

## 心理的变化のモデル化

— 3回の縦断データを対象とした潜在差得点モデル —

清水 和 秋 関西大学社会学部

三保 紀 裕・紺 田 広 明 関西大学大学院心理学研究科

花井 洋 子 関西大学大学院社会学研究科

山本 理 恵 NPO 法人産業メンタルヘルス研究所

### Modeling of Psychological Change : Latent Difference Score Model for Three Wave Longitudinal Data

Kazuaki SHIMIZU (Faculty of Sociology, Kansai University),  
Norihiro MIHO, Hiroaki KONDA (Graduate School of Psychology, Kansai University),  
Yoko HANAI (Graduate School of Sociology, Kansai University) and  
Rie YAMAMOTO (Job Stress Research Laboratory (Non-Profit Organization))

The purposes of this paper were to develop the latent difference score model for three wave longitudinal data and to apply this method to examine the trajectories of two aspects of “the view of learning” in the freshman. Longitudinal data were collected at April, May, and June in the class of introductory psychology. Using simultaneous latent difference score model for two groups of 143 male and 136 female students, the means of factor scores at three waves were estimated. The means of “the acquisitive attitude for credits” were up at June. The trajectory patterns of “the seeking the self-development” were different. These results were discussed with consideration of the methodological issues on longitudinal research.

**Key words:** structural equation modeling, difference score, longitudinal research, factor score, developmental change

*Kansai University Psychological Research*  
2011, No.2, pp.19-28

#### 1. はじめに

心理的変数を複数の測定機会において収集したデータの解析方法としては、実験心理学分野を中心として伝統的に反復分散分析が使用されてきた。球面性仮定あるいは球形仮定（千野，2003）についての

検定を行い、この仮定によらない多変量分散分析（MANOVA）か、球形の歪みを調整した反復測定分散分析の解法の中から適切な方法（Greenhouse-Geisser か Huynf-Feldt）を選択する手順が必要となる。使用する方法によって検出力（1 から第二種の過誤の確率  $\beta$  を引いた値）が異なることが指摘され

ている（例えば、入戸野，2004 など）。

縦断的な調査データの解析へ構造方程式モデリング（Structural Equation Modeling：以下SEM）が導入されてから（例えば、Nesselroade & Baltes, 1979），縦断的因子分析モデル（Hertzog & Schaie, 1988），潜在成長モデル（McArdle, 1986; McArdle & Epstein, 1987）あるいは潜在曲線モデル（Meredith & Tisak, 1990），そして潜在変化モデル（Latent Change Model: Hertzog & Nesselroade, 2003; McArdle & Nesselroade, 1994; McArdle, 2009）あるいは潜在差得点モデル（Latent Difference Score: McArdle, 2001）としての展開がみられる。ここでは、これらのモデルの特徴について、より詳しくは、引用文献を参照してもらうこととして、簡単に検討を加えてみることにする。

SEMがANOVAやMANOVAなどと比べて、優れている点は、測定誤差などを含む独自性とは独立した因子得点によって集団間の比較と時間経過の中での変化を捉えることができる点にある。そして、比較対象の統計量である因子得点の平均を、集団間や時間経過の中で不変な因子分析モデルの下で、推定し、統計的に検定することができることである（例えば、清水，2003 など）。

この領域での初期の仕事の1つがJöreskog (1979)による縦断的因子分析であった。2回の機会に繰り返して測定した観測変数を対象として、因子的不変性を確認し、かつ、因子の2回測定機会間での因子得点の変化を関連性と平均という2つの観点から検討することへと展開をみせている（例えば、清水・花井，2008; 清水・山本，2008 など）。この方法は、時間が経過する中でも、変数間の相互関係に変化がそれほど起きていないことを前提としている。変化が機会間に限定することができる場合には、その特徴を遺憾なく発揮することになる。もし、ある時点での因子間の関係が別な時点では大きく変わるといような変化が起きる変数あるいは構成概念を対象とする場合には、これらの相互関係は、非常に複雑なものとなり、結果の解釈が困難なものとなることが予想される。

潜在成長モデルは、1つの観測変数を対象として開発された方法である。3回以上の反復測定で識別性を確保することができれば、時間経過の中で起きている変化の軌跡を線形あるいは非線形のある種の関数として描くことができる。具体的には、因子パ

