

潜在差得点モデルからみた変化 大学新入生の半年間の適応過程を対象として

その他のタイトル	Modeling for Change by Latent Difference Score Model: Adapting Process of the Student of Freshman at Half Year Intervals
著者	清水 和秋, 三保 紀裕
雑誌名	関西大学社会学部紀要
巻	42
号	3
ページ	1-28
発行年	2011-03
URL	http://hdl.handle.net/10112/4917

潜在差得点モデルからみた変化
 —— 大学新入生の半年間の適応過程を対象として ——

清水和秋・三保紀裕

Modeling for Change by Latent Difference Score Model:
 Adapting Process of the Student of Freshman at Half Year Intervals

Kazuaki SHIMIZU and Norihiro MIHO

Abstract

The purpose of this paper is to present the longitudinal research examining the changing process of “the view of learning in the university” of university freshman students on two occasions. Two-hundred and thirty seven students completed the four sub-scales on the view of learning and the four sub-scales on the reasons for entering the university when they entered university. They also corresponded to the same sub-scales at the half year later. To measure the individual differences on “the view of learning in the university,” the latent difference score model by structural equation modeling was conducted. The model on the relationships among the levels and the means of difference scores for the factors of four aspects on the view of learning indicated adequate fit for the longitudinal data. A path analysis model was used for the factor scores estimated for this measurement model and the four sub-scales on the reasons for entering the university to analyze the relationships between the reasons for entering the university and the view of learning. The findings of these analyses were discussed with particular reference to the issues of transition from high school to university.

Keywords: career development, latent change, difference score, factor score

抄 録

本論文の目的は、大学1年生における「大学での学習観」の2つの機会での変化過程について、縦断的研究から検討することである。237名の学生が、大学入学時に学習観の4下位尺度と大学進学理由の4下位尺度に回答し、半年後に全く同一の下位尺度に回答した。「大学での学習観」の個人差について測定するため、構造方程式モデリングによる潜在差得点モデルを行った。この学習観の4側面のレベルと差得点因子の平均間の関係についてのモデルは、この縦断データに十分適合していた。進学理由と学習観の関係について検討するため、この測定モデルについて推定した因子得点と大学進学理由の4尺度のパス解析を行った。高校から大学への移行に関係する問題と関連させて、これらの分析結果について議論した。

キーワード：キャリア発達, 潜在変化, 差得点, 因子得点

1. はじめに

縦断的なデータから個人間 (inter-individual) と個人内 (intra-individual) の変化を測定する方法は、古典的には、因子分析法などの多変量解析手法の適用の試みからはじまった (Harris, 1963)。Nesselroade & Baltes (1979) は、生涯発達心理学の理論的な枠組みと縦断的研究の方法論を編集し、探索的解析手法から共分散構造分析 (Jöreskog, 1979) への流れに道をつけた。その後、この流れは、Collins & Horn (1991) や Collins & Sayer (2001) が編集しているように、構造方程式モデリングによる本格的な検討へと受け継がれている。本稿では、変化を測定する際の方法論的な問題の所在を確認しながら、大学生活への初期的適応に関して半年間隔で収集した2回の測定に顕れる変化を解析するモデルについて検討を加えてみることにする。

1.1 変化をとらえるための統計量と分析あるいは解析モデル

信頼性の推定には、2回にわたり同一の参加者に繰り返して測定して得られる相関係数が再検査信頼性として使用されてきた (Gulliksen, 1950; 池田, 1973; Linn, 1989)。この値が高いということは、2つの観測機会において個人間の散らばりが同じ位置関係にあるということであり、全く同じ関係が時間経過の中で維持された場合、この値は1となる。逆に、再検査信頼性の値が低い場合には、観測変数の得点上で、個人間の位置関係に変化が起きたということである。変化が起きていないことを数値として示すことを目的としているこの係数の値は、2つ測定機会間に個人に何が起きているのか、そして、その変化に何が影響しているのかを明らかにしてはしてくれない。1回目と2回目で平均の位置が大きく変動しても、個人間の散らばりに変化がなければ信頼性係数は1となる。このように、安定性と呼ばれることもあるこの再検査信頼性は、起きている変化を説明する統計量としては、質的な面と量的な面とにおいて不十分なところがある。

変化の量を対象とした古典的な統計解析では、観測変数に顕れる変化を対象として、反復測定分散分析が使用されてきた。この方法は、F検定をより正確におこなうために球面性仮定などの制約が多い。そして、真の得点のような潜在変数ではなく、観測変数を対象とする問題を抱えていることが指摘されている (例えば、Rogosa & Willett, 1983など)。さらに、検定における Type I だけでなく Type II にも関連した問題も指摘されている (例えば、McArdle & Nesselroade, 2002など)。

測定機会間での得点の差から起きている変化をつかまえることもできる。このような差

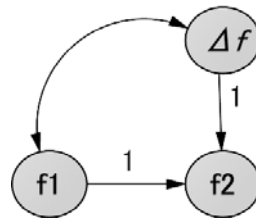


図1 因子の差得点

を観測得点で取り扱うことについては、Cronbach & Furby (1970) などにより、差得点の信頼性という観点から強い批判が行われた。ここでは、観測変数を対象とした古典的な方法の問題点を克服する方法として、因子得点を対象とした差得点を、Hertzog & Nesselroade (2003) や McArdle (2001, 2009) に従って検討してみることにする。

まず、1回目の測定モデルの因子を f_1 とし、2回目の測定モデルの因子を f_2 とする。次に f_1 から f_2 へのパス係数を1に固定し、差の得点 Δf からのパスも1に固定する。この関係を式で表現すると次のようになる。図1はこれをパス図で描いたものである。

$$f_2 = f_1 + \Delta f \quad (1)$$

2回の観測機会間におきた変化の量は、差得点の平均として、そして、変化の質は、差得点の分散においてとらえることができる。

McArdle (2001, 2009) は、観測変数が1つからなる潜在差得点 (Latent Difference Score: LDS) モデルを提案している。複数の観測変数からなるモデルに Hertzog & Nesselroade (2003) は、潜在変化モデル (Latent Change Model: LCM) という名称を与えている。変化をつかまえるモデルは、このように観測変数ではなく、因子得点の差をモデル化する方向にある (Little, Bovaird, & Slegers, 2006; 清水, 2008a, b)。

1.2 古典的テスト理論 (CTT) から因子分析そして構造方程式モデリング (SEM) へ

縦断的データの収集は、伝統的な心理学研究では、時間経過の中での信頼性の下位概念である安定性の程度を推定することを目的として行われてきた。伝統的な方法が、実際の研究対象の変数の性質を適切に解析することができるのかという点には、上でも議論したような疑問を残したままである。この点を深く追求せずに、この係数から信頼性を推定してきたのは、古典的テスト理論 (Classical Test Theory: 以下 CTT) の枠組みに依拠する

ことへの信頼感があったからではないかと考えている。

$$x_i = t_i + e_i \quad (2)$$

CTTは、(2)式のように、観測変数を真の得点とランダム誤差の和として定義し、誤差がランダムに生起すると仮定することによって、信頼性係数の定義を導き出している。再検査信頼性の理論的定義では、誤差の平均や分散そして平行あるいは繰り返し測定での共分散に関して、実際のデータ解析からみて不合理ないくつかの仮定を置いている（池田，1973）。

因子分析モデルでは、これに対して、観測変数の分散を共通性と独自性の和として定義している。この独自性を、CTTと因子分析の創始者であるSpearman（1904a,b）は、特殊性と誤差との和と定義した（Lord & Novick, 1968; Thurstone, 1947 など）。探索的因子分析では、共通性の推定を行うことによって、特殊性と誤差の和である独自性を因子解（因子への観測変数の因子パターン（あるいは因子負荷量，偏回帰係数に相当））から排除している。この関係を式で表すと次のようになる。

$$\begin{aligned} \text{観測変数の分散} &= \text{共通性} + \text{特殊性} + \text{誤差の分散} \\ &= \text{共通性} + \text{独自性} \end{aligned} \quad (3)$$

因子分析モデルをベースとする構造方程式モデリング（Structural Equation Modeling：以下SEM）が革新的であるのは、因子得点と独自性得点とをモデル内に潜在変数として組み込んだことにある。こうすることによって、観測変数と潜在変数の分散・共分散そして平均を、共分散構造と平均構造として、モデル内において操作することを実現した（Bollen, 1989; Mulaik, 2010）。

