

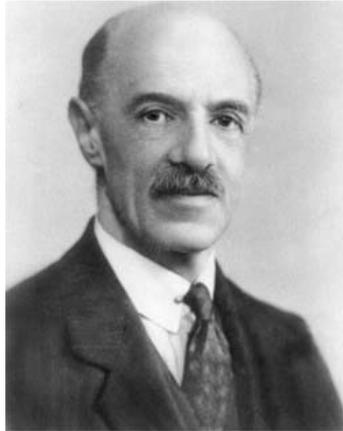
関西大学社会学部心理学専攻
最終講義

応用心理測定研究会 第5回研究会
於:関西大学社会学部D501教室

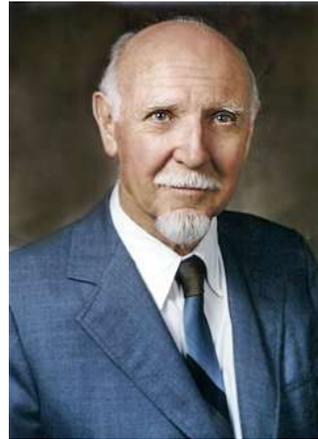
因子分析とともに50年

清水 和秋

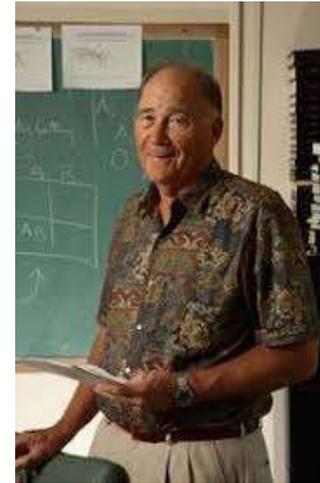
2022年2月19日



Charles E. Spearman
1869-1945



Raymond B. Cattell
1905-1998



John R. Nesselrode
1936-



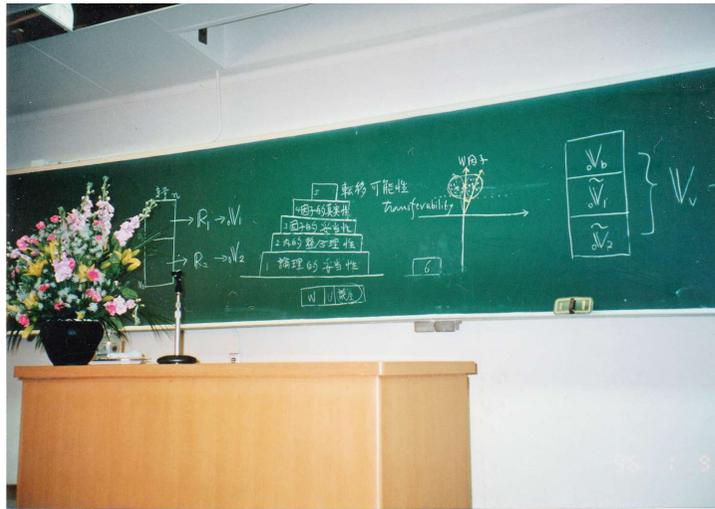
Fred W. Vondracek
1941-



Michelle Hostetler



Phillip K. Wood



辻岡 美延先生
 Bien Tsujioka
 1925-2001

最終講義
 妥当性
 → 転移可能性
Transferability

羽咋から大阪へ、そして、金沢へ

1951.7.6 羽咋市土橋町にて

粟ノ保小学校 羽咋中学校

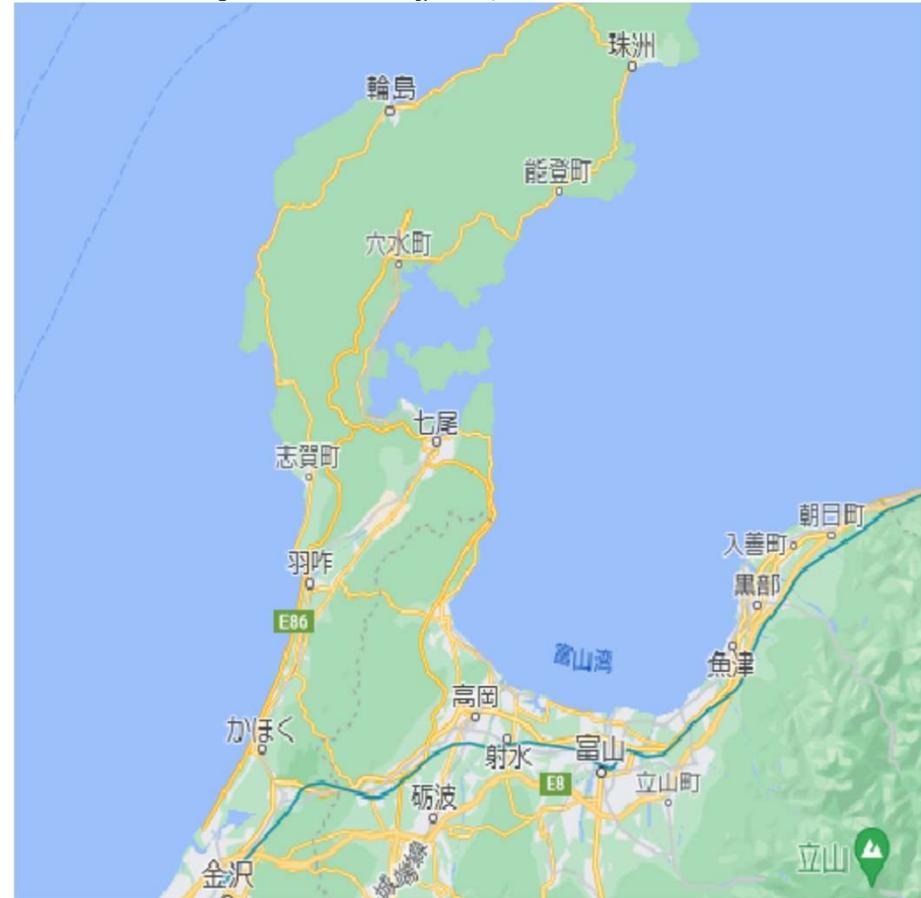
1970.3.31 石川県立羽咋高等学科校 卒業

1970.4.1 関西大学社会学部社会学科 入学

1974.4.1 関西大学大学院修士課程社会学研究
科産業社会学専攻 入学

1976.4.1 関西大学大学院博士課程後期課程
社会学研究科産業社会学専攻 入学

1980.3.31 関西大学大学院博士課程後期課程
社会学研究科産業社会学専攻 退学



高校時代



1960年代後半から70年代初め、高校生が学校や社会に激しく異を唱えた。集会やデモを行うのみならず、卒業式を妨害し、学校をバリケード封鎖し、機動隊に火炎ビンを投じた。高校生は何を要求し、いかに闘ったのか。資料を渉猟し、多くの関係者の証言を集めることで浮かび上がる、紛争の実像。北海道から沖縄まで、紛争の源流から活動家たちのその後の人生までを一望する、高校紛争史の決定版。

[小林信夫 \(2012\) 高校紛争 中公新書](https://www.chuko.co.jp/shinsho/2012/02/102149.html)

<https://www.chuko.co.jp/shinsho/2012/02/102149.html>

[エーリッヒ・フロム 日高六郎 \(訳\)
\(1951\) 自由からの逃走 東京創元社](#)

ドイツ生まれのユダヤ人、社会学者・精神分析学者E・フロムが亡命地アメリカで書いた代表作。1941年刊。ナチズム台頭の因を社会、経済的側面からだけではなく社会心理学的側面から分析する必要を論じて注目された。人間やある社会階層が政治、経済的危機状況に置かれたときにおこる「権威主義的性格」をマゾ・サド的側面から解明。ファシズム運動を、一方ではヒトラーの権威に従いその犠牲になることに喜びを感じ、他方では自分より劣った者たとえばユダヤ人を蔑視(べっし)・虐待し、欲求不満や劣等感を解消しようとした心理や行動の現れとして描いている。個性の喪失と画一化が進行している現代社会に対しても示唆に富む。

[田中 浩]

出典 小学館 日本大百科全書(ニッポニカ)

1960年代から1970年代の学園紛争



関大 グラウンドでのデモ行進
(場所：現在の総合図書館)

同調行動 「変わるひと」

依存性 vs. 自立性 (自律性)

→ キャリアの意思決定・不決断

→ identity



社会学部ロビー封鎖

心理学の授業で

$$B = f(P, E)$$

→ 心理学の目的は行動予測
構成概念 = 特性 → 安定性
では、変化の測定は？

方法論：因果関係ではなく相関関係

職歴

1977.4.1 金沢女子短期大学情報処理学科非常勤講師（1980年3月まで）

1980.4.1 関西大学社会学部 専任講師（担当科目：職業指導）

1983.4.1 関西大学社会学部 助教授

1990.4.1 関西大学社会学部 教授

2019.3.31 関西大学 退職

2019.4.1 関西大学 名誉教授

2019.4.1 関西大学特別契約教授（1年更新、2022.3.31まで）

役職

1981.10.1 関西大学大学相談主事（1985.6.30、1987.7.1～1988.9.30）

1982.4.1 関西大学情報処理センター所員（1986.3.31まで）

1986年度 在外学術研究員(College of Human Development, Pennsylvania State University)

1988.10.1 社会学部学生主任（1990.9.30まで）

1992.10.1 一般教育等研究センター研究員（1994.9.30まで）

1994.10.1 関西大学入試主事（1997.3.31まで）

1997.4.1 関西大学公務員受験研究会理事（1998.3.31まで）

1999年度 国内研修員（秋学期）

2008.10.1 関西大学自己点検・評価委員会委員長（2009.9.30まで）

2012.10.1 社会学部副学部長（2014.9.30まで）

など

大学内でいろいろ

学部の入試制度

1983年 社会選択科目標準得点方式の提案（報告書）。

→1984年の入試から実施。

1984年 推薦入試制度の検討、指定校の選定。

→1986年指定校推薦制度の実施。

1988年 専攻別入学者選抜（専攻回し）システムの作成と実施。

情報処理センター

1982年 各種規定類の作成

COBOLの講座

情報処理教育の開設

学会活動：主な所属学会、役職、学会大会開催

所属学会：日本心理学会*、日本行動計量学会*、日本キャリア教育学会（旧日本進路指導学会）*、日本テスト学会*、日本パーソナリティ心理学会、日本社会心理学会、日本教育心理学会 注：*は学会誌の査読を担当

学会役職：日本進路指導学会理事・常任理事(1993～2005)、日本行動計量学会 Behaviormetrika編集委員（2000～2002）、日本進路指導学会『進路指導研究』編集委員会委員長（2002～2005）、日本キャリア教育学会会長(2005～2008)

学会大会開催：日本行動計量学会第23回大会（事務局長）、日本進路指導学会第17回研究大会（実行委員長）、日本心理学会第68回大会（事務局長）、日本キャリア教育学会第28回研究大会（実行委員長）、International Meeting of the Psychometric Society 2007 and the 72nd Annual Meeting of the Psychometric Society(committee)、日本テスト学会第13回大会（実行委員長）

学部生の頃

学部の授業：教養科目（自然科学史）、英書講読（Aschの実験、Festingerの認知的不協和、Little Science, Big Science by Derek J. De Solla Price、推測統計学、心理学実験実習、哲学概論、個性調査法、臨床心理学、心理測定法

辻岡ゼミで最初に考えた研究テーマ：**依存 vs. 自律 or 自立**

辻岡先生の指導により、tender-minded vs. tough-mindedから

H. J. Eysenckの社会的態度測定、

そして、下位尺度からの**因子分析「社会的態度の因子分析的研究」**

(parceling → 小包化)

→ いろいろとあって

最終的にまとめた卒業論文 **Dimensionality of career indecision:**

Methodological perspectives

院生の頃（修士課程から博士課程後期課程） その1

1) 線型代数（行列代数）とFortran

固有分解：固有値・固有ベクトル → 主因子法

最小二乗法 Promax Procrustes Rotoplot Cattell研究室の伝統

条件付きの最小二乗法

芝祐順先生（東京大学）『因子分析法』1972年 購入は1973年

因子間に直交条件を置いたProcrustes回転

因子間に直交条件を置いた因子得点の推定方法 F_{14}

→ 斜交条件を解きたい

Factormax法：Procrustes法の仮説行列 → 因子得点による**集団間**の近似

因子間相関を固定した斜交因子得点 F_{24}

交叉相面的因子分析：変数間の関係に因子得点による近似

辻岡 美延・清水 和秋・柴田 満 (1979). 確認的因子分析による構成概念の不変性と普遍性－一般**Factormax**法による比較計質学への提案－. 関西大学社会学部紀要, 10(2), 101-146.

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・辻岡 美延 (1981). 交叉相面的因子分析. 関西大学社会学部紀要, 12(2), 129-145.

院生の頃（修士課程から博士課程後期課程） その2

2) 因子分析と尺度構成そして信頼性

Cattell & Tsujioka(1964) 辻岡（1964）の因子的真実性の原理による項目分析と尺度構成、そして、構成した尺度の統計量(行列で展開しFortran)

現代の心理尺度構成の現場では、**因子パターン**の値が高い項目を集めて尺度を構成することが望ましいとする神話が信じられている。特定の因子にだけ因子パターンをもつ純粋な（pure）項目によって尺度を構成すれば、高い等質性を期待することができるというものである(Comrey,1961)。

Cattellの16PFの内部構造が複雑であるというComrey (1961)からの批判への反論

← 抑制する（suppress）因子的真実性の原理：次のスライド 尺度の評価：その次のスライド

辻岡 美延・清水 和秋 (1975). 項目分析における項目統計量と構成尺度の統計量－因子的真実性係数と因子的妥当性 関西大学社会学部紀要,7(1),107-120.

辻岡 美延・清水 和秋 (1977). 項目分析による尺度構成の評価－社会的態度尺度の因子的妥当性・真実性および分布型について 関西大学社会学部紀要,8(1),121-137.

清水 和秋 (2010). 項目因子分析で構成した尺度の因子パターン，共通性，信頼性そして因子的真実性 関西大学心理学研究, 1, 9-24.

Cattell, R.B., & Tsujioka, B. (1964). The importance of factor-trueness and validity, versus homogeneity and orthogonality in test scales. *Educational and Psychological Measurement*, 24, 3–30.

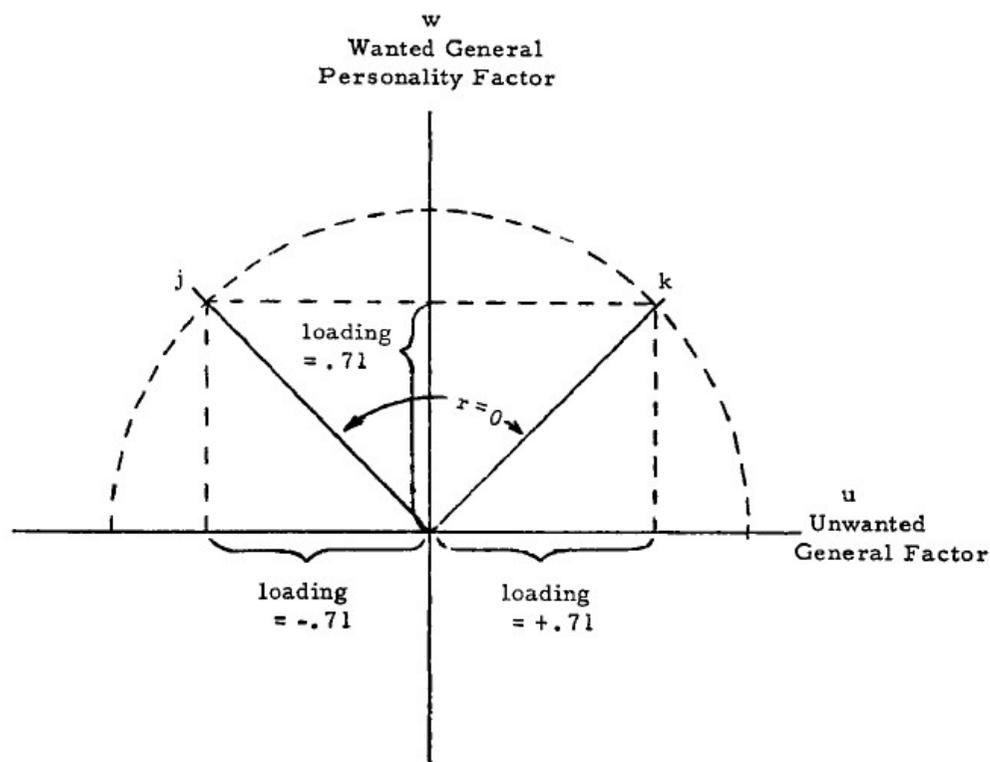


Figure 2. Suppressor action yielding full validity with complete heterogeneity.

項目jと項目kのベクトルは、この2次元空間では、90度の角度で開いている。これはこの2つの項目間の相関が**ゼロ**であることをいみする。

この2つの項目の因子負荷量の値は、**求めている因子**では、同じ値 (.71) であった。これに対して、**求めていない因子**では、jが-.71で、kが.71であった。

この2つの項目を**合成**すると求めていた**因子軸の上に布置**する。

これを、不要な因子の情報を**抑制**する (suppress) という。

➔ **因子的真実性の原理**

Cattell & Tsujioka (1964)

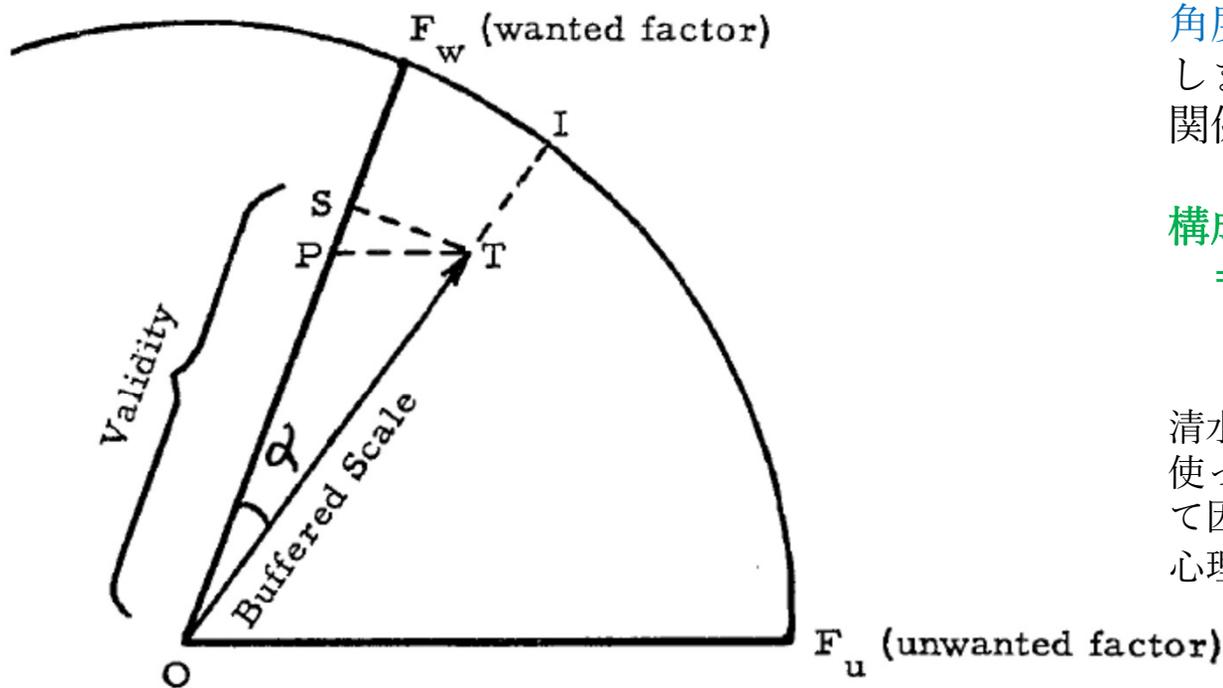


Figure 4. Factor trueness and factor validity in oblique factors with suppressor action.

Buffered scaleは、構成しようとして尺度で、いろいろな項目が中に蓄えられているような意味です。

Tがこの尺度の共通性（因子空間での信頼性）で、Sがこの尺度と因子との相関係数です。手書きの α が因子と尺度との角度で、因子と尺度との対応の程度を表します。この図では2つの因子は斜交の関係にあります。

構成した尺度の共通性

$$= \omega$$

(McDonald (1999) の信頼性)

清水 和秋 (2011). 項目と潜在変数との相関を使った項目分析— 因子負荷量, 因子構造そして因子パターンと関係の再考察— 関西大学心理学研究, 2, 1-6.