ターンの値を固定した係数として軌跡の切片を特定し、傾きを時間軸の刻みとして表現する関数において特定する方法である（例えば、清水，1999a, b, 2003; 清水・紺田，2010 など）。この方法は、時間経過の中に潜在する変化の形を関数として特定するところに特徴がある。1次関数や2次関数などに収まらないような変化である場合には、適切なレベルのモデルの適合度を得ることが困難となることがある。Flora (2008)は、2次関数と想定することによって、下降傾向や上昇傾向の多様な変化を軌跡のモデルとして捉えることができることを議論しているが、より複雑な変化を捉えるには十分なものとはいえない。2回の測定機会間の変化の質と量を因子得点に求めた方法が、潜在変化モデルあるいは潜在差得点モデルである。このモデルでは、2回目の測定モデルの因子 $f_2$ を、次の式のように、1回目の測定モデルの因子を $f_1$ とこれらの2つの機会間の差の得点 $\Delta f_{(2-1)}$ の和とするものである。

$$(1) \quad f_2 = f_1 + \Delta f_{(2-1)}$$

McArdle (2001)は、1つの観測変数を複数機会測定したデータを対象に潜在差得点モデルという名称で、この考え方を解説している。これに対して、同様のモデルを、Hertzog & Nesselroade (2003)は、複数の観測変数から因子を特定し、潜在変化モデルという名称を与えている。清水・三保（印刷中）で紹介したように、このモデルを、Little, Bovaird, & Slegers (2006)や清水 (2008a, b)では、潜在差得点モデルとしている。清水・花井・宮坂・松下 (2009)や花井・清水・宮坂・松下 (2009)でも、潜在差得点モデルによるキャリア関連行動の発達に検討を加えている。最近になって、McArdle (2009)はHertzog & Nesselroade (2003)を引用しないままに、この名称を潜在変化モデルとしている。

モデルの名称の混乱は、潜在成長モデルでも起きている。J. J. McArdleは知能の成長に関するデータの解析を研究の中心としてきたこともあり、潜在成長をモデル名ににあたえているのではないかと推測している。この一方で、学習曲線をモデル化する研究も行われてきた。データの固有分解からモデル化を試みたTuckerに因んでTuckerlingという試みが行われてきた。Meredith & Tisak (1990)の研究はこの流れにあり、Bollen & Curran (2006)は、これに従って潜在曲線モデルと呼び、潜在成長モデルとい

う名称の下で展開されてきた研究も含めてまとめている。この名称に関しては、J. J. McArdle と W. Meredith との先陣争いという色彩もあるが、これは別な機会に検討を加えることにする。

## 2. 潜在差得点モデルの拡張

本稿では、(1)式をベースとして、3回目にまで拡張したモデルを検討してみることにする。まず、3回目の調査機会の因子得点を $f_3$ とし、次のように定義してみる。

$$(2) f_3 = f_2 + \Delta f_{(3-2)}$$

ここまでの式は、潜在変数である因子得点だけを対象とするものであった。これに観測変数を加えて、以上のモデルをパス図式で描いてみることにする。Amos によるパス図の作成では、測定機会ごとに測定モデルを構成し、3つの機会の因子に関しては因子パターン不変性（例えば、Meredith, 1993; 清水, 2003 など）の拘束を与えている。 $f_1$ ,  $f_2$ ,  $f_3$ の各因子は、ダミー因子として設定し、このモデル図の設定では、これらの因子の平均はゼロ（分散は1）とした。観測変数の切片もすべてゼロとし、1回目の因子の平均と分散は、図の切片において推定することにした。 $f_2$ から $f_1$ を引いた差得点 $\Delta f_{(2-1)}$ や $f_3$ から $f_2$ を引いた $\Delta f_{(3-2)}$ の平均と標準偏差も同様に推定する。モデルの適合度が十分ではない推定結果で、Amos の修正指数が因子間に共分散を示唆する場合には、これらの潜在変数間に共分散を設定することにする。