独自性として特殊性と誤差分散を1つにまとめるというCharles E. Spearmanのアイデアは、古典、フランス語、英語、数学、音程弁別、そして、音楽的才能の6種類のテストを観測変数としてこれらの関係から一般知能としての共通因子を探求したためであったからかもしれない（柳井・繁樹・前川・市川，1990）。心理学では、このように、構成概念を間接的に観測する変数から、潜在変数を推定することになる。一般的に使用される質問項目であっても、観測変数は、潜在変数に迫るための道具に過ぎない。項目の語尾や文章に使用される言葉やその表現だけではなく、肯定や否定のような反応への方向性も、道具的な意味での分散や共分散を持つことになる（例えば、清水・柴田（2008）や清水・吉田（2008）など）。

共通性は因子分析の対象となる観測変数の中でも複数の変数に潜在する因子の分散である。探索的因子分析では、因子数の決定に続いて、共通性の推定を行い、因子軸の回転は、この共通因子空間において行われる。特殊性はCTTでいうところの真の分散の一部をなす分散ではあるが、ある1つの観測変数についてだけの分散のことである。この分散は、誤差の分散と共に、まとめて、因子分析の文脈では、独自性と呼ばれる。SEMでは、探索的因子分析のような共通性の推定は行われない。SEMの測定モデルは、因子と観測変数のパス係数（因子パターンに相当）と観測変数の独自性から、そして、因子間の共分散から構成される。これらをパラメータとし、最尤法などでそれらの値を推定する方法を採用している。

独自性は特殊性と誤差の和である。本来は分離すべき2つの分散をひとつの中に混在させているともいえる。統計的モデルという観点からみれば、ランダム誤差を独立の項とするモデルのほうが、主成分分析のように成分得点などを一義的に操作できるので、よりよい性質を備えているかのようにみえるかもしれない。

測定の信頼性という観点からは、独自性として特殊性と誤差分散をまとめる考え方は、低めの推定値をもたらすという印象を与えるかもしれない。しかしながら、因子分析から構成した尺度の信頼性を共通因子空間で計算した ω の方が、CTTを背景に展開されたGuttman (1945) の λ_3 (Cronbach (1951) による α 係数と同じ) よりも高い値となることが報告されている（例えば、清水, 2010a など）。

2回の繰り返し測定での誤差間の共分散は、CTTではゼロを仮定した。実際の標本を対象とした場合にも、ランダム誤差間に共分散を仮定することは自然なこととは考えにくい。CTTにおいても指摘されてきたように、再検査における繰り返し測定による効果が共分散に影響を与える (Lord & Novick, 1968)。この再検査効果は、ランダム誤差というよりは特殊性に含まれる分散によると考えることができるのではないだろうか。SEMによるモデル化では、例えばSörbom (1975) のように、繰り返して測定した観測変数の独自性間に共分散を想定してみることが、この問題の解決策として採用されてきた。Jöreskog & Sörbom (1977) やJöreskog (1979) でも、パネルデータのパス解析において、このような繰り返し測定の独自性間に共分散を仮定するモデルが検討されている。清水・花井 (2008) や清水・山本 (2008) などでも、縦断データの解析では、この共分散を仮定することによって、適合度の良い結果を推定できることを報告している。

縦断データ解析へのSEMの貢献は、繰り返し測定からの平均構造の推定を可能とした点にある。平均構造を取り扱う共分散構造モデルについて最初の提案をしたのはSörbom

(1974)であった。彼は、2つ以上の複数集団の同時分析モデルにおいて、集団の因子の平均を推定する方法を展開した。その後、Bollen (1989) は、平均をモデルに構造化することは、1つの標本を対象とした場合でも可能であることを示している。同じ変数を繰り返して測定した縦断的データの解析モデルでは、同じ測定モデルを測定機会ごとに設定することになる。因子と変数そして独自性についての測定モデルが繰り返し測定機会でも因子的不変 (Meredith, 1993) を確保することができれば、1つの標本においても、因子の平均を構造化させることができることになる (例えば、清水, 2003b など)。SEM は、縦断的データのモデル化においてその真価を発揮する。

変化の質と量を解析する方法として、先にも紹介したように、SEM を応用した潜在変化モデル (LCM; Hertzog & Nesselroade, 2003; McArdle & Nesselroade, 1994) と潜在差得点 (LDS; McArdle, 2001) モデルとの2つのモデルが提案されている。構造モデルにおいては同一とみなせるこれらの2つのモデルの違いは、測定モデルの観測変数の数にある。

LDS モデルは、1つの観測変数だけが測定機会ごとに得られていることを前提とするモデルである。この因子パターンは1に固定し、測定モデルとしては、独自性の分散のみを推定する。観測変数が1つであることは、共通因子分析モデルからみると不可解にみえるかもしれないが、潜在成長モデル (McArdle, 1986, McArdle & Epstein, 1987; Meredith & Tisak, 1990; 清水・紺田, 2010) で採用されてきた固定パラメータを因子パターンとする非常に特殊なSEMの下位モデルであり、幅広い分野で活用され定着している (例えば、Bollen & Curran, 2006; 清水, 1999a,b)。

LCM と呼ばれる Christopher Hertzog を中心とするモデルでは、2つ以上の変数から測定モデルを構成している。Allemand, Zimprich, & Hertzog (2007) は、4年間間隔で収集した Big Five の分析の観測変数には、項目ではなく小包化 (parceling) の手法を適用している。McArdle (2009) でも、複数の観測変数からなる2つの機会の変化のモデルを潜在変化モデルと呼んでいる。複数の変数モデルを紹介している Little et al. (2006) は潜在差得点モデルとしているように、この方法の名称については混乱がある。2回の測定モデルを複数回の縦断データへの適用することを視野において、本稿では、潜在差得点 (LDS) モデルと呼ぶことにする。

1.3 大学初年次での変化：学習観を対象として

Baltes & Nesselroade (1979) が議論しているように、年齢標準的に高校から大学への社会的移行は進行する。入学後の大学生活への適応もまた年齢標準的であることが期待さ

れている。入学当初の教育プログラムは、一般教養科目や語学を中心として、リベラル・アーツの理念を踏まえて展開されてきた。「般教」という呼び名が学生の間で使われるようになってきた中で、教育の現場ばかりでなく、学生の学びへの取り組みや志向性の低下を危惧する声は多い。

学生における学習意欲の低下や目的意識の希薄化が指摘される中、高校から大学への円滑な移行を図ることを目的とした新入生対象の教育プログラムが、初年次教育として多くの大学で展開されるようになってきている（杉谷，2006など）。そして、専門課程への準備教育として位置づけられてきた一般教育科目の仕組みは、共通教育科目という名称の下で、再編成されている。

現実の大学には、量と質の両面で多様化した大学生が学びの場で生活を送っている（大塚，2007；中村，2008など）。この状況において、学生を学びへといかに動機づけるかが、初年次教育の重要な課題として指摘されている（濱名，2009など）。そして、入学後の教育的介入として、安永（2010）が指摘するように、学生が主体的かつ自律的に学ぶための変化・成長を促すことが重要である。

大学生の学びや生活の概要を把握するために、伝統的には、学生部を中心とした大学生生活実態調査が行われてきた。個々の学生を対象として、在学期間内での生活の変化あるいは一貫性を追跡的に調べることよりは、全体的な傾向を調べることを目的として、在学生を母集団とした標本を対象とする横断的な調査の手法を採用している。学生の意識の動向を長期間にわたって把握するために、同じ質問項目を経年的に調査することが行われることもあるが、結果の分析はあくまでも集合的な統計量を対象とするものである。大学生としての生活を送る中で成長を続ける学生たちの姿は、縦断的手法による調査によってはじめて明らかにすることができる。

学生部などの調査で使用されてきた項目を検討することにより、大学への進学動機と大学での学びに関して、三保・清水（印刷中）は、2次元の枠組みで4象限を設定している。新しく独自に作成した項目も含めた、探索的因子分析から、「大学進学理由」と「大学での学習観」の2つの領域で、それぞれ4つの尺度を提案している。

初年次教育のプログラム編成や学生相談などにおける介入を実践し、その効果を評価するためには、縦断的な枠組みから、新入生における学習観の変化の把握、そして大学進学理由との関連についての検討が必要である。本稿では、LDSモデルを応用して、初年次の半年間の変化の様相を学習観を中心として検討してみることにする。

