった。逆に、感情の外向性（1年生2回目で-0.377（ $P < .01$ ）から-0.503（ $P < .001$ ）と誠実性（2年生2回目で-0.201（ $P < .10$ ）から-0.258（ $P < .01$ ））では平均の推定値は大きくなった。

4. 考察

Big Fiveに代表されるパーソナリティ研究は、横断的な研究計画からのデータを対象とするものが多かった。確かに、本研究でも明らかにしたように、安定性は極めて高い。このような相関係数あるいはパス係数からは、しかしながら、平均の位置の変化による分布の変動についての情報を得ることはできない。ここで検討してきたように、SEMの平均構造により、安定性と潜在変数の平均の変動を同時にモデル化する方法が、時間的経過の中で起きる変化を検証する方法論として有効であるといえる。

観測変数に違いのある1年生と2年生を同時分析する方法論を試みている。1年生では、Big Fiveの5尺度と自尊感情尺度、2年生では、この他に、状態不安・特性不安の測定をおこなっている。Big Fiveについては、因子的不変性を繰り返しの2回と、1年生と2年生の2つの集団間で同時分析の方法を適用している。この方法は、比較のベースを不変性のある因子として確保し、他の変数がこれにどのように関係するかを、異なった変数の組み合わせの中で検討することを可能としている。

今回の分析では、小包化の方法をすべての尺度に適用した。観測変数の数が多い場合に

は、変数間の共分散が分析の対象とする変数の数が多くなると複雑なものとなることが予想される。本稿で展開してきたように、3つの尺度別に測定モデルを確認する際に、小包化（清水・山本（2007）参照）を適用することによって、対象となる構成概念のモデル化をおこないながら、最終的に統合化する方法は、複数の構成概念間の関係性を検討することにおいて有効であるといえる。

自尊感情尺度に関しては、清水・吉田（2008）では、項目からのモデル化を検討している。被験者数の少なかった本稿の分析では、項目からのモデル化はおこなわずに、小包化を採用している。自尊感情の一般因子だけをモデルにおいて取り扱うことを目的としていたからである。総合的な指標を取り出すには、尺度の内部が複雑である自尊感情の場合には、2つの小包に集約化することによって、清水・吉田（2008）で検討したような項目間の独自性共分散の存在をキャンセルさせることができるようである。

3尺度間の関係性を検討したモデルから、Big Fiveの情動性は特性不安・状態不安に影響していると考えられる。またモデルにおけるパス係数の値から、情動性は状態不安（その時点でどの程度不安を感じるか）よりも特性不安（ふだんの生活における不安の感じやすさ）との関連が強いといえる。清水・山本（2007）では、Big Five形容詞短縮版2005・気分（POMS: Profile of Mood States短縮版（横山，2005））・不安（STAI）との関係性をモデル化している。そこでパーソナリティ変数として用いているBig Fiveは、測定方法（形容詞項目）もキー概念（本研究で用いた文章項目版は2005年版から項目を一部入れ替えたBig Five形容詞短縮版2006をもとに作成している）も異なるが、STAIで測定される不安傾向には情動性が影響していること、さらに状態不安よりも特性不安が情動性から大きく影響を受けている点は本研究における3尺度のモデルでの関係性と共通している。このことは、一時的な状態として測定している不安と、より特性的な傾向として測定している不安とは異なることを示しているといえる。

STAIの不安傾向がBig Fiveの情動性のみと関わるのに対し、自尊感情は5因子のうち、情動性だけでなく外向性、開放性、協調性、誠実性のすべてと関連しうる。今回の結果で縦断の1回目においても2回目においても自尊感情へ直接的あるいは間接的に影響しているのは情動性と誠実性であったことから、自尊感情は、他者からの評価（自分が他者からどう思われているか）による自己の評価というよりも、自分による自己の評価という側面を測定しているものであるとも考えられる。

本研究では、従来のパーソナリティ測定においては厳密に区別されてこなかった個人間差（人との比較における傾向性）と感情（ある傾向の行動をとることで、喚起される感情

の傾向性)という項目を明確に分けて測定した。そして表現の違いによって、他の変数(本研究では不安傾向と自尊感情)との関係性が異なるのか、また安定性や平均の変動が異なるかについて検討した。不安傾向や自尊感情といったパーソナリティに関連する他の変数との関係や安定性(その集団での個人の得点の相対的位置関係)の点からみると、両者ともに安定していて他の変数との関連も共通しているといえる。しかし、集団の平均という点からみると、自分の感情による傾向性の測定は、他の人との比較による傾向性の測定よりも変動していた。このことから、感情表現を含む項目や尺度は測定の時期や状況による影響をより受けやすいのではないかと考えられる。

安定性係数の値は欠損値のないデータのみを対象とした山本・清水(2007)などの結果と大きく変わらない。少ない数ではあるが、削除されていた回答者(59名)のデータが加わることで、1回目から2回目への安定性係数がやや低くなった。これは、1回目のBig Five因子からSTAIの特性不安や状態不安、自尊感情へパスをおくことでBig Fiveの因子からそれぞれの2回目の因子への直接の影響がやや小さくなったためであると考えられ、欠損値処理による影響だけとは断定できない。今回の欠損値の数は合計で46個であり、全体の数(46280(Big Five60項目+自尊感情10項目)×2(回)×284(人)+STAI40項目×163(人))からみても小さなものであったからではないかと推測される。ランダムな欠損値を推定値で置き換えることによる影響はそれほど大きくないといえる。

