

平均の構造的解析

- 発達・変化の現象への適用 -

清水和秋

(関西大学 社会学部)

0. はじめに

心理学での「はかる」という古典的な方法論は、基本的には、静的な状態や特性を対象とするものであった。ひとの心理的機能は、しかしながら、変化するものである。たとえば、ひとは活動的有機体として、生涯にわたる発達過程において、適応的に成長の道をあゆむなかで、持続的に変化していく。そして、社会的・文化的文脈が、個人の発達過程において埋め込まれていく。このようなダイナミックな発達・成長に顕れる変化の本質の解明こそが、心理学の課題であった。

ひとを静的にとらえるか、動的にとらえるか、という設問へは、日常的な概念においては、比較的簡単に答えることができるかもしれない。常識的レベルでの議論を、方法論において操作的に取り扱うことは、しかしながら、古典的な枠組みにおいては、それほど容易いことではなかった。この変化の測定をテーマとして編集された Harris(1963)と Collins & Horn (1991)や von Eye(1990)などを比較すると、この約 30 年間で理論的な進展のベースが、線形方程式モデリング (Structural Equation Modeling、以下 SEM と略す。)にあるといえよう。本稿では、SEM が古典的な方法論をいかに克服してきたのかを、解析した例を示しながら、議論してみることにする。

1. 相関行列から分散・共分散行列へ

古典的テスト理論と探索的な因子分析法は、パーソナリティの諸特性を対象として、その基本的次元の探求とこのような心理的特性をアセスメントするための道具としての尺度開発に貢献してきたといえよう。標準化したデータを対象としてきたことも、また、心理学の研究領域においては、古典的な方法論の適用の特徴でもあった。

古典的な方法の限界を、ここでは、探索的な因子分析結果の比較ということのなかで、検討してみることにする。たとえば、ある母集団から抽出した 2 つの標本をそれぞれ標本 a と標本 b とし、これらの因子パターンの類似性を最大化するために Procrustes 法を適用することを想定してみることにする。

伝統的な因子分析の場合には、標本ごとに、共通性を推定し、引き続いて、因子の回転をおこなうことになる。

標本 a の相関行列 - > 主因子法 (共通性 a) - > Varimax 法 / Promax 法 因子パターン行列 a

標本 b の相関行列 - > 主因子法 (共通性 b) - > Varimax 法 / Promax 法 因子パターン行列 b

Procrustes 法による因子軸の回転は、この因子パターン行列 a と b とを対象とすることになる。上の

比較から明らかなように、各変数の共通性は、それぞれの標本において、推定されるわけであり、この大きさを、あるいは、独自性の大きさを、操作的に取り扱うことが、古典的な枠内では、できなかつたわけである。母集団を想定はしていても、入手した標本の固有の性質を内在させたままでの解析であったともいえよう。

Lord & Novick(1968)が、そして、Joreskog(1967)による最尤法のコンピュータ・プログラムが、相関行列ではなく分散・共分散行列からの理論とデータ解析の方法論とを心理学の世界に導入した。2つの標本のある変数について、それぞれの分散を同じく a と b と表し、この2つの標本間に不変性のある因子が推定された想定してみることにする。

$$\begin{aligned} \text{標本 a のある変数の分散} &= \text{共通性} + \text{独自性 a} \\ \text{標本 b の同じ変数の分散} &= \text{共通性} + \text{独自性 b} \end{aligned}$$

なお、独自性については、2つの標本において、違いがあったと仮定している。因子的不変性を操作する方法論は、多集団同時分析での集団間のパラメータの拘束によって、はじめて実現したわけである (Joreskog, 1971)。

2. 測定モデルについての因子的不変性 (Meredith, 1993)

ここで、より一般的に表現してみることにする。まず、観測変数を \mathbf{x} 、因子パターン行列を Λ_x 、因子得点を ζ 、独自性を δ とそれぞれ表す。そして、各ベクトルあるいは行列について、2つの標本を区別するために、それぞれのものに a と b を付ける。

$$\text{標本 a} \quad \mathbf{x}^{(a)} = \Lambda_x^{(a)} \zeta^{(a)} + \delta^{(a)}, \quad \Sigma_{xx}^{(a)} = \Lambda_x^{(a)} \Phi^{(a)} \Lambda_x^{(a)'} + \Theta_\delta^{(a)}$$

$$\text{標本 b} \quad \mathbf{x}^{(b)} = \Lambda_x^{(b)} \zeta^{(b)} + \delta^{(b)}, \quad \Sigma_{xx}^{(b)} = \Lambda_x^{(b)} \Phi^{(b)} \Lambda_x^{(b)'} + \Theta_\delta^{(b)}$$

測定モデルについての因子的不変性は、パラメータ行列である Λ_x 、 Φ 、 Θ_δ について、2つの標本間での拘束によって、次の4つを定義することができる (狩野, 1997)。

(1) 布置不変性 (configural invariance) : 1.0 と固定した因子パターンの要素を除いて、残りのすべての要素) を自由推定とする因子不変性モデル。これは、2つの集団間での観測変数と潜在変数との関係性の構造は同じとするが、関係の強さの程度に関しては、集団間での相違を許容するモデルである (Horn, McArdle, & Mason, 1980)。

(2) 因子パターン不変性 (factor pattern invariance) : 2 集団間の因子パターンの全要素を同値として拘束する因子不変性モデルである。すなわち、 $\Lambda_x^{(a)} = \Lambda_x^{(b)}$ である。このモデルでの集団間の差異は、独自性と因子の分散・共分散について自由に推定した値にあらわれる。

(3) 強因子的不変性 (strong factorial invariance) : この因子不変性モデルは、(2)の因子パターンの同値拘束に加えて、2 集団間の独自性を同値として拘束するものである。すなわち、 $\Lambda_x^{(a)} = \Lambda_x^{(b)}$ と $\Theta_\delta^{(a)} = \Theta_\delta^{(b)}$

である。このモデルでは、自由に推定される因子の分散・共分散だけが、集団間の差異となるわけである。

(4)厳格な因子的不変性(strict factorial invariance)： 共通因子分析モデルの全構成要素が、2つの集団間で同値であるとする最も厳格な因子的不変性のモデルである。すなわち、 $\Lambda_x^{(a)} = \Lambda_x^{(b)}$ と $\Theta_\delta^{(a)} = \Theta_\delta^{(b)}$ そして $\Phi^{(a)} = \Phi^{(b)}$ である。このモデルが成立すると2つの集団間で測定が完全に等価であるといえるわけである。