2. 方法

2.1 調査参加者

大阪府内のある総合私立大学1校において、2009年5月と11月の2回にわたり、半年間隔の縦断調査を実施した。大学1年生向けの心理学関係の入門教育の講義科目で、調査参加の承諾を得た参加者にのみを調査の対象とした。有効回答者数は237名（男性58名、女性179名）、平均年齢は18.77歳（ $SD=0.62$ ）であった。

2.2 測定変数

(1)「大学での学習観」尺度短縮版 「大学での学習観」を測定する尺度（24項目）。5月調査と11月調査の両方で実施した。三保・清水（印刷中）は、「大学での学習の本来の機能」対「大学での学習の副次的機能」、「自律的」対「他律的」の2次元4象限による概念整理を行い、4象限に対応した「主体的学習」「自己成長」「単位取得」「受身」の4つの下位尺度からなる「大学での学習観」尺度（44項目）を提案している。そして、三保（2010）では、学生相談現場などでの活用を目指し、少ない項目数で「大学での学習観」の多面的側面を測定するため、「大学での学習観」尺度を元に、同じ因子の構造であることを確認した上で、各下位尺度が6項目からなる短縮版尺度を作成している。本研究では、調査参加者への負担を軽減するために短縮版尺度を調査に使用した。

各下位尺度の内容は、次の通りである。まず、「主体的学習」は、大学での勉強を主体的に学んでいくものであるとする学習観である。「自己成長」は、大学での勉強が、自分の成長や将来のために繋がるものであるとする学習観である。「単位取得」は、大学での勉強を単位のため、あるいは卒業のためのものであるとする学習観である。そして、「受身」は、大学での勉強を受動的なもの、講義を受けていれば良いとする学習観である。なお、下位尺度の項目は APPENDIX 1 に示した。

短縮版尺度の下位尺度の信頼性係数（ α 係数）は、それぞれ0.88, 0.90, 0.85, 0.88であった。教示文として、「あなたは、大学での勉強（学び）を、どのようなものとして捉えていますか？」と提示し、各項目について「あてはまる(4)」「どちらかといえばあてはまる(3)」「どちらかといえばあてはまらない(2)」「あてはまらない(1)」の4件法で回答を求めた。

(2)大学進学理由尺度 三保・清水（印刷中）によって提案された、大学進学理由を測定する尺度である（48項目）。三保・清水（印刷中）は、先行研究を「大学の本来の機能」対

「大学の副次的機能」, 「自律的あるいは内発的」対「他律的あるいは外発的」の2次元4象限に位置づけ, 4象限に対応した「勉強志向」「正課外活動重視」「受験ランク」「周囲の評価」の4つの下位尺度からなる尺度を開発している。

「勉強志向」は, 大学での勉強を意識した進学理由である。「正課外活動重視」は, 課外活動（クラブ・サークル活動）や自由に遊べる時間などを重視した進学理由である。「受験ランク」は, 受験ランクや学力を考慮した進学理由である。そして, 「周囲の評価」は, 大学が対外的に受ける評価を意識した進学理由である。なお, 下位尺度の項目は APPENDIX 2 に示した。

下位尺度の信頼性係数（ α 係数）は, それぞれ0.88, 0.91, 0.79, 0.87であった。教示文として, 「以下の48項目は, あなたが大学に進学した理由として, どの程度あてはまりますか?」と提示し, 各項目について「あてはまる(4)」「どちらかといえばあてはまる(3)」「どちらかといえばあてはまらない(2)」「あてはまらない(1)」の4件法で回答を求めた。なお, 大学進学理由尺度については, 5月調査時にのみ実施した。

2.3 欠損値推定

237名の中で, データに部分的な欠損があった調査参加者は4名であった。縦断的な調査では, 2回の測定機会ともに参加を要請することになり, いずれかの機会で欠席した対象者のデータは, そのままでは, 分析から除外されることになる。本研究では, 欠損について PASW Statistics の EM 法（岩崎（2002）参照）により欠損値を推定し, それらの値を代入する処理を行った。なお, 欠損の個数は4個であった。

2.4 小包化（parceling）の処理

「大学での学習観」の測定モデルを構成するにあたり, 観測変数の構成では, 三保（2010）と同様に小包化（parceling）の手法を適用した（Cattell, 1956）。これは, いくつかの項目をまとめて下位尺度とする方法であり, 項目よりも SEM の観測変数に求められる, より適切な性質を満たす可能性が高まると期待することができる。観測変数を小包化する方法は, 多くの研究で活用されている（例えば, 狩野, 2002b; 清水・山本, 2007など）。

ここでは三保（2010）と同様の方法で, 1つの因子に対し, 奇偶法を用いて2つの因子パターンを平均化した小包を構成した。すなわち, 三保（2010）で報告されている因子パターンの値の高いものから順に, 奇数番目と偶数番目に分けて, これらを下位尺度として2つの小包を構成した（APPENDIX 1 参照）。

3. 学習観の潜在差得点モデル

3.1 潜在差得点モデルの構成

ここでは、自己成長に関する2回の測定を対象として、潜在差得点モデルをSEMのソフトであるAmos 18を使って描いてみることにする。観測変数には小包化したAとBの2つの下位尺度を取り上げ、図2の四角では、第1回目の調査には、前にW1を、第2回目にはW2を、測定機会を判別するための記号として付けた。これらの平均値については、LGMモデルでのパラメータ設定と同じようにゼロに固定した。「W1_自己成長」は第1回の因子であり、「W2_自己成長」は同じく第2回の因子である。これらの因子は、平均をゼロとしたダミー因子とし、因子パターン不変性を確保するために、観測変数の小包記号Aの因子パターンは1に固定し、同じくBには、「p_sf_B」というパラメータ名を第1回と第2回の2つの因子で同じスペルとした。

因子の平均と分散は、最上位に置いた「Level_自己成長」と「潜在差_自己成長」で推定することにした。前者は、これもまた潜在成長モデルと同じように、2つの観測機会への因子へ対しては1に固定した因子パターンを置くことによって、モデル全体での総合的な平均を求めることができるように設定した（詳しくは、清水・紺田（2010）など）。潜在差の因子は、図1で説明したように、第2因子（「W2_自己成長」）から第1因子（「W1_自己成長」）を引いた値とするために、ここでは、第2因子（「W2_自己成長」）のみへ、1の固定パラメータを置いた。なお、観測変数の独自性は、各変数にSEMの書法に従っ

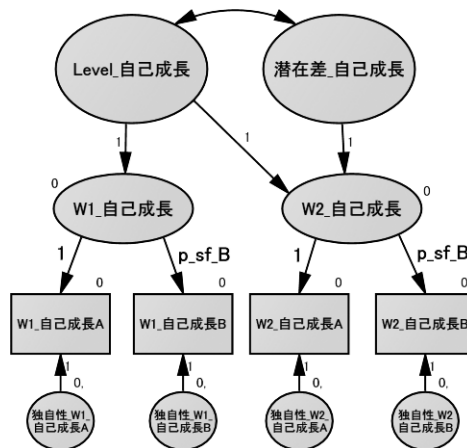


図2 「自己成長」の潜在差得点モデル

て、因子とは逆方向に配置した。

SEMでのモデルの適合度は、最尤法での推定から「モデルの当てはまりがよい」とする帰無仮説の検定で行うことができる（Bollen, 1989）。 χ^2 統計量からの尤度比検定の論理は、標本の数による影響を受けることがよく知られている。SEMの解析結果の適合度の判断には、その結果、数多くの指標が提案されてきた（Mulaik, 2010）。ここでは、NFI(>.90), IFI(>.90), CFI(>.95), RMSEA(<.05)を適合度判断の基準（括弧内の数値）としてみることにする。下位モデルをいくつか比較する際には、赤池情報量規準（AIC）も参照して適合度の判断を行うことにする。

図2のモデルを推定すると、 χ^2 の値は14.575 (df=4, P=.006)で、RMSEA=.106となったので、これらの値からは、適合度は十分なレベルに達しているとはいえない。その一方で、NFI=.979, IFI=.984, CFI=.984などでは、十分なレベルに達していた。なお、AICは、34.574であった。複数の指標からは適合度が十分なレベルに達していると判断できる水準にはあるが、LGMのように自由度の非常に少ないモデルであるので、慎重を期すために適合度の判断を一時保留し、Amosの修正指数からモデル改善の可能性を探ってみると、「独自性_W1_自己成長A」と「独自性_W2_自己成長A」との間での共分散を示