共通性を h_j^2 、独自性を d_j^2 、特殊性を s_j^2 、誤差分散を e_j^2 、信頼性係数を $\rho(Z_j)$ と表すと、これらの関係を次のように整理することができる。

$$\text{全分散 (total variance)} = 1 = h_j^2 + s_j^2 + e_j^2 = h_j^2 + d_j^2$$

$$\text{信頼性 (reliability)} = \rho(Z_j) = h_j^2 + s_j^2 = 1 - e_j^2$$

$$\text{共通性 (communality)} = h_j^2 = 1 - d_j^2 \quad = \omega$$

$$\text{特殊性 (specificity)} = s_j^2$$

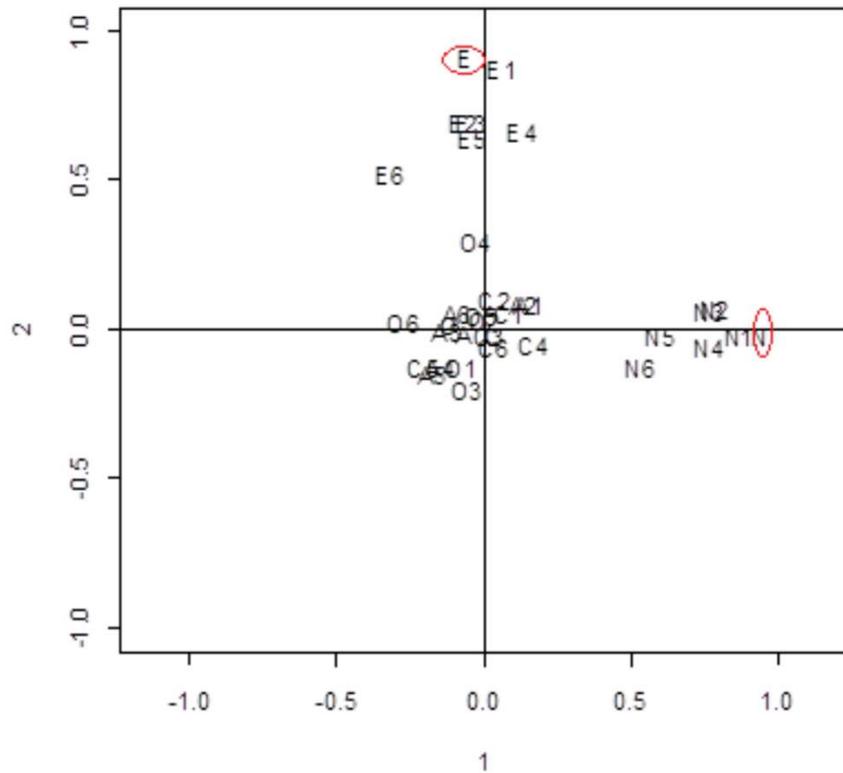
$$\text{独自性 (uniqueness)} = d_j^2 = s_j^2 + e_j^2 = 1 - h_j^2$$

$$\text{誤差分散 (error variance)} = e_j^2 = 1 - \rho(Z_j)$$

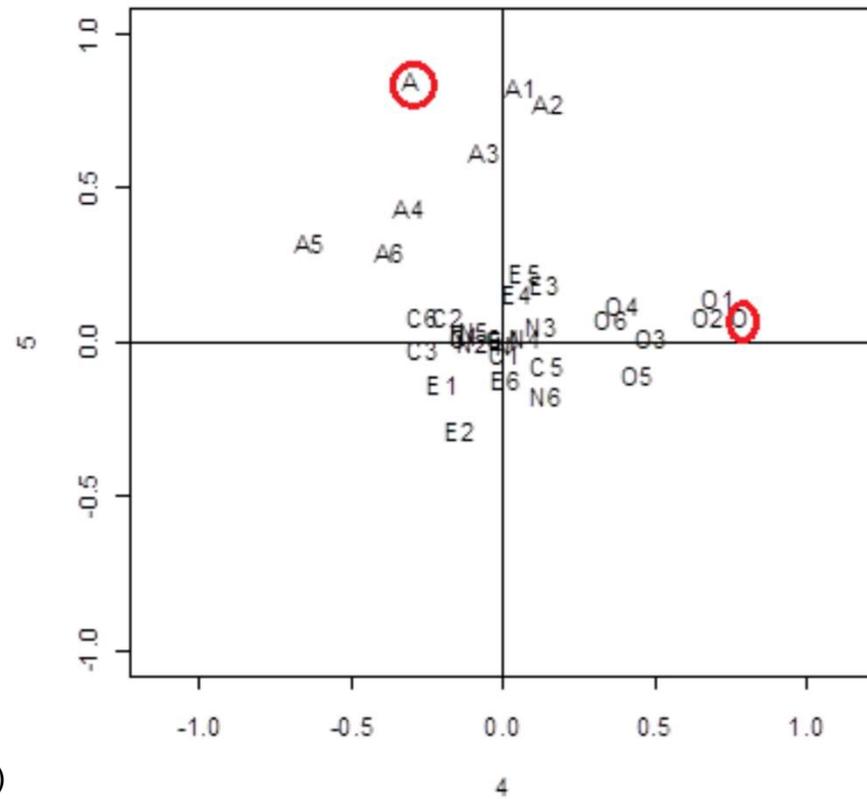
清水和秋 (2007). α はやめて ω にしよう - 因子分析で構成した尺度の共通性と信頼性 - 日本心理学会第71回大会発表論文集, 416

$$\text{(観測変数の全分散)} = \text{(共通性)} + \text{(独自性)} = \text{(共通性)} + \text{(特殊性)} + \text{(誤差分散)}$$

$$1.0 - \text{(共通性 (因子負荷量の二乗和) 直交因子)} = \text{(独自性)} \quad \text{注: 標準化した変数の分散は1.0}$$

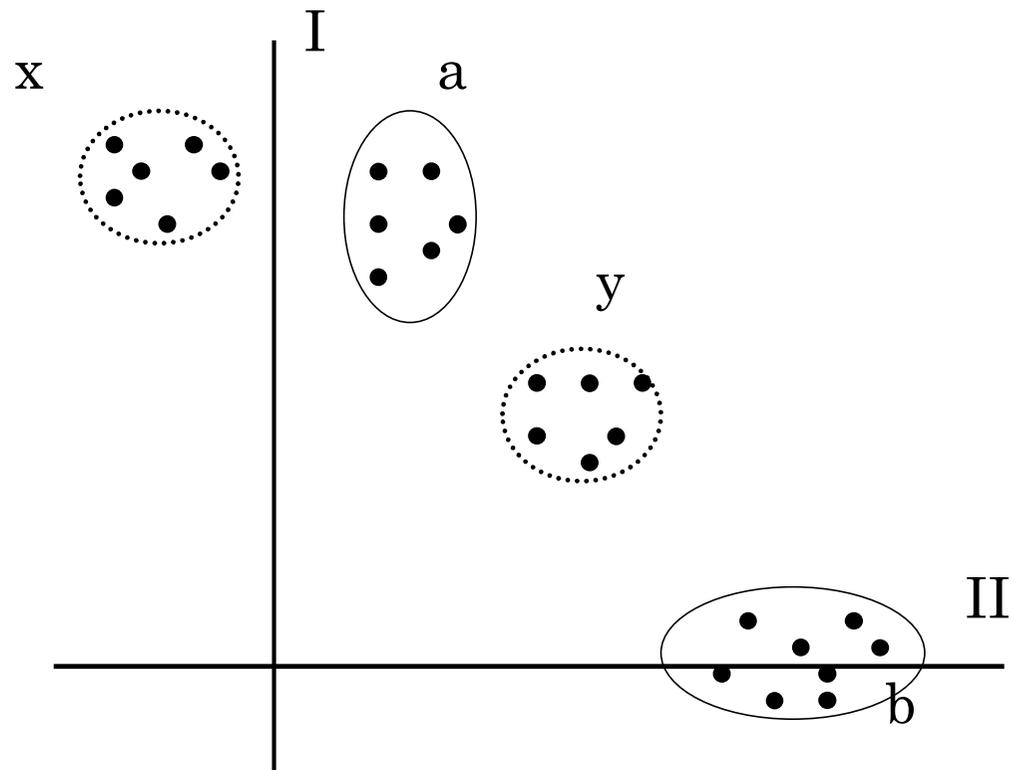


Big FiveのEとNの6項目と構成した尺度 (赤丸)



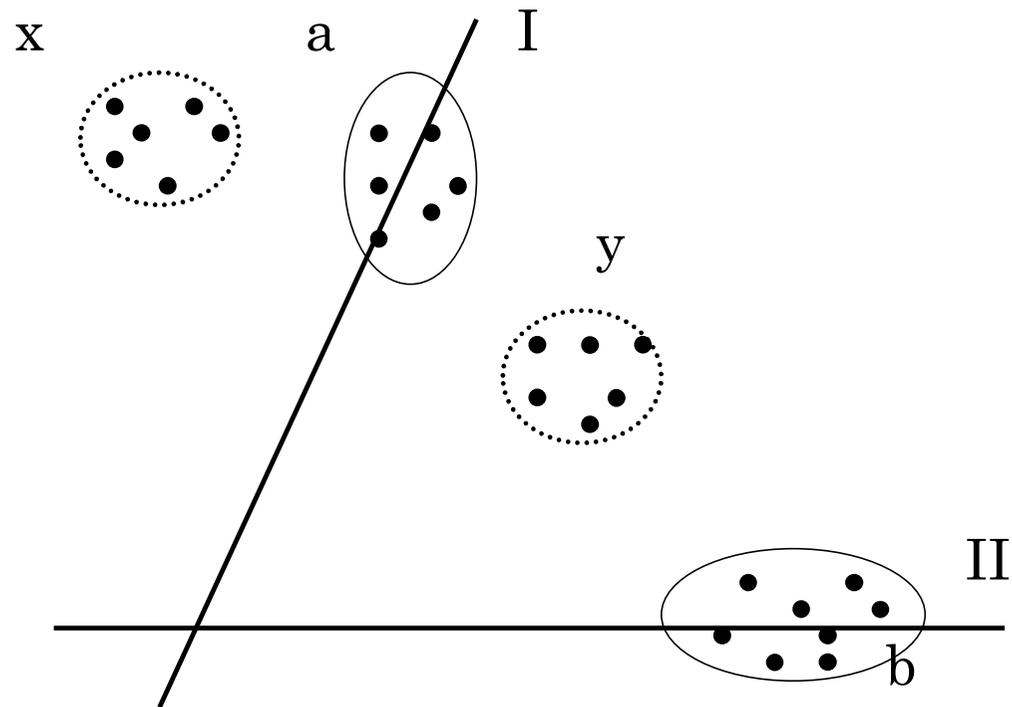
Big FiveのAとOの6項目と構成した尺度 (赤丸)

清水 (2010)より



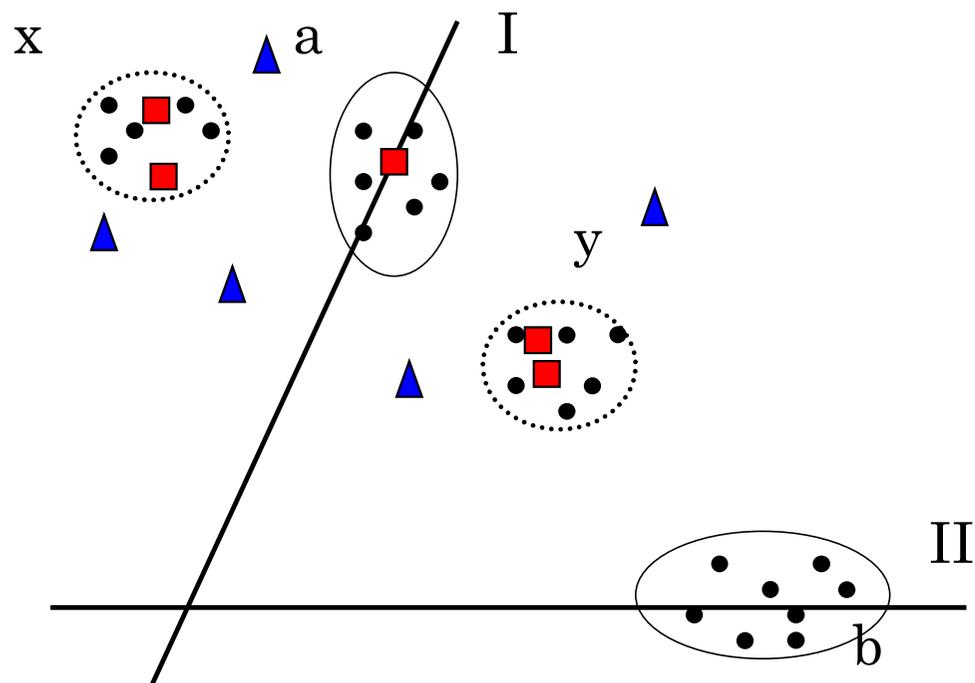
直交2因子で回転を終えた状況

この結果からの第 I 因子の尺度はx群とa群とから構成されることになろう。



2次元の因子パターン模式図：因子的真実性の原理による尺度構成の例

x群、a群、y群の3つの群の項目を合成した尺度と第1因子の方向は同じとなる。



延長因子分析結果の因子パターン図

- 黒丸 : 因子空間を確定した因子分析での変数
- 赤四角 : 追加した変数の1群 (小包の範囲内)
- 青三角 : 追加した変数の1群

**残している課題：
心理検査・尺度の改訂**

清水 和秋 (2012). 延長因子分析の方法論—変数と因子との相関係数として定義される因子構造を用いて— 関西大学心理学研究, 3, 1-13.

小包化 (parceling) by Cattell (1956) 卒論(1974)・修論(1976)では、「下位尺度化」と表現
小包因子分析 (parcel factor analysis: Cattell & Burdsal, 1975)

- 最尤法の条件

多変量正規分布(multivariate normal distribution)

母集団から抽出された十分に大きなサイズの標本

(観測変数の信頼性)

- 現実のデータで抱く疑問と心配

観測変数が項目。正規分析することに疑問 (何件法でも)

N が十分に大きなサイズといえるのか疑問。

→ そのまま分析：適合度が良くないと、このような疑問と心配は残ったまま。

→ 解決策としての小包化 (parceling)

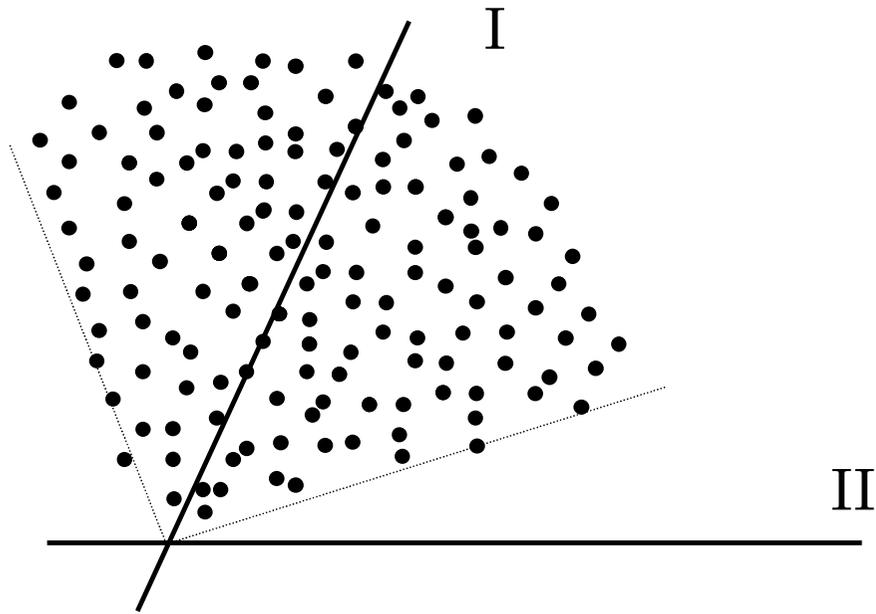
Spearman-Brownの公式 項目を合成すると信頼性を高くすることができる。

5項目の信頼性が0.6であったとする。これを10項目にすると0.75となる。

分布を広く取ることができる。

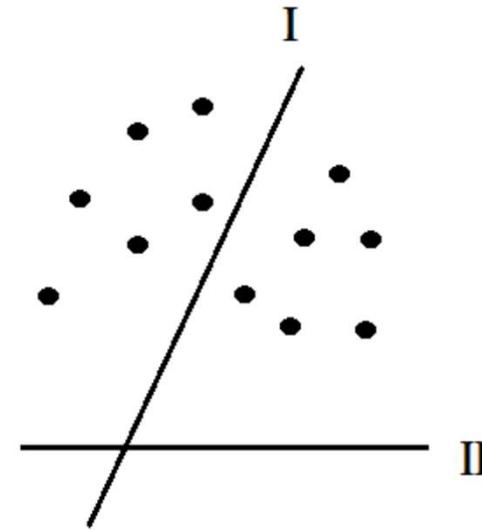
4件法1-2-3-4 → 4件法2項目 2-3-4-5-6-7-8 これを2で割ると1~4

注意：合成する項目の数が異なる場合には、合成した項目の数で割る。



第 I 因子に布置する可能性のある項目を
すべて描いた図（負に布置する変数と第 II 因
子は省略）

布置：configuration



この12項目
ら第 I 因子
の小包を2つ
作りたい。

因子分析の結果，12項目が第 I 因子に布置し
た図（第 II 因子に布置した項目は省略）

注：「布置した」は「負荷した」あるいは
「因子パターンの値が高い」と表現すること
もある。

小包化の方法

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. 関西大学社会学部紀要, 38(3), 61-96.

状況：ある因子に負荷する項目を対象に小包をいくつか作りたい。

step1 EFAをn項目を対象に行う。（先のスライドの12項目が含まれている。）

step2 小包を作成する。以下の3つの方法が考えられる。

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

対象尺度をさらに因子分析して、抽出した下位因子別に小包を作成

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

対象尺度をさらに因子分析して、抽出した下位因子を組み合わせて小包を作成

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

全体の探索的因子分析結果から、その因子への因子パターンが（最大の項目＋最小の項目）、（2番目に大きい項目＋2番目に小さい項目）、（3番目に大きい項目＋3番目に小さい項目）という組み合わせで下位尺度を構成。この方法では、結果として構成された尺度の当該因子での因子パターンの平均が各小包で同じような値となることを目標。そして、他の因子での因子パターンの合計がゼロとなることを目標。

小包A

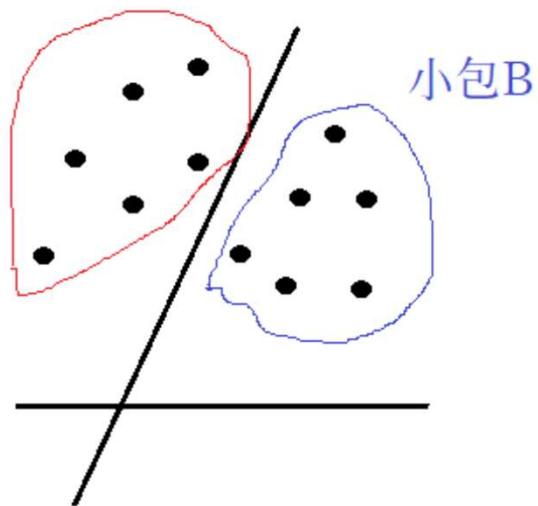


図1 (1) 等質小包構成法

小包C

小包D

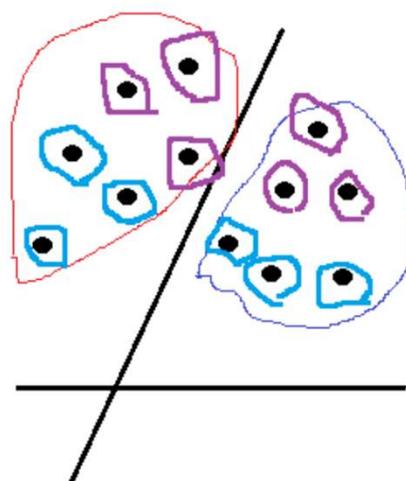


図2 (2) 下位領域再現法

小包E

小包F

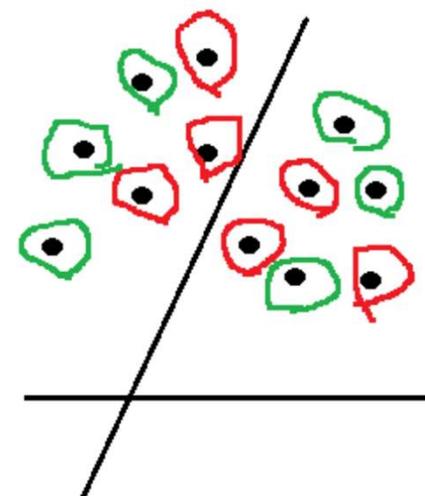


図3 (3) 領域再現法

残している課題：構成した小包を因子的真実性の原理から評価する

因子分析のモデル式

調査参加者の数を N 、観測変数の数を n 、因子の数を m とし、そして、 $N > n > m$ であるとする。探索的共通因子分析モデルは、行列で表すと次のように表すことができる。

$$\mathbf{Z} = \mathbf{F} \mathbf{V}'_{fp} + \mathbf{U} \mathbf{D}$$

標準得点行列 因子得点行列 因子パターン行列 独自因子得点行列 独自性行列(対角行列)

($N \times n$)次 ($N \times m$)次 ($m \times n$)次(転置) ($N \times n$)次 ($n \times n$)次

因子分析の実際の計算 観測変数間の相関行列から主因子法で因子行列 (\mathbf{V}_0) を計算し、**単純構造**を求めてVarimax法で**直交**回転して、直交の因子行列 (\mathbf{V}) を得る。このような回転問題では変換行列 \mathbf{T} を計算することになる。この変換行列を掛け合わせると直交行列となる ($\mathbf{T}'\mathbf{T}=\mathbf{I}$)。 **斜交**回転では、因子パターン行列 (\mathbf{V}'_{fp}) と斜交の変換行列 (\mathbf{T}'_f) が得られる。この変換行列から因子間相関行列 ($\mathbf{T}'_f \mathbf{T}_f = \mathbf{C}_f$) を得る。

主因子法は数学の世界であった。これを心理学的に解釈するために導入されたのが**単純構造**という**基準**であった。Thurstone(1937) は、**視覚的回転**において、**準拠構造行列**を対象にこの**単純構造**を定義している。因子パターン行列でないことは指摘しておきたい。

Factorial invariance: 測定モデルについての不変性 (Meredith、1993)

Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543.