ここでの議論は、標本数を2としているが、g個としても、同様である。そして、このような集団間にわたるパラメータ拘束を構造モデルについてもおくことができる。

3. 変化についての統計量

発達・成長の現象は、縦断的に収集したデータによって、その様相が観測変数の得点の変動として顕れる。古典的テスト理論の形式において、ある個人*i*の観測変数 x についての得点 x_i を表すと次のように書くことができる。

$$x_i = t_i + e_i$$

ここで、 t_i は真の得点、 e_i は誤差とする。この関係において、1つの変数について、t回の観測を繰り返して得られたデータがあるものと想定してみることにする。観測誤差も含みながら現象の様相を記述することは、平均値の値を測定機会（あるいは、測定した時間さらには測定時の被験者の年齢など）ごとに折れ線グラフとしての表示でおこなうことができる。そして、時間経過や成長とともに変動する平均値に、線形関数や非線形関数（ロジスティック関数、ゴンペルツ関数やこれらの複合関数）などを当てはめ、このような関数を構成するパラメータを推定することによって、成長曲線の形を説明することが、知能の発達に関する研究において、おこなわれてきた。このような古典的な方法は、あくまでも、観測得点 x_i を対象とするものであり、真の得点における変化の様相を明らかにするものではなかった。

変化の本質的な様相を、素点 x_i ではなく、真の得点 t_i に求めることが、どのようにして可能となったのであろうか。ここでは、代表的な方法をいくつか紹介し、検討を加えてみることにする。

3.1 安定性の評価

3.1.1 simplex モデル

再検査法は、心理学での信頼性を推定するための有力な方法として使用されてきた。2つの観測機会間での時間的経過のなかでも、被験者個人間の変動が、相関係数の値に反映される。安定性の評価とも呼ばれるこの観測変数の機会間相関は、真の得点間の相関ともみなされてきた。観測機会を複数に増やすと、測定機会間が近ければ相関係数が高く、遠ければ低くなることが知能の発達や学習に関する研究の中で報告されてきた。すなわち相関行列の対角線に近い相関係数の値は高く、対角線から離れれば離れるほど低くなるわけであり、このような相関行列を simplex 構造と呼ぶ。観測変数間の

相関ではなく、因子のレベルにおいて、観測機会が隣り合う因子の間で安定性を評価するための方法として、Joreskog(1970)は、simplex モデルを提案している。simplex モデルを Mandys, Dolan & Molenaar (1994)は、因子の平均の推定モデルへと拡張することを、独自の非線形推定を組み込むモデルを試みている。

Bast & Reitsma (1997)は、単一の指標からのモデルである simplex が測定誤差間に相関がないと仮定せざるを得ないために誤った結論を導くかもしれないなどの simplex への批判を紹介し、複数の変数（多重指標）の simplex モデルを提案している。複数の変数からのモデルでは、因子的不変性を観測機会間に設定することが可能であり、全く同一の測定の単位で、そして、全く同一の信頼性をもつ構成概念を測定しているかどうかの検証が可能となることに言及し、そして、平均構造の解析もおこなっている。

発達現象のデータを縦断的に収集する際には、観測機会間の時間管理を慎重におこなう必要がある。観測機会間が均等でない場合、1変数の縦断の場合には特に、simplex モデルの有効性は、疑わしくなる。simplex モデルは、観測変数の数とに対して推定する潜在変数の数があまりにも多いために、識別性を確保するために、パラメータ間にデータによっては不自然なほどに拘束をおく必要があることがある。その意味で、Bast & Reitsma (1997)の試みは、興味深いものではある。

3.1.2 縦断的因子分析モデル

変化の過程に、研究との関心と方法論の展開に努力を払ってきたのは、生涯発達心理学の研究者たちであった。たとえば、Nesselrode & Baltes (1984) が展開しているように、共分散構造分析あるいは SEM を縦断的あるいは繰り返し測定したデータに積極的に適用することによって、真の得点レベルでのモデル化が可能となったからである（Nesselrode & Baltes, 1979）。

伝統的な探索的因子分析の手法では、繰り返した観測変数と因子との関係に拘束をかけることができない。このため、たとえば、測定の機会が2回あり、この2回とも同一の検査尺度を繰り返して実施した場合、これらの2回の観測変数の探索的因子分析からは、明快な解を得ることがむずかしい。この明快さとは、調査を企画した者がいかに仮説が、結果において、簡潔に表現されたかどうかということである。生涯発達心理学分野で実証的な観点から方法論を追求してきた研究者たちが、SEM 注目してきた理由は、発達過程において生起する現象や変化と安定性に関する仮説をモデルとして記述することができる、ことにある。そして、このようなモデルとデータとの適合度を評価することができることにある。たとえば、2回の繰り返し測定において、1回目の観測変数と因子との関係が、2回目においても同一の関係性をもつかどうか、という仮説は、SEM の典型的な問題なのである（Joreskog,1979）。因子的に不変であることを証明することによってはじめて、等価性(equivalence)のある測定を繰り返すことができた、といえるわけである（Collins & Horn, 1991; Meredith, 1993; Nesselrode,1983）。

因子分析モデルは、SEM の測定モデルにすぎない。発達過程において生起する因果関係をモデルとして記述することができることに、生涯発達心理学者たちは、期待したわけである。そして、この因

果関係を SEM では、潜在変数（あるいは因子）間の関係性としての構造モデルにおいて、モデル化することを強調してきたわけである。

「因果モデル」は、社会科学において創られた最も不幸な用語の 1 つであるかもしれない（Hertzog, 1990）。実験的に操作されない変数や標本から、因果的な影響を、SEM は、魔法のように取り出すことができるわけではない。因果関係の検証が、このような批判（Cliff, 1983）にさらされるのは、心理学分野での一般的な研究では、内生変数と外生変数とを区別しにくいからである。縦断的にあるいは繰り返して調査した場合には、しかしながら、先行変数と後続変数との間に、因果モデルを仮定することは、自然であるといえる（清水, 1997）。

平均構造を取り扱う共分散構造モデルにおける最初の提案をした Sorbom (1974)は、2 つ以上の複数集団の同時分析モデルを展開した。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（Bollen, 1989）。縦断的データの解析モデルでは、同じ変数が繰り返してモデルに内にあることから、この拘束や観測変数の切片に拘束をかけることによって識別性を確保することができる。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わけである（豊田, 1997）。そして、複数の標本からの縦断的データの場合には、この 2 つの方法を組み合わせ、平均の構造を検討することができる。なお、本稿では、縦断データに検討を加えることによって、ダイナミックな変化の様相を因子得点において求めてみることにする。

3.1.3 潜在成長モデル

1 つの変数について、複数機会の観測をしたデータの共変動の解析方法として、Cattell(1952)は、T-技法因子分析を提案した。Cronback(1967)は、1 つの縦断的な知能のデータに対して、複数の因子分析手順（初期因子の推定方法と因子軸の回転方法）を適用し、時間としての変数に潜在する共通因子が、解析で使用されるこの手順によって異なることを例証し、きわめて強い批判をおこなった。

simplex モデルは、実は、この批判を克服しようとする方法論を SEM の文脈において、追求したものともしえる。もう 1 つの方向は、Wohlwill(1973)による、安定性のある変数における個人差という観点から、発達関数を何らかの形でモデル化する可能性についての議論をベースとして提案された潜在成長（latent growth）曲線モデルである。McArdle(1986, 1988)や McArdle & Epstein(1987)、そして Meredith & Tisak (1990)は、潜在成長の姿を、切片の因子（すべての変数の因子パターンを 1 に固定）と傾きの因子（因子パターンの値に観測機会の時間関数を挿入）とを定義することによって実現した（清水, 1999a, b, 2000）。