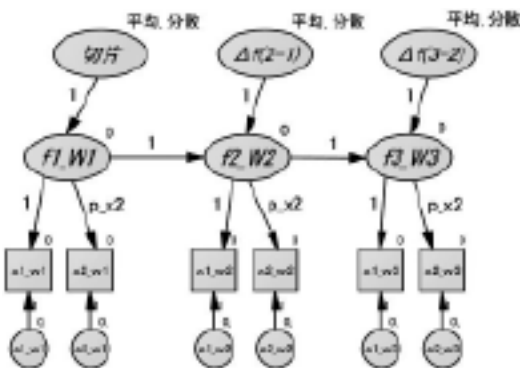


図1 3回の縦断調査データの潜在差得点モデル

このモデルは、複数回の繰り返し測定から得られた simplex 相関構造の解析モデル（例えば、清水

(1999a) など) のようでもあるが、(1)式や(2)式では、各パス係数を推定の対象とせず、1に固定している点で異なる。simplex モデルが対象とするのは、時間的に近い関係にある測定間の相関が遠い関係にあるものよりも高いという構造であり、平均の構造を対象とするものではなかった。図1のモデルでは、測定機会の因子をダミー因子として導入することで、因子の平均あるいは差の平均を推定する潜在変数を操作している。

なお、清水ほか（2009）では、キャリア選択自己効力感とキャリア意思決定を6回の機会に測定したデータにこのモデルを適用しているが、これについては、別な機会に詳細をまとめる予定であるので、ここでは省略する。

時間経過の中での心理的变化に関して、本稿では、三保（2010）や三保・清水（印刷中）、清水・三保（印刷中）で検討してきた大学生の学習への取り組みを取り上げてみることにする。これまでの研究では、新入生の半年間での2回の縦断的調査から、変化の質と量、そして、それらの関係に検討を加えた。ここでは、新たに3ヶ月間の間にはほぼひと月間隔で3回繰り返した調査を対象に、潜在差得点モデルに検討を加えてみたい。そして、2回の調査では明らかにすることのできなかつた新入生が大きく変わる時期を特定することも試みてみたい。

## 3. 方法

**3.1. 調査参加者** 大阪府内のある総合私立大学1校において、2010年4月15日、5月13日そして6月10日の3回にわたり、一ヶ月間隔で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もみ調査を実施した。3回の調査ともに参加した大学1年生の数は279名（男性143名、女性136名）で、4月調査時点での平均年齢は18.24歳（SD=0.68）であった。なお、調査参加者の所属する学部は10学部にわたっていた。

**3.2. 測定変数** 「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）を4月、5月、6月の3回にわたって調査した。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象限に對

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。

今回の分析では、4つの下位尺度の中から「自己成長」と「単位取得」の2つ尺度を取り上げる。前者は、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り、後者は、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。なお、短縮版尺度の下位尺度の信頼性係数( $\alpha$ 係数)は、それぞれ0.90, 0.85, 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。

**3.3. 欠損値推定** 調査参加者279名のうち、データに部分的な欠損があった調査参加者が18名いた。これらについては、PASW Statistics 18.0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。欠損の数合計は22個であった。

### 3.4. 観測変数の小包化

SEM解析において、観測変数の信頼性や分布に関する性質をより適切なものとするために、三保(2010)と同様に小包化(parceling)を行った(Cattell, 1956; 狩野, 2002b; 清水・山本, 2007など)。ここでは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。以下が2つの尺度の項目と観測変数記号である。なお、測定機会を識別するために、1回目にはW1を2回目にはW2を、そして3回目にはW3を変数名に付けた。

### 【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)

### 【単位取得】

卒業するためのものである(単位取得A)

単位のためのものである(単位取得A)

やらなければいけないものである(単位取得A)

卒業に必要なものである(単位取得B)

単位取得のためのものである(単位取得B)

与えられた課題をこなすものである(単位取得B)