(1) 配置不変性(**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。

(2) 因子パターン不変性(**factor pattern invariance**) : 複数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。

(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、複数集団間の独自因子を同値として拘束するものである。

(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、複数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。このモデルが成立すると複数の集団間で**測定が完全に等価**であるといえるわけである。

SEMのソフトであるLISRELを使ったのは1986年。それまではProcrustes法。

Factorial invariance 続き

残している課題：母集団→標本集団、分析対象集団（データ）、変数: 1930年代からの**Selection problem**

池田 央 (1956). 古典的テスト理論のベクトルによる解釈 II—信頼性と妥当性の選抜効果 心理学研究, 36(6), 302-312.

Little, T. D., Lindenberger, U., & Nesselroade, J. R. (1999). On selecting indicators for multivariate measurement and modeling with latent variables: When "good" indicators are bad and "bad" indicators are good. *Psychological methods*, 4(2), 192.

残している課題：用語

多集団同時分析（清水） vs. 多母集団分析（他多数）

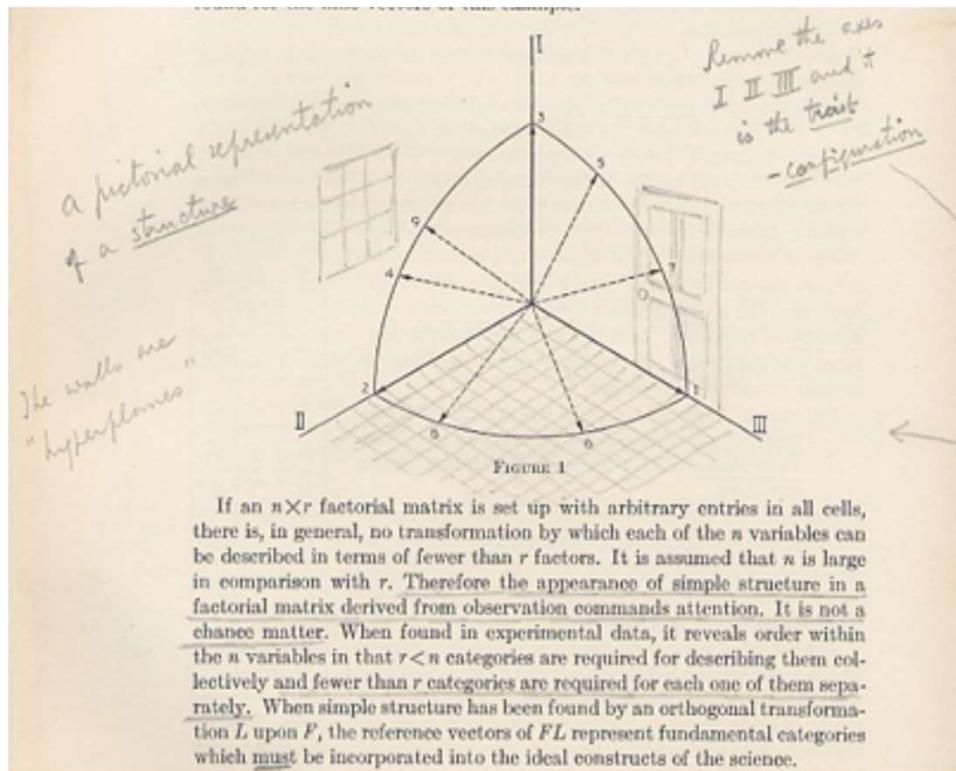
Google Scholar: [multiple group sem \(1,020,000件\)](#) [multiple population sem\(642,000件\)](#) 2022.2.16

“The only requirement is that the populations be clearly defined and the samples **independent**. (Jöreskog(1971, p.410)”

Configuralの訳語：布置（清水） vs. 配置（豊田他） 「配置する」誰が？布置する姿を探索する

Thomson, G. H. 所蔵であったと思われる

Thurstone, L.L. (1935). *The vectors of mind: Multiple-factor analysis for the isolation of primary traits*. Chicago, IL: The university of Chicago press. P.152の図への書き込みと追加メモ



Thomson, G. H. (1938). *The factor analysis of human ability*. Houghton Mifflin. 辻岡先生より、1950年の第4版を譲り受ける。

PRIMARY TRAITS 157

Page 156 lines 30-1-2.

	I	II	III
1.			0
2.		0	0
3.	0	0	
4.	↑	0	
5.	0		0
6.	0		

6 tests & 3 factors fulfil the table requirement on page 77. No zeros shown fulfil all Thurstone's three criteria. But if the zero indicated were moved as shown then factors I and II would have only two 0x or 0x entries instead of $r=3$, and the third criterion would be unfulfilled. And tests 3 and 4 would then each of them be in hyperplanes I and II. But tests 3 and 4 are in general separate & distinct lines & can only both be in one plane so the (hyper)planes I & II must be identical. Before the change of the zero there was only one 00 entry in I II ($r-2=1$) after the change the permissible number $r-2$ is exceeded.

26
27
28
29
30
31
32
33

Thurstone (1935, 1947) の単純構造の原理 (rules for simple structure of a factor matrix)

< reference structureが対象、factor patternではなかった。 上のThomsonも指摘している。 >

因子パターン(負荷量)行列において

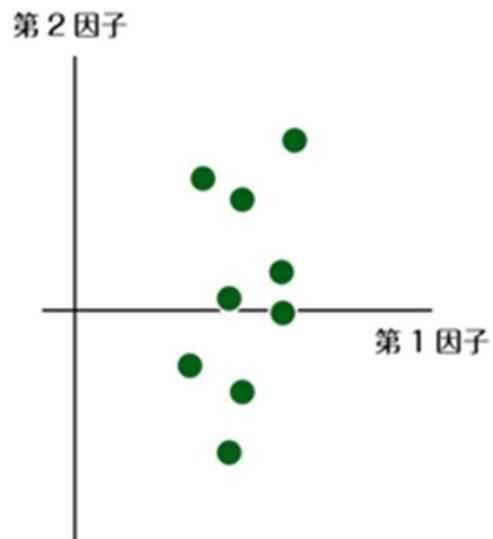
1. 各行は、少なくとも1つのゼロがあること。
2. 各列は、少なくともm個のゼロがあること。
3. 2つの列を取り出すと、1つの列にはゼロがいくつもあるが、他方にはないこと。
4. $m \geq 4$ で、2つの列を取り出すと、両方の列にはゼロがいくつもあること。
5. 2つの列を取り出すと、両方の列にゼロでない行が少ないこと。

表 単純構造の例

変数	完全な単純構造			Thurstoneの定義から		
	I	II	III	I	II	III
1	0.9	0	0	0.9	0	0
2	0.8	0	0	0.8	0	0
3	0.6	0	0	0.7	0.4	0
4	0	0.8	0	0	0.8	0
5	0	0.7	0	0.5	0.7	0
6	0	0.8	0	0	0.8	0
7	0	0	0.7	0	0	0.7
8	0	0	0.8	0.5	0	0.8
9	0	0	0.6	0	0	0.6

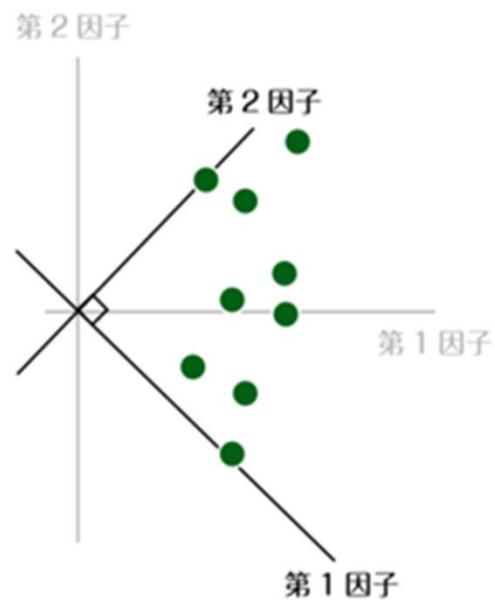
回転とは

初期解



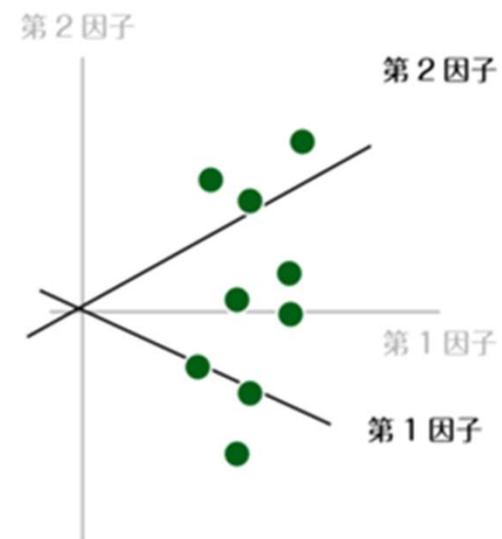
Varimax法など

直交回転



Promax法など

斜交回転



→単純構造を探索する因子軸の回転

大学院（修士課程から博士課程後期課程） その3

3) ProcrustesそしてFactormax：因子的不変性 factorial invariance

表1 探索的因子分析結果

神経症傾向	0.78	0.31	0.16	0.14	0.07
外向性	-0.60	0.56	0.34	0.03	-0.09
開放性	-0.04	0.16	-0.21	0.03	-0.02
調和性	-0.35	-0.01	0.59	0.12	0.01
誠実性	-0.42	0.02	-0.06	0.52	-0.28

表2 ターゲット行列

神経症傾向	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0
外向性	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0
開放性	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0
調和性	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0
誠実性	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0

表3 Procrustes回転後の因子パターン行列

神経症傾向	0.93	-0.01	-0.07	0.07	0.06
外向性	0.10	0.70	-0.08	0.42	0.08
開放性	-0.03	-0.01	0.47	0.17	-0.07
調和性	0.05	0.01	0.13	0.83	0.08
誠実性	0.08	0.04	-0.08	0.08	0.86

ターゲット行列の構成：{1, 0} がいいのか。{0.9, 0.2} でもいいのか。

→ 研究者の主観的判断となる。

$$\text{集団A} \quad {}_A\mathbf{Z} = {}_A\mathbf{F} {}_A\mathbf{V}_{fp}' + {}_A\mathbf{U} {}_A\mathbf{D}$$

$$\text{集団B} \quad {}_B\mathbf{Z} = {}_B\mathbf{F} {}_B\mathbf{V}_{fp}' + {}_B\mathbf{U} {}_B\mathbf{D}$$

Procrustes法は、仮説から構成した行列に新しい集団の ${}_B\mathbf{V}_{fp}$ を近似させる。

Factormax法は、 ${}_A\mathbf{Z}$ を対象として因子分析の結果が得られているとする。新しいデータである ${}_B\mathbf{Z}$ を ${}_A\mathbf{Z}$ の一部と想定して、 ${}_B\mathbf{F}$ を ${}_A\mathbf{F}$ に近似させて、 ${}_B\mathbf{V}_{fp}$ を得る。
この方法では、ターゲット行列は不要。因子得点の近似を最大化することからFactormaxとした。

大学院（修士課程から博士課程後期課程） その4

4) 2つの変数群を因子分析の下で比較

2つの変数群間の関係：

古典的には、重回帰分析、正準相関分析を適用していた。

Factormax法は集団間での因子的不変性を追求する方法であった。この考えを変数間の関係において展開したのが「**交叉相面的**因子分析」であった。

一つの変数群を因子分析したとします。この因子の構造にもう一つの変数群の因子を最小2乗法的に近づける（交叉）。ただし、因子間の相関が同じであるという拘束条件の下で解を求める。

横断的に収集した2群の変数群を対象に検討した。これを多数の変数群にも、そして、縦断データにも適用可能と考えていた。

清水 和秋・辻岡 美延 (1981). **交叉相面的**因子分析. 関西大学社会学部紀要, 12(2), 129-145.

この頃、気になっていた研究：Jöreskog(1967：最尤法, 1969：CFA, 1971：多集団同時分析), Sörbom(1974：平均構造)そしてLISREL、包括的な共分散構造モデルのRAM(McArdle & McDonald, 1984), EQS(Bentler & Weeks, 1980)

Sörbom, D. (1974). A general method for studying differences in factor means and factor structures between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 27, 229-239.

大学院（修士課程から博士課程後期課程） **その5** 関大就職後に解く

5) 因子得点の推定

回帰法： $F_{13} = ZR^{-1}V_{fs}$

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.

直交条件： $F_{14} = ZR^{-1}V(V'R^{-1}V)^{-\frac{1}{2}}$ 芝(1972, p.301)

斜交条件： $F_{24} = ZR^{-1}V_{fs}T'_f(T_fV'_{fs}R^{-1}V_{fs}T'_f)^{-\frac{1}{2}}T_f$ 清水(1981)で新に 24 と

T_f は直交から斜交への因子軸変換行列であり、因子軸の回転から得られる。

ten Berge, Krijnen, Wansbeek, & Shapiro (1999)も同じ式を展開している。

この式をGrice(2001)、Beauducel(2007)も紹介している。

$$F_{24} == ZR^{-1}V_{fp}C_f^{\frac{1}{2}}\left(C_f^{\frac{1}{2}}V'_{fp}R^{-1}V_{fp}C_f^{\frac{1}{2}}\right)^{-\frac{1}{2}}C_f^{\frac{1}{2}}$$

ten Berge et al. (1999)
correlation-preserving factor
scores prediction methods
相関係数保存予測子 (市川、2010)

職業的成熟と不決断の研究

清水 和秋 (1983). 職業的意思決定と**不決断** 関西大学社会学部紀要, 14(2), 203-222.

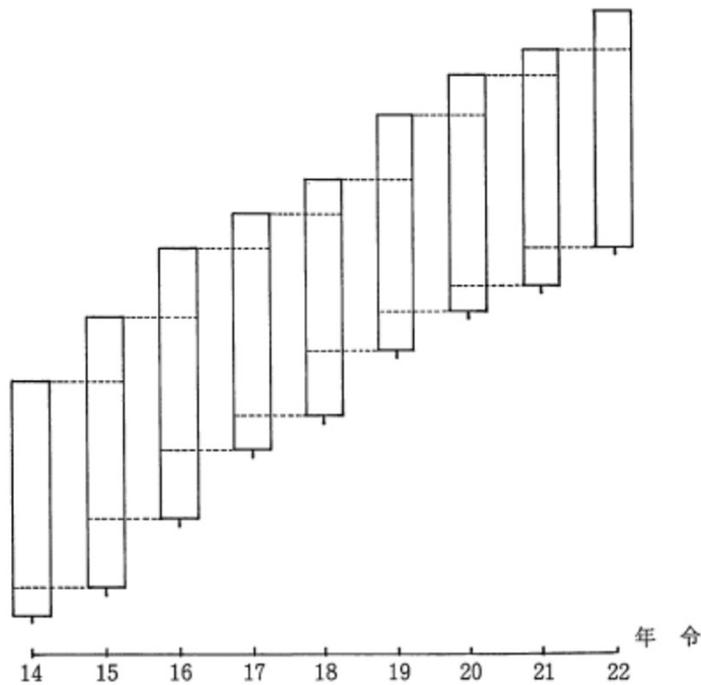
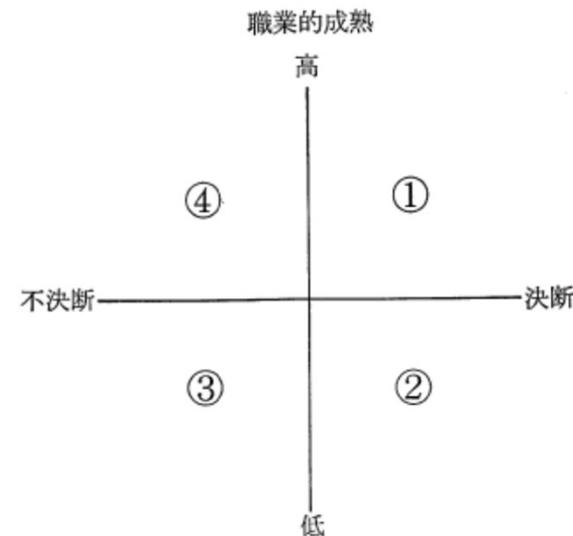


図4 職業的成熟測定に用いられる項目の変化

清水・辻岡(1982)が論及したように、中核となるサンプルがない場合でも、隣り合う年齢間で一部共通するサンプルあるいは一部共通する項目が存在すれば、これを「結絆」あるいは「結界」として、これらを結合する数理解析的方法論を成立させることが可能である。このように、われわれの提案するFACTORMAX法は、職業的成熟尺度の構成において有力な力を発揮するものと考えられる。



ここではそれぞれ**1次元**としている。

図5 職業的意思決定のタイプ

考えてきたこと

- 1) **信頼性と妥当性の関係**：辻岡先生の「心理測定法」の試験問題
- 2) 尺度の構成方法と因子分析との関係：上の解答で展開したこと
- 3) 信頼性の推定方法が複数あることの疑問： α 係数と再検査信頼性
横断的研究と縦断的研究が平行していることへの疑問：
時間経過の中で値が低くなる再検査信頼性とは。
- 4) **変化**
平均に表れる変化：分散分析（群間・群内）、生物学の方法を人に適用
関係性に表れる変化：未分化 → 分化 螺旋的という説明
- 5) 構成概念と変数、この整理は可能なのか。Universal Index by Cattell
因子的不変性、変数のモデル化
- 6) 伝統的な心理学の方法論は、変数を**特性**とすることで統計学を活用してきた。
心理学の変数に、生物学や物理などの自然科学の分析方法を適用していいのか。
特性と状態との関係：内包、階層、独立

在外研究

LISRELの体験と共同研究

1986年の**State College, Pennsylvania**のOld Main Restaurantにて

上のスライドの黒の部分为数式で説明。

John R. Nesselroadeから

“Kazu, that’s an interesting idea, but it’s getting old. Don’t you know a software called LISREL? I’ll give you a computer account to use it tomorrow.”

→帰国までに使ったコンピュータの使用料は中古車1台分：この支払いは執筆した3論文で。

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: Academic Press.



共分散構造分析のモデル式 EQS、COSAN、Mplusなどは割愛

LISREL(Analysis of Linear Structure Relationships by the Method of Maximum Likelihood)

$$\text{構造方程式モデル} : \boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}$$

$$\text{内生測定モデル} : \mathbf{y} = \mathbf{A}_y\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

$$\text{外生測定モデル} : \mathbf{x} = \mathbf{A}_x\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta}$$

LISRELは、内生変数と外生変数の2つの測定モデルと潜在変数の3つの式で定義がされる。一つの式により、共分散構造を定義したのがRAMである。

RAM

McArdle, J.J., & McDonald, R. P. (1984). Some algebraic properties of the **Reticular Action Model** for moment structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 234-251.