潜在成長モデルの線形多項式については、2 次関数での表現や指数関数あるいはゴンペルツ関数の適用など、単純な線形モデルから複雑化してきている(McArdle, 1998; McArdle & Hamagami, 1996, 1997; 清水, 2000)。複雑ではあっても、基本的には、多項式の回帰係数を固定するモデルに対して、Browne (1993)は、変化についての指数・対数・ゴンペルツ関数を定義し、この関数のパラメータを推定する非線形モデルを提案し、構造的潜在曲線（structured latent curve）モデルと呼び、McArdle らによる線形の潜在成長曲線（latent growth curve）モデルと区別している。豊田(2000)もこの解析をおこなっている。時間経過のなかで起きる変化を説明するには、MacCallum, Kim, Malarkey &

Kiecolt-Glaser (1997)も論じているように、このような線形モデルと非線形モデルの2つの枠組みのいずれが優れているかは、実際のデータの関係において、今後さらに検討されていく課題であろう。

4. 平均の構造化

観測変数 x の切片のベクトルを τ_x と表すことにする。この測定モデルは、

$$x = \tau_x + \Lambda_x \xi + \delta$$

と定義することができる。ここで、 $E(\delta) = 0$ とおき、そして $E(\xi) = \kappa$ とすると、観測変数の期待値ベクトルは

$$E(x) = \tau_x + \Lambda_x \kappa$$

と表すことができる(Joreskog & Sorbom, 1989)。

ここでは、不変性に関する例示と同じように2つの標本を次のように表してみることにする。

$$x^{(a)} = \tau_x + \Lambda_x \xi^{(a)} + \delta^{(a)}$$

$$x^{(b)} = \tau_x + \Lambda_x \xi^{(b)} + \delta^{(b)}$$

この2つの式では、「(2)因子パターン不変性」を前提として、2つの標本の因子パターン行列が全く同じとして、添え字をつけていない。同じく、観測変数の切片も、2つの集団に同じとして、識別性を確保している。

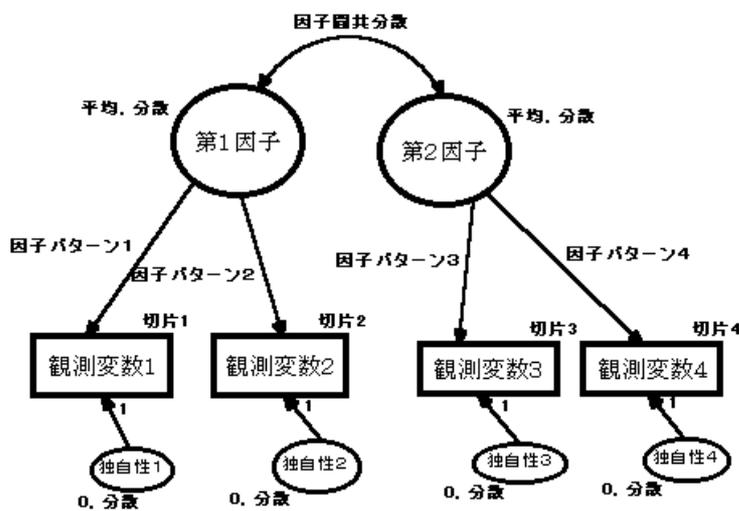


Fig.1 4変数2因子の構造平均モデル

ここでは、SEM のソフトで解析するための手順について簡単に説明しておくことにする。左の Fig.1 は、Amos (Arbuckle, 1999) で、観測変数を4とし、因子数を2として、描いたものである。Amos では、切片の推定を指示しても因子の平均は独自性の平均のようにゼロがデフォルト挿入された状態のままである。この図は、自由推定する集団のものとする。因子パターンについては、それぞれの集団のパス図において、各因子の1つの値を1に固定

する必要があり、「因子パターン不変性」を構築するには、固定したものと推定する因子パターンとは2つの集団で同じ設定としなければならない。変数の切片も同様である。この図を集団 b とすると集団 a の因子の平均は、ゼロと固定することになる。そして、「因子パターン不変性」に不変性のレベルをとどめるなら、集団 a と集団 b で、異なるパラメータ名にしなければならないのは、因子の分散と

因子間共分散そして独自性の分散である。

5. 解析に使用する縦断データ

5.1 調査対象

愛知県下のある中学で、全校生徒を対象として、1988年12月、1989年6月、1989年12月そして1990年12月の計4回の調査をおこなうことができた。Table 1のコーホートは、生徒たちの中学への入学年のことである。この全体データでは、半年間隔で1年前期(6月)から3年の後期(12月)までを完全にカバーするデータはない。コーホート87、88そして89をあわせれば、中学3カ年の全体をカバーすることができる。半年間隔であるので、時間関数を1.0から3.5としてみることにした。なお、本稿の解析では、270名からなるコーホート87のデータと205名(男子110名、女子95名)からなるコーホート88のデータを使用する。

Table 1 キャリア発達縦断データの構成

	コーホート86	コーホート87	コーホート88	コーホート89	コーホート90	time関数
1年前期				●		1.0
1年後期			●	●	●	1.5
2年前期			●			2.0
2年後期		●	●	●		2.5
3年前期		●				3.0
3年後期	●	●	●			3.5

5.2 観測変数

教育的進路成熟尺度 (ems)

キャリア発達については「ems：教育的進路成熟尺度」を取り上げる。この尺度の作成では、「進学や上級学校の選択を課題とした「教育的進路成熟」についての項目を自律性、計画性、関心性の3つの領域を想定しながら各領域5項目を作成した(清水(1999a, Appendix 1)参照)。尺度の信頼性については、坂柳(1992)が第1回調査データを学年別に分析し、係数が0.948から0.774であることを報告している。キャリア発達については「教育的進路成熟尺度」と「職業的進路成熟尺度」の2つの尺度である。これらの尺度の作成では、まず、「教育的進路成熟」について、進学や上級学校の選択を課題とした「教育的進路成熟」についての項目を自律性、計画性、関心性の3つの領域を想定しながら各領域5項目を作成している(清水(1999, Appendix 1)参照)。なお、これらの尺度の信頼性については、坂柳(1992)が第1回調査データを学年別に分析し、係数が0.948から0.774であることを報告している。

状態不安 - 特性不安 (ans - ant)