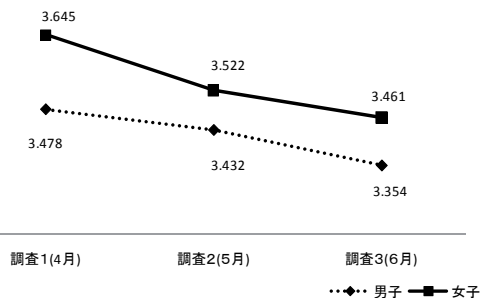


図2 自己成長尺度の平均推移

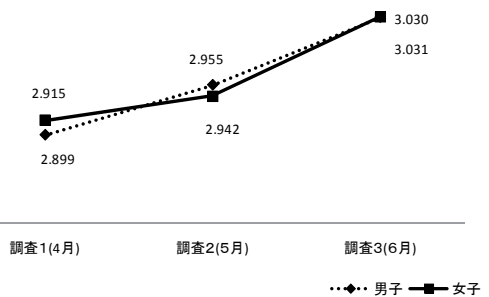


図3 単位取得尺度の平均推移

## 4. 分析・結果

### 4.1. 観測得点の平均

2009年度の1年生を対象にして調査を行った三保・清水(印刷中)では、同様の尺度から「自己成長」にだけ男女間で有意な差を報告している。清水・三保(印刷中)では、半年間の2回の縦断データに潜在差得点モデルを適用し、「自己成長」と「単位取

得」に有意な変化が起きていることを報告している。前者は下降の傾向を示し、後者は上昇の傾向を示していた。

本研究では、3回の調査機会における平均の推移を概観するために、「自己成長」と「単位取得」の2つの尺度得点別に、男女の平均値をグラフにして表示してみることにする。清水・三保（印刷中）と同じように、自己成長は、下がる傾向を示し、単位取得という勉強へのスタイルは上昇する傾向を示している。

男女間では、「自己成長」の傾向は、女子のほうが、男子よりも、一貫して高い傾向を示している。変化の傾向では、微妙に男女では異なり、4月から5月にかけての女子の下がりかたのほうが、男子よりも大きいようである。「単位取得」の傾向は、男女ともほぼ同じ値で上昇傾向を示しているが、ここでも、微妙に平均の推移がずれている。

観測得点には、古典的テスト理論の定義からも明らかのように、観測誤差が含まれる。因子分析モデルでは、ランダムな観測誤差に加えて、観測変数そのものの特殊な分散も排除している。図2や図3で見られる微妙なずれは、通常の統計的分析からは、その内容や意味を特定することはできない。その意味でもSEMは分散分析を越える方法といえるのではないだろうか（例えば、狩野（2002a）など参照）。本稿では、SEMの潜在差得点モデルによって、因子得点の変化を解析する中で、微妙な平均の動きを特定する方法に検討を加えてみることにする。

## 4.2. 潜在差得点モデル

### 4.2.1. モデルの構築

2つの尺度の観測変数は小包化した変数を使用して、まず、3つの測定機会の測定モデルを構成した。三保・清水（印刷中）が報告しているように、男子学生と女子学生とでは、学習観に違いがみられたので、この分析では、男子と女子の2つの集団を対象とした同時分析を適用することにした。

測定モデルでは、男女とも3つの観測機会ともに因子パターン不変性の拘束を置き、この測定モデルの因子は平均をゼロとするダミー因子とした。因子の平均と分散を求めるためにパス係数1とする因子をさらに設定し、第1回目の測定機会の因子で「切片」と表示したのは、潜在成長モデルの切片とは異なり、第1回目の測定が因子レベルでみると、ここ

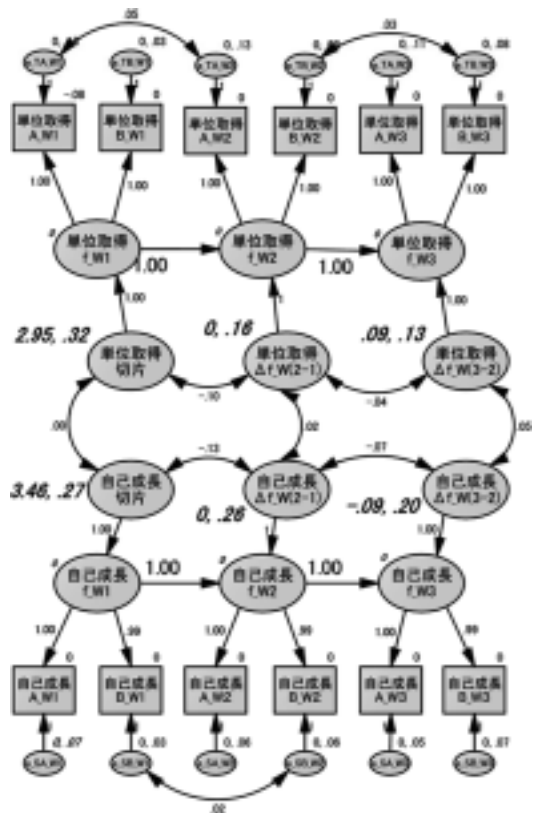


図4 潜在差得点モデルの男女2集団同時分析 (男子の推定図)