(BJMSPのこの掲載号はアメリカへ唯一持参)

$$\mathbf{v} = \mathbf{A}\mathbf{v} + \mathbf{u}$$

$$= \begin{array}{c|ccc|c|c} \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{A}_y & \mathbf{0} & \mathbf{y} & \mathbf{\varepsilon} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{A}_x & \mathbf{x} & \boldsymbol{\delta} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{B} & \boldsymbol{\Gamma} & \boldsymbol{\eta} & \boldsymbol{\zeta} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \boldsymbol{\xi} & \boldsymbol{\xi} \end{array}$$

$$= \begin{array}{c|ccc} \mathbf{A}_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \mathbf{A}_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta} \\ \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta} \\ \boldsymbol{\xi} \end{array}$$

構造方程式モデリング (SEM: Structural Equation Modeling)

- **測定モデル** (measurement model) **CFA(Confirmatory Factor Analysis)**
観測変数 (observed variable) と潜在変数 (latent variable) との関係
(因子分析の**因子パターン** (**因子負荷量**) のことでもある)
- **構造モデル** (structural model)
潜在変数間の関係
共分散／相関関係(因子分析間相関) と **因果関係** (causal relationships)
→ **因果モデル (causal modeling)**
- **平均構造モデル** (structured mean model)
潜在変数の平均の推定 (集団間の平均の比較：分散分析からの発展)

旧名： 共分散構造分析 (covariance structure analysis) はSEMの下位モデル
{ (測定モデル + 構造モデル) + 潜在変数の平均構造 } = SEM

構造方程式モデリング (SEM) により実現したこと

0) パラメータ推定 (最尤法による)

自由推定、拘束推定、固定推定 → モデル

1) 測定モデルの不変性 **invariance** あるいは等価性 **equivalence**

確認的 因子分析 (confirmatory factor analysis) : 統計的 **検定** の導入 Jöreskog (1969)

多集団 同時分析 (multi-group simultaneous analysis) による **検証** Jöreskog (1971)

布置不変性、因子パターン不変性、強不変性、厳格な不変性 Meredith (1993)

2) **平均構造** 分析 (structured mean 潜在変数の平均の推定)

因子得点の平均の推定 (**集団間** : Sörbom (1974)、**時間軸** : Bollen (1989))

3) 統計的判断としての検定 (**最尤法**: **maximum likelihood** : 多変量正規分布)

$$f_{ML}(\mu^{(\xi)}, \Sigma^{(\xi)}; \bar{x}^{(\xi)}, S^{(\xi)})$$

$$= \log |\Sigma^{(\xi)}| + n(S^{(\xi)} \Sigma^{(\xi)-1}) - \log |S^{(\xi)}| - p^{(\xi)} + (\bar{x}^{(\xi)} - \mu^{(\xi)})' \Sigma^{(\xi)-1} (\bar{x}^{(\xi)} - \mu^{(\xi)})$$

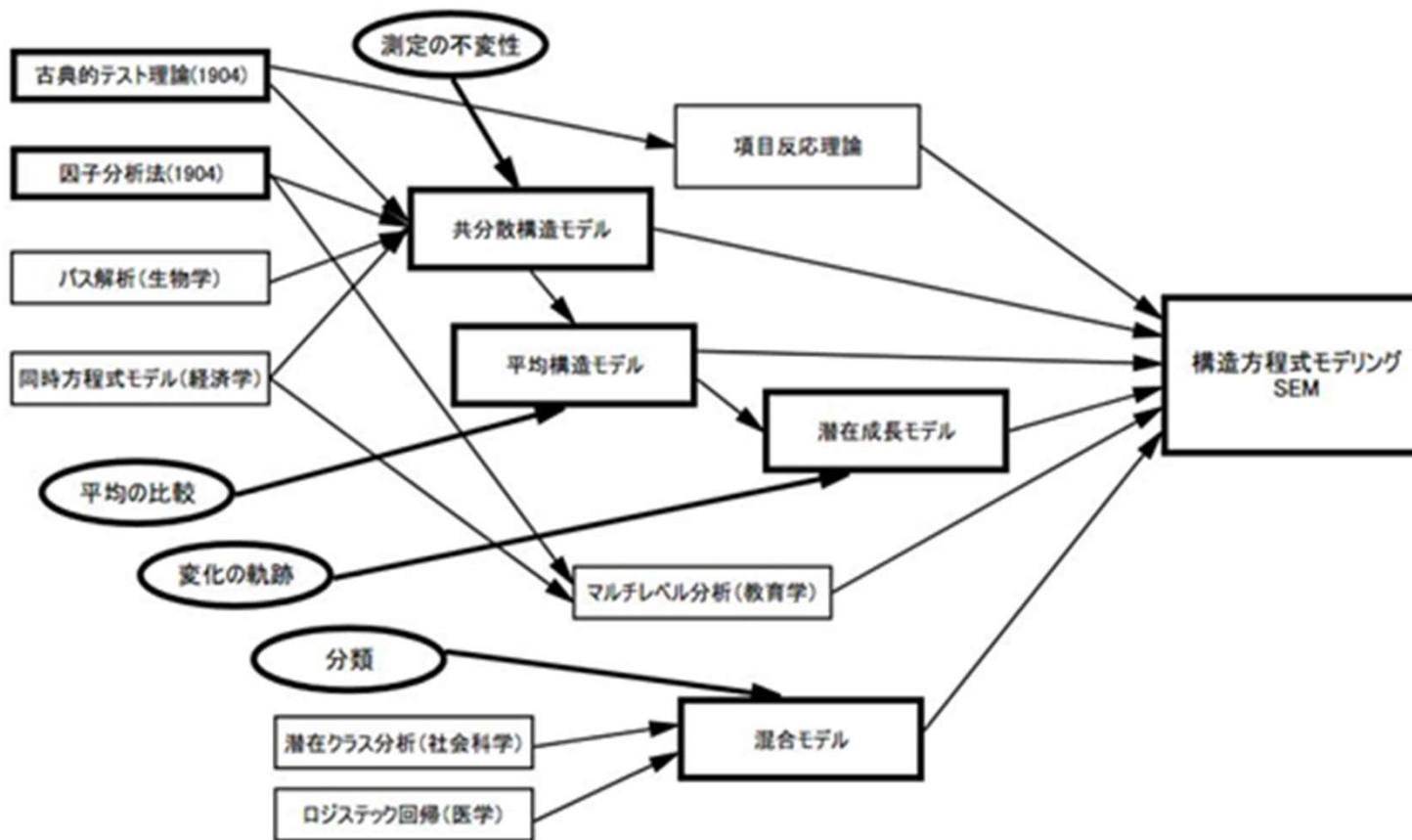
モデルの検定 (尤度比検定) Ho : 「モデルの当てはまりがよい」

χ^2 による検定、 N の数により影響を受ける。

モデル適合度に関する多数の指標 : AIC, GFI, NFI, CFI, SRMR, RMSEA など

推定値のワルド検定 推定値の標準誤差

赤は主因子法では出来なかった

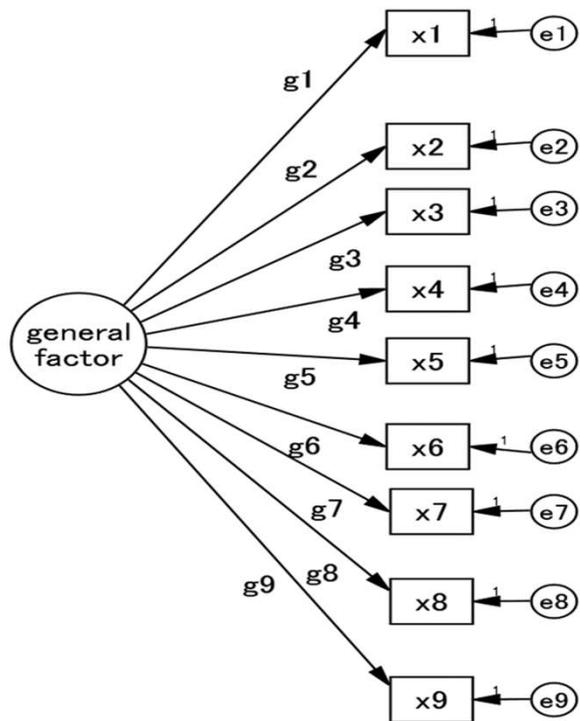


生物学分野から導入されたパス図式での表示方法は、構成概念の構造や関連性を検討する優れたSEMの道具となっている。同時方程式モデル（経済学）に加えて、最尤法という数理統計学の方法は、仮説的なモデルの検定を、パラメータの標準誤差の推定とともに可能とした。図1に示したようにSEMは、因子分析をベースとしながら、他の学問分野で蓄積されてきた方法論（潜在クラス分析、ロジステック回帰、マルチレベル分析など）を積極に取り込みながら、心理学のresearch questions（楕円）に答えようとする展開との相互作用の中で発展してきた。

図1 SEMへの発展：統計的手法とresearch questionsから

出所：清水 和秋（2013）. 構造方程式モデリング 日本パーソナリティ心理学会（企画）
 二宮 克美・浮谷 秀一・堀毛 一也・安藤 寿康・藤田 圭一・塩谷 真司・渡邊 芳之（編集）
 パーソナリティ心理学ハンドブック（Pp.669-675） 福村出版

四角い箱は観測変数 大きな円（楕円）は潜在変数（因子） 小さな円（楕円）は潜在変数(独自性)



→は原因から結果への影響の程度
= 因子パターン

両方向の矢印は
相関（共分散）

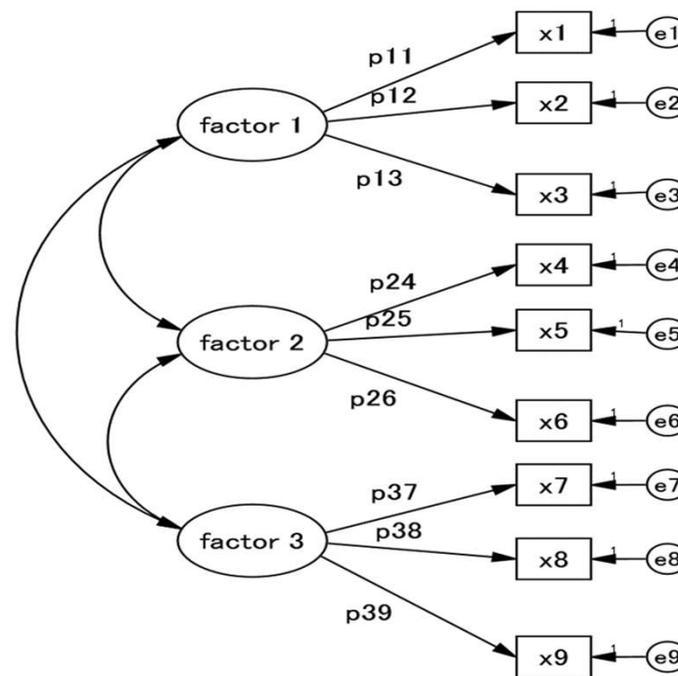


図1 一般因子モデル

図2 多因子モデル

○にdとあるのは、説明できない分散：因子から観測変数の場合には○にeと表記し、因子から因子への場合に、eではなくdを使うという伝統がこのSEMの世界であるのです。

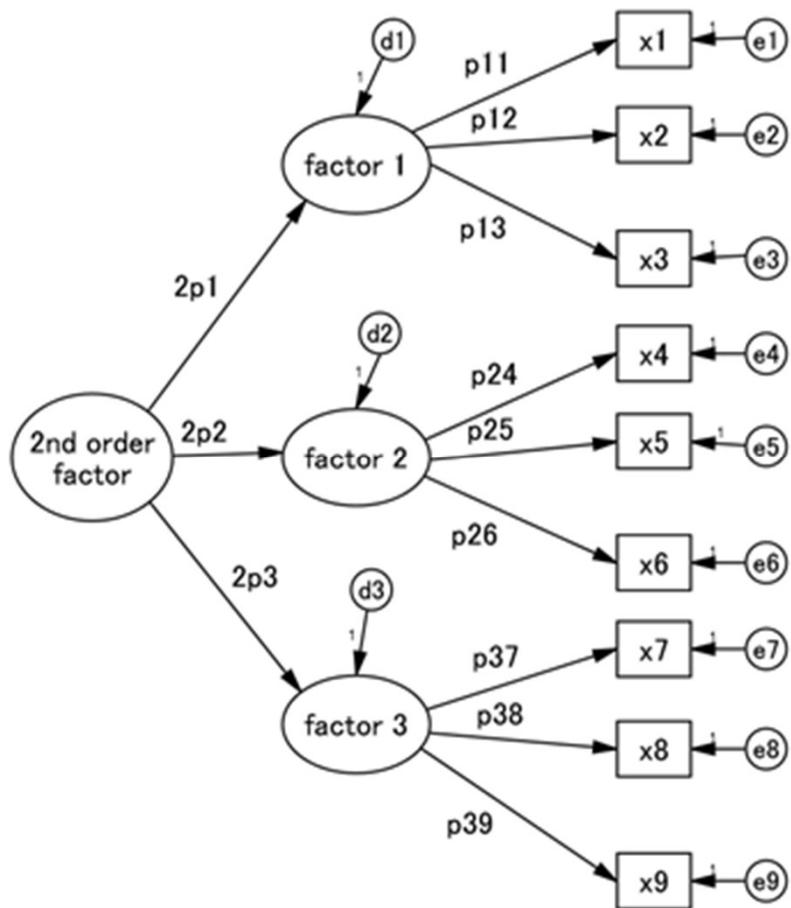


図3 2次因子モデル

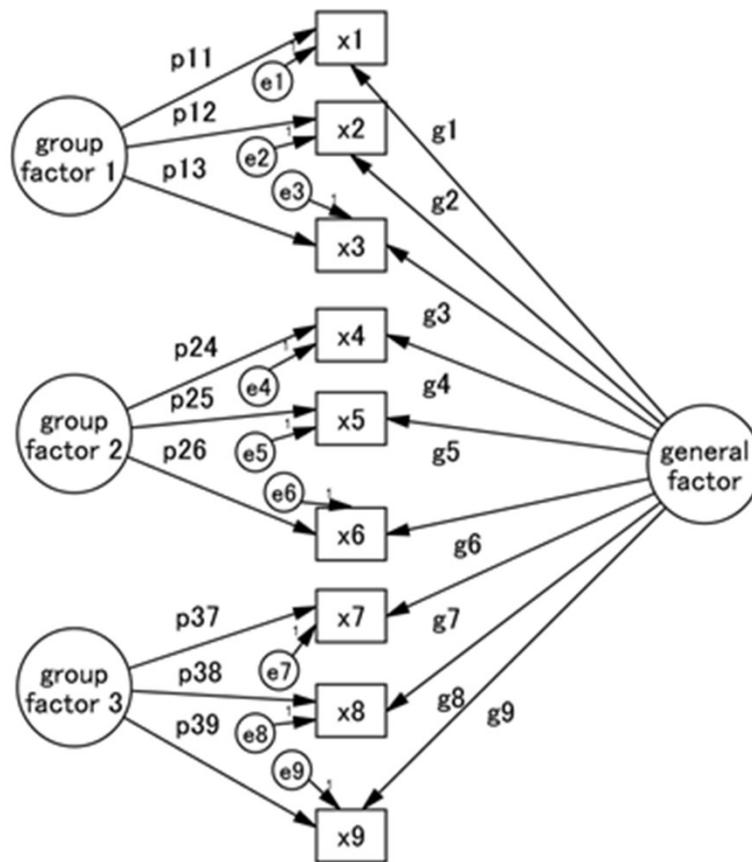


図4 bifactor (双因子) モデル

清水 和秋・青木 貴寛 (2015). Bifactor構造とBifactor回転法－自尊感情尺度を対象として－ 関西大学社会学部紀要, 46(2), 25-43.

院生の頃考えていたこと：LISRELから学んだこと

- 因子の構造と因子間の関係 → 構造法方程式モデリング：潜在変数
相関行列：主因子法（固有分解）では統計的検定を使えない。

→ 最尤法：Jöreskog(1967)

因子軸の回転：回転結果の評価の方法：探索的な一致性係数

→ CFA：Jöreskog(1969)、

多集団同時分析：Jöreskog(1971)

目標行列の構成：Factormaxを提案（結果の評価はいまだ）

潜在変数間の近似 → 潜在変数間の因果モデル

LISREL：Jöreskog & Sörbom(1978) . . . (Amos、Mplus)

- 標準得点形式としての因子 → 素点形式の潜在変数
異なる集団の比較 → 潜在変数の平均：Sörbom(1974)

Penn Stateでの共同研究

Osipow, S. H., Camey, C. G., & Barak, A. (1976). A scale of educational-vocational undecidedness: A typological approach. *Journal of Vocational Behavior*, 9, 233-243.

Career Decision Scale (CDS)

訪米前にまとめていた
Table 1

Shimizu, K., Vondracek, F. W., Schulenberg, J. E., & Hostetler, M. (1988). The factor structure of the Career Decision Scale: Similarities across selected studies. *Journal of Vocational Behavior*, 32, 213-225.

TABLE 1
Review of Factor Analytic Studies of the CDS

Study	Sample	Factoring technique and communalities estimation	Number of factors and determination procedure	Rotation	Factor	Items loading saliently on the factors ^a
Hartman & Fuqua (1982)	164 male & female graduate students	α -factor analysis (multiple R squares as communalities estimates)	2 (not reported)	Varimax	I : II :	4, 5, 7, 8, 9, 10, 11, 13, 16, 17, 18 (3, 6, 14) 12, 13, 14, 16, 17, 18 (3, 7, 8, 9, 10, 11)
Hartman & Hartman (1982)	306 male & female high school students	α -factor analysis (multiple R squares as communalities estimates)	3 (not reported)	Varimax	I : II : III :	4, 3, 7, 8, 10, 13, 14, 15, 17 (9) 12, 13, 16, 18 (3, 8, 11, 14, 17) 3, 9, (4, 6, 8, 10, 16, 17)
Hartman et al. (1979)	55 male & female grad. students	Not reported	4 (not reported)	Varimax	I : II : III : IV :	3, 5, 6, 7, 8, 9, 14 (4, 10, 11, 13, 16, 17) 3, 11, 12, 13, 14, 17, 18 (5, 6, 7, 8, 10, 15, 16) 10, 16, 18 (7, 9, 12, 13, 15, 17) 4, 10, 15 (6, 8, 12, 13, 18)
Hartman et al. (1983a)	137 male & female high school students	α -factor analysis (multiple R squares as communalities estimates)	2 (comparison between 2 factor and 3 factor solutions)	Varimax	I : II :	3, 5, 7, 8, 9, 10, 11, 13, 14, 17 (12) 12, 16, 18 (3, 4, 6, 8, 11, 13, 14, 17)
Osipow et al. (1976a)	837 male & female college students	Principal factor analysis (test-retest coefficients as communalities estimates)	4 (not reported)	Varimax	I : II : III : IV :	5, 7, 8, 10, 11, 13, 14, 17 (3, 9) 3, 12, 16, 18 (9) 4, 13 (17, 18) 6 (7, 16)
Rogers & Westbrook (1982)	175 male college students	Not reported	4 (eigenvalue ≥ 1)	Varimax	I : II : III : IV :	4, 8, 11, 12, 13, 14, 17, 18 (7, 9, 10, 16) 5, 7, 8, 10, 14 (6, 9, 11, 13) 3, 6, 9, 16 (7, 8, 10) 4, 15 (9, 13, 14, 17)
Slaney et al. (1981)	857 male & female college students	Principal factoring (not reported)	3 (eigenvalue ≥ 1)	Varimax	I : II : III :	5, 7, 8, 10, 11, 13, 14, 17 (4, 9, 12) 4, 11, 13, 15, 16, 17, 18 (8, 9, 14) 3, 5, 6, 8, 10 (7, 9, 11, 12, 14, 16, 18)

^a Items with factor loadings of .4 or above are indicated first; items with loadings between .2 and .4 are in parentheses.

TABLE 2
Comparison of Coefficients of Congruence Using Oblique and Orthogonal Rotation in
Previous CDS Factor Analytic Studies

		Osipow et al. (1976a)			
		Factor I	Factor II	Factor III	Factor IV
Hartman et al. (1979)	Factor I	64 (80)	(49)		60 (68)
	Factor II	68 (82)	42 (66)	(44)	
	Factor III	(42)	59 (73)	(43)	
	Factor IV	(57)	(46)	77 (79)	
Rogers & Westbrook (1983)	Factor I	41 (51)	56 (68)	(46)	
	Factor II	90 (94)			(40)
	Factor III	(47)	64 (72)		74 (78)
Hartman & Hartman (1982)	Factor I	(41)		71 (77)	
	Factor I	90 (92)		45 (57)	
	Factor II	(42)	75 (81)	(51)	
Slaney et al. (1981)	Factor III	(57)	63 (73)		45 (54)
	Factor I	98 (97)	(44)	(43)	
	Factor II	(59)	73 (80)	70 (73)	
Hartman & Fuqua (1982)	Factor III	45 (75)	52 (68)		59 (63)
	Factor I	96 (97)	(44)		
	Factor II	(40)	75 (83)	46 (56)	(42)
Hartman et al. (1983a)	Factor I	64 (77)	(63)	49 (62)	(46)
	Factor II	54 (72)	59 (75)	(45)	

Note: Coefficients based on Promax solutions are presented first; and those based on Varimax solutions are presented in parentheses. Decimal points were omitted. Congruence values less than .40 have been omitted.