不安の傾向については、清水・今栄(1981)の状態・特性不安尺度を使用した。この尺度に関しては、清水(1997,1998)と同じく、奇遇法で折半した下位尺度をそれぞれ2つずつ構成して、状態と特性との2つの側面についての潜在変数(あるいは因子)を定義することができるようにした。特性不安の特性不安の2つの下位尺度については、antaとantbとし、この変数名の途中に調査回数を入れている。

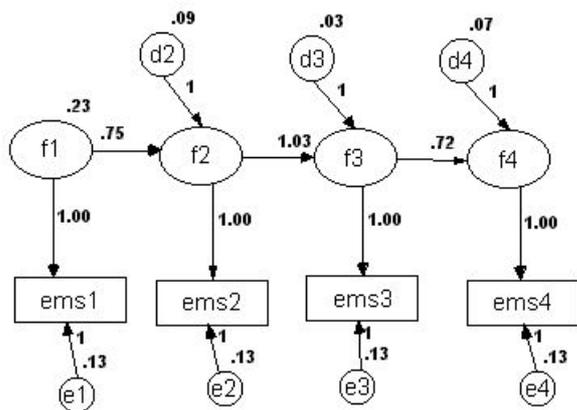
同じく状態不安の下位尺度についても、ans1a と ans1b は、第 1 回調査のものである。なお、不安尺度に関する調査は、1988 年 12 月と 1989 年 6 月の 2 回だけである。

自己効力感 (effepln、 effdm)

自己効力感に関して、調査時点で自信の程度を 5 件法で回答を求めた。まず、「 effpln : 進路計画立案効力感」尺度は、「進学先を決めるのに必要な資料・情報を自分で集めること」「進学のための目標や計画をはっきりと立てること」「希望する職業を決めるのに必要な資料・情報を自分で集めること」「希望する職業を実現するための目標や計画をはっきりと立てること」の 4 項目からなる。「 effdm : 進路意思決定効力感」尺度は、「自分に合う進学先を決めること」「進学した後、充実した学校生活を送ること」「自分に合う職業を決めること」「就職した後、充実した職業生活を送ること」からなる。

6. 解析結果

6.1 simplex モデル



Chi Square = .596 df = 2 p = .742
RMSEA = .000

Fig.2 Simplex Model for Educational Maturity Scale of Cohort 88, N=205
time 1(Dec, 1988), time 2 (Jun, 1989)
time 3(Dec, 1989), & time 4 (Dec, 1990)

ems3 との間隔は、半年間である。ems3 と ems4 との間隔だけが 1 年間である。これらの安定性は、Fig.2 にあるように、観測機会の間隔を反映しているのかどうか明確にはいえない。因子得点を標準化した値で、これらのパス係数をみってみると順に.77、.94、そして.81 となっている。第 1 回と第 2 回の安定性が、半年間間隔であるにもかかわらず、第 3 回と第 4 回の 1 年間隔と同じ水準にあることの理由を、ここでの情報では明らかにすることはできない。Bast & Reitsma (1997)のように、他の変数と組み合わせた simplex モデルを構築することによって、測定機会間の時間間隔を何らかの形式でパラメータ化することで、追求できるかもしれない。ここでは、今後の課題としておくことにする。

この Simplex 解は、コーホート 88 の全体データを対象としたものである。このモデルの構築では、4 回の独自性の分散に関しては、同一なるように拘束をかけて推定をおこなっている。各因子の攪乱項の間には、拘束をかけずに自由推定としている。観測機会が 4 回の今回のモデルでは、自由度が 2 となった。このように、simplex モデルは、1 つの観測変数に対して 1 つの潜在変数をおき、この潜在変数間にパス関係をおくというものである。図にあるように、このモデルの適合度はほぼ完全な適合度といえるものとなっている。

今回のコーホート 88 データの ems1 と ems2 との間隔は、そして、ems2 と

6.2 潜在成長モデル

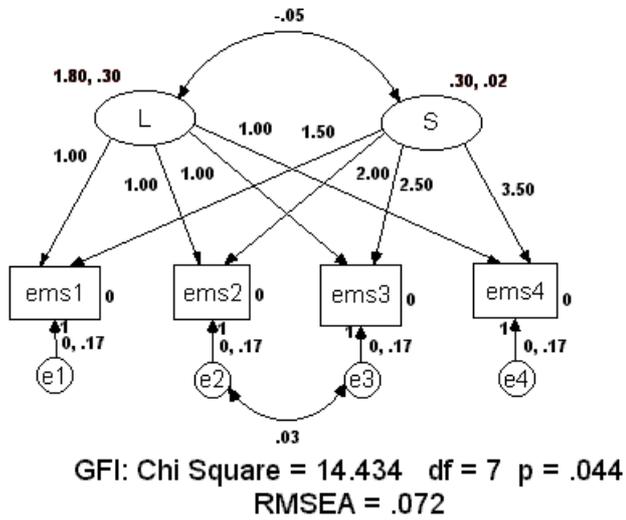


Fig. 3 Latent Growth Model for Educational Maturity Scale of Cohort 88

潜在成長モデルで、切片の因子は、各観測変数の因子パターンを1に固定した推定をおこなっている。傾斜の因子の因子パターンは、コーホート88の時間関数をそのまま固定パラメータとしている。

モデルの適合度は、それほどよくない。修正指標を手がかりにe2とe3の誤差間の共分散をおいてみたが、Fig.3の以上の適合度を得ることはできなかった。

この線形モデルの解析結果から推定された「教育的進路成熟」の傾向は各観測機会のもどすと順に 2.253、2.404、2.554、そして2.856となった。

清水(1999a)では、Table1のコーホート87と88のデータに、男女別を加味した同時分析を適用して、左の図を報告している。Fig.3のような線形の潜在成長モデルを適用したわけであるから図にあるように理論値は、線形となっている。

この図で2年よりがコーホート87で、1年よりがコーホート88である。2つのコーホートともTable1に示したように半年間隔でのすべての調査機会に回答しているわけではない。複数標本の同時分析モデルとすることによって、このような観測機会の欠落があったとしても、多集団同時分析を適用することによって、推定することが可能となるのである。