から始まるということの意味させるためである。

潜在差の  $\Delta f_{(2-1)}$  は、Amosのパス図では「 $\Delta f\_W(2-1)$ 」と表示している。また、 $\Delta f_{(3-2)}$  は「 $\Delta f\_W(3-2)$ 」としている。これらの因子へのパスは、図1に従い、それぞれが前の機会の測定から係数の値を1で固定したパスを引いている。

平均は、切片因子や差得点因子に集約するために、通常平均構造分析とは違って、観測変数の切片は、すべてゼロに固定している。

「自己成長」と「単位取得」の2つの領域に対して、このようにして潜在差得点の3回測定モデルを設定し、この2つの領域間の関係は、各測定機会の因子間の共分散だけとしてみた。

### 4.2.2. モデルの適合度

以上のモデルをAmos18で最尤法による解を推定したところ、適合度の指標は、 $\chi^2=192.071$ ,  $df=116$ ,  $P=0.000$ ,  $NFI=.924$ ,  $CFI=.968$ ,  $RMSEA=.049$ ,  $AIC=320.071$  となった。男女2集団の同

時分析であるので、Steiger (1998) に従って、集団の数の平方根を RMSEA にかけて修正すると 0.069 となる。狩野・三浦 (2002) や Mulaik (2010) の適合度基準からみると、この RMSEA だけが、基準を満たしていないことになる。

そこで、Amos の修正指数の出力を参考に、独自性間に 3 つの共分散を置いてみることにした。そして、観測変数の「単位取得 A\_W1」の切片を自由推定としてみた。その結果、適合度指標の値は  $\chi^2 = 137.224$ ,  $df = 108$ ,  $P = 0.030$ ,  $NFI = .946$ ,  $CFI = .988$ ,  $RMSEA = .031$ ,  $AIC = 281.224$  となった。RMSEA の修正値は .047 となり、十分な適合度の解を得ることができた。

この推定値を詳細に検討すると、因子の平均で有意でない値がいくつかみられた。SEM では、有意でないパラメータをゼロに固定することによって、より良い適合度の解を得ることができるともある。そこで、10%以上の確率の平均については、ゼロに固定して、解の推定を行った。その結果、 $\chi^2 = 140.325$ ,  $df = 112$ ,  $P = 0.036$ ,  $NFI = .945$ ,  $CFI = .988$ ,  $RMSEA = .030$ ,  $AIC = 276.325$  となった。AIC の値から明らかのように、この解の適合度のほうが、良いと判断することができる。図 4 は、男子の潜在差得点モデルの Amos 出力のパス図である。なお、女子のパス図は省略しているので、推定の詳細は、表 1～表 4 を参照されたい。

表 1 男女同時分析の因子パターン不変性

観測変数	潜在変数	推定値	標準誤差	男子*	女子*
自己成長 A_W1	← 自己成長 f_W1	1		0.888	0.865
自己成長 B_W1	← 自己成長 f_W1	0.992	0.003	0.946	0.878
自己成長 A_W2	← 自己成長 f_W2	1		0.909	0.948
自己成長 B_W2	← 自己成長 f_W2	0.992	0.003	0.896	0.919
自己成長 A_W3	← 自己成長 f_W3	1		0.930	0.919
自己成長 B_W3	← 自己成長 f_W3	0.992	0.003	0.906	0.904
単位取得 A_W1	← 単位取得 f_W1	1		0.825	0.856
単位取得 B_W1	← 単位取得 f_W1	0.995	0.006	0.951	0.948
単位取得 A_W2	← 単位取得 f_W2	1		0.830	0.851
単位取得 B_W2	← 単位取得 f_W2	0.995	0.006	0.879	0.916
単位取得 A_W3	← 単位取得 f_W3	1		0.872	0.921
単位取得 B_W3	← 単位取得 f_W3	0.995	0.006	0.900	0.918