訪米前にまとめていたTable 2

Osipow et al.(1976)に掲載されていた
Varimax法による回転行列をPromaxで斜交
回転し、他の6研究の結果もPromax回転し、
それらの間の因子の**一致性係数**を整理した
表。

斜交回転してみると、類似した結果が得
られていることを報告。

因子分析の手順についての報告が混乱し
ていることも指摘。

Penn Stateのデータに探索的因子分析を適用

TABLE 3
CDS Factor Loadings, Unique Variances, and Factor Intercorrelations

CDS item no.	Factor I	Factor II	Factor III	Factor IV	Unique variances
CDS3				<u>43</u>	76
CDS4			<u>68</u>		53
CDS5	23			<u>61</u>	56
CDS6				<u>61</u>	66
CDS7	<u>45</u>			27	54
CDS8	<u>59</u>				47
CDS9				<u>46</u>	60
CDS10	30			<u>25</u>	68
CDS11	<u>58</u>	24			55
CDS12		<u>54</u>			58
CDS13	29			25	65
CDS14	39			32	53
CDS15			<u>51</u>		65
CDS16		<u>59</u>			69
CDS17	39		<u>46</u>		49
CDS18		<u>56</u>	<u>21</u>		55
<i>Factor intercorrelations</i>					
Factor I	100				
Factor II	39	100			
Factor III	54	46	100		
Factor IV	58	44	50	100	

Note. Decimal points were omitted. Loadings of .4 or above are underlined and loadings below .2 are not included. $N = 698$.

The content of **Factor I** reflects a feeling of **indecision regarding a career choice**. In addition, there is an element of confusion, discouragement, and lack of experience and/or information that is reflected in the items that loaded on this factor. **Factor II** indicates **relative decidedness** about a future career, but a desire to obtain reinforcement and support for the decision that has been made. **Factor III** reflects a classical **approach-approach conflict**, in which respondents are positive about their career choice possibilities, and it is their multiple positive feelings rather than their multiple negative feelings (characterized in Factor I) about careers that make a choice difficult. Finally, **Factor IV** reflects an assortment of both **external and internal barriers** to career decision making.

CDSの次元性

1) 探索的因子分析 → 4次元を抽出<The Exploratory Factor Analysis Program (**EFAP**) (Joreskog & Sorborn,1978) was employed using maximum likelihood procedures with Promax rotation.>

Shimizu, K., Vondracek, F. W., Schulenberg, J. E., & Hostetler, M. (1988). The factor structure of the Career Decision Scale: Similarities across selected studies. *Journal of Vocational Behavior*, 32, 213-225.

2) 多集団同時分析 → 4次元の検証<**LISREL VI** (Joreskog & Soborn, 1984) was used to conduct simultaneous confirmatory factor analyses on the four grade level by gender subgroups. >

Schulenberg, J. E., Shimizu, K., Vondracek, F. W., & Hostetler, M. (1988). Factor invariance of career indecision dimensions across junior high and high school males and females. *Journal of Vocational Behavior*, 33, 63-81.

3) {1次元vs.多次元} × {正規分布からの乖離: **weighted least squares (WLS)**} <confirmatory factor analysis of **polychoric correlations**, using **PRELIS** & **LISREL 7** (Joreskog & Sorbom, 1989).

Shimizu, K., Vondracek, F. W., & Schulenberg, J. (1994). Unidimensionality versus multidimensionality of the Career Decision Scale: A critique of Martin, Sabourin, Laplante, and Coallier. *Journal of Career Assessment*, 2, 1-14.

Schulenberg, J., Vondracek, F.W., & Shimizu, K. (1994). Convergence and obfuscation: A rejoinder to Osipow and to Laplante, Coallier, Sabourin, and Martin. *Journal of Career Assessment*, 2, 29-39.

4) 縦断データの分析：反復多変量分散分析 ← SEMではなかった。

Vondracek, F. W., Schulenberg, J. E., Hostetler, M., & Shimizu, K. (1990). Dimensions of career indecision. *Journal of Counseling Psychology*, 37, 98-106.

日本での共同研究

不決断・優柔不断 キヤリア成熟・キヤリア自己効力感

清水 和秋・坂柳 恒夫 (1988). 進路不決断と進路成熟・父親, 母親, 友人, 教師の影響に関する高校生の横断的な研究. 進路指導研究, 9, 28-36.

清水 和秋 (1989a). 中学生の進路展望と進路不決断との関係 進路指導研究, 10, 1-7.

清水 和秋 (1989b). 中学生を対象とした進路不決断尺度の因子的不変性について－COSANを使用して－ 関西大学社会学部紀要, 21(1), 143-176.

清水 和秋 (1990). 進路不決断尺度の構成－中学生について－ 関西大学社会学部紀要, 22(1), 63-81.

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・花井 洋子 (2007). キヤ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尺度構成－ 関西大学社会学部紀要, 38(3), 97-118.

清水 和秋・花井 洋子 (2008). キヤ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－ キヤリア教育研究, 26, 19-30.

花井 洋子・清水 和秋 (2014). キヤリア選択自己効力感の構造とモデル－大学生と工業高校生を対象とした因子的不変性の検討－ キヤリア教育研究, 33, 29-38.

他に：自尊感情尺度（清水・吉田, 2008）、バイタリティー（福井・清水, 2015）、YG性格検査（清水・山本, 2017）、職業的価値観（寺田・紺田・清水, 2012; Lee, Terada, Shimizu, & Lee, 2017）、多面的感情（森・清水, 2005）、対人恐怖心性なども検討

清水 和秋・山本 理恵 (2017). YG性格検査の因子の構造－多集団同時分析による3次元構造の確認－ 関西大学社会学部紀要, 48(2), 1-25.

変化、これを解析するには

- 変化の軌跡 $\{x_i, t_i, e_i\}$ いずれで描くか
- 変化を得点の差から $\{x_i, t_i, e_i\}$ いずれで計算するか

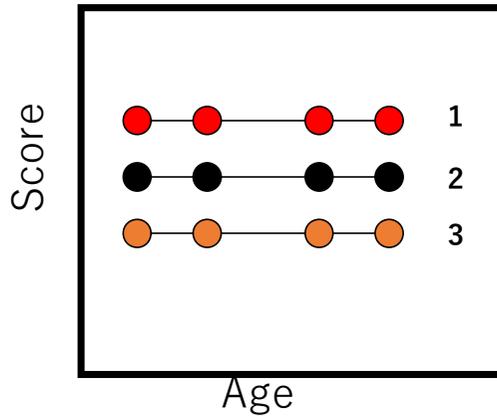
$$x_i = t_i + e_i \quad \text{観測得点} = \text{真の得点} + \text{誤差}$$

$$\text{信頼性係数} = \sigma^2(t_i) / \sigma^2(x_i)$$

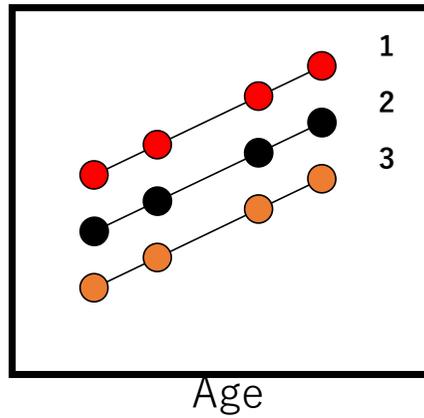
疑問1：信頼性係数 ≥ 0.8 程度でいいのか。

疑問2： $\{x_i, t_i\}$ これらは特性的変数と断定していいのか。

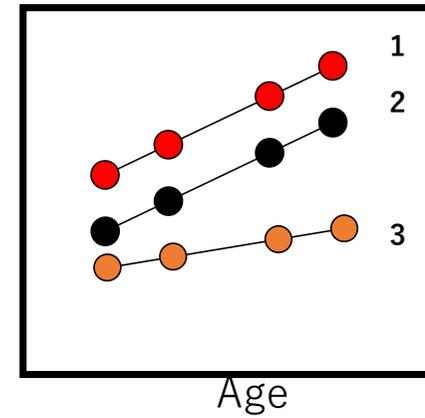
By John R.
Nesselrode
(2004)



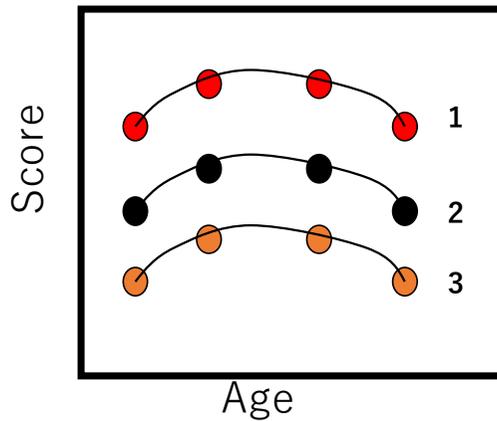
Level Component Only



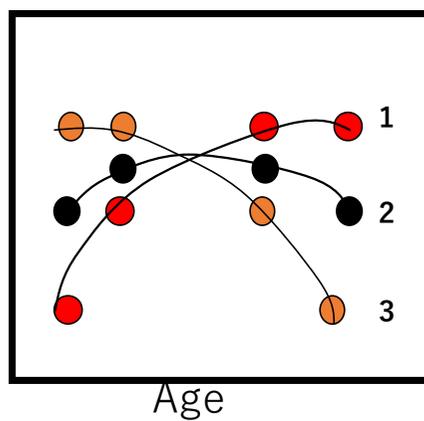
Level Component and Slope Mean



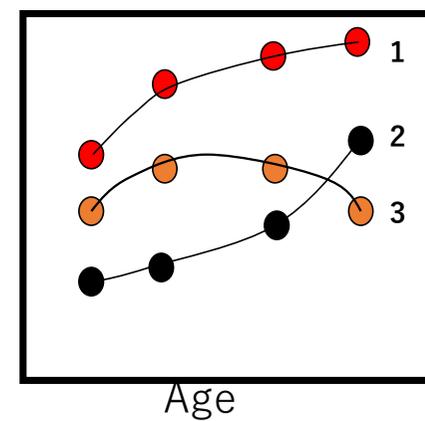
Level and Slope Components



Level Component and Shape Mean



Shape Component Only



Level and Shape Components

Jack McArdleから小包が届く(1986年) RAMの関連文献を彼に請求したところ

成長・発達・学習の曲線 ← 一つの変数を複数回繰り返して測定（縦断的研究）。

Tucker(1966)の学習曲線の分解：Tuckering

Cronback, L.J. (1967). Year-to year correlations of mental tests: A review of the Hofstetter analysis. *Child Development*, 38, 283-289.

探索的な因子分析法の枠内では、適用する因子抽出の方法や因子軸の回転法によって、因子が異なったものとなる、すなわち、適用する方法が結果に影響する、という批判。多くの研究者が、発達の原因型としての因子を特定することについて悲観的となった中で、Wohlwill (1973)だけが、発達関数の因子としての特定の可能性を追求していた。

Wohlwill, J. F. (1973). *The study of behavioral development*. New York, NY: Academic Press.

変化の軌跡の切片と傾きを因子の平均としたモデル

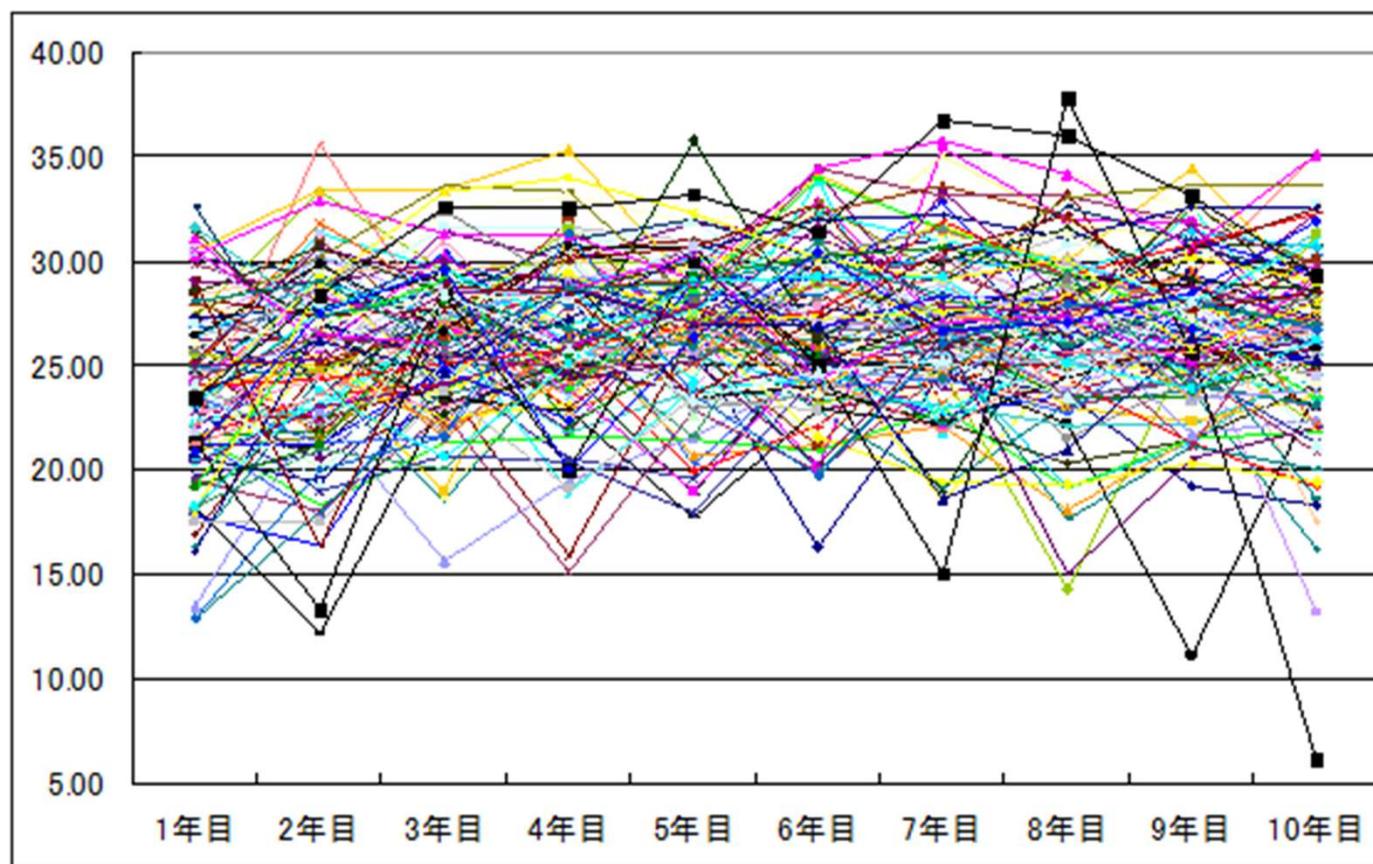
McArdle (1986)：潜在成長モデル (LGM: Latent Growth Model)

McArdle, J. J. (1986). Latent variable growth within behavior genetic models. *Behavior Genetics*, 16, 163-200.

Meredith & Tisak (1990)：潜在曲線モデル (LCM: Latent Curve Model)

Meredith, W., & Tisak, J. (1990). Latent curve analysis. *Psychometrika*, 55, 107-122.

混合モデル (Mixture Modeling: 混合分布モデルとも呼ばれる)



解析データ：
(社) 日本野球機構(1998)。

ある程度の年数以上にお
たって活躍してきた選手

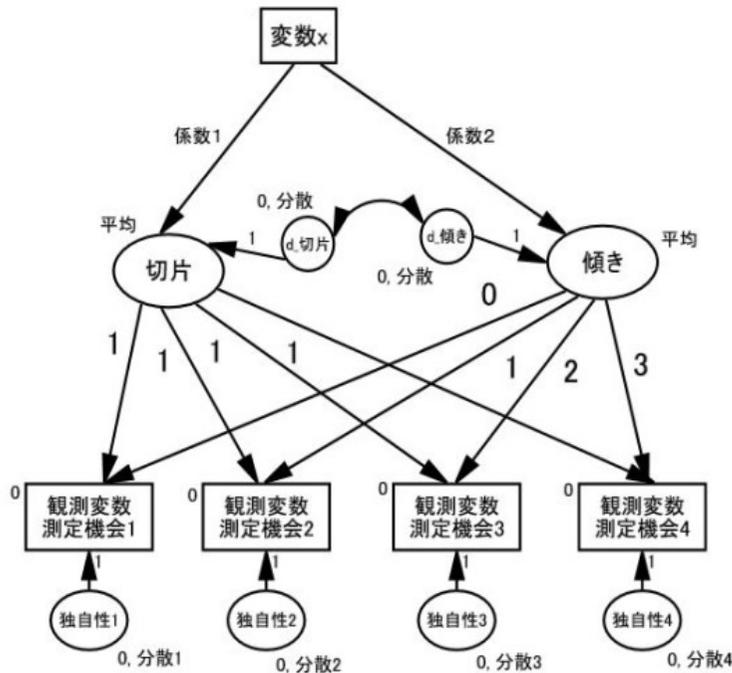
実働年数が10年以上で、
各年の平均出場試合数が90
試合以上の156名の選手を対象

戦前からの選手やデータの
一部が欠損している選手は、
対象から除外

現役選手のデータでは、同
様に実働が7年以上を基準
として、セリーグ・パリー
グの121名の選手を対象。

LGM : Latent Growth Model

LCM : Latent Curve Model



$$y_{1i} = 1f_{1i} + 0f_{2i} + u_{1i}$$

$$y_{2i} = 1f_{1i} + 1f_{2i} + u_{2i}$$

$$y_{3i} = 1f_{1i} + 2f_{2i} + u_{3i}$$

$$y_{4i} = 1f_{1i} + 3f_{2i} + u_{4i}$$

y1:観測変数測定機会1
 y2:観測変数測定機会2
 y3:観測変数測定機会3
 y4:観測変数測定機会4
 f_1 :「切片」因子(因子パターン1, 1, 1, 1)
 f_2 :「傾き」因子(因子パターン0, 1, 2, 3)

今世紀になってSEMが最も応用される分野は、**時間軸**に焦点を当てた研究となってきた(Mroczek & Little, 2006)。

1つの観測変数の時間軸での**変化の軌跡**を**因子得点の関数式**として描こうとするモデルが、**潜在成長モデル**(McArdle, 1986)あるいは**潜在曲線モデル**(Meredith & Tisak, 1990)である。

このモデルは、観測変数の得点から、軌跡のはじまりのレベルを**切片**として特定する因子、観測機会を**時間関数**として1次あるいは高次の項に関する因子を推定する方法である(清水, 1999)。

左の図は、等間隔での4回繰り返し測定した1つの観測変数を対象としたモデルである。軌跡のはじまりである**切片**と**傾き**は**1**や**時間関数**からなる**固定パラメータ**という特殊な形式を採用しているが、各観測機会の独自性の分散を推定するという点では因子分析の範疇にある。なお、図では、ある変数xが軌跡の**切片**と**傾き**にどの程度の影響を与えるのかを検討する研究の例としてこの変数からのパスを挿入している。

清水 和秋 (1999). [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.