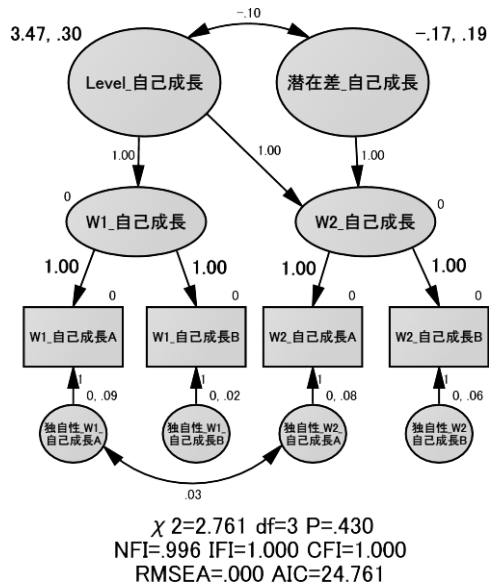


図3 自己成長のLDSモデルの推定値

峻する修正指数の値が一番大きかった。そこで、この2つの独自性間に共分散を置いて、再度の推定を行った。図3がその結果である。

適合度に関するすべての指標から、モデルの適合度が良いと判断することができた。この独自性間の共分散を相関でみると0.312であり、共分散の推定値もワルド検定では有意となった。自己成長のレベルは3.470で、分散は.303で、潜在差得点の平均が-.172、分散は.189であり、いずれも有意な値であった。

このモデルでは、因子パターン不変性を確保することができた。拘束したのは図の小包Bの「p_sf_B」因子パターンで、これらの推定値は1に固定したAの因子パターンとも偶然に同じ値となった。なお、標準化した因子パターンの値は、図3の観測変数の左から順に、.880、.959、.883、.906であり、一般的な因子分析の文脈からみても、十分に高い値を得ることができたといえる。

この結果は、「自己成長」が半年後には3.298へとその傾向が下がることを意味している。分散が有意であることから、この下がる傾向が個人によって違いがあるといえる。なお、自己成長の2つの因子間の相関をAmosの積率出力でみると.683であり、安定性という点では、それほど高いとも低いともいえない値である。レベルと潜在差の因子間の相関は-.415であり、逆相関の関係にある。すなわち、レベルが高いと差が小さいという傾向にあるということである。

3.2 学習観4次元の差得点モデル相互間の関係

学習観の変化の関係について、潜在差得点モデルを4つの次元に適用したモデルで検討してみることにする。「主体的学習」「自己成長」「単位取得」そして「受身」の4つの尺度については、それぞれ小包化した観測変数を使用し、図2のモデルを適用してみることにする。

この検討では、最初に、4つの尺度のLDSモデルを独立に構成した。このモデルの適合度に関する統計量は、 $\chi^2=484.545$ (df=108, P=.000), NFI=.832, IFI=.864, CFI=.864,そしてRMSEA=.122で、適合度は十分なレベルに達しているとはいえない。なお、AIC=572.545であった。この結果では、個々の潜在差得点モデルでも、図3と同じように、観測変数Aの2つの測定機会の独自性間に共分散を置いている。

次に、モデルの修正の可能性を求めて、Amosで出力される修正指数を点検してみた。すると、Level因子間や潜在差得点因子間に、そして、これらの間での共分散に大きな値を示していた。そこで、修正指数の値の大きなところから共分散を設定し、解の推定を次

のように順番に行った。ここでは、修正指数の最も大きかった共分散の組み合わせ（<-->）とこの共分散を置いた結果のAICだけを掲載する。

1. Level_ 受身	<-->	Level_ 主体的学習	AIC = 492.711
2. 潜在差_自己成長	<-->	潜在差_主体的学習	AIC = 418.688
3. Level_ 受身	<-->	Level_ 単位取得	AIC = 363.296
4. Level_ 自己成長	<-->	Level_ 主体的学習	AIC = 319.845
5. Level_ 受身	<-->	Level_ 自己成長	AIC = 285.251
6. 潜在差_受身	<-->	潜在差_主体的学習	AIC = 271.846
7. Level_ 単位取得	<-->	Level_ 主体的学習	AIC = 262.362
8. 潜在差_受身	<-->	潜在差_単位取得	AIC = 256.168

この8番目のモデルの適合度指標は、 $\chi^2 = 152.168$ (df=100, P= .000), NFI= .947, IFI= .981, CFI= .981, RMSEA = .047となった。この推定値を点検したところ、「主体的学習」の独自性間共分散が有意ではなかった。この共分散を削除して解を推定してみた。適合度指標は、 $\chi^2 = 153.689$ (df=101, P= .000), NFI= .947, IFI= .981, CFI= .981, RMSEA = .047, そして、AIC = 255.689となり、微妙ながらこの解のほうが良いといえる。

学習観の4次元については、図4と表1に示したように、いずれも因子パターン不変な測定モデルを確保することができた。観測変数の独自性に関して、繰り返し測定での独自性間には共分散を置かなければならなかった。結果として、再検査の繰り返し測定効果として指摘された共分散を、SEMではこのように処理することができたともいえる。独自性をランダム誤差とみなす主成分分析や項目応答理論のようなモデルでは、このような共分散を処理することができないことは、この結果からも明らかである（清水, 2010a）。

半年間において、学生たちは、勉学に「受身」でそして「単位取得」を目的に学ぶ姿勢が強くなり、「主体的学習」や「自己成長」の傾向は低くなる。学ぶということに対する考え方は、後ろ向きの傾向が明確に表れた結果となった。ただし、差得点の分散が有意であることから個人間にかかなりの差があり、対象者の全員がこの傾向を示しているわけでない。特に、「単位取得」の分散は他よりも大きく、他の因子よりも変化の様相が個人によって異なるといえる。

因子間の関連では、表1の第2段目にあるように、「自己成長」と「主体的学習」のレベルが、そして、「受身」と「単位取得」のレベルがそれぞれ正の相関であった。潜在差の因子でも、同じような傾向がみられた。これらの関係は、項目を作成する際に仮定した大学での学習における「本来的機能」と「副次的機能」に対応するものである。

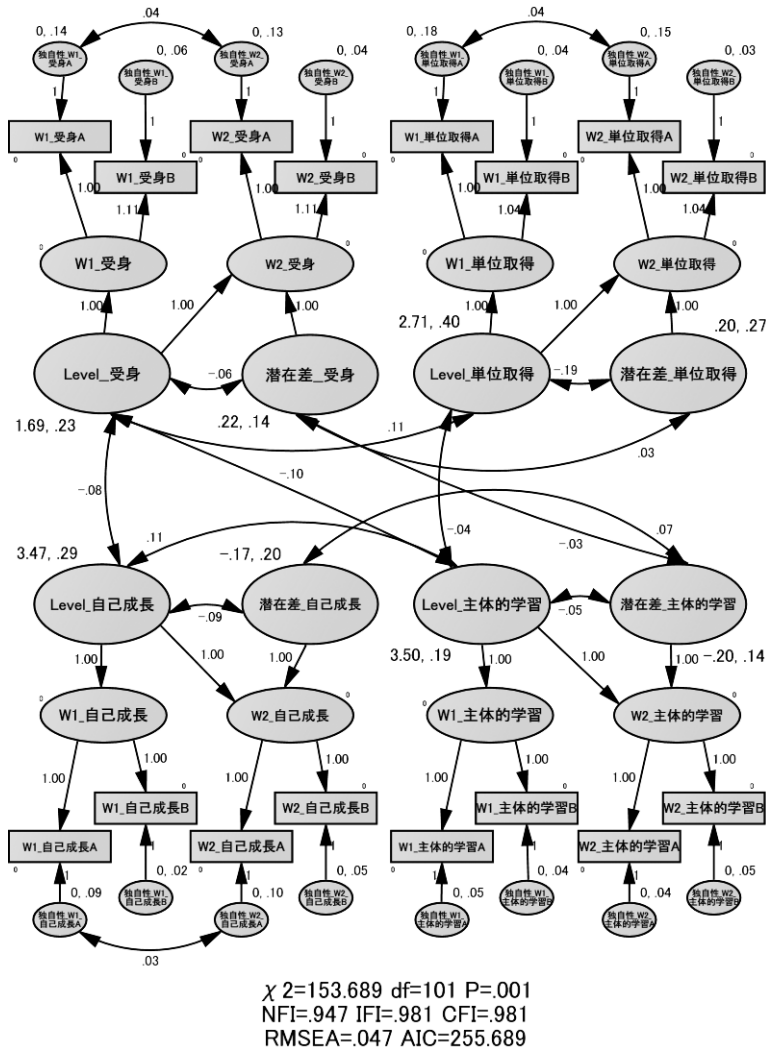


図4 学習観4次元尺度の潜在差得点モデル

「受身」のレベルと「自己成長」や「主体的学習」のレベルが負の相関であり、「単位取得」のレベルも「主体的学習」のレベルと負の関係にある。このことは、「副次的機能」のレベルの高い者は「本来的機能」では低い得点の傾向にあることを意味している。潜在差でも「受身」の差得点は、「主体的学習」の差得点と負の相関関係にあった。