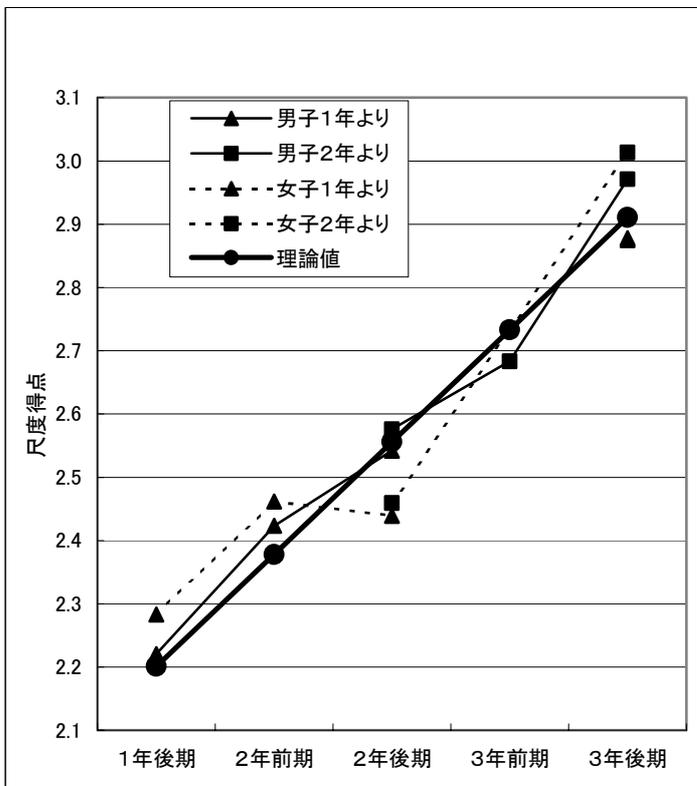
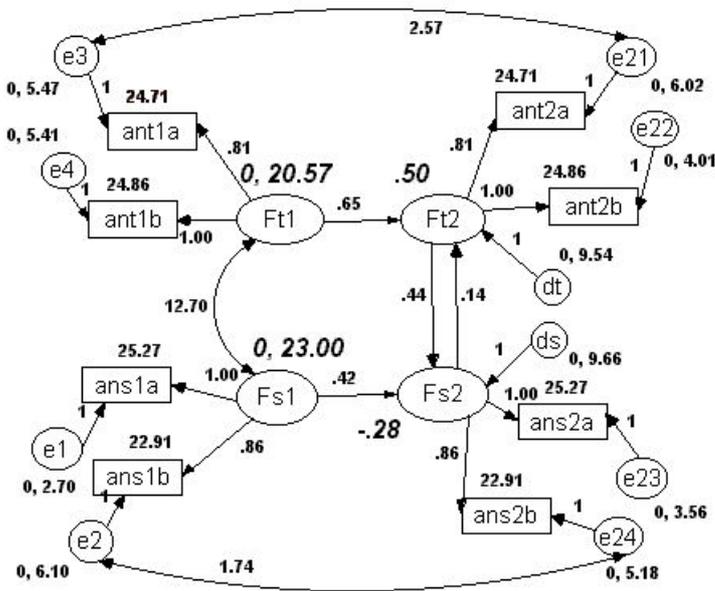


図 教育的進路成熟の観測平均と推定理論値 (清水,1999a,p.36 より)

6.3 2回の縦断的な双方向パスと平均のモデル（状態不安・特性不安について）



GFI: Chi Square = 19.623 df = 17 p = .294 RMSEA = .024

Fig. 4 Longitudinal Relationships among Trait and State Anxiety Subscales with structural means for half year interval data (Cohort 87, N=270)

SEM は、構成概念の検証をおこなう方法論として優れている。ここで取り上げた状態不安・特性不安については、清水（1987, 1989, 1999b）において、パスの係数の関係において主に検討を加えてきた。この状態と特性との関係を、平均をモデルに導入することによって、より明確にとらえてみることにする。そして、ここでは、双方向のパスの関係についても検討を加えてみることにした。

左の Fig.4 の観測変数は、特性不安と状態不安の2つの尺度を奇遇法で折半したものである。Ft1 は第1回の特性不安の因子であり、Fs1 は、状態不安の因子である。これらの因子から第2回の測定のそれぞれに対応する特性と状態の因子にパスを引き、この第2回目の因子間について

は、特性因子 (Ft2) から状態因子 (Fs2) へ、逆に、状態因子から特性因子へと双方向のパスを引いた。

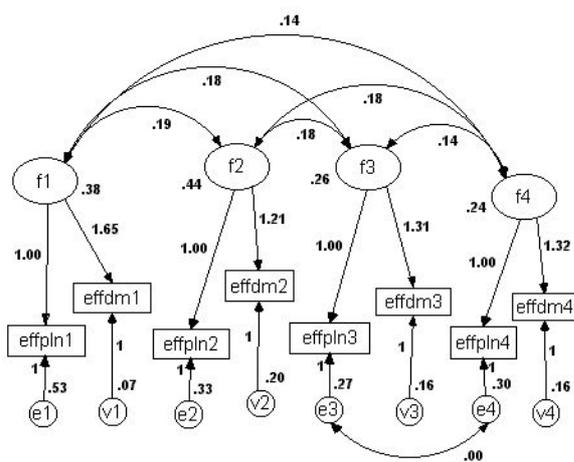
これらの因子について、第1回目の因子得点の平均については、ゼロに固定し、第2回目は、自由推定とした。このモデルの識別性を確保するために、第1回と第2回の対応する観測変数の切片は同じに拘束した。そして、各回の因子的不変性を確保する意味で、因子パターンについても同じく、拘束をおこなった。Fig.4 の独自性間の共分散を特性と状態のそれぞれにおくことによって、モデルの適合度は飛躍的に高くなった。半年間隔の繰り返しによる共分散を誤差間におくことは、SEM によって実現した方法でもあり、縦断データの場合には、この誤差間の共分散の仮定は、不自然な仮定ではない。

この解析で、まず、Ft1 から Ft2 へのパス係数 (0.649<0.076 : 標準誤差、8.536 : 検定統計量) の方が、Fs1 から Fs2 へのパス係数 (0.421<0.060、7.046) よりも高い。すなわち、特性不安の方がやや安定性が高いといえるわけである。第2回の双方向のパスでは、特性から状態へのパス係数が (0.436<0.081、5.404) であり、状態から特性へのパス係数が (0.135<0.091、1.483) となり、前者だけが有意となったわけである。因子得点の平均についての値と標準誤差および統計検定量は、Ft2 が 0.504<0.245、2.055>で、Fs2 は -0.282<0.274、-1.032>となり、特性不安の高まりが有意なものとなった。このコーホート 87 は、第1回調査から第2回調査にかけて、生徒たちは、2年の後半から受

験準備が本格化する3年生の前期へと進級しているわけであり、特性不安が高くなることは、この構成概念の意味からみて当然の結果といえる。そして、状態不安は、その状況のなかで喚起される不安感であるから、ここで得た結果は、この概念に適切な結果であったといえよう。