注：因子パターンの推定値は、男女とも同じ値である。\*の列は、それぞれの集団で推定値を標準化した値である。

表 2 因子間共分散と独自性間共分散

		男子				女子			
		推定値	標準誤差	有意水準	相関係数	推定値	標準誤差	有意水準	相関係数
自己成長切片	↔ 単位取得切片	0.001	0.021		0.003	0.021	0.019		0.085
自己成長 $\Delta f_W(2-1)$	↔ 単位取得 $\Delta f_W(2-1)$	0.017	0.015		0.082	0.015	0.016		0.062
自己成長 $\Delta f_W(3-2)$	↔ 単位取得 $\Delta f_W(3-2)$	0.046	0.017	**	0.280	0.058	0.017	***	0.310
単位取得 $\Delta f_W(2-1)$	↔ 単位取得切片	-0.100	0.026	***	-0.436	-0.169	0.036	***	-0.510
単位取得 $\Delta f_W(2-1)$	↔ 単位取得 $\Delta f_W(3-2)$	-0.042	0.019	*	-0.283	-0.071	0.023	**	-0.313
自己成長 $\Delta f_W(2-1)$	↔ 自己成長切片	-0.134	0.027	***	-0.498	-0.068	0.018	***	-0.368
自己成長 $\Delta f_W(2-1)$	↔ 自己成長 $\Delta f_W(3-2)$	-0.068	0.022	**	-0.297	-0.100	0.021	***	-0.503
e_SB_W1	↔ e_SB_W2	0.018	0.008	*	0.394	0.013	0.006		0.279
e_TA_W1	↔ e_TA_W2	0.046	0.016	**	0.329	0.061	0.017	***	0.438
e_TB_W2	↔ e_TB_W3	0.029	0.013	*	0.355	0.031	0.012	**	0.452

注：有意水準では、0.0%を\*\*\*、1%を\*\*、5%を\*で表示した。

表3 因子と独自性の分散

	男子		女子	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
自己成長切片	0.274	0.035	0.158	0.022
単位取得切片	0.321	0.043	0.408	0.055
自己成長 $\Delta f_W$ (2-1)	0.263	0.036	0.217	0.030
単位取得 $\Delta f_W$ (2-1)	0.164	0.029	0.268	0.040
自己成長 $\Delta f_W$ (3-2)	0.202	0.031	0.192	0.031
単位取得 $\Delta f_W$ (3-2)	0.133	0.027	0.180	0.026
e_TA_W1	0.150	0.024	0.149	0.027
e_TB_W1	0.034	0.016	0.046	0.020
e_SA_W1	0.074	0.015	0.053	0.012
e_SB_W1	0.032	0.013	0.046	0.012
e_SA_W2	0.056	0.014	0.027	0.010
e_SB_W2	0.065	0.014	0.043	0.011
e_SA_W3	0.052	0.015	0.040	0.011
e_SB_W3	0.071	0.016	0.048	0.011
e_TA_W2	0.129	0.022	0.129	0.023
e_TB_W2	0.083	0.018	0.064	0.018
e_TA_W3	0.106	0.020	0.069	0.017
e_TB_W3	0.078	0.018	0.072	0.017

表4 因子と独自性の平均

	男子			女子		
	推定値	標準誤差	有意水準	推定値	標準誤差	有意水準
単位取得切片	2.951	0.047	***	2.963	0.051	***
単位取得 $\Delta f_W$ (2-1)	0			0		
単位取得 $\Delta f_W$ (3-2)	0.092	0.036	**	0.088	0.039	*
自己成長切片	3.464	0.04	***	3.658	0.037	***
自己成長 $\Delta f_W$ (2-1)	0			-0.154	0.038	***
自己成長 $\Delta f_W$ (3-2)	-0.089	0.041	*	0		
単位取得 A_W1	-0.083	0.036	*	-0.064	0.037	

注：0表記のセルは平均をゼロで固定している。

#### 4.2.3. モデルの推定値

まず、表1は、測定モデルの推定値である。ここでは、因子パターン不変性を仮定して解の推定を行ったので、男女の2つの集団の推定値と標準誤差は同じ値となった。そして、3つの観測機会においても同じ値の推定値を得ることができた。それぞれの集団内で、因子ごとに標準化した値は異なる値となるが、非常に高い因子パターンを得たということを確認することができた。これらの測定モデルの数値を見ると2つの小包AとBの値も釣り合いがとれており、3か月間の時間経過の中でも男女間に不変な因子を得たということができる。