なお、4つの次元内では、レベル因子と潜在差因子とは、図3と同じようにいずれも負の相関関係にあった。

表1 学習観4次元尺度の潜在差得点モデルの推定値

		推定値	標準誤差	標準化値	有意水準
W1_自己成長B	<--- W1_自己成長	0.998	0.005	0.963	***
W1_主体的学習B	<--- W1_主体的学習	1.000	0.004	0.910	***
W1_受身B	<--- W1_受身	1.112	0.013	0.904	***
W1_単位取得B	<--- W1_単位取得	1.041	0.008	0.954	***
W2_自己成長B	<--- W2_自己成長	0.998	0.005	0.928	***
W2_主体的学習B	<--- W2_主体的学習	1.000	0.004	0.898	***
W2_受身B	<--- W2_受身	1.112	0.013	0.939	***
W2_単位取得B	<--- W2_単位取得	1.041	0.008	0.956	***
Level_受身	<--> Level_自己成長	-0.079	0.014	-0.306	***
Level_受身	<--> Level_主体的学習	-0.099	0.014	-0.474	***
Level_受身	<--> 潜在差_受身	-0.058	0.015	-0.320	***
Level_受身	<--> Level_単位取得	0.114	0.018	0.374	***
Level_自己成長	<--> 潜在差_自己成長	-0.086	0.017	-0.364	***
Level_自己成長	<--> Level_主体的学習	0.112	0.016	0.483	***
Level_主体的学習	<--> 潜在差_主体的学習	-0.052	0.011	-0.322	***
Level_単位取得	<--> 潜在差_単位取得	-0.189	0.029	-0.578	***
Level_単位取得	<--> Level_主体的学習	-0.042	0.012	-0.153	***
潜在差_受身	<--> 潜在差_単位取得	0.034	0.012	0.176	**
潜在差_受身	<--> 潜在差_主体的学習	-0.034	0.009	-0.245	***
潜在差_自己成長	<--> 潜在差_主体的学習	0.074	0.012	0.447	***
独自性_W1_自己成長A	<--> 独自性_W2_自己成長A	0.026	0.008	0.284	**
独自性_W1_受身A	<--> 独自性_W2_受身A	0.041	0.011	0.298	***
独自性_W1_単位取得A	<--> 独自性_W2_単位取得A	0.042	0.013	0.250	**

注：有意水準の***は0.1%を、**は1%を表している。

表2 潜在差得点モデルの平均と分散

	推定値	標準誤差	有意水準	分散
Level_受身	1.693	0.037	***	0.231
潜在差_受身	0.217	0.029	***	0.141
Level_自己成長	3.469	0.039	***	0.286
潜在差_自己成長	-0.174	0.032	***	0.196
Level_単位取得	2.708	0.047	***	0.401
潜在差_単位取得	0.199	0.037	***	0.266
Level_主体的学習	3.499	0.031	***	0.188
潜在差_主体的学習	-0.195	0.028	***	0.139

注：有意水準は平均値の推定に関するもので、***は0.1%を表している。
分散の推定値はすべて0.1%水準で有意であった。

潜在差得点モデルでは、レベルと潜在差の平均と分散の推定を行った。因子と因子の関係については、共分散（変換した相関係数）の値から共変的な意味合いを解釈することになる。影響の度合いを因果的な関係からの解釈をするには、現状のSEMソフトでは、測定モデルの因子へあるいは因子から測定モデル外の変数へパスを引くと（あるいは回帰）、測定モデルの推定値などに影響がでることになる（星野，2003；光永・星野・繁樹・前川，2005）。ここで検討したようなモデルの場合には、このままでは、レベルと潜在差との相互関係や他の変数からの影響をSEMのモデルとして描くことができない。解決策の一つは、影響を与える外生変数を清水（1999b）のように標準得点形式へ変換することである。内生的な変数間の影響をモデルとして検討することも含めて、Skrondal & Laake（2001）、星野（2003）、光永ほか（2005）、Bollen, Kirby, Curran, Paxton, & Chen（2006）などがいくつかの方法を提案しているが、実際の応用研究で活用できるほどには普及していない。ここでは、因子得点の推定値を利用した方法を活用してみることにする（Grice, 2001；鈴木，2002など）。

4. 潜在差得点の因果モデル：因子得点の推定値による

AmosなどSEMのソフトでは、因子得点と因子得点の推定値との差の最小化を求める回帰法（Thurstone, 1947）による因子得点の推定を提供している。統計的には最良の推定値を提供する方法ではあるが、因子得点推定値間の相関が因子解の回転で得られた因子軸間の相関すなわち因子間相関に一致しないという性質があった。探索的因子分析での直交解の因子得点を推定するために、直交を回帰法に条件として組み込む方法をShiba（1969）が F_{14} として提案している（芝，1972）。清水（1981）による F_{24} は、より一般化した斜交の因子間相関を拘束条件とした推定式であり、探索的因子分析の因子軸の関係を因子得点の推定値間でも実現した。

探索的因子分析のモデルは標準得点形式の観測得点の下で展開されたものである。ten Berge, Krijnen, Wansbeek, & Shapiro（1999）は、分散・共分散行列を対象として、斜交因子間相関を保存する推定式を提案している（市川，2010）。観測得点を素点とする彼らの式と F_{24} は、基本的には同じ式となり、次のように表すことができる。

$$F_{24} = X\Sigma^{-1}V_{fp}C_f^{\frac{1}{2}}\left(C_f^{\frac{1}{2}}V'_{fp}\Sigma^{-1}V_{fp}C_f^{\frac{1}{2}}\right)^{-\frac{1}{2}}C_f^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

ここで、 X は、観測得点の素点行列であり、 Σ は観測変数の分散・共分散行列、 V_{fp} は因子パターン行列、 C_f は因子間の分散・共分散行列である。この式からは、Beauducel（2007）

などが検討しているように、拘束条件を与えない回帰法と同じように最良の推定値を得ることができるが、このままでは、表2の平均を得ることができない。そこで、推定値の平均もSEMの解と一致させることができる計算方法（清水，2010b）を使って、図4や表1と表2で示した学習観4尺度の差得点モデルの因子得点を推定してみることにする。

本稿では、パス解析（例えば、狩野・三浦，2002など）を使って、学習観の4次元の差得点モデルのLevelと差得点の因子間の相互関係に加えて、進学理由として、同時測定した尺度を使って、その影響の程度に検討を加えてみることにする。

パス解析では、最初に、学習観に関しては、図4の因子得点を観測得点に上の方法で計算したモデルを作成し、次に、因子間の関係では、図4の「本来的機能」と「副次的機能」の共分散関係を、前者から後者へのパスとしてみた。そして、進学に関する考え方が入学後の学びへ影響していると想定してみることにした。

適合度の良いモデルを探索する過程はここでは省略するが、方針としては、Amosの修正指数を参考にしながら因果的な影響の関係を描き出す方向で探求してみることにした。ただし、1つの次元内のLevelと差得点の因子に関しては、共分散の関係のままとした。

最終的には、適合度の良い結果（ $\chi^2=44.322$ (df=44, P=.458), NFI=.956, IFI=1.000, CFI=1.000, RMSEA=.006）を得ることができた。この解では、表3にあるように、パス係数については、そして、共分散についても、ワルド検定で有意な推定値だけに制限している。標準化した値で結果を表示した図5の相関係数を、尺度構成段階の因子間相関や構成した尺度間相関と比べてみるとほぼ同じような値が得られている。すなわち、斜交因子間相関を拘束して推定した因子得点推定値によって、図4の潜在変数のモデルを図5の観測変数で表現することができたといえる。