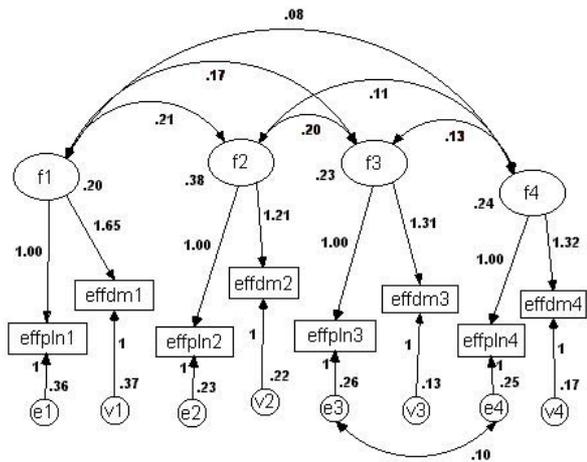
6.4 複数集団の同時縦断的因子分析と平均の構造化の比較

6.4.1 男子と女子の同時縦断的因子分析 - 進路効力感尺度について



GFI: Chi Square = 39.851 df = 31 p = .132
RMSEA = .038 AIC = 121.851

Fig. 5-a Simultaneous Longitudinal Factor Analysis Model for Male and Female Data (Male, N=110)



GFI: Chi Square = 39.851 df = 31 p = .132
RMSEA = .038 AIC = 121.851

Fig. 5-b Simultaneous Longitudinal Factor Analysis Model for Male and Female data (Female, N=95)

縦断的同時分析のモデルの拘束は、ここでは、「(2)因子パターン不変性」のレベルにおいた。2つの集団に同時分析を適用した最初の解のRMSEAは、0.05を少しではあるが越えた。修正指標を検討すると、女子のe3とe4との間の指標がもっとも高かった。男子では、この部分に修正指標の指摘は、なかった。Amosのパスグラフィックスでは、1つの集団に与えた共分散やパスは、他の集団にも適用されるので、Fig. 5-aの男子については、このe3とe4との共分散をゼロに固定して、推定をおこなったところ、1つの追加にもかかわらず適合性は急激に高まった。

発達や変化の測定を繰り返す場合、測定の内容についての記憶効果などの要因が混入することは避けることができない。測定に付随する攪乱要因からの分散あるいは共分散を、本質的に議論し、検証しようとしているモデルから排除する方策は、誤差あるいは特殊性の混入する心理学での変化の測定では必須の要件でもある。このような誤差あるいは独自性間の共分散の推定については、上でも指摘したように、SEMのもたらした恩恵といえるのではないだろう。

6.4.2 複数集団同時縦断的因子分析の構造平均モデル

ここでは、まず、男子集団のすべての因子得点の平均をゼロとおき、女子の因子得点の平均を自由

推定とするモデル検討してみることにする。

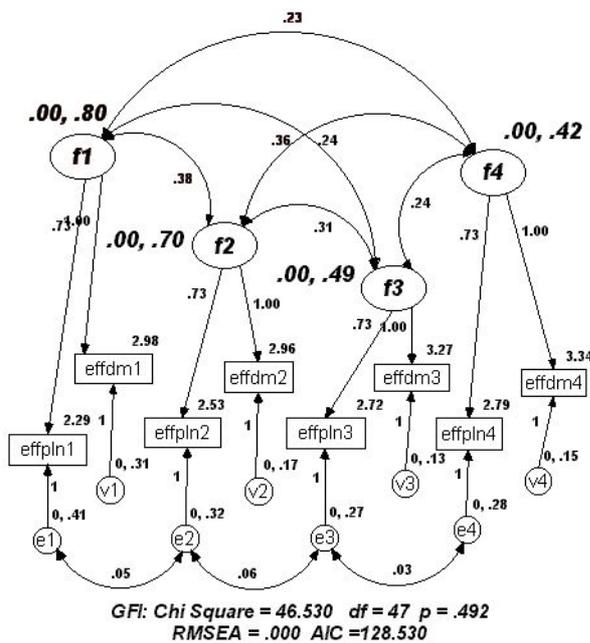


Fig. 6-a Simultaneous Longitudinal Factor Analysis Model with Structured Means for Male and Female Data (Male, N=110, Factor Score Means=0)

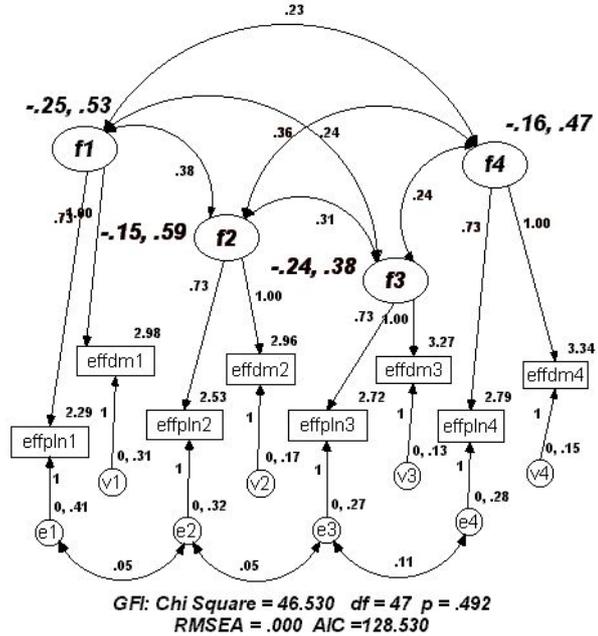


Fig. 6-b Simultaneous Longitudinal Factor Analysis Model with Structured Means for Male and Female data (Female, N=95)

この分析では、Fig. 5の誤差間の共分散に加えてe1とe2、e2とe3、そしてe3とe4の間に、男女ともに共分散を仮定することによって、「(4)厳格な因子的不変性」のモデルにおいて、非常に高い適合度を得ることができた。すなわち、因子の分散と平均値、および誤差間の共分散だけに、2つの集団間での違いを許容したわけである。集団間で因子得点は、同一の因子の構成である時に、より厳密な比較が可能となるのではないと考えてこのような追求をおこなったわけである。なお、この分析では、観測変数の切片は、男女間で同一としている。

高い適合性のある結果を得ることができたが、ここで検討したモデルでは、発達・変化のモデル化において適切であったとはいえない。Fig.6-aの男子集団のすべての因子の平均をゼロと固定しているわけであり、この仮定は、男子の自己効力感が変動しないとしていることになる。女子の因子得点の平均を自由推定にしても、男子の対応する調査機会との相対的な関係において、平均が推定されているわけであり、このためか、女子の効力感の変動も、学年とは関係しないようである。

6.4.3 複数集団同時発達の因子分析の構造平均モデル

ここで発達のとしたのは、1標本での縦断的データでの因子得点の推定モデルを、複数集団の同時分析に拡張することを明示するためである。このモデルでは、因子得点の平均について、基点となる集団の1つの調査機会だけをゼロと固定して、この集団だけではなく、比較対照の集団の因子得点