縦断調査を繰り返せば、欠損の発生確率は高まっていくことになる。SEMで必要とする十分に大きな数のNを確保する方策として、今回おこなったような欠損処理は、有効な方法であると考えられる。構造に影響を与えるような欠損値の数については、この結果からは推測することができない。ここでは、今後の検討課題としておくことにする。

パーソナリティ安定性の検討は、これまでの研究では、個人間差と感情という表現項目が混在した尺度を対象としていた。今回の結果が明らかにしていることは、この2つの測定変数によって、安定性や平均の変動が異なるということである。すなわち、平均の変動を分析する際には、使用する尺度がどのような表現の項目から構成されているかを詳細に検討する必要があるといえる。

安定性や変化の様相を詳細に捉えるためには、一定の間隔をおいた縦断調査を繰り返し、短期間での変動とより長期間でみた場合の変化を検討する必要がある。2回の縦断では、変化は上向きか下向きかのいずれかということになる。3回目の調査をおこなうことによって、線形なのか、あるいは非線形なのかが、判明することになる。本研究での半年間隔の2回の縦断調査によってみられた安定性や変化が、今後どのように変動するのかについ

て、さらに縦断調査を継続することによって、追求していきたい。

引用文献

- 青木理絵子・清水和秋 (2004). Rosenbergの自尊感情尺度の因子構造 日本心理学会第68回大会発表論文集, 74.
- Cattell, R. B. (1956). Validation and intensification of the Sixteen Personality Factor Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 12, 205-214.
- 藤島寛・山田尚子・辻平治郎 (2005). 5因子性格検査短縮版 (FFPQ-50) 作成 パーソナリティ研究, 13, 231-241.
- 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.
- 肥田野直・福原真知子・岩脇三良・曾我洋子・Charles D. Spielberger (2000). 新版 STAIマニュアル 実務教育出版.
- 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 (pp102-138). New York: Guilford Press.
- Kashiwagi, S. (2002). Japanese adjective list for the Big Five. In B. De Raad & M. Perugini (Eds.), *Big Five assessment* (pp305-326). Göttingen: Hogrefe & Hubber Publishers.
- 柏木繁男・辻平治郎・藤島寛・山田尚子 (2005). 性格特性の語彙的研究 LEX400のビッグファイブの評価心理学研究, 76, 368-374.
- Linn, R. L. (Ed.) (1989). *Educational Measurement* (3rd ed.) (池田・藤田・柳井・繁樹訳約 (日本語編集委員) (1992). 教育測定学原著第3版 上巻 みくに出版)
- Marsh, H.W., Hau, K.T., & Grayson, D. (2005). Goodness of fit in structural equation models. In A. M. Olivares & J. J. McArdle (Eds.), *Contemporary psychometrics: A festschrift for Roderick P. McDonald* (pp275-340). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- 村上宣寛 (2003). 日本語におけるビッグファイブとその心理測定的条件 性格心理学研究, 11, 70-85.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton NJ: Princeton University Press.
- 清水和秋 (1997a). 状態不安-特性不安尺度の縦断的同時分析-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 (1997b). SASのCALISプロシジャによる多集団同時因子分析 関西大学情報処理センターフォーラム, No.11, 26-38.
- 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 (2005). 因子分析によるテスト構成 日本テスト学会第3回大会シンポジウム『心理テストの効用をめぐって-21世紀を展望する』日本テスト学会第3回大会発表論文抄録集, 26-27.
- 清水和秋・花井洋子 (2007). キャリア意思決定尺度の開発-その1: 大学生を対象とした探索的因子分析からの尺度構成- 関西大学社会学部紀要, 38 (3), 97-118.
- 清水和秋・山本理恵 (2006). 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 (2007). 小包化した変数によるパーソナリティ構成概念間の関係性のモデル化 -

- Big Five・不安（STAI）・気分（POMS）- 関西大学社会学部紀要, 38 (3), 61-96.
- 清水和秋・吉田昂平（2008）. Rosenberg自尊感情尺度のモデル化-wordingと項目配置の影響の検討- 関西大学社会学部紀要, 39 (2), 69-97
- 下仲順子・中里克治・権藤恭之・高山緑（1999）. 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-ころをはかる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（1957）. 矢田部ギルフォード性格検査 心理学評論, 1, 71-101.
- 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.
- 山本真理子・松井豊・山成由紀子（1982）. 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, 30, 64-68.
- 山本理恵（2007）. 3つのBig Fiveアプローチの安定性と平均構造-大学生を対象とした2回（半年間隔）の縦断調査から- 関西大学大学院『人間科学』, 67, 53-71.
- 山本理恵・清水和秋（2007）. Big Fiveの安定性と変化-形容詞・個人間差・感情の3つの測定アプローチのSEM縦断分析から- 日本心理学会第71回大会発表論文集, 20.
- 横山和仁（編著）（2005）. POMS短縮版-手引きと事例解説- 金子書房.

—2007.11.14.受稿—