このパス解析から、まず、学習観に関する結果からみてみると、「主体的学習」が「自己成長」と「受身」に影響を与え、これらから「単位取得」が影響を受けるという関係が浮かび上がってきた。学びについて「主体的」で「本来的機能」である「主体的学習」を中心とした図式であり、具体的には、「Level_主体的学習」から「Level_受身」へ、同じく「潜在差_主体的学習」は「潜在差_受身」へそれぞれの負のパスとなり、「潜在差_主体的学習」から「潜在差_自己成長」へは正のパスとなった。「受身」から「単位取得」では、「Level」でも「潜在差」でも正のパス関係となった。主体的ではあるが副次的機能な側面の「自己成長」は、弱いながら正で「単位取得」に影響を与えているといえる。

次に、進学理由からの学びへのパス関係をみると、「勉学志向」から「Level_主体的学習」「Level_自己成長」へのパスが正の値であることから、大学で学べることを意識した

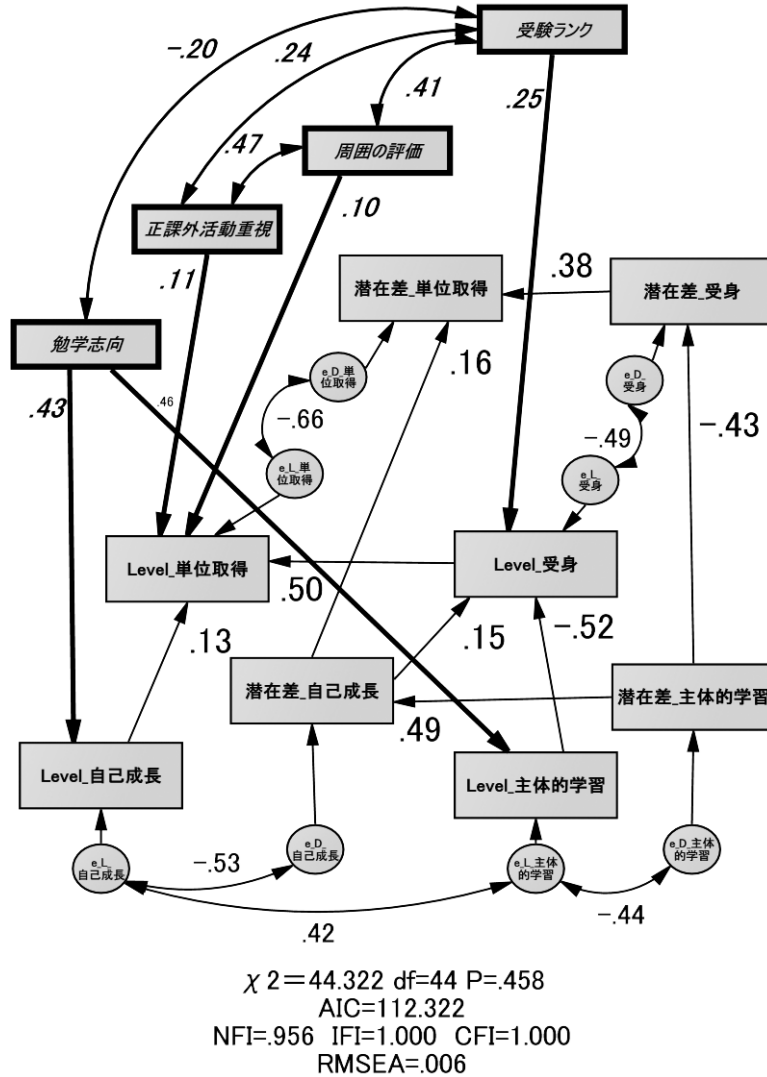


図5 学習観の差得点モデルと進学理由との関係のパス解析結果 (標準化した推定値を表示)

進学は、大学での勉強に対して自律的に取り組み、自分のものとしていこうとする傾向に繋がっていることがわかる。このことは、学業を意識した進学は、入学後の大学適応と正の関連を持つという指摘(半澤, 2006)に合致するものであるといえる。「受験ランク」からは、「Level_受身」への正のパスがみられた。受験ランクや学力を意識しての進学は、大学での勉強を受身的なものとして捉える傾向に繋がっているようである。伊藤(1995)は、

表3 パス解析の推定値

		推定値	標準誤差	標準化値	有意水準
Level_受身	<---- 受験ランク	0.201	0.036	0.248	***
Level_単位取得	<---- 周囲の評価	0.099	0.048	0.099	*
Level_単位取得	<---- 正課外活動重視	0.107	0.049	0.105	*
Level_主体的学習	<---- 勉学志向	0.318	0.036	0.461	***
Level_自己成長	<---- 勉学志向	0.369	0.043	0.429	***
Level_単位取得	<---- Level_自己成長	0.153	0.054	0.132	**
Level_受身	<---- Level_主体的学習	-0.593	0.052	-0.516	***
Level_単位取得	<---- Level_受身	0.623	0.060	0.497	***
Level_受身	<---- 潜在差_自己成長	0.168	0.052	0.147	**
潜在差_単位取得	<---- 潜在差_自己成長	0.187	0.057	0.158	**
潜在差_自己成長	<---- 潜在差_主体的学習	0.544	0.054	0.485	***
潜在差_受身	<---- 潜在差_主体的学習	-0.427	0.053	-0.428	***
潜在差_単位取得	<---- 潜在差_受身	0.507	0.065	0.382	***

注：有意水準の ***は0.1%を，**は1%を，*は5%を表している。

消極的で受動的な進路決定を行った場合には、不本意感が先送りにされ、それが入学後に再現することが多いことを指摘している。「受験ランク」から「Level_受身」へのパスには、進学への不本意感が表われているものと思われる。「正課外活動重視」「周囲の評価」からは、値は低い「Level_単位取得」への正のパスがみられた。遊び目的や周囲の評価を重視しての進学は単位を目的に学ぶ姿勢に影響しており、自律的な学びには結びつかないことが示された。大学側が意図している自律的な学びには、学業を意識しての進学のみが影響しているようである。

進学理由は、学習観の Level 因子には影響していたが、潜在差因子には影響していなかった。このことは、学習観の変化には、進学理由は影響していないことを意味する。すなわち、学習観の変化に大きな影響を与えているのは授業経験であり、進学理由の影響は入学時点における一時的なものであることが考えられる。

5. 考察

本研究の結果から、大学側が意図している自律的な学びには学業を意識しての進学が影響していた。しかし、大学進学理由の学習観に対する影響は、入学時点における一時的なものであり、学習観の変化に大きな影響を与えているのは、半年間の授業経験であることが示された。そして、学習観は大学側が意図している「受動的な学習から自発的な学習へ」

という方向とは逆の方向へと変化しており、学びに対する自律的な意識は低下し、受身的な意識は上昇していた。これらの点から、学生支援や教育実践に対する2つの示唆的な情報を提供することができる。

第1に、大学入学時点で自律的な学びを意識させる上では、目的意識を持った進学を指導することが重要であるということである。学業が入学後の大学適応に関連することが多く指摘されている（安達，1999；半澤，2006；松島・尾崎，2005）ように、入学時点における不適応を減らすためには、大学に進学することに対する目的意識を持たせ、自律的な学びへと導くことが有効であると考えられる。

第2に、学生の学びに対する意識を自律的な方向へと転換あるいは維持させ、受身的な意識が上昇するのを防ぐためには、教育プログラムそのものを改善する必要があるのではないだろうか。目的意識を持たせる進学指導は、大学入学時点では、自律的な学びへと繋がる有効な指導であると思われる。しかし、学習観の変化に大学進学理由は影響しない。初年次教育における教育実践では「学びの転換」が重視されており（川島，2010；溝上，2004），そのためには、以下に示すような形での転換が求められる（絹川，2010）。

1. 高校での一方向の知識伝達型授業からの転換
2. 高校までの一方向的授業方法から双方向的授業へ
3. 大学入学以前の教師主導型を主とする学習からの転換を図り、大学における自主的な学習へ
4. 受身の知識・技術の習得を中心とした受験学習の「型にはまった思考」からの脱却

本研究で対象とした学生は、一般的な学習活動による教育的介入のみが行われている状況で大学生活を送っている。初年次で受講することができる専門科目のコマ数は限られており（吉田・橋本・安藤・植村，1999），講義形式による授業も多い。そのため、一方向的な授業が中心となっている状態から双方向的な授業形態へと転換し、大学初年次から多くの双方向的な授業を導入していくことが、今後より一層重要になるものと思われる。