DOI : https://doi.org/10.20757/career.19.2_1

u1からu4は独自性

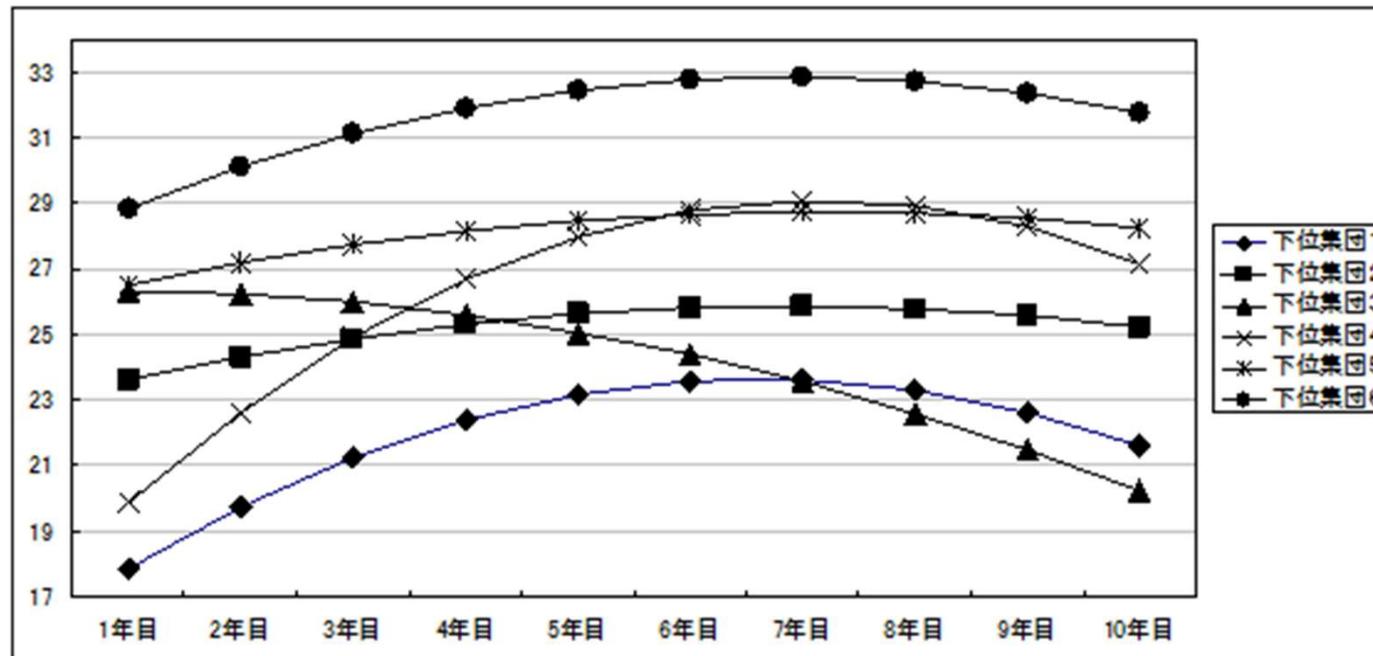
SEMで推定するのは、「**切片**」と「**傾き**」の平均と分散、そして、「**独自性**」の分散
 図では、変数xからのパス係数も指定

混合モデルによる分析

表7 下位集団数を6とした推定から計算した各集団の軌跡

	1年目	2年目	3年目	4年目	5年目	6年目	7年目	8年目	9年目	10年目
下位集団1	17.869	19.739	21.245	22.387	23.165	23.579	23.629	23.315	22.637	21.595
下位集団2	23.609	24.310	24.881	25.322	25.633	25.814	25.865	25.786	25.577	25.238
下位集団3	26.332	26.230	25.984	25.594	25.060	24.382	23.560	22.594	21.484	20.230
下位集団4	19.889	22.637	24.899	26.675	27.965	28.769	29.087	28.919	28.265	27.125
下位集団5	26.501	27.176	27.731	28.166	28.481	28.676	28.751	28.706	28.541	28.256
下位集団6	28.852	30.101	31.118	31.903	32.456	32.777	32.866	32.723	32.348	31.741

注:太線で示した数値はそれぞれの集団のピーク値である。



- **下位集団 6** {長嶋茂雄、若松 勉、張本 勲、落合博満}

キャリアのはじまりで2割8分9毛あり、7年目で3割2分9毛の**ピーク**を迎え、**10年目**でも3割1分7毛である。

- **下位集団 5** {高田 繁、掛布雅之、藤田 平、広沢 克など46名}

2割6分~2割9分弱~2割8分という**変化**を示している。

- **下位集団 4** {大杉勝男、王 貞治、大島康徳、高木守道など14名}

6下位集団の中で2番目に**低いポイント** (約2割) からキャリアがはじまり、ピークは2割9分と上から**2番目に位置し**、10年目には2割7分となる。

- **下位集団 3** {広岡達朗、本屋敷錦吾、大沢啓二など9名}

約2割3分からキャリアがはじまる。このはじまりがピークで、10年目には約2割へと**ほぼ直線的に打撃成績が低下する**。

- **下位集団 2** {富田 勝、山倉和博、大矢明彦、田淵幸一、伊東 勤など38名}

2割4分弱~2割6分弱~2割5分と**大きな変動がなかった**

- **下位集団 1** {谷繁元信、仰木 彬、鎌田 実など10名}

1割8分弱からキャリアがはじまる。**キャリア初期において急速に打撃成績を向上**させている。この集団のピークは2割3分6毛で、10年目を2割1分6毛で終えている。

2つの先陣争い

1) SEMの包括的モデル(清水, 1989, 1994)

LISREL (Joreskog & van Thillo, 1972; Jöreskog, Sörbom, 1976, 1984)

COSAN (McDonald, 1978, 1980)

EQS (Bentler & Weeks, 1980; Bentler, 1985)

RAM (McArdle, 1980, **McArdle & McDonald, 1984**) → **R lavaan**

LISCOMP (Muthen, 1984) → **Mplus**

2) LGM/LCM → LCM

Latent Growth Model (**McArdle, 1986**)

→ 先日、**McArdleからの小包を処分**

Latent Curve Model (Meredith & Tisak, 1990)

決着 : McArdle & Nesselroade(2014)のP.93から

“In **1985** an important innovation in longitudinal research was created by Bill Meredith (later published as **Meredith & Tisak, 1990**), who showed how the “Tuckerized curve” model (after Tucker, 1958) could be presented and fitted using a structural equation model based on restricted common factors.”

そして、**2回**の反復測定間での変化を捉える → LCM : Latent Change Model (用語)

ある変数を2回測定した。1回目の*i*さんの得点を x_{1i} とし、2回目の得点を x_{2i} とする。

問：この2つの得点の差を $x_{di} = x_{1i} - x_{2i}$ とする操作は適切ではない。その理由について述べてください。

ある学生の解答：

古典的テスト理論を適用すれば、それぞれ、次のように表すことができる。

$$x_{1i} = t_{1i} + e_{1i}$$

$$x_{2i} = t_{2i} + e_{2i}$$

この2つの差を計算すると

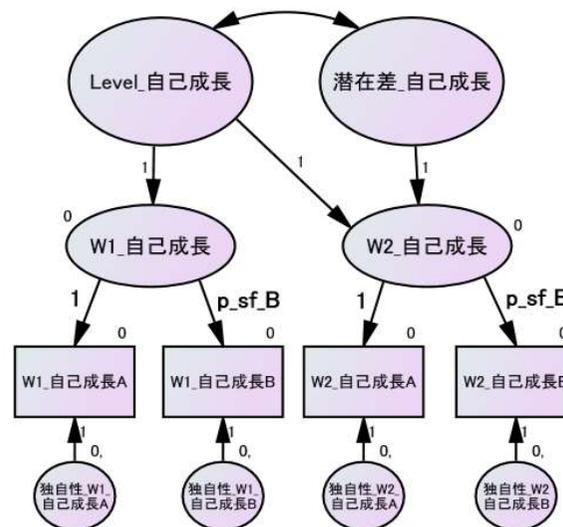
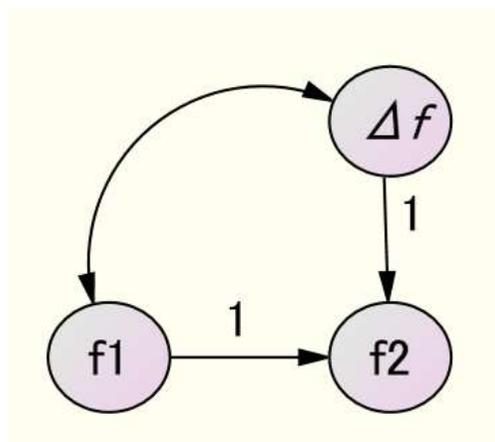
$$\begin{aligned} x_{di} &= (t_{1i} + e_{1i}) - (t_{2i} + e_{2i}) = t_{1i} + e_{1i} - t_{2i} - e_{2i} \\ &= (t_{1i} - t_{2i}) + (e_{1i} - e_{2i}) \end{aligned}$$

となってしまう、観測変数の差 = 真の得点の差 + 誤差の差となり、真の得点の差を捉えることができない。

→ 潜在変数（因子）間の差を捉える 潜在差得点モデル

「もう一つの争いなのか：名称がいろいろ」

$$f_2 = f_1 + \Delta f$$



古典的な方法：
観測変数から変化を捉える。

LCM：
観測変数から変化の軌跡を潜在変数で捉える。
一つの観測変数で独自性の分散を推定。

潜在差得点：
左の図

以上の方法論は、変数の信頼性が高いことを暗黙に仮定。

この信頼性は安定性ではない。

用語がいくつか：

Latent Change Score model (McArdle & Nesselroade, 1994)

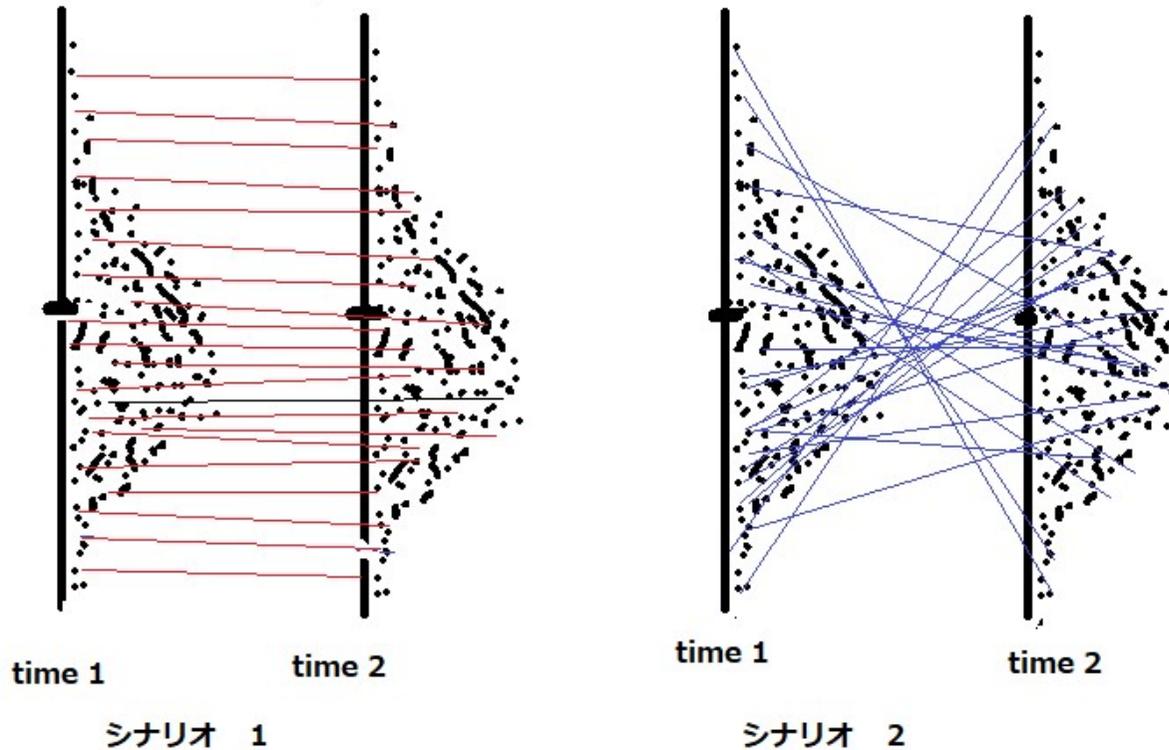
Latent Change Model (Herztoog & Nesselroade, 2003)

Common-factor Latent Change Score (McArdle, 2009)

清水 和秋・三保 紀裕 (2011). 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), 1-28.

再検査の相関関係の図 1

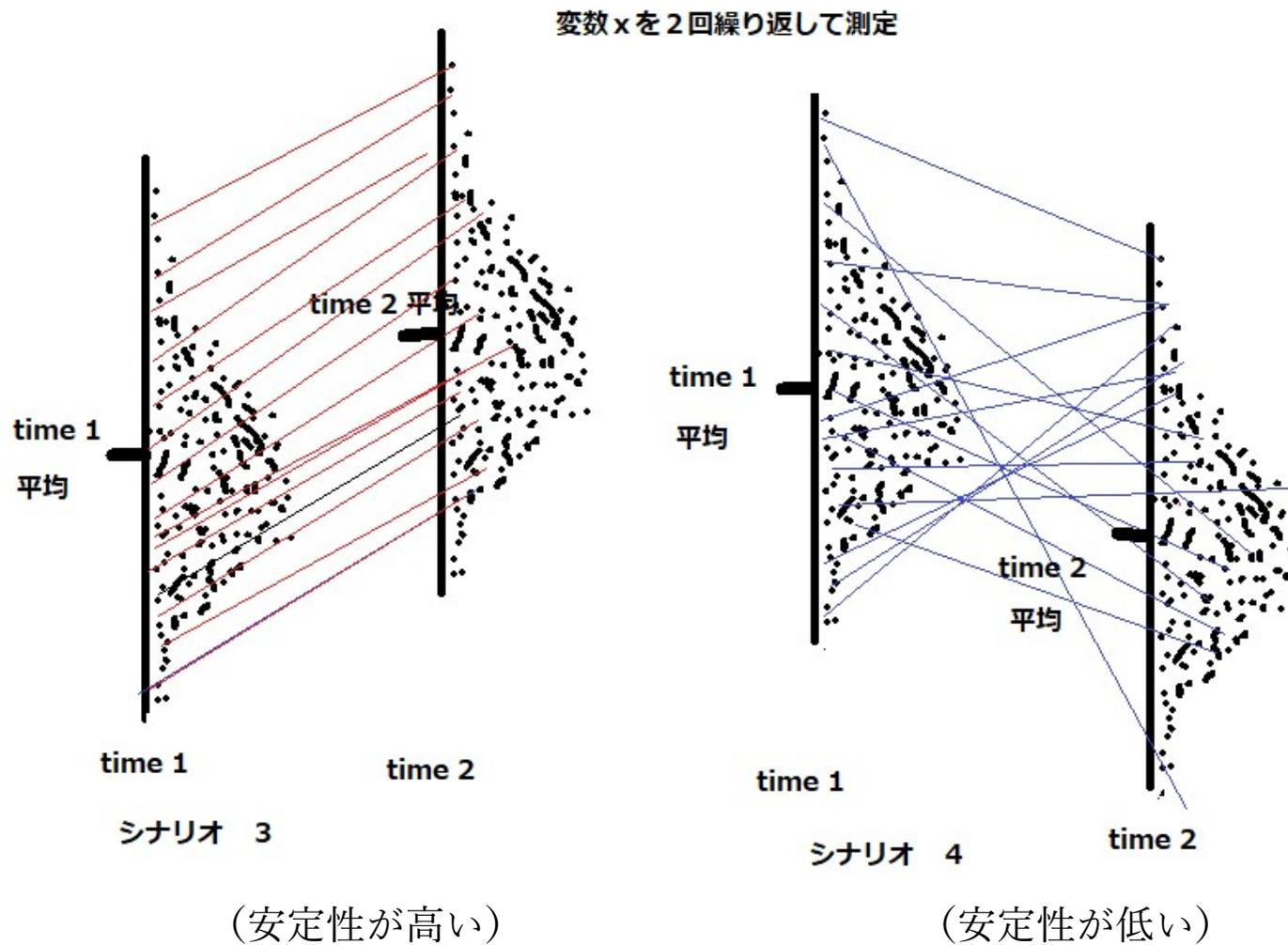
変数 x を 2 回繰り返して測定



シナリオ 1 の相関係数 > シナリオ 2 の相関係数
(安定性が高い) (安定性が低い)

注：安定性は再検査信頼性と同じ。使う場面が異なる。前者は予測と文脈で使われてきた。

再検査の相関関係の図 2



このような変化を起
こしているのは、**特
性**と考えられてきた。

疑問を提起：
このような変化を起
こしているのは、**特
性**と**状態**なのか。

平均レベルの変化。

個人間差の大きさは。
Individual differences

個人間差 **individual differences**
個人内変化 **intraindividual change**

← 横断的研究デザイン
← 縦断的研究デザイン

- 構成概念 安定性のある **construct**

特性 **trait** 知能・性格などの心理テスト
個人間差の記述 プロフィール

$B = f(P, E)$ ← 批判

Mischel (1968) 「人間－状況論争 (person-situation debate)」
あるいは「一貫性論争 (consistency debate)」

Hunter & Hunter (1984) 予測的妥当性が0.53程度

- 状態 **state** ← 変化 (・変動)

変化に敏感な測定 **Change sensitive measurement**

Trait-state distinction model 特性・状態区分モデル

パーソナリティの測定に関して、Cattell (1965 斎藤・安塚・米田訳, 1975) は、次のような方法論の未解決な課題を明らかにしている。

「**状態**の測定はまだ始まったばかりの幼児期に当たっており、これまでのところでは不可解なものである。その理由は、多変量法(multivariate method)が、**状態**の数や性質を明らかにするために第一に用いられたものではなかったことによる。ある場合には、類似のテスト測度が、**状態**と**特性**を指し示すように見えるという問題もなお残っている。

<途中略>

この新しい領域における進歩の形式的な結論は、指定方程式 (specification equation) の中で、**特性因子得点**以外に**状態因子得点**を常に付け加えなければならない (we must always add state factor scores along with trait factor scores) ということである。(Pp.163-164) (カッコ内は原文、p.157)」

レイモンド・B.キャッテル 斎藤耕二・安塚俊行・米田弘枝 (1975). パーソナリティの心理学－パーソナリティの理論と科学的研究－ 金子書房

Cattell, R.B. (1965). *The scientific analysis of personality*. Penguin Books.

For Bien Tsujioka
with happy remembrance
of work together &
all good wishes for
the future.

Raymond B Cattell

斎藤他訳(1975)の
裏表紙のCattellの
署名

辻岡先生より。

Cattell先生による問題提起への回答

1) 特性と状態を測定する尺度を独立に開発

C.D. Spielberger が開発したState-Trait **Anxiety** Inventory(以下、**STAI**)である。このSTAIの日本語版（肥田野・福田・岩脇・曾我・Spielberger, 2000)では、状態不安を測定する20項目の教示は「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」である。→Assessment of Emotions: Anxiety, Anger, Depression, and Curiosity

2) P技法データへの動的因子分析の適用（日々の変動を潜在変数で捉える）

Hamaker, Nesselroede, & Molenaar(2007)は、観測得点を特性因子得点と状態因子得点の和からなるモデルを検討している。紺田・清水（2015）は、特性変数である情動性と外向性を対象として、6名の調査参加者から得られたP-技法データに動的因子分析を適用して、時間経過の中での変動性を検討し、これらの変数は、時間の間隔が離れば安定性が低くなることを明らかにしている。そして、この傾向が情動性において強いとしている。

3) Steyerによる **Latent state-trait theory** 潜在状態・特性理論 ←社会的態度測定

2次因子モデル。1次因子が状態因子で2次因子を特性とする。Eysenckのパーソナリティ測定の階層構造に近いが、これをベースとしたとはSteyerがどこにも書いていない。

4) Geiserによる **単一特性複数状態モデル**

状態残差（state-residual）という概念を応用して、Steyerの潜在状態・特性理論から展開。

5) さらに ←パーソナリティ測定 ← 潜在変数の平均構造モデルを組み込む

回答への準備：因子分析モデル（SEM, 測定モデル）

探索的因子分析の共通因子モデル

$$Z_{ij} = b_{j1}T_{1i} + b_{j2}T_{2i} + \cdots + b_{jk}T_{ki} \cdots + b_{jm}T_{mi} + d_j U_{ji}$$

観測変数 Z_{ij} 、 T_{ki} 因子得点、 b_k 因子パターン、 $d_j U_{ji}$ 独自性

（観測変数に m 個の共通因子が潜在している。）

Big Fiveのような特性を対象とした場合、 T は特性因子である。因子数の決定・単純構造を求めた因子軸の回転が行われ、因子についてに尺度の構成が行われる。

$$Z_{ij} = p_{j1}S_{1i} + p_{j2}S_{2i} + \cdots + p_{jk}S_{ki} \cdots + p_{jo}S_{oi} + d_j U_{ji}$$

不安・怒りなどの感情を観測変数とした**状態**因子だけの因子分析モデル。

観測変数 Z_{ij} 、 S_{ki} 因子得点、 p_k 因子パターン、 $d_j U_{ji}$ 独自性

因子数の決定・単純構造を求めた因子軸の回転が行われ、因子についてに尺度の構成が行われる。

回答1：特性と状態を測定する尺度を独立に開発

因子得点ではないが、尺度得点として、特性と状態を独立に測定するアプローチがある。状態不安と特性不安の代表的な検査はC.D. Spielbergerが開発したState-Trait Anxiety Inventory(以下、STAI)である。

Spielberger, C. D. (1966). Theory and research on anxiety. In C. D. Spielberger (Ed.), *Anxiety and Behavior*. New York: Academic Press, 3-20.