表2は、因子間と独自性間の共分散である。「単位

取得」と「自己成長」の2つの間での相関は、4月と5月段階では、有意ではなく、この2つは、独立した関係にあるといえる。3回目の測定が行われた6月時点では、2つの差得点間の相関は男女ともに有意となり、この2つの領域間の関連性が高くなる。表3のこれらの因子の分散の値をみると、差の分散では5月段階よりも6月のほうが小さくなり、学生たちの傾向が似通ってきているようである。学生たちの学習に関する行動様式が1つの方向で集約化しているともいえよう。

表4が因子得点の平均の推定値である。図5と図6は、表4から平均の推移を計算したものをグラフにしている。この結果では、4月から5月には変化

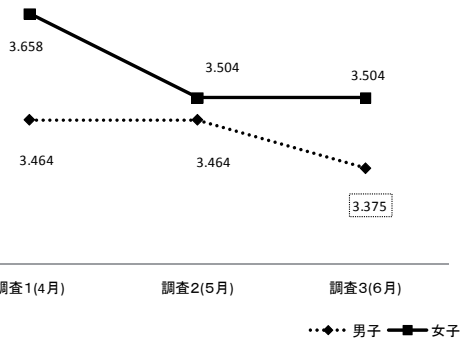


図5 自己成長因子得点の平均の推移

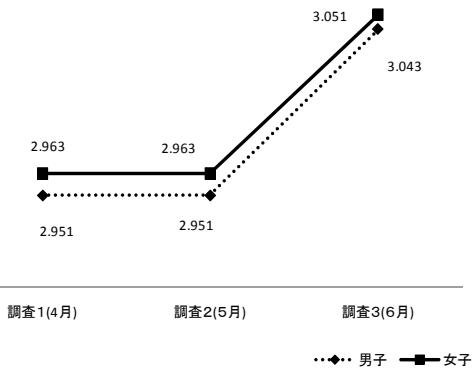


図6 単位取得因子得点の平均の推移

が起きず、6月になって、有意な変化が起きている。4月末から連休を境にして大学生が変わると言われてきた時代があった。5月になると学ぶことへの不適応的な行動が見られるとして、五月病という言葉が、これに与えられた時代もあった。このように、入学後の不適応的な行動について指摘がある（例えば、安達，1999；半澤，2006；松島・尾崎，2005など）。「自己成長」という面では、女子は、5月に下がるという変化を示している。男子の場合には、6月に自己成長への傾向が下がる。このように、この学習観の側面の変化の様相には性差がみられた。

「単位取得」という傾向は、男女間で時間経過の中で微妙なずれがみられたが、因子得点レベルでは、男女とも全く同じ傾向であるという結果を得ることができた。1ヶ月後の春学期試験を学生たちが意識するようになることによって、限られた数からの結果ではあるが、変化は6月に起きるようである。

尺度得点には観測誤差や特殊性が含まれ、これらが真の構造に覆い被さり（例えば、清水，2003）、図1や図2のような微妙な違いの原因となっていると

考えることができる。分散分析では、場合によると本質的ではないこのような微妙な違いが統計的検定に影響を与えているかもしれない。

## 5. 考察

変化の様相を潜在差得点モデルにより、今回の3ヶ月間という短い期間ではあったが、清水・三保（印刷中）の半年間にわたる結果と同じように、大学の教育の本来的な機能である「学び」を自主的に進めるという側面が失われていくことを明らかにすることができた。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、例えば、川島（2010）や溝上（2004）などが主張するように、大学の初年次教育における教育実践では「学びの転換」が必要といえる。そして、三保・清水（印刷中）や清水・三保（印刷中）でも議論しているように、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。

変化が起きるポイントを特定するには、もっと多くの測定機会が必要なようである。今回の調査は、春学期のある授業での履修者を対象として、調査協力と参加への承諾を求めた。秋学期になると心理学関係の科目ではあるが講義で取り上げる領域と授業タイトルが変わり、担当者は同じであるが、授業の履修者が大きく入れ替わることになる。このために、縦断的調査として確保できる対象者数が、大きく減少することになり、秋学期での4回目の調査は、今年度は、断念せざるを得なかった。