本研究では、現在の一般的な状況において学生生活を送る学生たちを対象として、初年次学生の学びを中心とした適応の傾向について、実証的な観点から情報を提供することができた。双方向的な授業やカリキュラムの再構築など新しい教育の展開が行われている。このような介入の効果を検証する方法論としても、本稿で検討した潜在差得点モデルが有

効であると考えている。介入と効果の測定そして介入プログラムに関係する議論は別の機会としたい。

観測変数ではなく、潜在変数において因果的な関係性をモデル化する方法としてSEMは注目を集めてきた。測定モデルの因子的不変性を確認することや潜在変数の平均を推定することができることにより、伝統的な心理学の統計的手法は、SEMによって書き換えることができるようになってきた（例えば、狩野，2002aなど）。

因子分析と主成分分析の違いは、共通性の推定にある。主成分分析は、ランダム誤差と成分との和からなるモデルである。共通因子分析とも呼ばれるように、因子分析では、(3)式で示したように特殊性と誤差分散の和である独自性を排除し、共通因子空間の大きさを共通性として推定する（清水，2003a）。SEMの基本的な式をCTTのモデル式(1)に当てはめる表記も行われてきたが、ランダム誤差では、図4の独自性間の共分散の説明はつかない。特殊性間の共分散として考えることが自然ではないだろうか（狩野，2002b）。独自性の平均がゼロとならないことも、ランダム誤差ではなく、観測変数に関連した特殊性とすれば、これも不自然なことではないかもしれない（清水，2008a）。

探索的因子分析の独自性は、観測変数の分散から共通性を引いた値であり、直接の推定の対象にはならない。観測変数と因子との関係である因子パターンは、共通性で定義された共通因子空間内での因子軸の回転から計算される（清水，2003a）。因子軸の回転のないSEMで推定されるのは、独自性と因子パターンそして因子間の共分散であり、この2つの方法から得られる独自性の関係は、1因子の構造の場合を除いて、単純なものとはいえない。曖昧な点を残したままではあるが、特殊性と誤差との和を独自性として定義したSpearmanのアイデアは、現実のデータの解析においては優れた知恵であったといえる。

SEMのパラメータの推定では、自由と拘束と固定とがある。識別性を確保することができれば、LGMやLDSモデルのような固定パラメータによって、古典的な問題を、新しいキャンパスの上でより緻密に解析することができる。ここでは、2回の繰り返し測定を対象とした検討を行った。この方法論を3回以上の測定にも拡大することが、次の課題である。

注

本研究の一部は、平成22年度関西大学学術研究助成基金（共同研究）において、研究課題「大学教育と企業内人材育成に関する研究」として研究費を受け、その成果を公表するものである。

引用文献

- 安達智子 (1999). 理科系大学1年生の大学選択動機と入学後の適応について——就業動機志向による比較—— 進路指導研究, 19(2), 22-29.
- Allemand, M., Zimprich, D., & Hertzog, C. (2007). Cross-sectional age differences and longitudinal age changes of personality in middle adulthood and old age. *Journal of Personality*, 75, 323-358.
- Baltes, P. B., & Nesselroade, J. R. (1979). History and rationale of longitudinal research. In J. R. Nesselroade & P. B. Baltes (Eds.), *Longitudinal research in the study of behavior and development* (pp. 1-39). New York: Academic Press.
- Beauducel, A. (2007). In spite of indeterminacy many common factor score estimates yield an identical reproduced covariance matrix. *Psychometrika*, 72, 437-441.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Bollen, K. A., & Curran, P. J. (2006). *Latent curve models: A structural equation perspective*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Bollen, K. A., Kirby, J. B., Curran, P. J., Paxton, P. M., & Chen, F. (2006). Latent variable models under misspecification: Two stage least squares (2SLS) and full information maximum likelihood (FIML) estimators. *Sociological Methods & Research*, 36, 48-86.
- Cattell, R. B. (1956). Validation and intensification of the sixteen personality factor questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 12, 205-214.
- Collins, L. M., & Horn, J. L. (Eds.). (1991). *Best methods for the analysis of change*. Washington, DC: APA
- Collins, L. M., & Sayer, A. G. (Eds.). (2001). *New methods for the analysis of change*. Washington DC: American Psychological Association.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Cronbach, L. J., & Furby, L. (1970). How should we measure "change"-or should we? *Psychological Bulletin*, 74, 414-417.
- Grice, J. W. (2001). Computing and evaluation factor score. *Psychological Methods*, 6, 430-450.
- Gullksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. New York: Wiley.
- Guttman, L. (1945). A basis for analyzing test-retest reliability. *Psychometrika*, 10, 255-282.
- 濱名 篤 (2009). 初年次教育と自己学習 IDE, 515, 52-57.
- Harris, C. W. (1963). *Problems in measuring change*. Madison, WI: University of Wisconsin Press.
- Hertzog, C., & Nesselroade, J. R. (2003). Assessing psychological change in adulthood: An overview of methodological issues. *Psychology and Aging*, 18, 639-657.
- 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.
- 半澤礼之 (2006). 大学進学動機と学業取り組み態度, 学業・授業意欲低下との関連 武蔵野大学人間関係学部紀要, 3, 123-131.
- 池田 央 (1973). テストⅡ 東京大学出版会.
- 伊藤美奈子 (1995). 不本意就学類型化の試みとその特徴についての検討 青年心理学研究, 7, 30-41.
- 市川雅教 (2010). 因子分析 朝倉書店.
- 岩崎 学 (2002). 不完全データの統計解析 エコノミスト社.
- 川島啓二 (2010). 初年次教育から見た「学びの転換」 東北大学高等教育開発推進センター (編) 大学に

- おける「学びの転換」と学士課程教育の将来 東北大学高等教育開発推進センター pp. 16-27.
- 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.
- 絹川正吉 (2010). 学士課程教育と「学びの転換」 東北大学高等教育開発推進センター（編） 大学における「学びの転換」と学士課程教育の将来 東北大学高等教育開発推進センター pp. 63-75.
- 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)
- Little, T. D., Bovaird, J. A., & D. W. Slegers (2006). Methods for analysis of change. In D. K. Mroczek & Little, T. D. (Eds.) *Handbook of personality development*(pp.181-211). Mahwah, NJ: Lawrence.
- Lord, F. M., & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Jöreskog, K. G. (1979). Statistical estimation of structural models in longitudinal developmental investigations. In J.R. Nesselroade and P.B. Baltes (Eds.), *Longitudinal research in the study of behavior and development* (pp.303-351). New York, NY: Academic Press.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1977). Statistical models and methods for analysis of longitudinal data. In D. J. Aigner & A. S. Goldberger (Eds.), *Latent variables in socio-economic models* (pp.287-325). Amsterdam: North-Holland.
- 松島るみ・尾崎仁美 (2005). 大学進学動機と学習意欲・授業選択態度の関連——新入生を対象として—— 京都ノートルダム女子大学研究紀要, 35, 177-187.
- McArdle, J. J. (1986). Latent variable growth within behavior genetic models. *Behavior Genetics*, 16, 163-200.
- McArdle, J. J. (2001). A latent difference score approach to longitudinal dynamic structural analysis. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future: A festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp.341-380). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- McArdle, J. J. (2009). Latent variable modeling of differences and changes with longitudinal data. *Annual Review Psychology*, 60, 577-605.
- McArdle, J. J., & Epstein, D. (1987). Latent growth curves within developmental structural equation models. *Child Development*, 58, 110-133.
- McArdle, J. J., & Nesselroade, J. R. (1994). Structuring data to study development and change. In S. H. Cohen & H. W. Reese (Eds.) *Life-Span Developmental Psychology: Methodological Innovations* (pp. 223-267). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- McArdle, J. J., & Nesselroade, J. R. (2002). Growth curve analysis in contemporary psychological research. In J. Schinka & W. Veliver (Eds.), *Comprehensive handbook of psychology: Vol. 2. Research methods in psychology* (pp. 447-480). New York: Wiley.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543.
- Meredith, W., & Tisak, J. (1990). Latent curve analysis. *Psychometrika*, 55, 107-122.
- 溝上慎一 (2004). 学び支援プロジェクト（大学生活編）の実践と展開 溝上慎一（編著） 学生の学びを支援する大学教育 東信堂 pp. 36-78.