STAIの日本語版（肥田野・福田・岩脇・曾我・Spielberger, 2000）

状態不安を測定する20項目の教示は「**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」

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」である。

第05回配布論文：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. DOI: https://doi.org/10.5926/jjep1953.29.4_348

Spielberger & Reheiser (2009)は、この検査の開発に、Cattellの状態不安と特性不安の概念があることを紹介し、怒り、抑うつ、そして、好奇心についても、同じような教示方法を応用することにより、それぞれの状態と特性の尺度を紹介している。

STAIを1週間間隔で半年間隔で測定 $N=231$ 中学生
 状態不安尺度・特性不安をそれぞれ折半法で2つ (AとB) に分割

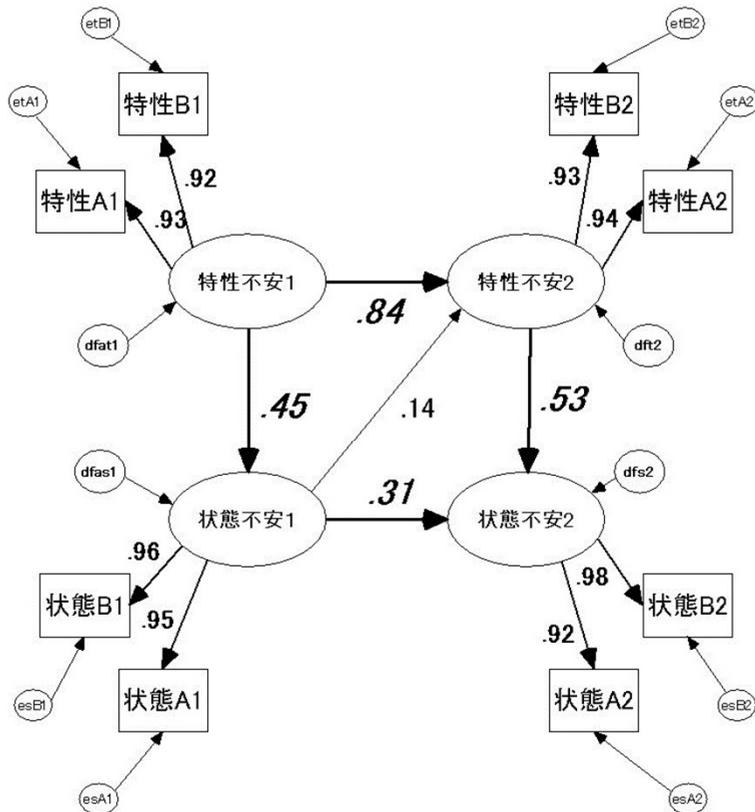


図3a 状態・特性不安(STAI-JYZ)の1週間間隔での縦断測定モデル化(小包化)
 注: 適合度指標 $\chi^2=67.921$ $df=17$ $P=0.000$ $RMSEA=.117$ $CFI=.973$ $IFI=.973$

左右のモデル図の係数は有意な値を標準化形式で表示。

右の図の独自性間共分散は、標準化しているので、相関係数の値。

安定性は特性不安の方が高い

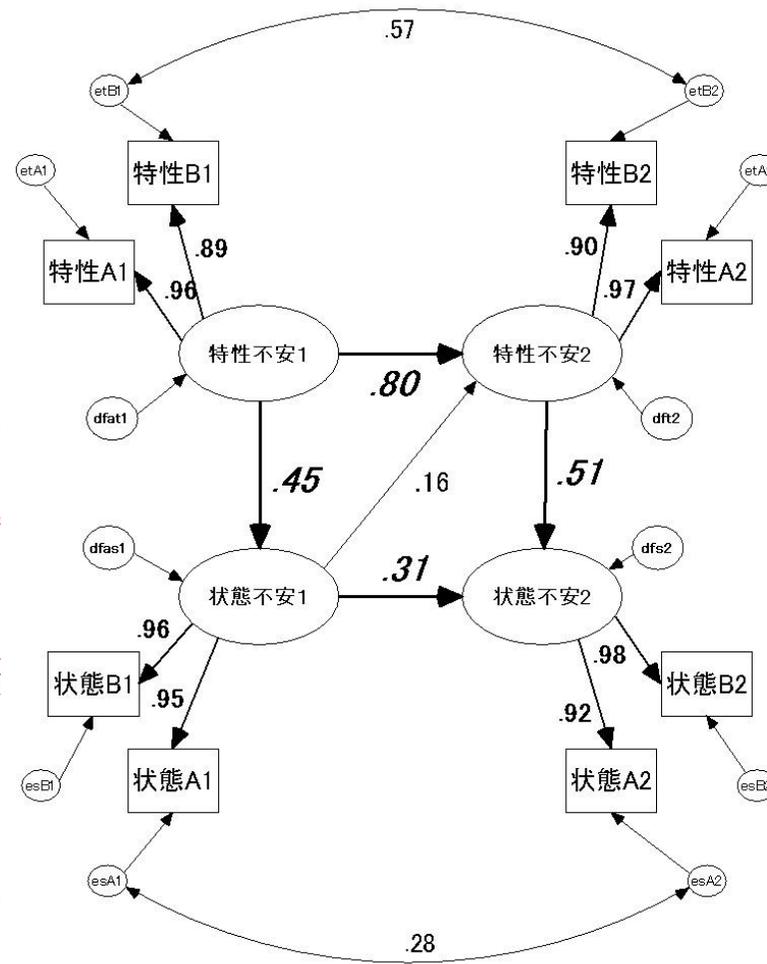


図3b STAI-JYZの縦断モデル(誤差間共分散)
 注: 適合度指標 $\chi^2=11.579$ $df=15$ $P=.711$
 $RMSEA=.000$ $CFI=1.000$ $IFI=1.002$

SEMのソフトの出力:
 修正指数が独自性間共分散を示唆。

修正指数というアドバイスの活用例

適合度 (RMSEA) は、良いとはいえない。

独自性間共分散を置くことで、十分な適合度となった。

回答2：P技法データへの動的因子分析の適用

紺田 広明・清水 和秋 (2015). 動的因子分析による個人内変動のモデル化—心理時系列データへの同時分析の適用—行動計量学, 42(1), 69-80.

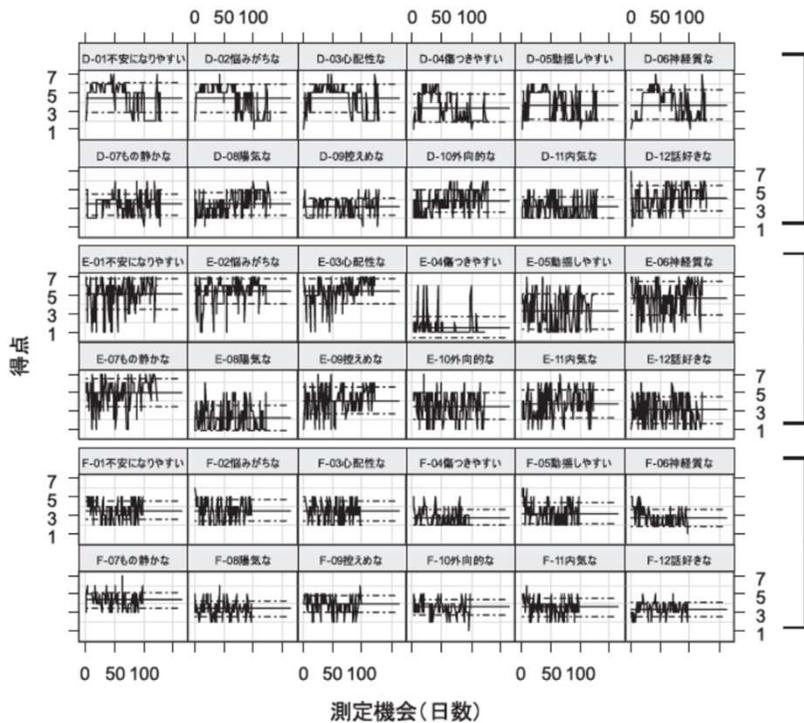


図 1-b 参加者 D, E, F の項目ごとの得点推移

注：上 2 行は D, 中央 2 行は E, 下 2 行は F から得られたデータである。以下,

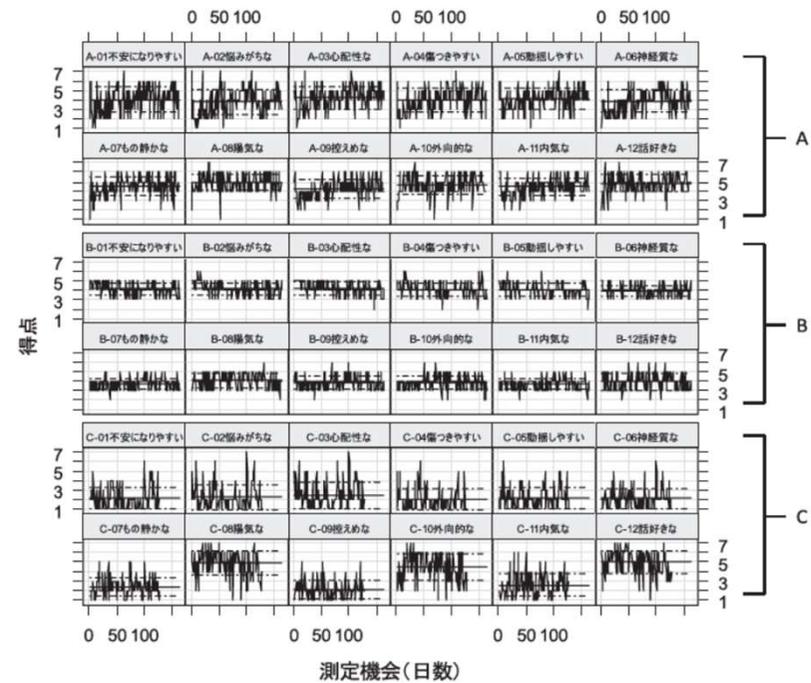


図 1-a 参加者 A, B, C の項目ごとの得点推移

注：上 2 行は A, 中央 2 行は B, 下 2 行は C から得られたデータであり, それぞれ項目ごとに, 横軸を測定機会 (日数), 縦軸を項目得点として得点の推移を示した。また, 実線は平均, 破線は ±1 標準偏差である。

Multi-individual Dynamic Factor Analysis

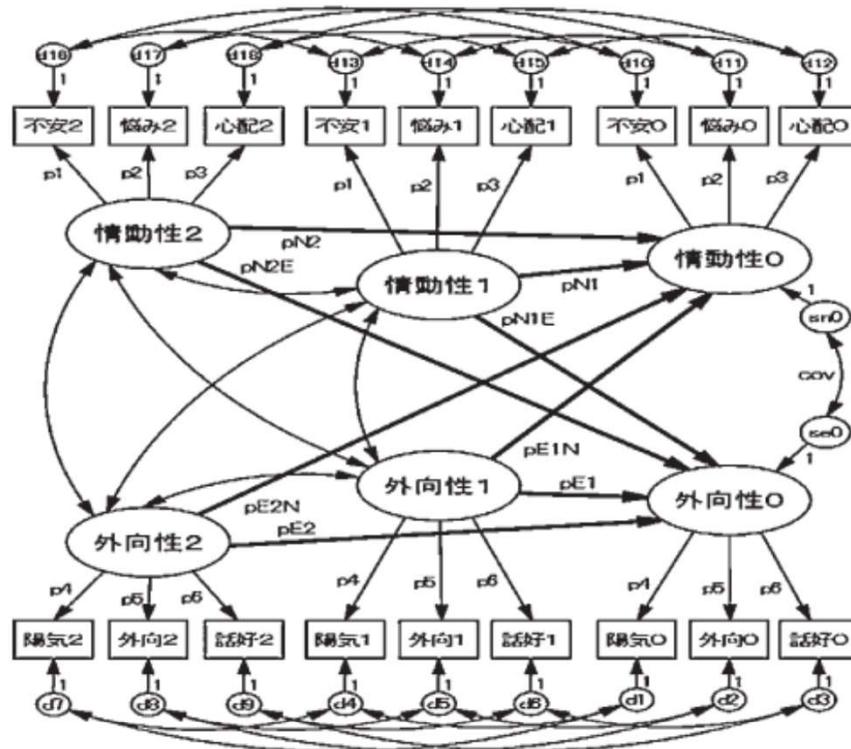


図 3. 本研究における MDFA のモデル
 注：因子名または観測変数名の数字はラグ数をあらわし、観測変数名は、略記で示している（「不安」は「不安になりやすい」、「悩み」は「悩みがちな」、「心配」は「心配性な」、「陽気」は「陽気な」、「外向」は「外向的な」、「話好」は「話好き」である）。

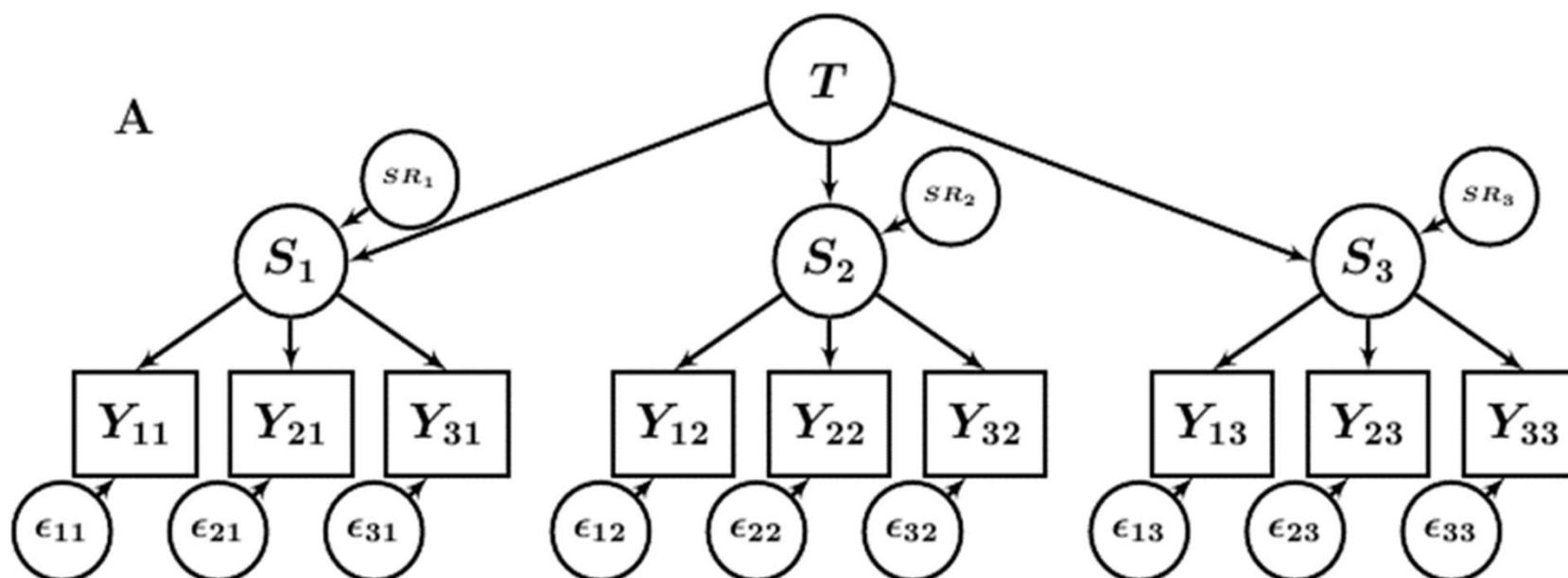
表 2. MDFA による測定モデル

パス	推定値	標準誤差	標準化推定値						
			A	B	C	D	E	F	
情動性 ラグ0	情動性 ⁰ → 不安 ⁰	1	(固定) ²⁾	.735	.746	.918	.919	.825	.885
	情動性 ⁰ → 悩み ⁰	.968	.021	.720	.693	.840	.916	.777	.839
	情動性 ⁰ → 心配 ⁰	.927	.022	.740	.708	.749	.875	.828	.839
情動性 ラグ1	情動性 ¹ → 不安 ¹	1	(固定) ²⁾	.731	.745	.917	.918	.822	.884
	情動性 ¹ → 悩み ¹	.968	.021	.716	.692	.839	.915	.773	.839
	情動性 ¹ → 心配 ¹	.927	.022	.737	.706	.748	.874	.825	.838
情動性 ラグ2	情動性 ² → 不安 ²	1	(固定) ²⁾	.731	.745	.917	.918	.822	.884
	情動性 ² → 悩み ²	.968	.021	.716	.692	.839	.915	.773	.839
	情動性 ² → 心配 ²	.927	.022	.737	.706	.748	.874	.825	.838
外向性 ラグ0	外向性 ⁰ → 陽気 ⁰	1	(固定) ²⁾	.671	.627	.906	.855	.728	.643
	外向性 ⁰ → 外向 ⁰	.982	.029	.585	.667	.796	.866	.684	.680
	外向性 ⁰ → 話好 ⁰	1.039	.029	.672	.614	.902	.869	.745	.743
外向性 ラグ1	外向性 ¹ → 陽気 ¹	1	(固定) ²⁾	.675	.625	.908	.855	.722	.662
	外向性 ¹ → 外向 ¹	.982	.029	.588	.665	.798	.866	.678	.699
	外向性 ¹ → 話好 ¹	1.039	.029	.675	.612	.903	.869	.740	.760
外向性 ラグ2	外向性 ² → 陽気 ²	1	(固定) ²⁾	.675	.625	.908	.855	.722	.662
	外向性 ² → 外向 ²	.982	.029	.588	.665	.798	.866	.678	.699
	外向性 ² → 話好 ²	1.039	.029	.675	.612	.903	.869	.740	.760

注：1)観測変数は、モデル図と同様の略記で示している。
 2)このパスは、値1に固定していることを示す。

回答3：Steyerによる **Latent state-trait theory** 潜在状態・特性理論

2次因子モデル。 $Y_{11} \sim Y_{31}$ は第1回目の測定変数、同じ変数を3回繰り返して測定。1次因子を測定機会別の**状態因子**とし、その上位の2次因子として**特性**が位置づけられている。

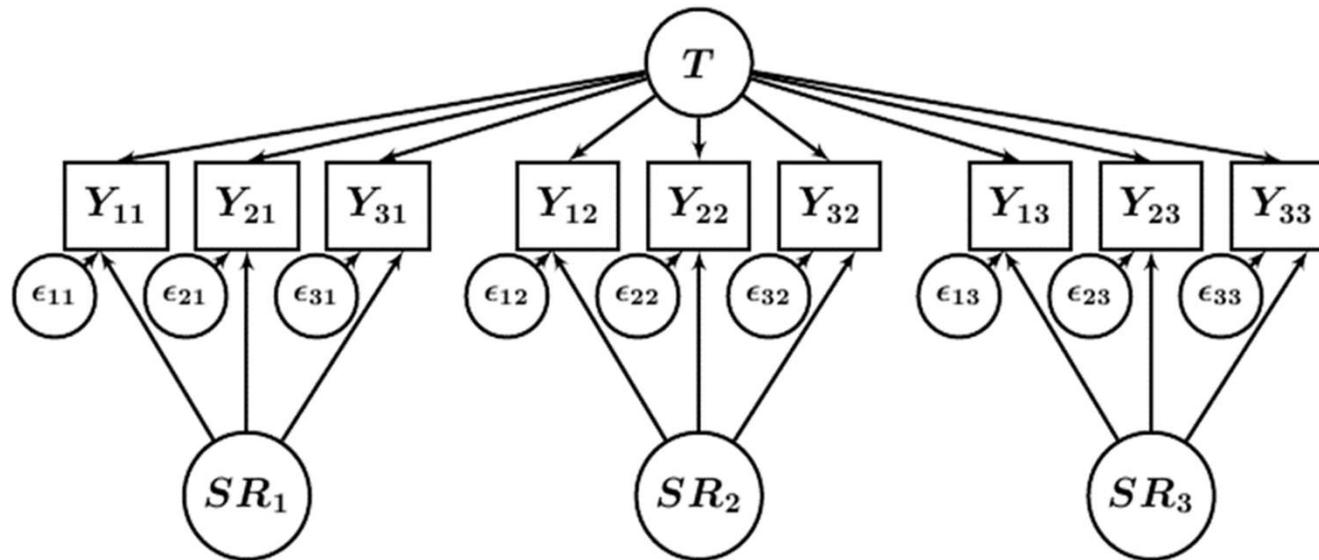


Steyer, R., Ferring, D., & Schmitt, M. (1992). States and Traits in Psychological Assessment. *European Journal of Psychological Assessment*, 8(2), 79–98.

回答4：Geiserによる**単一特性複数状態モデル** bifactor modelの応用

$Y_{11} \sim Y_{31}$ は第1回目の測定変数、同じ変数を3回繰り返して測定。

T は**特性因子**。 SR_1 、 SR_2 、 SR_3 は測定機会別の**状態因子**（状態残差: **state-residual**）。



これらの

特性因子の分散と
状態因子の分散とを推定。
因子の平均は T のみ。

Geiser, C. (2020). *Longitudinal structural equation modeling with Mplus: A latent state-trait perspective*. New York: Guilford Press.

Geiser, C., Hintz, F., Burns, G. L., & Servera, M. (2020). Latent variable modeling of person-situation data. In D. Funder, J. Rauthman, & R. Sherman (Eds.), *The Oxford Handbook of Psychological Situations* (pp. 949 – 984). Oxford University Press.

Shimizu (2018)は、career indecisionの測定に関して、life-span developmentの研究方法論の展開を踏まえて、次のように新しい動きを紹介している。

“Nesselroade (1988) discussed such problems in the context of human development as **trait-state** distinction. He proposed that observed variables can have both, a latent variance of **trait** and a latent variance of **state** (also see, Hertzog & Nesselroade, 1987). Traditionally, it is assumed that items load chiefly on one common factor and that such simple structure is desirable for scale construction. Nesselroade’s proposal is that an item as an observed variable loads on two latent factors; one is the **trait factor**, the other is the **state factor**. Geiser, Keller, Lockhart, Eid, Cole, and Koch (2015) described such a **trait-state** distinction model. (P. 231)“

Geiser, C., Keller, B. T., Lockhart, G., Eid, M., Cole, D. A., & Koch, T. (2015). Distinguishing state variability from trait change in longitudinal data: The role of measurement (non) invariance in latent **state-trait analyses**. *Behavior Research Methods*, 47, 172-203.