の平均はすべて自由推定としてみるわけである。

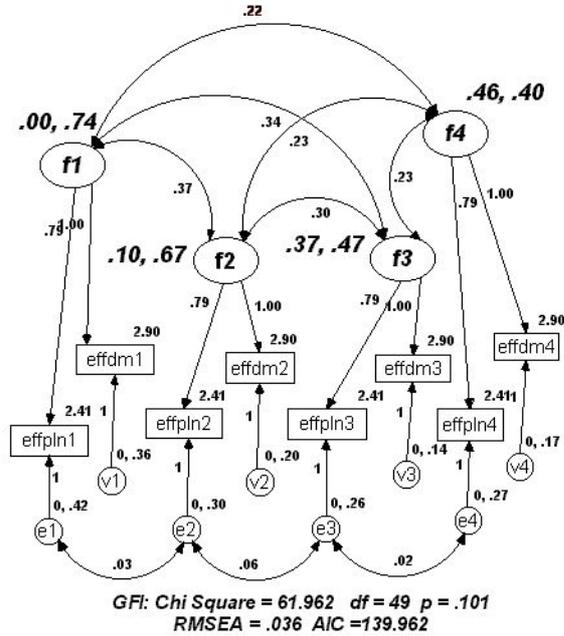


Fig.7-a Simultaneous Longitudinal Factor Analysis Model with Structured Means for Male and Female Data (Male, N=110, First Factor Mean =0)

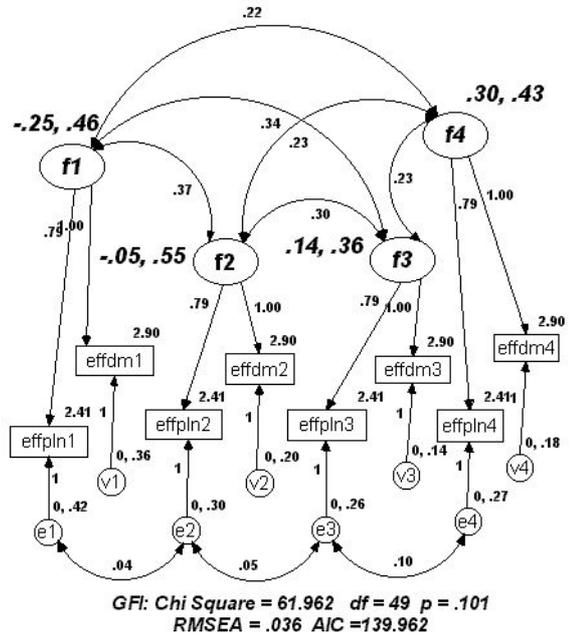


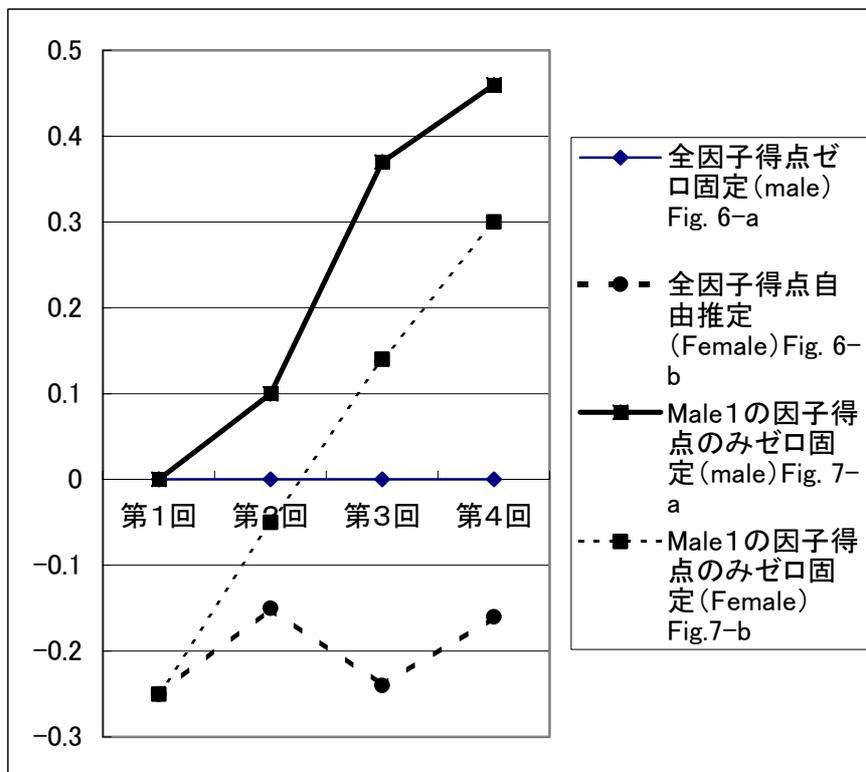
Fig. 7-b Simultaneous Longitudinal Factor Analysis Model with Structured Means for Male and Female data (Female, N=95)

この複数集団同時発達の因子分析の「(4)厳格な因子的不変性」のモデルの適合度は、AIC や他の適合度指標を Fig.6 と比べると多少悪くなる。悪くなるとはいっても、モデルを受け入れることができレベルの適合度水準にある。しかしながら、さらに適合度と関係において、モデルを検討する余地はある。

ここでは、Fig.6 のモデルと Fig.7 のモデルとを比較することに目的があったので、同じレベルの厳格な不変性の下で、この2つの分析結果について、それぞれの因子得点の平均を、整理したものが Table 2 である。

Table 2 因子得点の比較

	第1回	第2回	第3回	第4回
全因子得点ゼロ固定 (male) Fig. 6-a	0	0	0	0
全因子得点自由推定 (Female) Fig. 6-b	-0.25	-0.15	-0.24	-0.16
標準誤差	0.31	0.12	0.10	0.11
検定統計量	-1.93	-1.19	-2.31	-1.51
Male1の因子得点のみゼロ固定 (male) Fig. 7-a	0	0.10	0.37	0.46
標準誤差		0.10	0.09	0.10
検定統計量		0.97	4.13	4.60
Male1の因子得点のみゼロ固定 (Female) Fig. 7-b	-0.25	-0.05	0.14	0.30
標準誤差	0.13	0.13	0.12	0.12
検定統計量	-1.96	-0.41	1.17	2.41



この図から明らかなように、自己効力感の変動に関しては、Fig. 7の複数集団同時発達の因子分析モデルの因子得点の方が、学年との相関関係を描き出すことに成功しているようである。しかしながら、潜在成長モデルのように、ここで検討した段階では、時間関数をモデルの中に組み込むことができていないことを指摘しておきたい。

図 複数集団同時縦断的因子分析と複数集団同時発達の因子分析の因子得点の推定値

7. 最後に

SEM は、 $\Sigma(\theta)$ として共分散構造をモデル化することを可能にした。この複数集団の同時分析によって、因子的不変性の検証が実現したわけである。集団間において不変な因子を確保しながら、 $\mu(\theta)$ の平均構造を検討することは、本稿において検討してきたように、変化や発達の研究において有力な方法論となってきた。simplex モデルや縦断的因子分析モデルとして、あるいは潜在成長モデルとして、過去には独立したあるいは並列したモデルとして実証的にそして応用的に研究されてきたものが、 $\mu(\theta)$ としての構造平均を意識することによって、相互に影響しながら、そして、実際のデータとの相互作用のなかで、さらに研究が深まることを期待したい。