- Mulaik, S. A. (2010). *Linear causal modeling with structural equations*. New York, NY: Chapman & Hall/CRC.
- 三保紀裕 (2010). 混合モデルによる大学1年生の類型化——「大学での学習観」を基準とした検討——
関西大学大学院「心理学叢誌」, 3, 89-96.
- 三保紀裕・清水和秋 (印刷中). 大学進学理由と大学での学習観の測定——尺度の構成を中心として——
キャリア教育研究, 29.
- 光永悠彦・星野崇宏・繁榊算男・前川眞一 (2005). 因子スコアや潜在変数得点を用いた構造方程式モデル
の母数推定の偏りの解決 行動計量学, 32, 21-33.
- 中村高康 (2008). 大学入学者選抜の変容——推薦入学・AO入試の拡大を中心として—— IDE, 506, 23-27
- Nesselroade, J. R., & Baltes, P. B. (Eds.). (1979). *Longitudinal research in the study of behavior and
development*. New York: Academic Press.
- 大塚憲一 (2007). 全入時代の表裏 IDE, 491, 22-26.
- Rogosa, D. R., & Willett, J. B. (1983). Demonstrating the reliability of difference score in the
measurement of change. *Journal of Educational Measurement*, 20, 335-343.
- Shiba, S. (1969). New estimates of factor score. *Japanese Psychological Research*, 11, 129-133.
- 芝 祐順 (1972). 因子スコアの推定式 (高木貞二 (編) 現代心理学と数量化) 東京大学出版会.
- 清水和秋 (1981). 因子間相関を固定した斜交因子得点 関西大学社会学部紀要, 12(2), 113-128.
- 清水和秋 (1999a). 潜在成長モデルによる進路成熟の解析——不完全コーホート・データへの適用—— 関
西大学社会学部紀要, 30(3), 1-47.
- 清水和秋 (1999b). キャリア発達の構造的解析モデルに関する比較研究 進路指導研究, 19(2), 1-12.
- 清水和秋 (2003a). 因子分析における探索の意味と方法 関西大学社会学部紀要, 34(2), 1-36.
- 清水和秋 (2003b). 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 (2008a). 変化と質のモデル化——古典的テスト理論からの訣別—— 日本心理学会第72回大
会発表論文集, 448.
- 清水和秋 (2008b). 変化の質と量のモデル化——その2: 縦断2集団間での因子と独自性の平均構造——
日本教育心理学会第50回総会発表論文集, 495.
- 清水和秋 (2010a). 項目因子分析で構成した尺度の因子パターン, 共通性, 信頼性そして因子の真实性 関
西大学心理学研究, 1, 9-24.
- 清水和秋 (2010b). 構造方程式モデリングのための因子得点の推定値——SEMソフトからの因子の分散,
共分散, 平均を同値に拘束しながら—— 日本心理学会第74回大会配布資料 (<http://www2.ipcku.kansai-u.ac.jp/~shimizu/research/papers/JPA2010shimizuDP.pdf>).
- 清水和秋・花井洋子 (2008). キャリア意思決定の安定性と変化そして不安からの影響——大学1・2年
生を対象とした半年感覚での調査から—— キャリア教育研究, 26, 19-30.
- 清水和秋・紺田広明 (2010). Rのsemによる潜在曲線モデルの解析 関西大学社会学部紀要, 42(1),
129-146.
- 清水和秋・坂柳恒夫 (1991). 進路選択の変化と進路不決断——中学男子生徒3年間の縦断調査の分散分
析—— 進路指導研究, 12, 1-10.
- 清水和秋・柴田由己 (2008). 大学生のEmotional Intelligence Scale (EQS) の構造とモデル化 関西大学社
会学部紀要, 39(2), 13-34.
- 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・山本理恵（2008）. 感情的表現項目による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—— 関西大学社会学部紀要, 39(2), 35-67.
- 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.
- Skronidal, A., & Laake, P.(2001). Regression among factor scores. *Psychometrika*, 66, 563-576.
- Sörbom, D. (1974). A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 27, 229-239.
- Sörbom, D. (1975). Detecting of correlated errors in longitudinal data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 28, 138-151.
- Spearman, C. E. (1904a). The proof and measurement of associated between two things. *American Journal of psychology*, 15, 72-101.
- Spearman, C. E. (1904b). General intelligence, objectively determined and measured. *American Journal of psychology*, 15, 201-293.
- 杉谷祐美子（2006）. 日本における初年次教育の動向—— 学部長調査から—— 濱名 篤・川嶋太津夫（編著） 初年次教育—— 歴史・理論・実践と世界の動向—— 丸善株式会社 pp. 69-79.
- 鈴木督久（2002）. SEMによる企業イメージのマネジメント—— 平均構造・多母集団解析の応用—— 行動計量学, 29, 174-181.
- ten Berge, J. M. F., Krijnen, W. P., Wansbeek, T. J., & Shapiro, A. (1999). Some new results on correlation-preserving factor score prediction methods. *Linear Algebra and its Application*, 289, 311-318.
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple-factor analysis*. Chicago, IL :University of Chicago Press.
- 柳井晴夫・繁榊算男・前川眞一・市川雅教（1990）. 因子分析—— その理論と方法—— 朝倉書店
- 安永 悟（2010）. 学生の変化・成長を促す初年次教育を求めて 大学と学生, 554, 6-13.
- 吉田俊和・橋本 剛・安藤直樹・植村善太郎（1999）. 大学生の適応過程に関する縦断的研究（1） 名古屋大学教育学部紀要（心理学）, 46, 75-98.

APPENDIX 1 学習観の4次元尺度とSEMモデルの観測変数記号

(詳細は、三保，2010；三保・清水，印刷中を参照)

【主体的学習】

- 自ら取り組んでいくものである (主体的学習 A)
- 自分から学んでいくものである (主体的学習 A)
- 学問追求をしていくものである (主体的学習 A)
- 自分から進んでやるものである (主体的学習 B)
- 主体的に取り組んでいくものである (主体的学習 B)
- 物事を深く追求していくものである (主体的学習 B)

【自己成長】

- 社会に出るために大事なものである (自己成長 A)
- 社会に出るための準備となるものである (自己成長 A)
- 自分の将来のためになるものである (自己成長 A)
- 将来につなげるためのものである (自己成長 B)
- 将来に活かすためのものである (自己成長 B)
- 社会に役立つ知識を学ぶものである (自己成長 B)

【単位成長】

- 卒業するためのものである (単位成長 A)
- 単位のためのものである (単位成長 A)
- やらなければいけないものである (単位成長 A)
- 卒業に必要なものである (単位成長 B)
- 単位取得のためのものである (単位成長 B)
- 与えられた課題をこなすものである (単位成長 B)

【受身】

- わずらわしいものである (受身 A)
- 嫌なものである (受身 A)
- やらされているものである (受身 A)
- 面倒なものである (受身 B)
- 講義を聞いているだけのものである (受身 B)
- 課題をこなせばそれでよいものである (受身 B)

APPENDIX 2 大学進学理由尺度の項目（詳細は、三保・清水、印刷中を参照）

【勉学志向】 尺度

- 専門知識を深めたいから
- 学びたいことがあるから
- 興味のある分野を深く掘り下げたいから
- 学びたい学問分野があるから
- 学問研究がしたいから
- 専門的技術を修得したいから
- 特にこれといった目標がなかったから（逆転項目）
- 教養を身につけたいから
- 視野を広げたいから

【正課外活動重視】 尺度

- 大学で遊びたいから
- 遊ぶ時間が欲しいから
- 大学生らしい自由気ままな生活がしたいから
- 一般にいう「楽しい大学生活」を経験したいから
- 遊べそうだから
- キャンパスライフを楽しみたいから
- 青春を楽しみたいから
- 課外活動（クラブ・サークルなど）を楽しみたいから
- 自由な時間が欲しいから
- 新しい友人を見つけたいから
- サークルや部活動に憧れていたから
- 多くの人と知り合いたいから

【受験ランク】 尺度

- 自分の学力に合っていたから
- 自分の成績に合っていたから
- 入試の難易度を考慮したから
- 自分の学力を考慮したから
- 受験ランキングの位置を考慮したから
- 他にやりたいことがないから

特にやることがなかったから

【周囲の評価】 尺度

大学の評判が良いから

メディアなどでよく紹介される大学だから

知名度が高い大学だから

世間一般の評価を考慮したから

大学の雰囲気が良いから

校舎の美しさなどの外観が良いから

社会的評価を考慮したから

キャンパスの環境から

周囲の人が勧めるから

大学の街並みが良いから

親・家族が勧めるから