今回の分析では、男女の2つの集団を対象とした潜在差得点モデルの同時分析を試みた。短期間の調査に加えて、別な標本での調査を組み合わせることによって、より長い期間にわたって変化の様相を捉えることも、清水（1999b, 2003）で展開したような不完全コーホートを応用すれば、可能ではないかと考えている。同じ変数を既に大学1年生を対象として、半年間隔の縦断調査と今回の3回の縦断調査を行っている。この2つを組み合わせることで、半年間での変化をさらに詳細に検討することも可能と考えている。

潜在成長モデルでは、1つの関数を変化の軌跡として想定することになる。この想定が成立する場合には、集団内に潜在するグループをMixtureの方法で探索することができる（例えば、清水，2008cなど）。図5のような場合には、全体集団の中に、属性



としてだけではなく変化の軌跡が明確に異なる2つの集団が潜在していることになる。潜在差得点モデルのほうが、今回の結果からも分かるように、より柔軟な潜在変数モデルではないだろうか。

3回の調査から見える変化を、図2と図3のような観測変数からと図5と図6の潜在変数である因子からとを対比させてみるために、潜在差得点モデルの拡張を試みた。今回の分析では、このような変化に何が影響をあたえるのか、という観点からの分析は行っていない。ここで展開したようなSEMのモデルでは、因子間の関係については、共分散という形式でおかないと平均の推定に困難が生じるからである。これは、星野(2003)や光永・星野・繁樹・前川(2005)などが指摘するように、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からである。清水・三保(印刷中)で行った因子得点の推定をこのモデルに適用することについても、今後の検討課題としたい。

### 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.
- Bollen, K. A., & Curran, P. J. (2006). *Latent curve models: A structural equation perspective*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Cattell, R. B. (1956). Validation and intensification of the sixteen personality factor questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, **12**, 205-214.
- 千野直仁(2003). 反復測定データの分析とその周辺 教育心理学年報, **42**, 107-118.
- Flora, D. B. (2008). Specifying piecewise latent trajectory models for longitudinal data. *Structural Equation Modeling*, **15**, 513-533.
- 花井洋子・清水和秋・宮坂吉有樹・松下眞治(2009). 工業高校におけるキャリア教育の効果測定 日本キャリア教育学会第31回研究大会発表論文集, 71-72.
- 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.
- Hertzog, C., & Nesselroade, J. R. (2003). Assessing psychological change in adulthood: An overview of methodological issues. *Psychology and Aging*, **18**, 639-657.
- Hertzog, C., & Schaie, K. W. (1988). Stability and change in adult intelligence: II. Simultaneous analysis of longitudinal means and covariance structures. *Psychology and Aging*, **3**, 122-130.
- 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.
- 岩崎 学(2002). 不完全データの統計解析 エコノミスト社.
- 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.
- 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のか? 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**, 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.
- 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.
- 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 Erlbaum.
- 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* (pp.342-380). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- McArdle, J. J. (2009). Latent variable modeling of differences and changes with longitudinal data. *Annual Review of 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: Lawrence Erlbaum.
- 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.
- 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研究科『心理学叢誌』, **3**, 77-86.
- 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.
- 三保紀裕・清水和秋 (投稿中). 大学での学習観の安定性と変化—大学1年生を対象とした半年間隔での縦断調査から—.
- 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.
- Mulaik, S. A. (2010). *Linear causal modeling with structural equations*. New York, NY: Chapman & Hall/CRC.
- Nesselroade, J. R., & Baltes, P. B. (Eds), (1979). *Longitudinal research in the study of behavior and development* (pp.303-351). New York, NY: Academic Press.
- 入戸野 宏 (2004). 心理生理学データの分散分析 生理心理学と精神生理学, **22**, 275-290.
- 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 (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 (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 (2008c). 混合モデルによる熟達パターンの探索—プロ野球選手の熟達の軌跡を例として— 関西大学社会学部紀要, **40**(1), 17-37.
- 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間隔での縦断調査から— キャリア教育研究, **26**, 19-30.
- 清水和秋・花井洋子・宮坂吉有樹・松下眞治 (2009). 介入効果とその定着の解析モデル—工業高校生を対象とした6回のキャリア縦断調査から— 日本キャリア教育学会第31回研究大会発表論文集, 35-36.
- 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・三保紀裕 (印刷中). 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— 関西大学社会学部紀要, **42**(3).
- 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.
- Steiger, J. H. (1998). A note on multiple sample extensions of the RMSEA fit index. *Structural Equation Modeling*, **5**, 411-419.