Nesselroade, J. R. (1988). Some implications of the **trait-state distinction** for the study of development over the life-span: The case of personality. In P. B. Baltes, D. L. Featherman, & R. M. Lerner (Eds.), *Life-span development and behavior* (Vol. 8, pp. 163-189). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Shimizu, K. (2018). Dimensionality of career indecision: Methodological perspectives. In J. A. Ferreira, M. Reitzle & E. Santos (Eds.), *Development in context: Festschrift for Fred Vondracek* (pp.219-236). University of Coimbra Press.

ここでも用語が二つ：**trait-state** と **state-trait**

最終回答への準備：特性(T)・状態(S)区分モデル

$$X_{ij} = \tau_j + b_{jk} T_{ki} + b_{jsp} S_{pi} + d_j U_{ji}$$

第1回目の3変数を次のように表してみる。

$$X_{i11} = \tau_{11} + b_{11} T_i + b_{11s1} S_{1i} + d_{11} U_{11i} \quad (4.1.1)$$

$$X_{i21} = \tau_{21} + b_{21} T_i + b_{21s1} S_{1i} + d_{21} U_{21i} \quad (4.1.2)$$

$$X_{i31} = \tau_{31} + b_{31} T_i + b_{31s1} S_{1i} + d_{31} U_{31i} \quad (4.1.3)$$

第2回目の3変数を次のように表してみる。

$$X_{i12} = \tau_{12} + b_{12} T_i + b_{12s2} S_{2i} + d_{12} U_{12i} \quad (4.2.1)$$

$$X_{i22} = \tau_{22} + b_{22} T_i + b_{22s2} S_{2i} + d_{22} U_{22i} \quad (4.2.2)$$

$$X_{i32} = \tau_{32} + b_{32} T_i + b_{32s2} S_{2i} + d_{32} U_{32i} \quad (4.2.3)$$

そして、第3回目の3変数を次のように表してみる。

$$X_{i13} = \tau_{13} + b_{13} T_i + b_{13s3} S_{3i} + d_{13} U_{13i} \quad (4.3.1)$$

$$X_{i23} = \tau_{23} + b_{23} T_i + b_{23s3} S_{3i} + d_{23} U_{23i} \quad (4.3.2)$$

$$X_{i33} = \tau_{33} + b_{33} T_i + b_{33s3} S_{3i} + d_{33} U_{33i} \quad (4.3.3)$$

回答5：Trait-state distinction model 特性・状態区分モデル（再掲）

パーソナリティの測定に関して、Cattell（1965 斎藤・安塚・米田訳, 1975）は、次のような方法論の未解決な課題を明らかにしている。

「**状態**の測定はまだ始まったばかりの幼児期に当たっており、これまでのところでは不可解なものである。その理由は、多変量法(multivariate method)が、**状態**の数や性質を明らかにするために第一に用いられたものではなかったことによる。ある場合には、類似のテスト測度が、**状態**と**特性**を指し示すように見えるという問題もなお残っている。

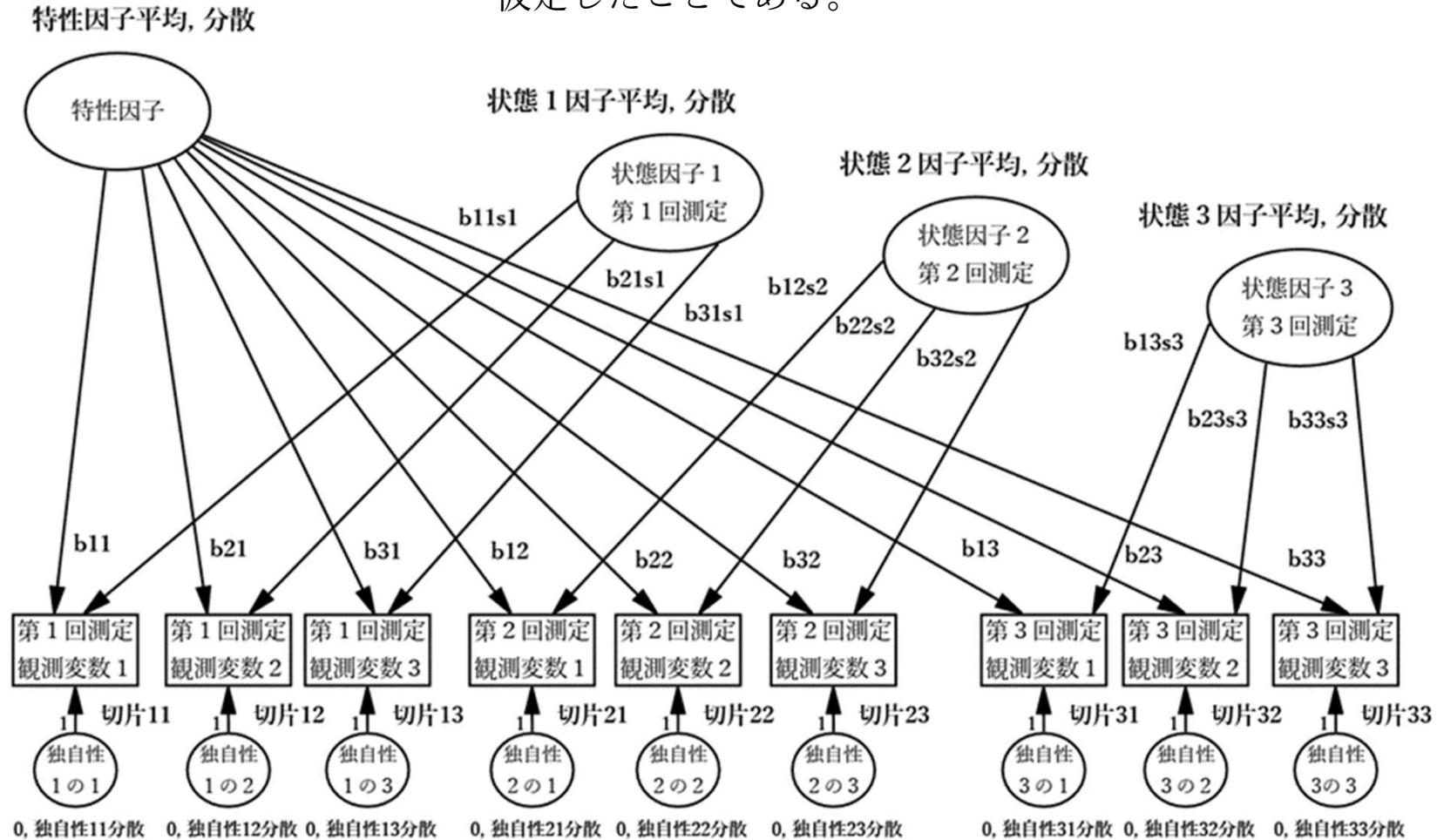
<途中略>

この新しい領域における進歩の形式的な結論は、指定方程式 (specification equation) の中で、**特性因子得点**以外に**状態因子得点**を常に付け加えなければならない (we must always add state factor scores along with trait factor scores) ということである。（Pp.163-164）（カッコ内は原文、p.157）」

レイモンド・B.キャッテル 斎藤耕二・安塚俊行・米田弘枝（1975）. パーソナリティの心理学－パーソナリティの理論と科学的研究－ 金子書房

Cattell, R.B. (1965). *The scientific analysis of personality*. Penguin Books.

回答5と回答4 (Geiser) との違いは、状態因子の分散だけでなく、平均を推定すること、その際に状態因子の因子パターン不変性を仮定したことである。



追加説明

対象データ：同じ変数を、 g 回繰り返して測定した縦断的データ

特性因子：複数の測定機会全体を通して1つの因子が潜在しているとする。 T
そして、測定機会間では因子パターンが不変であるとする。

状態因子：測定機会ごとに測定モデルは独立しているとする。 $p = 1, \dots, g$
そして、測定機会間では因子パターンが不変であるとする。
さらに、特性因子と状態因子の全ては独立とする。

結果の評価

分散 **特性度** $P_t = \frac{\sigma^2(T)}{\sigma^2(T) + \sum_{p=1}^g \sigma^2(S_p)} \times 100$ **状態度** $P_{s_p} = \frac{\sigma^2(S_p)}{\sigma^2(T) + \sum_{p=1}^g \sigma^2(S_p)} \times 100$

平均 $\mu(T) + \mu(S_1) + \dots + \mu(S_g)$

平均の変動が**特性因子**のみ： $\mu(T)$ **状態因子**だけで起きている： $\mu(S_1), \dots, \mu(S_g)$
特性因子の平均をゼロに固定し、状態因子の平均を求めることもできる。

回答4 : Geiser et al. State-Trait distinction model

状態因子について：**Geiser**たちは、SteyerによるLatent state-trait theoryの影響の下で、状態残差(state-residual)としている。これは特性因子を高次に置き、この影響下に状態因子があるという考え方を踏襲しているからではないか。

繰り返し測定の回数：**Geiser**たちは、3回以上をモデル識別の条件としている。

回答5 : 清水・三保・西川(2021)のTrait-State distinction model

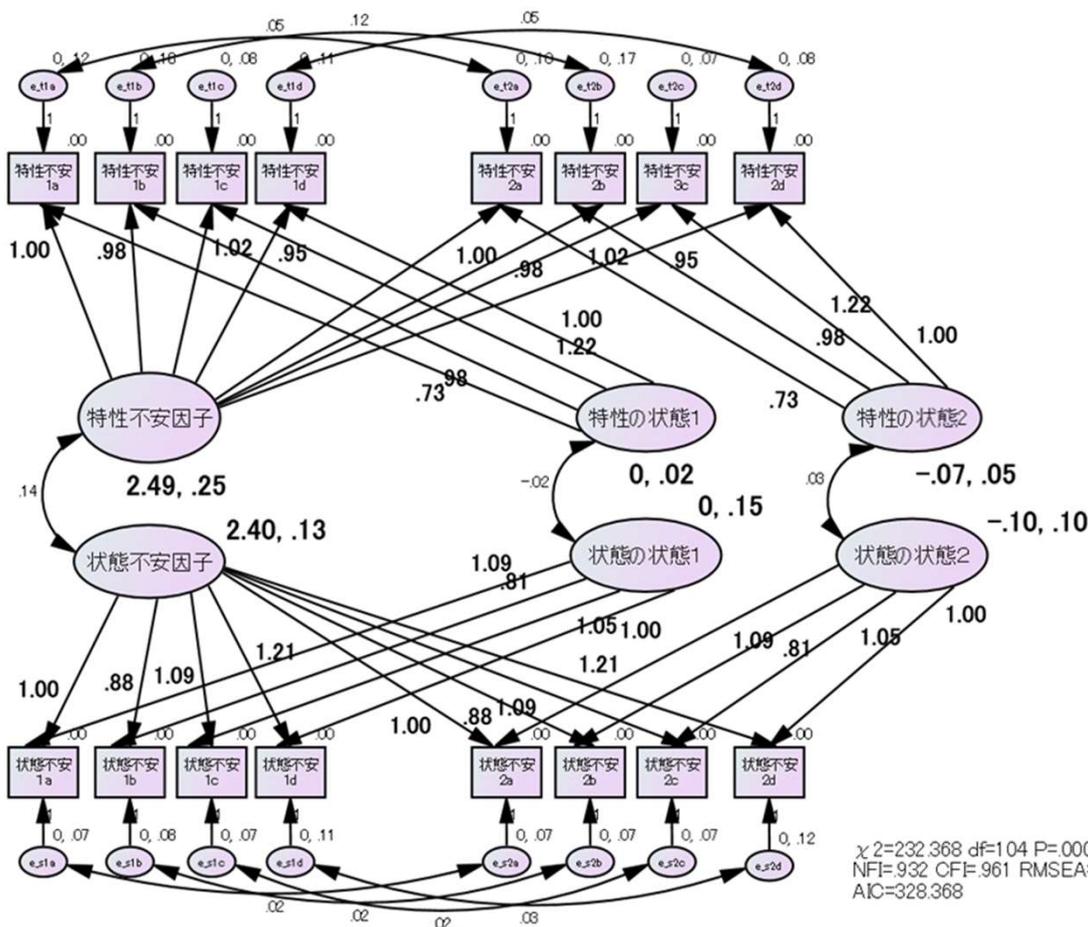
観測変数には、特性と状態が含まれている：Cattell(1965)の構想を縦断的データに適用し、測定モデルを特性因子と反復測定回数分の状態因子をともに識別できると仮定した。これにより、特性因子の分散と平均、そして、状態因子の分散と平均を、識別できる範囲内で推定することができる。

因子パターン不変性：特性因子についても、状態因子についてもは、状態因子の分散だけでなく、平均を推定すること、その際に状態因子の因子パターン不変性を仮定した。

繰り返し測定の回数：特性・状態の各測定モデルが因子パターン不変性であれば、2回の反復測定データにおいても、それぞれの因子の分散と平均とを推定することができる。

残している課題：実験データへの適用、参加人数の下限、布置不変性など拘束条件を緩めた解、特性・状態区分/状態・特性区分、区分という用語、autoregressive modelの検討。

STAI（状態不安と特性不安）：1週間間隔での2回の反復測定から



状態不安	平均	分散
状態の不安因子	2.398	0.129
状態不安1の状態因子	0	0.147
状態不安2の状態因子	-0.105	0.097
特性因子の分散の割合		34.584

特性不安	平均	分散
特性の不安因子	2.486	0.245
特性不安1の状態因子	0	0.018
特性不安2の状態因子	-0.071	0.050
特性因子の分散の割合		78.275

特性間の相関係数は、.78、状態1間は、-.37、状態2間は、.42であった。

Big Fiveの特性と状態の割合

大学1年生の4月、5月、6月の3回の縦断調査 (N=292) から

因子	外向性 (E)		誠実性 (C)		情動性 (N)		開放性 (O)		協調性 (A)	
	平均	分散								
特性	0.000	0.877	0.000	0.400	0.000	1.150	0.000	0.597	0.000	0.605
Time-1	0.000	0.082	0.000	0.108	0.000	0.314	0.000	0.171	0.000	0.255
状態 Time-2	0.038	0.008	-0.005	0.051	-0.018	0.198	-0.068	0.128	-0.008	0.126
Time-3	0.036	0.058	-0.012	0.028	-0.044	0.225	-0.048	0.282	-0.113	0.250
特性の分散の割合	85.561		68.143		60.943		50.679		48.948	
状態1の分散の割合	8.000		18.399		16.640		14.516		20.631	
状態2の分散の割合	0.780		8.688		10.493		10.866		10.194	
状態3の分散の割合	5.659		4.770		11.924		23.939		20.227	

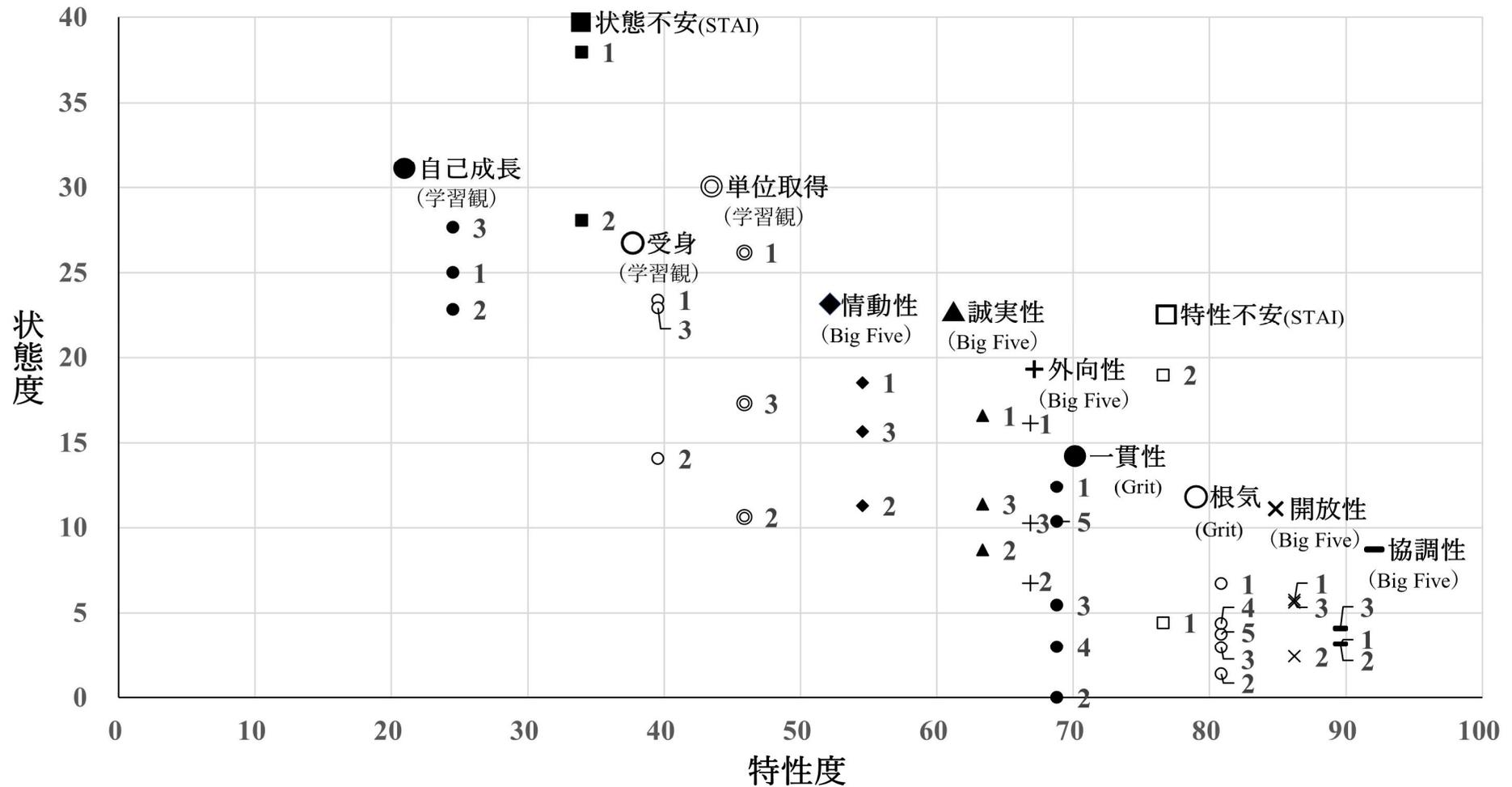


図 特性度（横軸）と状態度（縦軸）

出所：清水和秋・三保紀裕・西川一二 (2021). 特性・状態の因子の平均を推定する区分モデル—複数観測の縦断データの方法論と応用から— 関西大学社会学部紀要, 53(1), 69–140.

paradigm shift : 古典的測定論からの革新

古典的テスト理論 : $x_i = t_i + e_i$ 尺度構成と評価の方法

t : true score

$$\sigma^2(x) = \sigma^2(t) + \sigma^2(e)$$

e : random error

因子分析モデル : 観測変数の分散 = (共通性 + 特殊性) + 誤差

因子数の決定・因子解の推定・回転

→ 共通因子 (多次元な t) の分散と平均を特定

独自性 = (特殊性 + 誤差) と独立した共通因子でモデルを構築

横断的データ とその測定論から **縦断的データ** とその測定論への転換

1) 因子分析モデル → SEMモデル → 因子的不変性を **集団間** と, **集団内の時間軸** → 因果モデル

2) 因子の **平均・分散の推定** → **変化 (成長・発達) の切片・傾きと軌跡**

→ **反復測定** の分散分析から, 縦断的因子分析, 潜在成長モデル, 特性・状態区分へ

そして, ω による信頼性の推定, 妥当性を因果モデルから, などなど

残している課題 : 構成概念の再考 (「安定した」を前提とした概念から「変化する」を組み込んだ概念へ)

心理学研究法の今後

- 過去となった方法

探索的因子分析とその結果からの尺度構成 → 信頼性・妥当性

- 新しい方法

a. 探索から確認へ：SEMによる因子的不変性をベースとして

→ 信頼性はモデル適合で評価

b. 相関分析から因果分析へ

→ 妥当性

c. 横断的研究から縦断的研究へ

→ 変化・成長の測定

- 変数の性質と変化の性質：特性・状態共存モデル

trait and state **distinction** model → trait and state **coexistence** model

残している課題：特性を前提とした心理学研究の方法論から

特性・状態共存モデル心理学研究法を再構築すること。

“In writing about factor analysis, I found that I have been extensively influenced by my former professors. I am especially indebted by Raymond B. Cattell. Not only did he involve me in factor-analytic research, but the type of questions that he raised concerning both the factor-analytic procedures themselves and the usefulness of factor analysis in theory building have had a lasting impact upon me. (Preface to first edition, xvi-xvii.)”

Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis (2nd Ed.)*. Hillsdale, NJ: Lawrence.

my former professors; 辻岡美延先生、高橋雅春先生、石川啓先生、廣田君美先生、芝祐順先生、柳井晴夫先生、John R. Nesselroade、Fred W. Vondracek、そして、雨宮俊彦先生をはじめとした同僚の先生方、my former studentsのみなさんに感謝しながら講義を終わります。

ご静聴、ありがとうございました。

14時45分より

応用心理測定研究会
第5回研究会

再開します。