欧米ではここで紹介してきたモデルの研究が盛んである。縦断的なデータの蓄積には、長年にわたる継続的な研究の体制が必須である。モデルは、データがあってはじめて、検討することができるのである。政策の立案に貢献するためには、測定の不変性を何らかの形で確保することが必要である。縦断的なデータに、繰り返しの ANOVA や MANOVA を適用する研究があるが、このような研究方法論では、 $\Sigma(\theta)$ における因子的不変性を確保しているとはいえない。欧米でのアルコールやたばこあるいは薬物に関する介入研究などにおいて、SEM を活用しているのは、ここに理由があるのではないだろうか。

ダイナミックな姿を堅実な土台の上で描くには、データの収集の管理が重要である。たとえば、年

齢を時間関数として使用する場合には、今回のような学校全体での一斉調査は、意味をなさない。満年齢に達する日に調査をするなどして、年齢を統制することが条件となる。そして、調査の項目や尺度など、調査内容の質も重要な要因である。データの欠損は、横断的に調査に比べものにならないほどに発生する。このように多大な労力をかけなければならないのは、縦断的データでなければ、ダイナミックに変化する様相を $\Sigma(\theta)$ と $\mu(\theta)$ において描き出すことができないからである。

引用文献

- Arbuckle, J. L. (1999). *Amos Users' Guide Version 4.0*. Chicago, IL: SmallWaters.
- Bast, J., & Reitsma, P. (1997). Matthew effects in reading: A comparison of latent growth curve models and simplex models with structured means. *Multivariate Behavioral Research*, **32**, 135-167.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Browne, M. W. (1993). Structured latent curve models. In C. M. Cuadras & C. R. Rao (Eds.), *Multivariate analysis: Future directions 2* (pp. 171-197). Amsterdam: North-Holland.
- Cattell, R. B. (1952). *Factor analysis*. New York: Harper.
- Cliff, N. (1983). Some cautions concerning the application of causal modeling methods. *Multivariate Behavioral Research*, **18**, 115-126.
- Collins, L. M., & Horn, J. L. (Eds.). (1991). *Best methods for the analysis of change*. Washington, DC: APA
- Cronback, L. J. (1967). Year-to year correlations of mental tests: A review of the Hofstatter analysis. *Child Development*, **38**, 283-289.
- Harris, C. W. (Ed.). (1963). *Problems in measuring change*. Madison: University of Wisconsin Press.
- Hertzog, C. (1990). On the utility of structural equation models for developmental research. In P. B. Baltes, D. L. Featherman and R. M. Lerner (Eds.), *Life-span development and behavior* (Vol. 10, pp.257-290). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Horn, J. L., McArdle, J. J., & Mason, R. (1983). When is invariance no invariant: A practical scientist's look at the ethereal concept of factor invariance. *Southern Psychologist*, **1**, 179-188.
- Joreskog, K. G. (1967). Some contributions to maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, **32**, 443-482.
- Joreskog, K. G. (1970). Estimation and testing of simplex models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **23**, 121-145.
- Joreskog, K. G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, **36**, 409-426.
- Joreskog, 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.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications* (2nd ed.). Chicago, IL: SPSS Inc.

- 狩野 裕 (1997) グラフィカル多変量解析 現代数学社
- Lord, F. D., & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- MacCallum, R. C., Kim, C., Malarkey, W. B., Kiecolt-Glaser, J. K. (1997). Studying multivariate change using multilevel models and latent curve models. *Multivariate Behavioral Research*, **32**, 215-253.
- Mandys, F., Dolan, C.V., & Molenaar, P.C.M. (1994). Two aspects of simplex model: Goodness of fit to linear growth curve structures and the analysis of mean trends. *Journal of Educational and Behavior Statistics*, **19**, 201-215.
- McArdle, J. J. (1986). Latent variable growth within behavior genetic models. *Behavior Genetics*, **16**, 163-200.
- McArdle, J. J. (1988). Dynamic but structural equation modeling of repeated measures data. In J. R. Nesselroade & R. B. Cattell (Eds.), *Handbook of multivariate experimental psychology* (2nd ed.) (pp. 561-614). New York, NY: Plenum Press.
- McArdle, J. J. (1998). Modeling longitudinal data by latent growth curve methods. In G. A. Marcoulides (Ed.), *Modern methods for business research* (pp.359-406). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- McArdle, J. J., & Epstein, D. (1987). Latent growth curves within developmental structural equation models. *Child Development*, **58**, 110-133.
- McArdle, J. J., & Hamagami, F. (1996). Multilevel models from a multiple group structural equation perspective. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advances structural equation modeling: Issues and Techniques* (pp. 89-124). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 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.
- Nesselroade, J. R. (1983). Temporal selection and factor invariance in the study of development and change. In P. B. Baltes & O. G. Brim, Jr. (Eds.), *Life-span development and behavior* (Vol. 5) (pp.59-87). New York: Academic Press.
- Nesselroade, J.R., & Baltes, P. B. (Eds.). (1979). *Longitudinal research in the study of behavior and development*. New York: Academic Press.
- Nesselroade, J.R., & Baltes, P. B. (1984). From traditional factor analysis to structural-causal modeling in developmental research. In V. Sarris & A. Parducci (Eds.), *Perspectives in psychological experimentation: Toward the year 2000* (pp.267-287). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- 坂柳恒夫 (1992) 中学生の進路成熟に関する縦断的研究 愛知教育大学教科教育センター研究報告第 16 号, 299-308
- 清水秀美・今栄国晴 (1981) STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORY の日本語版 (大学生用) の作成 教育心理学研究, **29**, 348-353
- 清水和秋 (1997) 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 (1998) 成績・状態 - 特性不安の自己評価への影響 - 縦断的データ (中学2年から3年) の性差 豊田秀樹 (編) 共分散構造分析[事例編] - 構造方程式モデリング (pp.127-141) 北大路書房
- 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 (2000) 熟達の過程 - 潜在成長モデルによる野球データの解析 - 日本行動計量学会第28回大会発表論文抄録集、379-382
- Sorbom, 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.
- 豊田秀樹 (1998) 共分散構造分析 - 構造方程式モデリング[入門編] 朝倉書店
- 豊田秀樹 (2000) 共分散構造分析 - 構造方程式モデリング[応用編] 朝倉書店
- von Eye, A. (Ed). (1990). *Statistical methods in longitudinal research: Vol. I (Principles and structuring change), Vol. II (Time series and categorical longitudinal data)*. New York: Academic Press.
- Wohlwill, J. F. (1973). *The study of behavioral development*. New York: Academic Press.